

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
ESCOLA DE EDUCAÇÃO FÍSICA, FISIOTERAPIA E DANÇA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DO MOVIMENTO HUMANO

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

**GESTÃO PEDAGÓGICA DE COMPETIÇÕES ESPORTIVAS INFANTOJUVENIS:
PROPOSIÇÃO DE UMA BATERIA DE TESTES DE MEDIDA DE CONTEÚDOS
PEDAGÓGICOS**

PORTO ALEGRE

2018

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

**GESTÃO PEDAGÓGICA DE COMPETIÇÕES ESPORTIVAS INFANTOJUVENIS:
PROPOSIÇÃO DE UMA BATERIA DE TESTES DE MEDIDA DE CONTEÚDOS
PEDAGÓGICOS**

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências do Movimento Humano da Escola de Educação Física, Fisioterapia e Dança da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Ciências do Movimento Humano.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Adelar Abaide Balbinotti

PORTO ALEGRE

2018

CIP - Catalogação na Publicação

Gonçalves, Gabriel Henrique Treter
GESTÃO PEDAGÓGICA DE COMPETIÇÕES ESPORTIVAS
INFANTOJUVENIS: PROPOSIÇÃO DE UMA BATERIA DE TESTES
DE MEDIDA DE CONTEÚDOS PEDAGÓGICOS / Gabriel Henrique
Treter Gonçalves. -- 2018.
225 f.
Orientador: Carlos Adelar Abaide Balbinotti.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Escola de Educação Física, Programa de
Pós-Graduação em Ciências do Movimento Humano, Porto
Alegre, BR-RS, 2018.

1. Pedagogia. 2. Esporte. 3. Competição. 4.
Validade. I. Balbinotti, Carlos Adelar Abaide,
orient. II. Título.

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

GESTÃO PEDAGÓGICA DE COMPETIÇÕES ESPORTIVAS INFANTOJUVENIS:
PROPOSIÇÃO DE UMA BATERIA DE TESTES DE MEDIDA DE CONTEÚDOS
PEDAGÓGICOS

Conceito final:

Aprovado em: _____ de _____ de _____.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcus Levi Lopes Barbosa

Universidade FEEVALE - Novo Hamburgo/RS, Brasil.

Prof. Dr. Flávio Antônio de Souza Castro

Universidade Federal do Rio Grande do Sul - Porto Alegre/RS, Brasil.

Prof. Dr. Guy Ginciene

Universidade Federal do Rio Grande do Sul - Porto Alegre/RS, Brasil.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Adelar Abaide Balbinotti

Universidade Federal do Rio Grande do Sul - Porto Alegre/RS, Brasil.

DEDICATÓRIA

Assim como em minha dissertação de mestrado, dedico este trabalho a todos os educadores. Incluo, aqui, em especial, meus professores e minha família.

AGRADECIMENTOS

Agradecer é fundamental, mas sempre um momento delicado, especialmente por não conseguir expressar em palavras tudo o que sinto. Neste período, que não se resume somente aos quatro anos de doutorado, tive a oportunidade de conviver com tanta gente que, por meio de seus exemplos, em sua maior parte positivos, me trouxeram até aqui – não a esta tese especificamente, mas à pessoa que me tornei. Portanto, agradeço a TODOS que, de alguma forma, fizeram parte da minha vida até este momento.

Começo agradecendo aos meus professores, em especial meus professores de Educação Física dos tempos de escola, representados nestes agradecimentos pela professora Sonja Pilla. Foram eles que acenderam essa paixão que hoje tenho pelo esporte em todas suas facetas. Hoje vejo o quanto vocês eram preparados e amavam o que faziam. Merecem mais do que o meu reconhecimento.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Carlos A. A. Balbinotti, pelos conselhos de vida que me fizeram seguir este caminho, pela orientação, confiança e autonomia para o desenvolvimento do trabalho, e pela amizade. Com o senhor aprendi e compreendi que a vitória não está, necessariamente, no resultado final, mas no processo como um todo.

Durante este período, tive a sorte (e o prazer) de ter um segundo orientador, Marcos A. A. Balbinotti, PhD, a quem sou imensamente grato por ter me recebido de portas abertas no Canadá para meu estágio doutoral (sanduíche) na *Université du Québec à Trois-Rivières*. Obrigado por todos os momentos, que não se resumem às orientações. Aprendi muito com o senhor. Foi “*very legal*”, como diriam os ingleses! Estendo os agradecimentos à professora Daniela Wiethaeuper.

Agradeço aos meus colegas do Núcleo de Pesquisa em Psicologia e Pedagogia do Esporte (NP₃-Esporte), em especial aos amigos Caio C. Cortela, Prof. Dr. Marcelo Cardoso, Hannah Aires, Prof. Dr. Luciano Juchem e Prof. Dr. Ricardo Saldanha. Ainda, ao Prof. Dr. Roberto T. Klering, quem me acompanhou desde o final da graduação até este momento me incentivando e auxiliando no que fosse preciso.

Agradeço a minha família, meus pais, Liane e Henrique, e irmãos, Candice e Márcio (e famílias), por todo o apoio; que, mesmo sem saber muito bem o que eu estava fazendo (por culpa minha), se orgulhavam em dizer que o filho/irmão estava

fazendo um doutorado. Aos meus sobrinhos, Alice, Eduardo e Rafaela (os que ainda virão ficarão para um próximo agradecimento), meus afilhados(as) oficiais e não oficiais, por serem o sopro (ou tufão) de alegria em minha vida. Amo todos vocês.

Aos amigos (sem citar nomes), aqueles de infância e adolescência, que, quando nos vemos, parece que nos falamos todos os dias; os colegas de faculdade; aqueles espalhados pelo mundo, que me proporcionaram tantas boas lembranças do Québec, que foram meus irmãos em Leipzig, *merci, danke, gracias, thank you*; meus queridos alunos, que me acompanharam durante toda essa trajetória; e ela, minha melhor amiga, que merece um parágrafo só para ela.

Muito obrigado, Camila. Não tenho palavras. Por mais que parecesse não considerar teus incentivos, para que acreditasse mais no que estava fazendo, que acreditasse mais em mim, foi isso que me fez respirar fundo e seguir em frente até o fim. Obrigado por ser essa luz na minha vida, por encher com boas energias nossa casa, pelos sorrisos e pelas INJEÇÕES DE ÂNIMO!!! Amo-te!

Agradeço às instituições, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Escola de Educação Física, Fisioterapia e Dança, Programa de Pós-Graduação em Ciências do Movimento Humano, seus funcionários e professores, e *Université du Québec à Trois-Rivières*. À CAPES pelo suporte financeiro durante o período de doutorado sanduíche no exterior.

Por fim, agradeço a Deus pela saúde e pela vida.

Resumo

A presente tese de doutorado trata da proposição de uma bateria de testes de medida de conteúdos pedagógicos (CP) no contexto de competições esportivas infantojuvenis. Foram considerados os CP do esporte mais citados pela literatura especializada: o desenvolvimento das habilidades motoras (HM), estratégico-tático (ET), socioeducativo (SE), de autonomia (Au), afetivo-social (AS) e democratização (De). A avaliação do quanto as competições esportivas contribuem para o desenvolvimento destes CP passa pela proposta de um novo instrumento de medida. Deste modo, esta tese teve como objetivo demonstrar as primeiras evidências de validade de uma bateria de testes de medida do favorecimento ao desenvolvimento de CP no esporte infantojuvenil, a qual é composta por seis escalas independentes, relativas a cada um dos CP: HM, ET, SE, Au, AS, De. Para tanto, no primeiro artigo, foi realizado uma revisão integrativa sobre estudos que apresentaram evidências de validade de instrumentos relacionados aos CP selecionados. Foi identificada a inexistência de modelos multidimensionais que avaliassem CP ou que tivessem a competição como elemento central da análise. No segundo artigo, foi elaborada a primeira versão da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos (BTGB-CP) e foram realizados cálculos de validade de conteúdo dos itens e da escala total para as dimensões Clareza de Linguagem (CL) e Pertinência Prática (PP), bem como medida a Dimensionalidade Teórica (DT) de cada item segundo a opinião de juízes-avaliadores. A bateria ficou reduzida a 59 itens com índices de validade de conteúdo ($CVC_{CL} = 0,942$; $CVC_{PP} = 0,953$) e concordância entre juízes ($K_{DT} = 0,822$) satisfatórios. No terceiro artigo, foram estimadas as estruturas internas, testadas a estabilidade das estruturas internas e, por fim a fidedignidade de cada uma das seis escalas. Para tanto, foram executadas Modelagens de Equação Estrutural Exploratórias (ESEM) utilizando matrizes de correlação policóricas e foram computadas as consistências internas segundo os cálculos Alpha padronizado. Os resultados se mostraram satisfatórios conforme a estabilidade de suas respectivas estruturas e consistências internas. Por fim, no quarto artigo, foi proposto um novo modelo teórico-explicativo multidimensional, o qual foi testado a partir dos dados disponíveis. As correlações entre construtos demonstram a pertinência do modelo, a qual é suportada pelos índices de medida da estabilidade da estrutura do modelo

segundo os dados disponíveis. Esta tese contribui, primeiramente, por demonstrar evidências de validade de seis escalas inéditas, as quais preenchem lacunas na avaliação de conteúdos pedagógicos. Ainda, contribui no ponto de vista teórico ao apresentar um detalhado modelo teórico-explicativo do construto geral relativo ao favorecimento ao desenvolvimento de CP no contexto esportivo infantojuvenil.

Palavras-chave: Pedagogia; Esporte; Competição; Validade.

Abstract

The present doctoral thesis deals with the proposition of a battery of measurement tests of pedagogical contents (PCs) in the context of youth sporting competitions. There were only considered the most evoked PCs of sports in the specialized literature: motor skills (MS), strategic/tactical (ST), socio-educative (SE), autonomy (Au), affective-social (AS) developments and democratization (De). The evaluation whether sporting competitions contribute to the development of these PCs comes after the proposition of a new measurement instrument. Thus, this thesis aimed to demonstrate the first evidences of validity of a battery of measurement tests of PCs' development favoring in youth sports, which is composed by six independent scales, one for each PC: MS, ST, SE, Au, AS, De. Therefore, in the first article, an integrative review regarding studies, which presented evidences of validity of instruments related to the PCs, was carried out. It was identified a lack of multidimensional models which could evaluate PCs or that had sporting competitions as a central element of the analysis. In the second article, the first version of the Gonçalves-Balbinotti Battery of Tests of Pedagogical Contents' Development Favoring (BTGB-CP) was elaborated and there were held the content validity calculations for each item and for the whole scale according to Language Clarity (LC), Practical Pertinence (PP) as well as Theoretical Dimensionality (TD) dimensions according to judges' opinions. The battery was reduced to 59 items with satisfactory content validity ($CVC_{LC} = 0,942$; $CVC_{PP} = 0,953$) and judges agreement ($K_{DT} = 0,822$) indices. In the third article, there were estimated the internal structures, tested the internal structures' stability and the reliability of each one of the six scales. Therefore, Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM) using polychoric correlations were held and computed the internal consistency according to standardized Alpha. Results were satisfactory according to their respective internal structures and consistencies, indicating the relevance of the scales use. Lastly, in the fourth article, it was proposed a new theoretical-explanatory multidimensional model, which was tested based on the available data. Correlations between constructs demonstrate the model relevance, which is supported by the indices related to the model structure stability obtained with the available data. This thesis contributes, first, by demonstrating validity evidences of six new scales, which fill blanks regarding the

evaluation of PCs. Furthermore, contributes from the theoretical point of view by presenting a detailed theoretical-explanatory model of the general construct related to PCs' development favoring in the context of youth sports.

Key words: Pedagogy; Sport; Competition; Validity.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estudos de validação de instrumentos relacionados a conteúdos pedagógicos do esporte.	42
Tabela 2 – Adequação das matrizes de correlação.	84
Tabela 3 – Índices exploratórios, de fidedignidade e ajustamento das escalas.	85

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Etapas e objetivos do processo de formação esportiva.....	26
Quadro 2 – Adaptações para as competições de tênis para crianças até 10 anos. .	29
Quadro 3 – Adaptações dos regulamentos das competições esportivas.	32
Quadro 4 – Apresentação e descrição dos conteúdos pedagógicos intrínsecos ao esporte.	59
Quadro 5 – Apresentação e descrição dos conteúdos pedagógicos do esporte.....	78
Quadro 6 – Pedagogia do Esporte Tradicional x Pedagogia do Esporte “Inovadora”.	103

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Etapas do processo de revisão integrativa adotadas no estudo.	41
Figura 2 – Modelo de planilha utilizada para o registro das opiniões e observações dos cinco juízes-avaliadores dessa pesquisa.....	64
Figura 3 – Modelo teórico-explicativo do construto “Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil” medido pela BTGB-CP.	104

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	16
1.1	A GESTÃO PEDAGÓGICA DA COMPETIÇÃO INFANTOJUVENIL	23
1.1.1	Modelos competitivos infantojuvenis institucionalizados	28
1.1.2	Avaliação de modelos competitivos infantojuvenis institucionalizados ...	31
1.2	OBJETIVOS.....	35
1.2.1	Objetivo geral	35
1.2.2	Objetivos específicos	35
2	CARACTERIZAÇÃO E DESENHO DO ESTUDO.....	37
3	ARTIGO I.....	38
4	ARTIGO II	58
5	ARTIGO III	77
6	ARTIGO IV.....	101
7	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	118
	REFERÊNCIAS.....	122
	APÊNDICE A.....	135
	APÊNDICE B.....	137
	APÊNDICE C	138
	APÊNDICE D	139
	APÊNDICE E.....	140
	APÊNDICE F.....	141
	APÊNDICE G	142
	APÊNDICE H	143
	APÊNDICE I.....	144
	APÊNDICE J	158
	APÊNDICE K.....	173
	APÊNDICE L.....	186
	APÊNDICE M.....	199
	APÊNDICE N	213

PREFÁCIO

Posso afirmar, com certeza, que a escolha do tema desta tese de doutorado não se deu por acaso, há alguns anos. O esporte e, conseqüentemente, a competição esportiva fizeram parte da minha vida; da minha infância, adolescência, até os dias atuais, em diferentes perspectivas. Creio poder dizer que muitos de meus valores, de minhas atitudes, da minha personalidade, são frutos de uma pedagogia da competição.

Incentivado por minha família, sempre pratiquei esportes. Tive a sorte de iniciar meus estudos em uma escola que valorizava o esporte, e mais sorte ainda de ter tido excelentes professores de Educação Física. Em Sapiranga, cidade onde cresci, participávamos dos jogos escolares municipais e regionais. Tinha o orgulho de representar meus colegas, minha escola e minha cidade em diversas modalidades dos eventos – futsal, atletismo e handebol. Por vezes, em mais de uma categoria. Lembro ter sido o primeiro medalhista (prata no salto em distância) da história da minha pequena escola nas Olimpíadas Nacionais da Rede Sinodal de Educação (ONASE). Nesta mesma época, ainda praticava tênis e natação fora da escola, muito por influência dos meus amigos. Participávamos de algumas competições, internas e regionais, mas sem grande expressão.

No ensino médio, troquei de escola. Um fator decisivo para a escolha da nova instituição foi a sua representatividade no esporte. Lá, em Novo Hamburgo, os esportes mais valorizados eram, em função da ONASE, o atletismo, o voleibol e o basquetebol. Logo fui convidado a participar da equipe de atletismo, onde treinava duas ou três vezes por semana, participava dos Campeonatos Estaduais, me sagrei campeão em algumas oportunidades, me classifiquei para um Campeonato Brasileiro de Juvenis e dois Jogos da Juventude, quando fui medalhista de prata no revezamento 4x100m, e de mais uma ONASE, quando fui medalhista de ouro no salto triplo e bronze no salto em distância. Neste mesmo período integrei a equipe de voleibol em competições regionais e até mesmo na ONASE (na posição de tapaburaco). Ainda, a fim de me integrar aos novos colegas de turma, jogava basquetebol nos recreios. Aqui, agradeço ao meu pai por ter crescido com uma tabela no pátio de casa.

Quando vim para Porto Alegre para fazer a faculdade de Educação Física, fui convidado a integrar a equipe de atletismo da SOGIPA. Participei de mais um

Campeonato Brasileiro Juvenil, mas minha real chance de medalha foi por água abaixo no primeiro salto, quando me lesionei. Passei a me dedicar aos estudos, à monitoria da disciplina e coordenação da equipe universitária de atletismo da UFRGS, e, eventualmente, participava das competições universitárias por puro prazer.

Em função das diversas experiências que tive durante minha infância e adolescência, sempre tive facilidade com práticas esportivas. Apesar de não jogar tênis desde meus 12-13 anos, chamei a atenção do professor Balbinotti e seu monitor, quem me convidou para fazer um estágio no Petrópole Tênis Clube como professor tênis de crianças e jovens. Ali a chama do treinador pedagogo se acendeu.

(Abre parênteses) Durante toda minha vida, aprendi muito com o esporte. Tive a oportunidade de conhecer pessoas, fazer amigos, viajar, vivenciei alegrias e glórias, tristezas e frustrações com as quais tive que aprender a lidar, observei excelentes e péssimos exemplos, fui moralmente testado, além de ter criado um repertório motor que me permitiu transitar em diferentes vertentes do esporte – rendimento, social, educacional, etc. A partir de um determinado momento, só enxergava o esporte no âmbito do rendimento, sem me dar conta dos demais benefícios que estava obtendo indiretamente. Foi quando comecei a dar aula de tênis que percebi a grandeza do esporte, da competição, e todos os benefícios que obtive nestes tantos anos (Fecha parênteses).

Ao relembrar minhas experiências, vivenciar o lado do treinador e estudar a pedagogia do esporte, passei a crer em um modelo de esporte e competição infantojuvenil que pudesse contemplar diferentes conteúdos pedagógicos simultaneamente. Com este entendimento e observando as divergências nos contextos teóricos e, principalmente, práticos, foquei meus esforços em algo que pudesse contribuir nestes dois âmbitos – com a proposição de um modelo teórico e de um instrumento que pudesse colaborar com aqueles que estão no campo. Desta resumida história e deste grande desejo surgiu esta tese.

1 INTRODUÇÃO

A presente tese de doutorado trata da proposição de uma bateria de testes de medida de conteúdos pedagógicos do esporte no contexto de competições esportivas infantojuvenis. Aborda fundamentalmente o tema do esporte e competição para crianças e jovens a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. A relevância desta tese se dá na medida em que a competição esportiva pode possuir diversos significados e funções, desta forma, podendo contemplar diferentes objetivos pedagógicos. Para uma adequada gestão pedagógica destas práticas, é fundamental, primeiramente, se conhecer a inter-relação entre conteúdos pedagógicos do esporte e, posteriormente, se avaliar. O valor da avaliação de práticas competitivas se dá pelo fato de que estas podem contribuir pedagogicamente de modo importante na formação integral de crianças e jovens. Contudo, não se tem conhecimento de instrumentos capazes de avaliar de forma integrada diferentes conteúdos pedagógicos, especialmente os seus respectivos desenvolvimentos a partir de práticas competitivas. Acredita-se que, primeiramente, para a boa compreensão do que se segue, seja fundamental e, na verdade, imprescindível definir conceitos por vezes tão usuais, como os conceitos de esporte e competição.

A palavra, assim como o conceito de “esporte” sofreram alterações ao longo do tempo. Passamos de *sport* e *desporto* a “esporte” em algumas décadas. Os sentidos originais do antigo francês e italiano “*desport*” e “*diporto*”, respectivamente, giravam em torno do escopo do lazer e da diversão (MELO, 2010). Atualmente, o conceito de esporte está associado a noções de competição, de atividades físicas e promoção da saúde (MELO, 2010), não que o lazer e a diversão não façam mais parte destas práticas. Barbanti (2006), por sua vez, define esporte como:

[...] uma atividade competitiva institucionalizada que envolve esforço físico vigoroso ou o uso de habilidades motoras relativamente complexas, por indivíduos, cuja participação é motivada por uma combinação de fatores intrínsecos e extrínsecos (BARBANTI, 2006).

Conceitos podem se modificar ao longo do tempo, e o surgimento de neologismos ou adendos, como “esportes de quadra” e “esportes radicais”, é

inevitável. “Esporte infantojuvenil” (para crianças e jovens) é um deles, e neste trabalho será conceituado como “toda atividade física competitiva, com regras pré-estabelecidas e acordadas por seus atores e que possua qualquer relação concepcional com esportes formais institucionalizados”. Este conceito se baseia na premissa de que (1) não existe esporte sem competição; (2) a disputa deve ser pautada pela igualdade de condições; (3) o esporte infantojuvenil não precisa necessariamente seguir modelos institucionalizados, especialmente aqueles designados a adultos; (4) o esporte infantojuvenil deve satisfazer necessidades e interesses de seus praticantes; e (5) não se deve temer a descaracterização da modalidade esportiva como a conhecemos quando o objetivo é fazer do esporte algo positivo para crianças e jovens. Neste conceito, portanto, além do esporte federado e escolar, considera-se também o que alguns autores chamam de jogos (KNIJNIK; KNIJNIK, 2004), os quais, muitas vezes, nada mais são do que modalidades esportivas modificadas a fim de se desenvolver determinados conteúdos pedagógicos.

Diversos autores compreendem o esporte como um processo pedagógico (GRECO; BENDA, 1998; FREIRE, 2003; PAES; BALBINO, 2005; REVERDITO; SCAGLIA, 2009). No entanto, a pedagogia do esporte possui diversas definições e conceitos relativos à sua aplicação. Para Paes (2002) e Balbino (2001), a pedagogia do esporte deve ir além do simples ensino de movimentos. Deve contribuir para uma prática consciente, crítica e reflexiva, sempre levando em consideração aspectos como diversidade, inclusão, cooperação e autonomia. Uma prática reducionista, do ponto de vista pedagógico, despreza dimensões sensíveis como a moralidade, a afetividade e a sociabilidade; estipula um modelo de atleta ideal a ser seguido; preocupa-se demasiadamente com a revelação de talentos; e reproduz modelos de eventos competitivos de esporte profissional (PAES; BALBINO, 2005). Estes autores fundamentam sua pedagogia sobre o pensamento sistêmico, no construtivismo e na teoria das inteligências múltiplas, buscando compreender a criança a partir de suas capacidades potenciais. Como estratégia de ensino, utilizam o “jogo possível” como elemento central.

Freire (2003), por sua vez, destaca a importância de o esporte ser pensado para aquele que o pratica, a partir de suas interações com o ambiente (sociocultural) e de suas motivações intrínsecas. Sendo assim, o indivíduo não pode ser apenas um objeto resultante do processo. Freire (2002, p. 365) questiona: “A única forma de

fazer esporte seria essa, estúpida, que transforma [...] crianças em miniaturas de adultos [...]? [...] O esporte tem mesmo que consolidar-se como um circo de horrores?”. O esporte, para o autor é compreendido como uma representação do jogo. É uma manifestação desenvolvida a partir de representações simbólicas e de relações estabelecidas entre os seres humanos. Estes símbolos e relações, hoje, são apresentados de uma forma mais socializada: o esporte.

Em sua proposta pedagógica, Freire (2003) estabelece alguns princípios: ensinar esportes a todos, pois, sendo um conhecimento cultural, deve ser um direito humano, estendido a todos os cidadãos, e não a privilegiados; ensinar bem esportes a todos, com o devido comprometimento com o indivíduo inserido no processo; ensinar mais que esporte a todos, não pensando somente no “craque”, mas também na sua condição humana, compromissado com princípios éticos, morais, afetivos, sociais, de forma autônoma, etc.; e ensinar a gostar do esporte, para que a prática não se limite à escola esportiva ou à aula de Educação Física, mas que possa ser exercitado em outros momentos.

Para não se limitar à literatura nacional, cabe relacionar os princípios sugeridos por Freire (2003) com a proposta de Siedentop (2002a; 2002b): o *Sport Education Model* (Modelo de Educação Esportiva). O mesmo aborda, de forma muito clara, pontos como a educação por meio do esporte (ensinar mais que esporte) e de saúde pública (ensinar a gostar do esporte). O autor (2002a) afirma que “os benefícios mais comumente atribuídos (ao esporte para jovens) seriam o aprendizado de habilidades úteis, cooperação, habilidades de liderança, submergir interesses individuais em objetivos coletivos e perseverança” (SIEDENTOP, 2002a, p. 394). O objetivo que o autor denomina de “Saúde pública” é relacionado à apreciação do esporte pelo público infantil e infantojuvenil. Justifica, afirmando que a inatividade é a grande causa de doenças degenerativas e que aquelas nações que conseguem induzir seus cidadãos a tornarem-se ou manterem-se fisicamente ativos, podem reduzir seus custos com saúde drasticamente. Por estes dois motivos, Siedentop (2002a) tem em seus principais objetivos a inclusão (ensinar esporte para todos). O esporte deve ser atrativo ao maior número possível de crianças, modificado fisicamente e emocionalmente a fim de se adequar aos seus corpos, talentos e espíritos em desenvolvimento e, por fim, administrado e ensinado com os benefícios educativos claramente refletidos. Por fim, elenca o objetivo de desenvolvimento de elite. Este objetivo se refere à possibilidade que o esporte deve

dar àqueles mais talentosos e interessados na busca pela excelência, a desenvolver seus máximos potenciais. O autor ainda considera que estes objetivos se diferenciam na prática, sendo a contemplação simultânea de ambos algo utópico, em sua opinião. Afirma que a questão é descobrir como equilibrar estes objetivos quando pensar em políticas e práticas para o esporte infantil e infantojuvenil e quais enfatizar (SIEDENTOP, 2002a).

De forma muito similar, Côté, Strachan e Fraser-Thomas (2007) se referem aos desfechos do esporte infantojuvenil como “3Ps”: Performance, Participação e desenvolvimento Pessoal (*Personal development*). Diferentemente de Siedentop (2002a), sugerem, para que sejam contemplados estes três objetivos, um modelo chamado *Developmental Model of Sport Participation* (Modelo Desenvolvimentista de Participação Esportiva) com base em sete postulados suportados por evidências: a diversificação esportiva precoce (1) não prejudica a participação esportiva de elite nos esportes onde o pico de desempenho é alcançado após a maturação; (2) está ligada a uma carreira esportiva mais longa e possui implicações positivas no envolvimento esportivo a longo prazo; (3) permite a participação em uma variedade de contextos que afetam positivamente o desenvolvimento de crianças e jovens; uma alta frequência de práticas deliberadas durante os anos iniciais (4) desenvolve uma base sólida de motivação intrínseca por meio do envolvimento em atividades prazerosas; (5) promove uma gama de experiências motoras e cognitivas que as crianças podem, finalmente, transferir à sua modalidade de interesse; (6) por volta dos 13 anos de idade, as crianças devem ter a oportunidade de escolher entre se especializar em seu esporte favorito ou continuar no esporte a um nível recreativo; (7) por volta dos 16 anos de idade, adolescentes desenvolveram, então, habilidades físicas, cognitivas, sociais, emocionais e motoras necessárias para investir seus esforços em treinamento altamente especializado em uma modalidade esportiva (CÔTÉ; HANCOCK, 2014). Segundo os autores (CÔTÉ; HANCOCK, 2014) a chave do equilíbrio entre os 3Ps é focar na diversificação precoce, em práticas deliberadas e na diversão, a fim de desenvolver motivação intrínseca, espírito competitivo e participação permanente. Assim, crianças e jovens terão construído fundamentos para performance em alto nível (se assim desejarem), participação e desenvolvimento pessoal.

Kröger e Roth (2006), em seu livro “A Escola da Bola”, afirmam que o esporte deve ser ensinado de forma natural para criança, como o jogar na rua e em formas

de pequenos jogos com bola. Criticam a forma de ensino do esporte orientada ao rendimento imediato, resultando em um processo de especialização precoce e, muitas vezes, direcionada a apenas uma modalidade esportiva. Os autores defendem uma pedagogia orientada pela mais ampla experimentação livre em vários esportes, afinal “crianças não são, na sua natureza, especialistas: elas são generalistas” (KRÖGER; ROTH, 2006, p. 9). Para a aplicação de sua proposta, utilizam o que chamam de ABC da Escola da Bola – Jogos orientados para a situação, nos quais se aprende a jogar com liberdade, objetivando o desenvolvimento da tática básica; Orientação para as capacidades coordenativas, sendo o desenvolvimento das capacidades motoras básicas, que podem ser transferidas futuramente para a técnica específica de algum esporte; e Orientação para as habilidades, que seria o desenvolvimento de uma gama variada de habilidades técnicas e elementos comuns de vários esportes.

Com base em diversas obras da literatura especializada da área da pedagogia do esporte (SHIGUNOV; PEREIRA, 1993; SMITH; CESTARO, 1998; OLIVEIRA, 1998; FREIRE, 2003; BALBINO, 2001; FERRAZ, 2002; KORSAKAS, 2002; DE ROSE JR., 2002; PAES, 2002; 2006; SANTANA, 2005; GRECO; BENDA, 2006; GRAHAM, 2008; REVERDITO; SCAGLIA, 2009; KRUG, 2009; PAES; MONTAGNER; FERREIRA, 2009; ROSSETTO; COSTA; D'ANGELO, 2012), é possível elencar uma série de conteúdos pedagógicos comuns, os quais são tidos pelos autores como fundamentais no desenvolvimento de atletas, especialmente crianças e jovens. São eles: a) o desenvolvimento das habilidades motoras; b) desenvolvimento estratégico-tático; c) desenvolvimento socioeducativo; d) desenvolvimento da autonomia; e) desenvolvimento afetivo-social; e f) democratização.

O desenvolvimento das habilidades motoras se destaca por ser constantemente lembrado pela literatura especializada, apresentando diversos estudos (LOGAN *et al.*, 2015; CRISTINA *et al.*, 2015; VELDMAN; JONES; OKELY, 2016). As habilidades motoras compreendem um conjunto de habilidades que podem ir das mais simples (fundamentais) às mais complexas (especializadas). As habilidades motoras fundamentais são as habilidades de locomoção, manipulativas e estabilizadoras. A combinação destas habilidades configura um conjunto de destrezas mais complexo. Por fim, destacam-se as habilidades motoras especializadas, sendo estas as habilidades específicas de uma modalidade,

compreendendo assim a técnica específica do esporte em questão. A adaptação das condições em que o esporte é praticado, utilizando-se de materiais alternativos, dinâmicas e regras diferentes e espaços reduzidos auxiliam o processo de desenvolvimento motor de crianças e jovens (LIMA, 1987; REGIMBAL; DELLER; PLIMPTON, 1992; ROST, 1997; 2000). Além disso, para o desenvolvimento de um repertório motor amplo e a fim de se evitar uma especialização motora precoce, a participação em competições de modalidades variadas é indicada (ROST, 1997; 2000; CÔTÉ; HANCOCK, 2014).

O desenvolvimento estratégico-tático pode ser entendido como o processo no qual os praticantes esportivos relacionam a percepção de uma situação à análise da mesma para então tomar uma decisão. É um processo fortemente vinculado à cognição (SILVA; GRECO, 2009). Neste contexto, o planejamento, com a finalidade de alcançar o sucesso em uma partida ou ação, configura a estratégia, e a forma e ações que o indivíduo utiliza para colocar em prática este planejamento, configuram a tática. As medidas utilizadas para um melhor desenvolvimento das habilidades motoras também podem ser utilizadas para o desenvolvimento dos aspectos estratégico-táticos, facilitando o jogo e conseqüentemente a execução de ações táticas mais complexas, exercitando a criatividade tática dos participantes (THORPE; BUNKER; ALMOND, 1984; KRÖGER; ROTH, 2006; SILVA; GRECO, 2009).

O desenvolvimento socioeducativo compreende aspectos como o desenvolvimento de valores éticos, morais, sociais, bem como de amizade, respeito, excelência e igualdade – fortemente associados aos valores olímpicos (INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE, 2015; 2016). Marques (2004) afirma que a educação através do esporte se dá na medida em que as experiências de vitórias e derrotas são significativas para as crianças e jovens, sendo estas experiências constantes e intrínsecas à competição esportiva. O respeito às regras, aos adversários, aos companheiros, é um exercício essencial no esporte. Apesar de fazer parte de códigos de conduta, por vezes é negligenciado. No entanto, na infância e adolescência, estes valores devem ser reforçados. A busca pela vitória também deve ser constante. Não a vitória em uma competição a qualquer custo, mas a vitória dentro de todo o processo (PALMEIRA, 2003). Somente com o máximo esforço, o potencial educacional da competição é atingido, pois a vitória e a derrota serão significativas e ambas são de grande valor para a formação da criança e do jovem atleta (LIMA, 1987; MARQUES, 2004).

O desenvolvimento de atitudes autônomas na prática esportiva é alcançado por meio da liberdade de tomada de decisão e enfrentamento de desafios, que, através do respeito, da cooperação, do diálogo e dos questionamentos professor-aluno e, sobretudo, aluno-aluno, tornam a prática esportiva mais pedagógica (SOUZA; SCAGLIA, 2004; MACHADO *et al.*, 2011). Neste sentido, a autonomia e a criatividade se unem para fazer com que crianças e jovens “caminhem com suas próprias pernas” e descubram o próprio caminho. Quando autônoma, a criança está apta a tomar decisões seguras, pois desenvolveu anteriormente habilidades para isto (KANETA; LEE, 2011; WEINSTEIN; PRZYBYLSKI; RYAN, 2012). Neste sentido, a liberdade para a criação de regras, contribuição com arbitragem, escolha da estratégia contribuem com o desenvolvimento da autonomia e permitem que as crianças e jovens sejam espontâneos durante a prática.

Com relação ao desenvolvimento afetivo-social, pode-se afirmar que o esporte possui um papel fundamental, especialmente na socialização, através de jogos coletivos e interação com outras pessoas (ROST, 1997; 2000). Através das práticas esportivas e competitivas, pessoas com maior dificuldade de relacionamento podem expressar-se e mostrar o que tem de melhor junto aos colegas. Faz parte deste desenvolvimento os relacionamentos intrapessoais e interpessoais (ALVES; RODRIGUES; VIEIRA, 2013). A sensação de pertencimento é fundamental para o desenvolvimento e motivação de crianças e jovens e está associada ao senso de conexão com outros, de sentir-se incluído no contexto e de fazer parte daquele meio (RYAN *et al.*, 2009; KANETA; LEE, 2011).

A democratização no esporte infantojuvenil pode se dar de diversas formas. A mais discutida é evitando práticas reducionistas, as quais limitam a participação apenas àqueles mais habilidosos ou então mais desenvolvidos fisicamente (FREIRE, 2003; PAES; BALBINO, 2005). Neste sentido, o esporte deve se adaptar às necessidades e capacidades dos seus praticantes, possibilitando que maior número de crianças e jovens tenham a oportunidade de experienciar, se sentir parte importante no processo e obter sucesso (SIEDENTOP, 1998; 2002a; MARQUES, 2004; VERMEULEN; VERWEEL, 2009; CÔTÉ; HANCOCK, 2014). Além disso, a participação em competições mistas pode contribuir na formação da criança (MOELY; SKARIN; WEIL, 1979), minimizando as diferenças, mas ressaltando os possíveis benefícios destas diferenças. Competições que adotam os formatos eliminatórios, especialmente de eliminação direta, não são os mais adequados para

crianças e jovens. Afinal, quanto maior o número de participações, mais oportunidades de vivenciar as experiências de vitória e derrota, estas crianças e jovens irão ter, aumentando o potencial pedagógico da competição (MARQUES, 2004).

A abordagem pedagógica do esporte pode atuar positiva ou negativamente sobre aspectos relacionados a um conjunto de valores, conhecimentos, habilidades e atitudes, possuindo associação tanto com a pedagogia tradicional, a qual contempla aspectos educativos, quanto com os aspectos relacionados à motricidade e a aprendizagem dos gestos esportivo-motores (TANI; BENTO; PETERSEN, 2006). Apesar de alguns conteúdos serem considerados mais importantes que outros (dependendo do autor), todos estão inseridos no amplo conceito de pedagogia do esporte e podem ser explorados por seus atores – professores, treinadores, gestores, atletas, etc. Além disso, alguns autores (LIMA, 1987; MARQUES, 2004; BENTO, 2006) afirmam que as experiências decorrentes das disputas em competições esportivas podem ser o instrumento pedagógico mais importante no contexto do esporte, especialmente infantojuvenil. Por este motivo, a seguir, serão apresentadas algumas propostas relacionadas à gestão pedagógica de competições esportivas no âmbito infantojuvenil. Estas propostas sugerem alternativas para o desenvolvimento de valores, conhecimentos, habilidades e atitudes em diferentes perspectivas.

1.1 A GESTÃO PEDAGÓGICA DA COMPETIÇÃO INFANTOJUVENIL

Marques (2004) defende que a competição pode e deve ser um elemento estruturante de toda a formação da criança, auxiliando no processo educativo da mesma. No entanto, para que isso ocorra, a competição infantil deve seguir alguns critérios: ser adequada às necessidades e condições da criança; proporcionar tanto as experiências da vitória como da derrota; e deve representar boa parte das atividades propostas. Quando se refere às adequações das competições, Marques (2004) trata fundamentalmente das adequações estruturais, justificando que os espaços de jogo, materiais utilizados e tempo de disputa devem condizer com as condições físicas, motoras e psicológicas das crianças. A sugestão destas adequações é com o intuito de que o maior número de crianças possa competir de fato, reduzindo a influência de treinamentos precocemente especializados e estágios

maturacionais mais avançados nos resultados. Quando afirma que a competição deve proporcionar experiências de vitória e de derrota para a criança, o autor condena as competições que favorecem um grupo de pessoas ou competições em que há apenas uma possibilidade de vitória. Sugere que sejam criadas situações em que mesmo crianças desfavorecidas ou menos habilidosas possam condições de vencer. Por fim, Marques (2004) afirma que as competições devem se fazer presentes em boa parte das atividades oferecidas às crianças e deve ser uma constante para o desenvolvimento pedagógico. Isso se dá especialmente pelo fato do autor considerar que o treinamento, em si, não faz sentido para as crianças e a competição é o que dá sentido a toda a preparação. Além disso, com número elevado de experiências competitivas, as crianças possuem maiores chances de vivenciar vitórias e derrotas.

Lima (1987) possui uma proposta semelhante. Primeiramente, destaca a possibilidade de intervenções pedagógicas por parte de educadores físicos e também por parte de pessoas com experiências como atleta, treinador, dirigente ou árbitro. A primeira sendo mais focada no desenvolvimento de conteúdos que corresponderiam aos interesses e necessidades das crianças no âmbito competitivo, se aproximando mais a uma perspectiva lúdica do esporte. A segunda tende a valorizar os aspectos mais técnicos, sem grandes conteúdos educativos. O autor destaca que nenhuma situação é preocupante, no olhar da pedagogia. Preocupante seriam processos de trabalho voltados à preparação de jogadores que promovam uma especialização precoce, causando um prejuízo no desenvolvimento global das crianças. Além disso, concorda com Marques (2004), afirmando que é um erro condenar a competição esportiva, dissolvendo referências sociais das crianças e utilizando técnicas “neutras”, fazendo com que o esporte perca o significado concreto que para elas possui.

Lima (1987) utiliza três categorias para construir uma competição pedagogicamente correta: utilização de uma pedagogia concreta para a formação esportiva; enquadrar adequadamente a competição; e a relação da personalidade com a competição. O objetivo da citada “pedagogia concreta”, neste caso, seria a transformação de modelos e de situações das competições adultas para um contexto de participação e favorecimento do desenvolvimento das capacidades e da personalidade da criança. O enquadramento adequado da competição se dá, primeiramente na transformação dos confrontos e rivalidades agressivas do esporte

adulto em uma competição participativa e cooperativa. Neste contexto, as intervenções devem se fundamentar em dois pontos essenciais: o conhecimento da criança e a orientação pedagógica do seu desenvolvimento. Assim, torna-se indispensável ter por referência o quadro social em que a criança encontra suas motivações e a observação pedagógica do comportamento infantil em atividade de jogo e competição. Por fim, a formação da personalidade através da competição se dá a partir de experiências de “vida coletiva”, especialmente de ordem afetiva e social. A participação neste tipo de atividade tem influência estruturante no sentido da formação de qualidades volitivas, como perseverança, decisão, domínio de si próprio e disciplina, e de fatores que intervêm na formação da personalidade.

Quina (2003), por sua vez, ressalta diversas qualidades e potencialidades do esporte. Entre elas a aquisição de valores essenciais do “saber ser” (autoestima, autocontrole, pontualidade, perseverança, etc.), do “saber estar” (civismo, respeito pelas regras e pelos outros, lealdade, cooperação, etc.) e do “saber fazer” (capacidades coordenativas, velocidade, força, resistência, etc.).

[...] o desporto é, simultaneamente, desenvolvimento de qualidades corporais, morais, sociais e éticas, é comparação e avaliação das mesmas qualidades, é gozo e divertimento, as referências em que deve assentar a construção de um qualquer modelo de competição adequado ao desporto infanto-juvenil só podem ser as duas seguintes: os gostos, as motivações e os interesses das crianças e dos jovens praticantes; objetivos e os conteúdos do processo de formação desportiva.

O primeiro pilar sugerido por Quina (2003), relativo aos gostos, motivações e interesses da criança, deve ser contemplado a partir de três pontos essenciais. O primeiro seria proporcionar o máximo de ação nos jogos, simplificar as regras e adaptar dimensões dos alvos em função do número de concretizações que se deseja alcançar. Estas medidas são justificadas a fim de aumentar a alegria, diversão e satisfação das crianças pelo jogo em si. O segundo seria com relação à participação e envolvimento pessoal. O autor sugere, para isso, três medidas: todas as crianças devem ter lugar garantido em suas equipes, independentemente de sua qualidade; todos devem jogar o tempo todo, se possível, não havendo jogadores reservas; por fim, todos jogam em todos os lugares, não induzindo ou sugerindo especialização em posições ou funções. O terceiro e último ponto essencial para o estabelecimento de uma competição que atenda aos gostos, motivações e interesses de crianças e jovens é a incerteza de resultados. Para o autor, ganhar é

naturalmente importante, mas quanto maior for a incerteza do resultado, maior será a motivação e empenho dos jogadores.

O segundo pilar sugerido por Quina (2003), relativo aos objetivos e conteúdos do processo de formação esportiva, se refere às etapas pelas quais todas as crianças devem passar durante o desenvolvimento de pré-requisitos de rendimento (capacidades coordenativas, condicionais e volitivas) e aquisição, aperfeiçoamento e automatização de elementos técnico-táticos das modalidades esportivas propriamente ditas (ver Quadro 1). Com relação aos conteúdos que devem ser trabalhados nas competições para crianças e jovens, Quina (2003) cita Rost (1997; 2000).

Quadro 1 – Etapas e objetivos do processo de formação esportiva.

Idade	Objetivos	Etapa
6 7 8	Formação psicomotora de base: - Desenvolvimento das capacidades coordenativas - Aperfeiçoamento das habilidades motoras fundamentais Através de situações lúdicas, divertidas e variadas (treino multilateral)	1ª TREINO GERAL
9 10 11 12	Início do treino específico da modalidade escolhida: - Aprendizagem das técnicas de base da modalidade escolhida - Desenvolvimento das capacidades coordenativas e da capacidade de velocidade Através de exercícios específicos diversificados (treino ainda multilateral) e início da atividade competitiva	2ª TREINO FUNDAMENTAL
13 14 15 16 17	Desenvolvimento do treino específico da modalidade escolhida: - Aperfeiçoamento e estabilização das técnicas da modalidade escolhida - Continuação do desenvolvimento das capacidades coordenativas e da velocidade e início do desenvolvimento específico da força e da resistência Através de exercícios específicos e da atividade competitiva regular	3ª TREINO DE CONSTRUÇÃO
18 19	Especialização com vista à obtenção do mais alto rendimento Treino já orientado para a estrutura do rendimento da modalidade escolhida através de exercícios específicos de aplicação e competitivos, e da atividade competitiva regular	4ª TREINO DE LIGAÇÃO

(Adaptado de Quina, 2003)

Rost (1997; 2000), afirma que, numa perspectiva de competição esportiva mais adequada à realidade de crianças e jovens, os conteúdos, as regras e critérios de avaliação, bem como os instrumentos, aparelhos e materiais utilizados, devem ser alterados. Para um desenvolvimento multilateral da criança, por exemplo, Rost (1997; 2000) sugere que sejam promovidas provas múltiplas com conteúdos tradicionais e não tradicionais realizadas principalmente sob a forma de competições coletivas. Outra alternativa seria definir critérios para a admissão em competições.

Neste caso, para participar das competições, as crianças devem atingir escores ou marcas em provas múltiplas a fim de competir em uma prova específica. Também sugere a participação em competições de outras modalidades, mas ressalta que é importante não confundir a multilateralidade proposta com a falta de objetivos. Estas outras competições devem proporcionar diferentes ações que podem dar suporte ao desenvolvimento dos praticantes de forma geral ou específica. Ainda assim podem proporcionar um aumento na capacidade de carga geral e específica, ampliar a bagagem de experiências motoras, evitar cargas erradas ou unilaterais durante a idade evolutiva e aumentar o divertimento e vontade de treinar.

Quando o conteúdo referido é o desenvolvimento de um repertório técnico-tático, Rost (1997; 2000) sugere que sejam realizados mini jogos, em campos ou quadras com dimensões reduzidas, aumentando a frequência de ações, estimulando a capacidade de reconhecer situações em diferentes contextos e proporcionando o aperfeiçoamento da capacidade técnica pelo espaço reduzido. Também acredita que a redução do número de jogadores, no caso dos esportes coletivos, é importante a fim de se criar obstáculos a uma especialização precoce em uma função específica dentro de uma equipe. A terceira medida seria limitar o número de soluções permitidas, em situações particulares, a fim de impor um conjunto de tarefas metodológicas. Por fim, propor uma maior ou menor valorização de determinadas ações em função de sua importância, sempre pensando no desenvolvimento futuro do esportista.

Se o conteúdo proposto for o desenvolvimento dos aspectos técnico-coordenativos, Rost (1997; 2000) sugere que o incremento destas bases pode ser alcançado através de competições de técnica ou então por meio do estabelecimento de provas em que a *performance* venha associada à atribuição de uma pontuação para o valor técnico da execução. O autor, no entanto, ressalta que este conteúdo é objeto de uma especialização que deve surgir apenas em um momento apropriado, sem especificar qual o momento ideal. Também, relacionando com a adequação dos espaços de jogo, afirma que os materiais devem ser adequados à medida da criança e conforme a etapa de desenvolvimento que esteja atravessando. A adaptação destes materiais é importante, pois pode compensar a ausência de níveis de força, bem como alguns pressupostos constitucionais, como altura, peso, envergadura, etc.

Burton, Gillham e Hammermeister (2011) e McCarthy, Bergholz e Bartlett (2016) descrevem uma abordagem baseada na modificação da estrutura – a *Competitive Engineering* (Engenharia Competitiva). A ideia é adequar a competição a fim de promover experiências competitivas mais “nutritivas”. A Engenharia Competitiva se utiliza de quatro estratégias de implementação (modificação da estrutura esportiva, das regras, do ambiente e do equipamento), a fim de obter quatro metas de engajamento do atleta (aumentar ações e pontuações, fomentar o envolvimento pessoal, manter pontuações próximas e promover relações pessoais positivas). Estas estratégias e metas são designadas fundamentalmente ao incremento da motivação intrínseca, particularmente àqueles objetivos relacionados à competência, autonomia, aos relacionamentos e ao *flow* enquanto se promove um clima de suporte à autonomia. O envolvimento do atleta é a maior prioridade nesta abordagem e a vitória é um produto natural do processo. Esta filosofia pretende atrair atletas à prática do esporte, manter seus interesses e prazeres enquanto progredem em suas respectivas “carreiras esportivas”, maximizando o desenvolvimento de habilidades de acordo com a idade, auxiliando em suas maturações psicossociais, e minimizando desgastes e *burnout*.

Observa-se a partir destes modelos pedagógicos, diferentes objetivos e funções das competições. Sendo assim, diferentes conteúdos são priorizados; e este deve ser o princípio norteador ao se conceber uma competição para crianças e jovens. A formatação de um evento competitivo com o objetivo de desenvolvimento de atletas de alto rendimento, o qual prioriza conteúdos como o desenvolvimento de habilidades motoras e estratégico-tático, deve ser diferente, teoricamente, da formatação de um evento com objetivo social, por exemplo. A adequação das competições infantojuvenis conforme seus objetivos e funções são uma tendência na atualidade. Portanto, a seguir, serão apresentados alguns modelos competitivos adotados atualmente por algumas federações esportivas no Brasil.

1.1.1 Modelos competitivos infantojuvenis

Novos modelos de competições esportivas vêm sendo adotados nos últimos tempos por diversas federações esportivas no Brasil. É o caso do tênis, do atletismo, do voleibol e do basquetebol no Brasil. A seguir, serão descritos alguns dos

regulamentos de competições que foram pensados levando em consideração a criança como sujeito principal do esporte e suas respectivas necessidades.

A Federação Internacional de Tênis (ITF), em 2012, instituiu o *Tennis 10's* (INTERNATIONAL TENNIS FEDERATION, 2012). Nas competições de tênis para crianças com idades até 10 anos, as regras foram consideravelmente alteradas. Basicamente passou-se a utilizar quadras com dimensões reduzidas, bolas mais lentas e contagens de pontos diferenciadas. Atualmente a ITF sugere a competição em três estágios distintos: “Vermelho”, de cinco a oito anos de idade; “Laranja”, de oito a dez anos de idade; e “Verde”, de nove a dez anos. Cada um destes estágios possui suas recomendações de dimensões, materiais e formatos de pontuação (ver Quadro 2).

É importante destacar que tamanho de raquete e opções de pontuações, por exemplo, são recomendações. As federações nacionais e regionais, bem como o próprio jogador, possuem certa autonomia para definir o que é melhor para o evento e para o desenvolvimento do atleta.

Quadro 2 – Adaptações para as competições de tênis para crianças até 10 anos.

Estágio/Idade	Bola	Tamanho da raquete e quadra	Opções de pontuação	Descrição do estágio
Estágio 3 Vermelho 5-8 anos	<i>Bola de espuma:</i> 8,00-9,00 cm <i>Bola de feltro:</i> 7,00-8,00 cm 75% mais lenta que a bola oficial	<i>Raquete:</i> 17-23" (43-58 cm) <i>Quadra:</i> 10,97-12,80 m x 4,27-6,10 m <i>Altura da rede:</i> 0,80-0,838 cm	1 Tiebreak até 7 ou 10 Melhor de 3 Tiebreaks até 7 1 Set curto até 4 Partidas por tempo	Jogadores são capazes de jogar desde a primeira aula. Desenvolvimento de boa técnica e táticas reais.
Estágio 2 Laranja 8-10 anos	<i>Bola de feltro:</i> 6,00-6,86 cm 50% mais lenta que a bola oficial	<i>Raquete:</i> 23-25" (58-63 cm) <i>Quadra:</i> 17,68-18,29 m x 6,10-8,23 m <i>Altura da rede:</i> 0,80-0,914 cm	Melhor de 3 Tiebreaks até 7 1 Set curto até 4	Jogadores possuem habilidade para implementar táticas avançadas.
Estágio 1 Verde 9-10 anos	<i>Bola de feltro:</i> 6,00-6,86 cm 25% mais lenta que a bola oficial	<i>Raquete:</i> 25-25" (63-66 cm) <i>Quadra oficial:</i> 23,77 m x 8,23 m <i>Altura da rede:</i> 0,914 cm	1 Set curto até 4 Melhor de 3 Sets curtos até 4 (3º Set sendo um Tiebreak até 10)	Jogadores são capazes de continuar desenvolvendo boa técnica e táticas avançadas.

(Adaptado de International Tennis Federation, 2012)

No atletismo, a Federação Internacional de Atletismo (IAAF) publicou em 2002 a primeira versão do *Kids' Athletics* (GOZZOLI *et al.*, 2002), a qual foi revista em 2006 (GOZZOLI; SIMOHAMED; EL-HEBIL, 2006). As tradicionais provas do atletismo foram completamente modificadas, tanto com relação aos seus materiais, quanto aos formatos de disputa e dinâmicas. Basicamente, todos os eventos competitivos devem ser realizados em equipes. No entanto, não é eleito um de cada equipe para uma determinada prova. Todos os participantes devem realizar todas as provas, estimulando um desenvolvimento mais amplo de aspectos físicos e motores. Além disso, a proposta busca tornar o atletismo atraente, acessivo e instrutivo para crianças, evitando a especialização e elitismo precoce (GOZZOLI; SIMOHAMED; EL-HEBIL, 2006). Com este novo formato de evento, a IAAF pretende massificar o esporte, tornando-o o esporte mais praticado nas escolas do mundo inteiro, torna-lo uma ferramenta de educação esportiva, promover um estilo de vida equilibrado e saudável e, finalmente, atrair e manter as potenciais estrelas do futuro (INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ATHLETICS FEDERATIONS, 2015).

O voleibol, por sua vez, trouxe a proposta do minivolei. Esta prática é bastante difundida na Europa, principalmente na Itália. No Brasil, o projeto foi iniciado em 1999. Neste jogo, há adaptações no tamanho da quadra, altura da rede, na bola utilizada e no número de jogadores. O jogo é realizado em uma quadra de 12 metros de comprimento por cinco metros de largura e disputado por equipes de quatro pessoas, ou seja, dentro de uma quadra oficial de voleibol é possível criar três quadras de minivolei. A altura da rede varia de 2 metros a 2,10 metros. É indicado para crianças e jovens de 7 a 14 anos. Com este modelo, a Confederação Brasileira de Vôlei (CBV) espera que as ações dos jogadores sejam mais frequentes, propiciando um melhor desenvolvimento das condições físicas, motoras e técnicas. Além disso, há uma preocupação com relação ao caráter lúdico e de sociabilidade do esporte (CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE VOLEIBOL, 2010).

O basquetebol propõe o chamado Mini Basquete. Os objetivos traçados pela Confederação Brasileira de Basketball (CBB) com o Mini Basquete são:

[...] promover a integração e socialização; difundir, democratizar e incentivar a prática do basquete; estimular a prática como forma de promoção da saúde física e mental; ensinar valores éticos (respeito) e morais através do esporte; proporcionar discussão e atualização técnica para profissionais do basquetebol e proporcionar a conscientização sobre a preservação do meio ambiente através do

basquete (CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BASKETBALL, 2012).

A Federação Internacional de Basquetebol (FIBA) sugere que os jogos desta modalidade para crianças até 11 anos possam ser mistos. Podem ser jogados em dois contra dois, três contra três ou da forma tradicional, cinco contra cinco. Nos dois primeiros casos, sugere que a dimensão da quadra seja a metade da oficial, deixando em aberto possibilidades de quadras com diferentes dimensões conforme a disponibilidade. A altura do aro para as crianças de 8 a 11 anos deve ser de 2,65m e de 3,05m para jovens de 12 e 13 anos. Ainda há regras a respeito da forma com que o treinador deve se portar – dando conselhos e orientações aos jogadores de maneira calma, equilibrada, respeitosa, com conteúdo e de maneira amigável. Por fim, determina que todos os jogadores devam participar de dois quartos da partida, estabelecendo uma regra para substituições na qual dá a possibilidade de todas as crianças participarem de forma significativa na partida (FIBA AMÉRICAS, 2012).

São observadas algumas diferenças, com interesses comuns, relativas aos objetivos nas propostas competitivas apresentadas. Conseqüentemente, acredita-se que diferentes conteúdos são priorizados. Enquanto que a proposta do tênis prioriza conteúdos relativos ao melhor e mais rápido desenvolvimento de atletas, a proposta do voleibol inclui o componente social em sua proposta. Por sua vez, o basquetebol, assim como o voleibol, tem nas questões afetivo-sociais um conteúdo prioritário, mas inclui o desenvolvimento educacional de valores como um ponto fundamental do modelo, assim como o atletismo. Para se ter a ciência de que estas adequações propostas cumprem seus objetivos, é preciso avaliar. Portanto, a seguir, serão apresentados alguns estudos, com diferentes métodos, que se propuseram a avaliar modelos competitivos para crianças e jovens.

1.1.2 Avaliação de modelos competitivos infantojuvenis

Alguns estudos empíricos analisaram a gestão e organização das competições esportivas para crianças e jovens (ARENA; BÖHME, 2004; MILISTETD *et al.*, 2014; AIRES, 2015; HEIN, 2015; GONÇALVES *et al.*, 2016). O primeiro, de Arena e Böhme (2004), propôs identificar os objetivos das competições esportivas em diversos esportes. Para isso, entrevistaram representantes das federações

paulistas destas modalidades. Chegaram à conclusão de que a maioria das federações tinha por objetivo a massificação, divulgação e crescimento do esporte. Contudo, essa massificação pode representar diversas ideias. Pode-se supor que seja em um sentido de obter uma maior arrecadação, como pode ser para a descoberta de talentos, dentre outros motivos. Em um segundo momento, Arena e Böhme (2004) buscaram, nos regulamentos, as idades iniciais da prática competitiva nos diferentes esportes e as principais adequações nas regras (ver Quadro 3), tendo como parâmetro o modelo competitivo adulto. Chegaram à conclusão de que todas as modalidades possuíam adaptações, algumas modalidades mais, outras menos. Apesar disso, federações como de futsal, ginástica, judô, natação e tênis promovem competições para crianças com idades abaixo da indicada pela literatura apresentada.

Quadro 3 – Adaptações dos regulamentos das competições esportivas.

(continua)

Federação	Categorias (adaptações)	
Basquetebol	Categoria pré-mini (12 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Tamanho da bola e altura da tabela ▪ 4 tempos (quartos) ▪ Substituições (2 quartos) 	Categorias mini e mirim (13 e 14 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Tamanho da bola ▪ Substituições (2 quartos)
Handebol	Categoria mirim (11-12 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Tempos de 15 minutos ▪ Substituir todos no 1º e 2º tempo ▪ Intervalo de 5 minutos ▪ Defesa individual e tamanho da bola 	Categoria infantil (13-14 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Tempos de 15 minutos ▪ Trocar todos nos 1º e 2º tempo – 3º livre ▪ Intervalo de 5 minutos ▪ Defesa individual e tamanho da bola
Futsal	Categorias iniciação, pré e mirim (6-10 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ 4 Quartos e tamanho da bola 	Categoria infantil (13-14 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ 2 tempos (15 minutos)
Voleibol	Categoria pré-mirim (10-13 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Sistema de jogo 6x0 e 4x2 ▪ Limites de trocas nos sets ▪ Rede 	Categoria mirim (14 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Sistema de jogo 6x0 e 4x2 ▪ Limites de trocas nos sets; ▪ Altura da rede
Atletismo	Categoria pré-mirim (12-13 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Pelota e provas de fundo 1000m ▪ Barreiras (6 com altura de 60cm) Salto em distância sem a prancha	
Ginástica	GRD – pré-infantil (8-10 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Série de mãos livres ▪ Aparelhos ▪ Categorias com regulamentos próprios 	GO – pré-infantil (8-10 anos): <ul style="list-style-type: none"> ▪ Feminino (4 aparelhos) com séries obrigatórias e adaptações na pontuação ▪ Masculino (6 aparelhos) com séries obrigatórias e adaptações na pontuação

Quadro 3 – Adaptações dos regulamentos das competições esportivas.

(conclusão)

Natação	Mirim (9-10 anos): ▪ Provas de 50m Petis: ▪ Até 400m livre e 200m medley	Categoria infantil (13-14 anos): ▪ Provas de 50m, 100m, 200m nos 4 estilos
Judô	Categoria mirim e infantil (7-10 anos): ▪ Divisões pelo peso corporal ▪ Menor rigidez nos critérios	Categoria mirim e infantil (7-10 anos): ▪ Por equipe não há limite de peso ▪ Atendimento durante a competição
Tênis	Categoria de 10 anos: ▪ Não tem tie-break (termina 6x5) ▪ Não tem vantagens	Categoria de 10 anos: ▪ Existe raquetes menores, mas não é obrigatória a sua utilização

(Adaptado de Arena e Böhme, 2004)

Em um mesmo sentido, Milistetd *et al.* (2014) analisaram o número de adaptações estruturais e adaptações funcionais em 14 modalidades esportivas, sendo cinco coletivas (Basquetebol, Futebol, Futsal, Handebol e Voleibol) e nove essencialmente individuais (Ginástica Artística, Ginástica Rítmica, Judô, Karatê, Taekwondo, Atletismo, Natação, Tênis e Tênis de Mesa). Para o acesso a essas informações, utilizou os regulamentos disponibilizados pelas federações paranaenses no ano de 2011. Verificaram que as competições esportivas promovidas pelas federações são oferecidas para crianças menores de 10 anos, com exceção do atletismo. Com relação às adequações estruturais, afirmam que o futebol é a modalidade que apresenta o menor número delas, enquanto que o basquetebol, handebol e ginástica se destacam neste aspecto. O voleibol é a modalidade que apresenta o maior número de adaptações funcionais, alterando regras relativas à execução de fundamentos, ações de jogo e limitações táticas nas primeiras categorias. Ressaltam que estes resultados revelam uma preocupação pedagógica por parte das federações esportivas, contudo a baixa idade de participação em competições revela um quadro que poderia estar favorecendo uma possível especialização precoce destas crianças.

A partir de uma perspectiva distinta, Gonçalves *et al.* (2016), Aires (2015) e Hein (2015) questionaram a gestão pedagógica das competições esportivas para crianças e jovens no que tange a sua predisposição ao desenvolvimento educacional e de formação pessoal sob o ponto de vista da proposta de Marques (2004). Ambos os trabalhos partiram da premissa de que os treinadores seriam a

fonte ideal para a identificação de aspectos que poderiam estar de acordo (ou não) com os objetivos educacionais e de formação pessoal de crianças.

O estudo de Gonçalves *et al.* (2016) verificou se o regulamento das competições de tênis para crianças até 10 anos está de acordo com os objetivos de educação e formação pessoal. Ao entrevistar treinadores experientes, verificou que ainda existem algumas adequações que seriam necessárias. Apesar da grande evolução, em comparação ao modelo competitivo anterior, que reproduzia o modelo adulto, ainda existem possibilidades para que o tênis seja um esporte mais educativo e que contemple as necessidades físicas, motoras e psicossociais das crianças.

Aires (2015) concluiu que as competições de Karate-do JKA podem ser importantes no processo de educação e formação de crianças e jovens praticantes do esporte, especialmente quando tratada a questão do controle e uso consciente da agressividade. Contudo as competições oferecidas não seguem as recomendações dadas pelos treinadores entrevistados. O *Shiai Kumite*¹ vem sendo o modelo competitivo adotado para categorias infantis, reproduzindo quase que fielmente o modelo competitivo adulto.

Por fim, Hein (2015) verificou que, nas competições de futebol para crianças e jovens de 10 a 13 anos, as regras poderiam contribuir de forma mais importante para a formação destes indivíduos. Apesar de valores pessoais como o respeito aos adversários e cooperação com os colegas serem pontos positivos nestas competições, o autor reforça que há uma inadequação dos conteúdos propostos, especialmente quando analisadas as adequações estruturais da competição, como dimensões do campo de jogo, por exemplo. Ressalta que nos treinamentos algumas destas adequações já são adotadas, no entanto os treinadores e crianças enfrentam dificuldades, pois a competição é diferente.

O sucesso das práticas esportivas para crianças e jovens depende, claro, do cumprimento dos objetivos e metas pré-estabelecidas por aqueles que as conceberam. Para tanto, é preciso avaliar. Esta avaliação pode ser realizada de diversas formas. No entanto, a aplicação de instrumentos, como questionários, inventários e escalas métricas é considerada a forma mais objetiva e sistemática de acesso a determinadas informações (ANASTASI; URBINA, 2000; CUNHA, 2000;

¹ Forma de combate livre, com regras que definem pontuações e punições (TANAKA; ARRIGONI NETO; SEPULVEDA, 2013).

BALBINOTTI, 2001; 2005). A identificação das orientações, bem como de limitações pedagógicas das práticas esportivas infantojuvenis é de suma importância e é o que deve conduzir as novas discussões a respeito da gestão pedagógica de práticas esportivas para crianças e jovens. Seria a competição formulada a fim de: cumprir objetivos educacionais, éticos e morais?; desenvolver tecnicamente e taticamente os sujeitos envolvidos?; contemplar estes e outros objetivos ao mesmo tempo? Além disso, será que as adequações, instituídas com a finalidade de se cumprir os objetivos, são suficientes e consequentes?

Com base nestas informações e reflexões, foram determinados os objetivos geral e específicos desta tese.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo geral

O objetivo geral do presente estudo é demonstrar as primeiras evidências de validade de uma nova bateria de testes de medida de conteúdos pedagógicos do esporte em competições esportivas infantojuvenis: A Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP).

1.2.2 Objetivos específicos

- Realizar uma revisão integrativa sobre artigos que apresentem evidências de validade de instrumentos relacionados ao tema em estudo;
- Elaborar os itens da primeira versão da BTGB-CP;
- Demonstrar as primeiras evidências de validade de conteúdo da BTGB-CP;
- Estimar a estrutura interna de cada uma das escalas da BTGB-CP;
- Testar a estabilidade da estrutura interna de cada uma das escalas da BTGB-CP;
- Estimar a consistência interna de cada uma das escalas, e de suas respectivas dimensões, que compõem a BTGB-CP;
- Propor um modelo teórico-explicativo relativo ao construto “Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil”;

- Apresentar as primeiras evidências de validade do modelo teórico-explicativo segundo os dados disponíveis.

2 CARACTERIZAÇÃO E DESENHO DO ESTUDO

Trata-se de uma pesquisa de natureza fundamentalmente quantitativa. Os desenhos de pesquisa quantitativa adotam estratégias sistemáticas objetivas e rigorosas para gerar e refinar o conhecimento (BURNS; GROVE, 2005). Desta forma, o raciocínio dedutivo é o processo em que o pesquisador inicia com uma teoria ou estrutura previamente estabelecida, e passa a coletar evidências a fim de avaliar ou testar a teoria. Neste contexto, no presente estudo, procura-se demonstrar as primeiras evidências de validade de uma bateria de testes de medida de conteúdos pedagógicos do esporte infantojuvenil, baseado nos conteúdos pedagógicos mais lembrados por estudiosos da área, possibilitando a constatação (ou não) da equivalência entre as dimensões do modelo teórico e as dimensões evidenciadas empiricamente, com a aplicação da bateria. Os estudos realizados nesta pesquisa possuem caráter transversal em todas as suas fases de desenvolvimento. Assim, esta pesquisa pretende obter todas as informações necessárias para atender aos objetivos central e específicos propostos. Para isso, esta tese propôs a realização de quatro estudos: o primeiro estudo realizou um levantamento e análise de estudos que apresentam evidências de validade de instrumentos que se propõem a medir aspectos relacionados aos conteúdos pedagógicos selecionados nesta tese. O segundo estudo propôs a primeira versão e apresentar as primeiras evidências de validade de conteúdo da BTGB-CP. O terceiro estudo teve por objetivo apresentar as primeiras evidências de validade fatorial e de fidedignidade das escalas independentes que compõem a BTGB-CP. Por fim, o quarto estudo propôs um modelo teórico-explicativo multidimensional do construto Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil e apresentou evidências de validade quanto à estabilidade do modelo segundo os dados disponíveis.

3 ARTIGO I

CONTEÚDOS PEDAGÓGICOS DO ESPORTE: UMA REVISÃO INTEGRATIVA SOBRE INSTRUMENTOS DE MEDIDA

Resumo

O objetivo desta revisão integrativa foi realizar um levantamento e análise dos artigos de validação de instrumentos designados a mensurar, de alguma forma, aspectos relacionados aos principais conteúdos pedagógicos do esporte: desenvolvimento de habilidades motoras, estratégico-tático, socioeducativo, de autonomia, afetivo-social e democratização. A busca por artigos foi realizada nas bases de dados *Scielo* e *LILACS* com os descritores *sport\$ AND valid\$*. Dos 25 estudos selecionados para análise, constatou-se que a maioria propôs instrumentos associados aos conteúdos relacionados à performance – desenvolvimento de habilidades motoras e estratégico-tático; seguido por aspectos associados às interações sociais e, por fim, aqueles associados a valores. A maioria dos instrumentos explora amostras com adolescentes e modalidades coletivas. Os artigos apresentaram principalmente índices relacionados à validade de conteúdo, à estabilidade do modelo e à fidedignidade de suas medidas. De forma geral apresentaram índices satisfatórios. Boa parte dos estudos apresentou todos os itens de seu instrumento ou mesmo o instrumento completo, o que é importante neste tipo de estudo. Conclui-se que existem lacunas na medida de conteúdos pedagógicos no esporte, podendo-se explorar a criação de um modelo multidimensional de medida, especialmente no contexto competitivo infantojuvenil.

Palavras-chave: Estudos de validação. Pedagogia. Esporte.

INTRODUÇÃO

O esporte é, por concepção, uma prática sistematizada e organizada, culturalmente com o objetivo de se potencializar habilidades, atitudes e comportamentos por meio de um processo de transmissão e assimilação de conhecimentos. Surge daí a possibilidade de pedagogizar o esporte; conduzir o ensino de diferentes conteúdos por meio do esporte. A pedagogia do esporte deve ir além do simples ensino de movimentos, especialmente no âmbito infantojuvenil. Deve-se evitar a promoção de práticas reducionistas, do ponto de vista pedagógico,

nas quais se desprezam dimensões sensíveis como a moralidade, a afetividade e a sociabilidade (PAES; BALBINO, 2005).

Ao se pensar em uma prática esportiva que contemple o desenvolvimento integral do praticante, deve-se levar em consideração o desenvolvimento de alguns conteúdos pedagógicos, como o desenvolvimento das habilidades motoras, o desenvolvimento estratégico-tático, o desenvolvimento socioeducativo, o desenvolvimento afetivo-social, o desenvolvimento da autonomia e a democratização – conteúdos pedagógicos do esporte mais citados pela literatura especializada (SHIGUNOV; PEREIRA, 1993; SMITH; CESTARO, 1998; OLIVEIRA, 1998; FREIRE, 2003; BALBINO, 2001; FERRAZ, 2002; KORSAKAS, 2002; DE ROSE JR., 2002; PAES, 2002; 2006; SANTANA, 2005; GRECO; BENDA, 2006; GRAHAM, 2008; REVERDITO; SCAGLIA, 2009; KRUG, 2009; PAES; MONTAGNER; FERREIRA, 2009; ROSSETTO; COSTA; D'ANGELO, 2012). O desenvolvimento destes conteúdos possibilita o trânsito do praticante em diferentes facetas do esporte e alcance de diferentes desfechos: rendimento, participação e desenvolvimento pessoal/educacional, por exemplo (OLIVEIRA 1998; SIEDENTOP, 2002a; DARIDO; RANGEL, 2005; CÔTÉ; HANCOCK, 2014).

Estudos têm se preocupado em avaliar o desenvolvimento de conteúdos pedagógicos, como aspectos relacionados à educação e formação (AIRES, 2015; GONÇALVES *et al.*, 2016a), aspectos de desenvolvimento técnico (GONÇALVES *et al.*, 2016b), tático (KLERING *et al.*, 2016), etc. Os mais diversos métodos de extração de dados têm sido aplicados, como entrevistas, análise de documentos, aplicação de escalas e inventários. Acredita-se que estas últimas sejam as formas mais objetivas e sistemáticas de acesso a este tipo de informação (ANASTASI; URBINA, 2000; CUNHA, 2000; BALBINOTTI, 2001; 2005). No entanto, a elaboração, validação e adaptação de instrumentos são fundamentais para a correta e fidedigna mensuração destes construtos, utilizando-se o devido rigor para este processo, o que diminui as chances de erros e vieses na pesquisa (PASQUALI, 2010). No entanto, não se sabe ao certo quais conteúdos pedagógicos ou mesmo quais instrumentos vêm sendo utilizados para esta finalidade e de que forma estes construtos têm sido avaliados.

Neste sentido, o objetivo da presente revisão é realizar a integração entre a pesquisa científica e a prática profissional a partir de um levantamento e análise de estudos que apresentam evidências de validade de instrumentos designados à

medida de aspectos relacionados aos principais conteúdos pedagógicos do esporte. Espera-se, com este estudo, reunir informações suficientes para que profissionais possam identificar e, conseqüentemente, se utilizar de instrumentais de qualidade no contexto esportivo pedagógico. Afinal, a revisão integrativa se utiliza da análise de pesquisas importantes a fim de dar suporte à tomada de decisão e à melhoria da prática, permitindo a apresentação de uma síntese do estado do conhecimento de um determinado tópico. Além disso, possibilita a identificação de lacunas do conhecimento, as quais necessitariam ser preenchidas a partir da realização de novos estudos (MENDES; SILVEIRA; GALVÃO, 2008; SILVA *et al.*, 2017).

MÉTODOS

Revisão integrativa é a abordagem metodológica mais ampla no contexto das revisões. Permite a inclusão de estudos experimentais e não-experimentais para uma compreensão completa do fenômeno analisado. Utiliza e combina dados de literatura teórica e empírica, além de contemplar diferentes objetivos, como definição de conceitos, revisão de teorias e evidências, e análise de problemas metodológicos de um tópico particular (WHITTEMORE; KNAFL, 2005; SOUZA; SILVA; CARVALHO, 2010; SILVA *et al.*, 2017).

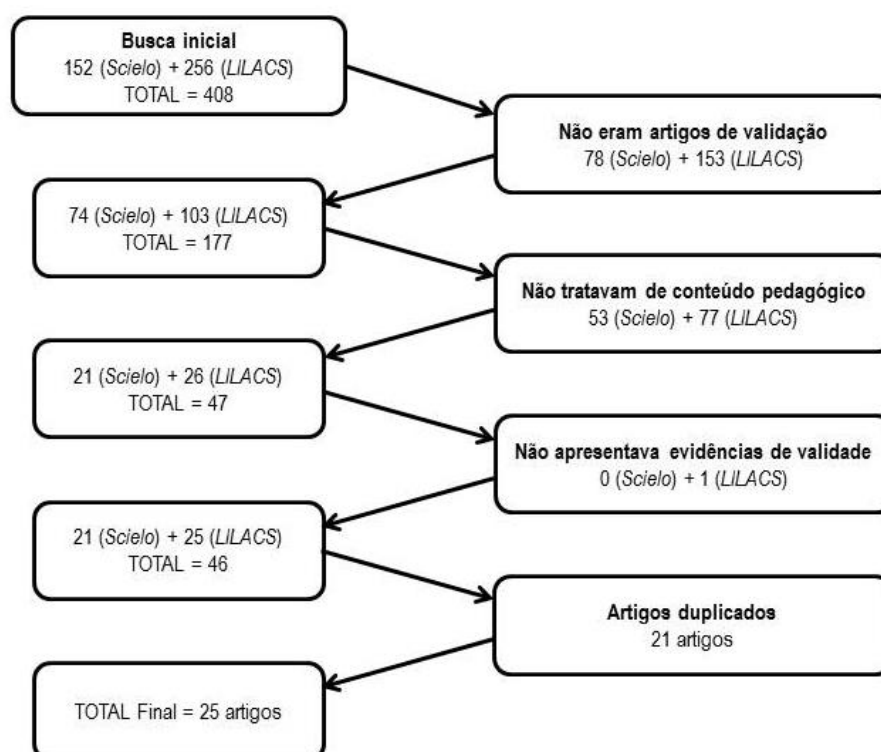
O presente estudo seguiu basicamente seis passos indicados: (1) identificação do tema de pesquisa – validação de instrumentos e pedagogia do esporte; (2) estabelecimento de critérios para inclusão e exclusão de estudos, amostragens e busca na literatura – estudos que apresentam evidências de validade de instrumentos relacionados aos principais conteúdos pedagógicos do esporte; (3) definição das informações a serem extraídas dos estudos selecionados e categorização – conteúdo pedagógico medido, público alvo, contexto de aplicação e índices de validade; (4) avaliação dos estudos incluídos na revisão integrativa – tabulação e quantificação relativa a cada uma das informações extraídas; (5) interpretação dos resultados – comparação dos resultados com parâmetros sugeridos pela literatura especializada; e, conseqüentemente, (6) apresentação da revisão e síntese do conhecimento (MENDES; SILVEIRA; GALVÃO, 2008; SOUZA; SILVA; CARVALHO, 2010).

Estratégia de busca e seleção de artigos

Inicialmente, consultou-se os termos *sport* e *validation*, bem como palavras associadas, nos descritores da saúde (DECS). Depois, realizaram-se as buscas nas bases de dados eletrônicas *Scielo* e *LILACS* com os termos “*Sport\$ AND Valid\$*”. Como critérios de inclusão, estabeleceu-se que: (1) os artigos publicados deveriam ser estudos de validação de instrumentos; (2) os artigos deveriam reportar ao menos uma evidência de validade do instrumento proposto; (3) os artigos publicados deveriam avaliar ao menos um conteúdo pedagógico do esporte relacionado àqueles mais citados pela literatura especializada. Consideraram-se como critérios de exclusão artigos não originais, artigos de revisão, livros, dissertações, teses, notas, resumos e cartas ao leitor. A busca não apresentou delimitação de data (ano de publicação).

Foram encontrados 152 artigos na base de dados eletrônica *Scielo* e 256 artigos na base de dados eletrônica *LILACS*. Considerando os critérios de inclusão estabelecidos e excluindo-se os artigos duplicados, foram selecionados 25 artigos de validação de instrumentos de medida dos principais conteúdos pedagógicos no contexto esportivo. A figura 1 apresenta os passos seguidos para a seleção dos artigos analisados neste estudo.

Figura 1 – Etapas do processo de revisão integrativa adotadas no estudo.



RESULTADOS, INTERPRETAÇÕES E DISCUSSÕES

A Tabela 1 apresenta os 25 artigos selecionados na presente revisão integrativa, assim como informações acerca dos estudos realizados, como o título do artigo, autor(es), revista, ano de publicação, público alvo, contexto, instrumento(s) de medida e índice(s) de evidência de validade.

Tabela 1 – Estudos de validação de instrumentos relacionados a conteúdos pedagógicos do esporte.

(continua)

Nome(s) do(s) autor(es)	Título do artigo Nome do periódico Nome do instrumento	Ano de publicação
Conteúdo pedagógico medido	Público alvo Índice(s) de evidência(s) de validade	Contexto
Psychometric properties of the Group Environment Questionnaire (GEQ) for the high performance soccer and futsal context		
Nascimento Junior <i>et al.</i>	J. Phys. Educ. Group Environment Questionnaire (GEQ)	2016
Afetivo-Social	Jogadores de alto rendimento $\alpha > 0,70$; $\chi^2/df = 3,03$; AGFI = 0,90; RMSEA = 0,07	Futebol e futsal
Construção e validação preliminar de instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático individual no basquetebol		
Folle <i>et al.</i>	J. Phys. Educ. Instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático individual no basquetebol (IAD-BB)	2014
Técnico-tático	Infantojuvenil $0,80 < VC < 0,96$; $0,742 < K < 1,000$; ICI $> 0,942$	Basquetebol
Content Validity of scenes of the Declarative Tactical Knowledge Test in Volleyball – DTKT:Vb		
Costa <i>et al.</i>	Rev. bras. cineantropom. desempenho hum. Declarative Tactical Knowledge Test in Volleyball (DTKT:Vb)	2016
Estratégico-tático	Homens, todos os níveis e idades $0,92 < CVC < 0,96$	Voleibol
Validity and reliability of scales on intrapersonal, interpersonal and environmental factors associated with physical activity in Brazilian secondary students		
Barbosa Filho <i>et al.</i>	Rev. bras. cineantropom. desempenho hum. Diversas escalas	2016
Coesão	Adolescentes (14 a 19 anos de idade) $0,62 < \alpha < 0,90$; $0,62 < ICI < 0,70$; $1,58 < \chi^2/df < 4,71$; CFI $> 0,98$; $0,022 < RMSEA < 0,056$	Praticantes de atividades físicas
Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the Brazilian coach-athlete relationship questionnaire (CART-Q) - Athlete Version		
Vieira <i>et al.</i>	Rev. bras. cineantropom. desempenho hum. Coach-Athlete Relationship Questionnaire (CART-Q)	2015
Afetivo-Social	Adultos $\alpha > 0,70$; CVC $> 0,80$; $\chi^2/df = 3,03$; CFI = 0,96; RMSEA = 0,08	Esportes individuais e coletivos
Construção e validação do instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático no voleibol		
Collet <i>et al.</i>	Rev. bras. cineantropom. desempenho hum. Instrumento de Avaliação do Desempenho Técnico-tático do Voleibol (IAD-VB)	2011
Técnico-Tático	Infantojuvenil $VC \text{ geral} = 0,93$; $0,57 < K < 1,000$; ICI $> 0,74$	Voleibol

Tabela 1 – Estudos de validação de instrumentos relacionados a conteúdos pedagógicos do esporte.

(continuação)

Elaboração e validação do instrumento percepção do corpo na performance esportiva – Pecopes		
Simões; Pellegrinotti	Rev. Bras. Ciênc. Esporte	2017
Percepção do Corpo na Performance Esportiva (PECOPEs)		
Técnico-Tático	Idade não controlada	Diversos esportes
0,58 < α < 0,85		
Tradução e validade de conteúdo do Youth Sport Value Questionnaire 2		
Saldanha; Balbinotti; Balbinotti	Rev. Bras. Ciênc. Esporte	2015
Youth Sport Value Questionnaire 2 (YSVQ-2)		
Valores	Infantojuvenil	Diversos esportes
CVC _{Clareza} = 0,83; CVC _{Pertinência} = 0,88		
Space protection dynamics in basketball: Validation and application to the evaluation of offense-defense patterns		
Santana <i>et al.</i>	Motriz: rev. educ. fis.	2015
Space protection dynamics		
Estratégico-Tático	Alto rendimento	Basquetebol
K > 0,88		
Examining the validity of the personal-social responsibility questionnaire among athletes		
Martins <i>et al.</i>	Motriz: rev. educ. fis.	2015
Personal and Social Responsibility Questionnaire (PSRQ) modificado		
Afetivo-Social	Infantojuvenil	Diversos esportes
0,78 < CR < 0,82; 2,47 < χ^2/g < 2,64; GFI > 0,95; RMSEA = 0,05		
Examining the validity of the Athlete Engagement Questionnaire (AEQ) in a Portuguese sport setting		
Martins <i>et al.</i>	Motriz: rev. educ. fis.	2014
Athlete Engagement Questionnaire (AEQ)		
Participação	Infantojuvenil/Adultos	Diversos esportes
0,85 < CR < 0,88; 2,49 < χ^2/g < 2,63; GFI > 0,92; RMSEA < 0,05		
Design and validation of an observational instrument for technical and tactical actions in beach volleyball		
Palao; Manzanares López; Ortega	Motriz: rev. educ. fis.	2015
-sem nome-		
Técnico-Tático	Alto rendimento	Vôlei de praia
K > 0,82		
Validação do Questionário de Ambiente de Grupo (GEQ) para a língua portuguesa		
Nascimento Junior <i>et al.</i>	Motriz: rev. educ. fis.	2012
Questionário de Ambiente de Grupo (GEQ)		
Afetivo-Social	Adultos	Esportes coletivos
CVC = 0,90; 0,76 < α < 0,80; χ^2/g = 3,02; CFI = 0,93; RMSEA = 0,06		
Evidência de validade do teste de conhecimento tático processual para orientação esportiva - TCTP: OE		
Greco <i>et al.</i>	Rev. bras. educ. fis. esporte	2015
Teste de Conhecimento Tático Processual para Orientação Esportiva - TCTP: OE		
Estratégico-Tático	Infantojuvenil (8 a 13 anos de idade)	Basquetebol, Handebol e Futsal
CVC _{Clareza} = 0,83; CVC _{Pertinência} = 0,91; CVC _{Relevância} = 0,95; ICI > 0,40		

Tabela 1 – Estudos de validação de instrumentos relacionados a conteúdos pedagógicos do esporte.

(continuação)

Teste de conhecimento tático processual 3x3 com os pés: alternativa para a orientação esportiva		
Castro <i>et al.</i>	Rev. bras. educ. fis. esporte	2015
Estratégico-Tático	Teste de Conhecimento Tático Processual	Jogos com os pés
	Crianças	
	CVC _{Clareza} = 0,82; CVC _{Pertinência} = 0,87; CVC _{Relevância} = 0,94; $0,14 < K < 0,72$	
Validação da bateria "Beck" de testes de habilidades para atletas brasileiros de "rugby" em cadeira de rodas		
Gorla <i>et al.</i>	Rev. bras. educ. fis. esporte	2011
Habilidades motoras	Bateria "Beck"	Rugby
	Cadeirantes	
	$0,76 < ICI < 0,99$	
Desenvolvimento e validação de um novo sistema de seleção de talentos para a ginástica olímpica feminina: a Bateria PDGO		
Albuquerque; Farinatti	Rev Bras Med Esporte	2007
Habilidades motoras	Bateria Potencial de Desempenho em Ginástica Olímpica (PDGO)	Ginástica Artística Feminina
	Crianças	
	$r_{inter} = 1,00; 0,83 < r_{intra} < 1,00$	
Coesão de equipes: a adaptação do instrumento de pesquisa norte-americano Multidimensional Sport Cohesion Instrument para a realidade empresarial e esportiva no Brasil		
Moreira; Montanari; Pilatti	Gest. Prod.	2016
Coesão	Sport Cohesion Instrument	Esportivo e empresarial
	Adultos	
	$\alpha = 0,96$	
Validación de un Cuestionario sobre Valores en los Deportes de Equipo en Contextos Didácticos		
Ponce-de-León-Elizondo <i>et al.</i>	Univ. Psychol.	2014
Valores	Escala de Valores en los Deportes de Equipo (EVDE); Escala de Jerarquía de Valores en los Deportes de Equipo (EJVDE)	Esportes coletivos
	Jovens (11 a 12 anos de idade)	
	$\alpha_{EVDE} = 0,69; \alpha_{EJVDE} = 0,74$	
Validación de la versión en español del Cuestionario de Metas de Amistad en Educación Física		
Méndez-Giménez; Fernández-Río; Cecchini-Estrada	Univ. Psychol.	2014
Afetivo-Social	Cuestionario de Metas de Amistad	Educação Física
	Adolescentes (12 a 17 anos)	
	$\chi^2/df = 2,01; GFI = 0,96; CFI = 0,98; RMSEA = 0,06; 0,80 < CFC < 0,86$	
Traducción y validación de la versión española de la Échelle des Perceptions du Soutien à l'Autonomie en Sport		
León <i>et al.</i>	Univ. Psychol.	2012
Autonomia	Escala de Percepción de Apoyo a la Autonomía en Contextos Deportivos (EPAAD)	Diversos esportes
	Todas idades	
	$\chi^2/df = 3,82; CFI = 0,93; RMSEA = 0,09; 0,93 < \alpha < 0,96$	

Tabela 1 – Estudos de validação de instrumentos relacionados a conteúdos pedagógicos do esporte.

(conclusão)

Estudo fatorial confirmatório e da consistência interna do inventário do treino técnico-desportivo do tenista (ITTT-12)		
Balbinotti <i>et al.</i>	Rev. bras. educ. fis. esporte	2009
Inventário do Treino Técnico-desportivo do Tenista (ITTT-12)		
Técnico-Tático	Adolescentes	Tênis
$\chi^2/gf = 1,44$; GFI = 0,882; RMS = 0,061; $\alpha = 0,81$		
Análise fatorial confirmatória do group environment questionnaire com atletas portugueses		
Borrego <i>et al.</i>	Aval. psicol.	2010
Group Environment Questionnaire		
Afetivo-Social	Todas as idades	Handebol, basquetebol, voleibol e futebol
$\chi^2/gf = 2,17$; GFI = 0,96; CFI = 0,97; RMSEA = 0,049; $0,70 < \alpha < 0,86$		
Criação e validação de um teste para medir o desempenho motor do nado crawl		
Pereira <i>et al.</i>	Rev. bras. cineantropom. desempenho hum.	2006
Teste do Desempenho Motor do Nado Crawl		
Habilidade Motora	Todas as idades	Natação
$ICIFidedignidade > 0,88$; $ICIObjetividade > 0,95$		
Proposição e validação de um instrumento para avaliação do treino técnico-desportivo de jovens tenistas		
Balbinotti <i>et al.</i>	Rev. bras. educ. fis. esporte	2004
Inventário do Treino Técnico-desportivo do Tenista		
Técnico-Tático	Todas as idades	Tênis
$\alpha = 0,81$; $ICIPertinência = 0,68$; $ICIClareza = 0,41$		

Os artigos selecionados foram publicados em nove diferentes revistas entre os anos de 2004 e 2017. Os periódicos que mais publicaram artigos nesta área foram, em ordem decrescente: Revista Brasileira de Educação Física e Esporte (5), Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano (5), Motriz, Revista de Educação Física (5), *Universitas Psychologica* (3), *Journal of Physical Education* (2), Revista Brasileira de Ciências do Esporte (2), Revista Brasileira de Medicina do Esporte (1), Gestão & Produção (1) e Avaliação Psicológica (1). Cabe destacar que um destes periódicos (*Universitas Psychologica*) é estrangeiro, publicado pela Faculdade de Psicologia da *Pontifícia Universidad Javeriana*, de Bogotá, Colômbia.

Analisando-se de uma forma geral os artigos selecionados, verificou-se que, quando especificadas as modalidades, os estudos tiveram amostras de jogadores de basquetebol em 32% (8) dos estudos, de futebol, futsal e voleibol em 28% (7 cada) dos estudos, de handebol em 24% (6) dos estudos, de tênis em 20% (5) dos estudos, de natação em 16% (4) dos estudos, de *rugby*, karatê e vôlei de praia em 12% (3 cada) dos estudos, de atletismo e judô em 8% (2 cada), e de ginástica

artística e acrobática, canoagem, *hockey*, pólo aquático, tênis de mesa e ciclismo em 4% (1 cada) dos estudos. Contabilizando modalidades especificadas e não especificadas, as modalidades coletivas estiveram presentes em 80% (20) dos estudos, enquanto que as modalidades individuais estiveram em 40% (10) dos estudos.

Outro dado importante quando se trata de pedagogia, é contabilizar quantos destes estudos avaliaram crianças e adolescentes. Somente um instrumento apresentado nos artigos é destinado estritamente a crianças (menores de 11 anos de idade), o qual propõe uma bateria de testes para a seleção inicial de talentos na modalidade de ginástica artística (ALBUQUERQUE; FARINATTI, 2007). É sabido que a iniciação e especialização na modalidade de ginástica artística são realizadas ainda na infância (ARENA; BÖHME, 2000; 2004; MILISTETD *et al.*, 2014). Sendo assim, este instrumento só vem a reforçar e sistematizar esta prática. Já, 36% (9) dos estudos analisaram ou elaboraram instrumentos destinados a amostras de adolescentes; 16% (4) a amostras de crianças e adolescentes; e 20% (5) de adolescentes e adultos. Por fim, 24% (6) dos estudos e instrumentos eram designados a amostras de adultos. Nota-se, assim, uma maior preocupação pedagógica no desenvolvimento do jovem atleta, talvez justamente pela necessidade e interesse em uma formação mais completa do atleta e indivíduo e da maior sensibilidade de absorção de conteúdos nesta fase. Com relação ao sexo das amostras, verificou-se que a grande maioria (64%, ou 16) dos estudos analisou sujeitos de ambos os sexos; 20% (5) dos estudos analisaram somente sujeitos do sexo masculino; e 4% (1) analisou estritamente sujeitos do sexo feminino. Ainda ressalta-se que 12% (3) dos estudos não controlaram o sexo.

Observou-se que 52% (13) dos estudos tinham como foco conteúdos relacionados à avaliação de aspectos associados à técnica e à tática. Destes, apenas três estudos se propõem a apresentar evidências de validade de instrumentos aplicáveis a mais de uma modalidade específica, enquanto que os demais tratam de instrumentos específicos para voleibol, tênis, basquetebol, vôlei de praia, *rugby*, natação e ginástica artística. Isso se deve muito às particularidades técnico-táticas que cada modalidade apresenta, as quais nem sempre são possíveis de se associar e transferir para outra modalidade. O Teste de Conhecimento Tático Processual (TCTP; GRECO *et al.*, 2015; CASTRO *et al.*, 2015), por exemplo, busca, no âmbito da avaliação do conhecimento tático, medir aspectos comuns a

modalidades coletivas de invasão, como basquetebol, handebol e futsal, bem como de jogos com os pés, como futebol e futsal. Já, ao se tratar de modalidades específicas, os instrumentos relacionados ao voleibol tratam da avaliação do conhecimento tático (COSTA *et al.*, 2016) e desempenho técnico-tático (COLLET *et al.*, 2011); no tênis, trata-se de um instrumento de medida da frequência de treinamento de determinadas ações técnico-táticas (BALBINOTTI *et al.*, 2004; 2009); no basquete, os instrumentos avaliam o desempenho técnico-tático individual (FOLLE *et al.*, 2014) e os padrões ofensivos-defensivos (SANTANA *et al.*, 2015); no vôlei de praia, trata-se de um instrumento de observação das ações técnicas e táticas (PALAO; MANZANARES LÓPEZ; ORTEGA, 2015); no *rugby*, avaliam-se habilidades motoras, especificamente para o jogo em cadeiras de rodas (GORLA *et al.*, 2011); na natação, avalia-se o desempenho motor relativo à técnica específica de um estilo de nado, o *crawl* (PEREIRA *et al.*, 2006); e, por fim, na ginástica artística, foi desenvolvido um sistema de seleção de talentos baseado na avaliação de habilidades motoras relacionadas à modalidade (ALBUQUERQUE; FARINATTI, 2007).

Já, 36% (nove) dos artigos selecionados tinham como objetos centrais de pesquisa conteúdos relacionados a aspectos do desenvolvimento social, tanto em questões afetivo-sociais (seis estudos), de coesão (dois estudos), como de participação e engajamento (um estudo). Interessante observar que, diferentemente dos conteúdos técnico e tático anteriormente discutidos, todos os instrumentos foram elaborados e validados tendo amostras diversificadas de uma população geral de esportistas. Ou seja, neste caso, os instrumentos apresentados são aplicáveis a pessoas praticantes de diferentes modalidades esportivas. Isso se deve, talvez, à amplitude do conceito medido e ao fato da existência de um maior número de propriedades sociais comuns entre modalidades esportivas. O *Group Environment Questionnaire* (GEQ) foi utilizado em 33,3% (três) destes estudos – aplicado a uma amostra ampla de atletas portugueses (BORREGO *et al.*, 2010), a uma amostra de adultos brasileiros, praticantes de esportes coletivos (NASCIMENTO JUNIOR *et al.*, 2012) e, posteriormente, a uma amostra específica de jogadores de alto rendimento de futebol e futsal (NASCIMENTO JUNIOR *et al.*, 2016). Além do GEQ, foi realizada a adaptação transcultural para o Brasil de um questionário de avaliação do relacionamento entre treinador e atleta (CART-Q; VIEIRA *et al.*, 2015), também examinou-se a validade de um questionário sobre responsabilidade pessoal e social

entre atletas infanto-juvenis (PSRQ; MARTINS *et al.*, 2015) e de um questionário sobre o engajamento de atletas (AEQ) infantojuvenis e adultos (MARTINS *et al.*, 2014); ainda, validou-se a versão em espanhol do Questionário de Metas de Amizade (MÉNDEZ-GIMÉNEZ; FERNÁNDEZ-RÍO; CECCHINI-ESTRADA, 2014) em aulas de Educação Física e um instrumento de coesão no esporte, aplicado tanto no contexto esportivo como no empresarial (MOREIRA; MONTANARI; PILATTI, 2016). Observa-se, assim, as diferentes arestas de um construto bastante amplo, o qual permeia as teias de relações com colegas, com treinador, de amizade, de engajamento, etc.

Ainda, 8% (dois) dos estudos eram relacionados a valores no esporte. O primeiro realizou a validação de um questionário sobre valores nos esportes coletivos (PONCE-DE-LEÓN-ELIZONDO *et al.*, 2014), enquanto que o segundo realizou a tradução e validação de conteúdo do *Youth Sport Value Questionnaire 2* (YSVQ-2; SALDANHA; BALBINOTTI; BALBINOTTI, 2015), aplicado à jovens atletas. A preocupação do estudo dos valores parece se concentrar em fases da infância e adolescência, afinal ou o instrumento é validado para esta amostra, como no caso do estudo de Ponce-de-León-Elizondo e colaboradores (2014), ou é projetado especificamente para este público, como no caso do YSVQ-2. Além disso, os estudos exploram valores comuns a diversas modalidades, sendo que o primeiro pode ser aplicado a modalidades coletivas, enquanto que o segundo (YSVQ-2) pode ser aplicado a qualquer esporte. Apesar de também se tratar de um valor, a autonomia foi tema central de um estudo (4%) de tradução e validação para o espanhol de uma escala de percepção de suporte à autonomia no esporte (LEÓN *et al.*, 2012). Da mesma forma, pode ser aplicado a diversas modalidades esportivas e possui em sua amostra de validação tanto adolescentes como adultos jovens (\bar{x} = 20,25; DP = 4,75). Ainda, destaca-se que dois (8%) destes três artigos citados anteriormente foram publicados em um periódico estrangeiro, bem como apresenta dados de uma amostra que pode não representar a população brasileira.

Analisou-se a apresentação de índices relacionados a três vieses de evidências de validade dos estudos selecionados: relacionados (1) ao conteúdo; (2) ao ajustamento do modelo; e, (3) à fidedignidade. Nove dos estudos (36%) apresentaram índices relacionados à validade de conteúdo. De forma geral analisaram quesitos como clareza de linguagem e pertinência prática. O cálculo mais utilizado foi o do coeficiente de validade de conteúdo (CVC), sugerido por

Hernandez-Nieto (2002). Todos os estudos que se propuseram a avaliar o conteúdo dos itens por meio deste cálculo apresentaram índices CVC superiores aos valores recomendados ($CVC > 0,80$). Este procedimento é importante, pois assegura que os respondentes são realmente capazes de compreender as questões que devem ser respondidas, ao mesmo passo que verifica se estas questões são, de fato, relevantes de serem perguntadas.

Com relação ao ajuste do modelo a partir dos dados coletados, verificou-se que 10 estudos (40%) apresentaram índices como qui-quadrado, grau de liberdade, GFI, AGFI, CFI e RMSEA. A apresentação de um índice relativo ao ajustamento absoluto (ex.: χ^2/gf , GFI ou AGFI), outro relativo ao ajustamento parcimonioso (ex.: RMSEA) e, finalmente, um índice relativo ao ajustamento comparativo (ex.: CFI) se faz necessária, de acordo com Kline (2015) e Brown (2015) – recomendação cumprida por praticamente todos os artigos selecionados. Destes 10 artigos que avaliaram o ajustamento do modelo proposto, nove o fizeram a partir do método de Análise Fatorial Confirmatória tradicional, o qual se utiliza de correlações de *Pearson* ou *Spearman*. Este método, por vezes, não representa a realidade, pois parte do pressuposto que todos os itens devem se comportar como marcadores de apenas um fator (LORENZO-SEVA; FERRANDO, 2017). No entanto, um estudo (BORREGO *et al.*, 2010) realizou o método de Modelagem de Equações Estruturais com um *software* que permite a utilização de correlações policóricas (as mais indicadas para dados ordinais; FERRANDO; LORENZO-SEVA, 2017). Apesar de não explicitar em seu texto, a escolha por este *software* permite, ao menos, supor que os autores se utilizaram de métodos psicométricos modernos. De uma forma geral, os índices de ajustamento dos modelos com os dados coletados pelos autores variaram de satisfatórios ($\chi^2/gf < 2,00$; AGFI, GFI e CFI $> 0,95$; RMSEA $< 0,05$) a aceitáveis ($\chi^2/gf < 5,00$; AGFI, GFI e CFI $> 0,90$; RMSEA $< 0,07$).

Com relação à fidedignidade dos instrumentos, verificou-se que 17 (68%) dos artigos selecionados apresentaram índices como Alpha de Cronbach, Kappa de Cohen e Índice de Correlação Intraclasse (ICI). O índice que foi apresentado em um maior número de artigos foi o alpha, o qual indica o nível de consistência interna do instrumento. Os índices alpha dos estudos selecionados variaram de 0,58 a 0,96 para dimensões e/ou instrumentos completos, ou seja, segundo Landis e Koch (1977), variaram de moderados à quase perfeitos.

Acredita-se que, para a boa compreensão de um artigo que se propõe a apresentar evidências de validade de um novo instrumento, seja necessária a apresentação da respectiva escala, questionário, inventário, etc., bem como dos seus procedimentos de coleta de dados. Verificou-se que 64% (16) dos artigos selecionados neste estudo de revisão apresentaram ao menos os itens que compunham o instrumento, sendo que 20% (5) apresentaram os instrumentos completos (BALBINOTTI *et al.*, 2004; 2009; PEREIRA *et al.*, 2006; MOREIRA; MONTANARI; PILATTI, 2016; MÉNDEZ-GIMÉNEZ; FERNÁNDEZ-RÍO; CECCHINI-ESTRADA, 2014). Este dado é, de certa forma, satisfatório, tendo em vista que em um estudo semelhante realizado por Machado *et al.* (2014), o qual revisou estudos sobre instrumentos de medida da autoeficácia esportiva, nenhum dos artigos apresentou o instrumento utilizado na íntegra, sendo que alguns fizeram, apenas, menção de itens pertencentes ao instrumento.

Os estudos, de uma forma geral, analisaram conteúdos pedagógicos individualmente, o que, em termos de desenvolvimento, não parece muito realista. Mesmo que o foco seja, por exemplo, o desenvolvimento técnico, o esporte, por natureza, desenvolve também aspectos ético-morais, por exemplo, visto que o conceito de esporte determina a existência um acordo de igualdade entre as partes (BENTO, 2006; MONTEIRO; MORAES; CARMONA, 2014). Ou seja, verificou-se a ausência de modelos congruentes de avaliação de conteúdos pedagógicos. Além disso, apenas quatro estudos tratam da avaliação de seus respectivos conteúdos pedagógicos em ambiente realmente competitivo. Isto é, a maioria dos instrumentos não evoca a competição esportiva como um elemento central da sua avaliação, e, considerando que a competição seria o instrumento pedagógico mais eficiente no desenvolvimento de jovens atletas, isto acaba tornando ainda maior a distância entre os ambientes competitivos e de treinamento, enquanto que estes deveriam se complementar (MARQUES, 2004).

CONCLUSÕES

O principal objetivo do presente estudo de revisão integrativa foi fazer um levantamento e análise dos artigos que apresentam evidências de validade de instrumentos designados à medida de aspectos relacionados aos principais conteúdos pedagógicos do esporte. Foi possível constatar a existência de diferentes instrumentos, destinados a diferentes conteúdos pedagógicos, com diferentes

formas de medida, aplicado a diferentes contextos e modalidades esportivas. Os estudos selecionados apresentaram diferentes critérios para indicar evidências de validade de seus respectivos construtos. Ressalta-se, assim, a preocupação por parte dos pesquisadores em garantir maior confiabilidade na aplicação, análise e interpretação dos resultados obtidos com seus instrumentos.

A maioria dos instrumentos encontrados tinham como conteúdo pedagógico aspectos relacionados ao desenvolvimento técnico e/ou tático, seguido de aspectos associados ao desenvolvimento social e afetivo. Estes estudos abordam os seus respectivos temas de diferentes perspectivas e em diferentes contextos, como faixas etárias e modalidades esportivas. Apenas três estudos abordaram os temas dos valores no esporte e da autonomia, indicando a possibilidade de maior exploração das diferentes facetas destes construtos. Boa parte dos estudos apresentou os itens que compunham seu instrumento ou mesmo o instrumento completo, o que facilita a compreensão dos resultados e a possível utilização do mesmo por parte da comunidade científica, bem como daqueles que estão efetivamente na prática. Acredita-se, com esta pesquisa, ter aproximado o campo científico da prática – objetivo da revisão integrativa – a partir da apresentação dos diversos instrumentos. Cabe, então, a quem interessa, a análise da aplicabilidade dos instrumentos em seus respectivos contextos, bem como assumir responsabilidade pela obtenção de resultados mais, ou menos, confiáveis.

Verificaram-se algumas lacunas, as quais podem futuramente ser exploradas por novos estudos: (1) a criação de um modelo multidimensional de medida de conteúdos pedagógicos no esporte, especialmente infantojuvenil. Isto se justificaria pela possível inter-relação entre conteúdos pedagógicos; pelas diferentes facetas pedagógicas inerentes ao esporte; e pela ideia da possibilidade de se proporcionar um desenvolvimento integral de crianças e jovens por meio do esporte por intermédio de práticas complexas, com significado, antirreducionistas; e (2) a maior exploração do contexto competitivo, afinal este é o âmago do esporte. A competição esportiva, especialmente aquela pensada para crianças e jovens, pode ser uma ferramenta importante no desenvolvimento de conteúdos pedagógicos diversos, desde aqueles relacionados à técnica e à tática (ROST, 2000), como aspectos relacionados à educação e formação (MARQUES, 2004), ou mesmo afetivo-sociais (BURTON; GILLHAM; HAMMERMEISTER, 2011).

Por fim, destaca-se que este estudo se limitou à análise somente daqueles artigos que apresentassem evidências de validade de instrumentos relacionados aos conteúdos pedagógicos mais citados pela literatura da área, deixando de lado aspectos que também podem ser considerados conteúdos potencialmente importantes no desenvolvimento de atletas, como o desenvolvimento de capacidades, como velocidade, força e resistência; habilidades, como de comunicação; e atitudes e comportamentos, como o autodeterminado e de liderança.

REFERÊNCIAS

AIRES, H. **As competições de Karate-Do: Perspectivas à formação e educação de crianças e jovens.** 2015. 121 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós Graduação em Ciências do Movimento Humano, UFRGS, Porto Alegre, 2015.

ALBUQUERQUE, P. A.; FARINATTI, P. T. V. Desenvolvimento e validação de um novo sistema de seleção de talentos para a ginástica olímpica feminina: a Bateria PDGO. **Revista Brasileira de Medicina do Esporte**, v. 13, n. 3, p. 157-164, 2007.

ANASTASI, A; URBINA, S. **Testagem Psicológica.** Porto Alegre: Artes Médicas, 2000.

ARENA, S.; BÖHME, M. Federações esportivas e organização de competições para jovens. **Revista Brasileira de Ciências e Movimento**, Brasília, v. 12, n. 4, p. 45-50, 2004.

ARENA, S.; BÖHME, M. Programas de iniciação e especialização esportiva na grande São Paulo. **Revista Paulista de Educação Física**, v. 14, n. 2, p. 184-195, 2000.

BALBINO, H. F. **Jogos desportivos coletivos e os estímulos das inteligências múltiplas:** bases para uma proposta em pedagogia do esporte. 2001. 137 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Educação Física. Unicamp, Campinas, 2001.

BALBINOTTI, M. A. A. *et al.* Estudo fatorial confirmatório e da consistência interna do inventário do treino técnico-desportivo do tenista (ITTT-12). **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 23, n. 4, p. 393-403, 2009.

BALBINOTTI, M. A. A. *et al.* Proposição e validação de um instrumento para avaliação do treino técnico-desportivo de jovens tenistas. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 18, n. 3, p. 213-226, 2004.

BALBINOTTI, M. A. A. Para se avaliar o que se espera: reflexões acerca da validade dos testes psicológicos. **Aletheia**, v. 1, n. 21, p. 43-52, 2005.

BALBINOTTI, M. A. A. **Vers un modèle explicatif de la cristallisation des préférences professionnelles durant l'adolescence**. 2001. Tese (Doutorado) - Programa de PhD em Psicologia, Universidade de Montreal, Montreal, 2001.

BARBOSA FILHO, V. C. *et al.* Validity and reliability of scales on intrapersonal, interpersonal and environmental factors associated with physical activity in Brazilian secondary students. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 18, n. 2, p. 207-221, 2016.

BENTO, J. O. **Desporto e Lusofonia: um traço de união**. Porto: Faculdade de Desporto da Universidade do Porto, 2006.

BORREGO, C. C. *et al.* Análise factorial confirmatória do group environment questionnaire com atletas portuguesas. **Avaliação Psicológica**, v. 9, n. 3, p. 359-369, 2010.

BROWN, T. A. **Confirmatory factorial analysis for applied research**. New York: The Guilford Press, 2015.

BURTON, D.; GILLHAM, A. D.; HAMMERMEISTER, J. Competitive Engineering: Structural Climate Modifications to Enhance Youth Athletes' Competitive Experience. **International Journal of Sports Science & Coaching**, v. 6, n. 2, p. 201-217, 2011.

CASTRO, H. O. *et al.* Teste de conhecimento tático processual 3x3 com os pés: alternativa para a orientação esportiva. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 29, n. 4, p. 621-629, 2015.

COLLET, C. *et al.* Construção e validação do instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático no voleibol. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 13, n. 1, p. 43-51, 2011.

COSTA, G. C. T. *et al.* Content Validity of scenes of the Declarative Tactical Knowledge Test in Volleyball – DTKT:Vb. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 18, n. 6, p. 629-637, 2016.

CÔTÉ, J.; HANCOCK, D. J. Evidence-based policies for youth sport programmes. **International Journal of Sport Policy and Politics**, DOI: 10.1080/19406940.2014.919338. 2014.

CUNHA, J. A. **Psicodiagnóstico-R**. 5ª ed. rev. Porto Alegre: Artes Médicas Sul; 2000.

DARIDO, S. C., RANGEL, I. C. A. **Educação Física na Escola: Implicações para a Prática Pedagógica**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

DE ROSE JR., D. **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

FERRANDO, P. J.; LORENZO-SEVA, U. Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. **Psicothema**, v. 29, n. 2, p. 236-240, 2017.

FERRAZ, O. L. O esporte, a criança e o adolescente: consensos e divergências. *In: DE ROSE Jr., D. (Org.). Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar.* Porto Alegre: Artmed, 2002.

FOLLE, A. *et al.* Construção e validação preliminar de instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático individual no basquetebol. **Journal of Physical Education**, v. 25, n. 3, p. 405-418, 2014.

FREIRE, J. B. **Pedagogia do futebol.** Campinas: Autores Associados, 2003.

GONÇALVES, G. H. T. *et al.* O papel da competição infantil de tênis no desenvolvimento dos fundamentos técnico-táticos básicos. **Conexões**, v. 14, n. 2, p. 30-52, 2016b.

GONÇALVES, G. H. T. *et al.* Tennis competition's contributions to children's education and personal development. **Journal of Physical Education**, n. 27, p. 1-14, 2016a.

GORLA, J. I. *et al.* Validação da bateria "Beck" de testes de habilidades para atletas brasileiros de "rugby" em cadeira de rodas. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 25, n. 3, p. 473-486, 2011.

GRAHAM, G. **Teaching children physical education: Becoming a Master Teacher.** 3ª ed. Champaign: Human Kinetics, 2008

GRECO, P. J. *et al.* Evidência de validade do teste de conhecimento tático processual para orientação esportiva - TCTP: OE. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 29, n. 2, p. 313-324, 2015.

GRECO, P. J.; BENDA, R. N. Iniciação aos Esportes Coletivos: Uma Escola da Bola para Crianças e Adolescentes. *In: DE ROSE JR., D. (Org.). Modalidades Esportivas Coletivas.* 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

HERNANDEZ-NIETO, R. A. **Contributions to statistical analysis.** Mérida: Universidad de los Andes, 2002.

KLERING, R. T. *et al.* As técnicas avançadas na formação de tenistas completos: um estudo sobre os conteúdos do treino de tenistas infantojuvenis de 11 a 14 anos. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 24, n. 4, p. 100-109, 2016.

KLINE, R. B. **Principles and practice of structural equation modeling.** New York: The Guilford Press, 2015.

KORSAKAS, P. O Esporte infantil: as possibilidades de uma prática educativa. *In: DE ROSE, D. (Org.). Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar.* Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

KRUG, D. F. **Metodologia do ensino: educação física.** Curitiba: JM Livraria Jurídica, 2009.

LANDIS, J. R.; KOCH, G. G. The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data. **Biometrics**, v. 33, n. 1, p. 159-174, 1977.

LEON, J. *et al.* Traducción y validación de la versión española de la Échelle des Perceptions du Soutien à l'Autonomie en Sport. **Universitas Psychologica**, v. 11, n. 1, p. 165-175, 2012.

MACHADO, T. A. *et al.* Autoeficácia Esportiva: uma revisão integrativa dos instrumentos de medida. **Revista da Educação Física/UEM**, v. 25, n. 2, p. 323-333, 2014.

MARQUES, A. T. Fazer da Competição dos mais Jovens um Modelo de Formação e Educação. *In*: GAYA, A.; MARQUES, A.; TANI, G. (Org.) **Desporto para Crianças e Jovens**. Razões e Finalidades. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, 2004, p. 75-96.

MARTINS, P. *et al.* Examining the validity of the Athlete Engagement Questionnaire (AEQ) in a Portuguese sport setting. **Motriz**, v. 20 n. 1, p. 1-7, 2014.

MARTINS, P. *et al.* Examining the validity of the personal-social responsibility questionnaire among athletes. **Motriz**, v. 21 n. 3, p. 321-328, 2015.

MENDES, K. D. S.; SILVEIRA, R. C. C. P.; GALVÃO, C. M. Revisão integrativa: método de pesquisa para a incorporação de evidências na saúde e na enfermagem. **Texto & Contexto - Enfermagem**, v. 17, n. 4, 2008.

MÉNDEZ-GIMÉNEZ, A.; FERNÁNDEZ-RÍO, J.; CECCHINI-ESTRADA, J. A. Validación de la versión en español del Cuestionario de Metas de Amistad en Educación Física. **Universitas Psychologica**, v. 13, n. 1, 2014.

MILISTETD, M. *et al.* Análise da organização competitiva de crianças e jovens: adaptações estruturais e funcionais. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, v. 36, n. 3, p. 671-678, 2014.

MONTEIRO, A. O.; MORAES, J. C.; CARMONA, E. Paideia: a base cultural do desporto. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 22, n. 1, p. 175-180, 2014.

MOREIRA, S. M.; MONTANARI, R. L.; PILATTI, L. A. Coesão de equipes: a adaptação do instrumento de pesquisa norte-americano Multidimensional Sport Cohesion Instrument para a realidade empresarial e esportiva no Brasil. **Gestão e Produção**, v. 23, n. 4, p. 662-675, 2016.

NASCIMENTO JUNIOR, J. R. A. *et al.* Validação do Questionário de Ambiente de Grupo (GEQ) para a língua portuguesa, **Motriz**, v. 18 n. 4, p. 770-782, 2012.

NASCIMENTO JUNIOR, J. R. A. *et al.* Psychometric properties of the Group Environment Questionnaire (GEQ) for the high performance soccer and futsal context. **Journal of Physical Education**, v. 27, e2742, 2016.

OLIVEIRA, M. Desporto de base: A importância da escola de esportes. São Paulo: Ícone, 1998

PAES, R. R. **Educação Física Escolar**: o esporte como conteúdo pedagógico do ensino fundamental. Canoas: ULBRA, 2002.

PAES, R. R. *Pedagogia do Esporte: Especialização Esportiva Precoce*. In: TANI, G.; BENTO, J. O.; PETERSEN, R. (Org.). **Pedagogia do Desporto**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

PAES, R. R.; MONTAGNER, P. C.; FERREIRA, H. **Pedagogia do Esporte: iniciação e treinamento em basquetebol**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2009.

PAES, R. R.; BALBINO, H. F. **Pedagogia do esporte: contextos e perspectivas**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

PALAO, J. M.; MANZANARES LÓPEZ, P.; ORTEGA, E. Design and validation of an observational instrument for technical and tactical actions in beach volleyball. **Motriz**, v. 21, n. 2, p. 137-147, 2015.

PASQUALI, L. **Instrumentação psicológica: fundamentos e prática**. Porto Alegre: Artmed, 2010.

PEREIRA, S. T. *et al.* Criação e validação de um teste para medir o desempenho motor do nado crawl. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 8, n. 3, p. 73-78, 2006.

PONCE-DE-LEÓN-ELIZONDO, A. *et al.* Validación de un Cuestionario sobre Valores en los Deportes de Equipo en Contextos Didácticos. **Universitas Psychologica**, v. 13, n. 3, 2014.

REVERDITO, R. S., SCAGLIA, A. J. **Pedagogia do esporte: jogos coletivos de invasão**. São Paulo: Editora Phorte, 2009.

ROSSETTO, A. J.; COSTA, C. M.; D'ANGELO, F. L. **Práticas pedagógicas reflexivas em esporte educacional**. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2012.

ROST, K. **As Competições no Desporto Juvenil**. In: O melhor da Revista Treino Desportivo, Centro de Estudos e Formação Desportiva, Lisboa, 2000.

SALDANHA, R. P.; BALBINOTTI, M. A. A.; BALBINOTTI, C. A. A. Tradução e validade de conteúdo do Youth Sport Value Questionnaire 2. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, n. 37, v. 4, p. 383-388, 2015.

SANTANA, F. L. *et al.* Space protection dynamics in basketball: Validation and application to the evaluation of offense-defense patterns. **Motriz**, v.21 n.1, p. 34-44, 2015.

SANTANA, W. C. *Pedagogia do esporte na infância e complexidade*. In: PAES, R. R.; BALBINO, H. F. (Org.). **Pedagogia do Esporte: contextos e perspectivas**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

SHIGUNOV, V.; PEREIRA, V. R. **Pedagogia da Educação Física**. São Paulo: Ibrasa, 1993.

SIEDENTOP, D. Junior Sport and the Evolution of Sport Cultures. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 392-401, 2002a.

SILVA, A. R. *et al.* Educação Precoce: Uma revisão integrativa de literatura. **Pensar a Prática**, v. 20, n. 4, p. 853-863, 2017.

SIMÕES, R.; PELLEGRINOTTI, I. L. Elaboração e validação do instrumento percepção do corpo na performance esportiva – Pecopes. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, n. 39, v. 4, p. 389-397, 2017.

SMITH, T. K.; CESTARO, N. G. **Student-Centered Physical Education: Strategies for developing middle school fitness and skills.** Champaign: Human Kinetics, 1998.

SOUZA, M. T.; SILVA, M. D.; CARVALHO, R. Revisão integrativa: o que é e como fazer. **Einstein**, n. 8, v. 1, p. 102-106, 2010.

VIEIRA, L. F. *et al.* Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the Brazilian coach-athlete relationship questionnaire (CART-Q) - Athlete Version. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 17, n. 6, p. 635-649, 2015.

WHITTEMORE R.; KNAFL K. The integrative review: updated methodology. **Journal of Advanced Nursing**, v. 52; n. 5, p. 546-553, 2005.

4 ARTIGO II

ELABORAÇÃO E EVIDÊNCIAS DE VALIDADE DE CONTEÚDO DA PRIMEIRA VERSÃO DA BATERIA DE TESTES GONÇALVES-BALBINOTTI DE FAVORECIMENTO AO DESENVOLVIMENTO DE CONTEÚDOS PEDAGÓGICOS NO ESPORTE INFANTOJUVENIL

Resumo

O presente estudo teve por objetivo elaborar e demonstrar as primeiras evidências de validade de conteúdo da primeira versão da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) a partir de três vieses: Clareza de Linguagem (CL), Pertinência Prática (PP) e Dimensionalidade Teórica (DT). Os itens da BTGB-CP foram avaliados individualmente por 5 juízes-avaliadores. Foram realizados os cálculos de coeficientes de validade de conteúdo e de concordância entre juízes para a análise da dimensionalidade teórica. O número de itens da BTGB-CP foi reduzido de 66 para 59 e seus resultados para os três vieses foram satisfatórios ($CVC_{CL} = 0,942$; $CVC_{PP} = 0,953$; $K_{DT} = 0,822$) demonstrando que a bateria possui, de forma geral, ótima clareza de linguagem, pertinência prática e seus itens se referem de forma quase perfeita às dimensões teoricamente postuladas.

Palavras-chave: Estudos de validação. Pedagogia. Criança. Adolescente.

INTRODUÇÃO

O tema do presente estudo é o esporte infantojuvenil (para crianças e jovens). Mais precisamente, sobre a gestão pedagógica de práticas competitivas (formais e informais). A competição é um elemento fundamental do conceito de esporte (BENTO, 2006; BARBANTI, 2006; MELO, 2010) e vem sendo estudada por diversos vieses (GONÇALVES; BELO, 2007; BALBINOTTI *et al.*, 2011; SMITH *et al.*, 2017). Contudo, existem lacunas no conhecimento de um campo específico e essencial para um bom desenvolvimento de práticas esportivas competitivas para crianças e jovens: a pedagogia do esporte.

A pedagogia do esporte pode abordar uma série de conteúdos. Os principais conteúdos da pedagogia do esporte, citados por autores da área, são: a) o desenvolvimento das habilidades motoras; b) desenvolvimento estratégico-tático; c)

desenvolvimento socioeducativo; d) desenvolvimento afetivo-social; e) desenvolvimento de autonomia; e, f) democratização (SHIGUNOV; PEREIRA, 1993; SMITH; CESTARO, 1998; OLIVEIRA, 1998; FREIRE, 2003; BALBINO, 2001; FERRAZ, 2002; KORSKAS, 2002; DE ROSE JR., 2002; PAES, 2002; 2006; SANTANA, 2005; GRECO; BENDA, 2006; GRAHAM, 2008; REVERDITO; SCAGLIA, 2009; KRUG, 2009; PAES; MONTAGNER; FERREIRA, 2009; ROSSETTO; COSTA; D'ANGELO, 2012). O Quadro 4 apresenta, em linhas gerais, cada um dos seis principais conteúdos pedagógicos citados pela literatura especializada e seus respectivos suportes teóricos, os quais serão, mais adiante, utilizados como base para o desenvolvimento deste estudo.

Quadro 4 – Apresentação e descrição dos conteúdos pedagógicos intrínsecos ao esporte.

(continua)

CP	Breve descrição
HM	Habilidade motora é a habilidade de realizar movimentos com certa eficiência – movimentos corporais voluntários a fim de alcançar determinado objetivo (TANI; CORRÊA, 2016). Estas habilidades podem ser subdivididas de diferentes formas: grossas e finas; fundamentais, especializadas e combinadas; abertas e fechadas; discretas, seriadas e contínuas (BARBANTI, 2007). Durante a fase de infância e adolescência é importante que seja estimulada a prática de variadas habilidades para a ampliação do repertório motor, evitando a especialização motora precoce (ROST, 1997; 2000). A adaptação do esporte conforme seus praticantes é a sugestão mais frequente entre pedagogos do esporte para o seu adequado desenvolvimento.
ET	Estratégia e tática são processos relacionados à percepção, análise e tomada de decisão. É um processo fortemente vinculado à cognição (SILVA; GRECO, 2009). Para um desenvolvimento estratégico-tático adequado na infância e adolescência é essencial o desenvolvimento da compreensão das estruturas do jogo (BUNKER; THORPE, 1982). Portanto, o jogo deve ser adequado às capacidades cognitivas dos praticantes e aos seus conhecimentos prévios. Além disso, adequações estruturais e funcionais são alternativas para esse desenvolvimento (BUNKER; THORPE, 1982).
SE	O desenvolvimento socioeducativo, neste contexto, é caracterizado fundamentalmente pelo desenvolvimento de valores e comportamento intrínsecos à prática esportiva. Estes valores e comportamentos podem ser diretamente relacionados aos valores olímpicos - amizade, excelência e respeito (INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE, 2015; 2016). A educação e formação por meio do esporte se dão principalmente nas vivências que tangem as experiências de vitória e derrota, e na busca pela excelência (MARQUES, 2004). É neste contexto que os valores relacionados ao <i>fair play</i> , à ética, são colocados à prova e, conseqüentemente, exercitados.
Au	A autonomia no esporte é caracterizada pela possibilidade que a criança ou adolescente tem de tomar decisões e expressar ideias, a partir de suas convicções e vontades (NEWTON; DUDA; YIN, 2000). A imposição de desafios e tarefas são formas de estimular o desenvolvimento de atitudes autônomas (SOUZA; SCAGLIA, 2004; MACHADO <i>et al.</i> , 2011). A criação de regras, a contribuição com arbitragem, as tomadas de decisão são exemplos destes desafios.
AS	Faz parte do desenvolvimento afetivo-social os relacionamentos intrapessoais e interpessoais (ALVES; RODRIGUES; VIEIRA, 2013). A sensação de pertencimento é fundamental para o desenvolvimento e motivação de crianças e jovens e está associada ao senso de conexão com outros, de sentir-se incluído no contexto e de fazer parte daquele meio (RYAN <i>et al.</i> , 2009; KANETA; LEE, 2011). Neste contexto, a coesão é fundamental e no esporte infantojuvenil pode ser desenvolvida por meio de atividades que exijam cooperação, trabalho em equipe (ROST, 1997;2000); também oferecendo oportunidades de criação de laços afetivos.

Quadro 4 – Apresentação e descrição dos conteúdos pedagógicos intrínsecos ao esporte.

(conclusão)

De	A democratização da prática esportiva se refere à possibilidade de inclusão e participação efetiva do maior número de crianças e jovens possível, afinal, de forma geral, fazer parte da atividade é um desejo dos mesmos (SIEDENTOP, 2002b). Trata-se de promover a prática independentemente de diferenças físicas, técnicas ou sociais, bem como oportunizar uma prática na qual todos possam se sentir parte importante no processo (SIEDENTOP, 1998; 2002b; VERMEULEN; VERWEEL, 2009).
-----------	---

CP: Conteúdo Pedagógico; HM: Desenvolvimento de Habilidades Motoras; ET: Desenvolvimento Estratégico-Tático; SE: Desenvolvimento Socioeducativo; AS: Desenvolvimento Afetivo-Social; Au: Desenvolvimento de Autonomia; De: Democratização.

Segundo alguns autores (LIMA, 1987; MARQUES, 2004), a competição esportiva pode ser o instrumento pedagógico mais importante no processo de formação do jovem atleta. A fim de contribuir com o desenvolvimento de conteúdo(s) pedagógico(s), modificações vêm sendo realizadas na conformação de práticas esportivas para crianças e jovens. De uma forma geral, entende-se que a criança não é um adulto em miniatura, portanto o modelo competitivo adulto não deve ser replicado (FREIRE, 2002; MARQUES, 2004). Neste contexto, adequações estruturais e funcionais são fundamentais para a contemplação das necessidades e interesses de crianças e jovens (MARQUES, 2004; KIRK, 2005), tanto em competições formais quanto informais. Marques (2004) sugere que não se deve temer a descaracterização da modalidade esportiva tradicional ao se pensar um modelo tendo crianças e jovens como protagonistas. Neste sentido, Thorpe, Bunker e Almond (1984) sugerem um modelo o qual explora tanto a redução da modalidade esportiva em função das capacidades dos praticantes (representação), como a ampliação de aspectos específicos em função das necessidades dos praticantes (exageração), além de suas combinações. O sucesso de propostas esportivas específicas para crianças e jovens depende dos objetivos pré-estabelecidos por aqueles que as pensaram. Neste contexto, a identificação das limitações pedagógicas das práticas esportivas infantojuvenis é de extrema importância – tanto para aqueles que as organizam (gestores esportivos, federações, associações, treinadores, professores), como para aqueles que delas participam (atletas, treinadores, professores, pais).

Para o acesso a essa informação, pesquisadores têm realizado profundas análises de documentos, seguida de uma inevitável interpretação dos resultados, bem como entrevistas com especialistas na área ou na modalidade em questão (ARENA; BÖHME, 2004; MILISTETD *et al.*, 2014; AIRES, 2015; HEIN, 2015;

GONÇALVES *et al.*, 2016a). Há ainda a opção da aplicação de instrumentos, como questionários, inventários e escalas métricas. Segundo diversos autores (ANASTASI; URBINA, 2000; CUNHA, 2000; BALBINOTTI, 2001; 2005), esta pode ser a forma mais objetiva e sistemática de acessar este tipo de informação. Contudo, não se tem conhecimento de instrumentos que meçam, de forma integralizada, as características pedagógicas presentes nas competições esportivas infantojuvenis. Por este motivo, foi elaborado, com base nos principais conteúdos pedagógicos citados pela literatura da área, a versão preliminar da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) (GONÇALVES; BALBINOTTI, 2016), composta por 66 itens. A BTGB-CP é composta por seis escalas independentes – referentes aos seis conteúdos pedagógicos mais citados pela literatura especializada – com 11 itens cada, e possui o objetivo de medir o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte para crianças e jovens, a fim de identificar suas orientações, pontos fortes e limitações pedagógicas.

Para garantir uma aplicação adequada do instrumento, e se ter certeza de que o instrumento mede o que se propõe a medir, são necessários diversos processos de validação. O primeiro processo escolhido garante que o instrumento possua linguagem clara e compreensível para aqueles que o responderão; que seja pertinente quanto aos aspectos práticos; e que os itens do instrumento se refiram precisamente às dimensões propostas em sua elaboração. Este processo de validação se chama “validação de conteúdo”.

Questões centrais desta pesquisa

A partir da importância que a medida do favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil ocupa no âmbito das competições esportivas, e para que se possa adequadamente responder aos três grandes vieses da validade de conteúdo da versão preliminar da BTGB-CP (Clareza de Linguagem, Pertinência Prática e Dimensionalidade Teórica), foi possível formular as seguintes questões centrais que norteiam essa pesquisa: 1) “A formulação de cada um dos 66 itens da versão preliminar da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) apresenta uma linguagem suficientemente clara e, portanto, pode ser adequadamente compreendida por treinadores esportivos e

professores de Educação Física com experiência no ensino e treinamento de práticas esportivas para crianças e jovens?"; 2) "Cada um dos 66 itens da versão preliminar da BTGB-CP é suficientemente pertinente para medir o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil?"; e 3) "O conteúdo de cada um dos 66 itens da versão preliminar da BTGB-CP corresponde às dimensões teóricas previamente postuladas?".

MÉTODO

Participantes

Para a realização deste estudo contou-se com a colaboração de um total de cinco professores de reconhecido saber na área de interesse dessa pesquisa, sendo três mulheres e dois homens; três docentes, professores doutores de universidades federais brasileiras, e duas treinadoras esportivas, uma com diploma de mestrado na área e outra graduada em Educação Física, treinadoras de modalidades individual e coletiva respectivamente; geograficamente localizados em quatro estados diferentes do Brasil (Rio Grande do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Pernambuco). Tratam-se, precisamente, de professores que participaram da avaliação dos três vieses importantes da validade de conteúdo, ou seja, clareza de linguagem, pertinência prática e, por fim, dimensionalidade teórica. Destaca-se que todos são familiarizados ou identificados com as áreas de elaboração de instrumentos ou de ensino e treinamento esportivo de crianças e jovens, possuem formação universitária em Educação Física e trabalham na área específica desse estudo há, no mínimo, 5 anos.

Instrumentos

Foram utilizados dois instrumentos neste estudo: a versão preliminar da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) e a Escala de Clareza, Pertinência e Dimensionalidade Teórica (EClPeDi-66). O primeiro, a versão preliminar da BTGB-CP, reúne 66 itens, os quais se propõem a medir o quanto determinada competição esportiva favorece o desenvolvimento de conteúdos pedagógicos, divididos em seis dimensões teoricamente postuladas: desenvolvimento de Habilidades Motoras (HM), desenvolvimento Estratégico-Tático (ET), desenvolvimento Socioeducativo (SE), desenvolvimento da Autonomia (Au),

desenvolvimento Afetivo-Social (AS) e a Democratização (De) – todas escalas compostas por 11 itens cada.

Os itens da primeira dimensão tratam dos aspectos relativos ao desenvolvimento de habilidades motoras – pertinência da prática com relação ao estágio motor do atleta; o que a prática prioriza em termos evolutivos, de desenvolvimento; e como a conformação da prática favorece o desenvolvimento de habilidades motoras (ex.: A prática avaliada estimula o desenvolvimento de variadas habilidades motoras). Os itens da segunda dimensão tratam dos aspectos relativos ao desenvolvimento estratégico-tático – a partir do ponto de vista cognitivo; quanto à pertinência da prática com relação ao nível de conhecimento tático e capacidades; e quanto à conformação da prática e suas adequações estruturais e funcionais (ex.: A prática analisada é adequada para que os participantes consigam aplicar seus conhecimentos táticos). Os itens da terceira dimensão tratam dos aspectos socioeducativos, especialmente aqueles relacionados à ética e a atitudes (ex.: A prática analisada estimula o respeito ao adversário). Os itens da quarta dimensão tratam dos aspectos relacionados ao desenvolvimento de autonomia dos participantes, seja com relação à liberdade de expressão, seja com relação à tomada de decisão (ex.: A prática analisada permite que os participantes contribuam com a arbitragem). Os itens da quinta dimensão tratam dos aspectos afetivo-sociais, especialmente aqueles relacionados às interações sociais amistosas, bem como aquelas conectadas por um objetivo comum (ex.: A prática analisada estimula o trabalho em equipe). Por fim, os itens da sexta dimensão tratam da democratização da prática esportiva em questão por meio da inclusão e da participação, favorecendo o acesso e a prática ao maior número de pessoas possível (ex.: A prática analisada estimula a participação independentemente do nível técnico).

O segundo instrumento, a EClPeDi-66, integra os mesmos 66 itens associados à medida do favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil, divididos nas seis dimensões já citadas. Este instrumento foi elaborado, especialmente para que 5 juízes-avaliadores pudessem julgar a respeito de três importantes dimensões inerentes à validade de conteúdo da BTGB-CP são elas: a “Clareza de Linguagem” (CL), a “Pertinência Prática” (PP) e a Dimensionalidade Teórica (DT). Seu objetivo não é responder aos 66 itens da BTGB-CP, mas sim avaliá-los, individualmente, por meio de uma escala de tipo Likert, indo de 1 (pouquíssima clareza/pertinência) a 5 (muitíssima clareza/pertinência). Objetiva-

se saber, precisamente, em que nível os juízes-avaliadores julgam os itens da BTGB-CP claros – se serão bem compreendidos pelo público-alvo, diga-se, treinadores esportivos e professores de Educação Física com experiência no treinamento de competição de crianças e jovens – e pertinentes – se serão importantes de serem perguntados, a fim de se medir o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil, diga-se, se eles realmente são necessários para compor o inventário. Para a avaliação da DT, foi elaborada uma tabela de forma a permitir que os 5 juízes-avaliadores pudessem classificar, segundo suas próprias opiniões, cada um desses 66 itens em uma respectiva dimensão teoricamente postulada (HM, ET, SE, Au, AS e De). Para tanto, os juízes-avaliadores deveriam ler atentamente cada um dos itens e marcar um “x” indicando qual dimensão, na sua opinião, o conteúdo do item estaria avaliando. Estima-se que o tempo de administração desse questionário seja de aproximadamente 40 minutos. Cabe ressaltar ainda que a EClPeDi-66 possuía um espaço reservado para a redação de observações por parte dos juízes-avaliadores (ver figura 2), onde era permitido o registro de qualquer tipo de contribuição, colaboração ou comentário que os mesmos julgassem pertinentes.

Figura 2 – Modelo de planilha utilizada para o registro das opiniões e observações dos cinco juízes-avaliadores dessa pesquisa.

Item	DIMENSÃO										Observação					
	DA ESTRUTURA INTERNA					TEÓRICA										
	Clareza					Pertinência										
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5		HM	ET	SE	Au	AS
01																
02																
03																
...																
66																

Pelo fato destes juízes não terem sido prévia e propriamente treinados para responderem ao EClPeDi-66, foi-lhes somente solicitado que baseassem seus julgamentos em suas próprias experiências práticas e teóricas, seguindo as considerações/indicações explicitadas nas instruções de preenchimento da EClPeDi-66. Portanto, não se espera um alto resultado de acordo inter-juiz

(consistência de suas respostas), visto que cada decisão foi tomada a partir de um julgamento pessoal e próprio, controlado apenas por suas vivências teórico-práticas.

Procedimentos éticos

O projeto de pesquisa foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (número: 1.856.606). Foi assegurado que os participantes não teriam qualquer responsabilidade no que tange às opiniões expressas nas publicações oriundas dessa pesquisa. Além disso, foi-lhes assegurado seu anonimato e que as informações fornecidas por eles seriam tratadas respeitando-se a confidencialidade necessária, mostrando, assim, a seriedade do estudo, bem como, que as mesmas só seriam utilizadas para fins científicos.

Procedimentos de coleta

Foram, inicialmente, enviados e-mails, com uma Carta Convite, contendo informações gerais e preliminares sobre a pesquisa, para os cinco professores interessados no tema “esporte/competição infantojuvenil” ou “pedagogia do esporte”. Todos responderam positivamente. Após terem concordado em participar no papel de juiz-avaliador, foi enviado um novo e-mail, contendo as instruções de preenchimento da EClPeDi-66, o qual continha exemplos para melhor compreensão, e a BTGB-CP. Quando necessária uma nova avaliação, era enviado um novo e-mail com indicação dos itens a serem reavaliados. Por fim, quando o processo de avaliação e a participação dos professores foi encerrada (em torno de quatro semanas), foi-lhes enviado um último e-mail de agradecimento pela valiosa contribuição para a pesquisa.

Procedimentos estatísticos

Os procedimentos desta fase baseiam-se, precisamente, na apresentação formal e explicação das fórmulas utilizadas para os cálculos de validade de conteúdo (CVC) primeiramente sugeridos por Hernandez-Nieto (2002), retificados por Balbinotti e apresentados pela primeira vez no estudo de Balbinotti, Benetti e Terra (2007). Com base nas notas dos juízes, calcula-se a média (\bar{x}) das notas de cada item. Com base na média, calcula-se o CVC inicial para cada item (CVC_i), dividindo-se a média pelo valor máximo que cada item pode receber (neste caso, 5). Ainda, é

recomendado o cálculo do erro, a fim de se minimizar possíveis vieses dos juízes-avaliadores. Sendo assim, o CVC final de cada item (CVC_c) é calculado subtraindo-se o erro do valor do CVC_i calculado. Para o cálculo do CVC total do instrumento (CVC_t), para cada uma das dimensões (Clareza de Linguagem e Pertinência Prática), subtrai-se a média dos erros dos itens do instrumento do valor da média dos CVC_i dos itens do instrumento (BALBINOTTI; BENETTI; TERRA, 2007; CASSEPP-BORGES; BALBINOTTI; TEODORO, 2010). Esses cálculos são fundamentalmente aplicados a dados, no mínimo, de natureza ordinal, precisamente dois dos aspectos da estrutura interna do conteúdo dos itens da BTGB-CP: “Clareza de Linguagem” e “Pertinência Prática”. Quanto ao terceiro aspecto, da “Dimensionalidade Teórica” (dados de natureza nominal), foram realizados cálculos de coeficiente Kappa (FLEISS, 1971), para se avaliar a concordância entre as respostas dos juízes.

RESULTADOS, INTERPRETAÇÕES E DISCUSSÕES

Resultados preliminares

Após a primeira rodada de avaliação da BTGB-CP por parte dos juízes-avaliadores, realizaram-se os Cálculos de Validade de Conteúdo (CVC) sugeridos por Hernandez-Nieto (2002) para a verificação dos escores relativos à CL, especificamente. Este processo se faz pertinente na medida que foram destinados espaços na EClPeDi-66 para observações e contribuições dos juízes-avaliadores, sendo possível, portanto, aperfeiçoar cada um dos itens conforme suas sugestões. Sendo assim, verificou-se que nove dos 66 itens apresentaram índices de CL abaixo de 0,80 ($CVC_c < 0,80$), indicando que estes itens poderiam apresentar problemas de entendimento e compreensão por parte dos futuros respondentes. Estes itens foram reformulados conforme as sugestões dos juízes-avaliadores e submetidos a uma segunda rodada de avaliação.

Exploração de escores gerais obtidos pela EClPeDi-66

Após o recebimento das respostas relativas à segunda rodada de avaliação da versão preliminar da BTGB-CP, por se tratar de um instrumento original, foi realizada a exploração dos escores descritivos obtidos pela EClPeDi-66, a fim de se poder conhecê-los devidamente, seguindo a mesma estrutura de pesquisas

semelhantes (BALBINOTTI; BENETTI; TERRA, 2007; SALDANHA; BALBINOTTI; BALBINOTTI, 2015). Após explorar o comportamento descritivo típico de resposta dos juízes-avaliadores para este novo instrumento, segundo os princípios norteadores comumente aceitos na literatura especializada (BALBINOTTI, 2005; CASSEPP-BORGES; BALBINOTTI; TEODORO, 2010; PESTANA; GAGEIRO, 2014), serão apresentados tópicos relativos à Clareza de Linguagem, Pertinência Prática, Dimensionalidade Teórica.

Primeiramente, destaca-se que as médias gerais das respostas dos juízes-avaliadores, encontradas para cada um dos itens da segunda versão da edição preliminar da BTGB-CP (e considerando as dimensões CL e PP), apresentam valores numerais aproximados, com valores de variabilidade associada semelhantes ($\bar{x}_{CL} = 4,67$; $DP_{CL} = 0,30$; $\bar{x}_{PP} = 4,52$; $DP_{PP} = 0,30$). É importante destacar a consistência nas respostas dos juízes-avaliadores a partir dos índices de variabilidade, o que confere credibilidade na escolha dos participantes e, conseqüentemente, ao estudo. No mais, ao se comparar as médias observadas com as médias esperadas ($\bar{x}_{CL/PP} = 3,00$; caso todos os respondentes assinalassem o valor médio para todos os itens), os resultados dos testes t para uma amostra não deixam dúvidas ($t_{CL(65)} = 46,352$; $p < 0,001$; $t_{PP(65)} = 45,436$; $p < 0,001$); as médias observadas são estatisticamente superiores às esperadas, o que indica, objetivamente, que a BTGB-CP, em média, e na opinião geral dos juízes-avaliadores, é um instrumento claro e pertinente, quando se intenciona medir o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil. É claro que essa avaliação ainda é muito geral, e não responde completamente ao objetivo desse estudo, apenas oferece indícios relativos (BALBINOTTI, 2005).

Já, no que concerne ao bloco de avaliação da dimensionalidade teórica, destaca-se que nem todas as frequências observadas se comportaram exatamente conforme o esperado. Com base na média das frequências das opiniões dos juízes-avaliadores, dos 11 itens elaborados para medir a dimensão HM na BTGB-CP, 10 itens ($\bar{x}_{HM} = 10,00$; $DP = 1,00$) realmente o fazem; dos 11 itens elaborados para medir a dimensão ET, todos ($\bar{x}_{ET} = 11,00$; $DP = 0,00$) o fazem; dos 11 itens elaborados para medir a dimensão SE, 8 ($\bar{x} = 7,60$; $DP = 0,55$) realmente o fazem; dos 11 itens elaborados para medir a dimensão SA, 10 o fazem ($\bar{x} = 9,60$; $DP =$

0,55); dos 11 itens elaborados para medir a dimensão Au, 9 o fazem ($\bar{x} = 9,00$; DP = 1,00); e, dos 11 itens elaborados para medir a dimensão De, 9 o fazem ($\bar{x} = 9,20$; DP = 0,84) realmente o fazem. Esses resultados podem ser considerados como um indicador relativo de falhas na validade de conteúdo da versão preliminar da BTGB-CP.

Considerando todo esse conjunto de resultados relativos à exploração de escores gerais obtidos pela EClPeDi-66, pode-se concluir que a versão preliminar da BTGB-CP, efetivamente necessita modificações. Portanto, outras análises estatísticas específicas permitirão a inferência de quais itens devem ser alterados ou retirados da segunda versão da BTGB-CP, conforme as dimensões Clareza de Linguagem, Pertinência Prática e Dimensionalidade Teórica.

Clareza de Linguagem

Para que se possa responder adequadamente à primeira das três questões centrais dessa pesquisa (Os itens da BTGB-CP apresentam uma linguagem suficientemente clara para serem respondidos por treinadores esportivos e professores de Educação Física?), coeficientes de Cálculo de Validade de Conteúdo (CVC_c) (HERNANDEZ-NIETO, 2002) foram calculados em cada um dos 66 itens da BTGB-CP ($0,68 < CVC_c < 1,00$) e seus resultados indicaram que apenas um item (do conteúdo Au) apresentou resultado “medíocre” ($0,60 < CVC_c < 0,70$) em termos de validade de conteúdo, pelo viés da CL. Os demais itens apresentaram valores considerados “satisfatórios” ($CVC_c > 0,80$). Este item, relativo ao conteúdo Au, com valor de CVC_c inferior a 0,80 foi reformulado de acordo com as sugestões dos juízes-avaliadores e foi submetido à uma nova rodada de análise, apresentando, finalmente, valor considerado satisfatório.

Pertinência Prática

Para que se possa responder, adequadamente, a segunda das três questões centrais dessa pesquisa (Os itens da BTGB-CP são suficientemente pertinentes para se medir o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil?), coeficientes de Cálculo de Validade de Conteúdo (CVC_c) (HERNANDEZ-NIETO, 2002) foram calculados em cada um dos 66 itens da BTGB-CP e seus resultados indicaram que cinco itens apresentaram índices de validade de

conteúdo abaixo de 0,80 ($CVC_c < 0,80$), o que indicaria a não necessidade da presença destes itens na composição do instrumento.

Dimensionalidade Teórica

Para que se possa responder adequadamente à terceira das três questões centrais dessa pesquisa (Os itens da BTGB-CP apresentam um conteúdo que corresponde às dimensões teóricas previamente postuladas?), e devida à natureza nominal da notação dessa variável, coeficientes Kappa de Fleiss foram calculados (FLEISS, 1971; FLEISS; COHEN, 1973; GWET, 2014) e seus resultados indicam concordância substancial ($K_{total} = 0,79$) nas opiniões dos cinco juízes-avaliadores, quando se analisam os 66 itens da versão preliminar da BTGB-CP.

Resultados finais

A partir dos resultados relativos à CL, PP e DT anteriormente apresentados, verificou-se a necessidade de ajustes na versão preliminar da BTGB-CP. Sendo assim, foram selecionados 59 itens – somente aqueles que apresentavam as melhores propriedades segundo estes três vieses simultaneamente. Foram excluídos aqueles (cinco) itens que apresentavam CVC_c menor que 0,80 para o viés da PP, bem como aqueles (dois) itens que, segundo a maioria dos juízes, não representavam a dimensão teórica a qual haviam sido previamente postulados. Identificados, então, os melhores itens, procederam-se os cálculos de CVC e Kappa de Fleiss novamente para a verificação dos resultados para o instrumento total. O CVC_t da dimensão CL foi de 0,942, enquanto que o CVC_t da dimensão PP foi de 0,953 – resultados considerados satisfatórios. Por sua vez, a dimensão DT apresentou um índice de concordância Kappa de 0,822 – índice de concordância entre juízes considerado “quase perfeito”.

Dada a necessidade de se compreender e de se organizar novos modelos de práticas esportivas com vieses competitivos para crianças e jovens, observa-se a possibilidade da utilização de princípios pedagógicos específicos, para que, assim, promova-se uma maior e melhor participação de crianças e adolescentes, contemplando suas necessidades, interesses e capacidades (MARQUES, 2004). Além disso, potencialidades individuais são importantes de serem compreendidas para que se estabeleçam melhores relações, métodos e estratégias tendo em vista o crescimento global e progressivo dos jovens atletas (DE ROSE, 2004). Esta

necessidade de se entender mais sobre esta temática fica evidente no estudo de Gonçalves *et al.*(2016a) e Aires (2015), os quais apontam que, ainda que as competições de tênis e karatê-do, respectivamente, atuem de forma positiva na formação e educação dos participantes, ainda é possível verificar limitações pedagógicas. O mesmo foi evidenciado nos estudos de Gonçalves *et al.* (2016b) e Klering *et al.* (2016) com relação ao desenvolvimento dos fundamentos técnico-táticos e formação multilateral no tênis.

Por sua vez, Arena e Böhme (2010) e Milistetd *et al.*(2014) buscaram identificar as principais adequações estruturais e funcionais das competições institucionalizadas infantojuvenis em diversas modalidades esportivas por meio da análise de documentos e/ou de entrevistas. Ficou evidente que algumas modalidades ainda reproduzem modelos competitivos adultos e/ou de alto-rendimento. Por outro lado, algumas propostas têm adequado materiais (bolas e implementos) e dimensões (quadras, redes, alvos, etc.) de acordo com as características físicas e motoras dos atletas, conforme o tradicional conceito de representação de Thorpe, Bunker e Almond (1984), tendo como referência o pressuposto de que crianças não são adultos em miniatura (FREIRE, 2002; MARQUES, 2004). No entanto, ao se afirmar que crianças não são somente uma versão reduzida de um adultos, pressupõe-se que, além de suas características físicas, crianças possuem outras necessidades e interesses. Portanto, somente a redução do esporte adulto não contempla a criança em todas as suas possibilidades e potencialidades pedagógicas relacionadas ao esporte, indicando a necessidade de maior reflexão na gestão pedagógica de práticas esportivas infantojuvenis.

CONCLUSÕES

Após a análise dos juízes-avaliadores, a Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) foi reduzido de 66 para 59 itens, sendo 10 itens da dimensão HM, 11 itens da dimensão ET, 8 itens da dimensão SE, 10 itens da dimensão AS, 10 itens da dimensão Au e 10 itens da dimensão De. O instrumento é definitivamente claro e pertinente, segundo a avaliação dos juízes e as escalas independentes integrantes da BTGB-CP se mostram bastante concisas. A BTGB-CP, bem como as escalas independentes, poderá ser aplicada a treinadores e professores de Educação Física que trabalham com esportes para crianças e

jovens, para que se obtenha, então, uma avaliação das práticas esportivas oferecidas para estas faixas etárias.

Diante do panorama apresentado, esta inédita bateria de testes pode contribuir, na medida em que pode complementar os métodos já utilizados, ampliando as possibilidades de explicação das diversas facetas deste tema. Portanto, considerando a alta complexidade de fatores que envolvem essa temática, é importante frisar que este trabalho preocupou-se em, de alguma maneira, colaborar não só com os profissionais que pensam o esporte infantojuvenil, mas especialmente com as crianças e jovens que participam efetivamente deste processo, tendo em vista que essas experiências vivenciadas devem proporcionar não somente aprendizagens específicas do esporte, mas também promover o desenvolvimento pessoal nas diferentes dimensões.

Por se tratar de uma primeira versão (ainda experimental), BTGB-CP não foi utilizado com o público-alvo. Portanto, novos estudos e revisões devem ser realizados constante e sistematicamente. A efetiva aplicação da BTGB-CP permitirá a apresentação de novas evidências de validade do instrumento, como com relação à sua estrutura interna, estabilidade do modelo e fidedignidade.

REFERÊNCIAS

AIRES, H. **As competições de Karate-Do: Perspectivas à formação e educação de crianças e jovens.** 2015. 121 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós Graduação em Ciências do Movimento Humano, UFRGS, Porto Alegre, 2015.

ALVES, E. M.; RODRIGUES, L. A.; VIEIRA, M. B. A influência no desenvolvimento sócio-afetivo na aprendizagem de escolares na Educação Física Infantil. **EFDeportes**, v. 18, n. 182, 2013.

ANASTASI, A; URBINA, S. **Testagem Psicológica.** Porto Alegre: Artes Médicas, 2000.

ARENA, S.; BÖHME, M. Federações esportivas e organização de competições para jovens. **Revista Brasileira de Ciências e Movimento**, Brasília, v. 12, n. 4, p. 45-50, 2004.

BALBINO, H. F. **Jogos desportivos coletivos e os estímulos das inteligências múltiplas: bases para uma proposta em pedagogia do esporte.** 2001. 137 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Educação Física. Unicamp, Campinas, 2001.

BALBINOTTI, M. A. A. *et al.* Estudos fatoriais e de consistência interna da Escala Balbinotti de Motivos à Competitividade no Esporte (EBMCE-18). **Motriz**, v. 17, n. 2, p. 318-327, 2011.

BALBINOTTI, M. A. A. Para se avaliar o que se espera: reflexões acerca da validade dos testes psicológicos. **Aletheia**, v. 1, n. 21, p. 43-52, 2005.

BALBINOTTI, M. A. A. **Vers un modèle explicatif de la cristallisation des préférences professionnelles durant l'adolescence**. 2001. Tese (Doutorado) - Programa de PhD em Psicologia, Universidade de Montreal, Montreal, 2001.

BALBINOTTI, M. A. A.; BENETTI, C.; TERRA, P. R. S. Translation and validation of the Graham-Harvey survey for the Brazilian context. **International Journal of Managerial Finance**, v. 3, n. 1, p. 26-48, 2007.

BARBANTI, V. **Formação de esportistas**. Barueri: Manole, 2007.

BARBANTI, V. O que é esporte? **Revista Brasileira de Atividade Física & Saúde**, v. 11, n. 1, p. 54-58, 2006.

BENTO, J. O. **Desporto e Lusofonia: um traço de união**. Porto: Faculdade de Desporto da Universidade do Porto, 2006.

BUNKER, D.; THORPE, R. A model for the teaching of games in secondary schools. **Bulletin of Physical Education**, v. 18, n. 1, p. 5-8, 1982.

CASSEPP-BORGES, V.; BALBINOTTI, M. A. A.; TEODORO, M. L. M. Tradução e validação de conteúdo: uma proposta para a adaptação de instrumentos. *In*: PASQUALI, L. (Org.), **Instrumentação psicológica: Fundamentos e prática**. Porto Alegre: Artmed, 2010, p. 506-520.

CUNHA, J. A. **Psicodiagnóstico-R**. 5ª ed. rev. Porto Alegre: Artes Médicas Sul; 2000.

DE ROSE JR., D. **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

DE ROSE JR., D. **Tolerância ao treinamento e à competição: aspectos psicológicos**. *In*: GAYA, A., MARQUES, A., TANI, G. (Org.) **Desporto para crianças e jovens. Razões e finalidades**. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, p. 251-254, 2004.

FERRAZ, O. L. O esporte, a criança e o adolescente: consensos e divergências. *In*: DE ROSE Jr., D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed, 2002.

FLEISS, J. L. Measuring nominal scale agreement among many raters. **Psychological Bulletin**, v. 76, n. 5, p. 378-382, 1971.

FLEISS, J. L.; COHEN, J. The equivalence of weighted kappa and the intraclass correlation coefficient as measures of reliability. **Educational and Psychological Measurement**, v. 33 p. 613-619, 1973.

- FREIRE, J. B. **Pedagogia do futebol**. Campinas: Autores Associados, 2003.
- FREIRE, J. B. Questões psicológicas do esporte. *In*: MOREIRA, W. W.; SIMÕES, R. (Org.). **Esporte como fator de qualidade de vida**. Piracicaba: Editora Unimep, 2002.
- GONÇALVES, G. H. T. *et al.* O papel da competição infantil de tênis no desenvolvimento dos fundamentos técnico-táticos básicos. **Conexões**, v. 14, n. 2, p. 30-52, 2016.
- GONÇALVES, G. H. T. *et al.* Tennis competition's contributions to children's education and personal development. **Journal of Physical Education**, n. 27, p. 1-14, 2016a.
- GONÇALVES, M. P.; BELO, R. P. Ansiedade-traço competitiva: diferenças quanto ao gênero, faixa etária, experiência em competições e modalidade esportiva em jovens atletas. **Psico-USF**, v. 12, n. 2, p. 301-307, 2007.
- GONÇALVES, G. H. T.; BALBINOTTI, M. A. A. Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP). Núcleo de Pesquisa em Psicologia e Pedagogia do Esporte (NP₃-Esporte), 2016.
- GRAHAM, G. **Teaching children physical education: Becoming a Master Teacher**. 3ª ed. Champaign: Human Kinetics, 2008
- GRECO, P. J.; BENDA, R. N. Iniciação aos Esportes Coletivos: Uma Escola da Bola para Crianças e Adolescentes. *In*: DE ROSE JR., D. (Org.). **Modalidades Esportivas Coletivas**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.
- GWET, K. L. **Handbook of Inter-Rater Reliability**. 4ª Ed. Gaithersburg : Advanced Analytics, LLC, 2014.
- HEIN, A. **Competições esportivas como meio de educação e formação de crianças e jovens**: um estudo sobre as categorias de 10 a 13 anos no futebol. 2015. 70 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Escola de Educação Física, Fisioterapia e Dança, UFRGS, Porto Alegre, 2015.
- HERNANDEZ-NIETO, R. A. **Contributions to statistical analysis**. Mérida: Universidad de los Andes, 2002.
- INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE. **Olympic Charter**, Lausanne, Suíça, 2015.
- INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE. Promote Olympism in Society, 2016. Disponível em: <<https://www.olympic.org/the-ioc/promote-olympism>> Acesso em: jun. 2016.
- KANETA, C. N.; LEE, C. L. Aspectos psicossociais do desenvolvimento. *In*: BÖHME, M. T. S. (Org.). **Esporte Infantojuvenil**: treinamento a longo prazo e talento esportivo. São Paulo: Phorte, 2011.

KIRK, D. Physical Education, youth and lifelong participation: the importance of early learning experiences. **European Physical Education Review**, v. 11, n. 3, p. 239-255, 2005.

KLERING, R. T. *et al.* As técnicas avançadas na formação multilateral de tenistas: um estudo sobre os conteúdos do treino de tenistas infanto-juvenis de 11 a 14 anos. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 24, n. 4, p. 100-109, 2016.

KORSAKAS, P. O Esporte infantil: as possibilidades de uma prática educativa. *In*: DE ROSE, D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

KRUG, D. F. **Metodologia do ensino: educação física**. Curitiba: JM Livraria Jurídica, 2009.

LIMA, T. **Alcance educativo da competição. Desporto e Sociedade**. Lisboa: Antologia de Textos, 1987.

MACHADO, G. V. *et al.* Pedagogia do esporte e autonomia: um estudo em projeto social de educação não formal. **Pensar a Prática**, v. 14, n. 3, p. 1-21, 2011.

MARQUES, A. T. Fazer da Competição dos mais Jovens um Modelo de Formação e Educação. *In*: GAYA, A.; MARQUES, A.; TANI, G. (Org.) **Desporto para Crianças e Jovens**. Razões e Finalidades. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, 2004, p. 75-96.

MELO, V. A. Por uma história do conceito Esporte: Diálogos com Reinhart Koselleck, **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, v. 32, n. 1, p. 41-57, 2010.

MILISTETD, M. *et al.* Análise da organização competitiva de crianças e jovens: adaptações estruturais e funcionais. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, v. 36, n. 3, p. 671-678, 2014.

NEWTON, M.; DUDA, J. L.; YIN, Z. N. Examination of the psychometric properties of the perceived motivational climate in sport questionnaire-2 in a sample of female athletes. **Journal of Sports Sciences**, v. 18, p. 275-290, 2000.

OLIVEIRA, M. Desporto de base: A importância da escola de esportes. São Paulo: Ícone, 1998

PAES, R. R. **Educação Física Escolar: o esporte como conteúdo pedagógico do ensino fundamental**. Canoá: ULBRA, 2002.

PAES, R. R. Pedagogia do Esporte: Especialização Esportiva Precoce. *In*: TANI, G.; BENTO, J. O.; PETERSEN, R. (Org.). **Pedagogia do Desporto**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

PAES, R. R.; MONTAGNER, P. C.; FERREIRA, H. **Pedagogia do Esporte: iniciação e treinamento em basquetebol**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2009.

PESTANA, M. H.; GAGEIRO, J. N. **Análise de Dados para Ciências Sociais – A complementaridade do SPSS**. 6ª ed. Lisboa: Edições Silabo, 2014.

REVERDITO, R. S., SCAGLIA, A. J. **Pedagogia do esporte: jogos coletivos de invasão**. São Paulo: Editora Phorte, 2009.

ROSSETTO, A. J.; COSTA, C. M.; D'ANGELO, F. L. **Práticas pedagógicas reflexivas em esporte educacional**. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2012.

ROST, K. **As Competições no Desporto Juvenil**. In: O melhor da Revista Treino Desportivo, Centro de Estudos e Formação Desportiva, Lisboa, 2000.

ROST, K. As Competições no Desporto Juvenil. **Treino Desportivo**, Lisboa, p.3-10, 1997.

RYAN, R. M. *et al.* Self-Determination Theory and physical activity: The dynamics of motivation in development and wellness. **Hellenic Journal of Psychology**, v. 6, p. 107-124, 2009.

SANTANA, W. C. Pedagogia do esporte na infância e complexidade. In: PAES, R. R.; BALBINO, H. F. (Org.). **Pedagogia do Esporte: contextos e perspectivas**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

SOUZA, A.; SCAGLIA, A. J. A Pedagogia do Esporte. In: Comissão de Especialistas – ME. **Dimensões pedagógicas do esporte**. Brasília: UNB/Cad, 2004. p. 6-53.

SHIGUNOV, V.; PEREIRA, V. R. **Pedagogia da Educação Física**. São Paulo: Ibrasa, 1993.

SIEDENTOP, D. Sport Education: A Restrospective. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 409-418, 2002b.

SIEDENTOP, D. What Is Sport Education and How: Does It Work? **Journal of Physiscal Education, Recreation and Dance**, v. 69, n. 4, p. 18-20, 1998.

SILVA, M. V.; GRECO, P. J. A influência dos métodos de ensino-aprendizagem-treino no desenvolvimento da inteligência e criatividade tática em atletas de futsal. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 23, n. 3, p. 297-307, 2009.

SMITH, N. *et al.* Observing the coach-created motivational environment across training and competition in youth sport. **Journal of Sports Sciences**, v. 35, n. 2, 2017.

SMITH, T. K.; CESTARO, N. G. **Student-Centered Physical Education: Strategies for developing middle school fitness and skills**. Champaign: Human Kinetics, 1998.

TANI, G.; CORRÊA, U. C. **Aprendizagem motora e o ensino do esporte**. São Paulo: Edgard Blucher, 2016.

THORPE, R. D.; BUNKER, D. J.; ALMOND, L. **A chance in the focus of teaching games**. In: M. PIÉRON; G. GRAHAM (Eds.), Sport Pedagogy: Olympic Scientific Congress proceedings, v. 6, 163-169, Champaign, IL: Human Kinetics, 1984.

VERMEULEN, J.; VERWEEL, P. Participation in sport: bonding and bridging as identity work. **Sport in Society**, v. 12, n. 9, p. 1206-1219, 2009.

5 ARTIGO III

BATERIA DE TESTES GONÇALVES-BALBINOTTI DE FAVORECIMENTO AO DESENVOLVIMENTO DE CONTEÚDOS PEDAGÓGICOS NO ESPORTE INFANTOJUVENIL (BTGB-CP): EVIDÊNCIAS DE VALIDADE BASEADAS NA ESTRUTURA INTERNA E PRECISÃO DAS ESCALAS INDEPENDENTES

Resumo

O objetivo desta pesquisa foi demonstrar as primeiras evidências de validade das 6 escalas componentes da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) a partir da estimação de suas estruturas internas, testagem de suas estabilidades e estimação de suas consistências internas. Uma amostra de 210 treinadores e professores esportivos de 20 a 75 anos, de ambos os sexos, respondeu à BTGB-CP. As escalas referentes ao desenvolvimento de habilidades motoras e estratégico-tático apresentaram estruturas compostas por três fatores, enquanto que as demais (desenvolvimento socioeducativo, de autonomia, afetivo-social e democratização) compostas por dois fatores, com saturações significativas ($Sat_f > 0,40$) e explicando entre 72,4% e 85% da variância total dos construtos. Os resultados relativos ao ajuste do modelo foram, de forma geral, satisfatórios ($\chi^2/gf < 1,567$; AGFI $> 0,992$; RMSEA $< 0,052$; CFI $> 0,994$). Os resultados do estudo de consistência interna ($0,736 < \alpha < 0,913$ para os fatores; $0,869 < \alpha < 0,936$ para as escalas completas) asseguram a precisão das medidas e a confiabilidade de sua utilização aos objetivos a que se propõe. Os resultados respondem aos objetivos central e específicos da pesquisa e indicam a possibilidade da segura utilização da BTGB-CP.

Palavras-chave: Estudos de validação. Pedagogia. Criança. Adolescente.

INTRODUÇÃO

A palavra “Pedagogia” possui, por natureza etimológica, o sentido de condução de crianças, portanto, atualmente, interpreta-se o pedagogo como aquele que guia a criança em seu processo educacional (OLIVEIRA *et al.*, 2017). Esse processo, de natureza pedagógica, passou, com o tempo, a abranger um conjunto de técnicas e métodos visando o desenvolvimento do ser humano por meio do

pensamento racional (GADOTTI, 2006), entre outros. Segundo Libâneo (2002), todo esse conjunto, quando intencional, corresponde a uma Pedagogia. Assim, todo o ensino do esporte, quando estabelecido dentro do contexto de uma educação intencional, pode ser denominado “Pedagogia do Esporte” (REVERDITO; SCAGLIA, 2009).

A pedagogia do esporte – se considerarmos o esporte como um construto psicossocial que se diferencia do exercício físico por possuir em sua natureza um componente competitivo – pode abordar uma série de conteúdos. Por conteúdos pedagógicos do esporte (CP), entende-se tudo aquilo que pode ser exercitado de forma intencional e facilitado pela prática esportiva, seus atores e ambientes. Os seis CP mais citados pela literatura especializada (SHIGUNOV; PEREIRA, 1993; SMITH; CESTARO, 1998; OLIVEIRA, 1998; FREIRE, 2003; BALBINO, 2001; FERRAZ, 2002; KORSAKAS, 2002; DE ROSE JR., 2002; PAES, 2002; 2006; SANTANA, 2005; GRECO; BENDA, 2006; GRAHAM, 2008; REVERDITO; SCAGLIA, 2009; KRUG, 2009; PAES; MONTAGNER; FERREIRA, 2009; ROSSETTO; COSTA; D’ANGELO, 2012) são: (1) desenvolvimento de Habilidades Motoras (HM); (2) desenvolvimento Estratégico-Tático (ET); (3) desenvolvimento Socioeducativo (SE); (4) desenvolvimento de Autonomia (Au); (5) desenvolvimento Afetivo-Social (AS); e, (6) Democratização (De). Cabe destacar que estas nomenclaturas podem variar de acordo com o autor, como, por exemplo, “desenvolvimento de habilidades interpessoais” ao invés de “desenvolvimento afetivo-social”; podem ser incorporados em um só conteúdo, como no caso de “desenvolvimento de habilidades técnico-táticas”; ou mesmo desmembrados em mais conteúdos, como quando o “socioeducativo” se subdivide em “valores sociais”, “valores éticos”, “valores morais”, entre outros. Para uma melhor compreensão dos CP contemplados por este estudo, os mesmos estão brevemente descritos no quadro 5.

Quadro 5 – Apresentação e descrição dos conteúdos pedagógicos do esporte.

(continua)

CP	Breve descrição
HM	Habilidade motora é a habilidade de realizar movimentos com certa eficiência – movimentos corporais voluntários a fim de alcançar determinado objetivo (TANI; CORRÊA, 2016). Estas habilidades podem ser subdivididas de diferentes formas: grossas e finas; fundamentais, especializadas e combinadas; abertas e fechadas; discretas, seriadas e contínuas (BARBANTI, 2007). Durante a fase de infância e adolescência é importante que seja estimulada a prática de variadas habilidades para a ampliação do repertório motor, evitando a especialização motora precoce (ROST, 1997; 2000). A adaptação do esporte conforme seus praticantes é a sugestão mais frequente entre pedagogos do esporte para o seu adequado desenvolvimento.

Quadro 5 – Apresentação e descrição dos conteúdos pedagógicos do esporte.

(conclusão)

ET	Estratégia e tática são processos relacionados à percepção, análise e tomada de decisão. É um processo fortemente vinculado à cognição (SILVA; GRECO, 2009). Para um desenvolvimento estratégico-tático adequado na infância e adolescência é essencial o desenvolvimento da compreensão das estruturas do jogo (BUNKER; THORPE, 1982). Portanto, o jogo deve ser adequado às capacidades cognitivas dos praticantes e aos seus conhecimentos prévios. Além disso, adequações estruturais e funcionais são alternativas para esse desenvolvimento (BUNKER; THORPE, 1982).
SE	O desenvolvimento socioeducativo, neste contexto, é caracterizado fundamentalmente pelo desenvolvimento de valores e comportamento intrínsecos à prática esportiva. Estes valores e comportamentos podem ser diretamente relacionados aos valores olímpicos - amizade, excelência e respeito (INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE, 2015; 2016). A educação e formação por meio do esporte se dão principalmente nas vivências que tangem as experiências de vitória e derrota, e na busca pela excelência (MARQUES, 2004). É neste contexto que os valores relacionados ao <i>fair play</i> , à ética, são colocados à prova e, conseqüentemente, exercitados.
Au	A autonomia no esporte é caracterizada pela possibilidade que a criança ou adolescente tem de tomar decisões e expressar ideias, a partir de suas convicções e vontades (NEWTON; DUDA; YIN, 2000). A imposição de desafios e tarefas são formas de estimular o desenvolvimento de atitudes autônomas (SOUZA; SCAGLIA, 2004; MACHADO <i>et al.</i> , 2011). A criação de regras, a contribuição com arbitragem, as tomadas de decisão são exemplos destes desafios.
AS	Faz parte do desenvolvimento afetivo-social os relacionamentos intrapessoais e interpessoais (ALVES; RODRIGUES; VIEIRA, 2013). A sensação de pertencimento é fundamental para o desenvolvimento e motivação de crianças e jovens e está associada ao senso de conexão com outros, de sentir-se incluído no contexto e de fazer parte daquele meio (RYAN <i>et al.</i> , 2009; KANETA; LEE, 2011). Neste contexto, a coesão é fundamental e no esporte infantojuvenil pode ser desenvolvida por meio de atividades que exijam cooperação, trabalho em equipe (ROST, 1997;2000); também oferecendo oportunidades de criação de laços afetivos.
De	A democratização da prática esportiva se refere à possibilidade de inclusão e participação efetiva do maior número de crianças e jovens possível, afinal, de forma geral, fazer parte da atividade é um desejo dos mesmos (SIEDENTOP, 2002b). Trata-se de promover a prática independentemente de diferenças físicas, técnicas ou sociais, bem como oportunizar uma prática na qual todos possam se sentir parte importante no processo (SIEDENTOP, 1998; 2002b; VERMEULEN; VERWEEL, 2009).

CP: Conteúdo Pedagógico; HM: Desenvolvimento de Habilidades Motoras; ET: Desenvolvimento Estratégico-Tático; SE: Desenvolvimento Socioeducativo; AS: Desenvolvimento Afetivo-Social; Au: Desenvolvimento de Autonomia; De: Democratização.

O esporte possui, por natureza, um componente competitivo, podendo-se dizer, portanto, que não há esporte sem competição (LIMA, 1987; MARQUES; OLIVEIRA, 2002; MARQUES, 2004; BARBANTI, 2006). Sendo assim, os CP deveriam ser considerados e contemplados, também, nas competições esportivas institucionalizadas. Treinamento e competição não deveriam possuir fins neles mesmos. Assim, Marques (2004) afirma que a competição só é pedagógica quando a mesma segue os propósitos e pressupostos do treinamento, dando sentido e continuidade a toda a preparação da criança, criando, assim, um *continuum* treinamento-competição. Deste modo, o autor defende que os mesmos pressupostos utilizados no treinamento de formação esportiva de crianças e jovens podem ser utilizados nas competições, sem medo de descaracterizar o esporte

tradicional, por vezes transformando-o no que Knijnik e Knijnik (2004) chamam de “jogos” – ainda que com o componente competitivo.

Novos modelos de competições esportivas formais para crianças e jovens vêm sendo adotados nos últimos tempos por diversas confederações esportivas no Brasil. São casos o Tênis, o Atletismo, o Voleibol e o Basquetebol no Brasil. Apesar disso, são observadas algumas diferenças (com interesses comuns) relativas aos objetivos nas propostas competitivas apresentadas. Consequentemente, acredita-se que diferentes conteúdos são priorizados. Enquanto que a proposta do tênis prioriza conteúdos relativos ao melhor e mais rápido desenvolvimento de atletas (INTERNATIONAL TENNIS FEDERATION, 2012), a proposta do voleibol inclui o componente social em sua proposta (CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE VOLEIBOL, 2010). Por sua vez, o basquetebol, assim como o voleibol, tem nas questões afetivo-sociais um conteúdo prioritário, mas inclui o desenvolvimento educacional de valores como um ponto fundamental do modelo, assim como o atletismo (GOZZOLI; SIMOHAMED; EL-HEBIL, 2006; CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BASKETBALL, 2012; INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ATHLETICS FEDERATIONS, 2015). Para se ter a ciência de que estas adequações propostas cumprem seus objetivos, é preciso avaliar.

Alguns estudos empíricos analisaram a gestão e organização das competições esportivas para crianças e jovens (ARENA; BÖHME, 2004; MILISTETD *et al.*, 2014; AIRES, 2015; GONÇALVES *et al.*, 2016a; 2016b). Estes estudos, fundamentalmente, se baseiam em entrevistas e análise de documentos e, como todo método científico, possui suas limitações. A utilização de instrumentos, como escalas e inventários, possibilitaria o acesso a um maior número de opiniões, agregando no quesito quantitativo dos conteúdos já explorados e abrindo caminho para novos achados.

Baseado nos pressupostos previamente apresentados e na clareza de que a práticas competitivas são o instrumento pedagógico que deve nortear toda prática de ensino e treinamento esportivo (MARQUES, 2004), foi elaborada a Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP). Esta bateria de testes é composta por seis escalas independentes referentes a cada um dos conteúdos pedagógicos citados anteriormente (HM, ET, SE, Au, AS e De). Estas escalas se propõem a medir o quanto uma prática esportiva competitiva (formal ou informal)

favorece o desenvolvimento de determinado CP a partir da opinião de treinadores esportivos e professores de Educação Física com experiência no treinamento de crianças e jovens engajados em esportes. É importante destacar que não foram encontrados na literatura instrumentos que se propusessem a medir estes construtos nesta mesma perspectiva, ampliando, assim, a relevância deste estudo.

Considerando os conteúdos apresentados foi possível elaborar os três objetivos específicos desta pesquisa: (1) estimar a estrutura interna relativa a cada uma das escalas que compõem a BTGB-CP segundo os dados disponíveis; (2) testar a estabilidade da estrutura interna de cada uma das escalas que compõem a BTGB-CP obtidas com os dados disponíveis; e, (3) estimar a consistência interna de cada uma das escalas, e de suas respectivas dimensões, que compõem a BTGB-CP. A resposta a esses objetivos específicos contribuirão para responder ao objetivo geral do estudo, o qual é demonstrar as primeiras evidências de validade de cada uma destas inéditas escalas, as quais visam avaliar quão determinada prática esportiva favorece o desenvolvimento de CP em crianças e jovens atletas. Para que sejam alcançados tais objetivos, foram empregados procedimentos metodológicos, os quais serão apresentados a seguir.

MÉTODO

Instrumentos

Os sujeitos responderam a sete diferentes instrumentos: 1) um questionário bio-sócio-demográfico, a fim de controlar variáveis como Sexo, Idade, Tempo de Experiência como treinador, e Modalidade Esportiva; 2) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades Motoras no Esporte Infantojuvenil (EGB-HM-10); 3) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-Tático no Esporte Infantojuvenil (EGB-ET-11); 4) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo no Esporte Infantojuvenil (EGB-SE-8); 5) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Autonomia no Esporte Infantojuvenil (EGB-Au-10); 6) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Afetivo-Social no Esporte Infantojuvenil (EGB-AS-10); e, 7) a Escala de Favorecimento à Democratização no Esporte Infantojuvenil (EGB-De-10). Cada escala é composta por, no máximo, 11 itens curtos e positivamente formulados (com passação de cerca de 5 minutos cada). Estas afirmações descrevem conteúdos

simples, de rápido entendimento e tipicamente discutidos no contexto dos respondentes (treinadores e professores de Educação Física). Tais itens devem ser respondidos de acordo com uma escala do tipo Likert, bidirecional de 6 pontos, variando de “discordo fortemente” (1) à “concordo fortemente” (6). Um alto escore indica uma maior percepção, por parte dos respondentes, de que a prática avaliada favorece o desenvolvimento do conteúdo pedagógico em questão no contexto de competições esportivas infantojuvenis.

Amostra

A amostra foi composta por 210 treinadores esportivos brasileiros, de ambos os sexos (homens = 145; mulheres = 65), com idades variando de 20 a 75 anos (\bar{x} = 38,87; DP = 10,49) e com Tempo de Experiência variando de seis meses a 55 anos (\bar{x} = 16,67; DP = 10,85). Um total de 19 diferentes modalidades esportivas foram contempladas nas respostas dos treinadores. Aquelas com maiores frequências foram: Judô (34), Ginástica rítmica (28), Tênis (26), Futebol (19), Voleibol (18), Ginástica artística (18) e Futsal (16). Outros treinadores, representando modalidades esportivas menos frequentes neste estudo, totalizaram 51 respostas. Todos os treinadores avaliados participavam de competições institucionalizadas (escolares e/ou federadas). Optou-se pela avaliação de eventos competitivos formais pelo fato da amostra estar mais habituada às suas regras, pela maior isenção por parte do respondente e possibilidade de maior acesso a treinadores em comparação à observação de práticas competitivas informais, em treinamentos, etc. Esta amostra foi escolhida de acordo com a disponibilidade dos indivíduos e acessibilidade às instituições. Trata-se de uma amostra não aleatória, recomendada para estudos e pesquisas em educação (MAGUIRE; ROGERS, 1989), sendo considerada uma adequada fonte de informação (CORBIÈRE; LARIVIÈRE, 2014).

Coleta e análise de dados

Os procedimentos relativos à coleta de dados seguiram todos os princípios requeridos pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, o qual analisou e aprovou este estudo sob o número de referência 1.856.606. Primeiramente, foi realizado o contato com aqueles treinadores que cumpriam os critérios (treinadores esportivos com experiência no treinamento de crianças e jovens para eventos competitivos); foram explicados os objetivos do

estudo; e então, se assim o desejassem, foi marcado um encontro de acordo com seus horários disponíveis para que respondessem aos instrumentos. Os dados foram coletados antes ou depois dos treinamentos ou eventos; sempre individualmente. Neste momento, quando necessário, outros detalhes relativos ao estudo eram explicados aos treinadores, visando sanar todas suas dúvidas. Menos de 3% dos treinadores (precisamente 6) possuíam ainda alguma dúvida nesse momento final antes da passação dos instrumentos.

Todos os procedimentos estatísticos foram realizados com a ajuda do *software* Factor 10.5.3, o qual executa Modelagem de Equação Estrutural Exploratória (ESEM), chamada de Análise Fatorial Semi-Confirmatória pelos próprios responsáveis (FERRANDO; LORENZO-SEVA, 2017). Segundo Ferrando e Lorenzo-Seva (2017), este tipo de análise evita certos problemas apresentados pela Análise Fatorial Confirmatória tradicional (a qual considera que todos os itens devam se comportar como marcadores de um único fator), por exemplo: (1) um inadequado ajustamento decorrente da quantidade de itens; e, (2) estimativas de parâmetros tendenciosas, particularmente as correlações inter-fatores. Ainda, foi computada a consistência interna segundo os cálculos Alpha padronizado (CRONBACH; SHAVELSON, 2004). Deve-se destacar que todas as análises foram realizadas baseadas em matrizes policóricas, pelo fato de que estas são as mais adequadas para computar e interpretar análises de escalas de medida ordinais (LORENZO-SEVA; FERRANDO, 2006). No entanto, antes das análises, foi realizada a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância por meio dos seguintes procedimentos: (1) Teste de adequação da amostra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO); (2) verificação do determinante da matriz de correlação; e (3) Teste de esfericidade de Bartlett. Finalmente, como recomendado (MUTHÉN; MUTHÉN, 2012), o modelo obtido foi testado por meio da Análise Fatorial Semi-Confirmatória e seus resultados (χ^2/df , AGFI, RMSEA e CFI) serão apresentados de acordo com as recomendações de Kline (2015) e Brown (2015).

RESULTADOS

A fim de responder adequadamente o primeiro objetivo específico deste estudo, relativo à estrutura interna das escalas, foi necessário, primeiramente, estimar o coeficiente Kaiser-Meyer-Olkin, o Determinante da Matriz de Correlação e o Teste de Esfericidade de Bartlett, a fim de assegurar uma interpretação apropriada

das análises fatoriais. Seus resultados indicaram que as correlações entre os itens são muito adequadas para se proceder às análises fatoriais (MUTHÉN; KAPLAN, 1985; CRONBACH; SHAVELSON, 2004). Além disso, foi demonstrado que o resultado da medida de redundância da informação foi diferente de zero ($|R| \neq 0$), indicando a ausência de qualquer tipo de repetição ou relações de linearidade (indicação de ausência de colinearidade) entre os itens. Todos estes resultados garantem a pertinência dos cálculos fatoriais (ver tabela 2; DASSA, 1999; BALBINOTTI, 2005; LORENZO-SEVA; FERRANDO, 2006; ROCHETTE; BALBINOTTI, 2016).

Tabela 2 – Adequação das matrizes de correlação.

Escala	KMO	Determinante da Matriz de Correlação	Teste de Esfericidade de Bartlett (gl)
HM	0,820	0,0353	684,6* (45)
ET	0,905	0,0033	1164,4* (55)
SE	0,855	0,0338	695,7* (28)
Au	0,850	0,0317	706,5* (45)
AS	0,897	0,0041	1124,9* (45)
De	0,900	0,0113	921,0* (45)

* $p < 0,001$

Sendo assim, uma análise Robusta dos Mínimos Quadrados Ponderados Diagonalmente (RDWLS), seguida de uma rotação Promax (com Kappa = 4), testou a estrutura fatorial exploratória das sete escalas individualmente. Cabe destacar que existem diversos métodos para identificação do número de fatores. Entre eles estão o método Kaiser e a Análise Paralela, havendo na literatura (HOLGADO-TELLO *et al.* 2010; TIMMERMAN; LORENZO-SEVA, 2011; OSBORNE, 2015) certa divergência sobre qual o mais adequado para determinada situação. Ainda, vale destacar que este tipo de estimação é puramente estatístico, ou seja, considera somente os dados em análise e suas limitações, desconsiderando, assim, teorias que possam explicar o fenômeno de forma mais completa e abrangente. No caso desse estudo, consideraram-se as concepções teóricas utilizadas na elaboração dos instrumentos, optando-se assim pela definição *à priori* do número de fatores extraídos. Destaca-se, assim, que as escalas em análise explicam entre 72,4% e 85,0% da variância total dos seus respectivos constructos. Este resultado inicial é altamente satisfatório na medida em que um número reduzido de itens (de 8 a 11 itens; BALBINOTTI, 2005; FURR; BACHARACH, 2013) é demonstrado como

suficiente para explicar mais de 3/5 dos construtos em análise, quando avaliados pelas escalas propostas.

Considerando que todas as comunalidades (h^2) relativas aos itens da escala são adequadas ($h^2 > 0,30$) e maiores após a rotação; que a solução fatorial se mostra pura (com a exceção do item 5 da EGB-SE-8), ou seja, sem duplas saturações significativas ($Sat_f > 0,40$); e que cada item medido satura de maneira significativa ($Sat_f \geq 0,407$; HAIR *et al.*, 2009) no seu respectivo fator, as soluções dimensionais propostas parecem satisfatoriamente adequadas (ver tabela 3; BALBINOTTI, 2005; DASSA, 1999; HAIR; BLACK; BABIN; ANDERSON, 2009; ROCHETTE; BALBINOTTI, 2016).

Tabela 3 – Índices exploratórios, de fidedignidade e ajustamento das escalas.

Escala	Fatores	Índices exploratórios Variação fatorial	Índices alpha de fidedignidade		Índices de ajustamento			
			Por dimensão	Total	absoluto χ^2/gl	parcimonioso AGFI	comparativo RMSEA	CFI
HM	OPe	0,677-0,585	0,736	0,869	1,567	1,000	0,052	0,995
	OEv	0,919-0,520	0,827					
	OCf	0,876-0,546	0,783					
ET	OCf	0,818-0,713	0,837	0,921	1,141	1,000	0,026	0,999
	OPe	0,775-0,699	0,795					
	OCg	0,833-0,407	0,908					
SE	OCc	0,861-0,460	0,815	0,889	1,357	0,996	0,041	0,997
	OEt	0,920-0,782	0,913					
Au	OLE	0,725-0,509	0,786	0,870	1,067	0,992	0,018	0,999
	OTD	0,962-0,568	0,868					
AS	OSi	0,981-0,487	0,901	0,936	1,556	1,000	0,052	0,997
	OAF	0,964-0,430	0,911					
De	OIn	0,809-0,436	0,833	0,915	1,524	1,000	0,050	0,994
	OPa	0,902-0,500	0,874					

HM: EGB-HM-10; ET: EGB-ET-11; SE: EGB-SE-8; Au: EGB-Au-10; AS: EGB-AS-10; De: EGB-De-10; OPe: Orientação à Pertinência; OEv: Orientação à Evolução; OCf: Orientação à Conformação; OCg: Orientação à Cognição; OCc: Orientação à Concorrência; OEt: Orientação à Ética; OLE: Orientação à Liberdade de Expressão; OTD: Orientação à Tomada de Decisão; OSi: Orientação à Sinergia; OAF: Orientação à Afeição; OIn: Orientação à Inclusão; OPa: Orientação à Participação.

Tendo atingindo parcialmente o primeiro objetivo específico deste estudo, é o momento de nomear os fatores obtidos. Este é um processo fundamentalmente qualitativo, no qual o autor escolhe, de acordo com os conteúdos dos itens, os nomes dos fatores. Para se ter certeza de que os nomes escolhidos realmente correspondem aos conteúdos dos itens, quatro juízes-avaliadores foram convidados a colaborar dando suas opiniões individuais. O resultado da concordância entre os juízes, por meio do cálculo Kappa ($k = 0,91$; FLEISS, 1971; FLEISS; COHEN, 1973;

GWET, 2014), é inquestionável: os juízes mostram-se de acordo com as nomenclaturas sugeridas. A EGB-HM-10 é composta por três fatores, denominados Orientação à Pertinência (OPe), Orientação à Evolução (OE_v) e Orientação à Conformação (OC_f). A EGB-ET-11 também é composta por três fatores, denominados Orientação à Conformação (OC_f), Orientação à Pertinência (OPe) e Orientação à Cognição (OC_g). A EGB-SE-8, por sua vez, é composta por dois fatores, são eles Orientação à Concorrência (OC_c) e Orientação à Ética (OE_t). A EGB-Au-10 também é composta por dois fatores, Orientação à Liberdade de Expressão (OLE) e Orientação à Tomada de Decisão (OTD). A EGB-AS-10 é composta por dois fatores, Orientação à Sinergia (OS_i) e Orientação à Afeição (OA_f). E, por fim, a EGB-De-10 é composta por dois fatores, denominados Orientação à Inclusão (OI_n) e Orientação à Participação (OP_a).

Após ter se identificado quais e quantos são os fatores intrínsecos aos construtos, percebeu-se a importância e, na verdade, a necessidade de verificar se os modelos sugeridos se adequam aos dados disponíveis, já que este era o segundo objetivo específico desta pesquisa. Sendo assim, a segunda parte da análise semi-confirmatória foi conduzida e seus resultados estão dispostos na Tabela 3 de acordo com as recomendações de Kline (2015) e Brown (2015): apresentar ao menos um índice de ajustamento absoluto (neste caso, a razão entre qui-quadrado e grau de liberdade - χ^2/gl ; e o Índice Ajustado de Qualidade do Ajuste - AGFI) – o qual permite avaliar o quão a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada; um índice de correção parcimoniosa (no caso, a Raiz do Erro Quadrático Médio de Aproximação - RMSEA) – similar ao índice anterior, porém integra uma correção estatística a qual permite corrigir possíveis maus ajustamentos iniciais do modelo; e um índice de ajustamento comparativo (no caso, o índice de Ajustamento Comparativo - CFI) – o qual permite avaliar o ajustamento do modelo hipotético pelo viés do modelo nulo, ou seja, covariâncias igual a zero.

Os resultados apresentados na Tabela 3 demonstram índices satisfatórios de ajustamento absoluto dos modelos de segunda ordem. Os resultados revelaram relações qui-quadrado/grau de liberdade e índices AGFI satisfatórios ($\chi^2/gl < 2,0$; AGFI > 0,95), indicando que os dados, de fato, se adequam ao modelo hipotético pelo viés das matrizes de covariância estimadas e calculadas (KLINE, 2015). Quando analisados os índices de ajustamento parcimonioso, foi verificado que o

RMSEA apresentou índices satisfatórios ($RMSEA < 0,05$) para praticamente todas as escalas, sendo que em duas delas apresentou índices limítrofes, sem diferenças estatísticas quando comparados ao parâmetro sugerido ($RMSEA_{HM, AS} = 0,052$; $PCLOSE_{HM} = 0,871$; $PCLOSE_{AS} = 0,918$). Por fim, os resultados relativos aos índices de ajustamento comparativo ($CFI > 0,95$), demonstram que os dados avaliados se ajustam adequadamente ao modelo hipotético do construto avaliado.

O terceiro objetivo específico desta pesquisa, relativo à medida de precisão de cada uma das escalas e de seus respectivos fatores, pode ser respondido pelo viés da consistência interna baseado nos cálculos de coeficientes Alpha padronizados. Todos os resultados, por dimensão estudada e para a escala total, estão apresentados na Tabela 3. Os mesmos variaram de 0,736 a 0,913 quando avaliadas as dimensões separadamente, e de 0,869 a 0,936 quando avaliadas as escalas completas. Estes resultados são indicadores satisfatórios da precisão de cada uma das escalas e seus fatores, podendo-se dizer que os resultados de cada um dos itens, de cada uma das dimensões, são mutuamente consistentes, representando uma medida precisa das orientações individualmente.

DISCUSSÃO

Segundo os resultados apresentados, pode-se afirmar que os construtos, como são medidos nas sete escalas que compõem a BTGB-CP, são mais complexos que o senso comum. Assim, seria, no mínimo, impreciso afirmar que uma competição esportiva favorece (de uma forma geral) o desenvolvimento de algum destes CP estudados. Para se ter uma abordagem mais precisa com relação ao assunto, é, portanto, necessário indicar qual a orientação específica de que se está tratando.

O construto Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades Motoras pode ser subdividido em três fatores: (1) “Orientação à Pertinência” (OPe), dimensão que avalia se a competição é adequada aos seus participantes, levando-se em consideração especialmente seus respectivos estágios motores (ex.: A prática avaliada respeita o desenvolvimento motor do praticante); (2) “Orientação à Evolução” (OEv), dimensão que avalia o que a competição favorece em termos de desenvolvimento de habilidades motoras (ex.: A prática avaliada estimula o desenvolvimento de variadas habilidades motoras); e, (3) “Orientação à Conformação” (OCf), dimensão que avalia as adaptações estruturais e funcionais na

elaboração das regras da competição (ex.: A prática avaliada utiliza materiais adaptados). Diversos são os instrumentos utilizados na medida de avaliação de habilidades motoras. Segundo Barnett *et al.* (2016), o instrumento mais utilizado com crianças é o *Test of Gross Motor Development* (TGMD), já em sua segunda edição (ULRICH, 2000). Este teste foi validado para o contexto brasileiro por Valentini (2012) e é composto por duas dimensões: Habilidades Locomotoras e Controle de Objetos. Claramente, é um instrumento com um viés diferente do apresentado neste estudo. A EGB-HM-10 se propõe a medir o favorecimento ao desenvolvimento de habilidades motoras por meio da competição esportiva a partir de uma perspectiva que se assemelha à concepção de Rost (1997; 2000), o qual afirma que, para se ter uma competição esportiva mais adequada à realidade de crianças e jovens, os conteúdos, as regras e critérios de avaliação, bem como os instrumentos, aparelhos e materiais utilizados, devem ser alterados (OCf). Também destaca que, para um desenvolvimento multilateral da criança, sejam promovidas provas múltiplas com conteúdos tradicionais e não tradicionais realizadas principalmente sob a forma de competições coletivas, bem como a participação em competições de outras modalidades (OE_v), estimulando o desenvolvimento de diferentes habilidades motoras e evitando a especialização motora precoce. Com estas medidas, acredita que a competição passa a ser mais pertinente a crianças e jovens atletas, especialmente no que tange os seus respectivos desenvolvimento motores (OPe).

O construto Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-Tático, da mesma forma, pode ser subdividido em três fatores: (1) “Orientação à Cognição” (OCg), dimensão que avalia aspectos relacionados ao desenvolvimento da percepção e tomada de decisão das ações estratégico-táticas (ex.: A prática avaliada estimula o desenvolvimento da inteligência tática); (2) “Orientação à Pertinência” (OPe), dimensão que avalia se a competição é adequada aos seus participantes, levando-se em consideração especialmente o nível de conhecimento tático de seus participantes e suas capacidades de colocar em prática o que sabem (ex.: A prática analisada é adequada para que os participantes consigam aplicar seus conhecimentos táticos); e, (3) “Orientação à Conformação” (OCf), dimensão que avalia as adaptações estruturais e funcionais na elaboração das regras da competição (ex.: A prática avaliada propõe dinâmicas que aumentam o número de ações táticas). Este modelo, por sua vez, se relaciona com a proposta de Thorpe, Bunker e Almond (1984), criadores do *Teaching Games for Understanding* (TGfU).

Os mesmos, assim como outros diversos autores (BANKS; MILLWARD, 2007; MORALES; GRECO, 2007; MATIAS; GRECO, 2010), afirmam que o esporte, e conseqüentemente a competição esportiva, de alguma forma, deve estimular o desenvolvimento da percepção e análise da situação tática, a capacidade de solução mental de problemas resultantes da disputa, além de estimular a inteligência e criatividade tática – estruturas dos processos cognitivos relacionados ao desenvolvimento estratégico-tático (OCg). Apesar do fato de que cada modalidade esportiva exige componentes cognitivos diferentes, autores (THORPE; BUNKER; ALMOND, 1984; MITCHEL; OSLIN, 1999; KRÖGER; ROTH, 2006; GRECO; BENDA, 2009) destacam que a compreensão tática é fundamental, não só para o adequado rendimento na modalidade em questão, mas também pelo fato de ser possível transferir o conhecimento adquirido para outras modalidades. Neste contexto, além das exigências cognitivas, também é importante que, especialmente na infância, os jogos façam sentido, sejam pertinentes, para seus praticantes. Exigências táticas acima da capacidade de compreensão dos praticantes, não representam formas adequadas de desenvolvimento estratégico-tático (OPe). O “fazer por fazer” torna-se improdutivo, visto que nesta faixa etária é de extrema importância a compreensão do jogo (THORPE; BUNKER; ALMOND, 1984). A adaptação do jogo, de diferentes formas, é uma alternativa para se atingir objetivos relacionados ao desenvolvimento estratégico-tático (OCf). Modificações na estrutura ou no funcionamento do jogo, como a proposição de variações do jogo, de dinâmicas diferentes e a utilização de materiais adequados são sugestões de diversos autores (THORPE, BUNKER, ALMOND, 1984; MARQUES, 2004; KRÖGER; ROTH, 2006).

Por sua vez, o construto Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo pode ser compartimentado em dois fatores: (1) “Orientação à Concorrência” (OCc), dimensão que avalia o quanto a competição favorece o desenvolvimento de aspectos educativos relacionados às vitórias e derrotas (ex.: A prática analisada proporciona experiências de vitória a todos); e, (2) “Orientação à Ética” (OEt), dimensão que mede quanto determinado evento competitivo favorece o desenvolvimento de valores relacionados ao *fair play*, como respeito, honestidade e lealdade (ex.: A prática analisada estimula o respeito ao adversário). Ambas as dimensões são compostas por itens frequentemente lembrados e discutidos no contexto competitivo infantojuvenil, como observado por Gonçalves *et al.* (2016a) e

Aires (2015). A dimensão OCc pode ser relacionada à proposta teórica apresentada por Marques (2004), a qual sugere fazer das competições esportivas um modelo de educação e formação de crianças e jovens. Assim, a concorrência, a disputa, seja com um adversário, seja consigo mesmo, é o instrumento pedagógico fundamental que deve conduzir toda prática esportiva (LIMA, 1987; MARQUES, 2004; BENTO, 2006). Neste contexto, o potencial pedagógico da competição esportiva só é alcançado caso o praticante se esforce ao máximo. Assim, tanto a vitória quanto a derrota, e seus sentimentos associados, serão engrandecedoras. Por sua vez, a dimensão OEt está relacionada à concepção de Machado, Galatti e Paes (2015), a qual trata de valores e modos de comportamento no esporte, entre eles a amizade, a honestidade, a tolerância e o respeito. O respeito às regras, aos adversários, aos companheiros, é um exercício essencial no esporte. Apesar de fazer parte de códigos de conduta, por vezes é negligenciado. No entanto, na infância e adolescência, estes valores devem ser reforçados. Ambas as dimensões estão fortemente relacionados com os valores olímpicos (amizade, excelência e respeito), portanto, pode se dizer que são valores intrínsecos ao esporte (INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE, 2015; 2016).

Com relação ao construto Favorecimento ao Desenvolvimento de Autonomia, pode se afirmar que, segundo os resultados disponíveis, o mesmo pode ser explicado em dois fatores distintos: (1) "Orientação à Liberdade de Expressão" (OLE), dimensão que avalia o quanto a competição favorece aspectos relacionados à manifestação de opiniões, ideia e pensamentos (ex.: A prática analisada permite que os participantes contribuam com a arbitragem); e, (2) "Orientação à Tomada de Decisão" (OTD), é a dimensão que mede o quanto a competição favorece o desenvolvimento de aspectos relacionados aos processos de escolha volitiva, seja em situações de jogo, seja em termos atitudinais (ex.: A prática analisada permite que os participantes façam suas escolhas). Esta concepção em dois fatores é similar a adotada por Reinboth e Duda (2006) na elaboração da *Perceived Sport Autonomy Scale* (PSAS), uma subescala do *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2*. A grande diferença entre as escalas é que a PSAS mede o construto a partir da percepção do atleta ("Eu me sinto livre para expressar minhas ideias e opiniões"), enquanto que a EGB-Au-10 avalia a opinião de treinadores sobre o assunto ("A competição analisada estimula que os participantes contribuam com as decisões tomadas"). Segundo alguns autores (SOUZA; SCAGLIA, 2004;

MACHADO *et al.*, 2011), o desenvolvimento de atitudes autônomas no esporte é obtido por meio da liberdade de tomada de decisão e enfrentamento de desafios. Assim, a autonomia contribui para que o praticante descubra seus próprios caminhos, tomando decisões baseadas em suas vontades. Quando autônoma, a criança está apta a tomar decisões seguras, pois desenvolveu anteriormente habilidades para isto (KANETA; LEE, 2011; WEINSTEIN; PRZYBYLSKI; RYAN, 2012). Neste sentido, a liberdade para a criação de regras, contribuição com arbitragem, responsabilização por atitudes e decisões tomadas contribuem com o desenvolvimento da autonomia e permitem que as crianças e jovens sejam espontâneos durante a prática. Esta troca de ideias entre participantes, intercâmbio de sugestões, aprendizado e criação de novas formas de brincar, é, efetivamente, produção de cultura. Uma forma de cultura denominada por Brougère (2002) de cultura lúdica – diretamente relacionada com o prazer e satisfação pessoal. Por ser uma necessidade psicológica básica, a autonomia reforça o envolvimento do indivíduo na atividade, estimulando a motivação intrínseca e tornando-se, assim, um fator fundamental à permanência no esporte (DECI; RYAN, 2000; RYAN *et al.*, 2009). Satisfazendo a necessidade de autonomia, a criança desenvolve maior autoestima e maior percepção de competência no domínio cognitivo (DECI *et al.*, 1981).

O construto Favorecimento ao Desenvolvimento Afetivo-Social também, de acordo com os resultados, pode ser explicado em dois fatores: (1) “Orientação à Sinergia” (OSi), dimensão que avalia o quanto a competição favorece o desenvolvimento de interações coletivas com objetivos comuns, ligados à tarefa (ex.: A prática analisada estimula o trabalho em equipe); e, (2) “Orientação à Afeição” (Oaf), dimensão que mede o quanto um evento competitivo favorece o desenvolvimento de relações amistosas, ligado aos relacionamentos interpessoais (ex.: A prática analisada estimula a socialização). Esta explicação em dois fatores tem forte relação com a concepção de coesão utilizada nos estudos de Carron, Widmeyer e Brawley (CARRON; WIDMEYER; BRAWLEY, 1985; CARRON; BRAWLEY; WIDMEYER, 1998), os quais a definem como um processo dinâmico refletido na tendência de um grupo se juntar e permanecer unido na busca de seus objetivos (OSi) e/ou para a satisfação de necessidades afetivas (Oaf). A partir deste conceito, foi criado um instrumento de medida de coesão (*Group Environment Questionnaire* – GEQ; CARRON; WIDMEYER; BRAWLEY, 1985; ESTABROOKS;

CARRON, 2000), o qual avalia a percepção do indivíduo quanto ao seu comportamento e ao comportamento do grupo. O mesmo teve suas propriedades exploradas, as quais apresentaram quatro dimensões – subdivide os aspectos relacionados à tarefa e ao social em “integração do grupo”, como um todo, e “atração do indivíduo ao grupo”. A necessidade psicológica básica de relacionamento também pode ser relacionada com o que chamamos aqui de desenvolvimento Afetivo-Social composto por sinergia e afeição. Esta necessidade de relacionamento refere-se ao sentimento de conexão ou pertencimento com outros (BAUMEISTER; LEARY, 1995). Segundo Deci e Ryan (2007), o relacionamento é otimizado em um ambiente agradável, que promove suporte por meio da afeição, da preocupação e do envolvimento com os pares.

Por fim, o construto Favorecimento à Democratização, de acordo com os dados disponíveis, pode ser dividido em dois fatores: (1) “Orientação à Inclusão” (OIn), dimensão que avalia o quanto a competição é pensada a fim de proporcionar a vivência competitiva a todos, sem exclusões em função de características físicas, sociais, níveis técnicos, etc. (ex.: A prática analisada propõe a diminuição da sensação de diferenças de todas as naturezas); e, (2) “Orientação à Participação” (OPa), dimensão que mede o quanto o evento competitivo analisado é acessível e estimula a atuação ativa ao maior número possível de pessoas (ex.: A competição analisada possui regras para que um maior número de pessoas possa participar). A democratização, nesta conjuntura, se refere à promoção da inclusão e da participação de crianças e jovens em um contexto competitivo efetivo – no qual a simples adesão não é suficiente, mas sim a adesão com oportunidade de algum sucesso. Siedentop (2002a) afirma que, em geral, crianças e jovens querem aderir a práticas esportivas. Segundo o autor (2002a), eles preferem jogar no time perdedor a ficarem sentados no banco assistindo seu time vencer. Em sua proposta, Siedentop (1998; 2002a) suporta que o envolvimento na prática esportiva depende de diversos fatores, como acessibilidade, segurança e atratividade, bem como pode ser afetado pela composição das equipes (poucos jogadores reservas), natureza das competições (sem formatos eliminatórios), tempo de jogo e posições de jogo (todos jogam tempos iguais e têm oportunidades iguais de experienciar posições de jogo). O mesmo (SIEDENTOP, 2002a) afirma que uma coisa é sugerir políticas de promoção à participação esportiva; outra é desenvolver e reforçar procedimentos que garantam oportunidades iguais a todas as crianças. A fim de que crianças e

jovens se sintam incluídos em atividades esportivas e adquiram bem estar psicológico, os mesmo devem ser reconhecidos e respeitados, identificados como alguém que pertence (SHELDON *et al.*, 2001; SHELDON; FILAK, 2008). Gênero, idade e habilidades são algumas das dimensões que potencialmente ditam a participação e pertencimento a um grupo no esporte (VERMEULEN; VERWEEL, 2009; LEONARDO *et al.*, 2018), portanto a competição, neste caso, deve promover a diminuição da sensação de diferenças de naturezas físicas, técnicas, sociais, etc., bem como oferecer alternativas para a inclusão de diferentes grupos em um contexto de igualdade de condições.

CONCLUSÕES

Respondendo diretamente aos objetivos específicos deste estudo, pode-se afirmar que as escalas que compõem a BTGB-CP são satisfatoriamente explicadas em modelos fatoriais tridimensionais (EGB-HM-10 e EGB-ET-11) e bidimensionais (EGB-SE-8, EGB-AS-10, EGB-Au-10 e EGB-De-10) de segunda ordem (E1), os quais apresentam índices também satisfatórios quando comparado o comportamento dos dados disponíveis com o modelo previamente teorizado, ou seja, são modelos com estruturas internas estáveis (E2). Os fatores encontrados, e respectivamente nomeados de acordo com os conteúdos dos itens, se mostraram precisos, assim como as escalas completas, de modo a poder confiar nos resultados obtidos em futuras aplicações da BTGB-CP (E3). Portanto, pode-se concluir que este estudo apresentou, de fato, as primeiras evidências de validade de cada uma das escalas que compõem a Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favprecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil.

A utilização destas escalas pode ser particularmente útil para treinadores e professores, na medida em que podem contribuir com a identificação e gestão pedagógica de práticas esportivas que mais se adequam aos interesses e necessidades de seus atletas, bem como para aqueles que concebem as competições, na medida em que têm em mãos instrumentos suficientes para avaliação e consequente identificação de possíveis limitações de seus eventos. Não obstante, como em todos os processos de validação de instrumentos psicométricos, mais pesquisas devem seguir demonstrando evidências de validade da BTGB-CP, seja com maiores amostras ou outros métodos, visto que cada nova utilização do

instrumento, independentemente do contexto, representa um progresso no sentido da melhora do valor teórico do conceito em estudo. Sugere-se, para novos estudos, a medida da invariância de cada uma das escalas, bem como o estudo das relações entre elas a partir de um modelo explicativo multidimensional.

REFERÊNCIAS

AIRES, H. **As competições de Karate-Do: Perspectivas à formação e educação de crianças e jovens**. 2015. 121 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós Graduação em Ciências do Movimento Humano, UFRGS, Porto Alegre, 2015.

ALVES, E. M.; RODRIGUES, L. A.; VIEIRA, M. B. A influência no desenvolvimento sócio-afetivo na aprendizagem de escolares na Educação Física Infantil. **EFDeportes**, v. 18, n. 182, 2013.

ARENA, S.; BÖHME, M. Federações esportivas e organização de competições para jovens. **Revista Brasileira de Ciências e Movimento**, Brasília, v. 12, n. 4, p. 45-50, 2004.

BALBINO, H. F. **Jogos desportivos coletivos e os estímulos das inteligências múltiplas: bases para uma proposta em pedagogia do esporte**. 2001. 137 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Educação Física. Unicamp, Campinas, 2001.

BALBINOTTI, M. A. A. Para se avaliar o que se espera: reflexões acerca da validade dos testes psicológicos. **Aletheia**, v. 1, n. 21, p. 43-52, 2005.

BANKS, A. P.; MILLWARD, J. Differentiating Knowledge in Teams: Effect of Shared Declarative and Procedural Knowledge on Team Performance. **Group Dynamics, Theory, Research, and Practice**, v. 11, n. 2, p. 95-106, 2007.

BARBANTI, V. **Formação de esportistas**. Barueri: Manole, 2007.

BARBANTI, V. O que é esporte? **Revista Brasileira de Atividade Física & Saúde**, v. 11, n. 1, p. 54-58, 2006.

BARNETT, L. M. *et al.* Correlates of Gross Motor Competence in Children and Adolescents: A Systematic Review and Meta-Analysis. **Sports Medicine**, v. 46, n. 11, p. 1663-88, 2016.

BAUMEISTER, R.; LEARY, M. R. The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. **Psychological Bulletin**, 117, p. 497-529, 1995.

BENTO, J. O. **Desporto e Lusofonia: um traço de união**. Porto: Faculdade de Desporto da Universidade do Porto, 2006.

BROUGÈRE, G. **A criança e a cultura lúdica**. In: KISHIMOTO, T. (Org.). O Brincar e suas teorias. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002, p. 19-32.

BROWN, T. A. **Confirmatory factorial analysis for applied research**. New York: The Guilford Press, 2015.

BUNKER, D.; THORPE, R. A model for the teaching of games in secondary schools. **Bulletin of Physical Education**, v. 18, n. 1, p. 5-8, 1982.

CARRON, A. V.; BRAWLEY, L. R.; WIDMEYER, W. N. The measurement of cohesiveness in sport groups. In J.L. DUDA (Ed.), **Advances in sport and exercise psychology measurement**, 1998. p. 213-226.

CARRON, A. V.; WIDMEYER, W. N.; BRAWLEY, L. R. The Development of an Instrument to Assess Cohesion in Sport Teams: The Group Environment Questionnaire. **Journal of Sport Psychology**, v. 7, p. 244-266, 1985.

CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BASKETBALL, Filosofia e Regras, 2012. Disponível em: <http://www.cbb.com.br/Competicoes/Show?file=noticias%2Fnoticias_ant.asp%3Ft%3Dmb&name=Mini%20Basquete> Acesso em: set. 2015.

CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE VOLEIBOL. Mini Regras, 2010. Disponível em: <<http://vivavolei.cbv.com.br/index.php/2014-10-28-18-40-31/miniregras>> Acesso em: set. 2015.

CORBIÈRE, M. ; LARIVIÈRE, N. **Méthodes qualitatives, quantitatives et mixtes: Dans la recherche en sciences humaines, sociales et de la santé** (French Edition). Presses de l'Université du Québec. Kindle Edition, 2014.

CRONBACH, L. J.; SHAVELSON, R. J. My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. **Educational and Psychological Measurement**, v. 64, n. 3, p. 391-418, 2004.

DASSA, C. **Analyze multidimensionnelle exploratoire et confirmative**. Montreal: Université de Montreal, 1999.

DE ROSE JR., D. **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

DECI, E. L. *et al.* An instrument to assess adults' orientations toward control versus autonomy with children: reflections on intrinsic motivation and perceived competence. **Journal of Educational Psychology**, v. 73, n. 5, p. 642-650, 1981.

DECI, E. L.; RYAN, R. M. The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. **Psychological Inquiry**, v. 11, n. 4, p. 227-268, 2000.

ESTABROOKS, P. A.; CARRON, A. V. The Physical Activity Group Environment Questionnaire: An instrument for the assessment of cohesion in exercise classes. **Group Dynamics: Theory, Research, and Practice**, v. 4, n. 3, p. 230-243, 2000.

FERRANDO, P. J.; LORENZO-SEVA, U. Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. **Psicothema**, v. 29, n. 2, p. 236-240, 2017.

FERRAZ, O. L. O esporte, a criança e o adolescente: consensos e divergências. *In: DE ROSE Jr., D. (Org.). Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar.* Porto Alegre: Artmed, 2002.

FLEISS, J. L. Measuring nominal scale agreement among many raters. **Psychological Bulletin**, v. 76, n. 5, p. 378-382, 1971.

FLEISS, J. L.; COHEN, J. The equivalence of weighted kappa and the intraclass correlation coefficient as measures of reliability. **Educational and Psychological Measurement**, v. 33 p. 613-619, 1973.

FREIRE, J. B. **Pedagogia do futebol.** Campinas: Autores Associados, 2003.

FURR, R. M.; BACHARACH, V. R. **Psychometrics: An Introduction.** Thousand Oaks, CA: Sage, 2013.

GADOTTI, M. **História das ideias pedagógicas.** 8. ed. São Paulo: Ática, 2006.

GONÇALVES, G. H. T. *et al.* O papel da competição infantil de tênis no desenvolvimento dos fundamentos técnico-táticos básicos. **Conexões**, v. 14, n. 2, p. 30-52, 2016b.

GONÇALVES, G. H. T. *et al.* Tennis competition's contributions to children's education and personal development. **Journal of Physical Education**, n. 27, p. 1-14, 2016a.

GOZZOLI, C.; SIMOHAMED, J.; EL-HEBIL, A. M. **IAAF Kids' Athletics: A Practical Guide,** International Association of Athletics Federations, 2006.

GRAHAM, G. **Teaching children physical education: Becoming a Master Teacher.** 3ª ed. Champaign: Human Kinetics, 2008

GRECO, P. J.; BENDA, R. N. Iniciação aos Esportes Coletivos: Uma Escola da Bola para Crianças e Adolescentes. *In: DE ROSE JR., D. (Org.). Modalidades Esportivas Coletivas.* 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

GWET, K. L. **Handbook of Inter-Rater Reliability.** 4ª Ed. Gaithersburg : Advanced Analytics, LLC, 2014.

HAIR, J. F. *et al.* **Multivariate Data Analysis**, 7th Edition. Prentice Hall, 2009.

HOLGADO-TELLO, F.; CHACÓN-MOSCOSO, S.; BARBERO-GARCÍA, I.; VILA-ABAD, E. Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. **Quality & Quantity**, v. 44, n. 1, p. 153-166, 2010.

INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ATHLETICS FEDERATIONS, IAAF Kids' Athletics, 2015. Disponível em: <<http://www.iaaf.org/development/school-youth>> Acesso em: set. 2015.

INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE. **Olympic Charter**, Lausanne, Suíça, 2015.

INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE. Promote Olympism in Society, 2016. Disponível em: <<https://www.olympic.org/the-ioc/promote-olympism>> Acesso em: jun. 2016.

INTERNATIONAL TENNIS FEDERATION. Stages of Tennis 10's, 2012. Disponível em: <<http://www.tennisplayandstay.com/tennis10s/about-tennis10s/stages-of-tennis10s.aspx>> Acesso em: set. 2015.

KANETA, C. N.; LEE, C. L. Aspectos psicossociais do desenvolvimento. *In*: BÖHME, M. T. S. (Org.). **Esporte Infantojuvenil: treinamento a longo prazo e talento esportivo**. São Paulo: Phorte, 2011.

KLINE, R. B. **Principles and practice of structural equation modeling**. New York: The Guilford Press, 2015.

KNIJNIK, J. D.; KNIJNIK, S. F. Sob o signo de Ludens: interfaces entre brincadeira, jogo e os significados do esporte de competição. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 12, n. 2, p. 103-109, 2004.

KORSAKAS, P. O Esporte infantil: as possibilidades de uma prática educativa. *In*: DE ROSE, D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

KRÖGER, C; ROTH, K. **Escola da Bola: Um ABC para iniciantes nos jogos esportivos**. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2006.

KRUG, D. F. **Metodologia do ensino: educação física**. Curitiba: JM Livraria Jurídica, 2009.

LEONARDO, L. *et al.* O efeito da idade relativa influencia o tempo de participação competitiva de atletas de handebol do sexo masculino com até 13 anos de idade. **Retos**, n. 33, p. 195-198, 2018.

LIBÂNEO, J. C. **Pedagogia e pedagogos, para quê?** 6ª ed. São Paulo: Cortez, 2002.

LIMA, T. **Alcance educativo da competição. Desporto e Sociedade**. Lisboa: Antologia de Textos, 1987.

LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. J. Factor: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. **Behavior Research Methods**, v. 38, n. 1, p. 88-91, 2006.

MACHADO, G. V. *et al.* Pedagogia do esporte e autonomia: um estudo em projeto social de educação não formal. **Pensar a Prática**, v. 14, n. 3, p. 1-21, 2011.

MACHADO, G. V., GALATTI, L. R.; PAES, R. R. Pedagogia do Esporte e Projetos Sociais: Interloquções sobre a prática pedagógica. **Movimento**, v. 21, n. 2, p. 405-418, 2015.

MAGUIRE, T. O.; ROGERS, W. T. Proposed solutions for non randomness in educational research. **Canadian Journal of Education**, v. 14, n. 2, p. 170-181,

1989.

MARQUES, A. T. Fazer da Competição dos mais Jovens um Modelo de Formação e Educação. In: GAYA, A.; MARQUES, A.; TANI, G. (Org.) **Desporto para Crianças e Jovens**. Razões e Finalidades. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, 2004, p. 75-96.

MARQUES, A. T.; OLIVEIRA, J. O treino e a competição dos mais jovens: rendimento versus saúde. In: BARBANTI, V. J. **Esporte e Atividade Física: Interação entre rendimento e qualidade de vida**. São Paulo: Manole, 2002, p. 51-73.

MATIAS, C. J.; GRECO, P. J. Cognição & ação nos jogos esportivos coletivos. **Ciências & Cognição**, v. 15 n. 1, p. 252-271, 2010.

MILISTETD, M. *et al.* Análise da organização competitiva de crianças e jovens: adaptações estruturais e funcionais. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, v. 36, n. 3, p. 671-678, 2014.

MITCHELL, S. A.; OSLIN, J. L. An Investigation of Tactical Transfer in Net Games. **European Journal of Physical Education**, n. 4, p. 162-172, 1999.

MORALES, J.C.P.; GRECO, P.J. A influência de diferentes metodologias de ensinoaprendizagem-treinamento no basquetebol sobre o nível de conhecimento tático processual. **Revista Brasileira Educação Física Esporte**, v. 21 n. 4, p. 291-299, 2007.

MUTHÉN, B.; KAPLAN, D. A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, v. 38, p. 171-189, 1985.

MUTHÉN, L. K.; MUTHÉN, B. O. **Mplus User's Guide**. Seventh Edition. Los Angeles, CA, 2012.

NEWTON, M.; DUDA, J. L.; YIN, Z. N. Examination of the psychometric properties of the perceived motivational climate in sport questionnaire-2 in a sample of female athletes. **Journal of Sports Sciences**, v. 18, p. 275-290, 2000.

OLIVEIRA, K. A. N. *et al.* O trabalho do pedagogo nas entidades sociais: Análise das ações pedagógicas integradas às políticas públicas de assistência social. **Revista on line de Política e Gestão Educacional**, v. 21, n. 1, p. 227-247, 2017.

OLIVEIRA, M. Desporto de base: A importância da escola de esportes. São Paulo: Ícone, 1998

OSBORNE, J. W. What is Rotating in Exploratory Factor Analysis? **Practical Assessment, Research and Evaluation**, v. 20, n. 2, p. 1-7, 2015.

PAES, R. R. **Educação Física Escolar: o esporte como conteúdo pedagógico do ensino fundamental**. Canoá: ULBRA, 2002.

PAES, R. R. Pedagogia do Esporte: Especialização Esportiva Precoce. In: TANI, G.; BENTO, J. O.; PETERSEN, R. (Org.). **Pedagogia do Desporto**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

PAES, R. R.; MONTAGNER, P. C.; FERREIRA, H. **Pedagogia do Esporte: iniciação e treinamento em basquetebol**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2009.

REINBOTH, M.; DUDA, J. L. Perceived motivational climate, need satisfaction and indices of well-being in team sports: A longitudinal perspective. **Psychology of Sport and Exercise**, v. 7, p. 269-286, 2006.

REVERDITO, R. S., SCAGLIA, A. J. **Pedagogia do esporte: jogos coletivos de invasão**. São Paulo: Editora Phorte, 2009.

ROCHETTE, S.; BALBINOTTI, M. A. A. Guidelines for using exploratory factor analysis to test construct validity of inventories in sports research. **American Journal of Sports Training**, v. 1, n. 3, 2016.

ROSSETTO, A. J.; COSTA, C. M.; D'ANGELO, F. L. **Práticas pedagógicas reflexivas em esporte educacional**. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2012.

ROST, K. **As Competições no Desporto Juvenil**. *In*: O melhor da Revista Treino Desportivo, Centro de Estudos e Formação Desportiva, Lisboa, 2000.

ROST, K. As Competições no Desporto Juvenil. **Treino Desportivo**, Lisboa, p.3-10, 1997.

RYAN, R. M. *et al.* Self-Determination Theory and physical activity: The dynamics of motivation in development and wellness. **Hellenic Journal of Psychology**, v. 6, p. 107-124, 2009.

RYAN, R. M.; DECI, E. L. Active Human Nature: Self-Determination Theory and the promotion and maintenance of sport, exercise, and health. *In*: HAGGER, M. A.; CHATZISARANTIS, N. L. D. (Ed.). **Intrinsic motivation and self-determination in exercise and sport**. Champaign: Human Kinetics, 2007. p. 1-19.

SANTANA, W. C. Pedagogia do esporte na infância e complexidade. *In*: PAES, R. R.; BALBINO, H. F. (Org.). **Pedagogia do Esporte: contextos e perspectivas**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

SOUZA, A.; SCAGLIA, A. J. A Pedagogia do Esporte. *In*: Comissão de Especialistas – ME. **Dimensões pedagógicas do esporte**. Brasília: UNB/Cad, 2004. p. 6-53.

SHELDON, K. M. *et al.* What is satisfying about satisfying events? Testing 10 candidate psychological need. **Journal of Personality and Social Psychology**, n. 80, p. 325-339, 2001.

SHELDON, K. M.; FILAK, V. Manipulating autonomy, competence, and relatedness support in game-learning context new evidence that all three needs matter. **British Journal of Social Psychology**, n. 47, p. 267-283, 2008.

SHIGUNOV, V.; PEREIRA, V. R. **Pedagogia da Educação Física**. São Paulo: Ibrasa, 1993.

SIEDENTOP, D. Junior Sport and the Evolution of Sport Cultures. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 392-401, 2002a.

SIEDENTOP, D. Sport Education: A Restrospective. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 409-418, 2002b.

SIEDENTOP, D. What Is Sport Education and How: Does It Work? **Journal of Physiscal Education, Recreation and Dance**, v. 69, n. 4, p. 18-20, 1998.

SILVA, M. V.; GRECO, P. J. A influência dos métodos de ensino-aprendizagem-treinamento no desenvolvimento da inteligência e criatividade tática em atletas de futsal. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 23, n. 3, p. 297-307, 2009.

SMITH, T. K.; CESTARO, N. G. **Student-Centered Physical Education: Strategies for developing middle school fitness and skills**. Champaign: Human Kinetics, 1998.

TANI, G.; CORRÊA, U. C. **Aprendizagem motora e o ensino do esporte**. São Paulo: Edgard Blucher, 2016.

THORPE, R. D.; BUNKER, D. J.; ALMOND, L. **A chance in the focus of teaching games**. In: M. PIÉRON; G. GRAHAM (Eds.), *Sport Pedagogy: Olympic Scientific Congress proceedings*, v. 6, 163-169, Champaign, IL: Human Kinetics, 1984.

TIMMERMAN, M. E.; LORENZO-SEVA, U. Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items With Parallel Analysis. **Psychological Methods**, v. 16, n. 2, p. 209-220, 2011.

ULRICH, D. A. **Test of gross motor development**. 2nd ed. Austin: Pro-Ed., 2000.

VALENTINI, N. C. Validity and Reliability of the TGMD-2 for Brazilian Children. **Journal of Motor Behavior**, v. 44, n. 4, p. 275-80, 2012.

VERMEULEN, J.; VERWEEL, P. Participation in sport: bonding and bridging as identity work. **Sport in Society**, v. 12, n. 9, p. 1206-1219, 2009.

WEINSTEIN, N.; PRZYBYLSKI, A. K.; RYAN, R. M. The index of autonomous functioning: Development of a scale of human autonomy. **Journal of Research in Personality**, n. 46, p. 397-413, 2012.

6 ARTIGO IV

BATERIA DE TESTES GONÇALVES-BALBINOTTI DE FAVORECIMENTO AO DESENVOLVIMENTO DE CONTEÚDOS PEDAGÓGICOS NO ESPORTE INFANTOJUVENIL (BTGB-CP): EVIDÊNCIAS DE VALIDADE DE UM MODELO TEÓRICO-EXPLICATIVO MULTIDIMENSIONAL

Resumo

O presente estudo tem por objetivo demonstrar as primeiras evidências de validade de um modelo teórico-explicativo de um construto multidimensional que avalie o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil – desenvolvimento de habilidades motoras, estratégico-tático, socioeducativo, de autonomia, afetivo-social e democratização. Para tanto, a Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos do Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) foi aplicada a 210 treinadores e professores esportivos com experiência na área. Foi utilizada Modelagem de Equação Estrutural (SEM) a fim de se verificar a estabilidade do modelo proposto, bem como as correlações entre fatores. O modelo, estabelecido em três níveis (conteúdos pedagógicos gerais, específicos e orientações), apresentou, de forma geral, estabilidade satisfatória ($\chi^2/gf = 1,59$; RMSEA = 0,053; I.C. 90% = 0,049 0,057; PCLOSE = 0,111; CFI = 0,931; TLI = 0,927). Além disso, as correlações entre os fatores em diferentes níveis foram mais fortes entre aqueles fatores teoricamente relacionados, indicando coerência e consistência na avaliação dos construtos e, conseqüentemente, do modelo teorizado.

Palavras-chave: Estudos de validação. Pedagogia. Criança. Adolescente.

INTRODUÇÃO

A pedagogia do esporte é uma área do conhecimento bastante ampla. Tratando-se da prática e ensino de esportes especificamente, diferentes conteúdos pedagógicos (CP) podem ser contemplados. Estes CP são, geralmente, definidos de acordo com os objetivos propostos ou de acordo com a concepção de esporte assumida. Classificações e desfechos como “esporte rendimento”, “esporte social” e “esporte educacional” (OLIVEIRA, 1998), “educação”, “saúde pública” e “desenvolvimento de elite” (SIEDENTOP, 2002a), “esporte educação”, “esporte

participação” e “esporte performance” (DARIDO; RANGEL, 2005), “performance”, “participação” e “desenvolvimento pessoal” (CÔTÉ; HANCOCK, 2014), ou mesmo “esporte excelência”, “esporte escolar”, “esporte de lazer” e “esporte reabilitação e reeducação” (GAYA, 2000) se confundem; se entrelaçam em um emaranhado de significados e interpretações das funções das práticas corporais institucionalizadas.

Inseridos neste contexto de classificações do esporte estão CP, os quais podem ser contemplados nos processos de desenvolvimento de jovens atletas de acordo com objetivos. Os CP intrínsecos à prática esportiva são diversos. Entre os mais citados pela literatura estão: o desenvolvimento de habilidades motoras, o desenvolvimento estratégico-tático, o desenvolvimento socioeducativo, o desenvolvimento de autonomia, o desenvolvimento afetivo-social e a democratização (SHIGUNOV; PEREIRA, 1993; SMITH; CESTARO, 1998; OLIVEIRA, 1998; FREIRE, 2003; BALBINO, 2001; FERRAZ, 2002; KORSAKAS, 2002; DE ROSE JR., 2002; PAES, 2002; 2006; SANTANA, 2005; GRECO; BENDA, 2006; GRAHAM, 2008; REVERDITO; SCAGLIA, 2009; KRUG, 2009; PAES; MONTAGNER; FERREIRA, 2009; ROSSETTO; COSTA; D’ANGELO, 2012). Estes CP podem variar conforme o autor, tanto em sua nomenclatura quanto em sua relevância de fato. Por exemplo, a proposta de Greco e Benda (2006) parece ser voltada a um conceito de rendimento esportivo, de performance. Por este motivo provavelmente, sugerem como CP a serem desenvolvidos, a aprendizagem motora, a tática, a técnica, a coordenação, a capacidade de jogo, a inteligência tática, entre outros. Já, Freire (2003), por sua vez, indica a inclusão, a ética, a moral, as questões afetivas e sociais, o prazer, entre outras. Sua proposta parece se dirigir a uma concepção de esporte participação/social e educacional. Por outro lado, há quem acredite em um modelo que possa contemplar todas estas facetas do esporte. Scaglia (2006) sugere como CP fundamentais o desenvolvimento físico, técnico, estratégico/tático, de valores sociais, éticos e morais.

A seleção destes CP vai ao encontro de pressupostos pedagógicos do esporte que contrapõem modelos tradicionais, chamados por Souza e Scaglia (2004) de “Pedagogia do Esporte Inovadora”, os quais fazem um paralelo com a “Pedagogia do Esporte Tradicional”, como demonstrado no Quadro 6.

Quadro 6 – Pedagogia do Esporte Tradicional x Pedagogia do Esporte “Inovadora”.

Pedagogia do Esporte Tradicional	Pedagogia do Esporte “Inovadora”
Centrada na técnica (ensina com atividades/treinos)	Centrada na lógica-tática (ensino por meio de jogos)
Reproduz modelos (padrões; a técnica perfeita)	Busca criar (estimula processos criativos)
Repetir movimentos para automação	Explora movimentos para ampliar acervo de soluções
Busca mecanizar o gesto (jogadores como robôs pré-programados)	Busca humanizar o gesto (cada jogador cria a sua técnica – conduta motora)
Produz pobre acervo de possibilidades de respostas	Produz rico acervo de possibilidades de respostas (motoras/cognitivas/afetivas/sociais/morais/éticas...)
Descarta a solução eficaz; parte ingenuamente da eficiente	Parte da solução eficaz para transformá-la em eficiente
Necessita de pré-requisitos	Não necessita de pré-requisitos (aprende a partir do que já sabe)
Seletivo	Aberto a todos
Pobre em tomada de decisões	Rico em tomada de decisões (tomada de consciência de suas ações em todos os níveis)
Gera DEPENDÊNCIA	Possibilita AUTONOMIA

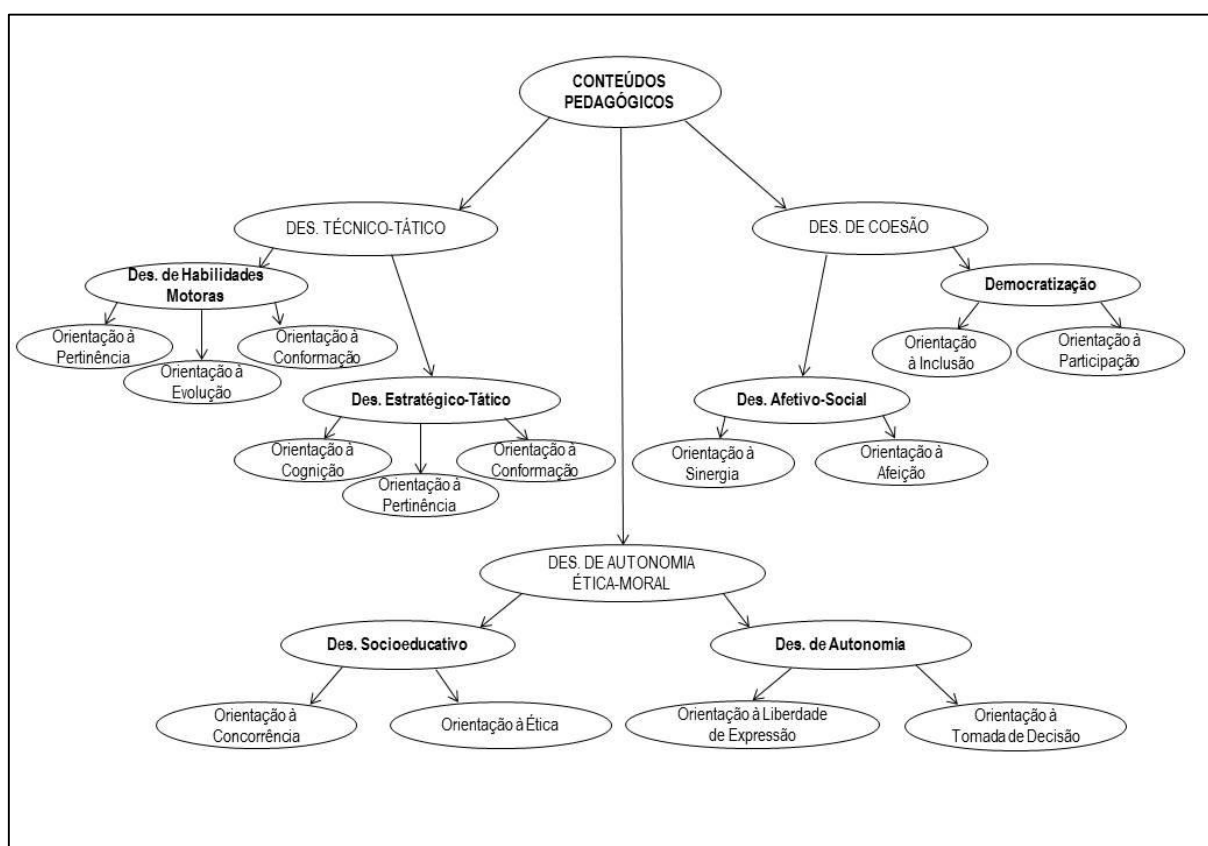
Adaptado de Souza e Scaglia (2004, p. 46).

É importante destacar que o esporte, como hoje o conhecemos, é definido como uma atividade física fundamentalmente competitiva, podendo-se afirmar a não existência de esporte sem o componente competitivo (LIMA, 1987; MARQUES, 2004; BARBANTI, 2006). Além disso, autores (LIMA, 1987; MARQUES, 2004; BENTO, 2006) afirmam que a competição esportiva pode ser, se adequadamente conduzida, o instrumento pedagógico mais importante na formação e educação de crianças e jovens. Portanto, crê-se na íntima relação entre treinamento e competição, sendo a atividade competitiva não apenas um prolongamento e extensão do treino, mas ela própria um fator estruturante da formação, dando sentido e direção a toda a preparação do jovem atleta (MARQUES, 2004).

Com base nestes pressupostos, criou-se um modelo teórico-explicativo relativo ao favorecimento ao desenvolvimento de CP no esporte/competição infantojuvenil (Figura 3). Este modelo procura explicar, de forma organizada, os diferentes níveis para um arranjo pedagógico no esporte infantojuvenil. O modelo é dividido em três níveis: o primeiro é composto por três Conteúdos Pedagógicos Gerais – Desenvolvimento Técnico-Tático (DTT); Desenvolvimento de Autonomia Ética-Moral (DAEM); e Desenvolvimento de Coesão (DCo). O segundo nível é composto por seis Conteúdos Pedagógicos Específicos, dois compondo cada CP Geral – Desenvolvimento de Habilidades Motoras (HM) e Desenvolvimento

Estratégico-Tático (ET), compondo DTT; Desenvolvimento Socioeducativo (SE) e Desenvolvimento de Autonomia (Au), compondo DAEM; e Desenvolvimento Afetivo-Social (AS) e Democratização (De), compondo DCo. Em um terceiro nível, os CP Específicos se subdividem em duas ou três orientações, ou seja, maneiras como os respectivos CP podem ser abordados e desenvolvidos no contexto competitivo, representando diferentes facetas do conceito teorizado.

Figura 3 – Modelo teórico-explicativo do construto “Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil” medido pela BTGB-CP.



Com base nos CP mais citados pela literatura específica, foi elaborada a Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP) (GONÇALVES; BALBINOTTI, 2016). A BTGB-CP é composta por seis escalas independentes, as quais medem a percepção do treinador com relação a quanto uma prática esportiva competitiva favorece o desenvolvimento de um determinado conteúdo pedagógico específico em suas diferentes orientações. A sua relevância se dá na medida em que, a partir de seus resultados, é possível identificar mais claramente as

orientações de cada prática, em termos pedagógicos – se mais voltado ao desenvolvimento de um ou outro CP –, ou mesmo identificar possíveis limitações das propostas – se realmente contribui no desenvolvimento do CP a que se propõe favorecer.

Tendo como alicerce a fundamentação teórica da literatura relacionada à pedagogia do esporte e dados empíricos coletados, o objetivo deste estudo é demonstrar as primeiras evidências de validade do modelo teórico-explicativo de um construto multidimensional que avalie, de forma global, o favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil. Como objetivos específicos, este estudo se propõe a apresentar as correlações e variâncias entre construto, conteúdos pedagógicos gerais, conteúdos pedagógicos específicos e orientações, bem como apresentar evidências de validade baseadas na estabilidade do modelo.

MÉTODO

Instrumentos

Foi aplicada a Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP), a qual é composta por seis escalas independentes, a saber: 1) a Escala de Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades Motoras no Esporte Infantojuvenil (EGB-HM-10); 2) a Escala de Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-Tático no Esporte Infantojuvenil (EGB-ET-11); 3) a Escala de Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo no Esporte Infantojuvenil (EGB-SE-8); 4) a Escala de Favorecimento ao Desenvolvimento de Autonomia no Esporte Infantojuvenil (EGB-Au-10); 5) a Escala de Favorecimento ao Desenvolvimento Afetivo-Social no Esporte Infantojuvenil (EGB-AS-10); e, 6) a Escala de Favorecimento à Democratização no Esporte Infantojuvenil (EGB-De-10). Cada escala é composta por, no máximo, 11 breves itens, positivamente formulados. Estas afirmações descrevem conteúdos simples, de rápido entendimento e comumente discutidos no contexto dos respondentes (treinadores e professores de Educação Física). Os itens devem ser respondidos de acordo com uma escala do tipo Likert, bidirecional de 6 pontos, variando de “discordo fortemente” (1) à “concordo fortemente” (6). Um escore alto indica uma maior percepção, por parte dos treinadores e professores, de que a prática esportiva avaliada favorece o

desenvolvimento do conteúdo pedagógico em questão. O tempo de passação de cada escala é de cerca de 5 minutos. Além da BTGB-CP, foi aplicado um questionário bio-sócio-demográfico, a fim de controlar variáveis como Sexo, Idade, Tempo de Experiência como treinador, Frequência de Trabalho semanal, Formação e Modalidade Esportiva.

Amostra

A amostra foi composta por 210 treinadores esportivos brasileiros, sendo 145 homens e 65 mulheres, com idades entre 20 e 75 anos ($\bar{x} = 38,87$; DP = 10,49). Os treinadores possuíam uma média de 16,67 anos de experiência nas modalidades analisadas (min = 0,5 anos; máx = 55 anos; DP = 10,85) e trabalhavam semanalmente uma média de 4,57 dias por semana (DP = 1,67). Ao todo, foram contempladas 19 diferentes modalidades esportivas: Judô (34), Ginástica rítmica (28), Tênis (26), Futebol (19), Voleibol (18), Ginástica artística (18) e Futsal (16) foram aquelas com maiores frequências. Ainda, foram computadas 51 respostas representando as outras 12 modalidades esportivas analisadas neste estudo (Rugby, Handebol, Basquetebol, Beisebol, Vôlei de Praia, Beach Tennis, Tênis de Mesa, Atletismo, Natação, Remo, Karatê e Esgrima). Dos 210 treinadores, 174 possuíam, ao menos, graduação em Educação Física, enquanto que 36 eram provisionados ou estavam cursando a graduação. Cabe destacar que, do total, 175 treinadores realizaram algum curso de formação complementar (cursos de formação de treinadores promovidos pelas federações locais, cursos de arbitragem, pós-graduação, etc.). Além disso, 117 possuíam algum curso de pós-graduação relacionado ao esporte (especialização, mestrado, doutorado, etc.).

Todos os treinadores analisaram eventos competitivos formais (competições institucionalizadas escolares ou federadas). A escolha por este tipo de evento se deu por três motivos principais: pelo fato da amostra estar mais habituada às regras destas práticas; pela maior isenção por parte do respondente, em comparação a uma avaliação da própria prática ou de um colega; e possibilidade de maior acesso à amostra de treinadores quando em comparação à observação de práticas competitivas informais, em treinamentos, etc. A amostra foi escolhida de acordo com a acessibilidade às instituições e disponibilidade dos indivíduos. Trata-se de uma amostra não aleatória, recomendada para pesquisas e estudos em educação

(MAGUIRE; ROGERS, 1989), sendo considerada uma adequada fonte de informação (CORBIÈRE; LARIVIÈRE, 2014).

Coleta e análise de dados

O projeto deste estudo foi analisado e aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (número de referência 1.856.606). Os procedimentos de coleta de dados seguiram os seguintes passos: primeiramente, foi realizado contato com treinadores esportivos com experiência no treinamento de crianças e jovens para eventos competitivos, ou seja, aqueles que cumpriam os critérios de inclusão do estudo; foram explanados os objetivos do estudo; e então, com aqueles que desejaram participar, foi marcado um encontro de acordo com os horários de sua preferência para que, então, respondessem aos instrumentos. Os dados foram coletados momentos antes ou após as sessões de treinamentos ou eventos; sempre individualmente. Neste momento, quando necessário, os demais detalhes relativos ao estudo eram esclarecidos aos treinadores, com a finalidade de sanar toda e qualquer dúvida. Menos de 3% dos treinadores (precisamente 6) ainda possuíam alguma dúvida nesse momento final antes da aplicação dos instrumentos.

Todos os procedimentos estatísticos foram realizados com a ajuda do *software* Mplus 6, o qual executa Modelagem de Equação Estrutural (SEM). Por meio deste processo, é possível apresentar evidências de validade do modelo global proposto a partir de resultados referentes à estabilidade de sua estrutura interna. Também, é possível a testagem e identificação da influência de cada uma das variáveis latentes e o quanto as mesmas predizem o construto geral – Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil – na opinião de treinadores e professores de Educação Física. Portanto, verificou-se a estimativa da magnitude dos efeitos no modelo especificado, testando sua consistência com os dados disponíveis. Como recomendado (MUTHÉN; MUTHÉN, 2012), o modelo proposto foi testado por meio da SEM e seus resultados serão apresentados de acordo com as recomendações de Kline (2015) e Brown (2015), os quais sugerem a apresentação de, ao menos, um índice de ajustamento absoluto (razão entre qui-quadrado e grau de liberdade – χ^2/df), um índice de ajustamento parcimonioso (Raiz do Erro Quadrático Médio de

Aproximação – RMSEA) e um índice de ajustamento comparativo (Índice de Ajustamento Comparativo – CFI; Índice Tucker-Lewis - TLI).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A fim de responder ao objetivo deste estudo, o modelo teórico apresentado na figura 3 foi testado com a aplicação da modelagem de equações estruturais (SEM). Assim, serão apresentados, a seguir, os resultados referentes às relações de dependência, inter-relações entre variáveis medidas, variáveis latentes e construtos latentes.

Os resultados apontam índices relativos às regressões estandardizadas de cada variável observada em seu respectivo fator variando entre 0,50 (item 3 da dimensão “Orientação à Liberdade de Expressão” na EGB-Au-10) e 0,91 (item 8 da dimensão “Orientação à Ética” na EGB-SE-8), o que indica índices satisfatórios relativos às correlações múltiplas quadradas ($0,25 \leq R^2 \leq 0,83$), sendo superiores ou iguais aos valores aceitos, por convenção, em estudos fatoriais (ROCHETTE; BALBINOTTI, 2016).

Já, tratando-se da matriz de correlações entre os fatores de primeira, segunda e terceira ordens, observam-se valores que variam de fracos (0,37) a muito fortes (0,99), todos positivos. Da mesma forma, quando analisadas isoladamente as correlações entre os fatores de primeira ordem, foram identificadas correlações que variaram de fracas (0,37) a muito fortes (0,97), indicando, de fato, a medida de diferentes conteúdos. Cabe destacar que as correlações mais fortes entre fatores de primeira ordem se deram, em sua grande maioria (com exceção de OPe-OCf na EGB-HM-10), entre aqueles fatores (orientações) de uma mesma escala. Por sua vez, quando analisadas as correlações entre fatores de primeira e segunda ordens, verifica-se que as correlações mais fortes se dão entre os fatores e suas respectivas escalas de medida. Da mesma forma, os fatores de primeira ordem se correlacionam mais fortemente com os seus respectivos fatores de terceira ordem teorizados. Por fim, em se tratando das correlações, destacam-se os fortes índices entre os fatores de segunda ordem e seus respectivos fatores de terceira ordem testados. Estes resultados indicam certa coerência e consistência na avaliação dos construtos e, conseqüentemente, do modelo teorizado.

A variável latente geral “Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos” apresenta correlações elevadas com todos os construtos medidos

pelas escalas (HM, ET, SE, Au, AS e De) e, conseqüentemente, com os fatores de terceira ordem teorizados (DTT, DAEM e DCo). Foram verificados valores que variaram de 0,83 a 0,99; o que significa que seus respectivos valores de correlações múltiplas quadradas variam de 0,68 a 0,97, ou seja, explicam de 68% a 97% da variância da variável latente geral – resultados considerados muito satisfatórios para estudos desta natureza (ROCHETTE; BALBINOTTI, 2016). Os construtos medidos pelas escalas independentes que melhor explicam o fator geral são HM e Au (91,6%), seguidos de SE (87,4%), De (75,5%), ET (73,8%) e AS (68,2%). Por sua vez, os fatores de terceira ordem AEM e Co explicam, respectivamente, 97,2% e 94,7% da variância da variável latente geral. O fator DTT apresentou correlação igual a um ($r = 1,00$) – valor considerado inapropriado para este tipo de análise. Este é um erro esperado que pode ocorrer devido a estimativas inadequadas de comunalidades; muitos ou poucos fatores extraídos; ou dados insuficientes para prover estimativas estáveis (DILLON; KUMAR; MULANI, 1987). Considerando todas as possibilidades, acredita-se que este último tenha sido o fator determinante para este resultado. Contudo, a utilização de um tamanho amostral maior ou menor é uma escolha delicada, considerando que outros índices podem ser afetados por um n maior, como, por exemplo, o χ^2 – a ser apresentado a seguir.

A fim de se avaliar a estabilidade do modelo proposto, verificou-se a similaridade entre as matrizes de covariância estimada e observada. Primeiramente, utilizou-se a razão entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (índice relativo ao ajustamento absoluto do modelo) para avaliar o quanto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada. Seu resultado ($\chi^2/\text{gl} = 1,59$) pode ser considerado satisfatório ($\chi^2/\text{gl} < 2,00$; KLINE, 2015; BROWN, 2015). Na sequência, observaram-se os valores relativos aos índices de correção parcimoniosa (RMSEA e PCLOSE), os quais são similares à medida anterior, porém integra uma correção estatística que permite corrigir um possível mau ajustamento inicial do modelo. Seus resultados podem ser considerados aceitáveis (RMSEA = 0,053; I.C. 90% = 0,049 0,057; PCLOSE = 0,111) na medida em que o valor de RMSEA foi limítrofe ao considerado satisfatório (RMSEA < 0,05); com limite inferior do intervalo de confiança abaixo do valor de referência; e sem diferença estatisticamente significativa ($p > 0,05$) com relação ao valor desejado. Por fim, valores relativos aos índices de ajustamento comparativo foram analisados. Estes índices (CFI e TLI) permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético pelo viés do

modelo nulo, isto é, com covariâncias iguais a zero. Seus resultados (CFI = 0,931; TLI = 0,927) podem ser considerados satisfatórios (CFI; TLI > 0,90; HAIR *et al.*, 2009).

Os resultados contribuem consideravelmente com a discussão sobre os modelos explicativos dos conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil, na medida em que organiza estes conteúdos de forma esquemática e ordenada a partir de dados empíricos e em função de seus conteúdos teoricamente postulados. O modelo proposto permite, em um primeiro momento, identificar modelos chamados “reducionistas” (FREIRE, 2003), os quais se atêm ao desenvolvimento de limitados conteúdos pedagógicos. Em um segundo momento, contribui para a ampliação do conhecimento ao desmembrar conteúdos, por vezes, tratados, popularmente, como unidimensionais.

Este modelo teórico-explicativo, o qual propõe três fatores de terceira ordem (DTT, DAEM e DCo) pode ser relacionado às classificações e desfechos do esporte de Oliveira (1998), Siedentop (2002a), Darido (2005) e Côté e Hancock (2014), os quais subdividem o esporte em três perspectivas: Esporte Rendimento ou Performance; Esporte Educação, Educacional ou Desenvolvimento Pessoal; e Esporte Social ou Participação. No Esporte Rendimento ou Performance, seriam contemplados conteúdos relacionados ao desenvolvimento técnico-tático (DTT), fundamentais para a melhor performance. No Esporte Educação, Educacional ou Desenvolvimento Pessoal seriam priorizados aspectos atitudinais e de valores, relacionados à dimensão DAEM. Por sua vez, o Esporte Social ou Participação, como bem indicado pelos termos utilizados, valoriza aspectos associados às relações interpessoais e de democratização do esporte, tornando-o mais participativo e inclusivo. Esta concepção estaria relacionada à dimensão DCo.

Por muito tempo, importantes autores da área da pedagogia do esporte, como Siedentop (2002a), consideravam inviável a contemplação de diferentes desfechos em um mesmo programa esportivo ou prática esportiva. Siedentop (2002a) afirmou ser uma ideia utópica, a qual não seria suportada por evidências. Contudo, evidências foram acumuladas desde então e esta ideia de atender diferentes objetivos é defendida por Côté e Hancock (2014) a partir do *Developmental Model of Sport Participation* (Modelo Desenvolvimentista de Participação Esportiva), o qual contemplaria os “3Ps”: *Performance*, *Participation* (Participação) e *Personal development* (Desenvolvimento pessoal). Este modelo pode ser relacionado com o

modelo aqui proposto, sendo reforçado pelas fortes relações evidenciadas por meio dos índices de correlação entre os fatores neste estudo. Portanto, acredita-se que diferentes CP podem e devem ser simultaneamente desenvolvidos, especialmente em idades iniciais, evitando, portanto, práticas pedagógicas reducionistas (FREIRE, 2003; CÔTÉ; HANCOCK, 2014).

Boa parte da literatura especializada em pedagogia do esporte cita, ao menos, um CP de segunda ordem (CP específico) de cada fator de terceira ordem (CP geral) postulados pelo modelo proposto. Isto indica, certamente, uma tendência de concordância quanto a um modelo teórico geral. O fator Desenvolvimento Técnico-Tático é aquele que possui maior corroboração entre autores (SMITH; CESTARO, 1998; ROST, 1997; 2000; FERRAZ, 2002; GRECO; BENDA, 2006; ROSSETTO; COSTA; D'ÂNGELO, 2008; KRUG, 2009; PAES; MONTAGNER; FERREIRA, 2009), os quais geralmente citam conteúdos relativos tanto ao desenvolvimento de habilidades motoras quanto ao desenvolvimento estratégico-tático em um mesmo espectro. Já, ao se tratar dos fatores Desenvolvimento de Autonomia Ético-Moral e de Coesão, percebe-se que conceitos e significados se misturam em discursos imprecisos sobre o que exatamente deve-se explorar como um real conteúdo no esporte infantojuvenil. Termos como “educação”, “valores” e “moral” são exemplos desta falta de precisão e, especialmente, neste contexto de instrução pedagógica, demanda maior atenção. Obviamente, são conceitos que possuem inter-relação, afinal, fazem parte de um mesmo construto geral relacionado aos conteúdos pedagógicos. Contudo, seria mais prudente organizá-los dentro de um modelo teórico explicativo claro, como o proposto, afinal “educação” e “valores” são conceitos extremamente amplos e adequados em âmbitos que transcendem os limites do esporte em si.

O modelo proposto contribui no avanço do conhecimento na medida em que demonstra, a partir da opinião de treinadores, ou seja, a partir de dados empíricos, a percepção da amostra com relação à organização dos conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil. É relativamente claro no meio acadêmico e prático que o desenvolvimento de habilidades motoras é diferente do desenvolvimento estratégico-tático, mas que os mesmos se relacionam fortemente no treinamento esportivo. Atualmente, com o intuito de distanciar a ideia do ensino visando a *performance* – seja ele para o alto-rendimento, seja para o auto-rendimento – de métodos tecnicistas, autores relacionados a abordagens pedagógicas modernas têm

se utilizado do termo “tático-técnico” (BETTEGA *et al.*, 2018) ou mesmo “estratégico-tático-técnico” (GALATTI *et al.*, 2017), a fim de enfatizar que o desenvolvimento dos aspectos táticos vêm antes do ensino da técnica. No entanto, os resultados referentes ao modelo proposto demonstram a forte correlação entre estes dois CP, obtida a partir dos dados deste estudo, indicando que um explica aproximadamente 66% da variância do outro. Ou seja, se as medidas pedagógicas propostas na primeira escala forem contempladas, ao menos, dois terços das medidas do segundo construto também serão contemplados.

Por sua vez, aspectos socioeducativos são, muitas vezes, tratados separadamente do desenvolvimento de autonomia – conteúdos pedagógicos que, segundo este modelo, estão altamente ligados, um explicando cerca de 85% da variância do outro. A autonomia exerce um papel fundamental no desenvolvimento cognitivo e psicossocial de crianças e jovens, afetando diretamente também seu bem estar (RYAN; DECI, 2000; BARTHOLOMEW *et al.*, 2011; GILLET *et al.*, 2014). No contexto do modelo proposto, a autonomia está muito relacionada às atitudes (ex.: responder pelos próprios atos) e à ética (ex.: contribuição com arbitragem). Vê-se aí a inter-relação com a dimensão socioeducativa. Quando autônomo, o indivíduo se comporta e toma atitudes de acordo com seus valores e interesses (WEINSTEIN; PRZYBYLSKI; RYAN, 2012).

Por fim, o desenvolvimento afetivo-social e a democratização possuem forte relação, sendo a sua conexão denominada, aqui, “Coesão”. Esta relação, na qual um fator explica mais de 57% da variância do outro, pode ser entendida a partir dos conceitos relativos à necessidade psicológica básica de relacionamento, a qual se refere aos sentimentos de pertencimento e conexão com os pares (BAUMEISTER; LEARY, 1995). Reis *et al.* (2000) verificaram que esta dimensão está associada a diversas formas de atividades sociais, o que reforça o envolvimento íntimo entre as partes – corroborando com a Orientação à Afeição. Também afirma que ao se sentirem acolhidas e apreciadas (Orientação à Inclusão e Participação), promovem-se efeitos positivos, como a satisfação pessoal, o prazer, e a felicidade. Ainda, atividades que promovam sinergia entre os participantes, em prol de um objetivo (tarefa) comum, estão relacionadas a atitudes positivas no esporte, além de melhor desempenho (CARRON *et al.*, 2002; COLLINS; DURAND-BUSH, 2010).

CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo propor e apresentar evidências de validade de um novo, e mais robusto, modelo teórico-explicativo do construto “Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil”, o qual, apresentando estas evidências, poderia ser medido pela Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP). O modelo proposto é subdividido em três níveis. Primeiramente o construto geral é subdividido em três dimensões, chamadas de conteúdos pedagógicos gerais (Desenvolvimento Técnico-Tático, Desenvolvimento de Autonomia Ética-Moral e Desenvolvimento de Coesão). No segundo nível, cada conteúdo pedagógico geral é dividido em dois conteúdos pedagógicos específicos, os quais são medidos por escalas independentes previamente validadas. O Desenvolvimento Técnico-Tático é subdividido em Desenvolvimento de Habilidades Motoras e Desenvolvimento Estratégico-Tático. O Desenvolvimento de Autonomia Ética-Moral é subdividido em Desenvolvimento Socioeducativo e Desenvolvimento de Autonomia. O Desenvolvimento de Coesão é subdividido em Desenvolvimento Afetivo-Social e Democratização. Por fim, no terceiro nível, cada conteúdo pedagógico específico é composto por duas ou três orientações (fatores) previamente testadas. As evidências de validade se dariam por meio das correlações entre os fatores dos diferentes níveis e da estabilidade do modelo segundo os dados disponíveis.

Esperava-se que as correlações entre conteúdos pedagógicos gerais fossem fortes e positivas, afinal estariam medindo um único construto geral; o que, de fato, ocorreu. As correlações entre os conteúdos pedagógicos específicos com o construto geral também foram altas. Ainda, as correlações mais altas, de uma forma geral, se deram entre os fatores teoricamente relacionados. Estes resultados indicam a pertinência do modelo. Além disso, os resultados relativos à SEM (índices de ajustamento absoluto, comparativo e parcimonioso) demonstram que o modelo é, de fato, estável quando testado com dados oriundos da opinião de treinadores e professores de Educação Física com experiência na área.

Este modelo teórico-explicativo contribui no avanço do conhecimento tanto no âmbito teórico como prático (empírico). Teoricamente, pelo fato de demonstrar as inter-relações entre construtos relativos ao desenvolvimento socioeducativo e de

autonomia, bem como do desenvolvimento afetivo-social e da democratização e suas respectivas orientações – nem sempre associados na prática. No âmbito empírico, pela apresentação de evidências de validade de uma nova bateria de testes que pode contribuir para a elucidação da atuação pedagógica de diferentes práticas esportivas competitivas, em diferentes modalidades ou categorias.

Sugere-se a realização de novos estudos que explorem mais profundamente, por outros vieses, as propriedades psicométricas da BTGB-CP e, também, de estudos descritivos e comparativos que apresentem resultados relativos à gestão pedagógica de práticas esportivas.

REFERÊNCIAS

BALBINO, H. F. **Jogos desportivos coletivos e os estímulos das inteligências múltiplas**: bases para uma proposta em pedagogia do esporte. 2001. 137 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Educação Física. Unicamp, Campinas, 2001.

BARBANTI, V. O que é esporte? **Revista Brasileira de Atividade Física & Saúde**, v. 11, n. 1, p. 54-58, 2006.

BARTHOLOMEW, K. J. *et al.* Self-Determination Theory and diminished functioning: The role of interpersonal control and psychological neww thwarting. **Personality and Social Psychology Bulletin**, n. 37, p. 1459-1473, 2011.

BAUMEISTER, R.; LEARY, M. R. The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. **Psychological Bulletin**, 117, p. 497-529, 1995.

BENTO, J. O. **Desporto e Lusofonia**: um traço de união. Porto: Faculdade de Desporto da Universidade do Porto, 2006.

BETTEGA, O. *et al.* O ensino da tática e da técnica no futebol: concepção de treinadores das categorias de base. **Retos**, v. 33, p. 112-117, 2018.

BROWN, T. A. **Confirmatory factorial analysis for applied research**. New York: The Guilford Press, 2015.

CARRON, A. V. *et al.* Cohesion and performance in sport: a meta-analysis. **Journal of Sport and Exercise Psychology**, n. 24, p. 168-188, 2002.

COLLINS, J.; DURAND-BUSH, N. Enhancing the cohesion and performance of an elite curling team through a self-regulation intervention. **International Journal of Sports Science & Coaching**, v. 5, n. 3, p. 343-361, 2010.

CORBIÈRE, M. ; LARIVIÈRE, N. **Méthodes qualitatives, quantitatives et mixtes**: Dans la recherche en sciences humaines, sociales et de la santé (French Edition). Presses de l'Université du Québec. Kindle Edition, 2014.

CÔTÉ, J.; HANCOCK, D. J. Evidence-based policies for youth sport programmes. **International Journal of Sport Policy and Politics**, DOI: 10.1080/19406940.2014.919338. 2014.

DARIDO, S. C., RANGEL, I. C. A. **Educação Física na Escola: Implicações para a Prática Pedagógica**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

DE ROSE JR., D. **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

DILLON, W. R.; KUMAR, A.; MULANI, N. Offending Estimates in Covariance Structure Analysis: Comments on the Causes of and Solutions to Heywood Cases. **Psychological Bulletin**, v. 101, n. 1, p. 126-135, 1987.

FERRAZ, O. L. O esporte, a criança e o adolescente: consensos e divergências. *In*: DE ROSE Jr., D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed, 2002.

FREIRE, J. B. **Pedagogia do futebol**. Campinas: Autores Associados, 2003.

GALATTI, L. R. *et al.* O ensino dos Jogos Esportivos Coletivos: Avanços metodológicos dos aspectos estratégico-tático-técnicos. **Pensar a Prática**, v. 20, n. 3, p. 639-654, 2017.

GAYA, A. Sobre o Esporte para Crianças e Jovens. **Movimento**, v. 7, n. 13, p. 1-14, 2000.

GILLET, N. *et al.* The effects of autonomous and controlled regulation of performance-approach goals on well-being: a process model. **British Journal of Social Psychology**, n. 53, p. 154-174, 2014.

GONÇALVES, G. H. T.; BALBINOTTI, M. A. A. Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP). Núcleo de Pesquisa em Psicologia e Pedagogia do Esporte (NP₃-Esporte), 2016.

GRAHAM, G. **Teaching children physical education: Becoming a Master Teacher**. 3ª ed. Champaign: Human Kinetics, 2008

GRECO, P. J.; BENDA, R. N. Iniciação aos Esportes Coletivos: Uma Escola da Bola para Crianças e Adolescentes. *In*: DE ROSE JR., D. (Org.). **Modalidades Esportivas Coletivas**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

HAIR, J. F. *et al.* **Multivariate Data Analysis**, 7th Edition. Prentice Hall, 2009.

KLINE, R. B. **Principles and practice of structural equation modeling**. New York: The Guilford Press, 2015.

KORSAKAS, P. O Esporte infantil: as possibilidades de uma prática educativa. *In*: DE ROSE, D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

KRUG, D. F. **Metodologia do ensino: educação física**. Curitiba: JM Livraria Jurídica, 2009.

LIMA, T. **Alcance educativo da competição. Desporto e Sociedade**. Lisboa: Antologia de Textos, 1987.

MAGUIRE, T. O.; ROGERS, W. T. Proposed solutions for non randomness in educational research. **Canadian Journal of Education**, v. 14, n. 2, p. 170-181, 1989.

MARQUES, A. T. Fazer da Competição dos mais Jovens um Modelo de Formação e Educação. *In*: GAYA, A.; MARQUES, A.; TANI, G. (Org.) **Desporto para Crianças e Jovens**. Razões e Finalidades. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, 2004, p. 75-96.

MUTHÉN, L. K.; MUTHÉN, B. O. **Mplus User's Guide**. Seventh Edition. Los Angeles, CA, 2012.

OLIVEIRA, M. Desporto de base: A importância da escola de esportes. São Paulo: Ícone, 1998

PAES, R. R. **Educação Física Escolar: o esporte como conteúdo pedagógico do ensino fundamental**. Canoá: ULBRA, 2002.

PAES, R. R. Pedagogia do Esporte: Especialização Esportiva Precoce. *In*: TANI, G.; BENTO, J. O.; PETERSEN, R. (Org.). **Pedagogia do Desporto**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

PAES, R. R.; MONTAGNER, P. C.; FERREIRA, H. **Pedagogia do Esporte: iniciação e treinamento em basquetebol**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2009.

REIS, H. T. *et al.* Daily well-being: The role of autonomy, competence, and relatedness. **Personality and Social Psychology Bulletin**, v. 26, n. 4, p. 419-435, 2000.

REVERDITO, R. S., SCAGLIA, A. J. **Pedagogia do esporte: jogos coletivos de invasão**. São Paulo: Editora Phorte, 2009.

ROCHETTE, S.; BALBINOTTI, M. A. A. Guidelines for using exploratory factor analysis to test construct validity of inventories in sports research. **American Journal of Sports Training**, v. 1, n. 3, 2016.

ROSSETTO, A. J.; COSTA, C. M.; D'ANGELO, F. L. **Práticas pedagógicas reflexivas em esporte educacional**. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2012.

RYAN, R. M.; DECI, E. L. Self-Determination Theory and facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. **American Psychology**, n. 55, p. 68-78, 2000.

SANTANA, W. C. Pedagogia do esporte na infância e complexidade. *In*: PAES, R. R.; BALBINO, H. F. (Org.). **Pedagogia do Esporte: contextos e perspectivas**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

SHIGUNOV, V.; PEREIRA, V. R. **Pedagogia da Educação Física**. São Paulo: Ibrasa, 1993.

SIEDENTOP, D. Junior Sport and the Evolution of Sport Cultures. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 392-401, 2002a.

SMITH, T. K.; CESTARO, N. G. **Student-Centered Physical Education**: Strategies for developing middle school fitness and skills. Champaign: Human Kinetics, 1998.

SOUZA, A.; SCAGLIA, A. J. A Pedagogia do Esporte. *In*: Comissão de Especialistas – ME. **Dimensões pedagógicas do esporte**. Brasília: UNB/Cad, 2004. p. 6-53.

WEINSTEIN, N.; PRZYBYLSKI, A. K.; RYAN, R. M. The index of autonomous functioning: Development of a scale of human autonomy. **Journal of Research in Personality**, n. 46, p. 397-413, 2012.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese de doutorado teve como objetivo geral demonstrar as primeiras evidências de validade de um novo, e mais robusto, instrumento de medida dos conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil. Para tanto, após a redação de uma revisão integrativa onde se realizou levantamento e análise de artigos que apresentam evidências de validade de instrumentos relacionados aos conteúdos pedagógicos selecionados e da identificação de lacunas no estudo deste tema, foram elaborados os itens de uma versão preliminar da Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP). A BTGB-CP é composta por seis escalas independentes relativas aos seis conteúdos pedagógicos específicos mais citados pela literatura especializada: (1) desenvolvimento de Habilidades Motoras – HM; (2) desenvolvimento Estratégico-Tático – ET; (3) desenvolvimento Socioeducativo – SE; (4) desenvolvimento de Autonomia – Au; (5) desenvolvimento Afetivo-Social – AS; e (5) Democratização. Os itens da BTGB-CP passaram por um processo de validação de conteúdo, o qual analisou suas clarezas de linguagem, pertinências práticas e dimensionalidades teóricas. Como resultado, foram selecionados aqueles itens que apresentavam as melhores características de acordo com os três vieses. Assim, a BTGB-CP acabou reduzida de 66 itens para 59 itens. Deste modo, seus resultados foram satisfatórios para os três vieses, revelando que, segundo o julgamento dos juízes-avaliadores, os itens, de uma forma geral, apresentam muitíssima clareza de linguagem e pertinência prática. Além disso, seus conteúdos condizem com as dimensões teoricamente postuladas anteriormente às avaliações. Estes resultados permitiram dar prosseguimento ao estudo com as aplicações da BTGB-CP à amostra elegida – treinadores e professores de Educação Física com experiência no treinamento esportivo de crianças e adolescentes.

Em um segundo momento, foram estimadas as estruturas internas de cada uma das seis escalas independentes. Verificou-se que: (1) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades Motoras no Esporte Infantojuvenil (EGB-HM-10) é composta por três fatores, denominados Orientação à Pertinência (OPe), Orientação à Evolução (OE_v) e Orientação à Conformação (OC_f); (2) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-Tático no Esporte Infantojuvenil (EGB-ET-11) também é composta por

três fatores, denominados Orientação à Conformação (OCf), Orientação à Pertinência (OPe) e Orientação à Cognição (OCg); (3) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo no Esporte Infantojuvenil (EGB-SE-8), por sua vez, é composta por dois fatores, são eles Orientação à Concorrência (OCc) e Orientação à Ética (OEt); (4) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Autonomia no Esporte Infantojuvenil (EGB-Au-10) também é composta por dois fatores, Orientação à Liberdade de Expressão (OLE) e Orientação à Tomada de Decisão (OTD); (5) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Afetivo-Social no Esporte Infantojuvenil (EGB-AS-10) é composta por dois fatores, Orientação à Sinergia (OSi) e Orientação à Afeição (OAf); e, por fim, (6) a Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento à Democratização no Esporte Infantojuvenil (EGB-De-10) é composta por dois fatores, denominados Orientação à Inclusão (OIn) e Orientação à Participação (OPa). Estas escalas e dimensões se mostraram fidedignas, de acordo com os cálculos de consistência interna, e estáveis, de acordo com os resultados de ajustamento dos modelos.

Por fim, baseado nos conhecimentos adquiridos, foi proposto um modelo teórico-explicativo relativo ao construto geral “Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil”, o qual é subdividido em três dimensões, chamadas de conteúdos pedagógicos gerais (Desenvolvimento Técnico-Tático, Desenvolvimento de Autonomia Ética-Moral e Desenvolvimento de Coesão). Cada conteúdo pedagógico geral é dividido em dois conteúdos pedagógicos específicos, os quais são medidos pelas escalas independentes previamente apresentadas. O Desenvolvimento Técnico-Tático é subdividido em HM e ET. O Desenvolvimento de Autonomia Ética-Moral é subdividido em SE e Au. O Desenvolvimento de Coesão é subdividido em AS e De. Por fim, cada conteúdo pedagógico específico é composto pelas duas ou três orientações (fatores) previamente apresentadas. Este modelo apresentou resultados de correlações entre os fatores nos diferentes níveis condizentes com o esperado e valores considerados aceitáveis/satisfatórios de estabilidade com os dados disponíveis. Estes resultados, de uma forma geral, podem ser considerados importantes levando-se em consideração o fato de ser somente a primeira versão de uma bateria de testes inédita na área da pedagogia do esporte.

Esta tese e seu resultado (a BTGB-CP) podem contribuir tanto no âmbito teórico como prático. Teoricamente, pelo fato de apresentar, por meio de resultados empíricos, um novo modelo teórico-explicativo do favorecimento ao desenvolvimento de conteúdos pedagógicos no esporte infantojuvenil, o qual pode ser relacionado com as classificações e desfechos do esporte de Oliveira (1998), Siedentop (2002a), Darido (2005) e Côté e Hancock (2014), ainda contribuindo no detalhamento de cada um dos construtos. Sendo o “Esporte Rendimento” ou “Performance” identificado com o conteúdo pedagógico geral Desenvolvimento Técnico-Tático, seus conteúdos pedagógicos específicos (HM e ET) e respectivas orientações (OEv, OPe, OCf e OCg). O “Esporte Educação” ou “Educativo” é identificado com o conteúdo pedagógico geral Desenvolvimento de Autonomia Ética-Moral, seus conteúdos específicos (SE e Au) e respectivas orientações (OCc, OEt, OLE e OTD). Por sua vez, o “Esporte Social” ou “Participação” se identifica com o conteúdo pedagógico geral Desenvolvimento de Coesão, seus conteúdos pedagógicos específicos (AS e De) e respectivas orientações (OSi, OAf, OIn e OPa). Assim, na prática, treinadores e professores de Educação Física podem nortear seu planejamento e trabalho em conformidade com o âmbito esportivo no qual estão inseridos ou ao qual se propõem a conferir resultados. Além disso, a bateria “validada” pode ser utilizada na avaliação de práticas competitivas diversas, a fim de se verificar, primeiramente, suas principais orientações e principais objetivos (quais são os conteúdos pedagógicos desenvolvidos ou mais favorecidos) e possíveis limitações pedagógicas com relação às propostas. Neste sentido, pode contribuir tanto com treinadores e professores, como com gestores de competições nos diferentes âmbitos – escolar, federativo, etc.

Sugere-se a utilização desta nova bateria de testes em estudos descritivos e comparativos, apresentando, finalmente, resultados relativos a práticas esportivas institucionalizadas em diferentes modalidades esportivas (por exemplo, futebol, tênis e atletismo), informais (treinamentos e festivais), tipos de modalidades esportivas (coletivas, individuais, de marca, de invasão, de rede, etc.), diferentes categorias (até 10 anos, de 11 a 14 anos, etc.), entre outros. Além disso, as limitações desta tese indicam lacunas e possibilidades para novos estudos, com amostras mais robustas, que analisem a invariância das medidas e que investiguem as propriedades individuais dos itens, baseados, portanto, na Teoria de Resposta ao Item. Sendo assim, destaca-se, aqui, a importância do prosseguimento da análise

das propriedades métricas da BTGB-CP, visto que o processo de validação de instrumentos deve ser contínuo e sistemático, e que cada nova aplicação em um diferente contexto representa um avanço na direção da melhoria do valor teórico do conceito estudado. Portanto, novos estudos devem seguir apresentando novas evidências de validade a partir de outros vieses, contribuindo com o avanço deste conhecimento.

REFERÊNCIAS

- AIRES, H. **As competições de Karate-Do: Perspectivas à formação e educação de crianças e jovens**. 2015. 121 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós Graduação em Ciências do Movimento Humano, UFRGS, Porto Alegre, 2015.
- ALBUQUERQUE, P. A.; FARINATTI, P. T. V. Desenvolvimento e validação de um novo sistema de seleção de talentos para a ginástica olímpica feminina: a Bateria PDGO. **Revista Brasileira de Medicina do Esporte**, v. 13, n. 3, p. 157-164, 2007.
- ALVES, E. M.; RODRIGUES, L. A.; VIEIRA, M. B. A influência no desenvolvimento sócio-afetivo na aprendizagem de escolares na Educação Física Infantil. **EFDeportes**, v. 18, n. 182, 2013.
- ANASTASI, A; URBINA, S. **Testagem Psicológica**. Porto Alegre: Artes Médicas, 2000.
- ARENA, S.; BÖHME, M. Federações esportivas e organização de competições para jovens. **Revista Brasileira de Ciências e Movimento**, Brasília, v. 12, n. 4, p. 45-50, 2004.
- ARENA, S.; BÖHME, M. Programas de iniciação e especialização esportiva na grande São Paulo. **Revista Paulista de Educação Física**, v. 14, n. 2, p. 184-195, 2000.
- BALBINO, H. F. **Jogos desportivos coletivos e os estímulos das inteligências múltiplas: bases para uma proposta em pedagogia do esporte**. 2001. 137 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Educação Física. Unicamp, Campinas, 2001.
- BALBINOTTI, M. A. A. *et al.* Estudo fatorial confirmatório e da consistência interna do inventário do treino técnico-desportivo do tenista (ITTT-12). **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 23, n. 4, p. 393-403, 2009.
- BALBINOTTI, M. A. A. *et al.* Estudos fatoriais e de consistência interna da Escala Balbinotti de Motivos à Competitividade no Esporte (EBMCE-18). **Motriz**, v. 17, n. 2, p. 318-327, 2011.
- BALBINOTTI, M. A. A. *et al.* Proposição e validação de um instrumento para avaliação do treino técnico-desportivo de jovens tenistas. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 18, n. 3, p. 213-226, 2004.
- BALBINOTTI, M. A. A. Para se avaliar o que se espera: reflexões acerca da validade dos testes psicológicos. **Aletheia**, v. 1, n. 21, p. 43-52, 2005.
- BALBINOTTI, M. A. A. **Vers un modèle explicatif de la cristallisation des préférences professionnelles durant l'adolescence**. 2001. Tese (Doutorado) - Programa de PhD em Psicologia, Universidade de Montreal, Montreal, 2001.
- BALBINOTTI, M. A. A.; BENETTI, C.; TERRA, P. R. S. Translation and validation of the Graham-Harvey survey for the Brazilian context. **International Journal of**

Managerial Finance, v. 3, n. 1, p. 26-48, 2007.

BANKS, A. P.; MILLWARD, J. Differentiating Knowledge in Teams: Effect of Shared Declarative and Procedural Knowledge on Team Performance. **Group Dynamics, Theory, Research, and Practice**, v. 11, n. 2, p. 95-106, 2007.

BARBANTI, V. **Formação de esportistas**. Barueri: Manole, 2007.

BARBANTI, V. O que é esporte? **Revista Brasileira de Atividade Física & Saúde**, v. 11, n. 1, p. 54-58, 2006.

BARBOSA FILHO, V. C. *et al.* Validity and reliability of scales on intrapersonal, interpersonal and environmental factors associated with physical activity in Brazilian secondary students. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 18, n. 2, p. 207-221, 2016.

BARNETT, L. M. *et al.* Correlates of Gross Motor Competence in Children and Adolescents: A Systematic Review and Meta-Analysis. **Sports Medicine**, v. 46, n. 11, p. 1663-88, 2016.

BARTHOLOMEW, K. J. *et al.* Self-Determination Theory and diminished functioning: The role of interpersonal control and psychological neww thwarting. **Personality and Social Psychology Bulletin**, n. 37, p. 1459-1473, 2011.

BAUMEISTER, R.; LEARY, M. R. The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. **Psychological Bulletin**, 117, p. 497-529, 1995.

BENTO, J. O. **Desporto e Lusofonia: um traço de união**. Porto: Faculdade de Desporto da Universidade do Porto, 2006.

BETTEGA, O. *et al.* O ensino da tática e da técnica no futebol: concepção de treinadores das categorias de base. **Retos**, v. 33, p. 112-117, 2018.

BORREGO, C. C. *et al.* Análise factorial confirmatória do group environment questionnaire com atletas portugueses. **Avaliação Psicológica**, v. 9, n. 3, p. 359-369, 2010.

BROUGÈRE, G. **A criança e a cultura lúdica**. *In*: KISHIMOTO, T. (Org). O Brincar e suas teorias. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002, p. 19-32.

BROWN, T. A. **Confirmatory factorial analysis for applied research**. New York: The Guilford Press, 2015.

BUNKER, D.; THORPE, R. A model for the teaching of games in secondary schools. **Bulletin of Physical Education**, v. 18, n. 1, p. 5-8, 1982.

BURNS N.; GROVE S. K. **The practice of nursing research: conduct, critique, and utilization**. 5ª ed. St Louis: Elsevier; 2005.

BURTON, D.; GILLHAM, A. D.; HAMMERMEISTER, J. Competitive Engineering: Structural Climate Modifications to Enhance Youth Athletes' Competitive Experience. **International Journal of Sports Science & Coaching**, v. 6, n. 2, p. 201-217, 2011.

CARRON, A. V. *et al.* Cohesion and performance in sport: a meta-analysis. **Journal of Sport and Exercise Psychology**, n. 24, p. 168-188, 2002.

CARRON, A. V.; BRAWLEY, L. R.; WIDMEYER, W. N. The measurement of cohesiveness in sport groups. In J.L. DUDA (Ed.), **Advances in sport and exercise psychology measurement**, 1998. p. 213-226.

CARRON, A. V.; WIDMEYER, W. N.; BRAWLEY, L. R. The Development of an Instrument to Assess Cohesion in Sport Teams: The Group Environment Questionnaire. **Journal of Sport Psychology**, v. 7, p. 244-266, 1985.

CASSEPP-BORGES, V.; BALBINOTTI, M. A. A.; TEODORO, M. L. M. Tradução e validação de conteúdo: uma proposta para a adaptação de instrumentos. In: PASQUALI, L. (Org.), **Instrumentação psicológica: Fundamentos e prática**. Porto Alegre: Artmed, 2010, p. 506-520.

CASTRO, H. O. *et al.* Teste de conhecimento tático processual 3x3 com os pés: alternativa para a orientação esportiva. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 29, n. 4, p. 621-629, 2015.

COLLET, C. *et al.* Construção e validação do instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático no voleibol. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 13, n. 1, p. 43-51, 2011.

COLLINS, J.; DURAND-BUSH, N. Enhancing the cohesion and performance of an elite curling team through a self-regulation intervention. **International Journal of Sports Science & Coaching**, v. 5, n. 3, p. 343-361, 2010.

CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BASKETBALL, Filosofia e Regras, 2012. Disponível em: <http://www.cbb.com.br/Competicoes/Show?file=noticias%2Fnoticias_ant.asp%3Ft%3Dmb&name=Mini%20Basquete> Acesso em: set. 2015.

CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE VOLEIBOL. Mini Regras, 2010. Disponível em: <<http://vivavolei.cbv.com.br/index.php/2014-10-28-18-40-31/miniregras>> Acesso em: set. 2015.

CORBIÈRE, M. ; LARIVIÈRE, N. **Méthodes qualitatives, quantitatives et mixtes: Dans la recherche en sciences humaines, sociales et de la santé** (French Edition). Presses de l'Université du Québec. Kindle Edition, 2014.

COSTA, G. C. T. *et al.* Content Validity of scenes of the Declarative Tactical Knowledge Test in Volleyball – DTKT:Vb. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 18, n. 6, p. 629-637, 2016.

CÔTÉ, J.; HANCOCK, D. J. Evidence-based policies for youth sport programmes. **International Journal of Sport Policy and Politics**, DOI: 10.1080/19406940.2014.919338. 2014.

CÔTÉ, J.; STRACHAN, L.; FRASER-THOMAS, J. **Participation, personal development, and performance through youth sport**. In: N.L. Holt, ed. *Positive youth development through sport*. London: Routledge, 2007, p. 34–45.

CRISTINA, A. *et al.* Comparação do taekwondo e do futebol quanto ao desenvolvimento da criança. **Revista Brasileira de Futsal e Futebol**, v. 7, n. 27, p. 568-578, 2015.

CRONBACH, L. J.; SHAVELSON, R. J. My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. **Educational and Psychological Measurement**, v. 64, n. 3, p. 391-418, 2004.

CUNHA, J. A. **Psicodiagnóstico-R**. 5ª ed. rev. Porto Alegre: Artes Médicas Sul; 2000.

DARIDO, S. C., RANGEL, I. C. A. **Educação Física na Escola: Implicações para a Prática Pedagógica**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

DASSA, C. **Analyze multidimensionnelle exploratoire et confirmative**. Montreal: Université de Montreal, 1999.

DE ROSE JR., D. **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

DE ROSE JR., D. **Tolerância ao treinamento e à competição: aspectos psicológicos**. In: GAYA, A., MARQUES, A., TANI, G. (Org.) *Desporto para crianças e jovens. Razões e finalidades*. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, p. 251-254, 2004.

DECI, E. L. *et al.* An instrument to assess adults' orientations toward control versus autonomy with children: reflections on intrinsic motivation and perceived competence. **Journal of Educational Psychology**, v. 73, n. 5, p. 642-650, 1981.

DECI, E. L.; RYAN, R. M. The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. **Psychological Inquiry**, v. 11, n. 4, p. 227-268, 2000.

DILLON, W. R.; KUMAR, A.; MULANI, N. Offending Estimates in Covariance Structure Analysis: Comments on the Causes of and Solutions to Heywood Cases. **Psychological Bulletin**, v. 101, n. 1, p. 126-135, 1987.

ESTABROOKS, P. A.; CARRON, A. V. The Physical Activity Group Environment Questionnaire: An instrument for the assessment of cohesion in exercise classes. **Group Dynamics: Theory, Research, and Practice**, v. 4, n. 3, p. 230-243, 2000.

FERRANDO, P. J.; LORENZO-SEVA, U. Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. **Psicothema**, v. 29, n. 2, p. 236-240, 2017.

FERRAZ, O. L. O esporte, a criança e o adolescente: consensos e divergências. In: DE ROSE Jr., D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência: uma abordagem multidisciplinar**. Porto Alegre: Artmed, 2002.

FIBA AMÉRICAS, Reglas del Mini-Baloncesto, San Juan, Porto Rico, 2012. Disponível em: <http://legado.cbb.com.br/minibasquete/Regras_do_Mini_Basquete_espanhol.pdf> Acesso em: set. 2015.

FLEISS, J. L. Measuring nominal scale agreement among many raters. **Psychological Bulletin**, v. 76, n. 5, p. 378-382, 1971.

FLEISS, J. L.; COHEN, J. The equivalence of weighted kappa and the intraclass correlation coefficient as measures of reliability. **Educational and Psychological Measurement**, v. 33 p. 613-619, 1973.

FOLLE, A. *et al.* Construção e validação preliminar de instrumento de avaliação do desempenho técnico-tático individual no basquetebol. **Journal of Physical Education**, v. 25, n. 3, p. 405-418, 2014.

FREIRE, J. B. **Pedagogia do futebol**. Campinas: Autores Associados, 2003.

FREIRE, J. B. Questões psicológicas do esporte. *In*: MOREIRA, W. W.; SIMÕES, R. (Org.). **Esporte como fator de qualidade de vida**. Piracicaba: Editora Unimep, 2002.

FURR, R. M.; BACHARACH, V. R. **Psychometrics: An Introduction**. Thousand Oaks, CA: Sage, 2013.

GADOTTI, M. **História das ideias pedagógicas**. 8. ed. São Paulo: Ática, 2006.

GALATTI, L. R. *et al.* O ensino dos Jogos Esportivos Coletivos: Avanços metodológicos dos aspectos estratégico-tático-técnicos. **Pensar a Prática**, v. 20, n. 3, p. 639-654, 2017.

GALLAHUE, D. L.; OZMUN, J. C.; GOODWAY, J.D. **Compreendendo o Desenvolvimento Motor**. 7ª ed. Porto Alegre: Artmed, 2013.

GALLAHUE, D.; DONNELLY, F. **Educação física desenvolvimentista para todas as crianças**. 4ª ed. São Paulo: Phorte, 2008.

GAYA, A. Sobre o Esporte para Crianças e Jovens. **Movimento**, v. 7, n. 13, p. 1-14, 2000.

GILLET, N. *et al.* The effects of autonomous and controlled regulation of performance-approach goals on well-being: a process model. **British Journal of Social Psychology**, n. 53, p. 154-174, 2014.

GONÇALVES, G. H. T. *et al.* O papel da competição infantil de tênis no desenvolvimento dos fundamentos técnico-táticos básicos. **Conexões**, v. 14, n. 2, p. 30-52, 2016b.

GONÇALVES, G. H. T. *et al.* Tennis competition's contributions to children's education and personal development. **Journal of Physical Education**, n. 27, p. 1-14, 2016a.

GONÇALVES, M. P.; BELO, R. P. Ansiedade-traço competitiva: diferenças quanto ao gênero, faixa etária, experiência em competições e modalidade esportiva em jovens atletas. **Psico-USF**, v. 12, n. 2, p. 301-307, 2007.

GONÇALVES, G. H. T.; BALBINOTTI, M. A. A. Bateria de Testes Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Conteúdos Pedagógicos no Esporte Infantojuvenil (BTGB-CP). Núcleo de Pesquisa em Psicologia e Pedagogia do Esporte (NP₃-Esporte), 2016.

GORLA, J. I. *et al.* Validação da bateria "Beck" de testes de habilidades para atletas brasileiros de "rugby" em cadeira de rodas. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 25, n. 3, p. 473-486, 2011.

GOZZOLI, C. *et al.*, **IAAF Kids' Athletics: A Practical Guide**, International Association of Athletics Federations, 2002.

GOZZOLI, C.; SIMOHAMED, J.; EL-HEBIL, A. M. **IAAF Kids' Athletics: A Practical Guide**, International Association of Athletics Federations, 2006.

GRAHAM, G. **Teaching children physical education: Becoming a Master Teacher**. 3ª ed. Champaign: Human Kinetics, 2008

GRECO, P. J. *et al.* Evidência de validade do teste de conhecimento tático processual para orientação esportiva - TCTP: OE. **Revista Brasileira de Educação Física e Esporte**, v. 29, n. 2, p. 313-324, 2015.

GRECO, P. J.; BENDA, R. N. Iniciação aos Esportes Coletivos: Uma Escola da Bola para Crianças e Adolescentes. *In*: DE ROSE JR., D. (Org.). **Modalidades Esportivas Coletivas**. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

GRECO; BENDA **Iniciação Esportiva Universal I: da aprendizagem motora ao treinamento técnico**. Belo Horizonte: UFMG, 1998.

GWET, K. L. **Handbook of Inter-Rater Reliability**. 4ª Ed. Gaithersburg : Advanced Analytics, LLC, 2014.

HAIR, J. F. *et al.* **Multivariate Data Analysis**, 7th Edition. Prentice Hall, 2009.

HEIN, A. **Competições esportivas como meio de educação e formação de crianças e jovens: um estudo sobre as categorias de 10 a 13 anos no futebol**. 2015. 70 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Escola de Educação Física, Fisioterapia e Dança, UFRGS, Porto Alegre, 2015.

HERNANDEZ-NIETO, R. A. **Contributions to statistical analysis**. Mérida: Universidad de los Andes, 2002.

HOLGADO–TELLO, F.; CHACÓN–MOSCOSO, S.; BARBERO–GARCÍA, I.; VILA–ABAD, E. Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. **Quality & Quantity**, v. 44, n. 1, p. 153-166, 2010.

INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ATHLETICS FEDERATIONS, IAAF Kids' Athletics, 2015. Disponível em: <<http://www.iaaf.org/development/school-youth>> Acesso em: set. 2015.

INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE. **Olympic Charter**, Lausanne, Suíça, 2015.

INTERNATIONAL OLYMPIC COMMITTEE. Promote Olympism in Society, 2016. Disponível em: <<https://www.olympic.org/the-ioc/promote-olympism>> Acesso em: jun. 2016.

INTERNATIONAL TENNIS FEDERATION. Stages of Tennis 10's, 2012. Disponível em: <<http://www.tennisplayandstay.com/tennis10s/about-tennis10s/stages-of-tennis10s.aspx>> Acesso em: set. 2015.

KANETA, C. N.; LEE, C. L. Aspectos psicossociais do desenvolvimento. *In*: BÖHME, M. T. S. (Org.). **Esporte Infantojuvenil**: treinamento a longo prazo e talento esportivo. São Paulo: Phorte, 2011.

KIRK, D. Physical Education, youth and lifelong participation: the importance of early learning experiences. **European Physical Education Review**, v. 11, n. 3, p. 239-255, 2005.

KLERING, R. T. *et al.* As técnicas avançadas na formação de tenistas completos: um estudo sobre os conteúdos do treino de tenistas infantojuvenis de 11 a 14 anos. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 24, n. 4, p. 100-109, 2016.

KLINE, R. B. **Principles and practice of structural equation modeling**. New York: The Guilford Press, 2015.

KNIJNIK, J. D.; KNIJNIK, S. F. Sob o signo de Ludens: interfaces entre brincadeira, jogo e os significados do esporte de competição. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 12, n. 2, p. 103-109, 2004.

KORSAKAS, P. O Esporte infantil: as possibilidades de uma prática educativa. *In*: DE ROSE, D. (Org.). **Esporte e atividade física na infância e na adolescência**: uma abordagem multidisciplinar. Porto Alegre: Artmed Editora, 2002.

KRÖGER, C; ROTH, K. **Escola da Bola**: Um ABC para iniciantes nos jogos esportivos. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2006.

KRUG, D. F. **Metodologia do ensino**: educação física. Curitiba: JM Livraria Jurídica, 2009.

LANDIS, J. R.; KOCH, G. G. The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data. **Biometrics**, v. 33, n. 1, p. 159-174, 1977.

LEON, J. *et al.* Traducción y validación de la version española de la Échelle des Perceptions du Soutien à l'Autonomie en Sport. **Universitas Psychologica**, v. 11, n. 1, p. 165-175, 2012.

LEONARDO, L. *et al.* O efeito da idade relativa influencia o tempo de participação competitiva de atletas de handebol do sexo masculino com até 13 anos de idade. **Retos**, n. 33, p. 195-198, 2018.

LIBÂNEO, J. C. **Pedagogia e pedagogos, para quê?** 6ª ed. São Paulo: Cortez, 2002.

LIMA, T. **Alcance educativo da competição. Desporto e Sociedade.** Lisboa: Antologia de Textos, 1987.

LOGAN, S. W. *et al.* Relationship Between Fundamental Motor Skill Competence and Physical Activity During Childhood and Adolescence: A Systematic Review. **Kinesiology Review**, v. 4, n. 4, p. 416-426, 2015.

LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. J. Factor: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. **Behavior Research Methods**, v. 38, n. 1, p. 88-91, 2006.

MACHADO, G. V. *et al.* Pedagogia do esporte e autonomia: um estudo em projeto social de educação não formal. **Pensar a Prática**, v. 14, n. 3, p. 1-21, 2011.

MACHADO, G. V., GALATTI, L. R.; PAES, R. R. Pedagogia do Esporte e Projetos Sociais: Interloquções sobre a prática pedagógica. **Movimento**, v. 21, n. 2, p. 405-418, 2015.

MACHADO, T. A. *et al.* Autoeficácia Esportiva: uma revisão integrativa dos instrumentos de medida. **Revista da Educação Física/UEM**, v. 25, n. 2, p. 323-333, 2014.

MAGUIRE, T. O.; ROGERS, W. T. Proposed solutions for non randomness in educational research. **Canadian Journal of Education**, v. 14, n. 2, p. 170-181, 1989.

MARQUES, A. T. Fazer da Competição dos mais Jovens um Modelo de Formação e Educação. In: GAYA, A.; MARQUES, A.; TANI, G. (Org.) **Desporto para Crianças e Jovens.** Razões e Finalidades. Porto Alegre, Editora da Ufrgs, 2004, p. 75-96.

MARQUES, A. T.; OLIVEIRA, J. O treino e a competição dos mais jovens: rendimento versus saúde. In: BARBANTI, V. J. **Esporte e Atividade Física:** Interação entre rendimento e qualidade de vida. São Paulo: Manole, 2002, p. 51-73.

MARTINS, P. *et al.* Examining the validity of the Athlete Engagement Questionnaire (AEQ) in a Portuguese sport setting. **Motriz**, v. 20 n. 1, p. 1-7, 2014.

MARTINS, P. *et al.* Examining the validity of the personal-social responsibility questionnaire among athletes. **Motriz**, v. 21 n. 3, p. 321-328, 2015.

MATIAS, C. J.; GRECO, P. J. Cognição & ação nos jogos esportivos coletivos. **Ciências & Cognição**, v. 15 n. 1, p. 252-271, 2010.

MCCARTHY, J.; BERGHOLZ, L.; BARTLETT, M. **Re-designing Youth Sport:** Change the Game. New York: Routledge. 2016.

MELO, V. A. Por uma história do conceito Esporte: Diálogos com Reinhart Koselleck, **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, v. 32, n. 1, p. 41-57, 2010.

MENDES, K. D. S.; SILVEIRA, R. C. C. P.; GALVÃO, C. M. Revisão integrativa: método de pesquisa para a incorporação de evidências na saúde e na enfermagem. **Texto & Contexto - Enfermagem**, v. 17, n. 4, 2008.

MÉNDEZ-GIMÉNEZ, A.; FERNÁNDEZ-RÍO, J.; CECCHINI-ESTRADA, J. A. Validación de la versión en español del Cuestionario de Metas de Amistad en Educación Física. **Universitas Psychologica**, v. 13, n. 1, 2014.

MILISTETD, M. *et al.* Análise da organização competitiva de crianças e jovens: adaptações estruturais e funcionais. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, v. 36, n. 3, p. 671-678, 2014.

MITCHELL, S. A.; OSLIN, J. L. An Investigation of Tactical Transfer in Net Games. **European Journal of Physical Education**, n. 4, p. 162-172, 1999.

MOELY, B. E.; SKARIN, K.; WEIL, S. Sex Differences in Competition – Cooperation Behavior of Children at Two Age Levels. **Sex Roles**, v. 5, n. 3, p. 329-342, 1979.

MONTEIRO, A. O.; MORAES, J. C.; CARMONA, E. Paideia: a base cultural do desporto. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, v. 22, n. 1, p. 175-180, 2014.

MORALES, J.C.P.; GRECO, P.J. A influência de diferentes metodologias de ensinoaprendizagem-treinamento no basquetebol sobre o nível de conhecimento tático processual. **Revista Brasileira Educação Física Esporte**, v. 21 n. 4, p. 291-299, 2007.

MOREIRA, S. M.; MONTANARI, R. L.; PILATTI, L. A. Coesão de equipes: a adaptação do instrumento de pesquisa norte-americano Multidimensional Sport Cohesion Instrument para a realidade empresarial e esportiva no Brasil. **Gestão e Produção**, v. 23, n. 4, p. 662-675, 2016.

MUTHÉN, B.; KAPLAN, D. A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, v. 38, p. 171-189, 1985.

MUTHÉN, L. K.; MUTHÉN, B. O. **Mplus User's Guide**. Seventh Edition. Los Angeles, CA, 2012.

NASCIMENTO JUNIOR, J. R. A. *et al.* Validação do Questionário de Ambiente de Grupo (GEQ) para a língua portuguesa, **Motriz**, v. 18 n. 4, p. 770-782, 2012.

NASCIMENTO JUNIOR, J. R. A. *et al.* Psychometric properties of the Group Environment Questionnaire (GEQ) for the high performance soccer and futsal context. **Journal of Physical Education**, v. 27, e2742, 2016.

NEWTON, M.; DUDA, J. L.; YIN, Z. N. Examination of the psychometric properties of the perceived motivational climate in sport questionnaire-2 in a sample of female athletes. **Journal of Sports Sciences**, v. 18, p. 275-290, 2000.

OLIVEIRA, K. A. N. *et al.* O trabalho do pedagogo nas entidades sociais: Análise das ações pedagógicas integradas às políticas públicas de assistência social. **Revista on line de Política e Gestão Educacional**, v. 21, n. 1, p. 227-247, 2017.

OLIVEIRA, M. Desporto de base: A importância da escola de esportes. São Paulo: Ícone, 1998.

OSBORNE, J. W. What is Rotating in Exploratory Factor Analysis? **Practical Assessment, Research and Evaluation**, v. 20, n. 2, p. 1-7, 2015.

PAES, R. R. **Educação Física Escolar**: o esporte como conteúdo pedagógico do ensino fundamental. Canoas: ULBRA, 2002.

PAES, R. R. Pedagogia do Esporte: Especialização Esportiva Precoce. *In*: TANI, G.; BENTO, J. O.; PETERSEN, R. (Org.). **Pedagogia do Desporto**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

PAES, R. R.; MONTAGNER, P. C.; FERREIRA, H. **Pedagogia do Esporte**: iniciação e treinamento em basquetebol. 1ª ed. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2009.

PAES, R. R.; BALBINO, H. F. **Pedagogia do esporte**: contextos e perspectivas. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

PALAO, J. M.; MANZANARES LÓPEZ, P.; ORTEGA, E. Design and validation of an observational instrument for technical and tactical actions in beach volleyball. **Motriz**, v. 21, n. 2, p. 137-147, 2015.

PALMEIRA, A. Vitórias e Derrotas: Intervenções do treinador. **Revista Treino Desportivo**, v. 5, n. 22, p. 10-17, 2003.

PASQUALI, L. **Instrumentação psicológica**: fundamentos e prática. Porto Alegre: Artmed, 2010.

PEREIRA, S. T. *et al.* Criação e validação de um teste para medir o desempenho motor do nado crawl. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 8, n. 3, p. 73-78, 2006.

PESTANA, M. H.; GAGEIRO, J. N. **Análise de Dados para Ciências Sociais – A complementaridade do SPSS**. 6ª ed. Lisboa: Edições Silabo, 2014.

PONCE-DE-LEÓN-ELIZONDO, A. *et al.* Validación de un Cuestionario sobre Valores en los Deportes de Equipo en Contextos Didácticos. **Universitas Psychologica**, v. 13, n. 3, 2014.

QUINA, J. N. A competição desportiva para crianças e jovens. **Horizonte**: Revista de Educação Física e Desporto, v. 18, n. 107, p. 20-25, 2003.

REGIMBAL, C.; DELLER, J.; PLIMPTON, C. Basketball size as related to children's preference, rated skill, and scoring. **Perceptual Motor Skills**, v. 75, p. 867-872, 1992.

REINBOTH, M.; DUDA, J. L. Perceived motivational climate, need satisfaction and indices of well-being in team sports: A longitudinal perspective. **Psychology of Sport and Exercise**, v. 7, p. 269-286, 2006.

REIS, H. T. *et al.* Daily well-being: The role of autonomy, competence, and relatedness. **Personality and Social Psychology Bulletin**, v. 26, n. 4, p. 419-435, 2000.

REVERDITO, R. S., SCAGLIA, A. J. **Pedagogia do esporte: jogos coletivos de invasão**. São Paulo: Editora Phorte, 2009.

ROCHETTE, S.; BALBINOTTI, M. A. A. Guidelines for using exploratory factor analysis to test construct validity of inventories in sports research. **American Journal of Sports Training**, v. 1, n. 3, 2016.

ROSSETTO, A. J.; COSTA, C. M.; D'ANGELO, F. L. **Práticas pedagógicas reflexivas em esporte educacional**. 2ª ed. São Paulo: Phorte, 2012.

ROST, K. **As Competições no Desporto Juvenil**. *In*: O melhor da Revista Treino Desportivo, Centro de Estudos e Formação Desportiva, Lisboa, 2000.

ROST, K. As Competições no Desporto Juvenil. **Treino Desportivo**, Lisboa, p.3-10, 1997.

RYAN, R. M. *et al.* Self-Determination Theory and physical activity: The dynamics of motivation in development and wellness. **Hellenic Journal of Psychology**, v. 6, p. 107-124, 2009.

RYAN, R. M.; DECI, E. L. Active Human Nature: Self-Determination Theory and the promotion and maintenance of sport, exercise, and health. *In*: HAGGER, M. A.; CHATZISARANTIS, N. L. D. (Ed.). **Intrinsic motivation and self-determination in exercise and sport**. Champaign: Human Kinetics, 2007. p. 1-19.

RYAN, R. M.; DECI, E. L. Self-Determination Theory and facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. **American Psychology**, n. 55, p. 68-78, 2000.

SALDANHA, R. P.; BALBINOTTI, M. A. A.; BALBINOTTI, C. A. A. Tradução e validade de conteúdo do Youth Sport Value Questionnaire 2. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, n. 37, v. 4, p. 383-388, 2015.

SANTANA, F. L. *et al.* Space protection dynamics in basketball: Validation and application to the evaluation of offense-defense patterns. **Motriz**, v.21 n.1, p. 34-44, 2015.

SANTANA, W. C. Pedagogia do esporte na infância e complexidade. *In*: PAES, R. R.; BALBINO, H. F. (Org.). **Pedagogia do Esporte: contextos e perspectivas**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2005.

SHELDON, K. M. *et al.* What is satisfying about satisfying events? Testing 10 candidate psychological need. **Journal of Personality and Social Psychology**, n. 80, p. 325-339, 2001.

SHELDON, K. M.; FILAK, V. Manipulating autonomy, competence, and relatedness support in game-learning context new evidence that all three needs matter. **British Journal of Social Psychology**, n. 47, p. 267-283, 2008.

SHIGUNOV, V.; PEREIRA, V. R. **Pedagogia da Educação Física**. São Paulo: Ibrasa, 1993.

SIEDENTOP, D. Junior Sport and the Evolution of Sport Cultures. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 392-401, 2002a.

SIEDENTOP, D. Sport Education: A Restrospective. **Journal of Teaching in Physical Education**, v. 21, p. 409-418, 2002b.

SIEDENTOP, D. What Is Sport Education and How: Does It Work? **Journal of Physiscal Education, Recreation and Dance**, v. 69, n. 4, p. 18-20, 1998.

SILVA, A. R. *et al.* Educação Precoce: Uma revisão integrativa de literatura. **Pensar a Prática**, v. 20, n. 4, p. 853-863, 2017.

SILVA, M. V.; GRECO, P. J. A influência dos métodos de ensino-aprendizagem-treinamento no desenvolvimento da inteligência e criatividade tática em atletas de futsal. *Revista Brasileira de Educação Física e Esporte*, v. 23, n. 3, p. 297-307, 2009.

SIMÕES, R.; PELLEGRINOTTI, I. L. Elaboração e validação do instrumento percepção do corpo na performance esportiva – Pecopes. **Revista Brasileira de Ciências do Esporte**, n. 39, v. 4, p. 389-397, 2017.

SMITH, N. *et al.* Observing the coach-created motivational environment across training and competition in youth sport. **Journal of Sports Sciences**, v. 35, n. 2, 2017.

SMITH, T. K.; CESTARO, N. G. **Student-Centered Physical Education: Strategies for developing middle school fitness and skills**. Champaign: Human Kinetics, 1998.

SOUZA, A.; SCAGLIA, A. J. A Pedagogia do Esporte. *In: Comissão de Especialistas – ME. Dimensões pedagógicas do esporte*. Brasília: UNB/Cad, 2004. p. 6-53.

SOUZA, M. T.; SILVA, M. D.; CARVALHO, R. Revisão integrativa: o que é e como fazer. **Einstein**, n. 8, v. 1, p. 102-106, 2010.

TANAKA, Y.; ARRIGONI NETO, U.; SEPULVEDA, A. **Considerações sobre Karate-do**. 1ª ed. Rio de Janeiro:Publit, 2013.

TANI, G.; BENTO, J. O.; PETERSEN, R., **Pedagogia do Desporto**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2006.

TANI, G.; CORRÊA, U. C. **Aprendizagem motora e o ensino do esporte**. São Paulo: Edgard Blucher, 2016.

THORPE, R. D.; BUNKER, D. J.; ALMOND, L. **A chance in the focus of teaching games**. *In: M. PIÉRON; G. GRAHAM (Eds.), Sport Pedagogy: Olympic Scientific Congress proceedings*, v. 6, 163-169, Champaign, IL: Human Kinetics, 1984.

TIMMERMAN, M. E.; LORENZO-SEVA, U. Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items With Parallel Analysis. **Psychological Methods**, v. 16, n. 2, p. 209-220, 2011.

ULRICH, D. A. **Test of gross motor development**. 2nd ed. Austin: Pro-Ed., 2000.

VALENTINI, N. C. Validity and Reliability of the TGMD-2 for Brazilian Children. **Journal of Motor Behavior**, v. 44, n. 4, p. 275-80, 2012.

VELDMAN, S. L. C; JONES, R. A; OKELY, A. D. Efficacy of gross motor skill interventions in young children: an updated systematic review. **BMJ Open Sport & Exercise Medicine**, v. 2, n. 1, 2016.

VERMEULEN, J.; VERWEEL, P. Participation in sport: bonding and bridging as identity work. **Sport in Society**, v. 12, n. 9, p. 1206-1219, 2009.

VIEIRA, L. F. *et al.* Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the Brazilian coach-athlete relationship questionnaire (CART-Q) - Athlete Version. **Revista Brasileira de Cineantropometria e Desempenho Humano**, v. 17, n. 6, p. 635-649, 2015.

WEINSTEIN, N.; PRZYBYLSKI, A. K.; RYAN, R. M. The index of autonomous functioning: Development of a scale of human autonomy. **Journal of Research in Personality**, n. 46, p. 397-413, 2012.

WHITTEMORE R.; KNAFL K. The integrative review: updated methodology. **Journal of Advanced Nursing**, v. 52; n. 5, p. 546-553, 2005.

APÊNDICE A

Termo de consentimento livre e esclarecido (TCLE)

Você está sendo convidado(a) para participar, como voluntário(a), em uma pesquisa. Após ser esclarecido(a) sobre objetivos, procedimentos, instrumento de coleta, riscos e benefícios, descritos abaixo, no caso de concordar em fazer parte do estudo, assine ao final deste documento, que está em duas vias. Uma delas é sua e a outra é do pesquisador responsável. Em caso de recusa, você não será penalizado(a) de forma alguma. Em caso de dúvida, você pode recorrer ao Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Sul pelo telefone (51)3308-3738.

INFORMAÇÕES SOBRE A PESQUISA:

Título do Projeto: “PROPOSIÇÃO DE UM INSTRUMENTO DE MEDIDA DOS CONTEÚDOS PEDAGÓGICOS DAS COMPETIÇÕES ESPORTIVAS INFANTOJUVENIS”.

Pesquisador Responsável: Carlos Adelar Abaide Balbinotti

Instituição a que pertence o Pesquisador Responsável: UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

Participante: Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Instituição que pertence o aluno: UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL – ESEFID/UFRGS

Contato do Comitê de ética da UFRGS: (51) 3308-3738

Esta pesquisa tem o objetivo de testar a qualidade de um novo instrumento para medir propor e validar um novo instrumento de avaliação pedagógica das competições para crianças e jovens. Este instrumento poderá servir, no futuro, para identificar os pontos positivos e limitações das competições, auxiliando aqueles que as propõem, bem como treinadores e professores na seleção dos eventos para seus atletas e alunos.

O instrumento que será utilizado é um conjunto de itens que se referem aos conteúdos pedagógicos do esporte, onde em cada um dos itens você pode escolher uma entre as seis respostas possíveis, de 1 (discordo fortemente) a 6 (concordo fortemente) em uma escala do tipo Likert.

Será garantido a você o direito de não querer participar ou se retirar da pesquisa a qualquer momento sem cobrança alguma, penalidades ou constrangimentos por parte do pesquisador ou dirigente esportivo. Todos os dados que serão utilizados no presente estudo só serão coletados após a aprovação do projeto no Comitê de Ética da UFRGS. Suas respostas no questionário serão tratadas em conjunto com as demais, sem identificação, de forma geral e não serão utilizadas para avaliação do seu dirigente.

Em relação aos eventuais riscos que podem acontecer em sua participação na pesquisa são relacionados ao conteúdo dos itens do questionário e do modo de abordagem que podendo causar constrangimentos, desconforto emocional e psicológico. Por isso, adotamos estratégias na sua minimização ou extinção, como: as questões não são de caráter invasivo ou de intimidade, não são avaliativas ou de julgamento do comportamento, o conteúdo foi avaliado por especialistas da área quanto sua clareza e pertinência no estudo. A aplicação será individual, sem a presença dos colegas ou dirigente, terá orientações no preenchimento, esclarecimentos sobre o conteúdo dos itens, deixando claro sobre os objetivos do estudo. Não haverá pressões ou discriminações, no preenchimento do questionário e de suas respostas, que possam causar intimidações, constrangimentos, medo, ansiedade ou receio.

Os benefícios de sua participação na pesquisa são indiretos, possibilitam a testagem e validação de um instrumento fidedigno capaz de medir e configurar os fatores que determinam os conteúdos pedagógicos das competições esportivas infantojuvenis,

permitindo a realização de novas investigações que possibilitarão uma compreensão maior do fenômeno e auxiliarão na formatação das mesmas, bem como na seleção dos eventos mais adequados para seus atletas.

Uma lista de e-mails será criada para o envio dos resultados finais da pesquisa àqueles que participaram do estudo. Além disso, todos terão acesso à tese de doutorado pelo site do LUME.UFRGS <http://www.lume.ufrgs.br/>.

CONSENTIMENTO DA PARTICIPAÇÃO DA PESSOA COMO SUJEITO

Eu, _____,
abaixo assinado, concordo em participar do estudo sobre “Proposição de um instrumento de medida dos conteúdos pedagógicos das competições esportivas infantojuvenis”. Fui devidamente informado e esclarecido pelo pesquisador sobre os objetivos, procedimentos da pesquisa, assim como os possíveis riscos e benefícios decorrentes de minha participação. Foi garantido que posso retirar meu consentimento a qualquer momento, sem que isso leve a qualquer penalidade.

Local e data _____

Assinatura do participante: _____

Assinatura do pesquisador: _____

APÊNDICE B**QUESTIONÁRIO DE IDENTIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE CONTROLE (QIVC)**

Data: ____/____/____ Horário: ____h____min

Nome: _____

Idade: _____ Sexo: () M () F Entidade: _____

Escolaridade (Formação): _____

Semestre (se estiver cursando Educação Física): _____

Cursos realizados: _____

Tempo de experiência como treinador: ____ ano(s) ____ meses

Modalidade: _____ Categoria (idade): _____ (____)

Campeonatos que participa _____

Frequência com que trabalha com o treinamento de crianças e jovens: ____ vezes por semana

APÊNDICE C

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades Motoras no Esporte Infantojuvenil

(EGB-HM-10)

O objetivo deste instrumento é identificar os pontos fortes e carências das competições esportivas infantojuvenis, no que tange o desenvolvimento de habilidades motoras, a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. Estas informações são importantes para aqueles que concebem as práticas esportivas (competitivas) infantojuvenis, na medida em que as mesmas podem ser melhoradas, bem como para treinadores, que podem selecionar os eventos ideais para seus atletas conforme seus objetivos.

Instruções:

A partir da observação da prática competitiva e/ou conhecimento do regulamento da mesma, responda cada um dos itens conforme a escala:

- | | | |
|--|---|---|
| (1) Discordo plenamente...
(2) Discordo parcialmente...
(3) Discordo um pouco...
(4) Concordo um pouco...
(5) Concordo parcialmente...
(6) Concordo plenamente... | } | <u>que a prática avaliada...</u> |
|--|---|---|

1	<input type="checkbox"/>	minimiza a especialização motora precoce.
2	<input type="checkbox"/>	estimula o desenvolvimento de variadas habilidades motoras.
3	<input type="checkbox"/>	propõe espaços reduzidos para facilitar o desenvolvimento dos fundamentos técnicos.
4	<input type="checkbox"/>	respeita o desenvolvimento motor do praticante.
5	<input type="checkbox"/>	propicia o desenvolvimento de diversos fundamentos técnicos.
6	<input type="checkbox"/>	estipula dinâmicas que aumentam o número de ações técnicas.
7	<input type="checkbox"/>	se adequa ao estágio motor dos praticantes.
8	<input type="checkbox"/>	desenvolve as habilidades específicas da modalidade.
9	<input type="checkbox"/>	utiliza materiais adaptados.
10	<input type="checkbox"/>	desenvolve habilidades úteis para outras modalidades.

APÊNDICE D

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-Tático no Esporte Infantojuvenil

(EGB-ET-11)

O objetivo deste instrumento é identificar os pontos fortes e carências das competições esportivas infantojuvenis, no que tange o desenvolvimento estratégico-tático, a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. Estas informações são importantes para aqueles que concebem as práticas esportivas (competitivas) infantojuvenis, na medida em que as mesmas podem ser melhoradas, bem como para treinadores, que podem selecionar os eventos ideais para seus atletas conforme seus objetivos.

Instruções:

A partir da observação da prática competitiva e/ou conhecimento do regulamento da mesma, responda cada um dos itens conforme a escala:

- | | | |
|--|---|---|
| (1) Discordo plenamente...
(2) Discordo parcialmente...
(3) Discordo um pouco...
(4) Concordo um pouco...
(5) Concordo parcialmente...
(6) Concordo plenamente... | } | <u>que a prática avaliada...</u> |
|--|---|---|

1	()	propõe variações que estimulam o desenvolvimento dos aspectos táticos.
2	()	é adequada ao nível de conhecimento tático dos participantes.
3	()	desenvolve a capacidade de percepção e análise da situação tática.
4	()	propõe dinâmicas que aumentam o número de ações táticas.
5	()	é adequada a fim de desenvolver os aspectos táticos dos participantes.
6	()	desenvolve a capacidade de solução mental de problemas táticos.
7	()	estimula o uso de diferentes soluções táticas.
8	()	é adequada para que os participantes possam aplicar seus conhecimentos táticos.
9	()	estimula o desenvolvimento da inteligência tática.
10	()	utiliza materiais adaptados para o desenvolvimento dos aspectos táticos.
11	()	desenvolve a criatividade tática dos praticantes.

APÊNDICE E

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo no Esporte Infantojuvenil

(EGB-SE-8)

O objetivo deste instrumento é identificar os pontos fortes e carências das competições esportivas infantojuvenis, no que tange o desenvolvimento socioeducativo, a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. Estas informações são importantes para aqueles que concebem as práticas esportivas (competitivas) infantojuvenis, na medida em que as mesmas podem ser melhoradas, bem como para treinadores, que podem selecionar os eventos ideais para seus atletas conforme seus objetivos.

Instruções:

A partir da observação da prática competitiva e/ou conhecimento do regulamento da mesma, responda cada um dos itens conforme a escala:

- | | | |
|--|---|---|
| <ul style="list-style-type: none"> (1) Discordo plenamente... (2) Discordo parcialmente... (3) Discordo um pouco... (4) Concordo um pouco... (5) Concordo parcialmente... (6) Concordo plenamente... | } | <u>que a prática avaliada...</u> |
|--|---|---|

1	()	proporciona experiências de vitória a todos.
2	()	estimula o respeito ao adversário.
3	()	proporciona experiências de derrotas a todos.
4	()	estimula o respeito ao companheiro.
5	()	ensina a vencer e a perder.
6	()	valoriza a honestidade.
7	()	valoriza o esforço.
8	()	promove valores morais.

APÊNDICE F

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Autonomia no Esporte Infantojuvenil

(EGB-Au-10)

O objetivo deste instrumento é identificar os pontos fortes e carências das competições esportivas infantojuvenis, no que tange o desenvolvimento de autonomia, a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. Estas informações são importantes para aqueles que concebem as práticas esportivas (competitivas) infantojuvenis, na medida em que as mesmas podem ser melhoradas, bem como para treinadores, que podem selecionar os eventos ideais para seus atletas conforme seus objetivos.

Instruções:

A partir da observação da prática competitiva e/ou conhecimento do regulamento da mesma, responda cada um dos itens conforme a escala:

- | | | |
|--|---|---|
| <ul style="list-style-type: none"> (1) Discordo plenamente... (2) Discordo parcialmente... (3) Discordo um pouco... (4) Concordo um pouco... (5) Concordo parcialmente... (6) Concordo plenamente... | } | <u>que a prática avaliada...</u> |
|--|---|---|

1	<input type="checkbox"/>	permite que os participantes contribuam com a arbitragem.
2	<input type="checkbox"/>	estimula a busca pela independência.
3	<input type="checkbox"/>	permite que os praticantes criem regras.
4	<input type="checkbox"/>	estimula que os participantes contribuam com as decisões tomadas.
5	<input type="checkbox"/>	desenvolve o livre arbítrio dos praticantes.
6	<input type="checkbox"/>	possibilita que os participantes respondam por seus atos.
7	<input type="checkbox"/>	permite que os participantes conduzam a sua prática.
8	<input type="checkbox"/>	permite que os participantes façam suas escolhas.
9	<input type="checkbox"/>	estimula que os participantes tenham liberdade para a escolha dos conteúdos desenvolvidos.
10	<input type="checkbox"/>	estimula a tomada de decisão.

APÊNDICE G

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Afetivo-Social no Esporte Infantojuvenil

(EGB-AS-10)

O objetivo deste instrumento é identificar os pontos fortes e carências das competições esportivas infantojuvenis, no que tange o desenvolvimento afetivo-social, a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. Estas informações são importantes para aqueles que concebem as práticas esportivas (competitivas) infantojuvenis, na medida em que as mesmas podem ser melhoradas, bem como para treinadores, que podem selecionar os eventos ideais para seus atletas conforme seus objetivos.

Instruções:

A partir da observação da prática competitiva e/ou conhecimento do regulamento da mesma, responda cada um dos itens conforme a escala:

- | | | |
|--|---|---|
| (1) Discordo plenamente...
(2) Discordo parcialmente...
(3) Discordo um pouco...
(4) Concordo um pouco...
(5) Concordo parcialmente...
(6) Concordo plenamente... | } | <u>que a prática avaliada...</u> |
|--|---|---|

1	()	estimula o trabalho em equipe.
2	()	é uma oportunidade para fazer novos amigos.
3	()	proporciona vivências positivas em grupo.
4	()	estimula a socialização.
5	()	promove atividades que exigem cooperação.
6	()	promove a amizade.
7	()	cria sensação de pertencimento à equipe e/ou grupo de participantes.
8	()	promove a união dos participantes.
9	()	promove atividades em equipes, proporcionando interação com colegas.
10	()	desenvolve aspectos socioafetivos.

APÊNDICE H

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento à Democratização no Esporte Infantojuvenil

(EGB-De-10)

O objetivo deste instrumento é identificar os pontos fortes e carências das competições esportivas infantojuvenis, no que tange a democratização, a partir de um ponto de vista da pedagogia do esporte. Estas informações são importantes para aqueles que concebem as práticas esportivas (competitivas) infantojuvenis, na medida em que as mesmas podem ser melhoradas, bem como para treinadores, que podem selecionar os eventos ideais para seus atletas conforme seus objetivos.

Instruções:

A partir da observação da prática competitiva e/ou conhecimento do regulamento da mesma, responda cada um dos itens conforme a escala:

- | | | |
|--|---|---|
| (1) Discordo plenamente...
(2) Discordo parcialmente...
(3) Discordo um pouco...
(4) Concordo um pouco...
(5) Concordo parcialmente...
(6) Concordo plenamente... | } | <u>que a prática avaliada...</u> |
|--|---|---|

1	<input type="checkbox"/>	reforça que é normal haver diferenças de todas as naturezas (físicas, técnicas, sociais, etc.).
2	<input type="checkbox"/>	é acessível a todos.
3	<input type="checkbox"/>	é inclusiva.
4	<input type="checkbox"/>	permite a todos participarem.
5	<input type="checkbox"/>	propõe a diminuição da sensação de diferenças de todas as naturezas (físicas, técnicas, social, etc.).
6	<input type="checkbox"/>	possui regras para que um maior número de pessoas possa participar.
7	<input type="checkbox"/>	propõe regras que não excluem participantes.
8	<input type="checkbox"/>	promove participação geral.
9	<input type="checkbox"/>	propõe disputas mistas.
10	<input type="checkbox"/>	estimula a participação independentemente do nível técnico.

APÊNCICE I

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Université du Québec à Trois-Rivières

Relatório Psicométrico do instrumento:

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades
Motoras no Esporte Infantojuvenil

(EGB-HM-10)

Por

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Agosto de 2017

INFORMAÇÕES GERAIS

F A C T O R	
Unrestricted Factor Analysis Release Version 10.5.03 x64bits June, 2017 Rovira i Virgili University Tarragona, SPAIN Programming: Urbano Lorenzo-Seva Mathematical Specification: Urbano Lorenzo-Seva Pere J. Ferrando Date: Sunday, August 13, 2017 Time: 10:44:14	Primeiramente, é apresentado o nome do programa estatístico utilizado (Factor – Unrestricted Factor Analysis), seguido da versão (10.5.03 x64bits) e data de lançamento (Junho de 2017). O programa foi desenvolvido na Universidade Rovira i Virgili, em Terragona, Espanha. Na sequência é apresentado o nome do programador (Urbano Lorenzo-Seva) e dos responsáveis pelas especificações matemáticas (Urbano Lorenzo-Seva e Pere J. Ferrando). Por fim, é apresentada a data de realização da análise (Domingo, 13 de agosto de 2017) e a tempo necessário para a sua realização (10 minutos, 44 segundos e 14 centésimos).
DETAILS OF ANALYSIS Participants' scores data file : C:\Users\Marcos Balbinotti\Desktop\Gabriel Banco 210 casos - Dimensão Habilidades Motoras 3.dat Method to handle missing values : Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016) Missing code value : 999 Number of participants : 210 Number of variables : 10 Variables included in the analysis : ALL Variables excluded in the analysis : NONE Number of factors : 3 Number of second order factors : 1 Procedure for determining the number of dimensions : Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011) Dispersion matrix : Polychoric Correlations Robust analyses : Bias-corrected and accelerated (BCa; Lambert, Wildt & Durand, 1991) Number of bootstrap samples : 500 Asymptotic Covariance/Variance matrix : estimated using bootstrap sampling Bootstrap confidence intervals : 95% Method for factor extraction : Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS) Correction for robust Chi square : Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010) Rotation to achieve factor simplicity : Promax Value of parameter k : 4.0000 Clever rotation start : Raw Varimax Number of random starts : 10 Maximum number of iterations : 100 Convergence value : 0.00001000	
Aqui são apresentados detalhes da análise, como nome do arquivo utilizado como banco de dados, método para lidar com dados faltantes, código para dados faltantes, número de participantes, número de variáveis, variáveis incluídas na análise, variáveis excluídas da análise, número de fatores, número de fatores de segunda ordem, procedimento para a determinação do número de dimensões, matriz de dispersão, análises robustas, número de amostras no <i>bootstrap</i> , matriz de covariância/variância assintótica, intervalo de confiança do <i>bootstrap</i> , método de extração dos fatores, correção para qui-quadrado robusto, rotação para alcançar simplicidade do fator, valor do parâmetro k, rotação inicial inteligente, número de inícios aleatórios, número máximo de interações e valor de convergência.	

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

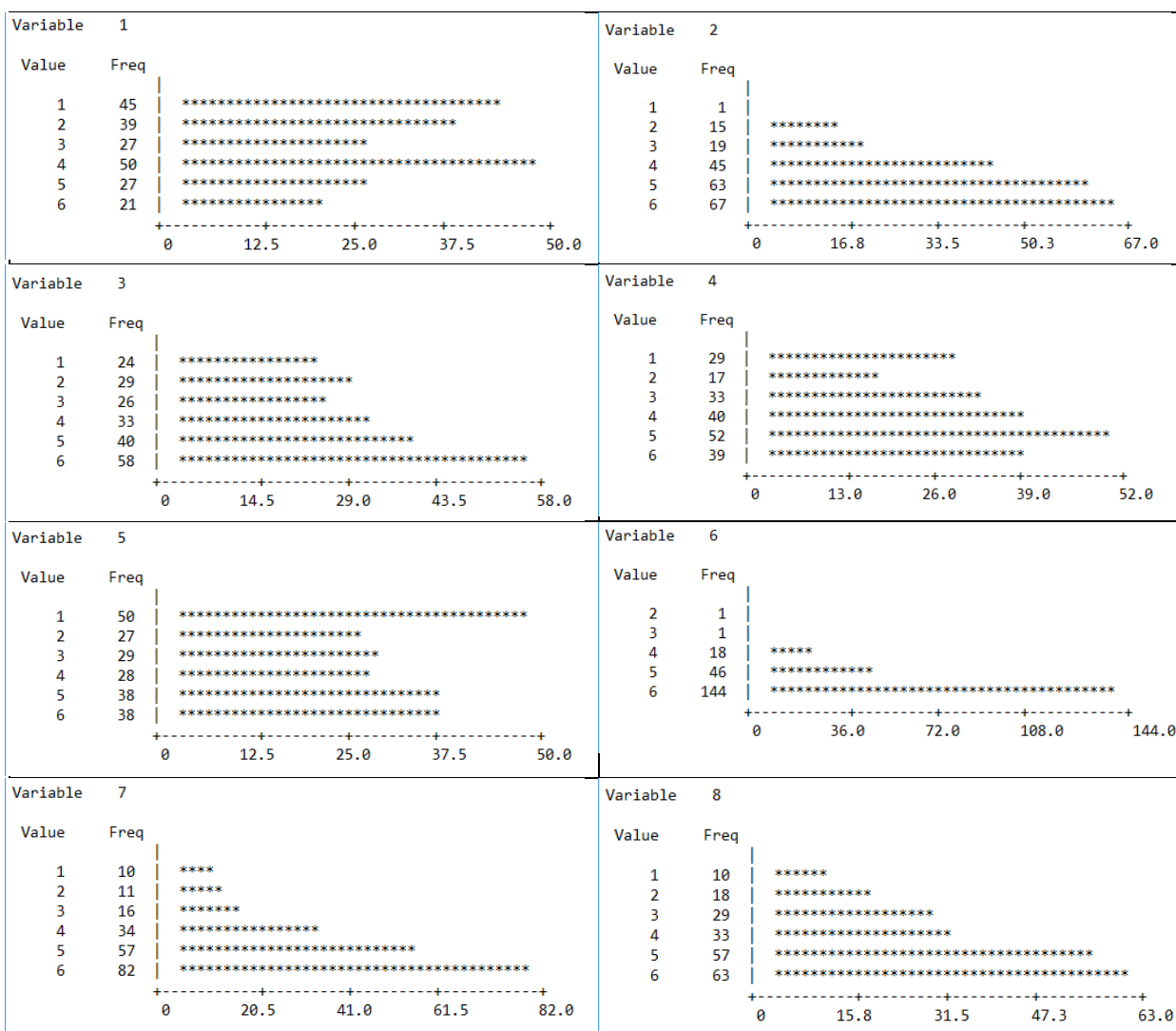
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS UNIVARIADAS

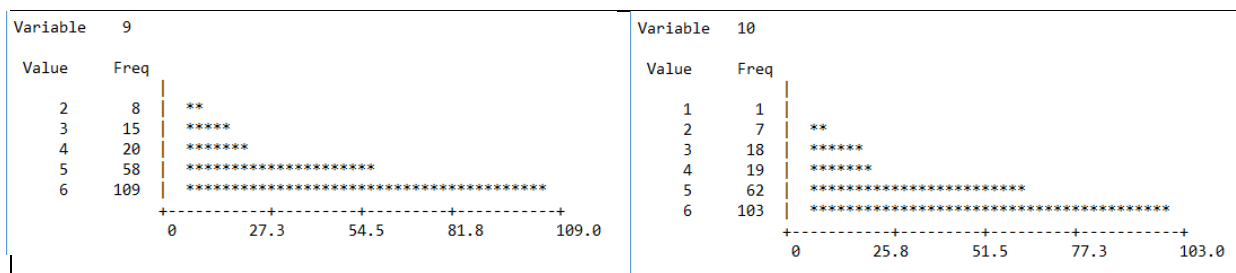
Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness	Kurtosis (Zero centered)
V 1	3.167	(2.88 3.46)	2.710	0.130	-1.146
V 2	4.690	(4.47 4.91)	1.518	-0.759	-0.231
V 3	4.000	(3.69 4.31)	3.000	-0.370	-1.191
V 4	3.886	(3.59 4.18)	2.701	-0.424	-0.963
V 5	3.433	(3.11 3.76)	3.379	-0.007	-1.429
V 6	5.576	(5.45 5.70)	0.501	-1.768	3.252
V 7	4.729	(4.48 4.98)	2.017	-1.116	0.422
V 8	4.419	(4.16 4.68)	2.205	-0.701	-0.539
V 9	5.167	(4.97 5.36)	1.215	-1.342	0.969
V 10	5.110	(4.91 5.31)	1.288	-1.316	1.008

Esta tabela apresenta informações relativas à tendência central, variabilidade e distribuição dos dados. A partir desta tabela

podem-se retirar duas importantes informações: 1) como se comportam as estatísticas descritivas univariadas testadas, em estudo; e, 2) qual o tipo de análise mais adequada para estes dados. Pode-se observar que as médias variaram entre 3,17 e 5,17, e as variâncias de 0,501 a 3,000. Destaca-se que os todos os valores das médias localizam-se na metade superior da escala de medida (todos os valores superiores à 3,0) e permanecem dentro do intervalo de confiança testado (95%). Conforme os resultados das variâncias, todos os desvios padrões são menores do que os valores numerais das médias, indicando que a variabilidade dos dados é restrita, podendo-se interpretar que os sujeitos respondiam, mais ou menos, da mesma forma cada uma das afirmações do instrumento. Se, por um lado, os valores obtidos pelas médias denotam uma tendência avaliativa de caráter mais positivo por parte dos respondentes (indicando que os torneios são importantes para o desenvolvimento dos diversos aspectos avaliados pelo instrumento), por outro lado, podem também indicar que os itens, como estão formulados, favorecem um estilo de resposta mais positivo; podendo assim, minimizar uma variabilidade ainda maior, restringindo a manifestação de diferentes opiniões (Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), ou mesmo de opiniões de caráter negativo (no contexto das médias). Já os dados relativos à assimetria e ao achatamento, de uma forma geral, se afastam de zero ($S > |1,0|$; $K > |1,0|$). Portanto, este fato leva a crer que análises policóricas são as mais indicadas para estes dados (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

GRÁFICOS DE BARRA PARA VARIÁVEIS ORDINAIS





Estes gráficos apresentam as frequências de resposta conforme a graduação da escala utilizada (no caso uma escala do tipo Likert graduada em 6 pontos, de 1 a 6) para cada um dos itens analisados. Estes dados fornecem informações referentes ao padrão de resposta dos indivíduos inventariados, bem como referentes à elaboração dos itens. Espera-se que haja certa variabilidade nas respostas, sendo inclusive sugerida a exclusão de itens que não contemplem esse critério (Balbinotti, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). No caso dos dados em análise, de uma forma geral, verifica-se uma tendência maior frequência de respostas aos valores mais elevados (5 e 6), demonstrando que os itens, como foram formulados, podem não favorecer a manifestação de diferentes opiniões (Balbinotti, 2016; Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), o que não ocorreu neste estudo.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS MULTIVARIADAS

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.

	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	18.418	644.618	220	1.0000
SKewness corrected for small sample	18.418	655.521	220	1.0000
Kurtosis	137.987	8.413		0.0000**

** Significant at 0.05

As estatísticas multivariadas de Mardia para skewness e kurtosis são baseadas nos terceiro e quarto momentos estandarizados. Na construção das estatísticas de testes invariantes, os vetores de dados são primeiramente estandarizados usando-se o vetor médio da amostra e a matriz de covariância da amostra (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2003). No caso desta análise, verifica-se uma diferença estatisticamente significativa entre a distribuição dos dados e a curva normal na medida de kurtosis, indicando, mais uma vez, a necessidade de utilização de análises policóricas para o adequado prosseguimento das análises (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

MATRIZ DE CORRELAÇÕES POLICÓRICAS

STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION)

(Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
V 1	1.000									
V 2	0.395	1.000								
V 3	0.402	0.356	1.000							
V 4	0.315	0.287	0.476	1.000						
V 5	0.360	0.304	0.559	0.602	1.000					
V 6	0.050	0.387	0.149	0.176	0.059	1.000				
V 7	0.256	0.408	0.381	0.403	0.252	0.334	1.000			
V 8	0.506	0.565	0.481	0.446	0.349	0.352	0.338	1.000		
V 9	0.231	0.453	0.518	0.460	0.331	0.509	0.596	0.549	1.000	
V 10	0.324	0.445	0.369	0.485	0.358	0.536	0.490	0.581	0.801	1.000

Esta tabela apresenta os resultados das correlações (por algoritmos policóricas) entre todos os itens em estudo, possibilitando a interpretação de informações relativas à adequação da solução global (Choi, Kim, Chen & Dannels, 2011; Choi, Peters, & Mueller, 2010). Nota-se que os índices correlacionais variam de muito fracos ($|0,050|$) a muito fortes ($|0,801|$) (mas não bicolineares), indicando a possibilidade da existência de mais de um fator, considerando a solução correlacional global. Não há a presença de correlações negativas, o que poderia indicar a necessidade de revisão do conteúdo dos itens, quando integram um mesmo fator (ou dimensão).

ADEQUAÇÃO DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Determinant of the matrix	= 0.035356980768610
Bartlett's statistic	= 684.6 (df = 45; P = 0.000010)
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test	= 0.82046 (good)
BC Bootstrap 95% confidence interval of KMO =	(0.790 0.869)

Esta tabela possibilita a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância (Rochette & Balbinotti, 2016). O "Determinante da matriz de correlação" ($|R| = 0,035$) é considerado pequeno (mas não "zero absoluto"), constituindo-se em um adequado índice da existência de padrões de correlações entre as variáveis. É tolerado um valor com até quatro zeros (0) após a vírgula (Balbinotti, 2016). Valores ainda menores podem indicar presença de bicolinearidade (redundância de informação) nos dados. O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação original é uma matriz de identidade. Um teste significativo ($p < 0,05$) indica que a matriz de correlação não é uma matriz de identidade, e que, portanto, há algumas relações entre as variáveis que se espera incluir na análise. A partir do resultado obtido (KMO = 0,82), pode-se concluir que o conjunto geral das correlações parciais obtidas é adequado (bom), permitindo assim o prosseguimento dos cálculos relativos à análise fatorial.

Parâmetros:
 Determinante da matriz: deve ser pequeno, sem ser zero absoluto.
 Teste de esfericidade de Bartlett: espera-se que p seja significativo.

KMO

- 0,00 a 0,49 : inaceitável
- 0,50 a 0,59 : miserável
- 0,60 a 0,69 : medíocre
- 0,70 a 0,79 : razoável
- 0,80 a 0,89 : bom
- 0,90 a 1,00 : muito bom

EXTRAÇÃO DOS FATORES

VARIÂNCIA EXPLICADA COM BASE NOS *EIGENVALUES*

Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
1	4.68314	0.46831	0.46831
2	1.39500	0.13950	0.60781
3	0.94056	0.09406	0.70187
4	0.65638	0.06564	
5	0.56117	0.05612	
6	0.53256	0.05326	
7	0.43748	0.04375	
8	0.38055	0.03805	
9	0.26952	0.02695	
10	0.14363	0.01436	

Esta tabela apresenta primeiramente a quantidade de variância explicada por um fator (Eigenvalue), sua proporção levando em consideração todos os componentes, e, por fim, a proporção cumulativa levando em consideração o número de fatores solicitados. Os resultados desta tabela indicam que dois componentes podem ser suficientes para explicar os dados disponíveis, ou seja, estes dois componentes apresentam valores próprios totais maiores que 1,00 (4,68; 1,39; Kaiser, 1960). Este critério, embora ainda muito utilizado, é reconhecido por alguns autores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como menos preciso que a análise paralela. A porcentagem cumulativa de variância explicada pelos dois fatores é de 60,78%; o que já seria um resultado satisfatório. O Fator 1, sozinho, explica 46,83% da variância do "Favorecimento ao Desenvolvimento de Habilidades Motoras". O Fator 2 explica cerca de 13,95% de variância adicional, que não fora explicado pelo Fator 1. Contudo, se adotado o critério de utilização dos aspectos teóricos como base para a extração dos fatores (no caso 3 fatores), o Fator 3 explica uma porcentagem suplementar de cerca de 9,40% da variância do constructo, totalizando uma expressiva explicação total de 70,19%. Esses resultados podem ser avaliados positivamente pois indicam que, os 10 itens da EGB-HM-10 são suficientes para se avaliar pouco mais de 70% da variância do construto medido.

ANÁLISE PARALELA

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	53.0*	20.3	24.0
2	14.7	17.7	20.1
3	10.1	15.3	17.2
4	6.3	13.1	14.8
5	5.4	10.9	12.7
6	4.5	8.8	10.7
7	3.5	6.7	8.6
8	1.6	4.6	6.8
9	0.8	2.4	4.6
10	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

PARALLEL ANALYSIS (PA) BASED ON MINIMUM RANK FACTOR ANALYSIS
(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011)

Implementation details:

Correlation matrices analyzed: Polychoric correlation matrices
Number of random correlation matrices: 500
Method to obtain random correlation matrices: Permutation of the raw data (Buja & Eyuboglu, 1992)

Esta tabela apresenta os resultados de um outro método de extração de fatores: a análise paralela. Segundo Timmerman & Lorenzo-Seva (2011) este é o melhor método estatístico para extração de fatores no caso da análise de dados politômicos ordinais. Além disso, é pouco afetada pelo tamanho da amostra ou cargas fatoriais (Velicer e cols., 2000). No caso dos dados disponíveis, a análise paralela sugere a extração de somente um fator, o qual explicaria 53,0% da variância do constructo.

As duas estatísticas utilizadas (Kaiser e Análise Paralela) não foram suficientes para que se fosse possível encontrar o número de fatores proposto pela teoria. Assim, optou-se por determinar o número de fatores conforme a teoria, e não conforme as indicações estatísticas (as quais são baseadas unicamente em simulações a partir dos dados obtidos com a amostra desse estudo).

AJUSTAMENTO DO MODELO

Síntese do ajustamento do modelo: Brown (2015); Kline (2015) recomendam apresentar ao menos um índice de cada um destas três categorias listadas abaixo:

- **Índices de ajustamento absoluto** (“*Absolute Fit Indexes*”): Segundo McDonald e Ho (2002), bem como Hooper, Coughlan e Mullen (2008), estes são os índices que permitem avaliar a que ponto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada (CMIN, GFI, AGFI e SRMR).
- **Índice de correção parcimoniosa** (“*Parsimony Correction*”): Segundo Kalinowski (2006), "este índice é similar aos índices de ajustamento absoluto, mas integra uma correção estatística que permite corrigir um mau ajustamento (inicial) do modelo" (p. 13) (RMSEA).
- **Índices de ajustamento comparativo** (“*Comparative Fit*”): Segundo Gatignon (2010), estes são índices que permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético, pelo viés do modelo nulo (isto é: covariâncias = 0) (CFI, TLI e NFI).

Recentemente, após considerar algumas opiniões, Kline (2015) recomenda apresentar os índices seguintes em trabalhos científicos: CMIN, CMIN/DF, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO ABSOLUTO

Qui-quadrado

Minimum Fit Function Chi Square with 18 degrees of freedom = 11.485 (P = 0.876691)
Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 18 degrees of freedom = 28.211 (P = 0.062069)
Chi-Square for independence model with 45 degrees of freedom = 2168.620

Esta tabela apresenta os índices de adequação (ou de ajustamento) entre os dados disponíveis e o modelo hipotético. Deve-se observar se o modelo ("matriz da covariância observada" igual à "matriz de covariância estimada") é estatisticamente não-significativo ($p > 0,05$; Brown, 2015; Kline, 2015; Rochette & Balbinotti, 2016). Se o modelo é significativo ($p < 0,05$), pode-se, ainda assim, aceitá-lo como válido se houver uma amostra grande (de 5 a 10 pessoas por variável manifesta ou item), mas é necessário que se assegure que os dados se distribuam de maneira multivariavelmente normais (o χ^2 é particularmente sensível à não-normalidade multivariada dos dados; Bergh, 2015). No caso deste estudo, o qui-quadrado ($\chi^2_{(18)} = 11,485$) não é estatisticamente significativo ($p = 0,876$), ou seja, a matriz da covariância observada não é estatisticamente diferente da matriz de covariância estimada. O qui-quadrado ajustado à média e à variância (robusto), por sua vez, testa a diferença entre dois modelos aninhados (modelos em que um tem o subconjunto de variáveis do outro modelo; Asparouhov & Muthén, 2006). O mesmo também se apresentou não significativo ($\chi^2_{(18)} = 28,211$; $p = 0,062$). Pode-se observar também a relação entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (χ^2/DF), os quais foram respectivamente 0,638 e 1,567. O último valor apresentado é o qui-quadrado para modelo independente. Este teste é aplicado quando há duas variáveis categóricas em uma única população. É utilizado para determinar se existe uma associação significativa entre as duas variáveis. Não interpretamos, pois os dados analisados não são categóricos.

Parâmetros:
 χ^2 : não significativo;
 $\chi^2/gl < 5,00$: tolerável;
 $\chi^2/gl < 2,00$: satisfatório.

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Goodness of Fit Index (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)

Os dois índices GFIs acima são medidas de ajustamento entre o modelos hipotéticos e a matrizes de covariâncias observadas. Os dois índices AGFIs corrigem os GFIs, que são afetados pelo número de itens de cada variável latente. Estes índices devem variar de 0 a 1, com um ponto de corte de 0,9, indicando um aceitável ajustamento do modelo (Baumgartner & Hombur, 1996). Agora, os valores maiores que 0,9 pelos dois índices indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo, os resultados obtidos (GFI = 1,000; AGFI = 1,000) indicam que os dados se ajustam perfeitamente entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada.

Parâmetros:
GFI e AGFI > 0,90 : aceitável
GFI e AGFI > 0,95 : satisfatório

ÍNDICES DE CORREÇÃO PARCIMONIOSA

RMSEA (Root mean square error of approximation)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.052; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.0224 0.0582) (between 0.050 and 0.080 : fair)
Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 9.405
Degrees of Freedom = 18
Test of Approximate Fit
H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.871

O RMSEA objetiva minimizar (uma possível solução) problemas associados ao tamanho de amostra, analisando-se a diferença entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros escolhidos de forma perfeita) e a matriz de covariância da população (Kline, 2015). O RMSEA varia de 0 a 1. Os valores menores indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo (RMSEA = 0,052), o resultado indica um aceitável ajustamento entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros) e a matriz de covariância (estimada) da população.

O software ainda apresenta o intervalo de confiança, como sugerido por Kline (2015) e testa a hipótese nula, comparando se há diferença significativa entre o valor encontrado e o valor referência (0,05), demonstrando, neste caso, não haver diferença estatística ($p = 0,913$). Este procedimento, por vezes, também é chamado de "PCLOSE".

Parâmetros:
RMSEA \leq 0,05 : satisfatório;
0,05 < RMSEA < 0,08 : ajustamento razoável;
RMSEA > 0,10 : ajustamento pobre.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO COMPARATIVO

CFI (Comparative Fit Index) e NNFI (Non-Normed Fit Index)

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.988; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.982 0.998) Comparative Fit Index (CFI) = 0.995; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.993 0.999) (larger than 0.990 : excellent)
<p>O NFI (Normed Fit Index) analisa a discrepância entre o valor do qui-quadrado do modelo hipotetizado e o valor do qui-quadrado do modelo nulo (Bentler & Bonett, 1980). No entanto, o NFI tende a ser negativamente influenciado (Bentler, 1990). O NNFI corrige alguns destes problemas, contudo seus valores podem, em alguns casos, sair do intervalo de 0 a 1 (Bentler, 1990). Valores maiores que 0,95 indicam um ajustamento satisfatório do modelo, que é o caso deste instrumento.</p> <p>O CFI analisa o ajustamento do modelo, examinando-se a diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético, e levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado de ajustamento do modelo (Gatignon, 2010). O CFI pode variar de 0 a 1. Os valores maiores indicam um melhor ajustamento do modelo. Um valor de 0,90 ou mais indica um ajustamento aceitável do modelo (Hu & Bentler, 1999). No caso deste estudo, o resultado obtido (CFI = 0,995) indica um excelente ajustamento da diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético (levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado).</p>
Parâmetros: NNFI > 0,95 : satisfatório; CFI > 0,90 : aceitável; CFI > 0,95 : satisfatório.

EIGENVALUES DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO REDUZIDA

Variable	Eigenvalue
1	4.302270949
2	0.970940873
3	0.498167755
4	0.173686708
5	0.127075040
6	0.061652878
7	0.018671341
8	-0.074379845
9	-0.134937105
10	-0.168762499

Os dados apresentados nesta tabela servem para confirmar a quantidade total de variância comum. Esta informação pode ser obtida somando-se todos os *eigenvalues* apresentados. No entanto, há uma limitação importante: alguns valores são negativos. Ou seja, estes valores não podem ser adequadamente interpretados como partes da variância comum e os percentuais de variância comum não podem ser computados (Lorenzo-Seva, 2013).

MATRIZ FATORIAL NÃO-ROTADA

Variable	F 1	F 2	F 3	Communality
V 1	0.501	-0.273	-0.341	0.442
V 2	0.615	0.014	-0.330	0.487
V 3	0.634	-0.322	0.046	0.508
V 4	0.637	-0.302	0.208	0.540
V 5	0.581	-0.546	0.217	0.683
V 6	0.469	0.435	-0.050	0.411
V 7	0.603	0.111	0.075	0.382
V 8	0.725	-0.080	-0.358	0.660
V 9	0.866	0.283	0.189	0.866
V 10	0.844	0.284	0.046	0.795

A observação desta matriz permite a visualização das saturações de cada variável para os fatores extraídos antes da rotação. Ou seja, são os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores não-rotados.

Nesta tabela é também fundamental observar as comunicações (h^2), sendo que as mesmas fornecem informações quanto à pertinência de se preservar uma variável na solução fatorial proposta (Rochette & Balbinotti, 2016). Esses valores indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada considerando os fatores retidos (no caso de nosso estudo, 3 fatores), quando não rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3.

Parâmetros:
 $h^2 \geq 0,3$: tolerável (alguns autores aceitam 0,2);
 $h^2 \geq 0,4$: recomendável;
 $h^2 \geq 0,5$: desejável.

MATRIZ FATORIAL PRÉ-ROTADA

Variable	C 1	C 2	C 3
V 1	1.000	0.002	0.056
V 2	0.720	0.133	0.002
V 3	0.057	0.039	0.497
V 4	0.004	0.066	0.626
V 5	0.003	0.002	1.000
V 6	0.007	1.000	-0.002
V 7	0.011	0.749	0.025
V 8	0.725	0.088	0.013
V 9	0.001	0.973	0.009
V 10	0.015	0.912	0.003

Nesta etapa, é realizada uma pré-rotação da matriz fatorial. Já pode se perceber, diferentemente da matriz não-rotada, uma organização das saturações dos itens em seus possíveis fatores. O primeiro fator (componente) apresenta 3 itens (1, 2 e 8), o segundo 4 itens (6, 7, 9, e 10), e o terceiro 3 itens (3, 4 e 5).

MATRIZ FATORIAL ROTADA

Variable	F 1	F 2	F 3
V 1	0.656	-0.160	0.155
V 2	0.585	0.218	-0.073
V 3	0.185	0.066	0.546
V 4	-0.037	0.172	0.654
V 5	0.008	-0.115	0.876
V 6	0.054	0.717	-0.303
V 7	0.013	0.520	0.147
V 8	0.677	0.170	0.029
V 9	-0.126	0.919	0.156
V 10	0.059	0.833	0.036

Esta matriz é, provavelmente, o núcleo da análise fatorial exploratória. A mesma apresenta as cargas – saturações – fatoriais de cada um dos itens em análise nos três fatores extraídos após a rotação (Rochette & Balbinotti, 2016). Quanto maior a saturação fatorial em um único fator, melhor. A significância da saturação fatorial depende do tamanho amostral.

Saturação Fatorial	Tamanho da amostra
0,30	≈ 350
0,35	≈ 250
0,40	≈ 200
0,45	≈ 150
0,50	≈ 120
0,55	≈ 100
0,60	≈ 85
0,65	≈ 70

Hair, Black, Babin, & Anderson (2013)

MATRIZ FATORIAL ROTADA COM VALORES OMITIDOS

Variable	F 1	F 2	F 3
V 1	0.656		
V 2	0.585		
V 3			0.546
V 4			0.654
V 5			0.876
V 6		0.717	-0.303
V 7		0.520	
V 8	0.677		
V 9		0.919	
V 10		0.833	

Esta matriz apresenta os mesmos dados da matriz anterior, no entanto, todos os valores menores que 0,40 foram omitidos. Se respeitarmos o “ponto de corte” (0,40) sugerido anteriormente com base no tamanho amostral (n = 210; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2013), a matriz pode ser considerada “limpa”. A partir destes dados, os fatores são interpretados a partir do nome que lhes são dados, devendo explicar o conteúdo dos itens (Rochette & Balbinotti, 2016).

VARIÂNCIA EXPLICADA E FIDEDIGNIDADE DOS FATORES ROTADOS

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)			
Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	1.441	0.895	0.946
2	2.571	0.870	0.932
3	1.762	0.901	0.949

A informação prestada nesta tabela é centrada em uma nova forma de estimação de fidedignidade (ORION; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), com aplicação sugerida à Teoria de Resposta ao Item. O modelo de medida *Expected A Posteriori*

(EAP) tradicional utiliza informações de probabilidade de resposta prévia com informações de probabilidade a partir dos dados obtidos. Contudo, especialmente para modelos multidimensionais nos quais os fatores são relacionados (caso deste instrumento), este método tende a apresentar resultados sub-ótimos e/ou fornece menos informação do que seria recomendável (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016). O novo modelo sugerido por Ferrando e Lorenzo-Seva (2016) inclui em suas estimações de calibragem as correlações entre os fatores (correlações phi), tornando um método aplicável especialmente para modelos que utilizam rotações oblíquas. Além disso, se propõe a apresentar índices de fidedignidade adicionais. Os índices obtidos nesta análise podem ser considerados satisfatórios, pois todos os índices ORION e de determinação dos fatores foram iguais ou superiores a 0,90.

CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

Factor	F 1	F 2	F 3	
1	1.000			Nesta tabela, observa-se que os escores fatoriais dos três fatores estão correlacionados de maneira forte (0,521; 0,624). Esse resultado deve ser considerado ao solicitar uma rotação fatorial. Neste caso, deve-se utilizar um método de rotação oblíqua, como o DWLS, o qual parece ser o mais adequado.
2	0.624	1.000		
3	0.585	0.521	1.000	

Parâmetros:
 Correlação em torno de:
 0,05 = muito fraca;
 0,15 = fraca;
 0,35 = moderada;
 0,55 = forte;
 0,85 = muito forte.

MATRIZ DE ESTRUTURA

Variable	F 1	F 2	F 3	
V 1	0.647	0.330	0.455	A matriz de estrutura apresentada aqui leva em conta as relações entre os fatores, e é, de fato, um produto da matriz de padrões com a matriz dos coeficientes de correlação entre os fatores. A maioria dos pesquisadores interpreta apenas a matriz de padrões pela simplicidade. Todavia, há situações em que alguns valores na matriz de padrões podem ser suprimidos devido à relação existente entre os componentes. Por isso é aconselhável verificar a matriz de estrutura após a matriz de padrões. A matriz de estrutura apresenta correlações bivariadas entre fatores e itens. Quanto mais os fatores se correlacionam uns com os outros, maior pode ser a discrepância entre as saturações padrão e as saturações de estrutura em determinada variável.
V 2	0.678	0.545	0.383	
V 3	0.545	0.466	0.689	
V 4	0.453	0.490	0.722	
V 5	0.449	0.346	0.821	
V 6	0.324	0.593	0.102	
V 7	0.423	0.604	0.425	
V 8	0.800	0.608	0.514	
V 9	0.539	0.921	0.561	
V 10	0.601	0.889	0.505	

BIAS-CORRECTED AND ACCELERATED (BCA) BOOTSTRAP – 95% INTERVALO DE CONFIANÇA PARA SATURAÇÕES FATORIAIS

Variable	F	1	BCa Confidence Interval	
V 1	0.656	(0.277	1.121)
V 2	0.585	(0.159	0.805)
V 3	0.185	(-0.057	0.469)
V 4	-0.037	(-0.229	0.181)
V 5	0.008	(-0.171	0.179)
V 6	0.054	(-0.192	0.316)
V 7	0.013	(-0.309	0.237)
V 8	0.677	(0.528	11.176)
V 9	-0.126	(-0.482	0.068)
V 10	0.059	(-0.152	0.318)

Variable	F	2	BCa Confidence Interval	
V 1	-0.160	(-0.748	0.099)
V 2	0.218	(0.072	0.362)
V 3	0.066	(-0.098	0.245)
V 4	0.172	(0.016	0.335)
V 5	-0.115	(-0.254	0.025)
V 6	0.717	(0.492	0.878)
V 7	0.520	(0.280	0.679)
V 8	0.170	(0.075	0.272)
V 9	0.919	(0.788	1.058)
V 10	0.833	(0.661	0.933)

Variable	F	3	BCa Confidence Interval	
V 1	0.155	(-0.662	0.408)
V 2	-0.073	(-0.225	0.127)
V 3	0.546	(0.319	0.720)
V 4	0.654	(0.447	0.796)
V 5	0.876	(0.712	1.238)
V 6	-0.303	(-0.520	-0.116)
V 7	0.147	(-0.053	0.362)
V 8	0.029	(-0.159	0.156)
V 9	0.156	(0.013	0.540)
V 10	0.036	(-0.161	0.196)

Nestas tabelas estão presentes as saturações fatoriais (vide Matriz fatorial rotada) de cada um dos itens nos fatores especificados com seus respectivos intervalos de confiança. O intervalo de confiança BCa é um intervalo de segunda ordem que corrige o viés e assimetria na distribuição das estimativas de *bootstrap*. O intervalo BCa requer que se estime dois parâmetros: o *bias-correction parameter* (z_0) – relacionado à proporção de estimativas de *bootstrap* que são menores do que a estatística observada; o parâmetro de aceleração (a) – proporcional à assimetria da distribuição do *bootstrap* (Chernick & LaBudde, 2011; Davison & Hinkley, 1997).

ÍNDICES DE SIMPLICIDADE FATORIAL

<p>Bentler's simplicity index (S) = 0.98743 (Percentile 100) BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.976 0.996)</p> <p>Loading simplicity index (LS) = 0.49547 (Percentile 100) BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.430 0.611)</p>
<p>Nesta tabela são apresentados dois métodos de estimação de índices de simplicidade fatorial. Simplicidade fatorial é a mais simples solução possível na qual cada variável é gerada por um único fator (Kaiser, 1974). O primeiro (S) é baseado na relação entre as colunas da matriz fatorial, enquanto que o segundo (LS) é baseado nos valores das saturações (Lorenzo-Seva, 2003). Os índices variam de 0 a 1, atingindo o seu máximo (percentil 100) quando todas as variáveis são simples e não fatorialmente complexas (Bentler, 1977).</p> <p>Não apresenta parâmetros definidos pelos autores.</p>

CORRELAÇÕES ENTRE FATORES COM INTERVALOS DE CONFIANÇA

BIAS-CORRECTED BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS FOR INTER-FACTORS CORRELATION VALUES				
1	--	2	0.624*	(0.529 0.957)
1	--	3	0.585*	(0.502 0.760)
2	--	3	0.521*	(0.396 0.682)
* Significantly different from zero at population				
Nesta tabela, observam-se as correlações entre os escores fatoriais dos três fatores, como já apresentado anteriormente, e seus respectivos intervalos de confiança. Destaca-se novamente a influência das fortes correlações entre os fatores na escolha do método de rotação utilizada, bem como o indício de que estes podem ser dimensões a compor um fator de segunda ordem.				
Parâmetros: Correlação em torno de: 0,05 = muito fraca; 0,15 = fraca; 0,35 = moderada; 0,55 = forte; 0,85 = muito forte.				

ÍNDICES DE FIDEDIGNIDADE

Greatest Lower Bound to Reliability = 0.939796 McDonald's Omega = 0.873163 Standardized Cronbach's alpha = 0.869384 Total observed variance = 10.000 Total Common Variance = 7.233
Esta seção apresenta resultados relativos à fidedignidade da escala. São apresentados os resultados de três métodos distintos de medida: o Greatest Lower Bound (GLB) to Reliability de Wodhouse e Jackson, o Ômega de McDonald e o Alfa Estandarizado de Cronbach. Pode-se notar que os valores dos índices variam de 0,873 a 0,939. É importante a apresentação de todos os índices devido às limitações de cada um (Ten Berge & Scocan, 2004; Dunn, Baguley & Brunsten, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). Estes resultados podem ser considerados excelentes, pois ultrapassam o valor mínimo requerido de 0,70 (Nunnaly, 1978; este índice pode variar de 0,60 a 0,80, segundo alguns autores). Em consequência, pode-se dizer que foi obtida uma coerência interna muito satisfatória.
Parâmetros: Índice < 0,50 : inaceitável Índice < 0,70 : fraco Índice ≥ 0,70 : aceitável Índice ≥ 0,80 : satisfatório

COMUNALIDADES APÓS ROTAÇÃO

Variable	Communality
V 1	0.616836
V 2	0.663093
V 3	0.645423
V 4	0.672294
V 5	0.822602
V 6	0.478994
V 7	0.621399
V 8	0.809286
V 9	0.902686
V 10	0.910213

Assim como apresentado anteriormente, as comunalidades indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada – neste caso considerando os três fatores retidos, quando rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3. Quando se rota a matriz, a qualidade da representação aumenta, causando um aumento nos índices de comunalidade. Dependendo do estimador, a qualidade da representação pode se tornar maior ou menor. Deseja-se que ela aumente.

CORRELAÇÕES RELACIONADAS AO FATOR DE SEGUNDA ORDEM

SCHMID-LEIMAN SOLUTION (1957)	
Second order factor solution (ULS)	
Factor	G 1
F 1	0.837
F 2	0.746
F 3	0.699
Schmid-Leiman solution	
Variable	F 1 F 2 F 3 G 1
V 1	0.359 -0.107 0.111 0.538
V 2	0.320 0.145 -0.052 0.601
V 3	0.101 0.044 0.391 0.586
V 4	-0.020 0.115 0.468 0.554
V 5	0.005 -0.077 0.627 0.533
V 6	0.029 0.478 -0.217 0.368
V 7	0.007 0.347 0.105 0.501
V 8	0.371 0.114 0.021 0.714
V 9	-0.069 0.612 0.112 0.689
V 10	0.033 0.555 0.026 0.696
F = First-Order Factors G = Second-Order Factor	

Na primeira tabela está apresentada a solução fatorial de segunda ordem com as correlações entre os fatores extraídos (F1, F2 e F3) e o fator geral de segunda ordem (G1). Podem-se observar índices elevados, variando de 0,699 a 0,837, entre os três fatores extraídos e o fator de segunda ordem.

A solução Schmid-Leiman (1957), por sua vez, pode ser utilizada a fim de se compreender melhor a relação entre variáveis e fatores. Esta é uma ferramenta conveniente para se identificar a influência independente de fatores de primeira ou segunda ordem em uma série de variáveis medidas (os itens), facilitando assim a interpretação dos fatores em diferentes níveis (Wolf & Preising, 2005). Assim, na segunda tabela, podem-se observar as relações individuais dos itens com os fatores de primeira ordem, bem como as correlações com o fator de segunda ordem, que variaram de moderadas (0,368) a (muito) fortes (0,714), indicando a real possibilidade deste ser um construto melhor explicado por um modelo tridimensional de segunda ordem.

ESTUDO DOS RESÍDUOS

DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS

<p>Number of Residuals = 45</p> <p>Summary Statistics for Fitted Residuals</p> <p>Smallest Fitted Residual = -0.0835 Median Fitted Residual = 0.0002 Largest Fitted Residual = 0.0766 Mean Fitted Residual = -0.0047 Variance Fitted Residual = 0.0014</p>
<p>Esta seção apresenta a distribuição dos resíduos. Resíduo é a diferença das matrizes de correlação inicial e reconstituída (o software factor não apresenta a matriz reconstituída, mas apresenta a quantidade de resíduos totais). No caso desta análise, foram encontrados 45 resíduos. Ainda, nota-se a presença dos valores residuais pontuais (menor, maior e</p>

mediano), bem como a média e a variância dos resíduos. No entanto, para fins de interpretação, recomenda-se a utilização dos resíduos estandardizados.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO BASEADO NOS RESÍDUOS

```

Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0375
BC Bootstrap 95% confidence interval of RMSR = ( 0.030 0.040)
Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0692 (Kelley's criterion)

Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0349
BC Bootstrap 95% confidence interval of WRMR = ( 0.029 0.036)

```

RMSR é um outro índice de ajuste geral do modelo, obtido a partir dos resíduos. Valores mais próximos de zero são preferíveis, sendo 0,05 o mínimo admitido (Pereira, 2013). Contudo, o software ainda fornece o cálculo para a determinação do critério de Kelley (1935), o qual varia conforme os dados. Neste caso, o valor de RMSR para um modelo aceitável segundo o critério de Kelley foi de 0,692; bem acima do valor encontrado, demonstrando ser um modelo aceitável.

Também é apresentado o valor de WRMR, o qual apresentou o resultado de 0,035. Resultado satisfatório considerando a recomendação de Yu & Muthen (2002; WRMR < 1,0).

Parâmetros:

RMSR (ou RMR) < 0,05 ou < critério de Kelley;

WRMR < 1,0.

HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS ENCONTRADOS

Value	Freq
-0.0835	2
-0.0568	7
-0.0302	6
-0.0035	12
0.0232	14
0.0499	3
0.0766	1

Este histograma demonstra graficamente a frequência de cada valor residual. É importante que sejam encontrados o menor número possível de resíduos com valores superiores a $|0,05|$ (Rochette & Balbinotti, 2016). No caso deste instrumento, foram encontrados dez.

Parâmetros:

Menor número de resíduos com valores superiores a $|0,05|$.

ESTATÍSTICAS RELATIVAS AOS RESÍDUOS ESTANDARDIZADOS

Summary Statistics for Standardized Residuals

```

Smallest Standardized Residual = -1.21
Median Standardized Residual = 0.00
Largest Standardized Residual = 1.11
Mean Standardized Residual = -0.07

```

Stemleaf Plot for Standardized Residuals

```

-1 | 21
-0 | 9999887555333221111
0 | 00111122223333444455579
1 | 1

```

Enfim, os resíduos estandardizados indicam diferenças entre a matriz de covariância implícita do modelo teórico e a matriz de covariância amostral, capturadas pela matriz residual de covariância. Os resíduos devem ser utilizados sempre na forma padronizada para não tornar sua interpretação complexa por dependerem da unidade de medida das variáveis observadas (Pereira, 2013). Os resíduos estandardizados são os resíduos divididos pelos seus erros assintóticos (Hausman, 1978). Representam uma estimativa do número de desvios que os resíduos observados estão do resíduo zero, que existiria caso o modelo fosse perfeitamente ajustado. Novamente, nota-se uma forte proximidade dos valores de média e mediana com o valor central (zero).

O *stemleaf plot* demonstra graficamente todos os valores exatos dos resíduos estandardizados.

APÊNDICE J

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Université du Québec à Trois-Rivières

Relatório Psicométrico do instrumento:

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-
Tático no Esporte Infantojuvenil

(EGB-ET-11)

Por

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Agosto de 2017

INFORMAÇÕES GERAIS

F A C T O R	
Unrestricted Factor Analysis Release Version 10.5.03 x64bits June, 2017 Rovira i Virgili University Tarragona, SPAIN Programming: Urbano Lorenzo-Seva Mathematical Specification: Urbano Lorenzo-Seva Pere J. Ferrando Date: Sunday, August 13, 2017 Time: 10:39:41	Primeiramente, é apresentado o nome do programa estatístico utilizado (Factor – Unrestricted Factor Analysis), seguido da versão (10.5.03 x64bits) e data de lançamento (Junho de 2017). O programa foi desenvolvido na Universidade Rovira i Virgili, em Terragona, Espanha. Na sequência é apresentado o nome do programador (Urbano Lorenzo-Seva) e dos responsáveis pelas especificações matemáticas (Urbano Lorenzo-Seva e Pere J. Ferrando). Por fim, é apresentada a data de realização da análise (Domingo, 13 de agosto de 2017) e a tempo necessário para a sua realização (10 minutos, 39 segundos e 41 centésimos).
DETAILS OF ANALYSIS Participants' scores data file : C:\Users\Marcos Balbinotti\Desktop\Gabriel Banco 210 casos - Dimensão Estratégico-Tática 11 itens 3 fatores.dat Method to handle missing values : Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016) Missing code value : 999 Number of participants : 210 Number of variables : 11 Variables included in the analysis : ALL Variables excluded in the analysis : NONE Number of factors : 3 Number of second order factors : 1 Procedure for determining the number of dimensions : Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011) Dispersion matrix : Polychoric Correlations Robust analyses : Bias-corrected and accelerated (BCa; Lambert, Wildt & Durand, 1991) Number of bootstrap samples : 500 Asymptotic Covariance/Variance matrix : estimated using bootstrap sampling Bootstrap confidence intervals : 95% Method for factor extraction : Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS) Correction for robust Chi square : Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010) Rotation to achieve factor simplicity : Promax Value of parameter k : 4.0000 Clever rotation start : Raw Varimax Number of random starts : 10 Maximum number of iterations : 100 Convergence value : 0.00001000	
Aqui são apresentados detalhes da análise, como nome do arquivo utilizado como banco de dados, método para lidar com dados faltantes, código para dados faltantes, número de participantes, número de variáveis, variáveis incluídas na análise, variáveis excluídas da análise, número de fatores, número de fatores de segunda ordem, procedimento para a determinação do número de dimensões, matriz de dispersão, análises robustas, número de amostras no <i>bootstrap</i> , matriz de covariância/variância assintótica, intervalo de confiança da <i>bootstrap</i> , método de extração dos fatores, correção para quadrado robusto, rotação para alcançar simplicidade do fator, valor do parâmetro k, rotação inicial inteligente, número de inícios aleatórios, número máximo de interações e valor de convergência.	

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

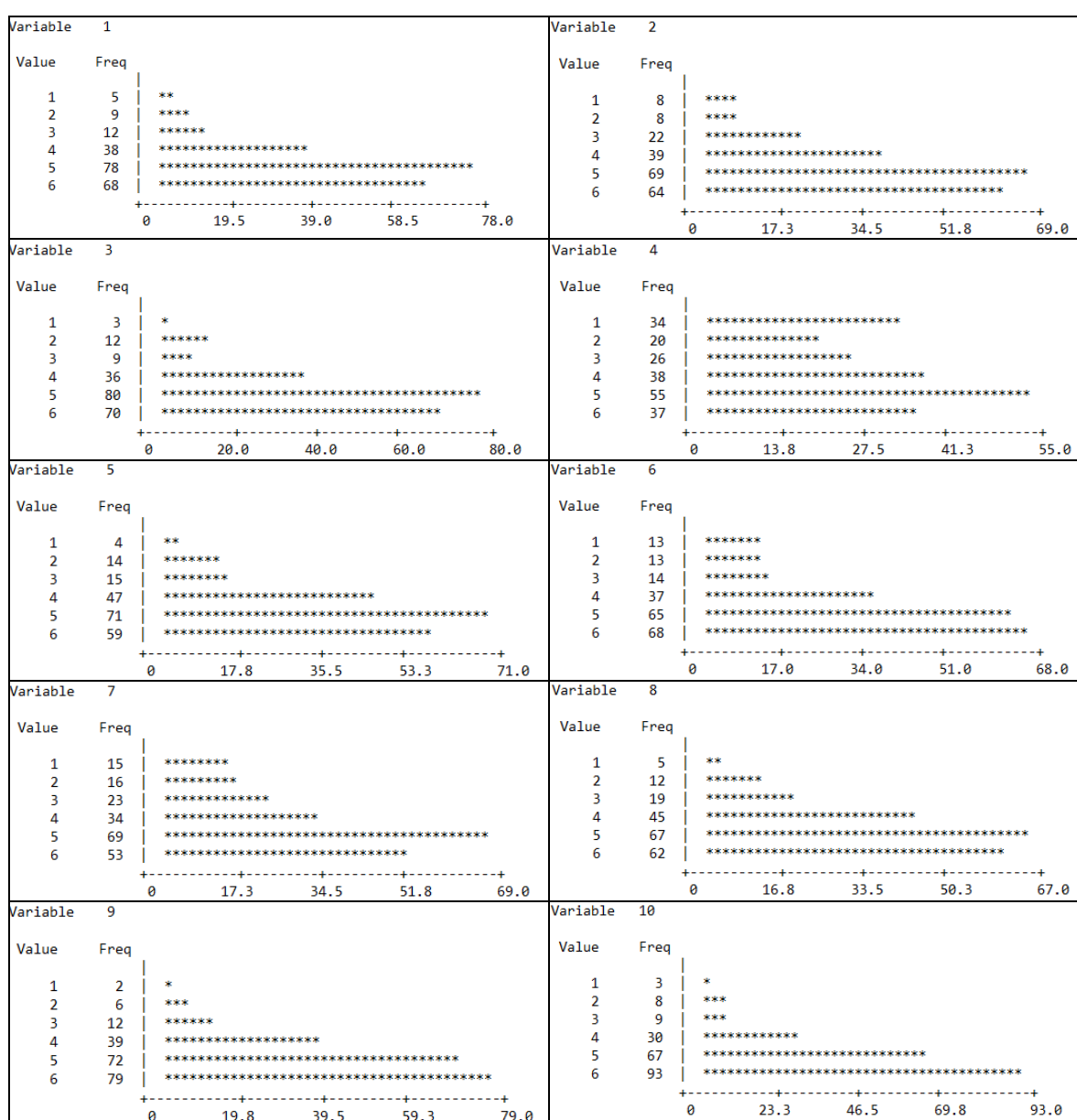
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS UNIVARIADAS

Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness	Kurtosis (Zero centered)
V 1	4.800	(4.58 5.02)	1.503	-1.296	1.662
V 2	4.643	(4.41 4.88)	1.734	-1.004	0.474
V 3	4.848	(4.64 5.06)	1.396	-1.216	1.159
V 4	3.814	(3.51 4.12)	2.894	-0.401	-1.107
V 5	4.638	(4.42 4.86)	1.564	-0.918	0.322
V 6	4.581	(4.32 4.84)	2.139	-1.046	0.226
V 7	4.357	(4.09 4.62)	2.268	-0.817	-0.324
V 8	4.633	(4.41 4.86)	1.632	-0.899	0.248
V 9	4.952	(4.76 5.15)	1.198	-1.132	1.154
V 10	5.043	(4.84 5.25)	1.327	-1.418	1.777
V 11	4.852	(4.64 5.07)	1.497	-1.204	1.084

Esta tabela apresenta informações relativas à tendência central, variabilidade e distribuição dos dados. A partir desta tabela podem-se retirar duas importantes informações: 1) como se comportam as estatísticas descritivas univariadas testadas, em estudo; e, 2) qual o tipo de análise mais adequada para estes dados. Pode-se observar

que as médias variaram entre 3,81 e 5,04, e as variâncias de 1,198 a 2,894. Destaca-se que os todos os valores das médias localizam-se na metade superior da escala de medida (todos os valores superiores à 3,5) e permanecem dentro do intervalo de confiança testado (95%). Conforme os resultados das variâncias, todos os desvios padrões são menores do que os valores numerais das médias, indicando que a variabilidade dos dados é restrita, podendo-se interpretar que os sujeitos respondiam, mais ou menos, da mesma forma cada uma das afirmações do instrumento. Se, por um lado, os valores obtidos pelas médias denotam uma tendência avaliativa de caráter mais positivo por parte dos respondentes (indicando que os torneios são importantes para o desenvolvimento dos diversos aspectos avaliados pelo instrumento), por outro lado, podem também indicar que os itens, como estão formulados, favorecem um estilo de resposta mais positivo; podendo assim, minimizar uma variabilidade ainda maior, restringindo a manifestação de diferentes opiniões (Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), ou mesmo de opiniões de caráter negativo (no contexto das médias). Já os dados relativos à assimetria e ao achatamento, de uma forma geral, se afastam de zero ($S > |1,0|$; $K > |1,0|$). Portanto, este fato leva a crer que análises policóricas são as mais indicadas para estes dados (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

GRÁFICOS DE BARRA PARA VARIÁVEIS ORDINAIS



Variable	11
Value	Freq
1	5
2	7
3	17
4	32
5	73
6	76

Estes gráficos apresentam as frequências de resposta conforme a graduação da escala utilizada (no caso uma escala do tipo Likert graduada em 6 pontos, de 1 a 6) para cada um dos itens analisados. Estes dados fornecem informações referentes ao padrão de resposta dos indivíduos inventariados, bem como referentes à elaboração dos itens. Espera-se que haja certa variabilidade nas respostas, sendo inclusive sugerida a exclusão de itens que não contemplem esse critério (Balbinotti, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). No caso dos dados em análise, de uma forma geral, verifica-se uma tendência maior frequência de respostas aos valores mais elevados (5 e 6), demonstrando que os itens, como foram formulados, podem não favorecer a manifestação de diferentes opiniões (Balbinotti, 2016; Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), o que não ocorreu neste estudo.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS MULTIVARIADAS

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.				
	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	33.305	1165.688	286	1.0000
SKewness corrected for small sample	33.305	1185.149	286	1.0000
Kurtosis	202.051	25.300		0.0000**

** Significant at 0.05

As estatísticas multivariadas de Mardia para skewness e kurtosis são baseadas nos terceiro e quarto momentos estandardizados. Na construção das estatísticas de testes invariantes, os vetores de dados são primeiramente estandardizados usando-se o vetor médio da amostra e a matriz de covariância da amostra (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2003). No caso desta análise, verifica-se uma diferença estatisticamente significativa entre a distribuição dos dados e a curva normal na medida de kurtosis, indicando, mais uma vez, a necessidade de utilização de análises policóricas para o adequado prosseguimento das análises (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

MATRIZ DE CORRELAÇÕES POLICÓRICAS

STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION)											
(Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)											
Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
V 1	1.000										
V 2	0.509	1.000									
V 3	0.526	0.655	1.000								
V 4	0.146	0.282	0.290	1.000							
V 5	0.236	0.459	0.525	0.369	1.000						
V 6	0.223	0.504	0.521	0.496	0.642	1.000					
V 7	0.226	0.443	0.451	0.510	0.634	0.723	1.000				
V 8	0.336	0.544	0.553	0.536	0.548	0.622	0.616	1.000			
V 9	0.413	0.501	0.612	0.434	0.588	0.654	0.540	0.756	1.000		
V 10	0.401	0.582	0.598	0.442	0.628	0.640	0.634	0.707	0.770	1.000	
V 11	0.233	0.439	0.511	0.389	0.475	0.604	0.591	0.648	0.646	0.746	1.000

Esta tabela apresenta os resultados das correlações (por algoritmos policóricos) entre todos os itens em estudo, possibilitando a interpretação de informações relativas à adequação da solução global (Choi, Kim, Chen & Dannels, 2011; Choi, Peters, & Mueller, 2010). Nota-se que os índices correlacionais variam de muito fracos (|0,146|) a fortes (|0,770|) (mas não bicolineares), indicando a possibilidade da existência de mais de um fator, considerando a solução correlacional global. Não há a presença de correlações negativas, o que poderia indicar a necessidade de revisão do conteúdo dos itens, quando integram um mesmo fator (ou dimensão).

ADEQUAÇÃO DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Determinant of the matrix	= 0.003366108119183
Bartlett's statistic	= 1164.4 (df = 55; P = 0.000010)
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test	= 0.90501 (very good)
BC Bootstrap 95% confidence interval of KMO =	(0.890 0.930)

Esta tabela possibilita a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância (Rochette & Balbinotti, 2016). O "Determinante da matriz de correlação" ($|R| = 0,003$) é considerado pequeno (mas não "zero absoluto"), constituindo-se em um adequado índice da existência de padrões de correlações entre as variáveis. É tolerado um valor com até quatro zeros (0) após a vírgula (Balbinotti, 2016). Valores ainda menores podem indicar presença de bicolinearidade (redundância de informação) nos dados. O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação original é uma matriz de identidade. Um teste significativo ($p < 0,05$) indica que a matriz de correlação não é uma matriz de identidade, e que, portanto, há algumas relações entre as variáveis que se espera incluir na análise. A partir do resultado obtido (KMO = 0,90), pode-se concluir que o conjunto geral das correlações parciais obtidas é satisfatório (muito bom), permitindo assim o prosseguimento dos cálculos relativos à análise fatorial.

Parâmetros:
 Determinante da matriz: deve ser pequeno, sem ser zero absoluto.
 Teste de esfericidade de Bartlett: espera-se que p seja significativo.

KMO	0,00 a 0,49 : inaceitável
	0,50 a 0,59 : miserável
	0,60 a 0,69 : medíocre
	0,70 a 0,79 : razoável
	0,80 a 0,89 : bom
	0,90 a 1,00 : muito bom

EXTRAÇÃO DOS FATORES

VARIÂNCIA EXPLICADA COM BASE NOS *EIGENVALUES*

Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
1	6.27281	0.57026	0.57026
2	1.21838	0.11076	0.68102
3	0.68060	0.06187	0.74289
4	0.63065	0.05733	
5	0.45992	0.04181	
6	0.42233	0.03839	
7	0.34716	0.03156	
8	0.32848	0.02986	
9	0.28289	0.02572	
10	0.20826	0.01893	
11	0.14851	0.01350	

Esta tabela apresenta primeiramente a quantidade de variância explicada por um fator (Eigenvalue), sua proporção levando em consideração todos os componentes, e, por fim, a proporção cumulativa levando em consideração o número de fatores solicitados. Os resultados desta tabela indicam que dois componentes podem ser suficientes para explicar os dados disponíveis, ou seja, estes dois componentes apresentam valores próprios totais maiores que 1,00 (6,27; 1,21; Kaiser, 1960). Este critério, embora ainda muito utilizado, é reconhecido por alguns autores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como menos preciso que a análise paralela. A porcentagem cumulativa de variância explicada pelos dois fatores é de 68,10%; o que já seria um resultado satisfatório. O Fator 1, sozinho, explica 57,02% da variância do "Favorecimento ao Desenvolvimento Estratégico-Tático". O Fator 2 explica cerca de 11,07% de variância adicional, que não fora explicado pelo Fator 1. Contudo, se adotado o critério de utilização dos aspectos teóricos como base para a extração dos fatores (no caso 3 fatores), o Fator 3 explica uma porcentagem suplementar de cerca de 6,19% da variância do constructo, totalizando uma expressiva explicação total de 74,29%. Esses resultados podem ser avaliados positivamente pois indicam que, os 11 itens da EGB-ET-11 são suficientes para se avaliar pouco mais de 74% da variância do construto medido.

ANÁLISE PARALELA

PARALLEL ANALYSIS (PA) BASED ON MINIMUM RANK FACTOR ANALYSIS
(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011)

Implementation details:

Correlation matrices analyzed: Polychoric correlation matrices
 Number of random correlation matrices: 500
 Method to obtain random correlation matrices: Permutation of the raw data (Buja & Eyuboglu, 1992)

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	58.2*	18.5	21.4
2	11.4	16.2	18.5
3	6.3	14.4	16.1
4	5.7	12.5	14.0
5	4.2	10.8	12.2
6	3.9	8.9	10.5
7	3.2	7.3	8.7
8	2.9	5.5	7.2
9	2.6	3.8	5.4
10	1.5	2.1	3.7
11	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

Esta tabela apresenta os resultados de um outro método de extração de fatores: a análise paralela. Segundo Timmerman & Lorenzo-Seva (2011) este é o melhor método estatístico para extração de fatores no caso da análise de dados politômicos ordinais. Além disso, é pouco afetada pelo tamanho da amostra ou cargas fatoriais (Velicer e cols., 2000). No caso dos dados disponíveis, a análise paralela sugere a extração de somente um fator, o qual explicaria 58,2% da variância do constructo.

As duas estatísticas utilizadas (Kaiser e Análise Paralela) não foram suficientes para que se fosse possível encontrar o número de fatores proposto pela teoria. Assim, optou-se por determinar o número de fatores conforme a teoria, e não conforme as indicações estatísticas (as quais são baseadas unicamente em simulações a partir dos dados obtidos com a amostra desse estudo).

AJUSTAMENTO DO MODELO

Síntese do ajustamento do modelo: Brown (2015); Kline (2015) recomendam apresentar ao menos um índice de cada um destas três categorias listadas abaixo:

- **Índices de ajustamento absoluto** (“*Absolute Fit Indexes*”): Segundo McDonald e Ho (2002), bem como Hooper, Coughlan e Mullen (2008), estes são os índices que permitem avaliar a que ponto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada (CMIN, GFI, AGFI e SRMR).
- **Índice de correção parcimoniosa** (“*Parsimony Correction*”): Segundo Kalinowski (2006), "este índice é similar aos índices de ajustamento absoluto, mas integra uma correção estatística que permite corrigir um mau ajustamento (inicial) do modelo" (p. 13) (RMSEA).
- **Índices de ajustamento comparativo** (“*Comparative Fit*”): Segundo Gatignon (2010), estes são índices que permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético, pelo viés do modelo nulo (isto é: covariâncias = 0) (CFI, TLI e NFI).

Recentemente, após considerar algumas opiniões, Kline (2015) recomenda apresentar os índices seguintes em trabalhos científicos: CMIN, CMIN/DF, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO ABSOLUTO

Qui-quadrado

Minimum Fit Function Chi Square with 25 degrees of freedom = 9.797 (P = 0.997017)
Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 25 degrees of freedom = 28.525 (P = 0.283966)
Chi-Square for independence model with 55 degrees of freedom = 4506.354

Esta tabela apresenta os índices de adequação (ou de ajustamento) entre os dados disponíveis e o modelo hipotético. Deve-se observar se o modelo (“matriz da covariância observada” igual à “matriz de covariância estimada”) é estatisticamente não-significativo ($p > 0,05$; Brown, 2015; Kline, 2015; Rochette & Balbinotti, 2016). Se o modelo é significativo ($p < 0,05$), pode-se, ainda assim, aceitá-lo como válido se houver uma amostra grande (de 5 a 10 pessoas por variável manifesta ou item), mas é necessário que se assegure que os dados se distribuam de maneira multivariavelmente normais (o χ^2 é particularmente sensível à não-normalidade multivariada dos dados; Bergh, 2015). No caso deste estudo, o qui-quadrado ($\chi^2_{(25)} = 9,797$) não é estatisticamente significativo ($p = 0,997$), ou seja, a matriz da covariância observada não é estatisticamente diferente da matriz de covariância estimada. O qui-quadrado ajustado à média e à variância (robusto), por sua vez, testa a diferença entre dois modelos aninhados (modelos em que um tem o subconjunto de variáveis do outro modelo; Asparouhov & Muthén, 2006). O mesmo também se apresentou não significativo ($\chi^2_{(25)} = 28,525$; $p = 0,283$). Pode-se observar também a relação entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (χ^2/DF), os quais foram respectivamente 0,391 e 1,141. O último valor apresentado é o qui-quadrado para modelo independente. Este teste é aplicado quando há duas variáveis categóricas em uma única população. É utilizado para determinar se existe uma associação significativa entre as duas variáveis. Não interpretamos, pois os dados analisados não são categóricos.

Parâmetros:
 χ^2 : não significativo;
 $\chi^2/df < 5,00$: tolerável;
 $\chi^2/df < 2,00$: satisfatório.

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Goodness of Fit Index (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)

Os dois índices GFIs acima são medidas de ajustamento entre o modelos hipotéticos e a matrizes de covariâncias observadas. Os dois índices AGFIs corrigem os GFIs, que são afetados pelo número de itens de cada variável latente. Estes índices devem variar de 0 a 1, com um ponto de corte de 0,9, indicando um aceitável ajustamento do modelo (Baumgartner & Hombur, 1996). Agora, os valores maiores que 0,9 pelos dois índices indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo, os resultados obtidos (GFI = 1,000; AGFI = 1,000) indicam que os dados se ajustam perfeitamente entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada.

Parâmetros:
GFI e AGFI > 0,90 : aceitável
GFI e AGFI > 0,95 : satisfatório

ÍNDICES DE CORREÇÃO PARCIMONIOSA

RMSEA (Root mean square error of approximation)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.026; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.000 0.0424) (between 0.010 and 0.050 : close)
Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 13.063
Degrees of Freedom = 25
Test of Approximate Fit
H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.913

O RMSEA objetiva minimizar (uma possível solução) problemas associados ao tamanho de amostra, analisando-se a diferença entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros escolhidos de forma perfeita) e a matriz de covariância da população (Kline, 2015). O RMSEA varia de 0 a 1. Os valores menores indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo (RMSEA = 0,026), o resultado indica um satisfatório ajustamento entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros) e a matriz de covariância (estimada) da população.

O software ainda apresenta o intervalo de confiança, como sugerido por Kline (2015) e testa a hipótese nula, comparando se há diferença significativa entre o valor encontrado e o valor referência (0,05), demonstrando, neste caso, não haver diferença estatística ($p = 0,913$). Este procedimento, por vezes, também é chamado de “PCLOSE”.

Parâmetros:
RMSEA \leq 0,05 : satisfatório;
0,05 < RMSEA < 0,08 : ajustamento razoável;
RMSEA > 0,10 : ajustamento pobre.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO COMPARATIVO

CFI (Comparative Fit Index) e NNFI (Non-Normed Fit Index)

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.998; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.995 1.003)
Comparative Fit Index (CFI) = 0.999; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.998 1.002) (larger than 0.990 : excellent)
O NFI (Normed Fit Index) analisa a discrepância entre o valor do qui-quadrado do modelo hipotetizado e o valor do qui-quadrado do modelo nulo (Bentler & Bonett, 1980). No entanto, o NFI tende a ser negativamente influenciado (Bentler, 1990). O NNFI corrige alguns destes problemas, contudo seus valores podem, em alguns casos, sair do intervalo de 0 a 1 (Bentler, 1990). Valores maiores que 0,95 indicam um ajustamento satisfatório do modelo, que é o caso deste instrumento.
O CFI analisa o ajustamento do modelo, examinando-se a diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético, e levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado de ajustamento do modelo (Gatignon, 2010). O CFI pode variar de 0 a 1. Os valores maiores indicam um melhor ajustamento do modelo. Um valor de 0,90 ou mais indica um ajustamento aceitável do modelo (Hu & Bentler, 1999). No caso deste estudo, o resultado obtido (CFI = 0,962) indica um excelente ajustamento da diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético (levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado).
Parâmetros: NNFI > 0,95 : satisfatório; CFI > 0,90 : aceitável; CFI > 0,95 : satisfatório.

EIGENVALUES DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO REDUZIDA

Variable	Eigenvalue	
1	5.945412553	Os dados apresentados nesta tabela servem para confirmar a quantidade total de variância comum. Esta informação pode ser obtida somando-se todos os <i>eigenvalues</i> apresentados. No entanto, há uma limitação importante: alguns valores são negativos. Ou seja, estes valores não podem ser adequadamente interpretados como partes da variância comum e os percentuais de variância comum não podem ser computados (Lorenzo-Seva, 2013).
2	0.788860374	
3	0.311469278	
4	0.156196141	
5	0.106540248	
6	0.053997904	
7	0.013403752	
8	-0.001754775	
9	-0.058042598	
10	-0.119931617	
11	-0.144951764	

MATRIZ FATORIAL NÃO-ROTADA

Variable	F 1	F 2	F 3	Communality	
V 1	0.446	-0.532	0.075	0.488	A observação desta matriz permite a visualização das saturações de cada variável para os fatores extraídos antes da rotação. Ou seja, são os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores não-rotados. Nesta tabela é também fundamental observar as communalidades (h^2), sendo que as mesmas fornecem informações quanto à pertinência de se preservar uma variável na solução fatorial proposta (Rochette & Balbinotti, 2016). Esses valores indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada considerando os fatores retidos (no caso de nosso estudo, 3 fatores), quando não rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3.
V 2	0.677	-0.360	0.205	0.630	
V 3	0.719	-0.378	0.146	0.682	
V 4	0.549	0.229	-0.015	0.354	
V 5	0.725	0.130	0.164	0.569	
V 6	0.799	0.237	0.167	0.723	
V 7	0.768	0.305	0.199	0.723	
V 8	0.826	0.028	-0.166	0.711	
V 9	0.843	-0.065	-0.226	0.766	
V 10	0.870	-0.032	-0.162	0.784	
V 11	0.758	0.081	-0.200	0.621	
Parâmetros:					
$h^2 \geq 0,3$: tolerável (alguns autores aceitam 0,2);					
$h^2 \geq 0,4$: recomendável;					
$h^2 \geq 0,5$: desejável.					

MATRIZ FATORIAL PRÉ-ROTADA

Variable	C 1	C 2	C 3	
V 1	-0.000	1.000	0.020	Nesta etapa, é realizada uma pré-rotação da matriz fatorial. Já pode se perceber, diferentemente da matriz não-rotada, uma organização das saturações dos itens em seus possíveis fatores. O primeiro fator (componente) apresenta 4 itens (5, 7, 9 e 10), o segundo 3 itens (1, 2 e 4), e o terceiro 4 itens (11, 12, 13 e 14).
V 2	0.039	0.636	0.035	
V 3	0.026	0.585	0.072	
V 4	0.545	0.000	0.376	
V 5	0.668	0.023	0.120	
V 6	0.804	0.006	0.127	
V 7	1.000	0.002	0.084	
V 8	0.093	0.017	0.851	
V 9	0.034	0.032	0.981	
V 10	0.072	0.033	0.804	
V 11	0.091	0.005	1.000	

MATRIZ FATORIAL ROTADA

Variable	F 1	F 2	F 3																			
V 1	-0.232	0.775	0.052	Esta matriz é, provavelmente, o núcleo da análise fatorial exploratória. A mesma apresenta as cargas – saturações – fatoriais de cada um dos itens em análise nos três fatores extraídos após a rotação (Rochette & Balbinotti, 2016). Quanto maior a saturação fatorial em um único fator, melhor. A significância da saturação fatorial depende do tamanho amostral.																		
V 2	0.181	0.708	-0.043																			
V 3	0.108	0.699	0.079																			
V 4	0.407	-0.167	0.325																			
V 5	0.608	0.110	0.093																			
V 6	0.741	-0.001	0.135																			
V 7	0.833	-0.065	0.069																			
V 8	0.137	0.027	0.713																			
V 9	-0.019	0.100	0.818																			
V 10	0.102	0.110	0.724																			
V 11	0.117	-0.074	0.743																			
				<table border="1"> <thead> <tr> <th>Saturação Fatorial</th> <th>Tamanho da amostra</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>0,30</td><td>≈ 350</td></tr> <tr><td>0,35</td><td>≈ 250</td></tr> <tr><td>0,40</td><td>≈ 200</td></tr> <tr><td>0,45</td><td>≈ 150</td></tr> <tr><td>0,50</td><td>≈ 120</td></tr> <tr><td>0,55</td><td>≈ 100</td></tr> <tr><td>0,60</td><td>≈ 85</td></tr> <tr><td>0,65</td><td>≈ 70</td></tr> </tbody> </table>	Saturação Fatorial	Tamanho da amostra	0,30	≈ 350	0,35	≈ 250	0,40	≈ 200	0,45	≈ 150	0,50	≈ 120	0,55	≈ 100	0,60	≈ 85	0,65	≈ 70
Saturação Fatorial	Tamanho da amostra																					
0,30	≈ 350																					
0,35	≈ 250																					
0,40	≈ 200																					
0,45	≈ 150																					
0,50	≈ 120																					
0,55	≈ 100																					
0,60	≈ 85																					
0,65	≈ 70																					
				Hair, Black, Babin, & Anderson (2013)																		

MATRIZ FATORIAL ROTADA COM VALORES OMITIDOS

Variable	F 1	F 2	F 3	
V 1		0.775		Esta matriz apresenta os mesmos dados da matriz anterior, no entanto, todos os valores menores que 0,40 foram omitidos. Desta forma, retira-se a poluição da matriz. Se respeitarmos o “ponto de corte” (0,40) sugerido anteriormente com base no tamanho amostral (n = 210; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2013), a matriz pode ser considerada “limpa”. A partir destes dados, os fatores são interpretados a partir do nome que lhes são dados, devendo explicar o conteúdo dos itens (Rochette & Balbinotti, 2016).
V 2		0.708		
V 3		0.699		
V 4	0.407			
V 5	0.608			
V 6	0.741			
V 7	0.833			
V 8			0.713	
V 9			0.818	
V 10			0.724	
V 11			0.743	

VARIÂNCIA EXPLICADA E FIDEDIGNIDADE DOS FATORES ROTADOS

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)			
Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	2.355	0.922	0.960
2	1.745	0.900	0.949
3	2.952	0.925	0.962

A informação prestada nesta tabela é centrada em uma nova forma de estimação de fidedignidade (ORION; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), com aplicação sugerida à Teoria de Resposta ao Item. O modelo de medida *Expected A Posteriori* (EAP) tradicional utiliza informações de probabilidade de resposta prévia com informações de probabilidade a partir dos dados obtidos. Contudo, especialmente para modelos multidimensionais nos quais os fatores são relacionados (caso deste instrumento), este método tende a apresentar resultados sub-ótimos e/ou fornece menos informação do que seria recomendável (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016). O novo modelo sugerido por Ferrando e Lorenzo-Seva (2016) inclui em suas estimações de calibragem as correlações entre os fatores (correlações phi), tornando um método aplicável especialmente para modelos que utilizam rotações oblíquas. Além disso, se propõe a apresentar índices de fidedignidade adicionais. Os índices obtidos nesta análise podem ser considerados satisfatórios, pois todos os índices ORION e de determinação dos fatores foram iguais ou superiores a 0,90.

CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

Factor	F 1	F 2	F 3	
1	1.000			Nesta tabela, observa-se que os escores fatoriais dos três fatores estão correlacionados de maneira moderada forte (0,574; 0,689) a muito forte (0,783). Esse resultado deve ser considerado ao solicitar uma rotação fatorial. Neste caso, deve-se utilizar um método de rotação oblíqua, como o DWLS, o qual parece ser o mais adequado.
2	0.574	1.000		
3	0.783	0.689	1.000	

Parâmetros:
Correlação em torno de:
0,05 = muito fraca;
0,15 = fraca;
0,35 = moderada;
0,55 = forte;
0,85 = muito forte.

MATRIZ DE ESTRUTURA

Variable	F 1	F 2	F 3	
V 1	0.254	0.678	0.405	A matriz de estrutura apresentada aqui leva em conta as relações entre os fatores, e é, de fato, um produto da matriz de padrões com a matriz dos coeficientes de correlação entre os fatores. A maioria dos pesquisadores interpreta apenas a matriz de padrões pela simplicidade. Todavia, há situações em que alguns valores na matriz de padrões podem ser suprimidos devido à relação existente entre os componentes. Por isso é aconselhável verificar a matriz de estrutura após a matriz de padrões. A matriz de estrutura apresenta correlações bivariadas entre fatores e itens. Quanto mais os fatores se correlacionam uns com os outros, maior pode ser a discrepância entre as saturações padrão e as saturações de estrutura em determinada variável.
V 2	0.555	0.783	0.587	
V 3	0.571	0.815	0.644	
V 4	0.566	0.291	0.529	
V 5	0.744	0.523	0.644	
V 6	0.846	0.518	0.715	
V 7	0.849	0.460	0.676	
V 8	0.710	0.597	0.839	
V 9	0.679	0.652	0.872	
V 10	0.732	0.667	0.879	
V 11	0.656	0.505	0.783	

BIAS-CORRECTED AND ACCELERATED (BCA) BOOTSTRAP – 95% INTERVALO DE CONFIANÇA PARA SATURAÇÕES FATORIAIS

Variable	F	1	BCa Confidence Interval	
V 1	-0.232		(-0.752	0.194)
V 2	0.181		(0.003	1.498)
V 3	0.108		(-0.074	0.705)
V 4	0.407		(0.007	0.859)
V 5	0.608		(0.274	0.901)
V 6	0.741		(0.516	1.095)
V 7	0.833		(0.698	7.477)
V 8	0.137		(-13.434	0.428)
V 9	-0.019		(-9.936	0.267)
V 10	0.102		(-0.753	0.365)
V 11	0.117		(-1.488	0.510)
Variable	F	2	BCa Confidence Interval	
V 1	0.775		(0.410	1.195)
V 2	0.708		(0.527	1.216)
V 3	0.699		(0.492	0.988)
V 4	-0.167		(-0.420	0.125)
V 5	0.110		(-0.103	0.324)
V 6	-0.001		(-0.149	0.204)
V 7	-0.065		(-0.203	0.183)
V 8	0.027		(-0.194	0.191)
V 9	0.100		(-0.073	0.248)
V 10	0.110		(-0.106	0.290)
V 11	-0.074		(-0.238	0.236)
Variable	F	3	BCa Confidence Interval	
V 1	0.052		(-0.375	0.479)
V 2	-0.043		(-3.914	0.137)
V 3	0.079		(-0.104	0.240)
V 4	0.325		(-0.040	0.805)
V 5	0.093		(-0.542	0.408)
V 6	0.135		(-0.072	0.336)
V 7	0.069		(-0.190	0.240)
V 8	0.713		(0.391	1.024)
V 9	0.818		(0.544	1.999)
V 10	0.724		(0.415	1.209)
V 11	0.743		(0.310	2.310)

Nestas tabelas estão presentes as saturações fatoriais (vide Matriz fatorial rotada) de cada um dos itens nos fatores especificados com seus respectivos intervalos de confiança. O intervalo de confiança BCa é um intervalo de segunda ordem que corrige o viés e assimetria na distribuição das estimativas de *bootstrap*. O intervalo BCa requer que se estime dois parâmetros: o *bias-correction parameter* (z_0) – relacionado à proporção de estimativas de *bootstrap* que são menores do que a estatística observada; o parâmetro de aceleração (a) – proporcional à assimetria da distribuição do *bootstrap* (Chernick & LaBudde, 2011; Davison & Hinkley, 1997).

ÍNDICES DE SIMPLICIDADE FATORIAL

<p>Bentler's simplicity index (S) = 0.99148 (Percentile 100) BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.990 0.996)</p> <p>Loading simplicity index (LS) = 0.53174 (Percentile 100) BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.492 0.626)</p>
<p>Nesta tabela são apresentados dois métodos de estimação de índices de simplicidade fatorial. Simplicidade fatorial é a mais simples solução possível na qual cada variável é gerada por um único fator (Kaiser, 1974). O primeiro (S) é baseado na relação entre as colunas da matriz fatorial, enquanto que o segundo (LS) é baseado nos valores das saturações (Lorenzo-Seva, 2003). Os índices variam de 0 a 1, atingindo o seu máximo (percentil 100) quando todas as variáveis são simples e não fatorialmente complexas (Bentler, 1977).</p>
<p>Não apresenta parâmetros definidos pelos autores.</p>

CORRELAÇÕES ENTRE FATORES COM INTERVALOS DE CONFIANÇA

BIAS-CORRECTED BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS FOR INTER-FACTORS CORRELATION VALUES					
1	--	2	0.574*	(0.379 0.814)
1	--	3	0.783*	(0.759 0.998)
2	--	3	0.689*	(0.618 0.835)
* Significantly different from zero at population					
Nesta tabela, observam-se as correlações entre os escores fatoriais dos três fatores, como já apresentado anteriormente, e seus respectivos intervalos de confiança. Destaca-se novamente a influência das fortes correlações entre os fatores na escolha do método de rotação utilizada, bem como o indício de que estes podem ser dimensões a compor um fator de segunda ordem.					
Parâmetros: Correlação em torno de: 0,05 = muito fraca; 0,15 = fraca; 0,35 = moderada; 0,55 = forte; 0,85 = muito forte.					

ÍNDICES DE FIDEDIGNIDADE

Greatest Lower Bound to Reliability = 0.962354 McDonald's Omega = 0.923904 Standardized Cronbach's alpha = 0.921035 Total observed variance = 11.000 Total Common Variance = 8.455
Esta seção apresenta resultados relativos à fidedignidade da escala. São apresentados os resultados de três métodos distintos de medida: o Greatest Lower Bound (GLB) to Reliability de Wodhouse e Jackson, o Ômega de McDonald e o Alfa Estandarizado de Cronbach. Pode-se notar que os valores dos índices variam de 0,921 a 0,962. É importante a apresentação de todos os índices devido às limitações de cada um (Ten Berge & Scocan, 2004; Dunn, Baguley & Brunnsden, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). Estes resultados podem ser considerados excelentes, pois ultrapassam o valor mínimo requerido de 0,70 (Nunnaly, 1978; este índice pode variar de 0,60 a 0,80, segundo alguns autores). Em consequência, pode-se dizer que foi obtida uma coerência interna muito satisfatória.
Parâmetros: Índice < 0,50 : inaceitável Índice < 0,70 : fraco Índice ≥ 0,70 : aceitável Índice ≥ 0,80 : satisfatório

COMUNALIDADES APÓS ROTAÇÃO

Variable	Communality	
V 1	0.560874	Assim como apresentado anteriormente, as comunalidades indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada – neste caso considerando os três fatores retidos, quando rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3. Quando se rota a matriz, a qualidade da representação aumenta, causando um aumento nos índices de comunalidade. Dependendo do estimador, a qualidade da representação pode se tornar maior ou menor. Deseja-se que ela aumente.
V 2	0.737425	
V 3	0.759063	
V 4	0.474956	
V 5	0.748793	
V 6	0.839897	
V 7	0.792369	
V 8	0.871273	
V 9	0.918016	
V 10	0.911568	
V 11	0.840469	

CORRELAÇÕES RELACIONADAS AO FATOR DE SEGUNDA ORDEM

SCHMID-LEIMAN SOLUTION (1957)					<p>Na primeira tabela está apresentada a solução fatorial de segunda ordem com as correlações entre os fatores extraídos (F1, F2 e F3) e o fator geral de segunda ordem (G1). Podem-se observar índices elevados, variando de 0,711 a 0,969, entre os três fatores extraídos e o fator de segunda ordem.</p> <p>A solução Schmid-Leiman (1957), por sua vez, pode ser utilizada a fim de se compreender melhor a relação entre variáveis e fatores. Esta é uma ferramenta conveniente para se identificar a influência independente de fatores de primeira ou segunda ordem em uma série de variáveis medidas (os itens), facilitando assim a interpretação dos fatores em diferentes níveis (Wolf & Preising, 2005). Assim, na segunda tabela, podem-se observar as relações individuais dos itens com os fatores de primeira ordem, bem como as correlações com o fator de segunda ordem, que variaram de moderadas (0,414) a fortes (0,862), indicando a real possibilidade deste ser um construto melhor explicado por um modelo tridimensional de segunda ordem.</p>
Second order factor solution (ULS)					
Factor	G	1			
F 1	0.808				
F 2	0.711				
F 3	0.969				
Schmid-Leiman solution					
Variable	F 1	F 2	F 3	G 1	
V 1	-0.136	0.545	0.013	0.414	
V 2	0.107	0.498	-0.011	0.609	
V 3	0.063	0.491	0.019	0.660	
V 4	0.240	-0.117	0.080	0.526	
V 5	0.358	0.077	0.023	0.659	
V 6	0.436	-0.000	0.033	0.729	
V 7	0.491	-0.046	0.017	0.693	
V 8	0.081	0.019	0.176	0.820	
V 9	-0.011	0.070	0.202	0.848	
V 10	0.060	0.077	0.179	0.862	
V 11	0.069	-0.052	0.183	0.762	
F = First-Order Factors G = Second-Order Factor					

ESTUDO DOS RESÍDUOS

DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS

<p>Number of Residuals = 55</p> <p>Summary Statistics for Fitted Residuals</p> <p>Smallest Fitted Residual = -0.0559 Median Fitted Residual = -0.0009 Largest Fitted Residual = 0.0735 Mean Fitted Residual = -0.0018 Variance Fitted Residual = 0.0007</p>
<p>Esta seção apresenta a distribuição dos resíduos. Resíduo é a diferença das matrizes de correlação inicial e reconstituída (o software factor não apresenta a matrix reconstituída, mas apresenta a quantidade de resíduos totais). No caso desta análise, foram encontrados 55 resíduos. Ainda, nota-se a presença dos valores residuais pontuais (menor, maior e mediano), bem como a média e a variância dos resíduos. No entanto, para fins de interpretação, recomenda-se a utilização dos resíduos estandardizados.</p>

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO BASEADO NOS RESÍDUOS

<p>Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0271 BC Bootstrap 95% confidence interval of RMSR = (0.020 0.030) Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0692 (Kelley's criterion)</p> <p>Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0292 BC Bootstrap 95% confidence interval of WRMR = (0.022 0.032)</p>
<p>RMSR é um outro índice de ajuste geral do modelo, obtido a partir dos resíduos. Valores mais próximos de zero são preferíveis, sendo 0,05 o mínimo admitido (Pereira, 2013). Contudo, o software ainda fornece o cálculo para a determinação do critério de Kelley (1935), o qual varia conforme os dados. Neste caso, o valor de RMSR para um modelo aceitável segundo o critério de Kelley foi de 0,692; bem acima do valor encontrado, demonstrando ser um modelo aceitável.</p> <p>Também é apresentado o valor de WRMR, o qual apresentou o resultado de 0,029. Resultado satisfatório considerando a recomendação de Yu & Muthen (2002; WRMR < 1,0).</p>
<p>Parâmetros: RMSR (ou RMR) < 0,05 ou < critério de Kelley; WRMR < 1,0.</p>

HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS ENCONTRADOS

<table border="1"> <thead> <tr> <th>Value</th> <th>Freq</th> <th></th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>-0.0559</td><td>2</td><td>*****</td></tr> <tr><td>-0.0429</td><td>5</td><td>*****</td></tr> <tr><td>-0.0300</td><td>4</td><td>*****</td></tr> <tr><td>-0.0170</td><td>9</td><td>*****</td></tr> <tr><td>-0.0041</td><td>9</td><td>*****</td></tr> <tr><td>0.0088</td><td>12</td><td>*****</td></tr> <tr><td>0.0218</td><td>7</td><td>*****</td></tr> <tr><td>0.0347</td><td>5</td><td>*****</td></tr> <tr><td>0.0477</td><td>0</td><td></td></tr> <tr><td>0.0606</td><td>1</td><td>***</td></tr> <tr><td>0.0735</td><td>1</td><td>***</td></tr> </tbody> </table>	Value	Freq		-0.0559	2	*****	-0.0429	5	*****	-0.0300	4	*****	-0.0170	9	*****	-0.0041	9	*****	0.0088	12	*****	0.0218	7	*****	0.0347	5	*****	0.0477	0		0.0606	1	***	0.0735	1	***	<p>Este histograma demonstra graficamente a frequência de cada valor residual. É importante que sejam encontrados o menor número possível de resíduos com valores superiores a 0,05 (Rochette & Balbinotti, 2016). No caso deste instrumento, foram encontrados apenas quatro.</p>
Value	Freq																																				
-0.0559	2	*****																																			
-0.0429	5	*****																																			
-0.0300	4	*****																																			
-0.0170	9	*****																																			
-0.0041	9	*****																																			
0.0088	12	*****																																			
0.0218	7	*****																																			
0.0347	5	*****																																			
0.0477	0																																				
0.0606	1	***																																			
0.0735	1	***																																			
<p>Parâmetros: Menor número de resíduos com valores superiores a 0,05 .</p>																																					

ESTATÍSTICAS RELATIVAS AOS RESÍDUOS ESTANDARDIZADOS

Summary Statistics for Standardized Residuals	
Smallest Standardized Residual =	-0.81
Median Standardized Residual =	-0.01
Largest Standardized Residual =	1.06
Mean Standardized Residual =	-0.03
Stemleaf Plot for Standardized Residuals	
-0	87777655444333332222111111
0	0000111111222223333334444458
1	1
<p>Enfim, os resíduos estandardizados indicam diferenças entre a matriz de covariância implícita do modelo teórico e a matriz de covariância amostral, capturadas pela matriz residual de covariância. Os resíduos devem ser utilizados sempre na forma padronizada para não tornar sua interpretação complexa por dependerem da unidade de medida das variáveis observadas (Pereira, 2013). Os resíduos estandardizados são os resíduos divididos pelos seus erros assintóticos (Hausman, 1978). Representam uma estimativa do número de desvios que os resíduos observados estão do resíduo zero, que existiria caso o modelo fosse perfeitamente ajustado. Novamente, nota-se uma forte proximidade dos valores de média e mediana com o valor central (zero). O <i>stemleaf plot</i> demonstra graficamente todos os valores exatos dos resíduos estandardizados.</p>	

APÊNDICE K

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Université du Québec à Trois-Rivières

Relatório Psicométrico do instrumento:

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo
no Esporte Infantojuvenil

(EGB-SE-8)

Por

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Agosto de 2017

INFORMAÇÕES GERAIS

F A C T O R	
Unrestricted Factor Analysis Release Version 10.5.03 x64bits June, 2017 Rovira i Virgili University Tarragona, SPAIN Programming: Urbano Lorenzo-Seva Mathematical Specification: Urbano Lorenzo-Seva Pere J. Ferrando Date: Wednesday, August 09, 2017 Time: 13:46:10	Primeiramente, é apresentado o nome do programa estatístico utilizado (Factor – Unrestricted Factor Analysis), seguido da versão (10.5.03 x64bits) e data de lançamento (Junho de 2017). O programa foi desenvolvido na Universidade Rovira i Virgili, em Terragona, Espanha. Na sequência é apresentado o nome do programador (Urbano Lorenzo-Seva) e dos responsáveis pelas especificações matemáticas (Urbano Lorenzo-Seva e Pere J. Ferrando). Por fim, é apresentada a data de realização da análise (Quarta-feira, 09 de agosto de 2017) e o tempo necessário para a sua realização (13 minutos, 46 segundos e 10 centésimos).
DETAILS OF ANALYSIS Participants' scores data file : C:\Users\Marcos Balbinotti\Desktop\Dados Gabriel\Gabriel Banco 210 casos - ''SE''.dat Method to handle missing values : Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016) Missing code value : 999 Number of participants : 210 Number of variables : 8 Variables included in the analysis : ALL Variables excluded in the analysis : NONE Number of factors : 2 Number of second order factors : 1 Procedure for determining the number of dimensions : Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011) Dispersion matrix : Polychoric Correlations Robust analyses based on bootstrap : None Asymptotic Covariance/Variance matrix : analytically estimated Method for factor extraction : Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS) Correction for robust Chi square : Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010) Rotation to achieve factor simplicity : Promax Value of parameter k : 4.0000 Clever rotation start : Raw Varimax Number of random starts : 10 Maximum number of iterations : 100 Convergence value : 0.00001000	
Aqui são apresentados detalhes da análise, como nome do arquivo utilizado como banco de dados, método para lidar com dados faltantes, código para dados faltantes, número de participantes, número de variáveis, variáveis incluídas na análise, variáveis excluídas da análise, número de fatores, número de fatores de segunda ordem, procedimento para a determinação do número de dimensões, matriz de dispersão, análises robustas, matriz de covariância/variação assintótica, método de extração dos fatores, correção para qui-quadrado robusto, rotação para alcançar simplicidade do fator, valor do parâmetro k, rotação inicial inteligente, número de inícios aleatórios, número máximo de interações e valor de convergência.	

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

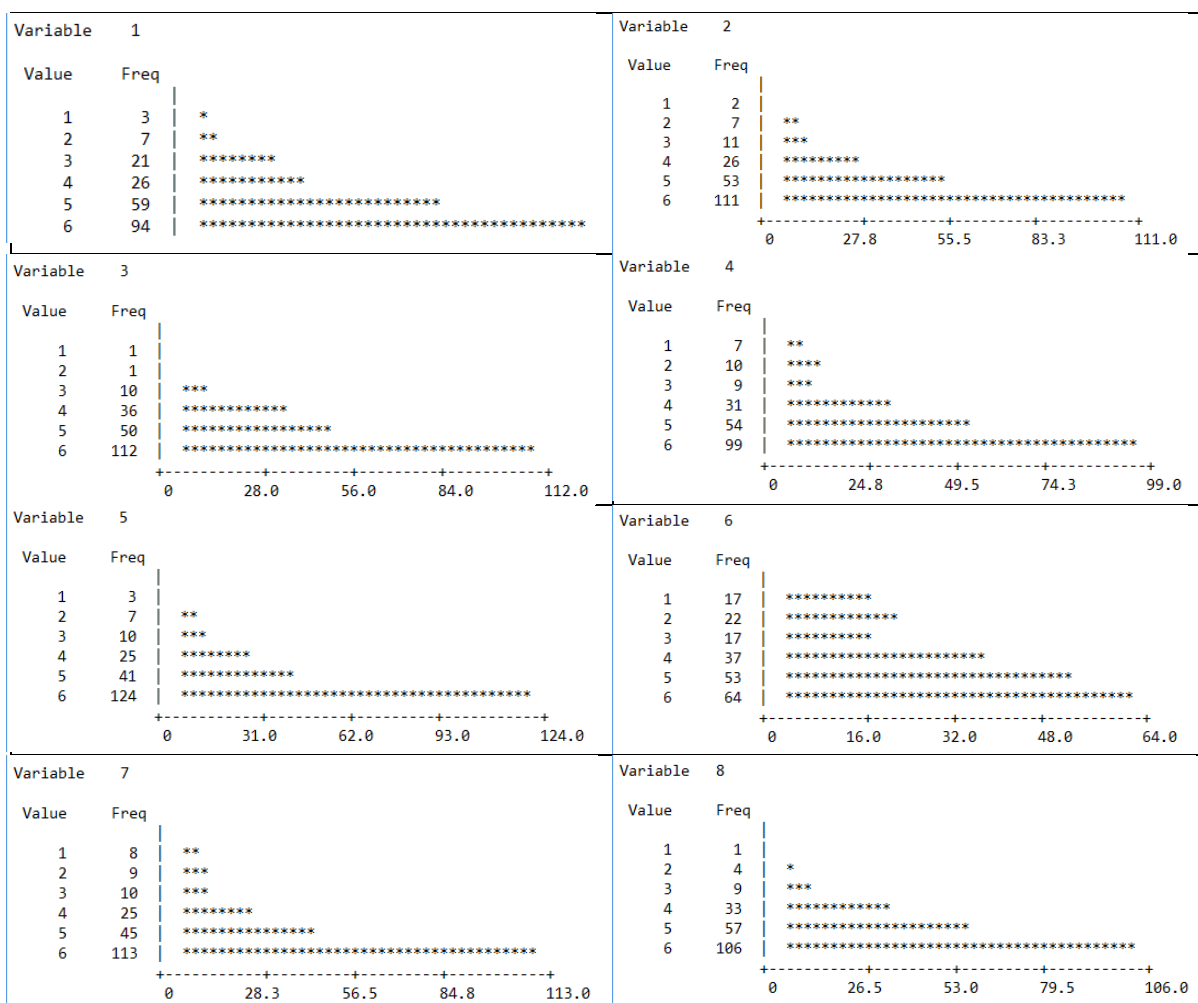
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS UNIVARIADAS

Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness	Kurtosis (Zero centered)
V 1	4.967	(4.75 5.18)	1.499	-1.172	0.682
V 2	5.162	(4.96 5.36)	1.288	-1.480	1.736
V 3	5.233	(5.06 5.41)	0.960	-1.215	1.162
V 4	4.962	(4.73 5.20)	1.751	-1.404	1.322
V 5	5.219	(5.01 5.43)	1.381	-1.636	2.136
V 6	4.329	(4.04 4.61)	2.592	-0.723	-0.652
V 7	5.043	(4.80 5.28)	1.841	-1.526	1.528
V 8	5.186	(5.00 5.37)	1.046	-1.318	1.528

Esta tabela apresenta informações relativas à tendência central, variabilidade e distribuição dos dados. A partir desta tabela podem-se retirar duas importantes informações: 1) como se comportam as estatísticas descritivas univariadas testadas, em estudo; e, 2) qual o tipo de análise mais adequada para estes dados. Pode-se observar que as médias variaram entre 4,33 e 5,23, e as variâncias de 0,960 a 2,592. Destaca-se que os todos os valores das médias localizam-se na metade superior da escala de medida (todos os valores superiores à 4,0) e

permanecem dentro do intervalo de confiança testado (95%). Conforme os resultados das variâncias, todos os desvios padrões são menores do que os valores numerais das médias, indicando que a variabilidade dos dados é restrita, podendo-se interpretar que os sujeitos respondiam, mais ou menos, da mesma forma cada uma das afirmações do instrumento. Se, por um lado, os valores obtidos pelas médias denotam uma tendência avaliativa de caráter mais positivo por parte dos respondentes (indicando que os torneios são importantes para o desenvolvimento dos diversos aspectos avaliados pelo instrumento), por outro lado, podem também indicar que os itens, como estão formulados, favorecem um estilo de resposta mais positivo; podendo assim, minimizar uma variabilidade ainda maior, restringindo a manifestação de diferentes opiniões (Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), ou mesmo de opiniões de caráter negativo (no contexto das médias). Já os dados relativos à assimetria e ao achatamento, de uma forma geral, se afastam de zero ($S > |1,0|$; $K > |1,0|$). Portanto, este fato leva a crer que análises policóricas são as mais indicadas para estes dados (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

GRÁFICOS DE BARRA PARA VARIÁVEIS ORDINAIS



Estes gráficos apresentam as frequências de resposta conforme a graduação da escala utilizada (no caso uma escala do tipo Likert graduada em 6 pontos, de 1 a 6) para cada um dos itens analisados. Estes dados fornecem informações referentes ao padrão de resposta dos indivíduos inventariados, bem como referentes à elaboração dos itens. Espera-se que haja certa variabilidade nas respostas, sendo inclusive sugerida a exclusão de itens que não contemplem esse critério (Balbinotti, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). No caso dos dados em análise, de uma forma geral, verifica-se uma tendência maior frequência de respostas aos valores mais elevados (5 e 6), demonstrando que os itens, como foram formulados, podem não favorecer a manifestação de diferentes opiniões (Balbinotti, 2016; Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), o que não ocorreu neste estudo.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS MULTIVARIADAS

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.				
	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	19.753	691.352	120	1.0000
Skewness corrected for small sample	19.753	703.451	120	1.0000
Kurtosis	110.842	17.667		0.0000**

** Significant at 0.05

As estatísticas multivariadas de Mardia para skewness e kurtosis são baseadas nos terceiro e quarto momentos estandardizados. Na construção das estatísticas de testes invariantes, os vetores de dados são primeiramente estandardizados usando-se o vetor médio da amostra e a matriz de covariância da amostra (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2003). No caso desta análise, verifica-se uma diferença estatisticamente significativa entre a distribuição dos dados e a curva normal na medida de kurtosis, indicando, mais uma vez, a necessidade de utilização de análises policóricas para o adequado prosseguimento das análises (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

MATRIZ DE CORRELAÇÕES POLICÓRICAS

STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION) (Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)								
Variable	1	2	3	4	5	6	7	8
V 1	1.000							
V 2	0.737	1.000						
V 3	0.704	0.758	1.000					
V 4	0.487	0.397	0.342	1.000				
V 5	0.585	0.572	0.534	0.586	1.000			
V 6	0.273	0.233	0.246	0.422	0.504	1.000		
V 7	0.316	0.299	0.331	0.458	0.525	0.654	1.000	
V 8	0.731	0.691	0.727	0.478	0.636	0.385	0.385	1.000

Esta tabela apresenta os resultados das correlações (por algoritmos policóricos) entre todos os itens em estudo, possibilitando a interpretação de informações relativas à adequação da solução global (Choi, Kim, Chen & Dannels, 2011; Choi, Peters, & Mueller, 2010). Nota-se que os índices correlacionais variam de fracos (|0,233|) a (muito) fortes (|0,758|) (mas não bicolineares), indicando a possibilidade da existência de mais de um fator, considerando a solução correlacional global. Não há a presença de correlações negativas, o que poderia indicar a necessidade de revisão do conteúdo dos itens, quando integram um mesmo fator (ou dimensão).

ADEQUAÇÃO DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Determinant of the matrix	= 0.033871923761572
Bartlett's statistic	= 695.7 (df = 28; P = 0.000010)
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test	= 0.85545 (good)

Esta tabela possibilita a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância (Rochette & Balbinotti, 2016). O "Determinante da matriz de correlação" ($|R| = 0,034$) é considerado pequeno (mas não "zero absoluto"), constituindo-se em um adequado índice da existência de padrões de correlações entre as variáveis. É tolerado um valor com até quatro zeros (0) após a vírgula (Balbinotti, 2016). Valores ainda menores podem indicar presença de bilinearidade (redundância de informação) nos dados. O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação original é uma matriz de identidade. Um teste significativo ($p < 0,05$) indica que a matriz de correlação não é uma matriz de identidade, e que, portanto, há algumas relações entre as variáveis que se espera incluir na análise. A partir do resultado obtido ($KMO = 0,85$), pode-se concluir que o conjunto geral das correlações parciais obtidas é adequado (bom), permitindo assim o prosseguimento dos cálculos relativos à análise fatorial.

Parâmetros:
 Determinante da matriz: deve ser pequeno, sem ser zero absoluto.
 Teste de esfericidade de Bartlett: espera-se que p seja significativo.

KMO	0,00 a 0,49 : inaceitável
	0,50 a 0,59 : miserável
	0,60 a 0,69 : medíocre
	0,70 a 0,79 : razoável
	0,80 a 0,89 : bom
	0,90 a 1,00 : muito bom

EXTRAÇÃO DOS FATORES

VARIÂNCIA EXPLICADA COM BASE NOS *EIGENVALUES*

Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
1	4.55887	0.56986	0.56986
2	1.35580	0.16947	0.73933
3	0.61382	0.07673	
4	0.37121	0.04640	
5	0.34672	0.04334	
6	0.28104	0.03513	
7	0.26414	0.03302	
8	0.20841	0.02605	

Esta tabela apresenta primeiramente a quantidade de variância explicada por um fator (Eigenvalue), sua proporção levando em consideração todos os componentes, e, por fim, a proporção cumulativa levando em consideração o número de fatores solicitados. Os resultados desta tabela indicam que dois componentes podem ser suficientes para explicar os dados disponíveis, ou seja, estes dois componentes apresentam valores próprios totais maiores que 1,00 (4,56; 1,35; Kaiser, 1960). A porcentagem cumulativa de variância explicada pelos dois fatores é de 73,93%; o que já seria um resultado satisfatório. O Fator 1, sozinho, explica 56,98% da variância do "Favorecimento ao Desenvolvimento Socioeducativo". O Fator 2 explica cerca de 7,39% de variância adicional, que não fora explicado pelo Fator 1. Esses resultados podem ser avaliados positivamente pois indicam que, os 8 itens da EGB-SE-8 são suficientes para se avaliar quase 74% da variância do construto medido.

ANÁLISE PARALELA

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	63.6*	25.4	30.3
2	17.0	21.3	24.4
3	8.3	17.7	20.2
4	5.1	14.0	16.4
5	3.8	10.5	13.1
6	2.0	7.2	10.2
7	0.2	3.8	6.8
8	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

Esta tabela apresenta os resultados de um outro método de extração de fatores: a análise paralela. No caso dos dados disponíveis, a análise paralela sugere a extração de somente um fator, o qual explicaria 63,6% da variância do constructo.

Há divergências quanto ao melhor método para extração de fatores O método Kaiser, embora ainda muito utilizado,

é reconhecido por alguns autores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como menos preciso que a análise paralela. No entanto, Holgado-Tello et al. (2010) e Osborne (2015) sugerem a utilização do método Kaiser, haja vista a melhor adequação deste método para estimativa de variáveis latentes a partir de variáveis ordinais. Por este motivo, optou-se por determinar o número de fatores conforme a teoria, e não conforme as indicações estatísticas (as quais são baseadas unicamente em simulações a partir dos dados obtidos com a amostra desse estudo).

AJUSTAMENTO DO MODELO

Síntese do ajustamento do modelo: Brown (2015); Kline (2015) recomendam apresentar ao menos um índice de cada um destas três categorias listadas abaixo:

- **Índices de ajustamento absoluto** (“*Absolute Fit Indexes*”): Segundo McDonald e Ho (2002), bem como Hooper, Coughlan e Mullen (2008), estes são os índices que permitem avaliar a que ponto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada (CMIN, GFI, AGFI e SRMR).
- **Índice de correção parcimoniosa** (“*Parsimony Correction*”): Segundo Kalinowski (2006), "este índice é similar aos índices de ajustamento absoluto, mas integra uma correção estatística que permite corrigir um mau ajustamento (inicial) do modelo" (p. 13) (RMSEA).
- **Índices de ajustamento comparativo** (“*Comparative Fit*”): Segundo Gatignon (2010), estes são índices que permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético, pelo viés do modelo nulo (isto é: covariâncias = 0) (CFI, TLI e NFI).

Recentemente, após considerar algumas opiniões, Kline (2015) recomenda apresentar os índices seguintes em trabalhos científicos: CMIN, CMIN/DF, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO ABSOLUTO

Qui-quadrado

Minimum Fit Function Chi Square with 13 degrees of freedom = 4.528 (P = 0.984717)
Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 13 degrees of freedom = 17.641 (P = 0.177063)
Chi-Square for independence model with 28 degrees of freedom = 1614.360

Esta tabela apresenta os índices de adequação (ou de ajustamento) entre os dados disponíveis e o modelo hipotético. Deve-se observar se o modelo (“matriz da covariância observada” igual à “matriz de covariância estimada”) é estatisticamente não-significativo ($p > 0,05$; Brown, 2015; Kline, 2015; Rochette & Balbinotti, 2016). Se o modelo é significativo ($p < 0,05$), pode-se, ainda assim, aceitá-lo como válido se houver uma amostra grande (de 5 a 10 pessoas por variável manifesta ou item), mas é necessário que se assegure que os dados se distribuam de maneira multivariavelmente normais (o χ^2 é particularmente sensível à não-normalidade multivariada dos dados; Bergh, 2015). No caso deste estudo, o qui-quadrado ($\chi^2_{(13)} = 4,528$) não é estatisticamente significativo ($p = 0,984$), ou seja, a matriz da covariância observada não é estatisticamente diferente da matriz de covariância estimada. O qui-quadrado ajustado à média e à variância (robusto), por sua vez, testa a diferença entre dois modelos aninhados (modelos em que um tem o subconjunto de variáveis do outro modelo; Asparouhov & Muthén, 2006). O mesmo também se apresentou não significativo ($\chi^2_{(13)} = 17,641$; $p = 0,177$). Pode-se observar também a relação entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (χ^2/DF), os quais foram respectivamente 0,348 e 1,357. O último valor apresentado é o qui-quadrado para modelo independente. Este teste é aplicado quando há duas variáveis categóricas em uma única população. É utilizado para determinar se existe uma associação significativa entre as duas variáveis. Não interpretamos, pois os dados analisados não são categóricos.

Parâmetros:

χ^2 : não significativo;

$\chi^2/gl < 5,00$: tolerável;

$\chi^2/gl < 2,00$: satisfatório.

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.998 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.996 Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 0.997 Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 0.994
<p>Os dois índices GFIs acima são medidas de ajustamento entre o modelos hipotéticos e a matrizes de covariâncias observadas. Os dois índices AGFIs corrigem os GFIs, que são afetados pelo número de itens de cada variável latente. Estes índices devem variar de 0 a 1, com um ponto de corte de 0,9, indicando um aceitável ajustamento do modelo (Baumgartner & Hombur, 1996). Agora, os valores maiores que 0,9 pelos dois índices indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo, os resultados obtidos (GFI = 0,99; AGFI = 0,99) indicam que os dados se ajustam quase perfeitamente entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada.</p>
<p>Parâmetros: GFI e AGFI > 0,90 : aceitável GFI e AGFI > 0,95 : satisfatório</p>

ÍNDICES DE CORREÇÃO PARCIMONIOSA

RMSEA (*Root mean square error of approximation*)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.041; (between 0.010 and 0.050 : close) Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 6.793 Degrees of Freedom = 13 Test of Approximate Fit H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.825
<p>O RMSEA objetiva minimizar (uma possível solução) problemas associados ao tamanho de amostra, analisando-se a diferença entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros escolhidos de forma perfeita) e a matriz de covariância da população (Kline, 2015). O RMSEA varia de 0 a 1. Os valores menores indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo (RMSEA = 0,041), o resultado indica um satisfatório ajustamento entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros) e a matriz de covariância (estimada) da população.</p> <p>O software ainda testa a hipótese nula, comparando se há diferença significativa entre o valor encontrado e o valor referência (0,05), demonstrando, neste caso, não haver diferença estatística ($p = 0,825$). Este procedimento, por vezes, também é chamado de "PCLOSE".</p>
<p>Parâmetros: RMSEA \leq 0,05 : satisfatório; 0,05 < RMSEA < 0,08 : ajustamento razoável; RMSEA > 0,10 : ajustamento pobre.</p>

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO COMPARATIVO

CFI (*Comparative Fit Index*) e NNFI (*Non-Normed Fit Index*)

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.994 Comparative Fit Index (CFI) = 0.997; (larger than 0.990 : excellent)
<p>O NFI (Normed Fit Index) analisa a discrepância entre o valor do qui-quadrado do modelo hipotetizado e o valor do qui-quadrado do modelo nulo (Bentler & Bonett, 1980). No entanto, o NFI tende a ser negativamente influenciado (Bentler, 1990). O NNFI corrige alguns destes problemas, contudo seus valores podem, em alguns casos, sair do intervalo de 0 a 1 (Bentler, 1990). Valores maiores que 0,95 indicam um ajustamento satisfatório do modelo, que é o caso deste instrumento.</p> <p>O CFI analisa o ajustamento do modelo, examinando-se a diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético, e levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado de ajustamento do modelo (Gatignon, 2010). O CFI pode variar de 0 a 1. Os valores maiores indicam um melhor ajustamento do modelo. Um valor de 0,90 ou mais indica um ajustamento aceitável do modelo (Hu & Bentler, 1999). No caso deste estudo, o resultado obtido (CFI = 0,997) indica um excelente ajustamento da diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético (levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado).</p>
<p>Parâmetros: NNFI > 0,95 : satisfatório; CFI > 0,90 : aceitável; CFI > 0,95 : satisfatório.</p>

EIGENVALUES DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO REDUZIDA

Variable	Eigenvalue
1	4.230810435
2	1.007906658
3	0.155291568
4	0.041594657
5	0.007022239
6	-0.022715536
7	-0.074764882
8	-0.106427256

Os dados apresentados nesta tabela servem para confirmar a quantidade total de variância comum. Esta informação pode ser obtida somando-se todos os *eigenvalues* apresentados. No entanto, há uma limitação importante: alguns valores são negativos. Ou seja, estes valores não podem ser adequadamente interpretados como partes da variância comum e os percentuais de variância comum não podem ser computados (Lorenzo-Seva, 2013).

MATRIZ FATORIAL NÃO-ROTADA

Variable	F 1	F 2	Communality
V 1	0.812	-0.277	0.735
V 2	0.793	-0.344	0.747
V 3	0.778	-0.322	0.708
V 4	0.613	0.209	0.420
V 5	0.786	0.162	0.644
V 6	0.545	0.581	0.635
V 7	0.588	0.525	0.622
V 8	0.838	-0.160	0.728

A observação desta matriz permite a visualização das saturações de cada variável para os fatores extraídos antes da rotação. Ou seja, são os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores não-rotados. Nesta tabela é também fundamental observar as comunalidades (h^2), sendo que as mesmas fornecem informações quanto à pertinência de se preservar uma variável na solução fatorial proposta (Rochette & Balbinotti, 2016). Esses valores indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada considerando os fatores retidos (no caso de nosso estudo, 2 fatores), quando não rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3.

Parâmetros:
 $h^2 \geq 0,3$: tolerável (alguns autores aceitam 0,2);
 $h^2 \geq 0,4$: recomendável;
 $h^2 \geq 0,5$: desejável.

MATRIZ FATORIAL PRÉ-ROTADA

Variable	C 1	C 2
V 1	0.004	0.935
V 2	0.001	1.000
V 3	0.001	0.988
V 4	0.404	0.156
V 5	0.257	0.273
V 6	1.000	0.001
V 7	0.921	0.005
V 8	0.021	0.779

Nesta etapa, é realizada uma pré-rotação da matriz fatorial. Já pode se perceber, diferentemente da matriz não-rotada, uma organização das saturações dos itens em seus possíveis fatores. O primeiro fator (componente) apresenta 3 itens (4, 6 e 7) e o segundo 4 itens (1, 2, 3 e 8). O item 5 apresenta saturação similar em ambos os fatores.

MATRIZ FATORIAL ROTADA

Variable	F 1	F 2
V 1	-0.026	0.872
V 2	-0.110	0.920
V 3	-0.090	0.888

Esta matriz é, provavelmente, o núcleo da análise fatorial exploratória. A mesma apresenta as cargas – saturações – fatoriais de cada um dos itens em análise nos dois fatores extraídos após a rotação (Rochette & Balbinotti, 2016). Quanto maior a saturação fatorial em um único fator, melhor. A significância da saturação fatorial depende do tamanho amostral.

	Saturação Fatorial	Tamanho da amostra
	0,30	≈ 350
	0,35	≈ 250
	0,40	≈ 200
	0,45	≈ 150
	0,50	≈ 120
	0,55	≈ 100
	0,60	≈ 85
	0,65	≈ 70
Hair, Black, Babin, & Anderson (2013)		

MATRIZ FATORIAL ROTADA COM VALORES OMITIDOS

	Variable	F 1	F 2	Esta matriz apresenta os mesmos dados da matriz anterior, no entanto, todos os valores menores que 0,40 foram omitidos. Desta forma, retira-se a poluição da matriz. Há um item (V 5) que apresenta dupla saturação. Contudo, optou-se pela manutenção do item neste momento pela crença de que a exclusão do item poderia acarretar na perda de qualidade do conteúdo da escala. Foi adotado o “ponto de corte” (0,40) sugerido anteriormente com base no tamanho amostral (n = 210; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2013). A partir destes dados, os fatores são interpretados a partir do nome que lhes são dados, devendo explicar o conteúdo dos itens (Rochette & Balbinotti, 2016).
V	1		0.872	
V	2		0.920	
V	3		0.888	
V	4	0.460		
V	5	0.468	0.443	
V	6	0.861		
V	7	0.812		
V	8		0.782	

VARIÂNCIA EXPLICADA E FIDEDIGNIDADE DOS FATORES ROTADOS

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)			
Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	1.905	0.843	0.918
2	3.333	0.842	0.918
A informação prestada nesta tabela é centrada em uma nova forma de estimação de fidedignidade (ORION; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), com aplicação sugerida à Teoria de Resposta ao Item. O modelo de medida <i>Expected A Posteriori</i> (EAP) tradicional utiliza informações de probabilidade de resposta prévia com informações de probabilidade a partir dos dados obtidos. Contudo, especialmente para modelos multidimensionais nos quais os fatores são relacionados (caso deste instrumento), este método tende a apresentar resultados sub-ótimos e/ou fornece menos informação do que seria recomendável (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016). O novo modelo sugerido por Ferrando e Lorenzo-Seva (2016) inclui em suas estimações de calibragem as correlações entre os fatores (correlações phi), tornando um método aplicável especialmente para modelos que utilizam rotações oblíquas. Além disso, se propõe a apresentar índices de fidedignidade adicionais. Os índices obtidos nesta análise podem ser considerados satisfatórios, pois todos os índices ORION e de determinação dos fatores foram iguais ou superiores a 0,90.			

CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

	Factor	F 1	F 2	Nesta tabela, observa-se que os escores fatoriais dos dois fatores estão correlacionados de maneira forte (0,553). Esse resultado deve ser considerado ao solicitar uma rotação fatorial. Neste caso, deve-se utilizar um método de rotação oblíqua, como o DWLS, o qual parece ser o mais adequado.
	1	1.000		
	2	0.553	1.000	
Parâmetros: Correlação em torno de: 0,05 = muito fraca;				

0,15 = fraca;
 0,35 = moderada;
 0,55 = forte;
 0,85 = muito forte.

MATRIZ DE ESTRUTURA

Variable	F 1	F 2
V 1	0.456	0.857
V 2	0.399	0.859
V 3	0.401	0.838
V 4	0.608	0.522
V 5	0.713	0.702
V 6	0.790	0.346
V 7	0.788	0.405
V 8	0.550	0.847

A matriz de estrutura apresentada aqui leva em conta as relações entre os fatores, e é, de fato, um produto da matriz de padrões com a matriz dos coeficientes de correlação entre os fatores. A maioria dos pesquisadores interpreta apenas a matriz de padrões pela simplicidade. Todavia, há situações em que alguns valores na matriz de padrões podem ser suprimidos devido à relação existente entre os componentes. Por isso é aconselhável verificar a matriz de estrutura após a matriz de padrões.

A matriz de estrutura apresenta correlações bivariadas entre fatores e itens. Quanto mais os fatores se correlacionam uns com os outros, maior pode ser a discrepância entre as saturações padrão e as saturações de estrutura em determinada variável.

ÍNDICES DE SIMPLICIDADE FATORIAL

Bentler's simplicity index (S) = 0.99622 (Percentile 100) Loading simplicity index (LS) = 0.55389 (Percentile 96)
Nesta tabela são apresentados dois métodos de estimação de índices de simplicidade fatorial. Simplicidade fatorial é a mais simples solução possível na qual cada variável é gerada por um único fator (Kaiser, 1974). O primeiro (S) é baseado na relação entre as colunas da matriz fatorial, enquanto que o segundo (LS) é baseado nos valores das saturações (Lorenzo-Seva, 2003). Os índices variam de 0 a 1, atingindo o seu máximo (percentil 100) quando todas as variáveis são simples e não fatorialmente complexas (Bentler, 1977).
Não apresenta parâmetros definidos pelos autores.

ÍNDICES DE FIDEDIGNIDADE

Greatest Lower Bound to Reliability = 0.941219 McDonald's Omega = 0.888820 Standardized Cronbach's alpha = 0.888817 Total observed variance = 8.000 Total Common Variance = 5.884
Esta seção apresenta resultados relativos à fidedignidade da escala. São apresentados os resultados de três métodos distintos de medida: o Greatest Lower Bound (GLB) to Reliability de Wodhouse e Jackson, o Ômega de McDonald e o Alfa Estandarizado de Cronbach. Pode-se notar que os valores dos índices variam de 0,888 a 0,941. É importante a apresentação de todos os índices devido às limitações de cada um (Ten Berge & Scocan, 2004; Dunn, Baguley & Brunnsden, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). Estes resultados podem ser considerados excelentes, pois ultrapassam o valor mínimo requerido de 0,70 (Nunnaly, 1978; este índice pode variar de 0,60 a 0,80, segundo alguns autores). Em consequência, pode-se dizer que foi obtida uma coerência interna muito satisfatória.
Parâmetros: Índice < 0,50 : inaceitável

Índice < 0,70 : fraco
 Índice ≥ 0,70 : aceitável
 Índice ≥ 0,80 : satisfatório

COMUNALIDADES APÓS ROTAÇÃO

Variable	Community	
V 1	0.790365	Assim como apresentado anteriormente, as communalidades indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada – neste caso considerando os dois fatores retidos, quando rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3. Quando se rota a matriz, a qualidade da representação aumenta, causando um aumento nos índices de comunalidade. Dependendo do estimador, a qualidade da representação pode se tornar maior ou menor. Deseja-se que ela aumente.
V 2	0.784473	
V 3	0.827168	
V 4	0.573642	
V 5	0.718879	
V 6	0.665995	
V 7	0.723427	
V 8	0.800534	

CORRELAÇÕES RELACIONADAS AO FATOR DE SEGUNDA ORDEM

SCHMID-LEIMAN SOLUTION (1957)				
Second order factor solution (ULS)				
Factor	G	1		
F 1	0.627			
F 2	0.881			
Schmid-Leiman solution				
Variable	F 1	F 2	G 1	
V 1	-0.020	0.412	0.752	
V 2	-0.085	0.435	0.742	
V 3	-0.070	0.420	0.726	
V 4	0.358	0.127	0.525	
V 5	0.364	0.209	0.684	
V 6	0.671	-0.061	0.426	
V 7	0.632	-0.021	0.470	
V 8	0.092	0.370	0.763	
F = First-Order Factors G = Second-Order Factor				

Na primeira tabela está apresentada a solução fatorial de segunda ordem com as correlações entre os fatores extraídos (F1 e F2) e o fator geral de segunda ordem (G1). Podem-se observar índices elevados, variando de 0,627 a 0,881, entre os dois fatores extraídos e o fator de segunda ordem.

A solução Schmid-Leiman (1957), por sua vez, pode ser utilizada a fim de se compreender melhor a relação entre variáveis e fatores. Esta é uma ferramenta conveniente para se identificar a influência independente de fatores de primeira ou segunda ordem em uma série de variáveis medidas (os itens), facilitando assim a interpretação dos fatores em diferentes níveis (Wolf & Preising, 2005). Assim, na segunda tabela, podem-se observar as relações individuais dos itens com os fatores de primeira ordem, bem como as correlações com o fator de segunda ordem, que variaram de moderadas (0,426) a muito forte (0,763), indicando a real possibilidade deste ser um construto melhor explicado por um modelo bidimensional de segunda ordem.

ESTUDO DOS RESÍDUOS

DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS

<pre> Number of Residuals = 28 Summary Statistics for Fitted Residuals Smallest Fitted Residual = -0.0671 Median Fitted Residual = -0.0018 Largest Fitted Residual = 0.0700 Mean Fitted Residual = -0.0000 Variance Fitted Residual = 0.0008 </pre>
<p>Esta seção apresenta a distribuição dos resíduos. Resíduo é a diferença das matrizes de correlação inicial e reconstituída (o software factor não apresenta a matrix reconstituída, mas apresenta a quantidade de resíduos totais). No caso desta análise, foram encontrados 28 resíduos. Ainda, nota-se a presença dos valores residuais pontuais (menor, maior e mediano), bem como a média e a variância dos resíduos. No entanto, para fins de interpretação, recomenda-se a utilização dos resíduos estandardizados.</p>

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO BASEADO NOS RESÍDUOS

<pre> Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0278 Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0692 (Kelley's criterion) Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0294 </pre>
<p>RMSR é um outro índice de ajuste geral do modelo, obtido a partir dos resíduos. Valores mais próximos de zero são preferíveis, sendo 0,05 o mínimo admitido (Pereira, 2013). Contudo, o software ainda fornece o cálculo para a determinação do critério de Kelley (1935), o qual varia conforme os dados. Neste caso, o valor de RMSR para um modelo aceitável segundo o critério de Kelley foi de 0,692; bem acima do valor encontrado, demonstrando ser um modelo aceitável.</p> <p>Também é apresentado o valor de WRMR, o qual apresentou o resultado de 0,029. Resultado satisfatório considerando a recomendação de Yu & Muthen (2002; WRMR < 1,0).</p>
<p>Parâmetros: RMSR (ou RMR) < 0,05 ou < critério de Kelley; WRMR < 1,0.</p>

HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS ENCONTRADOS

<table border="1"> <thead> <tr> <th>Value</th> <th>Freq</th> <th></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>-0.0671</td> <td>1</td> <td>****</td> </tr> <tr> <td>-0.0442</td> <td>1</td> <td>****</td> </tr> <tr> <td>-0.0214</td> <td>9</td> <td>*****</td> </tr> <tr> <td>0.0015</td> <td>9</td> <td>*****</td> </tr> <tr> <td>0.0243</td> <td>5</td> <td>*****</td> </tr> <tr> <td>0.0472</td> <td>2</td> <td>*****</td> </tr> <tr> <td>0.0700</td> <td>1</td> <td>****</td> </tr> </tbody> </table>	Value	Freq		-0.0671	1	****	-0.0442	1	****	-0.0214	9	*****	0.0015	9	*****	0.0243	5	*****	0.0472	2	*****	0.0700	1	****	<p>Este histograma demonstra graficamente a frequência de cada valor residual. É importante que sejam encontrados o menor número possível de resíduos com valores superiores a 0,05 (Rochette & Balbinotti, 2016). No caso deste instrumento, foram encontrados apenas dois.</p>
Value	Freq																								
-0.0671	1	****																							
-0.0442	1	****																							
-0.0214	9	*****																							
0.0015	9	*****																							
0.0243	5	*****																							
0.0472	2	*****																							
0.0700	1	****																							
<p>Parâmetros: Menor número de resíduos com valores superiores a 0,05 .</p>																									

ESTATÍSTICAS RELATIVAS AOS RESÍDUOS ESTANDARDIZADOS

	<p>Summary Statistics for Standardized Residuals</p> <p>Smallest Standardized Residual = -0.97 Median Standardized Residual = -0.03 Largest Standardized Residual = 1.01 Mean Standardized Residual = -0.00</p> <p>Stemleaf Plot for Standardized Residuals</p> <pre> -1 0 -0 544433322211 0 00011112334467 1 0 </pre>
<p>Enfim, os resíduos estandardizados indicam diferenças entre a matriz de covariância implícita do modelo teórico e a matriz de covariância amostral, capturadas pela matriz residual de covariância. Os resíduos devem ser utilizados sempre na forma padronizada para não tornar sua interpretação complexa por dependerem da unidade de medida das variáveis observadas (Pereira, 2013). Os resíduos estandardizados são os resíduos divididos pelos seus erros assintóticos (Hausman, 1978). Representam uma estimativa do número de desvios que os resíduos observados estão do resíduo zero, que existiria caso o modelo fosse perfeitamente ajustado. Novamente, nota-se uma forte proximidade dos valores de média e mediana com o valor central (zero). O <i>stemleaf plot</i> demonstra graficamente todos os valores exatos dos resíduos estandardizados.</p>	

APÊNDICE L

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Université du Québec à Trois-Rivières

Relatório Psicométrico do instrumento:

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento de Autonomia
no Esporte Infantojuvenil

(EGB-Au-10)

Por

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Agosto de 2017

INFORMAÇÕES GERAIS

<p style="text-align: center;">F A C T O R</p> <p>Unrestricted Factor Analysis</p> <p>Release Version 10.5.03 x64bits June, 2017 Rovira i Virgili University Tarragona, SPAIN</p> <p>Programming: Urbano Lorenzo-Seva</p> <p>Mathematical Specification: Urbano Lorenzo-Seva Pere J. Ferrando</p> <p>Date: Wednesday, August 09, 2017 Time: 14:36:15</p>	<p>Primeiramente, é apresentado o nome do programa estatístico utilizado (Factor – Unrestricted Factor Analysis), seguido da versão (10.5.03 x64bits) e data de lançamento (Junho de 2017). O programa foi desenvolvido na Universidade Rovira i Virgili, em Tarragona, Espanha. Na sequência é apresentado o nome do programador (Urbano Lorenzo-Seva) e dos responsáveis pelas especificações matemáticas (Urbano Lorenzo-Seva e Pere J. Ferrando). Por fim, é apresentada a data de realização da análise (Quarta-feira, 09 de agosto de 2017) e a tempo necessário para a sua realização (14 minutos, 36 segundos e 15 centésimo).</p>
<p>DETAILS OF ANALYSIS</p> <p>Participants' scores data file : C:\Users\Marcos Balbinotti\Desktop\Dados Gabriel\Gabriel Banco 210 casos - Dimensão Autonomia.dat Method to handle missing values : Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016) Missing code value : 999 Number of participants : 210 Number of variables : 10 Variables included in the analysis : ALL Variables excluded in the analysis : NONE Number of factors : 2 Number of second order factors : 1 Procedure for determining the number of dimensions : Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011) Dispersion matrix : Polychoric Correlations Robust analyses based on bootstrap : None Asymptotic Covariance/Variance matrix : analytically estimated Method for factor extraction : Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS) Correction for robust Chi square : Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010) Rotation to achieve factor simplicity : Promax Value of parameter k : 4.0000 Clever rotation start : Raw Varimax Number of random starts : 10 Maximum number of iterations : 100 Convergence value : 0.00001000</p>	
<p>Aqui são apresentados detalhes da análise, como nome do arquivo utilizado como banco de dados, método para lidar com dados faltantes, código para dados faltantes, número de participantes, número de variáveis, variáveis incluídas na análise, variáveis excluídas da análise, número de fatores, número de fatores de segunda ordem, procedimento para a determinação do número de dimensões, matriz de dispersão, análises robustas, número de amostras no <i>bootstrap</i>, matriz de covariância/variancia assintótica, método de extração dos fatores, correção para qui-quadrado robusto, rotação para alcançar simplicidade do fator, valor do parâmetro k, rotação inicial inteligente, número de inícios aleatórios, número máximo de interações e valor de convergência.</p>	

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

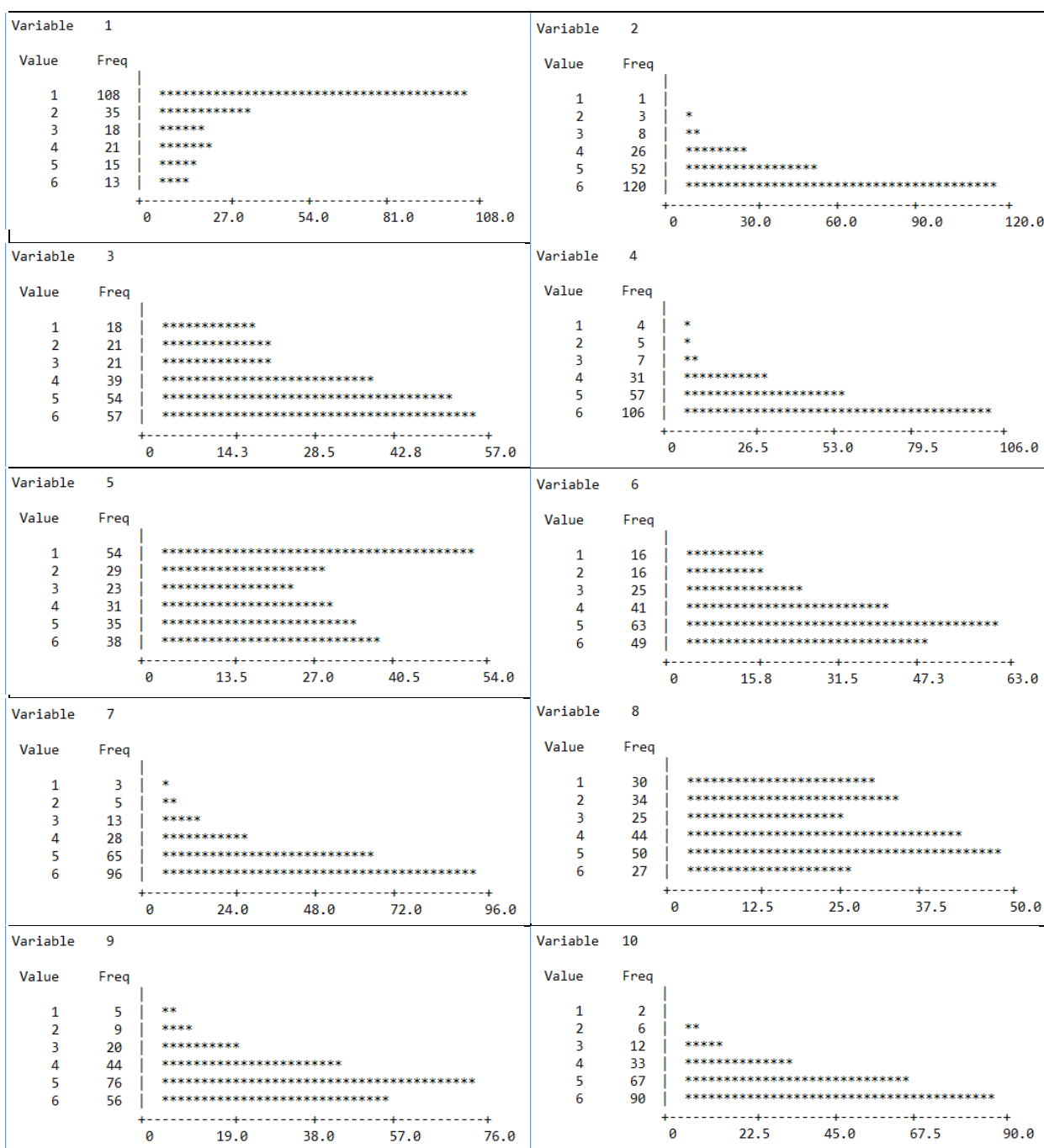
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS UNIVARIADAS

Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness	Kurtosis (Zero centered)
V 1	2.233	(1.95 2.52)	2.579	1.078	-0.154
V 2	5.310	(5.14 5.48)	0.957	-1.574	2.421
V 3	4.243	(3.96 4.53)	2.555	-0.655	-0.704
V 4	5.143	(4.94 5.34)	1.284	-1.605	2.580
V 5	3.371	(3.04 3.70)	3.472	0.039	-1.461
V 6	4.267	(4.00 4.53)	2.272	-0.721	-0.432
V 7	5.071	(4.87 5.27)	1.276	-1.396	1.753
V 8	3.624	(3.33 3.91)	2.663	-0.219	-1.177
V 9	4.643	(4.43 4.86)	1.496	-0.954	0.556
V 10	5.033	(4.84 5.23)	1.223	-1.255	1.348

Esta tabela apresenta informações relativas à tendência central, variabilidade e distribuição dos dados. A partir desta tabela podem-se retirar duas importantes informações: 1) como se comportam as estatísticas descritivas univariadas testadas, em estudo; e, 2) qual o tipo de análise mais adequada para estes dados. Pode-se observar que as médias variaram entre 2,23 e

5,31, e as variâncias de 0,957 a 2,579. Destaca-se que os praticamente os valores das médias localizam-se na metade superior da escala de medida (valores superiores à 3,0) e permanecem dentro do intervalo de confiança testado (95%). Conforme os resultados das variâncias, todos os desvios padrões são menores do que os valores numerais das médias, indicando que a variabilidade dos dados é restrita, podendo-se interpretar que os sujeitos respondiam, mais ou menos, da mesma forma cada uma das afirmações do instrumento. Se, por um lado, os valores obtidos pelas médias denotam uma tendência avaliativa de caráter mais positivo por parte dos respondentes (indicando que os torneios são importantes para o desenvolvimento dos diversos aspectos avaliados pelo instrumento), por outro lado, podem também indicar que os itens, como estão formulados, favorecem um estilo de resposta mais positivo; podendo assim, minimizar uma variabilidade ainda maior, restringindo a manifestação de diferentes opiniões (Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), ou mesmo de opiniões de caráter negativo (no contexto das médias). Já os dados relativos à assimetria e ao achatamento, de uma forma geral, se afastam de zero ($S > |1,0|$; $K > |1,0|$). Portanto, este fato leva a crer que análises policóricas são as mais indicadas para estes dados (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

GRÁFICOS DE BARRA PARA VARIÁVEIS ORDINAIS



Estes gráficos apresentam as frequências de resposta conforme a graduação da escala utilizada (no caso uma escala do tipo Likert graduada em 6 pontos, de 1 a 6) para cada um dos itens analisados. Estes dados fornecem informações referentes ao padrão de resposta dos indivíduos inventariados, bem como referentes à elaboração dos itens. Espera-se que haja certa variabilidade nas respostas, sendo inclusive sugerida a exclusão de itens que não contemplem esse critério (Balbinotti, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). No caso dos dados em análise, de uma forma geral, verifica-se uma tendência maior frequência de respostas aos valores mais elevados (5 e 6), demonstrando que os itens, como foram formulados, podem não favorecer a manifestação de diferentes opiniões (Balbinotti, 2016; Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), o que não ocorreu neste estudo.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS MULTIVARIADAS

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.				
	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	20.688	724.084	220	1.0000
SKewness corrected for small sample	20.688	736.331	220	1.0000
Kurtosis	142.796	10.662		0.0000**

** Significant at 0.05

As estatísticas multivariadas de Mardia para skewness e kurtosis são baseadas nos terceiro e quarto momentos estandardizados. Na construção das estatísticas de testes invariantes, os vetores de dados são primeiramente estandardizados usando-se o vetor médio da amostra e a matriz de covariância da amostra (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2003). No caso desta análise, verifica-se uma diferença estatisticamente significativa entre a distribuição dos dados e a curva normal na medida de kurtosis, indicando, mais uma vez, a necessidade de utilização de análises policóricas para o adequado prosseguimento das análises (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

MATRIZ DE CORRELAÇÕES POLICÓRICAS

STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION) (Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)										
Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
V 1	1.000									
V 2	0.247	1.000								
V 3	0.346	0.285	1.000							
V 4	0.275	0.565	0.360	1.000						
V 5	0.421	0.228	0.402	0.197	1.000					
V 6	0.413	0.480	0.396	0.488	0.505	1.000				
V 7	0.105	0.485	0.237	0.552	0.249	0.462	1.000			
V 8	0.402	0.299	0.400	0.400	0.373	0.573	0.426	1.000		
V 9	0.222	0.494	0.377	0.586	0.366	0.545	0.588	0.502	1.000	
V 10	0.119	0.499	0.278	0.592	0.157	0.412	0.755	0.417	0.570	1.000

Esta tabela apresenta os resultados das correlações (por algoritmos policóricos) entre todos os itens em estudo, possibilitando a interpretação de informações relativas à adequação da solução global (Choi, Kim, Chen & Dannels, 2011; Choi, Peters, & Mueller, 2010). Nota-se que os índices correlacionais variam de muito fracos (|0,105|) a (muito) fortes (|0,755|) (mas não bicolineares), indicando a possibilidade da existência de mais de um fator, considerando a solução correlacional global. Não há a presença de correlações negativas, o que poderia indicar a necessidade de revisão do conteúdo dos itens, quando integram um mesmo fator (ou dimensão).

ADEQUAÇÃO DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Determinant of the matrix	= 0.031779505870130
Bartlett's statistic	= 706.5 (df = 45; P = 0.000010)
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test	= 0.84997 (good)

Esta tabela possibilita a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância (Rochette & Balbinotti, 2016). O "Determinante da matriz de correlação" (|R| = 0,031) é considerado pequeno (mas não "zero absoluto"), constituindo-se em um adequado índice da existência de padrões de correlações entre as variáveis. É tolerado um valor com até quatro

zeros (0) após a vírgula (Balbinotti, 2016). Valores ainda menores podem indicar presença de bicolinearidade (redundância de informação) nos dados. O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação original é uma matriz de identidade. Um teste significativo ($p < 0,05$) indica que a matriz de correlação não é uma matriz de identidade, e que, portanto, há algumas relações entre as variáveis que se espera incluir na análise. A partir do resultado obtido ($KMO = 0,85$), pode-se concluir que o conjunto geral das correlações parciais obtidas é adequado (bom), permitindo assim o prosseguimento dos cálculos relativos à análise fatorial.

Parâmetros:

Determinante da matriz: deve ser pequeno, sem ser zero absoluto.

Teste de esfericidade de Bartlett: espera-se que p seja significativo.

KMO	0,00 a 0,49 : inaceitável
	0,50 a 0,59 : miserável
	0,60 a 0,69 : medíocre
	0,70 a 0,79 : razoável
	0,80 a 0,89 : bom
	0,90 a 1,00 : muito bom

EXTRAÇÃO DOS FATORES

VARIÂNCIA EXPLICADA COM BASE NOS *EIGENVALUES*

	Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
	1	4.69534	0.46953	0.46953
	2	1.46983	0.14698	0.61652
	3	0.71521	0.07152	
	4	0.66452	0.06645	
	5	0.62457	0.06246	
	6	0.49653	0.04965	
	7	0.42565	0.04256	
	8	0.36554	0.03655	
	9	0.31355	0.03136	
	10	0.22926	0.02293	

Esta tabela apresenta primeiramente a quantidade de variância explicada por um fator (Eigenvalue), sua proporção levando em consideração todos os componentes, e, por fim, a proporção cumulativa levando em consideração o número de fatores solicitados. Os resultados desta tabela indicam que dois componentes podem ser suficientes para explicar os dados disponíveis, ou seja, estes componentes apresentam valores próprios maiores que 1,00 (4,69; 1,46; Kaiser, 1960). A porcentagem cumulativa de variância explicada pelos fatores é de 61,65%; o que pode ser considerado um resultado satisfatório, pois indica que os 10 itens da EGB-Au-10 são suficientes para se avaliar pouco mais de 60% da variância do construto medido.

ANÁLISE PARALELA

Implementation details:			
Correlation matrices analyzed:		Polychoric correlation matrices	
Number of random correlation matrices:		500	
Method to obtain random correlation matrices: Permutation of the raw data (Buja & Eyuboglu, 1992)			
Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	56.1*	20.3	23.7
2	17.1	17.6	20.1
3	7.7	15.3	17.3
4	5.9	13.1	14.7
5	4.6	11.0	12.5
6	3.6	8.9	10.4
7	3.0	6.8	8.6
8	1.1	4.6	6.6
9	0.8	2.4	4.5
10	0.0	0.0	0.0
* Advised number of dimensions: 1			

Esta tabela apresenta os resultados de um outro método de extração de fatores: a análise paralela. No caso dos dados disponíveis, a análise paralela sugere a extração de somente um fator, o qual explicaria 56,1% da variância do constructo.

Há divergências quanto ao melhor método para extração de fatores. O método Kaiser, embora ainda muito utilizado, é reconhecido por alguns autores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como menos preciso que a análise paralela. No entanto, Holgado-Tello et al. (2010) e Osborne (2015) sugerem a utilização do método Kaiser, haja vista a melhor adequação deste método para estimativa de variáveis latentes a partir de variáveis ordinais. Por este motivo, optou-se por determinar o número de fatores conforme a teoria, e não conforme as indicações estatísticas (as quais são baseadas unicamente em simulações a partir dos dados obtidos com a amostra desse estudo).

AJUSTAMENTO DO MODELO

Síntese do ajustamento do modelo: Brown (2015); Kline (2015) recomendam apresentar ao menos um índice de cada um destas três categorias listadas abaixo:

- **Índices de ajustamento absoluto** (“*Absolute Fit Indexes*”): Segundo McDonald e Ho (2002), bem como Hooper, Coughlan e Mullen (2008), estes são os índices que permitem avaliar a que ponto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada (CMIN, GFI, AGFI e SRMR).
- **Índice de correção parcimoniosa** (“*Parsimony Correction*”): Segundo Kalinowski (2006), "este índice é similar aos índices de ajustamento absoluto, mas integra uma correção estatística que permite corrigir um mau ajustamento (inicial) do modelo" (p. 13) (RMSEA).
- **Índices de ajustamento comparativo** (“*Comparative Fit*”): Segundo Gatignon (2010), estes são índices que permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético, pelo viés do modelo nulo (isto é: covariâncias = 0) (CFI, TLI e NFI).

Recentemente, após considerar algumas opiniões, Kline (2015) recomenda apresentar os índices seguintes em trabalhos científicos: CMIN, CMIN/DF, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO ABSOLUTO

Qui-quadrado

Minimum Fit Function Chi Square with 26 degrees of freedom = 12.438 (P = 0.988232)
Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 26 degrees of freedom = 27.743 (P = 0.369141)
Chi-Square for independence model with 45 degrees of freedom = 1699.386

Esta tabela apresenta os índices de adequação (ou de ajustamento) entre os dados disponíveis e o modelo hipotético. Deve-se observar se o modelo (“matriz da covariância observada” igual à “matriz de covariância estimada”) é estatisticamente não-significativo ($p > 0,05$; Brown, 2015; Kline, 2015; Rochette & Balbinotti, 2016). Se o modelo é significativo ($p < 0,05$), pode-se, ainda assim, aceitá-lo como válido se houver uma amostra grande (de 5 a 10 pessoas por variável manifesta ou item), mas é necessário que se assegure que os dados se distribuam de maneira multivariavelmente normais (o χ^2 é particularmente sensível à não-normalidade multivariada dos dados; Bergh, 2015). No caso deste estudo, o qui-quadrado ($\chi^2_{(26)} = 12,438$) não é estatisticamente significativo ($p = 0,988$), ou seja, a matriz da covariância observada não é estatisticamente diferente da matriz de covariância estimada. O qui-quadrado ajustado à média e à variância (robusto), por sua vez, testa a diferença entre dois modelos aninhados (modelos em que um tem o subconjunto de variáveis do outro modelo; Asparouhov & Muthén, 2006). O mesmo também se apresentou não significativo ($\chi^2_{(26)} = 27,743$; $p = 0,369$). Pode-se observar também a relação entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (χ^2/DF), os quais foram respectivamente 0,478 e 1,067. O último valor apresentado é o qui-quadrado para modelo independente. Este teste é aplicado quando há duas variáveis categóricas em uma única população. É utilizado para determinar se existe uma associação significativa entre as duas variáveis. Não interpretamos, pois os dados analisados não são categóricos.

Parâmetros:
 χ^2 : não significativo;
 $\chi^2/gl < 5,00$: tolerável;
 $\chi^2/gl < 2,00$: satisfatório.

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.995
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.992
Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 0.993
Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 0.987

Os dois índices GFIs acima são medidas de ajustamento entre o modelos hipotéticos e a matrizes de covariâncias observadas. Os dois índices AGFIs corrigem os GFIs, que são afetados pelo número de itens de cada variável latente. Estes índices devem variar de 0 a 1, com um ponto de corte de 0,9, indicando um aceitável ajustamento do modelo (Baumgartner & Hombur, 1996). Agora, os valores maiores que 0,9 pelos dois índices indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo, os resultados obtidos (GFI $\geq 0,993$; AGFI $\geq 0,987$) indicam que os dados se ajustam quase perfeitamente entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada.

Parâmetros:
GFI e AGFI > 0,90 : aceitável
GFI e AGFI > 0,95 : satisfatório

ÍNDICES DE CORREÇÃO PARCIMONIOSA

RMSEA (Root mean square error of approximation)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.018; (between 0.010 and 0.050 : close)
Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 13.585
Degrees of Freedom = 26
Test of Approximate Fit
H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.918

O RMSEA objetiva minimizar (uma possível solução) problemas associados ao tamanho de amostra, analisando-se a diferença entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros escolhidos de forma perfeita) e a matriz de covariância da população (Kline, 2015). O RMSEA varia de 0 a 1. Os valores menores indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo (RMSEA = 0,018), o resultado indica um aceitável ajustamento entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros) e a matriz de covariância (estimada) da população.

O software ainda apresenta o intervalo de confiança, como sugerido por Kline (2015) e testa a hipótese nula, comparando se há diferença significativa entre o valor encontrado e o valor referência (0,05), demonstrando, neste caso, não haver diferença estatística ($p = 0,918$). Este procedimento, por vezes, também é chamado de “PCLOSE”.

Parâmetros:
RMSEA $\leq 0,05$: satisfatório;
 $0,05 < RMSEA < 0,08$: ajustamento razoável;
RMSEA > 0,10 : ajustamento pobre.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO COMPARATIVO

CFI (Comparative Fit Index) e NNFI (Non-Normed Fit Index)

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.998 Comparative Fit Index (CFI) = 0.999; (larger than 0.990 : excellent)
<p>O NFI (Normed Fit Index) analisa a discrepância entre o valor do qui-quadrado do modelo hipotetizado e o valor do qui-quadrado do modelo nulo (Bentler & Bonett, 1980). No entanto, o NFI tende a ser negativamente influenciado (Bentler, 1990). O NNFI corrige alguns destes problemas, contudo seus valores podem, em alguns casos, sair do intervalo de 0 a 1 (Bentler, 1990). Valores maiores que 0,95 indicam um ajustamento satisfatório do modelo, que é o caso deste instrumento.</p> <p>O CFI analisa o ajustamento do modelo, examinando-se a diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético, e levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado de ajustamento do modelo (Gatignon, 2010). O CFI pode variar de 0 a 1. Os valores maiores indicam um melhor ajustamento do modelo. Um valor de 0,90 ou mais indica um ajustamento aceitável do modelo (Hu & Bentler, 1999). No caso deste estudo, o resultado obtido (CFI = 0,999) indica um excelente ajustamento da diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético (levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado).</p>
Parâmetros: NNFI > 0,95 : satisfatório; CFI > 0,90 : aceitável; CFI > 0,95 : satisfatório.

EIGENVALUES DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO REDUZIDA

Variable	Eigenvalue	
1	4.250215971	
2	0.992874584	
3	0.207694364	
4	0.103197280	
5	0.069569985	
6	0.053487461	
7	-0.048105257	
8	-0.079590786	
9	-0.121582014	
10	-0.184678536	

Os dados apresentados nesta tabela servem para confirmar a quantidade total de variância comum. Esta informação pode ser obtida somando-se todos os *eigenvalues* apresentados. No entanto, há uma limitação importante: alguns valores são negativos. Ou seja, estes valores não podem ser adequadamente interpretados como partes da variância comum e os percentuais de variância comum não podem ser computados (Lorenzo-Seva, 2013).

MATRIZ FATORIAL NÃO-ROTADA

Variable	F 1	F 2	Communality	
V 1	0.427	-0.465	0.399	
V 2	0.632	0.126	0.415	
V 3	0.513	-0.270	0.336	
V 4	0.721	0.176	0.551	
V 5	0.492	-0.450	0.444	
V 6	0.748	-0.249	0.621	
V 7	0.734	0.380	0.683	
V 8	0.652	-0.205	0.467	
V 9	0.761	0.085	0.587	
V 10	0.735	0.446	0.739	

A observação desta matriz permite a visualização das saturações de cada variável para os fatores extraídos antes da rotação. Ou seja, são os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores não-rotados.

Nesta tabela é também fundamental observar as comunalidades (h^2), sendo que as mesmas fornecem informações quanto à pertinência de se preservar uma variável na solução fatorial proposta (Rochette & Balbinotti, 2016). Esses valores indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada considerando os fatores retidos (no caso de nosso estudo, 2 fatores), quando não rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3.

Parâmetros:
 $h^2 \geq 0,3$: tolerável (alguns autores aceitam 0,2);
 $h^2 \geq 0,4$: recomendável;
 $h^2 \geq 0,5$: desejável.

MATRIZ FATORIAL PRÉ-ROTADA

Variable	C 1	C 2	
V 1	1.000	0.000	Nesta etapa, é realizada uma pré-rotação da matriz fatorial. Já pode se perceber, diferentemente da matriz não-rotada, uma organização das saturações dos itens em seus possíveis fatores. O primeiro fator (componente) apresenta 5 itens (1, 3, 5, 6 e 8) e o segundo 5 itens (2, 4, 7, 9 e 10).
V 2	0.035	0.675	
V 3	0.680	0.034	
V 4	0.024	0.729	
V 5	0.951	0.001	
V 6	0.465	0.108	
V 7	0.001	0.965	
V 8	0.443	0.118	
V 9	0.068	0.562	
V 10	0.000	1.000	

MATRIZ FATORIAL ROTADA

Variable	F 1	F 2	
V 1	0.715	-0.171	Esta matriz é, provavelmente, o núcleo da análise fatorial exploratória. A mesma apresenta as cargas – saturações – fatoriais de cada um dos itens em análise nos dois fatores extraídos após a rotação (Rochette & Balbinotti, 2016). Quanto maior a saturação fatorial em um único fator, melhor. A significância da saturação fatorial depende do tamanho amostral.
V 2	0.119	0.568	
V 3	0.526	0.086	
V 4	0.099	0.681	
V 5	0.725	-0.111	
V 6	0.599	0.271	
V 7	-0.131	0.895	
V 8	0.509	0.249	
V 9	0.220	0.617	
V 10	-0.206	0.962	

Saturação Fatorial	Tamanho da amostra
0,30	≈ 350
0,35	≈ 250
0,40	≈ 200
0,45	≈ 150
0,50	≈ 120
0,55	≈ 100
0,60	≈ 85
0,65	≈ 70

Hair, Black, Babin, & Anderson (2013)

MATRIZ FATORIAL ROTADA COM VALORES OMITIDOS

Variable	F 1	F 2	
V 1	0.715		Esta matriz apresenta os mesmos dados da matriz anterior, no entanto, todos os valores menores que 0,40 foram omitidos. Desta forma, retira-se a poluição da matriz. Considerou-se o “ponto de corte” (0,40) sugerido anteriormente com base no tamanho amostral (n = 210; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2013). Verifica-se, assim, uma matriz “limpa”. A partir destes dados, os fatores são interpretados a partir do nome que lhes são dados, devendo explicar o conteúdo dos itens (Rochette & Balbinotti, 2016).
V 2		0.568	
V 3	0.526		
V 4		0.681	
V 5	0.725		
V 6	0.599		
V 7		0.895	
V 8	0.509		
V 9		0.617	
V 10		0.962	

VARIÂNCIA EXPLICADA E FIDEDIGNIDADE DOS FATORES ROTADOS

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)			
Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	2.113	0.881	0.939
2	3.130	0.909	0.953

A informação prestada nesta tabela é centrada em uma nova forma de estimação de fidedignidade (ORION; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), com aplicação sugerida à Teoria de Resposta ao Item. O modelo de medida *Expected A Posteriori* (EAP) tradicional utiliza informações de probabilidade de resposta prévia com informações de probabilidade a partir dos dados obtidos. Contudo, especialmente para modelos multidimensionais nos quais os fatores são relacionados (caso deste instrumento), este método tende a apresentar resultados sub-ótimos e/ou fornece menos informação do que seria recomendável (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016). O novo modelo sugerido por Ferrando e Lorenzo-Seva (2016) inclui em suas estimações de calibragem as correlações entre os fatores (correlações phi), tornando um método aplicável especialmente para modelos que utilizam rotações oblíquas. Além disso, se propõe a apresentar índices de fidedignidade adicionais. Os índices obtidos nesta análise podem ser considerados satisfatórios, pois todos os índices ORION e de determinação dos fatores foram iguais ou superiores a 0,90.

CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

Factor	F 1	F 2	Nesta tabela, observa-se que os escores fatoriais dos dois fatores estão correlacionados de maneira forte (0,579). Esse resultado deve ser considerado ao solicitar uma rotação fatorial. Neste caso, deve-se utilizar um método de rotação oblíqua, como o DWLS, o qual parece ser o mais adequado.
1	1.000		
2	0.579	1.000	

Parâmetros:
Correlação em torno de:
0,05 = muito fraca;
0,15 = fraca;
0,35 = moderada;
0,55 = forte;
0,85 = muito forte.

MATRIZ DE ESTRUTURA

Variable	F 1	F 2	A matriz de estrutura apresentada aqui leva em conta as relações entre os fatores, e é, de fato, um produto da matriz de padrões com a matriz dos coeficientes de correlação entre os fatores. A maioria dos pesquisadores interpreta apenas a matriz de padrões pela simplicidade. Todavia, há situações em que alguns valores na matriz de padrões podem ser suprimidos devido à relação existente entre os componentes. Por isso é aconselhável verificar a matriz de estrutura após a matriz de padrões. A matriz de estrutura apresenta correlações bivariadas entre fatores e itens. Quanto mais os fatores se correlacionam uns com os outros, maior pode ser a discrepância entre as saturações padrão e as saturações de estrutura em determinada variável.
V 1	0.616	0.242	
V 2	0.448	0.637	
V 3	0.575	0.390	
V 4	0.493	0.738	
V 5	0.660	0.308	
V 6	0.756	0.618	
V 7	0.387	0.820	
V 8	0.653	0.543	
V 9	0.578	0.745	
V 10	0.351	0.843	

ÍNDICES DE SIMPLICIDADE FATORIAL

	Bentler's simplicity index (S) = 0.98663 (Percentile 99) Loading simplicity index (LS) = 0.39820 (Percentile 87)
<p>Nesta tabela são apresentados dois métodos de estimação de índices de simplicidade fatorial. Simplicidade fatorial é a mais simples solução possível na qual cada variável é gerada por um único fator (Kaiser, 1974). O primeiro (S) é baseado na relação entre as colunas da matriz fatorial, enquanto que o segundo (LS) é baseado nos valores das saturações (Lorenzo-Seva, 2003). Os índices variam de 0 a 1, atingindo o seu máximo (percentil 100) quando todas as variáveis são simples e não fatorialmente complexas (Bentler, 1977).</p>	
<p>Não apresenta parâmetros definidos pelos autores.</p>	

ÍNDICES DE FIDEDIGNIDADE

	Greatest Lower Bound to Reliability = 0.927232 McDonald's Omega = 0.870413 Standardized Cronbach's alpha = 0.870092 Total observed variance = 10.000 Total Common Variance = 6.645
<p>Esta seção apresenta resultados relativos à fidedignidade da escala. São apresentados os resultados de três métodos distintos de medida: o Greatest Lower Bound (GLB) to Reliability de Wodhouse e Jackson, o Ômega de McDonald e o Alfa Estandarizado de Cronbach. Pode-se notar que os valores dos índices variam de 0,870 a 0,927. É importante a apresentação de todos os índices devido às limitações de cada um (Ten Berge & Scocan, 2004; Dunn, Baguley & Brunsten, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). Estes resultados podem ser considerados excelentes, pois ultrapassam o valor mínimo requerido de 0,70 (Nunnally, 1978; este índice pode variar de 0,60 a 0,80, segundo alguns autores). Em consequência, pode-se dizer que foi obtida uma coerência interna muito satisfatória.</p>	
<p>Parâmetros: Índice < 0,50 : inaceitável Índice < 0,70 : fraco Índice ≥ 0,70 : aceitável Índice ≥ 0,80 : satisfatório</p>	

COMUNALIDADES APÓS ROTAÇÃO

	Variable	Communality	
	V 1	0.473183	Assim como apresentado anteriormente, as comunalidades indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada – neste caso considerando os dois fatores retidos, quando rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3. Quando se rota a matriz, a qualidade da representação aumenta, causando um aumento nos índices de comunalidade. Dependendo do estimador, a qualidade da representação pode se tornar maior ou menor. Deseja-se que ela aumente.
	V 2	0.560814	
	V 3	0.384152	
	V 4	0.696995	
	V 5	0.797942	
	V 6	0.648583	
	V 7	0.820201	
	V 8	0.817591	
	V 9	0.674488	
	V 10	0.771407	

CORRELAÇÕES RELACIONADAS AO FATOR DE SEGUNDA ORDEM

<p>SCHMID-LEIMAN SOLUTION (1957)</p> <p>Second order factor solution (ULS)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Factor</th> <th>G</th> <th>1</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>F 1</td> <td>0.651</td> <td></td> </tr> <tr> <td>F 2</td> <td>0.888</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Schmid-Leiman solution</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Variable</th> <th>F 1</th> <th>F 2</th> <th>G 1</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>V 1</td><td>0.543</td><td>-0.079</td><td>0.313</td></tr> <tr><td>V 2</td><td>0.090</td><td>0.261</td><td>0.582</td></tr> <tr><td>V 3</td><td>0.399</td><td>0.039</td><td>0.419</td></tr> <tr><td>V 4</td><td>0.075</td><td>0.312</td><td>0.669</td></tr> <tr><td>V 5</td><td>0.550</td><td>-0.051</td><td>0.373</td></tr> <tr><td>V 6</td><td>0.455</td><td>0.125</td><td>0.631</td></tr> <tr><td>V 7</td><td>-0.099</td><td>0.411</td><td>0.710</td></tr> <tr><td>V 8</td><td>0.386</td><td>0.114</td><td>0.553</td></tr> <tr><td>V 9</td><td>0.167</td><td>0.283</td><td>0.692</td></tr> <tr><td>V 10</td><td>-0.156</td><td>0.442</td><td>0.721</td></tr> </tbody> </table> <p>F = First-Order Factors G = Second-Order Factor</p>	Factor	G	1	F 1	0.651		F 2	0.888		Variable	F 1	F 2	G 1	V 1	0.543	-0.079	0.313	V 2	0.090	0.261	0.582	V 3	0.399	0.039	0.419	V 4	0.075	0.312	0.669	V 5	0.550	-0.051	0.373	V 6	0.455	0.125	0.631	V 7	-0.099	0.411	0.710	V 8	0.386	0.114	0.553	V 9	0.167	0.283	0.692	V 10	-0.156	0.442	0.721	<p>Na primeira tabela está apresentada a solução fatorial de segunda ordem com as correlações entre os fatores extraídos (F1 e F2) e o fator geral de segunda ordem (G1). Podem-se observar índices elevados, variando de 0,651 a 0,888, entre os dois fatores extraídos e o fator de segunda ordem.</p> <p>A solução Schmid-Leiman (1957), por sua vez, pode ser utilizada a fim de se compreender melhor a relação entre variáveis e fatores. Esta é uma ferramenta conveniente para se identificar a influência independente de fatores de primeira ou segunda ordem em uma série de variáveis medidas (os itens), facilitando assim a interpretação dos fatores em diferentes níveis (Wolf & Preising, 2005). Assim, na segunda tabela, podem-se observar as relações individuais dos itens com os fatores de primeira ordem, bem como as correlações com o fator de segunda ordem, que variaram de moderados (0,313) a muito fortes (0,721), indicando a real possibilidade deste ser um construto melhor explicado por um modelo bidimensional de segunda ordem.</p>
Factor	G	1																																																				
F 1	0.651																																																					
F 2	0.888																																																					
Variable	F 1	F 2	G 1																																																			
V 1	0.543	-0.079	0.313																																																			
V 2	0.090	0.261	0.582																																																			
V 3	0.399	0.039	0.419																																																			
V 4	0.075	0.312	0.669																																																			
V 5	0.550	-0.051	0.373																																																			
V 6	0.455	0.125	0.631																																																			
V 7	-0.099	0.411	0.710																																																			
V 8	0.386	0.114	0.553																																																			
V 9	0.167	0.283	0.692																																																			
V 10	-0.156	0.442	0.721																																																			

ESTUDO DOS RESÍDUOS

DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS

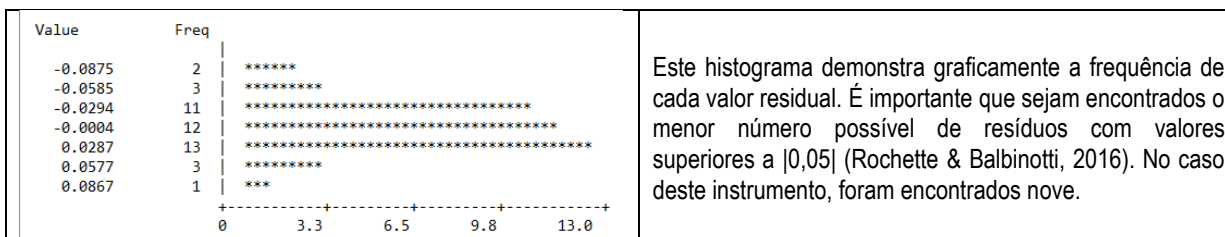
<p>Number of Residuals = 45</p> <p>Summary Statistics for Fitted Residuals</p> <p>Smallest Fitted Residual = -0.0875 Median Fitted Residual = 0.0016 Largest Fitted Residual = 0.0867 Mean Fitted Residual = 0.0001 Variance Fitted Residual = 0.0013</p>	<p>Esta seção apresenta a distribuição dos resíduos. Resíduo é a diferença das matrizes de correlação inicial e reconstituída (o software factor não apresenta a matriz reconstituída, mas apresenta a quantidade de resíduos totais). No caso desta análise, foram encontrados 45 resíduos. Ainda, nota-se a presença dos valores residuais pontuais (menor, maior e mediano), bem como a média e a variância dos resíduos. No entanto, para fins de interpretação, recomenda-se a utilização dos resíduos estandardizados.</p>
---	--

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO BASEADO NOS RESÍDUOS

<p>Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0364 Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0692 (Kelley's criterion)</p> <p>Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0360</p>	<p>RMSR é um outro índice de ajuste geral do modelo, obtido a partir dos resíduos. Valores mais próximos de zero são preferíveis, sendo 0,05 o mínimo admitido (Pereira, 2013). Contudo, o software ainda fornece o cálculo para a determinação do critério de Kelley (1935), o qual varia conforme os dados. Neste caso, o valor de RMSR para um modelo aceitável segundo o critério de Kelley foi de 0,0692; bem acima do valor encontrado, demonstrando ser um modelo aceitável.</p> <p>Também é apresentado o valor de WRMR, o qual apresentou o resultado de 0,036. Resultado satisfatório considerando a recomendação de Yu & Muthen (2002; WRMR < 1,0).</p> <p>Parâmetros: RMSR (ou RMR) < 0,05 ou < critério de Kelley;</p>
---	---

WRMR < 1,0.

HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS ENCONTRADOS



Parâmetros:

Menor número de resíduos com valores superiores a $|0,05|$.

ESTATÍSTICAS RELATIVAS AOS RESÍDUOS ESTANDARDIZADOS

Summary Statistics for Standardized Residuals	
Smallest Standardized Residual =	-1.27
Median Standardized Residual =	0.02
Largest Standardized Residual =	1.25
Mean Standardized Residual =	0.00
Stemleaf Plot for Standardized Residuals	
-1	31
-0	9866555444433211
0	00000011223334444445556779
1	3

Enfim, os resíduos estandardizados indicam diferenças entre a matriz de covariância implícita do modelo teórico e a matriz de covariância amostral, capturadas pela matriz residual de covariância. Os resíduos devem ser utilizados sempre na forma padronizada para não tornar sua interpretação complexa por dependerem da unidade de medida das variáveis observadas (Pereira, 2013). Os resíduos estandardizados são os resíduos divididos pelos seus erros assintóticos (Hausman, 1978). Representam uma estimativa do número de desvios que os resíduos observados estão do resíduo zero, que existiria caso o modelo fosse perfeitamente ajustado. Novamente, nota-se uma forte proximidade dos valores de média e mediana com o valor central (zero).

O *stemleaf plot* demonstra graficamente todos os valores exatos dos resíduos estandardizados.

APÊNDICE M

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Université du Québec à Trois-Rivières

Relatório Psicométrico do instrumento:

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento ao Desenvolvimento Afetivo-Social
no Esporte Infantojuvenil

(EGB-AS-10)

Por

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Agosto de 2017

INFORMAÇÕES GERAIS

F A C T O R	
Unrestricted Factor Analysis	
Release Version 10.5.03 x64bits June, 2017 Rovira i Virgili University Tarragona, SPAIN	Primeiramente, é apresentado o nome do programa estatístico utilizado (Factor – Unrestricted Factor Analysis), seguido da versão (10.5.03 x64bits) e data de lançamento (Junho de 2017). O programa foi desenvolvido na Universidade Rovira i Virgili, em Tarragona, Espanha. Na sequência é apresentado o nome do programador (Urbano Lorenzo-Seva) e dos responsáveis pelas especificações matemáticas (Urbano Lorenzo-Seva e Pere J. Ferrando). Por fim, é apresentada a data de realização da análise (Quarta-feira, 09 de agosto de 2017) e a tempo necessário para a sua realização (14 minutos e 08 segundos).
Programming: Urbano Lorenzo-Seva	
Mathematical Specification: Urbano Lorenzo-Seva Pere J. Ferrando	
Date: Wednesday, August 09, 2017 Time: 14:8:0	
DETAILS OF ANALYSIS	
Participants' scores data file	: C:\Users\Marcos Balbinotti\Desktop\Dados Gabriel\Gabriel Banco 210 casos - AS.dat
Method to handle missing values	: Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016)
Missing code value	: 999
Number of participants	: 210
Number of variables	: 10
Variables included in the analysis	: ALL
Variables excluded in the analysis	: NONE
Number of factors	: 2
Number of second order factors	: 1
Procedure for determining the number of dimensions	: Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011)
Dispersion matrix	: Polychoric Correlations
Robust analyses	: Bias-corrected and accelerated (BCa; Lambert, Wildt & Durand, 1991)
Number of bootstrap samples	: 500
Asymptotic Covariance/Variance matrix	: estimated using bootstrap sampling
Bootstrap confidence intervals	: 95%
Method for factor extraction	: Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS)
Correction for robust Chi square	: Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010)
Rotation to achieve factor simplicity	: Promax
Value of parameter k	: 4.0000
Clever rotation start	: Raw Varimax
Number of random starts	: 10
Maximum number of iterations	: 100
Convergence value	: 0.00001000
Aqui são apresentados detalhes da análise, como nome do arquivo utilizado como banco de dados, método para lidar com dados faltantes, código para dados faltantes, número de participantes, número de variáveis, variáveis incluídas na análise, variáveis excluídas da análise, número de fatores, número de fatores de segunda ordem, procedimento para a determinação do número de dimensões, matriz de dispersão, análises robustas, número de amostras no <i>bootstrap</i> , matriz de covariância/variancia assintótica, intervalo de confiança do <i>bootstrap</i> , método de extração dos fatores, correção para qui-quadrado robusto, rotação para alcançar simplicidade do fator, valor do parâmetro k, rotação inicial inteligente, número de inícios aleatórios, número máximo de interações e valor de convergência.	

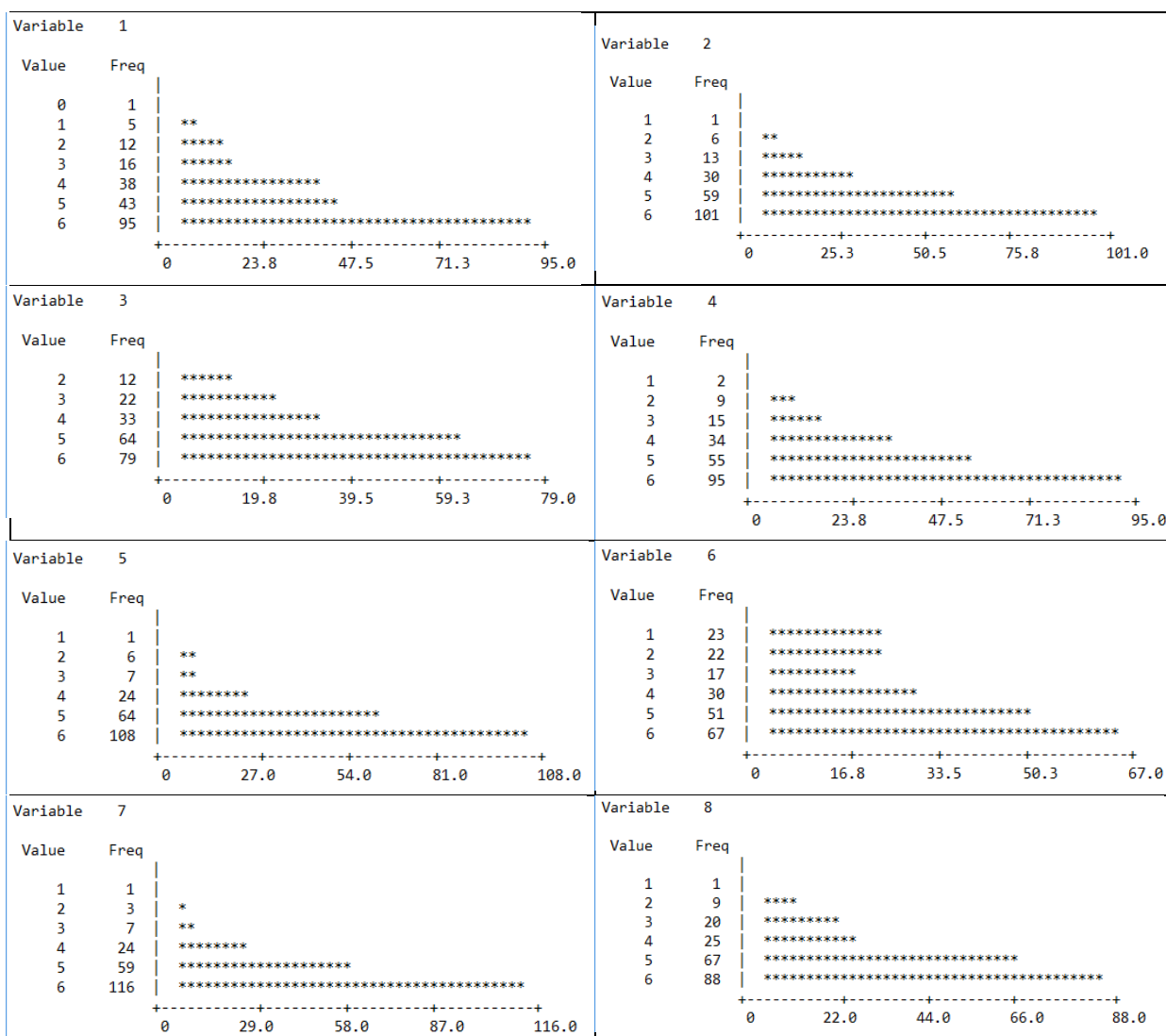
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

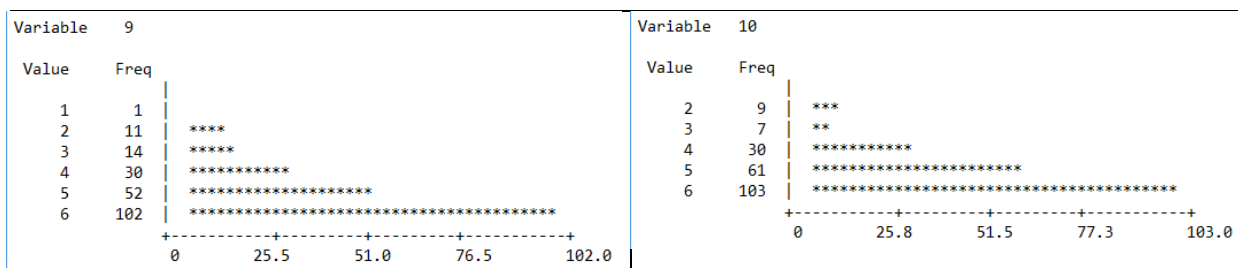
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS UNIVARIADAS

	Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness	Kurtosis (Zero centered)
V	1	4.829	(4.58 5.07)	1.923	-1.133	0.573
V	2	5.110	(4.92 5.30)	1.193	-1.255	1.078
V	3	4.838	(4.63 5.05)	1.440	-0.847	-0.256
V	4	4.981	(4.77 5.19)	1.438	-1.146	0.652
V	5	5.229	(5.05 5.41)	1.043	-1.575	2.443
V	6	4.262	(3.96 4.57)	2.936	-0.680	-0.864
V	7	5.310	(5.14 5.48)	0.909	-1.615	2.800
V	8	4.962	(4.75 5.17)	1.380	-1.095	0.417
V	9	5.033	(4.82 5.25)	1.442	-1.192	0.587
V	10	5.152	(4.96 5.34)	1.129	-1.336	1.297

Esta tabela apresenta informações relativas à tendência central, variabilidade e distribuição dos dados. A partir desta tabela podem-se retirar duas importantes informações: 1) como se comportam as estatísticas descritivas univariadas testadas, em estudo; e, 2) qual o tipo de análise mais adequada para estes dados. Pode-se observar que as médias variaram entre 4,26 e 5,31, e as variâncias de 0,909 a 2,936. Destaca-se que os todos os valores das médias localizam-se na metade superior da escala de medida (todos os valores superiores à 4,0) e permanecem dentro do intervalo de confiança testado (95%). Conforme os resultados das variâncias, todos os desvios padrões são menores do que os valores numerais das médias, indicando que a variabilidade dos dados é restrita, podendo-se interpretar que os sujeitos respondiam, mais ou menos, da mesma forma cada uma das afirmações do instrumento. Se, por um lado, os valores obtidos pelas médias denotam uma tendência avaliativa de caráter mais positivo por parte dos respondentes (indicando que os torneios são importantes para o desenvolvimento dos diversos aspectos avaliados pelo instrumento), por outro lado, podem também indicar que os itens, como estão formulados, favorecem um estilo de resposta mais positivo; podendo assim, minimizar uma variabilidade ainda maior, restringindo a manifestação de diferentes opiniões (Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), ou mesmo de opiniões de caráter negativo (no contexto das médias). Já os dados relativos à assimetria e ao achatamento, de uma forma geral, se afastam de zero ($S > |1,0|$; $K > |1,0|$). Portanto, este fato leva a crer que análises policóricas são as mais indicadas para estes dados (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

GRÁFICOS DE BARRA PARA VARIÁVEIS ORDINAIS





Estes gráficos apresentam as frequências de resposta conforme a graduação da escala utilizada (no caso uma escala do tipo Likert graduada em 6 pontos, de 1 a 6) para cada um dos itens analisados. Estes dados fornecem informações referentes ao padrão de resposta dos indivíduos inventariados, bem como referentes à elaboração dos itens. Espera-se que haja certa variabilidade nas respostas, sendo inclusive sugerida a exclusão de itens que não contemplem esse critério (Balbinotti, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). No caso dos dados em análise, de uma forma geral, verifica-se uma tendência maior frequência de respostas aos valores mais elevados (5 e 6), demonstrando que os itens, como foram formulados, podem não favorecer a manifestação de diferentes opiniões (Balbinotti, 2016; Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), o que não ocorreu neste estudo.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS MULTIVARIADAS

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.

	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	31.246	1093.607	220	1.0000
SKewness corrected for small sample	31.246	1112.104	220	1.0000
Kurtosis	174.842	25.650		0.0000**

** Significant at 0.05

As estatísticas multivariadas de Mardia para skewness e kurtosis são baseadas nos terceiro e quarto momentos estandardizados. Na construção das estatísticas de testes invariantes, os vetores de dados são primeiramente estandardizados usando-se o vetor médio da amostra e a matriz de covariância da amostra (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2003). No caso desta análise, verifica-se uma diferença estatisticamente significativa entre a distribuição dos dados e a curva normal na medida de kurtosis, indicando, mais uma vez, a necessidade de utilização de análises policóricas para o adequado prosseguimento das análises (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

MATRIZ DE CORRELAÇÕES POLICÓRICAS

STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION)

(Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
V 1	1.000									
V 2	0.597	1.000								
V 3	0.538	0.699	1.000							
V 4	0.552	0.690	0.766	1.000						
V 5	0.477	0.560	0.574	0.568	1.000					
V 6	0.551	0.474	0.592	0.533	0.572	1.000				
V 7	0.486	0.693	0.661	0.735	0.501	0.380	1.000			
V 8	0.514	0.563	0.656	0.669	0.620	0.467	0.589	1.000		
V 9	0.650	0.505	0.632	0.612	0.615	0.690	0.459	0.624	1.000	
V 10	0.533	0.506	0.682	0.608	0.712	0.605	0.560	0.639	0.774	1.000

Esta tabela apresenta os resultados das correlações (por algoritmos policóricos) entre todos os itens em estudo, possibilitando a interpretação de informações relativas à adequação da solução global (Choi, Kim, Chen & Dannels, 2011; Choi, Peters, & Mueller, 2010). Nota-se que os índices correlacionais variam de moderados ($|0,380|$) a (muito) fortes ($|0,774|$) (mas não bicolineares), indicando a possibilidade da existência de mais de um fator, considerando a solução correlacional global. Não há a presença de correlações negativas, o que poderia indicar a necessidade de revisão do conteúdo dos itens, quando integram um mesmo fator (ou dimensão).

ADEQUAÇÃO DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Determinant of the matrix	= 0.004120421088331
Bartlett's statistic	= 1124.9 (df = 45; P = 0.000010)
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test	= 0.89693 (good)
BC Bootstrap 95% confidence interval of KMO =	(0.881 0.920)

Esta tabela possibilita a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância (Rochette & Balbinotti, 2016). O "Determinante da matriz de correlação" ($|R| = 0,004$) é considerado pequeno (mas não "zero absoluto"), constituindo-se em um adequado índice da existência de padrões de correlações entre as variáveis. É tolerado um valor com até quatro zeros (0) após a vírgula (Balbinotti, 2016). Valores ainda menores podem indicar presença de bicolinearidade (redundância de informação) nos dados. O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação original é uma matriz de identidade. Um teste significativo ($p < 0,05$) indica que a matriz de correlação não é uma matriz de identidade, e que, portanto, há algumas relações entre as variáveis que se espera incluir na análise. A partir do resultado obtido (KMO = 0,89), pode-se concluir que o conjunto geral das correlações parciais obtidas é adequado (bom), permitindo assim o prosseguimento dos cálculos relativos à análise fatorial.

Parâmetros:
 Determinante da matriz: deve ser pequeno, sem ser zero absoluto.
 Teste de esfericidade de Bartlett: espera-se que p seja significativo.

KMO	0,00 a 0,49 : inaceitável
	0,50 a 0,59 : miserável
	0,60 a 0,69 : medíocre
	0,70 a 0,79 : razoável
	0,80 a 0,89 : bom
	0,90 a 1,00 : muito bom

EXTRAÇÃO DOS FATORES

VARIÂNCIA EXPLICADA COM BASE NOS *EIGENVALUES*

Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
1	6.35336	0.63534	0.63534
2	0.92316	0.09232	0.72765
3	0.61845	0.06185	
4	0.45600	0.04560	
5	0.42521	0.04252	
6	0.34768	0.03477	
7	0.28447	0.02845	
8	0.23325	0.02332	
9	0.21477	0.02148	
10	0.14365	0.01437	

Esta tabela apresenta primeiramente a quantidade de variância explicada por um fator (Eigenvalue), sua proporção levando em consideração todos os componentes, e, por fim, a proporção cumulativa levando em consideração o número de fatores solicitados. Os resultados desta tabela indicam que um componente pode ser suficiente para explicar os dados disponíveis, ou seja, este componente apresenta valor próprio maior que 1,00 (6,35; Kaiser, 1960). A porcentagem cumulativa de variância explicada pelo fator é de 63,53%; o que já seria um resultado satisfatório. Contudo, se adotado o critério de utilização dos aspectos teóricos como base para a extração dos fatores (no caso 2 fatores), o Fator 2 explica uma porcentagem suplementar de cerca de 9,23% da variância do construto, totalizando uma expressiva explicação total de 72,76%. Esses resultados podem ser avaliados positivamente, pois indicam que os 10 itens da EGB-AS-10 são suficientes para se avaliar pouco mais de 70% da variância do construto medido.

ANÁLISE PARALELA

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	70.1*	20.3	23.7
2	9.9	17.7	20.3
3	5.4	15.4	17.4
4	3.6	13.0	14.8
5	3.3	11.0	12.6
6	3.0	8.8	10.6
7	2.5	6.7	8.8
8	2.0	4.7	6.7
9	0.4	2.4	4.4
10	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

PARALLEL ANALYSIS (PA) BASED ON MINIMUM RANK FACTOR ANALYSIS
(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011)

Implementation details:

Correlation matrices analyzed: Polychoric correlation matrices
 Number of random correlation matrices: 500
 Method to obtain random correlation matrices: Permutation of the raw data (Buja & Eyuboglu, 1992)

Esta tabela apresenta os resultados de um outro método de extração de fatores: a análise paralela. No caso dos dados disponíveis, a análise paralela sugere a extração de somente um fator, o qual explicaria 70,1% da variância do constructo.

Há divergências quanto ao melhor método para extração de fatores. O método Kaiser, embora ainda muito utilizado, é reconhecido por alguns autores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como menos preciso que a análise paralela. No entanto, Holgado-Tello et al. (2010) e Osborne (2015) sugerem a utilização do método Kaiser, haja vista a melhor adequação deste método para estimativa de variáveis latentes a partir de variáveis ordinais. Por este motivo, optou-se por determinar o número de fatores conforme a teoria, e não conforme as indicações estatísticas (as quais são baseadas unicamente em simulações a partir dos dados obtidos com a amostra desse estudo).

AJUSTAMENTO DO MODELO

Síntese do ajustamento do modelo: Brown (2015); Kline (2015) recomendam apresentar ao menos um índice de cada um destas três categorias listadas abaixo:

- **Índices de ajustamento absoluto** (“*Absolute Fit Indexes*”): Segundo McDonald e Ho (2002), bem como Hooper, Coughlan e Mullen (2008), estes são os índices que permitem avaliar a que ponto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada (CMIN, GFI, AGFI e SRMR).
- **Índice de correção parcimoniosa** (“*Parsimony Correction*”): Segundo Kalinowski (2006), “este índice é similar aos índices de ajustamento absoluto, mas integra uma correção estatística que permite corrigir um mau ajustamento (inicial) do modelo” (p. 13) (RMSEA).
- **Índices de ajustamento comparativo** (“*Comparative Fit*”): Segundo Gatignon (2010), estes são índices que permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético, pelo viés do modelo nulo (isto é: covariâncias = 0) (CFI, TLI e NFI).

Recentemente, após considerar algumas opiniões, Kline (2015) recomenda apresentar os índices seguintes em trabalhos científicos: CMIN, CMIN/DF, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO ABSOLUTO

Qui-quadrado

Minimum Fit Function Chi Square with 26 degrees of freedom = 16.735 (P = 0.916977)
Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 26 degrees of freedom = 40.451 (P = 0.035202)
Chi-Square for independence model with 45 degrees of freedom = 5682.115

Esta tabela apresenta os índices de adequação (ou de ajustamento) entre os dados disponíveis e o modelo hipotético. Deve-se observar se o modelo (“matriz da covariância observada” igual à “matriz de covariância estimada”) é estatisticamente não-significativo ($p > 0,05$; Brown, 2015; Kline, 2015; Rochette & Balbinotti, 2016). Se o modelo é significativo ($p < 0,05$), pode-se, ainda assim, aceitá-lo como válido se houver uma amostra grande (de 5 a 10 pessoas por variável manifesta ou item), mas é necessário que se assegure que os dados se distribuam de maneira multivariavelmente normais (o χ^2 é particularmente sensível à não-normalidade multivariada dos dados; Bergh, 2015). No caso deste estudo, o qui-quadrado ($\chi^2_{(26)} = 16,735$) não é estatisticamente significativo ($p = 0,916$), ou seja, a matriz da covariância observada não é estatisticamente diferente da matriz de covariância estimada. O qui-quadrado ajustado à média e à variância (robusto), por sua vez, testa a diferença entre dois modelos aninhados (modelos em que um tem o subconjunto de variáveis do outro modelo; Asparouhov & Muthén, 2006). O mesmo, por sua vez, se apresentou significativo ($\chi^2_{(26)} = 40,451$; $p = 0,035$). Pode-se observar também a relação entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (χ^2/DF), os quais foram respectivamente 0,643 e 1,555. O último valor apresentado é o qui-quadrado para modelo independente. Este teste é aplicado quando há duas variáveis categóricas em uma única população. É utilizado para determinar se existe uma associação significativa entre as duas variáveis. Não interpretamos, pois os dados analisados não são categóricos.

Parâmetros:
 χ^2 : não significativo;
 $\chi^2/gl < 5,00$: tolerável;
 $\chi^2/gl < 2,00$: satisfatório.

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Goodness of Fit Index (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)
Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = (1.000 1.000)

Os dois índices GFIs acima são medidas de ajustamento entre o modelos hipotéticos e a matrizes de covariâncias observadas. Os dois índices AGFIs corrigem os GFIs, que são afetados pelo número de itens de cada variável latente. Estes índices devem variar de 0 a 1, com um ponto de corte de 0,9, indicando um aceitável ajustamento do modelo (Baumgartner & Hombur, 1996). Agora, os valores maiores que 0,9 pelos dois índices indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo, os resultados obtidos (GFI = 1,000; AGFI = 1,000) indicam que os dados se ajustam perfeitamente entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada.

Parâmetros:
 GFI e AGFI > 0,90 : aceitável
 GFI e AGFI > 0,95 : satisfatório

ÍNDICES DE CORREÇÃO PARCIMONIOSA

RMSEA (Root mean square error of approximation)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.052; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.0000 0.0635) (between 0.050 and 0.080 : fair)
Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 13.585
Degrees of Freedom = 26
Test of Approximate Fit
H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.918

O RMSEA objetiva minimizar (uma possível solução) problemas associados ao tamanho de amostra, analisando-se a diferença entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros escolhidos de forma perfeita) e a matriz de covariância da população (Kline, 2015). O RMSEA varia de 0 a 1. Os valores menores indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo (RMSEA = 0,052), o resultado indica um aceitável ajustamento entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros) e a matriz de covariância (estimada) da população.

O software ainda apresenta o intervalo de confiança, como sugerido por Kline (2015) e testa a hipótese nula, comparando se há diferença significativa entre o valor encontrado e o valor referência (0,05), demonstrando, neste caso, não haver diferença estatística ($p = 0,918$). Este procedimento, por vezes, também é chamado de “PCLOSE”.

Parâmetros:
 RMSEA \leq 0,05 : satisfatório;
 0,05 < RMSEA < 0,08 : ajustamento razoável;
 RMSEA > 0,10 : ajustamento pobre.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO COMPARATIVO

CFI (Comparative Fit Index) e NNFI (Non-Normed Fit Index)

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.996; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.992 1.000) Comparative Fit Index (CFI) = 0.997; BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.996 1.000) (larger than 0.990 : excellent)
<p>O NFI (Normed Fit Index) analisa a discrepância entre o valor do qui-quadrado do modelo hipotetizado e o valor do qui-quadrado do modelo nulo (Bentler & Bonett, 1980). No entanto, o NFI tende a ser negativamente influenciado (Bentler, 1990). O NNFI corrige alguns destes problemas, contudo seus valores podem, em alguns casos, sair do intervalo de 0 a 1 (Bentler, 1990). Valores maiores que 0,95 indicam um ajustamento satisfatório do modelo, que é o caso deste instrumento.</p> <p>O CFI analisa o ajustamento do modelo, examinando-se a diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético, e levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado de ajustamento do modelo (Gatignon, 2010). O CFI pode variar de 0 a 1. Os valores maiores indicam um melhor ajustamento do modelo. Um valor de 0,90 ou mais indica um ajustamento aceitável do modelo (Hu & Bentler, 1999). No caso deste estudo, o resultado obtido (CFI = 0,997) indica um excelente ajustamento da diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético (levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado).</p>
Parâmetros: NNFI > 0,95 : satisfatório; CFI > 0,90 : aceitável; CFI > 0,95 : satisfatório.

EIGENVALUES DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO REDUZIDA

Variable	Eigenvalue	
1	6.035466974	
2	0.636235738	
3	0.213293191	
4	0.093089478	
5	0.071082745	
6	0.021942619	
7	-0.013882825	
8	-0.074950048	
9	-0.093835486	
10	-0.164657262	

Os dados apresentados nesta tabela servem para confirmar a quantidade total de variância comum. Esta informação pode ser obtida somando-se todos os *eigenvalues* apresentados. No entanto, há uma limitação importante: alguns valores são negativos. Ou seja, estes valores não podem ser adequadamente interpretados como partes da variância comum e os percentuais de variância comum não podem ser computados (Lorenzo-Seva, 2013).

MATRIZ FATORIAL NÃO-ROTADA

Variable	F 1	F 2	Communality	
V 1	0.699	-0.077	0.495	
V 2	0.778	0.277	0.682	
V 3	0.845	0.135	0.732	
V 4	0.842	0.240	0.766	
V 5	0.754	-0.145	0.590	
V 6	0.705	-0.270	0.570	
V 7	0.753	0.402	0.729	
V 8	0.764	0.019	0.584	
V 9	0.820	-0.383	0.819	
V 10	0.833	-0.251	0.757	

A observação desta matriz permite a visualização das saturações de cada variável para os fatores extraídos antes da rotação. Ou seja, são os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores não-rotados.

Nesta tabela é também fundamental observar as comunalidades (h^2), sendo que as mesmas fornecem informações quanto à pertinência de se preservar uma variável na solução fatorial proposta (Rochette & Balbinotti, 2016). Esses valores indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada considerando os fatores retidos (no caso de nosso estudo, 3 fatores), quando não rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3.

Parâmetros:
 $h^2 \geq 0,3$: tolerável (alguns autores aceitam 0,2);
 $h^2 \geq 0,4$: recomendável;
 $h^2 \geq 0,5$: desejável.

MATRIZ FATORIAL PRÉ-ROTADA

Variable	C 1	C 2
V 1	0.471	0.186
V 2	0.042	0.797
V 3	0.148	0.518
V 4	0.070	0.699
V 5	0.596	0.122
V 6	0.888	0.034
V 7	0.009	1.000
V 8	0.285	0.333
V 9	1.000	0.017
V 10	0.768	0.062

Nesta etapa, é realizada uma pré-rotação da matriz fatorial. Já pode se perceber, diferentemente da matriz não-rotada, uma organização das saturações dos itens em seus possíveis fatores. O primeiro fator (componente) apresenta 5 itens (1, 5, 6, 9 e 10) e o segundo 5 itens (2, 3, 4, 7 e 8).

MATRIZ FATORIAL ROTADA

Variable	F 1	F 2
V 1	0.487	0.261
V 2	0.033	0.801
V 3	0.267	0.637
V 4	0.119	0.783
V 5	0.611	0.196
V 6	0.760	-0.007
V 7	-0.156	0.964
V 8	0.387	0.430
V 9	0.981	-0.106
V 10	0.803	0.088

Esta matriz é, provavelmente, o núcleo da análise fatorial exploratória. A mesma apresenta as cargas – saturações – fatoriais de cada um dos itens em análise nos dois fatores extraídos após a rotação (Rochette & Balbinotti, 2016). Quanto maior a saturação fatorial em um único fator, melhor. A significância da saturação fatorial depende do tamanho amostral.

Saturação Fatorial	Tamanho da amostra
0,30	≈ 350
0,35	≈ 250
0,40	≈ 200
0,45	≈ 150
0,50	≈ 120
0,55	≈ 100
0,60	≈ 85
0,65	≈ 70

Hair, Black, Babin, & Anderson (2013)

MATRIZ FATORIAL ROTADA COM VALORES OMITIDOS

Variable	F 1	F 2
V 1	0.487	
V 2		0.801
V 3		0.637
V 4		0.783
V 5	0.611	
V 6	0.760	
V 7		0.964
V 8		0.430
V 9	0.981	
V 10	0.803	

Esta matriz apresenta os mesmos dados da matriz anterior, no entanto, todos os valores menores que 0,40 foram omitidos. Desta forma, retira-se a poluição da matriz. Considerou-se o “ponto de corte” (0,40) sugerido anteriormente com base no tamanho amostral (n = 210; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2013). Verifica-se, assim, uma matriz “limpa”. A partir destes dados, os fatores são interpretados a partir do nome que lhes são dados, devendo explicar o conteúdo dos itens (Rochette & Balbinotti, 2016).

VARIÂNCIA EXPLICADA E FIDEDIGNIDADE DOS FATORES ROTADOS

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)			
Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	3.440	0.898	0.947
2	3.284	0.863	0.929

A informação prestada nesta tabela é centrada em uma nova forma de estimação de fidedignidade (ORION; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), com aplicação sugerida à Teoria de Resposta ao Item. O modelo de medida *Expected A Posteriori* (EAP) tradicional utiliza informações de probabilidade de resposta prévia com informações de probabilidade a partir dos dados obtidos. Contudo, especialmente para modelos multidimensionais nos quais os fatores são relacionados (caso deste instrumento), este método tende a apresentar resultados sub-ótimos e/ou fornece menos informação do que seria recomendável (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016). O novo modelo sugerido por Ferrando e Lorenzo-Seva (2016) inclui em suas estimações de calibragem as correlações entre os fatores (correlações phi), tornando um método aplicável especialmente para modelos que utilizam rotações oblíquas. Além disso, se propõe a apresentar índices de fidedignidade adicionais. Os índices obtidos nesta análise podem ser considerados satisfatórios, pois todos os índices ORION e de determinação dos fatores foram iguais ou superiores a 0,90.

CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

Factor	F 1	F 2	Nesta tabela, observa-se que os escores fatoriais dos dois fatores estão correlacionados de maneira muito forte (0,747). Esse resultado deve ser considerado ao solicitar uma rotação fatorial. Neste caso, deve-se utilizar um método de rotação oblíqua, como o DWLS, o qual parece ser o mais adequado.
1	1.000		
2	0.747	1.000	

Parâmetros:
Correlação em torno de:
0,05 = muito fraca;
0,15 = fraca;
0,35 = moderada;
0,55 = forte;
0,85 = muito forte.

MATRIZ DE ESTRUTURA

Variable	F 1	F 2	A matriz de estrutura apresentada aqui leva em conta as relações entre os fatores, e é, de fato, um produto da matriz de padrões com a matriz dos coeficientes de correlação entre os fatores. A maioria dos pesquisadores interpreta apenas a matriz de padrões pela simplicidade. Todavia, há situações em que alguns valores na matriz de padrões podem ser suprimidos devido à relação existente entre os componentes. Por isso é aconselhável verificar a matriz de estrutura após a matriz de padrões. A matriz de estrutura apresenta correlações bivariadas entre fatores e itens. Quanto mais os fatores se correlacionam uns com os outros, maior pode ser a discrepância entre as saturações padrão e as saturações de estrutura em determinada variável.
V 1	0.682	0.625	
V 2	0.631	0.825	
V 3	0.743	0.837	
V 4	0.704	0.872	
V 5	0.757	0.652	
V 6	0.755	0.561	
V 7	0.564	0.848	
V 8	0.709	0.720	
V 9	0.902	0.627	
V 10	0.868	0.687	

BIAS-CORRECTED AND ACCELERATED (BCA) BOOTSTRAP – 95% INTERVALO DE CONFIANÇA PARA SATURAÇÕES FATORIAIS

Variable	F	1	BCa Confidence Interval	
V 1	0.487	(0.117	0.751)
V 2	0.033	(-0.210	0.291)
V 3	0.267	(0.070	0.426)
V 4	0.119	(-0.086	0.296)
V 5	0.611	(0.347	0.787)
V 6	0.760	(0.564	0.949)
V 7	-0.156	(-0.351	0.007)
V 8	0.387	(0.204	0.617)
V 9	0.981	(0.809	1.157)
V 10	0.803	(0.536	0.982)

Variable	F	2	BCa Confidence Interval	
V 1	0.261	(-0.126	0.540)
V 2	0.801	(0.448	0.998)
V 3	0.637	(0.454	0.816)
V 4	0.783	(0.602	0.970)
V 5	0.196	(-0.015	0.417)
V 6	-0.007	(-0.232	0.166)
V 7	0.964	(0.792	1.159)
V 8	0.430	(0.208	0.610)
V 9	-0.106	(-0.335	0.065)
V 10	0.088	(-0.091	0.325)

Nestas tabelas estão presentes as saturações fatoriais (vide Matriz fatorial rotada) de cada um dos itens nos fatores especificados com seus respectivos intervalos de confiança. O intervalo de confiança BCa é um intervalo de segunda ordem que corrige o viés e assimetria na distribuição das estimativas de *bootstrap*. O intervalo BCa requer que se estime dois parâmetros: o *bias-correction parameter* (z_0) – relacionado à proporção de estimativas de *bootstrap* que são menores do que a estatística observada; o parâmetro de aceleração (a) – proporcional à assimetria da distribuição do *bootstrap* (Chernick & LaBudde, 2011; Davison & Hinkley, 1997).

ÍNDICES DE SIMPLICIDADE FATORIAL

<p>Bentler's simplicity index (S) = 0.99482 (Percentile 100) BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.986 0.999)</p> <p>Loading simplicity index (LS) = 0.49982 (Percentile 100) BC Bootstrap 95% confidence interval = (0.365 0.677)</p>
<p>Nesta tabela são apresentados dois métodos de estimação de índices de simplicidade fatorial. Simplicidade fatorial é a mais simples solução possível na qual cada variável é gerada por um único fator (Kaiser, 1974). O primeiro (S) é baseado na relação entre as colunas da matriz fatorial, enquanto que o segundo (LS) é baseado nos valores das saturações (Lorenzo-Seva, 2003). Os índices variam de 0 a 1, atingindo o seu máximo (percentil 100) quando todas as variáveis são simples e não fatorialmente complexas (Bentler, 1977).</p> <p>Não apresenta parâmetros definidos pelos autores.</p>

CORRELAÇÕES ENTRE FATORES COM INTERVALOS DE CONFIANÇA

<p>BIAS-CORRECTED BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS FOR INTER-FACTORS CORRELATION VALUES</p> <p>1 -- 2 0.747* (0.679 0.833)</p> <p>* Significantly different from zero at population</p>
<p>Nesta tabela, observam-se as correlações entre os escores fatoriais dos dois fatores, como já apresentado anteriormente, e seus respectivos intervalos de confiança. Destaca-se novamente a influência das fortes correlações entre os fatores na escolha do método de rotação utilizada, bem como o indicio de que estes podem ser dimensões a compor um fator de segunda ordem.</p> <p>Parâmetros: Correlação em torno de: 0,05 = muito fraca; 0,15 = fraca;</p>

0,35 = moderada;
 0,55 = forte;
 0,85 = muito forte.

ÍNDICES DE FIDEDIGNIDADE

	Greatest Lower Bound to Reliability = 0.968743 McDonald's Omega = 0.936228 Standardized Cronbach's alpha = 0.935754 Total observed variance = 10.000 Total Common Variance = 8.019
--	--

Esta seção apresenta resultados relativos à fidedignidade da escala. São apresentados os resultados de três métodos distintos de medida: o Greatest Lower Bound (GLB) to Reliability de Wodhouse e Jackson, o Ômega de McDonald e o Alfa Estandarizado de Cronbach. Pode-se notar que os valores dos índices variam de 0,935 a 0,968. É importante a apresentação de todos os índices devido às limitações de cada um (Ten Berge & Scocan, 2004; Dunn, Baguley & Brunnsden, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). Estes resultados podem ser considerados excelentes, pois ultrapassam o valor mínimo requerido de 0,70 (Nunnally, 1978; este índice pode variar de 0,60 a 0,80, segundo alguns autores). Em consequência, pode-se dizer que foi obtida uma coerência interna muito satisfatória.

Parâmetros:

Índice < 0,50 : inaceitável

Índice < 0,70 : fraco

Índice \geq 0,70 : aceitável

Índice \geq 0,80 : satisfatório

COMUNALIDADES APÓS ROTAÇÃO

	Variable	Communality	
V	1	0.631381	Assim como apresentado anteriormente, as comunalidades indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada – neste caso considerando os dois fatores retidos, quando rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3. Quando se rota a matriz, a qualidade da representação aumenta, causando um aumento nos índices de comunalidade. Dependendo do estimador, a qualidade da representação pode se tornar maior ou menor. Deseja-se que ela aumente.
V	2	0.846843	
V	3	0.912631	
V	4	0.806786	
V	5	0.830127	
V	6	0.704923	
V	7	0.787269	
V	8	0.713123	
V	9	0.869603	
V	10	0.916764	

CORRELAÇÕES RELACIONADAS AO FATOR DE SEGUNDA ORDEM

SCHMID-LEIMAN SOLUTION (1957)				
Second order factor solution (ULS)				
Factor	G	1		
F 1	0.799			
F 2	0.935			
Schmid-Leiman solution				
Variable	F 1	F 2	G 1	
V 1	0.293	0.093	0.633	
V 2	0.020	0.285	0.775	
V 3	0.161	0.227	0.809	
V 4	0.072	0.278	0.827	
V 5	0.367	0.070	0.671	
V 6	0.457	-0.002	0.601	
V 7	-0.094	0.343	0.776	
V 8	0.233	0.153	0.712	
V 9	0.590	-0.038	0.685	
V 10	0.483	0.031	0.723	
F = First-Order Factors G = Second-Order Factor				

Na primeira tabela está apresentada a solução fatorial de segunda ordem com as correlações entre os fatores extraídos (F1 e F2) e o fator geral de segunda ordem (G1). Podem-se observar índices elevados, variando de 0,799 a 0,935, entre os dois fatores extraídos e o fator de segunda ordem.

A solução Schmid-Leiman (1957), por sua vez, pode ser utilizada a fim de se compreender melhor a relação entre variáveis e fatores. Esta é uma ferramenta conveniente para se identificar a influência independente de fatores de primeira ou segunda ordem em uma série de variáveis medidas (os itens), facilitando assim a interpretação dos fatores em diferentes níveis (Wolf & Preisling, 2005). Assim, na segunda tabela, podem-se observar as relações individuais dos itens com os fatores de primeira ordem, bem como as correlações com o fator de segunda ordem, que variaram de fortes (0,601) a muito fortes (0,827), indicando a real possibilidade deste ser um construto melhor explicado por um modelo bidimensional de segunda ordem.

ESTUDO DOS RESÍDUOS

DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS

Number of Residuals = 45 Summary Statistics for Fitted Residuals Smallest Fitted Residual = -0.0728 Median Fitted Residual = -0.0046 Largest Fitted Residual = 0.0745 Mean Fitted Residual = -0.0073 Variance Fitted Residual = 0.0012
--

Esta seção apresenta a distribuição dos resíduos. Resíduo é a diferença das matrizes de correlação inicial e reconstituída (o software factor não apresenta a matriz reconstituída, mas apresenta a quantidade de resíduos totais). No caso desta análise, foram encontrados 45 resíduos. Ainda, nota-se a presença dos valores residuais pontuais (menor, maior e mediano), bem como a média e a variância dos resíduos. No entanto, para fins de interpretação, recomenda-se a utilização dos resíduos estandardizados.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO BASEADO NOS RESÍDUOS

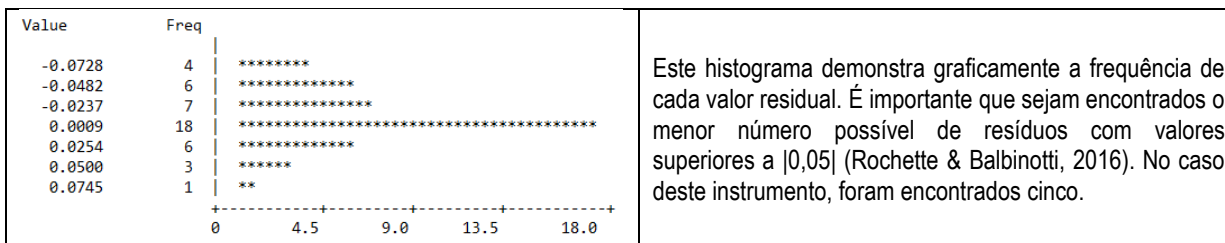
Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0347 BC Bootstrap 95% confidence interval of RMSR = (0.026 0.038) Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0692 (Kelley's criterion)
Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0422 BC Bootstrap 95% confidence interval of WRMR = (0.032 0.045)

RMSR é um outro índice de ajuste geral do modelo, obtido a partir dos resíduos. Valores mais próximos de zero são preferíveis, sendo 0,05 o mínimo admitido (Pereira, 2013). Contudo, o software ainda fornece o cálculo para a determinação do critério de Kelley (1935), o qual varia conforme os dados. Neste caso, o valor de RMSR para um modelo aceitável segundo o critério de Kelley foi de 0,692; bem acima do valor encontrado, demonstrando ser um modelo

aceitável.
Também é apresentado o valor de WRMR, o qual apresentou o resultado de 0,042. Resultado satisfatório considerando a recomendação de Yu & Muthen (2002; WRMR < 1,0).

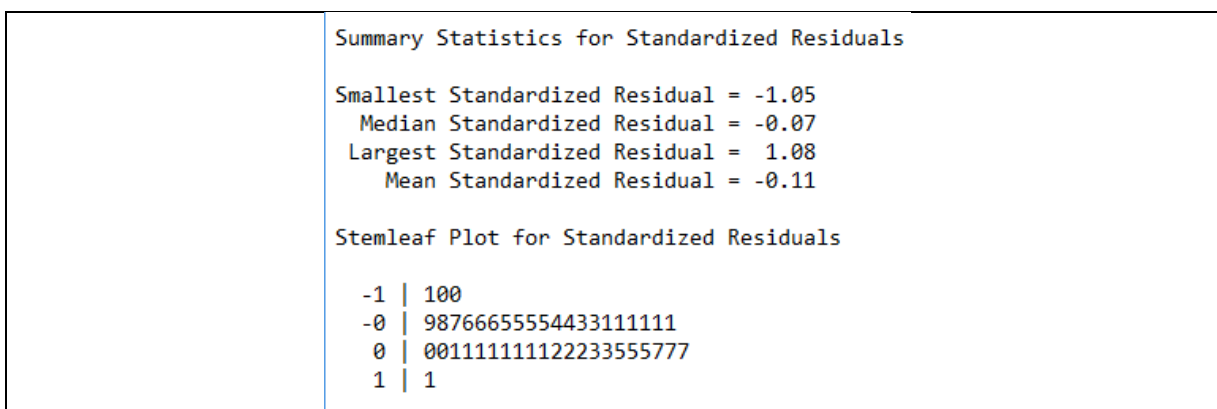
Parâmetros:
RMSR (ou RMR) < 0,05 ou < critério de Kelley;
WRMR < 1,0.

HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS ENCONTRADOS



Parâmetros:
Menor número de resíduos com valores superiores a |0,05|.

ESTATÍSTICAS RELATIVAS AOS RESÍDUOS ESTANDARDIZADOS



Enfim, os resíduos estandardizados indicam diferenças entre a matriz de covariância implícita do modelo teórico e a matriz de covariância amostral, capturadas pela matriz residual de covariância. Os resíduos devem ser utilizados sempre na forma padronizada para não tornar sua interpretação complexa por dependerem da unidade de medida das variáveis observadas (Pereira, 2013). Os resíduos estandardizados são os resíduos divididos pelos seus erros assintóticos (Hausman, 1978). Representam uma estimativa do número de desvios que os resíduos observados estão do resíduo zero, que existiria caso o modelo fosse perfeitamente ajustado. Novamente, nota-se uma forte proximidade dos valores de média e mediana com o valor central (zero).

O *stemleaf plot* demonstra graficamente todos os valores exatos dos resíduos estandardizados.

APÊNDICE N

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Université du Québec à Trois-Rivières

Relatório Psicométrico do instrumento:

Escala Gonçalves-Balbinotti de Favorecimento à Democratização no Esporte
Infantojuvenil

(EGB-De-10)

Por

Gabriel Henrique Treter Gonçalves

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Agosto de 2017

INFORMAÇÕES GERAIS

F A C T O R	
Unrestricted Factor Analysis	
Release Version 10.5.03 x64bits June, 2017	Primeiramente, é apresentado o nome do programa estatístico utilizado (Factor – Unrestricted Factor Analysis), seguido da versão (10.5.03 x64bits) e data de lançamento (Junho de 2017). O programa foi desenvolvido na Universidade Rovira i Virgili, em Terragona, Espanha. Na sequência é apresentado o nome do programador (Urbano Lorenzo-Seva) e dos responsáveis pelas especificações matemáticas (Urbano Lorenzo-Seva e Pere J. Ferrando). Por fim, é apresentada a data de realização da análise (Quarta-feira, 09 de agosto de 2017) e a tempo necessário para a sua realização (14 minutos, 56 segundos e 49 centésimo).
Rovira i Virgili University Tarragona, SPAIN	
Programming: Urbano Lorenzo-Seva	
Mathematical Specification: Urbano Lorenzo-Seva Pere J. Ferrando	
Date: Wednesday, August 09, 2017 Time: 14:56:49	
DETAILS OF ANALYSIS	
Participants' scores data file	: C:\Users\Marcos Balbinotti\Desktop\Dados Gabriel\Gabriel Banco 210 casos - Dimensão Democratização.dat
Method to handle missing values	: Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016)
Missing code value	: 999
Number of participants	: 211
Number of variables	: 10
Variables included in the analysis	: ALL
Variables excluded in the analysis	: NONE
Number of factors	: 2
Number of second order factors	: 1
Procedure for determining the number of dimensions	: Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011)
Dispersion matrix	: Polychoric Correlations
Robust analyses based on bootstrap	: None
Asymptotic Covariance/Variance matrix	: analytically estimated
Method for factor extraction	: Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS)
Correction for robust Chi square	: Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010)
Rotation to achieve factor simplicity	: Promax
Value of parameter k	: 4.0000
Clever rotation start	: Raw Varimax
Number of random starts	: 10
Maximum number of iterations	: 100
Convergence value	: 0.00001000
Aqui são apresentados detalhes da análise, como nome do arquivo utilizado como banco de dados, método para lidar com dados faltantes, código para dados faltantes, número de participantes, número de variáveis, variáveis incluídas na análise, variáveis excluídas da análise, número de fatores, número de fatores de segunda ordem, procedimento para a determinação do número de dimensões, matriz de dispersão, análises robustas, matriz de covariância/variância assintótica, método de extração dos fatores, correção para qui-quadrado robusto, rotação para alcançar simplicidade do fator, valor do parâmetro k, rotação inicial inteligente, número de inícios aleatórios, número máximo de interações e valor de convergência.	

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

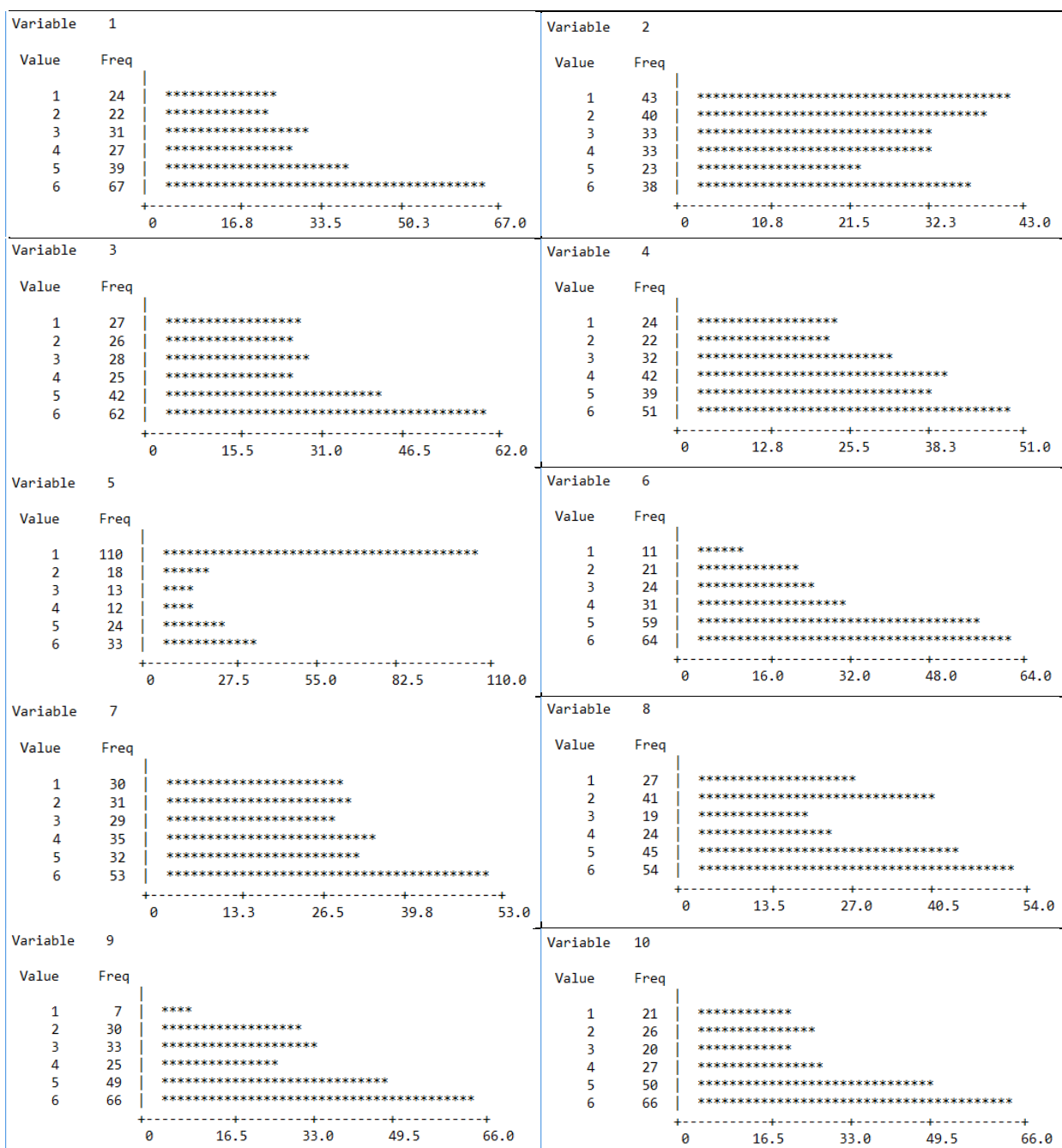
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS UNIVARIADAS

Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness	Kurtosis (Zero centered)
V 1	4.104	(3.79 4.42)	3.108	-0.478	-1.087
V 2	3.303	(2.99 3.62)	3.169	0.184	-1.267
V 3	4.005	(3.69 4.32)	3.227	-0.411	-1.203
V 4	3.948	(3.65 4.24)	2.817	-0.383	-0.990
V 5	2.611	(2.26 2.96)	3.982	0.696	-1.207
V 6	4.398	(4.12 4.67)	2.391	-0.770	-0.454
V 7	3.777	(3.46 4.09)	3.187	-0.204	-1.278
V 8	3.844	(3.52 4.16)	3.307	-0.265	-1.383
V 9	4.299	(4.02 4.58)	2.494	-0.515	-0.958
V 10	4.204	(3.90 4.51)	3.006	-0.613	-0.951

Esta tabela apresenta informações relativas à tendência central, variabilidade e distribuição dos dados. A partir desta tabela podem-se retirar duas importantes informações: 1) como se comportam as estatísticas descritivas univariadas testadas, em estudo; e, 2) qual o tipo de análise mais adequada para estes dados. Pode-se observar que as médias variaram entre 2,61 e 4,40, e as variâncias de 3,391 a 3,982. Destaca-se que praticamente todos os valores das médias localizam-se na metade

superior da escala de medida (valores superiores à 3,0) e permanecem dentro do intervalo de confiança testado (95%). Conforme os resultados das variâncias, todos os desvios padrões são menores do que os valores numerais das médias, indicando que a variabilidade dos dados é restrita, podendo-se interpretar que os sujeitos respondiam, mais ou menos, da mesma forma cada uma das afirmações do instrumento. Se, por um lado, os valores obtidos pelas médias denotam uma tendência avaliativa de caráter mais positivo por parte dos respondentes (indicando que os torneios são importantes para o desenvolvimento dos diversos aspectos avaliados pelo instrumento), por outro lado, podem também indicar que os itens, como estão formulados, favorecem um estilo de resposta mais positivo; podendo assim, minimizar uma variabilidade ainda maior, restringindo a manifestação de diferentes opiniões (Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), ou mesmo de opiniões de caráter negativo (no contexto das médias). Já os dados relativos à assimetria e ao achatamento, de uma forma geral, se afastam de zero ($S > |1,0|$; $K > |1,0|$). Portanto, este fato leva a crer que análises policóricas são as mais indicadas para estes dados (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

GRÁFICOS DE BARRA PARA VARIÁVEIS ORDINAIS



Estes gráficos apresentam as frequências de resposta conforme a graduação da escala utilizada (no caso uma escala do tipo Likert graduada em 6 pontos, de 1 a 6) para cada um dos itens analisados. Estes dados fornecem informações referentes ao padrão de resposta dos indivíduos inventariados, bem como referentes à elaboração dos itens. Espera-se que haja certa variabilidade nas respostas, sendo inclusive sugerida a exclusão de itens que não contemplem esse critério (Balbinotti, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). No caso dos dados em análise, de uma forma geral, verifica-se uma tendência maior frequência de respostas aos valores mais elevados (5 e 6), demonstrando que os itens, como foram formulados, podem não favorecer a manifestação de diferentes opiniões (Balbinotti, 2016; Pasquali, 2004; Hutz, Bandeira & Trentini, 2015), o que não ocorreu neste estudo.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS MULTIVARIADAS

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.				
	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	11.518	405.036	220	1.0000
SKewness corrected for small sample	11.518	411.855	220	1.0000
Kurtosis	134.577	6.834		0.0000**

** Significant at 0.05

As estatísticas multivariadas de Mardia para skewness e kurtosis são baseadas nos terceiro e quarto momentos estandardizados. Na construção das estatísticas de testes invariantes, os vetores de dados são primeiramente estandardizados usando-se o vetor médio da amostra e a matriz de covariância da amostra (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2003). No caso desta análise, verifica-se uma diferença estatisticamente significativa entre a distribuição dos dados e a curva normal na medida de kurtosis, indicando, mais uma vez, a necessidade de utilização de análises policóricas para o adequado prosseguimento das análises (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

MATRIZ DE CORRELAÇÕES POLICÓRICAS

STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION)										
(Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)										
Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
V 1	1.000									
V 2	0.618	1.000								
V 3	0.592	0.712	1.000							
V 4	0.411	0.467	0.477	1.000						
V 5	0.439	0.415	0.489	0.403	1.000					
V 6	0.272	0.317	0.343	0.529	0.421	1.000				
V 7	0.486	0.531	0.541	0.641	0.521	0.508	1.000			
V 8	0.595	0.494	0.577	0.463	0.565	0.467	0.709	1.000		
V 9	0.610	0.541	0.591	0.525	0.492	0.408	0.540	0.673	1.000	
V 10	0.564	0.540	0.582	0.483	0.568	0.415	0.549	0.632	0.629	1.000

Esta tabela apresenta os resultados das correlações (por algoritmos policóricos) entre todos os itens em estudo, possibilitando a interpretação de informações relativas à adequação da solução global (Choi, Kim, Chen & Dannels, 2011; Choi, Peters, & Mueller, 2010). Nota-se que os índices correlacionais variam de fracos ($|0,272|$) a (muito) fortes ($|0,712|$) (mas não bicolineares), indicando a possibilidade da existência de mais de um fator, considerando a solução correlacional global. Não há a presença de correlações negativas, o que poderia indicar a necessidade de revisão do conteúdo dos itens, quando integram um mesmo fator (ou dimensão).

ADEQUAÇÃO DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Determinant of the matrix	= 0.011398647821638
Bartlett's statistic	= 921.0 (df = 45; P = 0.000010)
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test	= 0.89980 (good)

Esta tabela possibilita a verificação da fatorabilidade das matrizes de correlação e covariância (Rochette & Balbinotti, 2016). O "Determinante da matriz de correlação" ($|R| = 0,011$) é considerado pequeno (mas não "zero absoluto"), constituindo-se

em um adequado índice da existência de padrões de correlações entre as variáveis. É tolerado um valor com até quatro zeros (0) após a vírgula (Balbinotti, 2016). Valores ainda menores podem indicar presença de bicolinearidade (redundância de informação) nos dados. O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação original é uma matriz de identidade. Um teste significativo ($p < 0,05$) indica que a matriz de correlação não é uma matriz de identidade, e que, portanto, há algumas relações entre as variáveis que se espera incluir na análise. A partir do resultado obtido ($KMO = 0,89$), pode-se concluir que o conjunto geral das correlações parciais obtidas é adequado (bom), permitindo assim o prosseguimento dos cálculos relativos à análise fatorial.

Parâmetros:

Determinante da matriz: deve ser pequeno, sem ser zero absoluto.

Teste de esfericidade de Bartlett: espera-se que p seja significativo.

KMO	0,00 a 0,49 : inaceitável
	0,50 a 0,59 : miserável
	0,60 a 0,69 : medíocre
	0,70 a 0,79 : razoável
	0,80 a 0,89 : bom
	0,90 a 1,00 : muito bom

EXTRAÇÃO DOS FATORES

VARIÂNCIA EXPLICADA COM BASE NOS *EIGENVALUES*

	Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
	1	5.70509	0.57051	0.57051
	2	0.97726	0.09773	0.66823
	3	0.68150	0.06815	
	4	0.52835	0.05283	
	5	0.47296	0.04730	
	6	0.43607	0.04361	
	7	0.38325	0.03833	
	8	0.35437	0.03544	
	9	0.27250	0.02725	
	10	0.18866	0.01887	

Esta tabela apresenta primeiramente a quantidade de variância explicada por um fator (Eigenvalue), sua proporção levando em consideração todos os componentes, e, por fim, a proporção cumulativa levando em consideração o número de fatores solicitados. Os resultados desta tabela indicam que um componente pode ser suficiente para explicar os dados disponíveis, ou seja, este componente apresenta valor próprio maior que 1,00 (5,70; Kaiser, 1960). A porcentagem de variância explicada pelo fator é de 57,05%; o que pode ser considerado um resultado satisfatório. Contudo, se adotado o critério de utilização dos aspectos teóricos como base para a extração dos fatores (no caso 2 fatores), o Fator 2 explica uma porcentagem suplementar de cerca de 9,77% da variância do constructo, totalizando uma expressiva explicação total de 66,82%. Esses resultados podem ser avaliados positivamente, pois indicam que, os 10 itens da EGB-De-10 são suficientes para se avaliar pouco mais de 66% da variância do construto medido.

ANÁLISE PARALELA

PARALLEL ANALYSIS (PA) BASED ON MINIMUM RANK FACTOR ANALYSIS
(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011)

Implementation details:

Correlation matrices analyzed: Polychoric correlation matrices
Number of random correlation matrices: 500
Method to obtain random correlation matrices: Permutation of the raw data (Buja & Eyuboglu, 1992)

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	62.0*	20.4	23.3
2	10.4	17.7	20.2
3	6.1	15.4	17.3
4	4.9	13.1	14.6
5	4.5	11.0	12.6
6	4.3	8.8	10.6
7	3.9	6.7	8.6
8	3.1	4.5	6.5
9	0.8	2.4	4.4
10	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

Esta tabela apresenta os resultados de um outro método de extração de fatores: a análise paralela. No caso dos dados disponíveis, a análise paralela sugere a extração de somente um fator, o qual explicaria 62,0% da variância do constructo.

Há divergências quanto ao melhor método para extração de fatores. O método Kaiser, embora ainda muito utilizado, é reconhecido por alguns autores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como menos preciso que a análise paralela. No entanto, Holgado-Tello et al. (2010) e Osborne (2015) sugerem a utilização do método Kaiser, haja vista a melhor adequação deste método para estimativa de variáveis latentes a partir de variáveis ordinais. Por este motivo, optou-se por determinar o número de fatores conforme a teoria, e não conforme as indicações estatísticas (as quais são baseadas unicamente em simulações a partir dos dados obtidos com a amostra desse estudo).

AJUSTAMENTO DO MODELO

Síntese do ajustamento do modelo: Brown (2015); Kline (2015) recomendam apresentar ao menos um índice de cada um destas três categorias listadas abaixo:

- **Índices de ajustamento absoluto** (“*Absolute Fit Indexes*”): Segundo McDonald e Ho (2002), bem como Hooper, Coughlan e Mullen (2008), estes são os índices que permitem avaliar a que ponto a matriz de variância-covariância observada é estatisticamente similar à matriz estimada (CMIN, GFI, AGFI e SRMR).
- **Índice de correção parcimoniosa** (“*Parsimony Correction*”): Segundo Kalinowski (2006), "este índice é similar aos índices de ajustamento absoluto, mas integra uma correção estatística que permite corrigir um mau ajustamento (inicial) do modelo" (p. 13) (RMSEA).
- **Índices de ajustamento comparativo** (“*Comparative Fit*”): Segundo Gatignon (2010), estes são índices que permitem avaliar o ajustamento do modelo hipotético, pelo viés do modelo nulo (isto é: covariâncias = 0) (CFI, TLI e NFI).

Recentemente, após considerar algumas opiniões, Kline (2015) recomenda apresentar os índices seguintes em trabalhos científicos: CMIN, CMIN/DF, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO ABSOLUTO

Qui-quadrado

<p>Minimum Fit Function Chi Square with 26 degrees of freedom = 11.128 (P = 0.994956) Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 26 degrees of freedom = 39.636 (P = 0.042290) Chi-Square for independence model with 45 degrees of freedom = 2312.388</p>
<p>Esta tabela apresenta os índices de adequação (ou de ajustamento) entre os dados disponíveis e o modelo hipotético. Deve-se observar se o modelo (“matriz da covariância observada” igual à “matriz de covariância estimada”) é estatisticamente não-significativo ($p > 0,05$; Brown, 2015; Kline, 2015; Rochette & Balbinotti, 2016). Se o modelo é significativo ($p < 0,05$), pode-se, ainda assim, aceitá-lo como válido se houver uma amostra grande (de 5 a 10 pessoas por variável manifesta ou item), mas é necessário que se assegure que os dados se distribuam de maneira multivariavelmente normais (o χ^2 é particularmente sensível à não-normalidade multivariada dos dados; Bergh, 2015). No caso deste estudo, o qui-quadrado ($\chi^2_{(26)} = 11,128$) não é estatisticamente significativo ($p = 0,994$), ou seja, a matriz da covariância observada não é estatisticamente diferente da matriz de covariância estimada. O qui-quadrado ajustado à média e à variância (robusto), por sua vez, testa a diferença entre dois modelos aninhados (modelos em que um tem o subconjunto de variáveis do outro modelo; Asparouhov & Muthén, 2006). O mesmo se apresentou significativo ($\chi^2_{(26)} = 39,636$; $p = 0,042$). Pode-se observar também a relação entre o qui-quadrado e o grau de liberdade (χ^2/DF), os quais foram respectivamente 0,428 e 1,524. O último valor apresentado é o qui-quadrado para modelo independente. Este teste é aplicado quando há duas variáveis categóricas em uma única população. É utilizado para determinar se existe uma associação significativa entre as duas variáveis. Não interpretamos, pois os dados analisados não são categóricos.</p>
<p>Parâmetros: χ^2 : não significativo; $\chi^2/gl < 5,00$: tolerável; $\chi^2/gl < 2,00$: satisfatório.</p>

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

<p>Goodness of Fit Index (GFI) = 1.000 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 1.000 Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 1.000 Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 1.000</p>
<p>Os dois índices GFIs acima são medidas de ajustamento entre o modelos hipotéticos e a matrizes de covariâncias observadas. Os dois índices AGFIs corrigem os GFIs, que são afetados pelo número de itens de cada variável latente. Estes índices devem variar de 0 a 1, com um ponto de corte de 0,9, indicando um aceitável ajustamento do modelo (Baumgartner & Hombur, 1996). Agora, os valores maiores que 0,9 pelos dois índices indicam que os dados se ajustam quase perfeitamente entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada.</p>
<p>Parâmetros: GFI e AGFI > 0,90 : aceitável GFI e AGFI > 0,95 : satisfatório</p>

ÍNDICES DE CORREÇÃO PARCIMONIOSA

RMSEA (Root mean square error of approximation)

<p>Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.050; (between 0.010 and 0.050 : close) Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 13.650 Degrees of Freedom = 26 Test of Approximate Fit H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.919</p>
<p>O RMSEA objetiva minimizar (uma possível solução) problemas associados ao tamanho de amostra, analisando-se a diferença entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros escolhidos de forma perfeita) e a matriz de covariância da população (Kline, 2015). O RMSEA varia de 0 a 1. Os valores menores indicam um melhor ajustamento do modelo. No caso deste estudo (RMSEA = 0,050), o resultado indica um aceitável ajustamento entre o modelo hipotético (através de estimações de parâmetros) e a matriz de covariância (estimada) da população. O software ainda apresenta o intervalo de confiança, como sugerido por Kline (2015) e testa a hipótese nula, comparando se há diferença significativa entre o valor encontrado e o valor referência (0,05), demonstrando, neste caso, não haver diferença estatística ($p = 0,919$). Este procedimento, por vezes, também é chamado de “PCLOSE”.</p>
<p>Parâmetros: RMSEA \leq 0,05 : satisfatório; 0,05 < RMSEA < 0,08 : ajustamento razoável; RMSEA > 0,10 : ajustamento pobre.</p>

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO COMPARATIVO

CFI (Comparative Fit Index) e NNFI (Non-Normed Fit Index)

<p>Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.990 Comparative Fit Index (CFI) = 0.994; (larger than 0.990 : excellent)</p>
<p>O NFI (Normed Fit Index) analisa a discrepância entre o valor do qui-quadrado do modelo hipotetizado e o valor do qui-quadrado do modelo nulo (Bentler & Bonett, 1980). No entanto, o NFI tende a ser negativamente influenciado (Bentler, 1990). O NNFI corrige alguns destes problemas, contudo seus valores podem, em alguns casos, sair do intervalo de 0 a 1 (Bentler, 1990). Valores maiores que 0,95 indicam um ajustamento satisfatório do modelo, que é o caso deste instrumento.</p> <p>O CFI analisa o ajustamento do modelo, examinando-se a diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético, e levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado de ajustamento do modelo (Gatignon, 2010). O CFI pode variar de 0 a 1. Os valores maiores indicam um melhor ajustamento do modelo. Um valor de 0,90 ou mais indica um ajustamento aceitável do modelo (Hu & Bentler, 1999). No caso deste estudo, o resultado obtido (CFI = 0,994) indica um excelente ajustamento da diferença entre os dados disponíveis e o modelo hipotético (levando-se em conta o tamanho da amostra inerente ao teste do qui-quadrado).</p>
<p>Parâmetros: NNFI > 0,95 : satisfatório; CFI > 0,90 : aceitável; CFI > 0,95 : satisfatório.</p>

EIGENVALUES DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO REDUZIDA

Variable	Eigenvalue	
1	5.309668467	
2	0.542862481	
3	0.263104427	
4	0.102924206	
5	0.079749020	
6	-0.009740577	
7	-0.029782980	
8	-0.072745883	
9	-0.098569432	
10	-0.170213957	

Os dados apresentados nesta tabela servem para confirmar a quantidade total de variância comum. Esta informação pode ser obtida somando-se todos os *eigenvalues* apresentados. No entanto, há uma limitação importante: alguns valores são negativos. Ou seja, estes valores não podem ser adequadamente interpretados como partes da variância comum e os percentuais de variância comum não podem ser computados (Lorenzo-Seva, 2013).

MATRIZ FATORIAL NÃO-ROTADA

Variable	F 1	F 2	Communality	
V 1	0.723	-0.253	0.587	
V 2	0.743	-0.321	0.655	
V 3	0.778	-0.280	0.684	
V 4	0.676	0.271	0.530	
V 5	0.658	0.094	0.442	
V 6	0.558	0.383	0.458	
V 7	0.785	0.273	0.691	
V 8	0.816	0.106	0.677	
V 9	0.779	-0.042	0.608	
V 10	0.765	-0.023	0.586	

A observação desta matriz permite a visualização das saturações de cada variável para os fatores extraídos antes da rotação. Ou seja, são os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores não-rotados.

Nesta tabela é também fundamental observar as comunialidades (h^2), sendo que as mesmas fornecem informações quanto à pertinência de se preservar uma variável na solução fatorial proposta (Rochette & Balbinotti, 2016). Esses valores indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada considerando os fatores retidos (no caso de nosso estudo, 2 fatores), quando não rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3.

Parâmetros:
 $h^2 \geq 0,3$: tolerável (alguns autores aceitam 0,2);
 $h^2 \geq 0,4$: recomendável;
 $h^2 \geq 0,5$: desejável.

MATRIZ FATORIAL PRÉ-ROTADA

Variable	C 1	C 2
V 1	0.022	0.903
V 2	0.010	1.000
V 3	0.020	0.916
V 4	0.715	0.052
V 5	0.375	0.220
V 6	1.000	0.005
V 7	0.646	0.074
V 8	0.357	0.234
V 9	0.163	0.468
V 10	0.184	0.433

Nesta etapa, é realizada uma pré-rotação da matriz fatorial. Já pode se perceber, diferentemente da matriz não-rotada, uma organização das saturações dos itens em seus possíveis fatores. O primeiro fator (componente) apresenta 5 itens (4, 5, 6, 7 e 8) e o segundo 5 itens (1, 2, 3, 9 e 10).

MATRIZ FATORIAL ROTADA

Variable	F 1	F 2
V 1	-0.039	0.795
V 2	-0.129	0.902
V 3	-0.053	0.866
V 4	0.700	0.036
V 5	0.436	0.271
V 6	0.809	-0.192
V 7	0.753	0.101
V 8	0.525	0.352
V 9	0.293	0.535
V 10	0.315	0.500

Esta matriz é, provavelmente, o núcleo da análise fatorial exploratória. A mesma apresenta as cargas – saturações – fatoriais de cada um dos itens em análise nos dois fatores extraídos após a rotação (Rochette & Balbinotti, 2016). Quanto maior a saturação fatorial em um único fator, melhor. A significância da saturação fatorial depende do tamanho amostral.

Saturação Fatorial	Tamanho da amostra
0,30	≈ 350
0,35	≈ 250
0,40	≈ 200
0,45	≈ 150
0,50	≈ 120
0,55	≈ 100
0,60	≈ 85
0,65	≈ 70

Hair, Black, Babin, & Anderson (2013)

MATRIZ FATORIAL ROTADA COM VALORES OMITIDOS

Variable	F 1	F 2
V 1		0.795
V 2		0.902
V 3		0.866
V 4	0.700	
V 5	0.436	
V 6	0.809	
V 7	0.753	
V 8	0.525	
V 9		0.535
V 10		0.500

Esta matriz apresenta os mesmos dados da matriz anterior, no entanto, todos os valores menores que 0,40 foram omitidos. Desta forma, retira-se a poluição da matriz. Considerou-se o “ponto de corte” (0,40) sugerido anteriormente com base no tamanho amostral (n = 210; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2013). Verifica-se, assim, uma matriz “limpa”. A partir destes dados, os fatores são interpretados a partir do nome que lhes são dados, devendo explicar o conteúdo dos itens (Rochette & Balbinotti, 2016).

VARIÂNCIA EXPLICADA E FIDEDIGNIDADE DOS FATORES ROTADOS

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)			
Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	2.662	0.932	0.966
2	3.255	0.946	0.973

A informação prestada nesta tabela é centrada em uma nova forma de estimação de fidedignidade (ORION; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), com aplicação sugerida à Teoria de Resposta ao Item. O modelo de medida *Expected A Posteriori* (EAP) tradicional utiliza informações de probabilidade de resposta prévia com informações de probabilidade a partir dos dados obtidos. Contudo, especialmente para modelos multidimensionais nos quais os fatores são relacionados (caso deste instrumento), este método tende a apresentar resultados sub-ótimos e/ou fornece menos informação do que seria recomendável (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016). O novo modelo sugerido por Ferrando e Lorenzo-Seva (2016) inclui em suas estimações de calibragem as correlações entre os fatores (correlações phi), tornando um método aplicável especialmente para modelos que utilizam rotações oblíquas. Além disso, se propõe a apresentar índices de fidedignidade adicionais. Os índices obtidos nesta análise podem ser considerados satisfatórios, pois todos os índices ORION e de determinação dos fatores foram iguais ou superiores a 0,90.

CORRELAÇÕES ENTRE OS FATORES

Factor	F 1	F 2	Nesta tabela, observa-se que os escores fatoriais dos dois fatores estão correlacionados de maneira (muito) forte (0,754). Esse resultado deve ser considerado ao solicitar uma rotação fatorial. Neste caso, deve-se utilizar um método de rotação oblíqua, como o DWLS, o qual parece ser o mais adequado.
1	1.000		
2	0.754	1.000	

Parâmetros:
Correlação em torno de:
0,05 = muito fraca;
0,15 = fraca;
0,35 = moderada;
0,55 = forte;
0,85 = muito forte.

MATRIZ DE ESTRUTURA

Variable	F 1	F 2	A matriz de estrutura apresentada aqui leva em conta as relações entre os fatores, e é, de fato, um produto da matriz de padrões com a matriz dos coeficientes de correlação entre os fatores. A maioria dos pesquisadores interpreta apenas a matriz de padrões pela simplicidade. Todavia, há situações em que alguns valores na matriz de padrões podem ser suprimidos devido à relação existente entre os componentes. Por isso é aconselhável verificar a matriz de estrutura após a matriz de padrões. A matriz de estrutura apresenta correlações bivariadas entre fatores e itens. Quanto mais os fatores se correlacionam uns com os outros, maior pode ser a discrepância entre as saturações padrão e as saturações de estrutura em determinada variável.
V 1	0.560	0.766	
V 2	0.551	0.805	
V 3	0.600	0.826	
V 4	0.727	0.564	
V 5	0.640	0.600	
V 6	0.665	0.418	
V 7	0.829	0.668	
V 8	0.790	0.747	
V 9	0.696	0.756	
V 10	0.691	0.737	

ÍNDICES DE SIMPLICIDADE FATORIAL

	Bentler's simplicity index (S) = 0.98960 (Percentile 100) Loading simplicity index (LS) = 0.45448 (Percentile 100)
<p>Nesta tabela são apresentados dois métodos de estimação de índices de simplicidade fatorial. Simplicidade fatorial é a mais simples solução possível na qual cada variável é gerada por um único fator (Kaiser, 1974). O primeiro (S) é baseado na relação entre as colunas da matriz fatorial, enquanto que o segundo (LS) é baseado nos valores das saturações (Lorenzo-Seva, 2003). Os índices variam de 0 a 1, atingindo o seu máximo (percentil 100) quando todas as variáveis são simples e não fatorialmente complexas (Bentler, 1977).</p> <p>Não apresenta parâmetros definidos pelos autores.</p>	

ÍNDICES DE FIDEDIGNIDADE

	Greatest Lower Bound to Reliability = 0.950139 McDonald's Omega = 0.916076 Standardized Cronbach's alpha = 0.915109 Total observed variance = 10.000 Total Common Variance = 7.173
<p>Esta seção apresenta resultados relativos à fidedignidade da escala. São apresentados os resultados de três métodos distintos de medida: o Greatest Lower Bound (GLB) to Reliability de Wodhouse e Jackson, o Ômega de McDonald e o Alfa Estandarizado de Cronbach. Pode-se notar que os valores dos índices variam de 0,915 a 0,950. É importante a apresentação de todos os índices devido às limitações de cada um (Ten Berge & Scocan, 2004; Dunn, Baguley & Brunsten, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). Estes resultados podem ser considerados excelentes, pois ultrapassam o valor mínimo requerido de 0,70 (Nunnally, 1978; este índice pode variar de 0,60 a 0,80, segundo alguns autores). Em consequência, pode-se dizer que foi obtida uma coerência interna muito satisfatória.</p> <p>Parâmetros: Índice < 0,50 : inaceitável Índice < 0,70 : fraco Índice ≥ 0,70 : aceitável Índice ≥ 0,80 : satisfatório</p>	

COMUNALIDADES APÓS ROTAÇÃO

	Variable	Communality	
	V 1	0.636836	Assim como apresentado anteriormente, as comunalidades indicam a proporção da variância, de cada variável, que pode ser explicada – neste caso considerando os dois fatores retidos, quando rotados. Espera-se que os resultados apresentados sejam maiores que 0,3. Quando se rota a matriz, a qualidade da representação aumenta, causando um aumento nos índices de comunalidade. Dependendo do estimador, a qualidade da representação pode se tornar maior ou menor. Deseja-se que ela aumente.
	V 2	0.887576	
	V 3	0.683435	
	V 4	0.789515	
	V 5	0.628093	
	V 6	0.527064	
	V 7	0.766274	
	V 8	0.926638	
	V 9	0.697703	
	V 10	0.630282	

CORRELAÇÕES RELACIONADAS AO FATOR DE SEGUNDA ORDEM

SCHMID-LEIMAN SOLUTION (1957)					<p>Na primeira tabela está apresentada a solução fatorial de segunda ordem com as correlações entre os fatores extraídos (F1 e F2) e o fator geral de segunda ordem (G1). Podem-se observar índices elevados, variando de 0,805 a 0,936, entre os dois fatores extraídos e o fator de segunda ordem.</p> <p>A solução Schmid-Leiman (1957), por sua vez, pode ser utilizada a fim de se compreender melhor a relação entre variáveis e fatores. Esta é uma ferramenta conveniente para se identificar a influência independente de fatores de primeira ou segunda ordem em uma série de variáveis medidas (os itens), facilitando assim a interpretação dos fatores em diferentes níveis (Wolf & Preising, 2005). Assim, na segunda tabela, podem-se observar as relações individuais dos itens com os fatores de primeira ordem, bem como as correlações com o fator de segunda ordem, que variaram de moderados/fortes (0,472) a muito fortes (0,768), indicando a real possibilidade deste ser um construto melhor explicado por um modelo bidimensional de segunda ordem.</p>		
Second order factor solution (ULS)							
Factor	G	1					
F	1	0.805					
F	2	0.936					
Schmid-Leiman solution							
Variable	F	1	F	2		G	1
V	1	-0.023	0.279			0.713	
V	2	-0.076	0.316			0.741	
V	3	-0.032	0.304			0.768	
V	4	0.416	0.013		0.597		
V	5	0.259	0.095		0.605		
V	6	0.480	-0.067		0.472		
V	7	0.447	0.035		0.700		
V	8	0.312	0.123		0.752		
V	9	0.174	0.188		0.737		
V	10	0.187	0.176		0.721		
F = First-Order Factors G = Second-Order Factor							

ESTUDO DOS RESÍDUOS

DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS

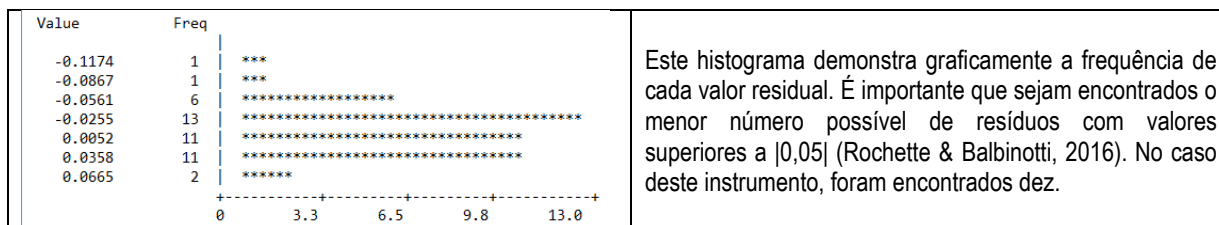
Number of Residuals = 45	
Summary Statistics for Fitted Residuals	
Smallest Fitted Residual = -0.1174 Median Fitted Residual = -0.0062 Largest Fitted Residual = 0.0665 Mean Fitted Residual = -0.0049 Variance Fitted Residual = 0.0015	
<p>Esta seção apresenta a distribuição dos resíduos. Resíduo é a diferença das matrizes de correlação inicial e reconstituída (o software factor não apresenta a matriz reconstituída, mas apresenta a quantidade de resíduos totais). No caso desta análise, foram encontrados 45 resíduos. Ainda, nota-se a presença dos valores residuais pontuais (menor, maior e mediano), bem como a média e a variância dos resíduos. No entanto, para fins de interpretação, recomenda-se a utilização dos resíduos estandardizados.</p>	

ÍNDICES DE AJUSTAMENTO DO MODELO BASEADO NOS RESÍDUOS

Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0388 Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0690 (Kelley's criterion)	
Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0343	
<p>RMSR é um outro índice de ajuste geral do modelo, obtido a partir dos resíduos. Valores mais próximos de zero são preferíveis, sendo 0,05 o mínimo admitido (Pereira, 2013). Contudo, o software ainda fornece o cálculo para a determinação do critério de Kelley (1935), o qual varia conforme os dados. Neste caso, o valor de RMSR para um modelo aceitável segundo o critério de Kelley foi de 0,0690; bem acima do valor encontrado, demonstrando ser um modelo aceitável.</p> <p>Também é apresentado o valor de WRMR, o qual apresentou o resultado de 0,034. Resultado satisfatório considerando a recomendação de Yu & Muthen (2002; WRMR < 1,0).</p>	
Parâmetros:	

RMSR (ou RMR) < 0,05 ou < critério de Kelley;
WRMR < 1,0.

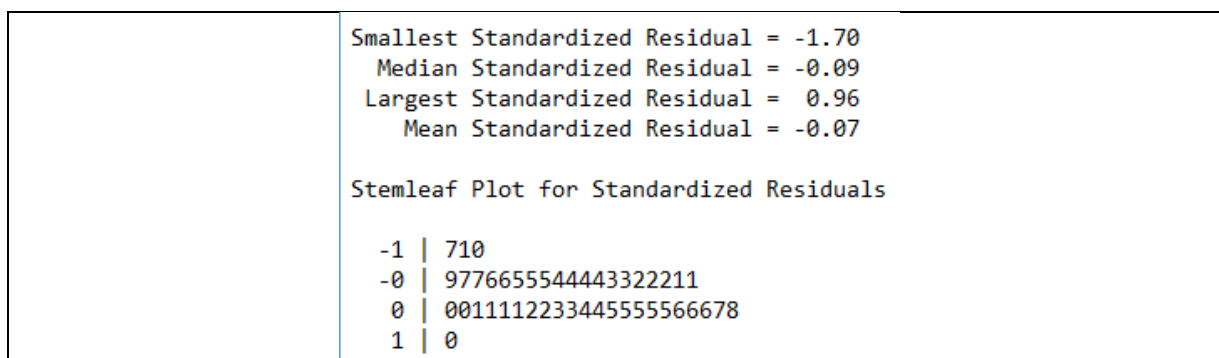
HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS ENCONTRADOS



Parâmetros:

Menor número de resíduos com valores superiores a $|0,05|$.

ESTATÍSTICAS RELATIVAS AOS RESÍDUOS ESTANDARDIZADOS



Enfim, os resíduos estandardizados indicam diferenças entre a matriz de covariância implícita do modelo teórico e a matriz de covariância amostral, capturadas pela matriz residual de covariância. Os resíduos devem ser utilizados sempre na forma padronizada para não tornar sua interpretação complexa por dependerem da unidade de medida das variáveis observadas (Pereira, 2013). Os resíduos estandardizados são os resíduos divididos pelos seus erros assintóticos (Hausman, 1978). Representam uma estimativa do número de desvios que os resíduos observados estão do resíduo zero, que existiria caso o modelo fosse perfeitamente ajustado. Novamente, nota-se uma forte proximidade dos valores de média e mediana com o valor central (zero).

O *stemleaf plot* demonstra graficamente todos os valores exatos dos resíduos estandardizados.