

Artigo Original

Validação das propriedades psicométricas do RESTQ-Coach na versão brasileira

Varley Teoldo da Costa ¹
Cristiano Mauro Assis Gomes ²
André Gustavo Pereira de Andrade ¹
Dietmar Martin Samulski ¹

¹ Laboratório de Psicologia do Esporte (LAPES) - Centro de Excelência Esportiva (CENESP),
Escola de Educação Física, Fisioterapia e Terapia Ocupacional (EEFFTO),
Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil

² Laboratório de Investigação da Arquitetura Cognitiva (LaiCo), Departamento de Psicologia da FAFICH,
Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil

Resumo: O objetivo do estudo foi determinar a validade da aplicação do *The recovery, stress questionnaire for coaches (RESTQ-Coach)* que, na versão brasileira, adotará o nome de Questionário de Estresse e Recuperação para Treinadores Esportivos (RESTQ-Coach-versão brasileira) como ferramenta de avaliação de treinadores esportivos no Brasil. Ainda, o segundo objetivo foi verificar a sua adequação ao modelo teórico proposto por [Kallus](#) e Kellmann (1993) através de análises fatoriais confirmatória (AFC) e exploratória (AFE). A amostra deste estudo foi composta por 424 treinadores com idade média de 37,06 ($\pm 9,20$) anos, de onze modalidades esportivas, sendo cinco coletivas e seis individuais. Os resultados da AFC demonstraram que o modelo original do questionário proposto por [Kallus](#) e Kellmann (1993) é inadequado para esta amostragem. Através da AFE identificou-se que a melhor solução para a validação fatorial do instrumento é composta por seis fatores. Esta solução revelou valores de consistência interna geral de $\alpha = .85$. Os valores dos indicadores de ajustamento do modelo brasileiro de seis fatores da AFE foram: $\chi^2 = 9.660,239$ e $gl = 2695$, $p=0,001$; CFI= 0,96; TLI= 0,95; RMSEA 0,07, os quais expressam a sua qualidade. Conclui-se que a proposta de modelo [Kallus](#) e Kellmann (1993) não pode ser confirmada através da AFC nesta amostragem brasileira. E que a melhor solução fatorial para o RESTQ-Coach versão brasileira é composta por seis constructos.

Palavras-chave: treinadores; validação de questionários; RESTQ-Coach.

Validation of psychometric properties of the RESTQ-Coach Brazilian version

Abstract: The purpose of this study was to validate a Brazilian version of the The Recovery, Stress Questionnaire for Coaches (RESTQ-Coach), herein named Questionário de Estresse e Recuperação para Treinadores Esportivos (RESTQ-Coach-versão brasileira). The RESTQ is an assessment tool for Brazilian sport coaches. Also, using Confirmatory Factor Analysis (CFA) and Exploratory Factor Analysis (EFA), the purpose of this study was to verify the adequacy of the theoretical model by [Kallus](#) e Kellmann (1993). A sample comprised of 424 coaches, average age of 37.06 (± 9.20) years, was divided into eleven different sports modalities, consisting of five team sports and six individual sports. The results of the AFC shows that the original model of the questionnaire proposed by [Kallus](#) e Kellmann (1993) is inadequate for this sample, and that the AFE was identified as the best solution to a factorial validation of the instrument, which is composed of six factors. This solution disclosed general internal consistency values of $\alpha = .85$. Values of the global adjustment indicators of the Brazilian model for six AFE factors were: $\chi^2 = 9.660,239$ e $gl = 2695$, $p=0,001$; CFI= 0,96; TLI= 0,95; RMSEA 0,07, expressing their quality. We concluded that [Kallus](#) e Kellmann (1993) model was not corroborated by the AFC for this Brazilian sample. The best factorial solution to the RESTQ-Coach Brazilian version is composed by six constructs.

Keywords: coaches; validation of questionnaire; RESTQ-Coach.

Introdução

Treinadores esportivos expostos a ambientes estressantes, de alta pressão por resultados, e que possuem poucas estratégias de *coping* aliadas a baixos períodos de recuperação física e emocional, são pessoas mais propensas a desencadear um processo de estresse laboral

crônico. Este último pode ocasionar a síndrome do *burnout* e conseqüentemente o seu completo afastamento do ambiente de trabalho ([FLETCHER](#); SCOTT, 2010; [FREY](#), 2007; [GOODGER](#) et al., 2007; [HJALM](#) et al. 2007).

Pesquisadores envolvidos nessas áreas de investigação buscam explicar as interações entre

as variáveis estresse, síndrome do *burnout*, estratégias de *coping* e recuperação em treinadores esportivos. Essas pesquisas adotam a visão tridimensional (paradigma biopsicossocial), e levam em consideração a interação do treinador com o seu meio ambiente físico e sócio-cultural dentro e fora do esporte (KALLUS *et al.*, 1996; KARABATSOS *et al.*, 2006; KELLMANN; KALLUS, 1994; LEVY *et al.*, 2009; RAEDEKE, 2004; RAEDEKE *et al.*, 2000). A seguir são explicadas cada uma das terminologias usadas neste estudo.

O estresse laboral, também denominado na literatura de *occupational stress*, *workplace stress*, *job stress* é uma tipologia que aparece no contexto do trabalho e que pode prejudicar a produtividade e a saúde do trabalhador (BENEVIDES-PEREIRA, 2003; MASLACH; LEITER, 1997). O ambiente esportivo tem sido definido dentro de uma perspectiva transacional que resulta de um processo contínuo de interação do indivíduo com os fatores estressantes do seu meio ambiente nas esferas biológica, psicológica e social (FLETCHER; SCOTT, 2010; KELLMANN; KALLUS, 1994; TENENBAUM *et al.* 2003a; TENENBAUM *et al.* 2003b).

O *burnout* é uma síndrome de esgotamento emocional, de despersonalização e de um sentimento de baixa estima do indivíduo que resulta numa menor eficácia no trabalho. O *burnout* resulta do estresse crônico, trazendo consigo consequências negativas, tanto no plano individual como no profissional, familiar e social (BENEVIDES-PEREIRA, 2003; MASLACH; LEITER, 1997). No ambiente esportivo o *burnout* tem provocado danos à saúde de treinadores e atletas (GOODGER *et al.*, 2007; RAEDEKE, 2004). Entretanto, Kelley e Baghurst (2009) afirmam que, porque as situações de estresse são crônicas, a síndrome do *burnout* não é um estágio final e sem volta do indivíduo. Os autores acima reforçam que não se pode descartar um conceito cíclico, no qual o estresse crônico e a síndrome do *burnout* podem manifestar-se em treinadores por um determinado período e, posteriormente, desaparecer pela presença de situações favoráveis de recuperação.

Muitas definições descrevem a recuperação (*recovery*) como uma compensação das condições de déficit do organismo que são determinadas pela atividade realizada. O processo de recuperação envolve vários outros sub-sistemas orgânicos, e a recuperação de um indivíduo pode ser avaliada nos níveis fisiológico, psicológico, social, sócio-cultural e ambiental (COSTA; SAMULSKI, 2005; KELLMANN, 2010;

KELLMANN; KALLUS, 1994; KALLUS *et al.* 1996).

O *coping* é um conjunto de estratégias utilizadas na recuperação por treinadores esportivos para se adaptarem a condições adversas. Apesar de existirem na literatura diferentes definições para o termo *coping* nas diferentes áreas de investigação científica, este estudo adotará a definição de Lazarus e Folkmann (1984). Para estes autores, *coping* é um conjunto de esforços cognitivos e comportamentais utilizados pelo indivíduo com o objetivo de lidar com as demandas específicas internas ou externas que surgem em situações de estresse e que são avaliadas como sobrecargas. A proposta de Lazarus e Folkmann (1984) tem sido empregada em estudos com treinadores esportivos que buscam padrões de comportamento eficaz para a solução de problemas oriundos de estressores organizacionais presentes no dia a dia de sua profissão (FREY, 2007; HJALM *et al.* 2007; KALLUS, *et al.* 1996; LEVY *et al.*, 2009).

Bandura (1977) descreve a autoeficácia como a convicção que um indivíduo tem de que pode executar com êxito um determinado tipo de comportamento e conduta necessários para o alcance de resultados. A auto-eficácia do treinador não se refere às habilidades próprias, mas sim ao julgamento de valor que o indivíduo faz suas próprias competências.

No ambiente esportivo, levantamento feito por Goodger *et al.* (2007) mostra que são encontrados poucos estudos relacionando a interação entre variáveis que correlacionam: o estresse, a recuperação, *coping* e prováveis causas de *burnout* em treinadores esportivos. A meta-análise realizada encontrou somente 23 trabalhos, sendo que a maioria destes estudos (95,4%) utiliza como principal ferramenta o MBI – (Maslach *Burnout Inventory*). A utilização do MBI com treinadores esportivos tem se mostrado inadequada em função da especificidade do instrumento não ser voltada para o público em questão, e também por problemas na validação e consistência interna do questionário com esta população.

Pesquisadores são unânimes em afirmar que existe certa dificuldade em realizar investigações com treinadores esportivos e os principais motivos levantados são restrição ao acesso a esses profissionais e escassez de instrumentos específicos e validados para medir simultaneamente diferentes constructos psicológicos nessa população (GOODGER *et al.* 2007;

[HJALM](#) et al. 2007; [KELLMANN](#); KALLUS, 1994; [KARABTSOS](#) et al., 2006; [RAEDEKE](#), 2004).

Pensando nos problemas mencionados anteriormente, [Kallus](#) e Kellmann (1993) baseados no RESTQ-Sports (Questionário de Estresse e Recuperação para Atletas) desenvolveram um novo questionário para avaliar simultaneamente estresse, recuperação, estratégias de *coping* e prováveis causas de *burnout* em treinadores.

A versão para atletas RESTQ-Sports é uma das principais ferramentas biopsicossociais utilizadas na ciência esportiva para prevenir o *overtraining* e analisar as cargas de estresse e recuperação na população de atletas de rendimento ([KELLMANN](#), 2010). A validação em diferentes culturas, testagem do modelo teórico e propriedades psicométricas está documentada na literatura na língua inglesa ([DAVIS](#); [ORZECK](#); [KEELAN](#), 2007), espanhola ([GONZÁLEZ-BOTO](#) et al., 2008) e brasileira ([COSTA](#); [SAMULSKI](#), 2005).

O RESTQ-Coach foi construído tendo como base o RESTQ-Sports. Na versão para treinadores, um dos diferenciais do questionário é que ele propõe medir a interação do treinador com as variáveis de estresse geral e laboral, períodos recuperação e descanso, estratégias de *coping*, percepção de autoeficácia possíveis causas de *burnout* que poderiam levar ao abandono da profissão. O instrumento também é uma ferramenta de avaliação rápida e de baixo custo financeiro, tornando-se útil e de fácil acesso para a avaliação desses profissionais.

Em síntese, a proposta de [Kallus](#) e Kellmann (1993) para treinadores preconiza que altos níveis de estresse geral e laboral associados com déficits de recuperação, estratégias inadequadas de *coping* e baixa percepção de sua autoeficácia podem ocasionar um maior risco de *burnout* desses profissionais em suas atividades.

Mesmo com estas particularidades favoráveis, não são encontradas evidências consistentes na literatura sobre o processo completo de validação do questionário ([KALLUS](#); [KELLMANN](#), 1993; [KALLUS](#); [KELLMANN](#), 1995; [KALLUS](#) et al. 1996; [KALLUS](#); [KELLMANN](#), 2000; [KELLMANN](#) 2009; [KELLMANN](#); [KALLUS](#), 1994). Sendo assim, o objetivo deste estudo é testar a proposta original do modelo preconizado pelos autores e validar o RESTQ-Coach na versão brasileira.

Método

Amostra

Foram avaliados 424 treinadores federados, com idade média de 37,06 ($\pm 9,20$) anos, sendo

406 do sexo masculino e 18 do sexo feminino das cinco regiões do país, de onze modalidades esportivas, sendo cinco coletivas (futebol, futsal, handebol basquetebol e voleibol) e seis modalidades individuais (natação, taekwondo, judô, tênis, atletismo e ginástica artística). Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal de Minas Gerais (ETIC no 0164.0.203.000-10).

Os treinadores foram entrevistados durante o período competitivo em seus clubes de trabalho, hotéis e alojamentos de competição. Sendo que todos os participantes responderam ao instrumento num intervalo de no máximo 72 horas antes ou após a sua última intervenção esportiva.

Instrumento

O instrumento utilizado no estudo foi o RESTQ-Coach, desenvolvido por [Kallus](#) e Kellmann (1993), na língua inglesa. Na proposta original desenvolvida pelos autores acima citados, o RESTQ-Coach é composto por 81 itens, que estão agrupadas em vinte sub-escalas, cada uma formada por quatro itens sendo que a questão número 1- “eu li assistido televisão” não foi computada no momento das análises. Esta pergunta, de acordo com os autores, serve como uma pergunta de aquecimento para uma melhor compreensão do indivíduo sobre o questionário. Estas vinte sub-escalas se organizam em três constructos denominados de estresse (composto por sete sub-escalas), recuperação (composto por cinco sub-escalas) e características específicas do treinador (composto por sete sub-escalas).

O questionário possui uma escala Likert de sete pontos que varia de 0 (nunca) a 6 (sempre) e deve ser preenchido tendo como base as situações vivenciadas pelo treinador nos últimos três dias e três noites. O período de 72 horas, após os jogos é adequado para fornecimento de informações precisas e consistentes da memória retrospectiva relacionadas à avaliação de atividades laborais do entrevistado.

A versão em português foi confeccionada baseada na versão em inglês, e seguiu todos os procedimentos de *parallel back translation* propostos na literatura ([BRISLIN](#) et al., 1973; [HILTON](#); [SKRUTKWSKI](#), 2002; [SMITH](#), 2005, [PASQUALI](#), 2010). Após a construção da primeira versão preliminar em português, o instrumento foi submetido a dez juízes avaliadores, tidos como *experts* na área investigada. Esses *experts*

analisaram os itens do questionário em relação à clareza de linguagem, pertinência prática, relevância teórica e dimensionalidade, sendo exigido um índice de concordância entre os juízes de 80% (BRISLIN *et al.*, 1973; PASQUALI, 2010).

Em seguida, o instrumento foi submetido a um estudo piloto que contou com a participação de 50 estudantes de educação física. Os resultados sobre a consistência interna do instrumento neste estudo foram aceitáveis $\alpha = 0,879$ (ver CRONBACH, 1951; NUNNALLY, 1978; PASQUALI, 2010).

Procedimentos Estatísticos

Para a testagem do modelo do RESTQ-Coach, primeiramente foi realizada uma análise fatorial confirmatória (AFC) com o objetivo de avaliar o ajuste do modelo aos dados.

O método de estimação utilizado foi o WLSMV (*Mean and variance adjusted weighted least squares* – mínimos quadrados ponderados robusto), recomendado para modelos com indicadores categóricos que não apresentam distribuição normal multivariada como é o caso do RESTQ-Coach. As medidas de ajuste utilizadas foram o CFI (*Comparative Fit Index*- índice de ajuste comparativo), o TLI (*Tucker-Lewis index*- índice de Tucker Lewis), o RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation* - raiz do erro quadrático médio de aproximação) e o WRMR (*weighted root mean square residual* - raiz quadrada média residual ponderada). O pacote estatístico utilizado foi o MPlus®, versão 5.21 for Windows®. Como critério de ajuste do modelo, foram adotados índices de CFI e TLI ($\geq 0,95$), RMSEA ($< 0,07$), WRMR ($< 1,0$), (ver BROWN, 2006; HU; BENTLER, 1999; HOOPER *et al.*, 2008; KLINE, 2011; MUTHÉN; MUTHÉN, 2010).

Caso a proposta do modelo original do RESTQ-Coach não se confirmasse, uma análise fatorial exploratória (EFA), no MPlus®, versão 5.21 for Windows® seria o próximo passo para identificar o número de fatores e a distribuição adequada dos itens dentro de cada fator para a versão brasileira do questionário. Como critérios de escolha da quantidade de fatores do instrumento, foram respeitados os valores de bom ajuste dos índices (CFI, TLI, RMSEA) e o SRMR $< 0,08$ (*standardized root mean square residual*- raiz quadrada média residual) sugeridos pela literatura (BROWN, 2006; HU; BENTLER, 1999; HOOPER *et al.*, 2008; KLINE, 2011; MUTHÉN; MUTHÉN, 2010). Foi realizada a técnica de análise de juízes para definições constitutivas e operacionais dos novos fatores do questionário

(BRISLIN *et al.*, 1973; PASQUALI, 2010). Também serão realizados os testes de comunalidades e variância explicada.

Os testes descritivos de esfericidade de Bartlett (BTS), Kaiser- Meyer-Olkin (KMO) e de consistência interna no instrumento (*Alpha de Cronbach* $\alpha \geq 0,700$ - NUNALLY, 1978) foram realizados no pacote estatístico SPSS® (Statistical Package for Social Sciences) 18.0.

Resultados

Teste da proposta original do modelo do RESTQ-Coach

Com o objetivo de testar o modelo do RESTQ-Coach desenvolvido por Kallus e Kellmann (1993), foi realizada uma análise fatorial confirmatória (AFC) respeitando a proposta original do questionário, composto por dos 80 variáveis observáveis (itens do instrumento), 20 variáveis latentes de primeiro nível (as denominadas sub-escalas) e três variáveis latentes de segundo nível (estresse, recuperação e treinador). As variáveis latentes de segundo nível se correlacionam e explicam as 20 variáveis de primeiro nível. Estas explicam as 80 variáveis observáveis. Cada variável de primeiro nível explica quatro variáveis observáveis, exclusivamente.

A variável *estresse* explica sete variáveis latentes de 1º nível que são 1= estresse geral (itens 22,24,30,45); 2= estresse emocional (itens 3,8,28,37); 3= estresse social (itens 21,26,39,48); 4= conflitos (itens 12,18,32,44); 5= fadiga (itens 2,16,25,35); 6= falta de energia (itens 4,11,31,40); 7= queixas somáticas (itens 7,15,20,42).

Já a variável de 2º nível denominada *Recuperação* é composta por cinco variáveis latentes de 1º nível que são: 8= sucesso (itens 3,17,41,49); 9= relaxamento social (itens 6,14,23,33); 10= relaxamento somático (itens 9,13,29,38); 11= bem estar geral (itens 10,34,43,47); 12= sono (itens 19,27,36,46).

A terceira e última variável de 2º nível denominada *treinador* é composta por oito variáveis latentes de 1º nível que são: 13= Distúrbios no intervalo de descanso do treinador (itens 56,63,72,78); 14= exaustão emocional como treinador (itens 54,64,71,79); 15= realização pessoal como treinador (itens 50,62,67,80); 16= boa saúde e aptidão física do treinador (itens 51,59,68,76); 17= motivação do treinador (itens 52,58,66,74); 18= sucesso do treinador (itens

53,60,69,77); 19 = (itens 55,61,70,75); 20= autorregulação do treinador (itens 57,65,73,81).

Os resultados da AFC respeitando a proposta de [Kallus](#) e Kellmann (1993) indicaram que o modelo não converge. O método utilizado na AFC foi o WLSMV (mínimos quadrados ponderados robusto) e os critérios adotados nesta análise foram: número máximo de interações (1000), critérios de convergência (0.500D-04), número máximo de interações descendentes (20), número máximo de interações para H1 (2000) e o critério de convergência para H1 (0,100 D-03), parametrização (delta).

Mediante este resultado foi realizada uma nova AFC retirando-se as três variáveis latentes de 2º nível e permitindo que as 20 variáveis de 1º nível se correlacionassem. Os resultados demonstraram que houve a convergência no modelo, entretanto os resultados das medidas de ajuste não foram satisfatórios (CFI = 0,87; TLI = 0,94; RMSEA= 0,08 e WRMR = 1,41; $\chi^2 = 5.087.611$ e gl = 79; p=0.00).

A ausência de convergência do modelo teórico completo pode ser analisada por meio de duas hipóteses. A primeira envolve afirmar que o modelo teórico é inadequado. A segunda hipótese envolve afirmar que o tamanho desta amostragem é insuficiente (424 treinadores avaliados) em função da quantidade de itens que o questionário RESTQ-Coach possui (80 questões), o que impõe a necessidade de uma amostragem maior para a testagem das propriedades psicométricas do RESTQ-Coach.

Buscando encontrar evidências que possam trazer indícios sobre a plausibilidade da hipótese 1, foi realizada uma análise fatorial exploratória (AFE), no pacote estatístico MPLUS®, versão 5.21, com a retenção de 20 fatores, objetivando analisar o agrupamento das 80 variáveis observáveis nas 20 variáveis latentes. Nesta AFE as medidas de ajuste foram (CFI = 0,99; TLI =0,98; RMSEA = 0,04 e SRMR = 0,01; $\chi^2 = 203.504,443$ e gl = 3160, p=0,00).

O resultado desta análise trouxe uma nova evidência de que a proposta de modelo de [Kallus](#) e Kellmann (1993) parece ser inadequada. Foram analisados individualmente cada um dos 80 itens (variáveis observáveis) e a distribuição das cargas fatoriais dos mesmos dentro de cada um dos 20 fatores (variáveis latentes de 1º nível). Após esta análise foi realizada uma comparação dos resultados da AFE com o arranjo organizacional (item-subescala) proposto pelo modelo.

O resultado mostra que nenhum dos 20 fatores possui o agrupamento dos itens conforme

a proposta do modelo teórico. Este resultado aponta para a refutação das sub-escalas do modelo, indicando que possivelmente é correta a hipótese 1 levantada anteriormente sobre a provável falta de validade do modelo.

Outro indicativo que reforça a hipótese 1 vem da literatura onde, até o presente momento, não é possível identificar evidências científicas consistentes que tratem da validação do questionário RESTQ-Coach nesta proposta feita pelos autores acima. No primeiro estudo utilizando o questionário publicado por [Kellmann](#) e Kallus (1994), são apresentados dados da consistência interna (*Alpha de Cronbach* entre 0,34 e 0,79) e de correlações extraídas através de uma AFE (método de extração por componentes principais e rotação varimax) como parâmetro de fiabilidade do instrumento. No estudo de [Kallus et al.](#) (1996), a mesma estratégia é utilizada, entretanto os dois trabalhos apresentam dados inconclusivos sobre a validação do instrumento. Observa-se que nos dois únicos artigos publicados até o presente momento envolvendo o instrumento não são apresentados dados sobre a AFC do questionário e nem os valores dos índices de medidas de ajuste (CFI, TLI, RMSEA, etc) que poderiam comprovar a sua validação. Esta situação nos leva a inferir que o processo de validação necessita ser melhor investigado.

Sendo assim, com base nos resultados da AFE deste estudo e na falta de evidências na literatura sobre a validade do RESTQ-Coach conclui-se que o modelo preconizado por [Kallus](#) e Kellmann (1993) parece ser inadequado.

Mediante este cenário esse estudo buscou identificar quantos e quais são os fatores que o questionário RESTQ-Coach avalia e apresentar a validade fatorial deste instrumento na versão brasileira.

Validade fatorial do RESTQ-Coach - Versão brasileira

Nesta segunda etapa foram encontrados os seguintes resultados em relação aos testes de coeficiente de KMO = 0,925 e o Teste de Esfericidade de *Bartlett's* = 0,000.

A Tabela 1 apresenta um estudo exploratório realizado no pacote estatístico MPlus®, versão 5.21 for Windows® que teve como objetivo identificar a melhor solução de fatores para o RESTQ-Coach na versão brasileira. Foram realizadas seis análises fatoriais exploratórias (AFE) para identificar qual (is) o (s) melhor (es) ajuste (s) em relação ao número de fatores para o instrumento.

Tabela 1. Valores dos índices em relação ao número de fatores do RESTQ-Coach versão brasileira.

	Qui Quadrado	gl	p	CFI	TLI	RMSEA	Análise dos juízes
4 Fatores	13.212,38	2846	0,001	0,94	0,94	0,09	Índices Inadequados
5 Fatores	11.137,290	2770	0,001	0,95	0,95	0,08	Índices Inadequados
6 Fatores	9.660,239	2695	0,001	0,96	0,95	0,07	Índices Adequados
7 Fatores	8.465,978	2621	0,001	0,97	0,97	0,07	Índices Adequados
8 Fatores	7.610,683	2548	0,001	0,97	0,96	0,06	Índices Adequados
9 Fatores	6.708,278	2476	0,001	0,97	0,97	0,06	Índices Adequados

Após a identificação de quatro possíveis soluções (6, 7, 8 e 9 fatores), foi realizado um estudo pelos juízes para verificar a quantidade de itens dentro de cada fator. Realizou-se também uma análise interna do fator com o objetivo de verificar o conteúdo de cada um dos itens e conseqüentemente o constructo psicológico que o fator avalia.

Os critérios adotados baseados em Pasquali (2010) foram: a) carga fatorial (positiva ou negativa) igual ou maior do que 0,30 de carregamento do item dentro do fator b) cada fator deveria possuir no mínimo três itens com carga fatorial superior a 0,30. c) avaliação do conteúdo dos itens e o agrupamento dos mesmos no fator.

As soluções de 7, 8 e 9 fatores apresentaram problemas em relação à quantidade mínima de itens (n=3) necessária para a representatividade

de um fator e foram julgadas como inadequadas. Na solução de 7 fatores, o carregamento do fator 6 contou com a presença somente de dois itens. Na solução de 8 fatores o carregamento do fator 7 não apresentou nenhum item carregado. Na solução de 9 fatores os fatores 6 e 9 apresentaram problemas carregando, respectivamente, 1 e 2 itens.

A solução de 6 fatores mostrou-se adequada e foi confirmada pelos juízes como a solução que atendeu todos os critérios estabelecidos. Nesta proposta de 6 fatores, o fator 1 foi composto por 20 itens, o fator 2 composto por 12 itens, o fator 3 por 17 itens, o fator 4 por 23 itens, o fator 5 por 5 itens e o fator 6 por 3 itens.

Mediante a definição da melhor solução (6 fatores) para a validação do RESTQ-Coach na versão brasileira, a Tabela 2 ilustra os autovalores da AFE. A variância explicada foi de 50,95%.

Tabela 2. Autovalores RESTQ-Coach Versão Brasileira.

Fator	Autovalor	Variância Explicada (%) ^{*1}	Variância Acumulada	Varição da Explicação
1	21.839	27,298	27,298	
2	8.330	10,412	37,710	16,886
3	3.629	4,536	42,246	5,876
4	2.823	3,528	45,774	1,008
5	2.195	2,743	48,517	0,785
6	1.949	2,436	50,953	0,307
7	1.744	2,180	53,133	0,256
8	1.632	2,040	55,173	0,140
9	1.488	1,860	57,033	0,180
10	1.483	1,853	58,886	0,007
11	1.328	1,660	60,546	0,193
12	1.250	1,562	62,108	0,098
13	1.179	1,473	63,581	0,089
14	1.144	1,430	65,011	0,043
15	1.129	1,411	66,422	0,019
16	1.062	1,327	67,749	0,084
17	1.034	1,292	69,041	0,035
18	0.996	1,245	70,286	0,047
19	0.964	1,205	71,491	0,040
20	0.890	1,112	72,603	0,093
80				
Total dos Autovalores		100%	100%	

*1 100 x autor valor/80.

A Tabela 3 apresenta a distribuição das cargas fatoriais para a solução de seis fatores extraída da AFE. Em negrito o maior valor de carregamento do item em cada fator. Observa-se

que somente os itens 3, 15 e 38 tiveram carga fatorial <.300. Os outros 77 itens apresentaram cargas fatoriais mínimas necessárias para que o item seja um representante útil dentro do fator.

Tabela 3. Distribuição das cargas fatoriais em seis fatores

ITENS	1	2	3	4	5	6
2	0,02	-0,15	0,32	0,13	-0,33	0,14
3	0,02	0,23	-0,01	0,28	0,03	-0,19
4	0,46	0,12	-0,01	-0,05	-0,41	0,21
5	0,61	-0,23	0,03	0,05	-0,04	0,06
6	-0,02	0,78	0,04	-0,02	-0,08	0,00
7	0,34	-0,10	0,12	-0,02	-0,39	-0,01
8	0,68	-0,20	0,00	-0,01	-0,02	0,01
9	0,03	0,34	-0,21	0,00	0,28	0,07
10	-0,24	0,74	0,09	0,02	-0,01	-0,05
11	0,49	0,05	0,04	-0,09	-0,40	0,12
12	0,37	0,18	0,26	-0,04	-0,19	-0,05
13	-0,05	0,42	-0,19	0,08	0,29	0,00
14	-0,05	0,52	-0,03	0,11	0,08	0,13
15	0,20	-0,08	0,22	-0,05	0,00	0,14
16	0,08	0,00	0,62	0,06	-0,10	-0,30
17	-0,13	0,17	0,05	0,49	0,09	-0,13
18	0,16	-0,16	0,37	0,17	-0,16	0,01
19	0,20	0,42	-0,38	0,01	0,31	-0,01
20	0,41	-0,18	0,33	0,02	-0,14	-0,04
21	0,77	0,08	-0,04	0,03	-0,04	-0,07
22	0,59	-0,10	0,21	-0,10	-0,01	-0,05
23	0,19	0,37	-0,13	0,01	0,10	0,17
24	0,58	-0,20	0,13	0,01	-0,04	0,08
25	-0,01	0,06	0,75	0,09	0,00	-0,36
26	0,83	-0,02	-0,08	0,06	-0,02	-0,08
27	0,22	0,46	-0,40	0,01	0,33	-0,09
28	0,39	0,00	0,25	-0,02	-0,09	0,04
29	-0,05	0,07	0,00	0,23	0,60	0,11
30	0,64	-0,19	0,21	0,01	0,11	0,00
31	0,45	-0,15	0,20	-0,04	-0,04	0,13
32	0,35	0,20	0,15	0,11	0,05	-0,03
33	-0,14	0,72	-0,02	0,13	0,02	0,09
34	-0,27	0,69	0,03	0,13	0,03	0,01
35	0,02	-0,08	0,69	0,03	-0,12	-0,28
36	-0,20	0,22	-0,42	-0,10	0,22	-0,08
37	0,68	-0,19	0,17	0,05	0,02	-0,16
38	0,22	0,21	0,01	0,27	0,04	0,00
39	0,55	0,03	0,35	-0,05	0,06	0,00
40	0,35	-0,08	0,17	-0,12	0,16	0,17
41	-0,02	0,29	0,06	0,42	-0,10	-0,15
42	0,12	-0,06	0,66	0,11	-0,13	-0,28
43	-0,18	0,69	-0,03	0,15	-0,09	0,02
44	0,41	0,06	0,28	-0,06	-0,08	-0,15
45	0,45	0,01	0,41	-0,17	0,06	0,07
46	-0,14	0,27	-0,39	-0,08	0,10	-0,15
47	-0,21	0,68	-0,04	0,14	-0,08	0,06
48	0,75	-0,07	0,00	0,01	0,06	-0,07
49	0,07	0,30	0,06	0,46	0,00	0,01
50	-0,03	0,15	0,01	0,52	0,02	0,04
51	0,02	0,21	-0,04	0,39	0,44	0,19
52	-0,11	-0,11	0,00	0,62	0,28	-0,07
53	-0,04	0,17	0,03	0,61	-0,02	-0,08
54	0,06	0,09	0,63	-0,09	0,07	-0,06
55	0,00	0,07	0,00	0,69	0,09	-0,08
56	-0,01	0,00	0,52	0,07	-0,01	-0,07
57	-0,06	-0,02	0,12	0,54	0,06	0,55
58	-0,01	0,15	0,06	0,66	0,04	0,07
59	-0,07	-0,02	0,03	0,47	0,68	0,18
60	0,08	0,03	-0,03	0,67	0,08	-0,06
61	0,10	0,03	0,03	0,69	0,02	0,01
62	-0,07	-0,04	0,07	0,76	0,06	-0,08
63	-0,05	0,07	0,57	-0,10	0,05	0,03

64	0,11	-0,07	0,61	-0,16	0,35	-0,01
65	-0,04	0,04	0,06	0,57	-0,07	0,01
66	0,13	0,07	-0,03	0,56	0,00	0,11
67	0,01	0,03	-0,07	0,49	-0,11	0,09
68	-0,01	0,18	-0,11	0,50	0,18	0,18
69	0,01	0,11	-0,11	0,43	-0,01	-0,09
70	0,03	-0,03	-0,19	0,68	-0,08	-0,07
71	0,05	-0,02	0,70	-0,18	0,33	0,01
72	0,05	0,11	0,60	-0,07	0,10	-0,01
73	0,02	-0,02	-0,02	0,54	-0,04	0,64
74	-0,05	0,03	-0,18	0,69	-0,04	0,03
75	0,01	-0,03	-0,14	0,80	0,05	-0,06
76	0,06	0,09	-0,28	0,36	0,41	0,19
77	-0,01	-0,06	-0,16	0,73	0,01	-0,02
78	-0,06	0,13	0,57	-0,06	-0,03	0,18
79	0,21	0,15	0,42	-0,31	0,09	0,08
80	0,02	0,23	-0,02	0,42	-0,22	0,06
81	0,02	0,02	0,06	0,47	-0,08	0,63

Fonte: Dados da Pesquisa

A definição conceitual dos constructos foi realizada através da técnica de análise de juízes. O fator 1 refere-se a fatores causadores de estresse manifestado pelo treinador consigo mesmo e com outras pessoas, caracterizado por sintomas de raiva, irritação, aflição ansiedade, baixa autoestima, falta de concentração e atenção. Ele também avalia percepções subjetivas do treinador sobre o seu estado de ativação e regulação itens (31, 24, 20 e 44). O fator 2 avalia as ações de recuperação e regeneração do treinador. Os itens que mensuram a recuperação estão ligados a manifestações comportamentais de humor (itens 6, 10, 34), felicidade (itens 13, 33, 43 e 47) e ações regenerativas como: o convívio social (itens 14 e 23), sono (19 e 27) e sensação de bem estar (item 9).

O fator 3 analisa situações de estresse específicas do ambiente laboral em que o treinador está inserido. Os doze primeiros itens (25, 71, 35, 42, 54, 16, 64, 72, 63, 78, 56 e 79), retratam situações do cotidiano do treinador ligadas diretamente ao seu dia a dia no trabalho.

Os outros cinco itens restantes (36, 46, 18, 2 e 15) identificam sintomas nítidos de estresse relacionados às pressões laborais que se manifestam no treinador e que estão ligadas a distúrbios do sono e a processos mentais.

O fator 4 refere-se à capacidade de autoeficácia do treinador para solucionar problemas ligados ao seu meio ambiente de atuação laboral. As questões estão relacionadas ao processo de percepção da sua autoeficácia com os atletas (itens 75, 61, 55, 60, 58, 65, 50, 67 e 80) e da sua percepção de autoeficácia sobre si mesmo (itens 62, 77, 74, 70, 52, 53, 66, 68, 17, 49, 69, 41, 3 e 38). O fator 5 avalia a sensação de bem estar físico apresentada pelo treinador esportivo e, por fim, o fator 6 mensura a capacidade do treinador de dominar e aplicar técnicas cognitivas em seus atletas.

A Tabela 4 apresenta o agrupamento dos itens, o nome do fator e os valores de *Alpha de Cronbach* (α) de cada constructo. A consistência interna geral do instrumento é $\alpha = 0,85$.

Tabela 4. Distribuição das cargas fatoriais em seis fatores.

ITEM	DESCRIÇÃO DO ITEM	DEFINIÇÃO DO FATOR	α
4	Eu não consegui me concentrar bem	Fator 1: Estresse Geral do Treinador Quantidade de Itens: 20.	0,921
5	Tudo me aborrecia		
8	Eu não consegui desligar a minha mente		
11	Eu tive dificuldades de me concentrar		
12	Eu me preocupei com problemas não resolvidos		
20	Eu me senti desconfortável		
21	Eu fui aborrecido pelos outros		
22	Eu me senti para baixo		
24	Eu me senti deprimido		
26	Outras pessoas me irritaram		
28	Eu me sentia ansioso ou inibido		
30	Eu estava chateado com tudo		
31	Eu estava letárgico (sem reação)		
32	Eu senti que tinha que me desempenhar bem na frente dos outros		
37	Eu fiquei aborrecido		
39	Eu estava aflito		
40	Eu parei de tomar decisões		
44	Eu me senti pressionado		

45	Tudo era demais para mim	Fator 2: Recuperação Geral do Treinador Quantidade de itens: 12	0,898
48	Eu estava zangado com alguém		
6	Eu ri		
9	Eu me senti fisicamente relaxado		
10	Eu estava de bom humor (alegre)		
13	Eu me senti a vontade		
14	Eu passei bons momentos com amigos		
19	Eu caí no sono, satisfeito e relaxado		
23	Eu visitei alguns amigos próximos		
27	Eu tive um sono satisfatório		
33	Eu me diverti		
34	Eu estava de bom humor		
43	Eu me senti feliz		
47	Eu me senti contente		
2	Eu não dormi o suficiente	Fator 3: Estresse Específico da Atividade Laboral do Treinador, Quantidade de itens: 17 itens	0,769
15	Eu tive dor de cabeça		
16	Eu estava cansado por causa do trabalho		
18	Eu não consegui desligar a minha mente		
25	Eu estava morto de cansaço após o trabalho		
35	Eu estava muito cansado		
36	Eu dormi inquietamente (sono agitado)		
42	Eu me senti fisicamente exausto		
46	Meu sono era interrompido facilmente		
54	Eu me senti emocionalmente exausto pelo processo de treino (<i>coaching</i>)		
56	Eu não podia descansar durante os intervalos		
63	Eu tive a impressão que os intervalos de descanso foram poucos		
64	Eu tive vontade de deixar de ser treinador		
71	Eu me senti exausto da carreira de treinador		
72	Exigiram demais de mim durante os intervalos de descanso		
78	Os intervalos de descanso não foram em momentos certos		
79	Eu me senti frustrado ministrando o treinamento		
3	Eu terminei tarefas importantes		
17	Eu tive sucesso no que eu fiz		
38	Eu senti que poderia fazer tudo		
41	Eu tomei decisões importantes		
49	Eu tive algumas boas ideias		
50	Eu entendia como meus atletas se sentiam		
52	Eu me preparei para todos os treinamentos		
53	Meus esforços pessoais contribuíram para o sucesso de meus atletas		
55	Eu estava convencido de que treinei bem os meus atletas		
58	Eu motivei bem meus atletas		
60	Meus atletas tiveram bons resultados		
61	Eu estava convencido que meus atletas poderiam alcançar seu melhor desempenho a qualquer momento		
62	Eu realizei com mérito minhas tarefas como treinador		
65	Meus atletas e eu estabelecemos metas juntos		
66	Eu tive novas ideias para o treinamento		
67	Eu lidei com os problemas emocionais de meus atletas com muita calma		
68	Eu me senti muito energético (cheio de energia)		
69	Eu tirei vantagens das oportunidades que foram oferecidas para mim		
70	Eu estava convencido de que as metas de desempenho poderiam ser atingidas		
74	Eu estava motivado para dar o treino		
75	Eu estava convencido de que preparei bem meus atletas		
77	Eu tomei decisões certas no treinamento		
80	Eu lidei efetivamente com os problemas de meus atletas		
7	Eu me senti fisicamente mal	Fator 5 Bem Estar físico do treinador Quantidade de itens: 5	0,839
29	Eu me senti em boa forma física		
51	Eu sentia meu corpo forte		
59	Eu estava em boa condição física	Fator 6 Aplicação de Técnicas Cognitivas pelo treinador Quantidade de itens: 3	0,825
76	Eu me recuperei bem fisicamente		
57	Eu dei exercícios de concentração para os meus atletas		
73	Eu falei com meus atletas sobre as vantagens do treinamento mental		
81	Eu falei com meus atletas sobre as técnicas de regulação do nível de ativação (ex: relaxamento)		

Discussão

Tendo em vista a escassez de instrumentos brasileiros que avaliam o estresse, a recuperação, estratégias de *coping*, auto eficácia e *burnout* em treinadores brasileiros, o objetivo, neste estudo, foi testar o modelo do RESTQ-Coach (KALLUS; KELLMANN, 1993) e validá-lo no contexto esportivo.

Após a realização da AFC, respeitando todos os pressupostos do modelo de Kallus e Kellmann (1993), identificou-se uma não convergência do modelo o que levou a hipotetizar sobre a falta de validade científica do mesmo. Este problema já estava, de certa forma, exposto na literatura.

Foram revisados pelos autores da versão brasileira todos os manuscritos disponíveis até o presente momento relacionados à utilização do RESTQ-Coach. Em nenhum deles foram encontradas evidências científicas consistentes que permitam inferir sobre a adequação do modelo e a validade do questionário (KALLUS; KELLMANN 1993; KALLUS; KELLMANN, 1995; KALLUS *et al.*, 1996; KALLUS; KELLMANN, 2000; KELLMANN, 2009; KELLMANN; KALLUS, 1994).

No manual do questionário desenvolvido por Kallus e Kellmann (1993) não são encontradas evidências estatísticas de como as variáveis latentes de 1º e 2º nível foram construídas e validadas para treinadores. Também não são apresentados dados sobre a AFE e AFC do modelo que confirmam a existência das três variáveis de 2º nível. Em síntese, o manual apresenta a forma como o questionário foi construído e todos os indicadores de consistência das 20 variáveis de 1º nível com *Alpha de Cronbach* variando entre $\alpha = 0,48$ (sub-escala motivação do treinador) e $\alpha = 0,86$ (sub-escala auto regulação do treinador). Os autores concluíram o manual afirmando que o instrumento precisa ser testado para que se finalize todo o processo de validação fatorial.

Cabe destacar que não existe, até o presente momento, registro na literatura de um artigo de validação das propriedades psicométricas do RESTQ-Coach, existindo somente dois artigos e dois resumos expandidos publicados em congressos mundiais e um capítulo de livro. Esses trabalhos apresentam, de forma sucinta, indicadores sobre as propriedades psicométricas do questionário.

No primeiro estudo publicado com o RESTQ-Coach, Kellmann e Kallus (1994) assumem que o instrumento encontra-se em fase de construção e testagem estatística. Nesse estudo, foram avaliados 154 treinadores alemães, de ambos os sexos, e realizadas comparações entre treinadores com baixos e altos níveis de estresse.

Em relação às propriedades psicométricas do RESTQ-Coach, os autores relataram que foi realizada uma análise fatorial exploratória (AFE) através do método de análise dos componentes principais com rotação varimax, levando-se em consideração autovalores > 1 para a identificação do número de fatores. Entretanto, os autores não apresentaram no corpo do trabalho a tabela desta AFE com o agrupamento dos 80 itens dentro das sub-escalas (variáveis latentes de 1º nível), justificando que o motivo foi a falta de espaço para o detalhamento destas informações (“... *compact design of these items allows a great deal of information to be gathered in a limited space...*” KELLMANN; KALLUS, 1994, p.208).

Kellmann e Kallus (1994, p.208) apresentaram duas informações relacionadas à qualidade psicométrica do RESTQ-Coach que são o *Alpha de Cronbach* das variáveis latentes de 2º nível e as cargas fatoriais das variáveis latentes de 1º nível (sub-escalas). Uma tabela sintetizou estas informações confirmando que foram encontrados cinco fatores de 2º nível para o questionário. Estes fatores foram denominados de: relacionamento do treinador com os atletas ($\alpha = 0,71$), comprometimento com suas funções laborais de treinador ($\alpha = 0,55$), autoridade profissional ($\alpha = 0,64$), auto julgamento do treinador ($\alpha = 0,43$) e recuperação/tranquilidade do treinador ($\alpha = 0,34$). Analisando as cargas fatoriais das sub-escalas (variáveis latentes de 1º nível), observa-se que variaram entre 0,48 (disciplina e independência do treinador) e 0,79 (autoritarismo e calor humano do treinador).

Em síntese, pode-se concluir que, analisando os dados apresentados por Kellmann e Kallus (1994), a consistência interna de quatro variáveis de 2º nível apresentaram problemas (*Alpha de Cronbach* $\alpha \leq 0,70$) conforme recomendações da literatura (NUNALLY, 1978; PASQUALI, 2010). Todas as variáveis latentes de 1º nível apresentaram índices de carga fatorial superior a 0,30, entretanto, os autores não explicaram, neste trabalho, qual foi a técnica utilizada para o

agrupamento dos itens nestas variáveis (sub-escalas). Estes fatores reforçam a hipótese de que as propriedades psicométricas do RESTQ-Coach não foram testadas adequadamente desde a construção do manual. Mesmo encontrando cinco fatores neste estudo, [Kellmann](#) e Kallus (1994) se mostram inflexíveis em relação à mudança conceitual do modelo original, preconizando que o questionário avalia situações de estresse, de recuperação e do cotidiano laboral do treinador, possuindo assim somente três fatores, merecendo novas investigações.

O objetivo do trabalho de [Kallus](#) e Kellmann (1995) estava voltado para comparar níveis de estresse e formas de recuperação de 195 treinadores profissionais e semiprofissionais alemães. Neste trabalho também foram encontradas evidências inconsistentes sobre a validação do RESTQ-Coach. Os autores apresentaram o instrumento com as três variáveis latentes de 2º nível (estresse, recuperação e treinador) já definidas, não abrindo mão do modelo original proposto pelos mesmos em 1993. Foi apresentada uma intercorrelação entre as variáveis latentes de 1º nível (sub-escalas), demonstrando a existência de 30 correlações positivas e negativas que podem ser classificadas como fracas, $r \leq 0,50$ ([KLINE](#), 2011). Os autores também relatam ($p = 0,28$), que as sub-escalas sucesso e *fitness* apresentaram problemas de carga na análise fatorial. As consistências internas das demais sub-escalas variaram entre $\alpha = 0,47$ (motivação do treinador) e $\alpha = 0,86$ (estresse social).

O estudo de [Kallus et al.](#) (1996), realizado com 172 treinadores alemães, apresentou como única evidência os índices de *Alpha de Cronbach* para justificar a confiabilidade do questionário. Nesse estudo, a consistência interna do instrumento das 20 variáveis latentes de 1º nível (sub-escalas) foram apresentadas, sendo que as sub-escalas sucesso, conflitos e motivação do treinador apresentaram $\alpha \leq 0,70$. Não houve nenhum outro tipo de menção, por parte dos autores, sobre a validação do questionário.

No capítulo de livro publicado por [Kallus](#) e Kellmann (2000) foi replicado, de forma sucinta, os principais resultados encontrados nos trabalhos desenvolvidos nos anos 1994, 1995 e 1996 relacionados ao RESTQ-Coach, não trazendo nenhuma outra informação que

auxiliasse para o processo de testagem das propriedades psicométricas do questionário.

No último estudo realizado por [Kellmann](#) (2009) com 133 treinadores canadenses e australianos, o RESTQ-Coach voltou a apresentar problemas de consistência interna em três variáveis latentes de 1º nível: 4-conflitos ($\alpha = 0,56$), 6-falta de energia ($\alpha = 0,55$) e 13-distúrbios no intervalo de descanso do treinador ($\alpha = 0,66$). Observa-se que o autor adotou uma nova estratégia para analisar os dados através da AFE (método de análise dos componentes principais, com rotação varimax e autovalores > 1). O questionário foi dividido em duas etapas para análises: a primeira AFE envolveu somente os dois fatores de 2º nível (estresse geral e recuperação geral), e a segunda AFE analisou de forma isolada uma variável de 2º nível (treinador) através de dois fatores denominados estresse e recuperação específicos.

O resultado da variância explicada na análise realizada por [Kellmann](#) (2009) aponta para uma maior representatividade do fator estresse sobre o fator recuperação. Para os fatores gerais, o estresse teve uma variância explicada de 50,19% e um autovalor de 6,02; e a recuperação teve uma variância explicada de 12,79% e um autovalor de 1,53. Para os fatores específicos, o estresse do treinador teve uma variância explicada de 58,68% e um autovalor de 4,11; e a recuperação do treinador teve uma variância explicada de 20,10% e um autovalor de 1,41.

De acordo com [Pasquali](#) (2010), apesar deste tipo de procedimento não incorrer em um erro estatístico, a separação dos dados de um mesmo instrumento no momento da análise não é recomendada quando se pretende testar e validar as propriedades psicométricas de um questionário. O autor reforça que tanto na AFE quanto na AFC os dados devem ser analisados em conjunto, independentemente do número de fatores do questionário.

Após revisão de todos trabalhos disponíveis sobre o RESTQ-Coach, chegou-se a conclusão que os próprios autores usaram de várias estratégias estatísticas para garantir uma confiabilidade do questionário com evidências frágeis nos estudos em que realizaram com treinadores. Também não foi possível encontrar evidências consistentes sobre a validação do RESQ-Coach, nem informações que registram os índices da AFC do questionário. Apesar das

críticas ao processo de validação, reconhece-se os méritos, os avanços e as dificuldades enfrentadas pelos pesquisadores quando se propuseram construir e validar um novo questionário para treinadores. [Pasquali](#) (2010) afirma que este tipo de ação pode se arrastar durante anos até que se consiga atingir bons parâmetros de validade pela AFE e AFC.

Retornando aos resultados deste estudo, observa-se que na segunda AFC, na qual foi retirada as três variáveis latentes de 2º nível, os indicadores de ajuste do RESTQ-Coach não atenderam aos pontos de corte do CFI e TLI ($\geq 0,95$), RMSEA ($< 0,07$) e WRMR ($< 1,0$) estabelecidos pela literatura ([BROWN](#), 2006; [HU](#); [BENTLER](#), 1999; [HOOPER et al.](#), 2008; [KLINE](#), 2011; [MUTHÉN](#); [MUTHÉN](#), 2010), demonstrando a inviabilidade da proposta original de Kallus e Kellmann (1993) para a amostragem de treinadores brasileiros.

[Brown](#) (2006) e [Kline](#) (2011) reforçam que quando este tipo de problema acontece na AFC de um determinado modelo, este apresenta problemas na sua definição teórica. [Pasquali](#) (2010) recomenda que quando o pesquisador detecta problemas desta natureza, obrigatoriamente precisa rever todo o sistema psicológico; as propriedades ou atributos (variáveis latentes) que o questionário pretende medir; a dimensionalidade do questionário que está relacionada à quantidade de níveis e de fatores existentes; e analisar a carga fatorial e a semântica de construção dos itens (variáveis observáveis) com o objetivo de eliminar ou reconstruir os mesmos.

Assim partiu-se para uma segunda etapa cujo objetivo era validar o RESTQ-Coach na versão brasileira. Foram realizadas seis análises fatoriais exploratórias (AFE) para identificar qual o melhor ajuste em relação ao número de fatores para o instrumento e, com base nos resultados das Tabelas 1 e 2, identificou-se através das análises dos juízes que a melhor solução era a de seis fatores.

Este tipo de procedimento metodológico adotado neste estudo é semelhante aos estudos de adaptação e validação transcultural de questionários na psicologia do esporte desenvolvidos por [Gonçalves](#) e [Alchieri](#) (2010) na validação de uma escala para medir motivação durante a prática de atividade física; por [Kitaoka et al.](#) (2004) na validação fatorial do *Maslach*

Burnout Inventory, por [González-Boto et al.](#) (2008) na adaptação do RESTQ-Sports para a versão espanhola e por [Davis et al.](#), (2007) na testagem das propriedades psicométricas do RESTQ-Sports com atletas canadenses.

Do ponto de vista estatístico para a solução de seis fatores, o instrumento apresenta qualidade psicométrica. Os testes de KMO e esfericidade de *Bartlett's* demonstraram resultados adequados ([PASQUALI](#), 2010, [HAIR et al.](#), 2005). Os índices que medem a consistência interna geral do questionário e dos seis fatores separadamente (Tabela 4) encontram-se dentro das recomendações propostas por [Nunnally](#) (1978) e [Pasquali](#) (2010).

O percentual de variância explicada neste estudo atende às exigências mínimas proposta por [Hill e Hill](#) (2008) para questionários psicossociais, os quais recomendam valores acima de 40%. Os índices de CFI, TLI e RMSEA também se encontram dentro dos parâmetros estabelecidos pela literatura ([BROWN](#), 2006; [HU](#); [BENTLER](#), 1999; [HOOPER et al.](#), 2008; [KLINE](#), 2011; [MUTHÉN](#); [MUTHÉN](#), 2010).

A definição dos constructos teóricos (viés de conteúdo) de cada um dos seis fatores foi feita primeiramente pela identificação do maior carregamento do item no fator e, posteriormente, pelo atendimento das regras proposta por [Cassepp-Borges](#), [Balbinotti](#) e [Teodoro](#) (2010), que relatam todos os procedimentos necessários para a adaptação de instrumentos oriundos de outras culturas. Através da análise de juízes foram definidas nomenclaturas e quantidade de itens para cada um dos seis fatores.

Apesar do fator 6 ser constituído por apenas três itens, ele apresenta cargas fatoriais acima de 0,500 e índices satisfatórios de *Alpha Cronbach*, encaixando-se dentro dos critérios que estabelecem o número mínimo de três itens para que um fator tenha uma boa representatividade ([BROWN](#), 2006; [KLINE](#), 2011).

Ressalta-se como limitação inerente ao estudo o número amostral, que deve ser aumentado em futuros estudos para avaliar as propriedades psicométricas do RESTQ-Coach versão brasileira motivo pelo qual não foi possível testar a segunda hipótese. Outra limitação refere-se ao cuidado que os pesquisadores devem ter na utilização e interpretação dos três itens (3, 15 e 38) não retirados da versão brasileira, que apresentaram

cargas fatorias inferiores a $< 0,300$, abaixo dos valores recomendados pela literatura (BROWN, 2006; HAIR *et al.* 2005; KLINE, 2011). Torna-se necessário checar o comportamento destes itens e suas respectivas cargas em estudos que envolvam uma amostra maior de treinadores brasileiros.

Pode se concluir que o presente estudo avança na discussão das propriedades psicométricas do RESTQ-Coach, apresentando dados consistentes sobre a testagem do modelo original e a sua não confirmação na população de treinadores brasileiros através AFC. O estudo também apresenta uma nova proposta de modelo para a utilização do RESTQ que se mostrou confiável mediante as análises realizadas. O trabalho também traz uma contribuição significativa para a análise das variáveis de estresse, recuperação, estratégias de *coping*, autoeficácia e *burnout* em treinadores brasileiros, haja vista a escassez de questionários na literatura que permitem avaliar e diagnosticar estes sintomas com segurança.

Referências

BANDURA, A. Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. **Psychological Review**, Washington, n. 85, p. 191-215, 1977. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>. Acesso em: 09 jun. 2011.

BENEVIDES-PEREIRA, A. M. T. Estado da arte do burnout no Brasil. **Interação em Psicologia**, Curitiba, v. 1, n. 1, p. 4-11, 2003. Disponível em: <http://www.saudeetrabalho.com.br/download/2/burnout-benevides.pdf>. Acesso em: 09 jun. 2011.

BRISLIN, R. W.; LONNER, W.; THORNDIKE. **Cross cultural research methods**. New York: John Wiley & Sons, 1973.

BROWN, T. A. **Confirmatory factor analysis for applied research**. 3. ed. New York: The Guilford Press, 2006.

CASSEPP-BORGES, V.; BALBINOTTI, M. A. A.; TEODORO, M. L. Tradução e validação de conteúdo: uma proposta para a adaptação de instrumentos. In: PASQUALI, L. **Instrumentação psicológica: fundamentos e práticas**. Porto Alegre: Artmed, 2010.

COSTA, L. O. P.; SAMULSKI, D. M. Processo de validação do questionário de estresse e recuperação para atletas (RESTQ-Sport) na língua portuguesa. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, Brasília, v. 13, n. 1, p. 79-86, 2005.

Disponível em:

<http://portalrevistas.ucb.br/index.php/RBCM/artic/e/viewFile/615/627>> Acesso em: 9 jun. 2011.

CRONBACH, I. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. **Psychometrika**, Heidelberg, n. 16, p. 297-335, 1951. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>. Acesso em: 9 jun. 2011.

DAVIS, H.; ORZECK, T.; KEELAN, P. Psychometric item evaluations of the recovery-stress questionnaire for athletes. **Psychology of Sport and Exercise**, London, v. 8, p. 917-938, 2007. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2006.10.003>. Acesso em: 9 jun. 2011.

FLETCHER, D.; SCOTT, M. Psychological stress in sports coaches: a review of concepts, research, and practice. **Journal of Sports Science**, London, v. 28, n. 2, p. 127-137, 2010. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1080/02640410903406208>. Acesso em: 9 jun. 2011.

FREY, M. College coaches' experiences with stress: "problem solvers" have problems, too. **The Sport Psychologist**, Champaign, v. 21, n. 1, p. 38-59, 2007.

GONÇALVES, M. P.; ALCHIERI, J. C. Adaptação e validação da escala de motivação à prática de atividades físicas (MPAM-R). **Avaliação Psicológica**. Itatiba, v. 9, n. 1, p. 129-138. 2010. Disponível em: <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v9n1/v9n1a14.pdf>> Acesso: 9 jun. 2011.

GONZÁLEZ-BOTO, R.; SALGUERO, A.; TUERO, C.; MÁRQUEZ, S.; KELLMANN, M. Spanish adaptation and analysis by structural equation modelling of an instrument for monitoring overtraining: the recovery-stress questionnaire (RESTQ-Sport). **Social Behavior and Personality**, Palmerston North, v. 36, n. 5, p. 635-650, 2008. Disponível em: <http://media.web.britannica.com/ebsco/pdf/648/34226648.pdf>. Acesso em: 9 jun. 2011.

GOODGER, K.; GORELY, T.; LAVALLE, D.; HARWOOD, C. Burnout in sport: a systematic review. **The Sport Psychologist**, Champaign, v. 21, n. 2, p. 127-151, 2007. Disponível em: <http://www.li.suu.edu/library/circulation/Lyons/pe6070blBurnoutInSportSp09.pdf>. Acesso em: 9 jun. 2011.

HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. L. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.
HILL, M. M.; HILL, A. I. **Investigação por questionário**. 2. ed. Lisboa: Silabo, 2008.

- HILTON, A.; SKRUTKWSKI, M. Translating instruments into other languages: development and testing processes. **Cancer Nursing**, Philadelphia, v. 25, n. 1, p. 1-7, 2002.
- HJALM, S.; KENTTA, G.; HASSMÉNAN, P.; GUSTAFSSON, H. Burnout among elite soccer coaches. **Journal of Sport Behavior**, Mobile, v. 30, n. 4, p. 415-427, 2007.
- HOOPER, D.; COUGHLAN, J.; MULLEN, M. R.; Structural equation modeling: guidelines for determining model fit. **The Electronic Journal of Business Research Methods**. Curtis Farm, v. 6 n. 1. p. 53-60, 2008. Disponível em: <<http://arrow.dit.ie/cgi/viewcontent.cgi?article=1001&context=buschmanart&sei-redir=1-search=%22Structural+Equation+Modeling:+>>>. Acesso em: 9 jun. 2011.
- HU, L. T.; BENTLER, P. M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. **Structural Equation Modeling**, Philadelphia, v. 6, p. 1-55. 1999.
- KALLUS, K. W.; KELLMANN, M. Burnout in athletes and coaches. In: HANIN, Y. L. (Ed.). **Emotion in Sport**. Champaign, IL: Human Kinetics, 2000. p. 209-230.
- KALLUS, K. W.; KELLMANN, M. **The recovery-stress-questionnaire for coaches, manual in preparation**. Wurzburg: Wurzburg Universtiy, 1993.
- KALLUS, K. W.; KELLMANN, M. The rest-period-questionnaire for coaches: assessing the behaviors of coaches during rest periods. In: EUROPEAN CONGRESS ON SPORT PSYCHOLOGY, 9., 1995, Brussels. **Proceedings...** Brussels: FEPSAC/Belgian Federation of Sport Psychology. 1995. p. 43-50.
- KALLUS, K. W.; KELLMANN, M.; EBERSPACHER, H.; HERMANN, H. D. Beanspruchung erholung und stressbewealtigung von trainer im leistungsport: stress, recovery, and coping with stress of coaches in elite sports. **Psychologie und Sport**, Münster, v. 3, p. 114-126, 1996.
- KARABATSOS, G; MALOUSARIS, G; APOSTOLIDIS, N. Evaluation and comparison of burnout levels in basketball, volleyball and track and field coaches. **Studies in Physical Culture and Tourism**, Poznań, v. 13, n. 1, p. 79-83, 2006.
- KELLEY, B. C.; BAGHURST, T. Development of the coaching issues survey (CIS). **The Sport Psychologist**, Champaign, v. 23, n. 3, p. 367-387, 2009.
- KELLMANN, M. Preventing overtraining in athletes in high-intensity sports and stress/recovery monitoring. **Scandinavian Journal Medicine Sciences Sports**. Malden, v. 20, suppl. 2, p. 95-102, 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1600-0838.2010.01192.x>>. Acesso em: 9 jun. 2011.
- KELLMANN, M. The recovery-stress questionnaire for coaches. In: WORLD CONGRESS OF SPORT PSYCHOLOGY, 12., 2009, Marrakesk. **Proceedings...** Marrakesk: ISSP/ International Society of Sport Psychology, 2009. Disponível em: <<http://www.issponline.org/>>. Acesso em: 12 jul. 2010.
- KELLMANN, M.; KALLUS, K. W. Interrelation between stress and coaches' behavior during rest periods. **Perceptual and Motor Skills**, Missoula, v. 79, n. 1, p. 207-210, 1994.
- KITAOKA, K.; NAKAGAWA, H.; MORIKAWA, Y.; ISHIZAKI, M.; MIURA, K.; NARUSE, Y.; KIDO, T.; HIGASHIYAMA, M. Construct validity of the maslach burnout inventory: general survey. **Stress and Health**, Lancaster, v. 20, p. 255-260, 2004. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1002/smi.1030>>. Acesso em: 9 jun. 2011.
- KLINE, R. B. **Principles and practice of structural equation modeling**. 3 ed. New York: The Guilford Press, 2011.
- LAZARUS, R. S.; FOLKMANN, S. **Stress, appraisal, and coping**. New York: Springer, 1984.
- LEVY, A.; NICHOLLS, A.; MARCHANT, D.; POLMAN, R. Organisational stressors, coping, and coping effectiveness: a longitudinal study with an elite coach. **International Journal of Sports Science & Coaching**, Brentwood, v. 4, n. 1, p. 31-45, 2009. Disponível em: <<http://multi-science.metapress.com/content/q274112106x7257u/fulltext.pdf>>. Acesso em: 9 jun. 2011.
- MASLACH, C.; LEITER, M. P. **The truth about burnout: how organization cause, personal stress and what to do about it**. San Francisco: Jossey-Bass, 1997.
- MUTHÉN, L. K.; MUTHÉN, B. O. **Mplus User's Guide** (1998-2010). 6. Ed. Los Angeles: Muthén & Muthén, 2010.
- NUNNALLY, J. C. **Psychometric theory**. New York: McGraw-Hill, 1978.
- PASQUALI, L. **Instrumentação psicológica: fundamentos e práticas**. Porto Alegre: Artmed, 2010.

RAEDEKE, T. D. Coach commitment and burnout: a one-year follow-up. **Journal of Applied Sport Psychology**, London, v. 16, p. 333-349, 2004.
Disponível em:
<<http://dx.doi.org/10.1080/10413200490517995>>.
Acesso em: 9 jun. 2011.

RAEDEKE, T. D.; GRANZYK, T. L.; WARREN, T. L. Why coaches experience burnout: a commitment perspective. **Journal of Sport & Exercise Psychology**, Champaign, v. 22, n. 1, p. 85-105, 2000.

SMITH, G. On construct validity: issues of method and measurement. **Psychological Assessment**. Washington, v. 7, n. 4, p. 396-408, 2005.

TENENBAUM, G.; JONES, C. M.; KITSANTAS, A.; SACKS, D. N.; BERWICK, J. P. Failure adaptation: psychological, conceptualization of the stress response process in sport. **International Journal of Sport Psychology**, Roma, v. 34, p. 1-26, 2003a.

TENENBAUM, G.; JONES, C. M.; KITSANTAS, A.; SACKS, D. N.; BERWICK, J. P. Failure adaptation: an investigation of the stress response process in sport. **International Journal of Sport Psychology**, Roma, v. 34, p. 27-62, 2003b.

Endereço:

Varley Teoldo da Costa
Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG
Av. Presidente Antônio Carlos, 6627
Pampulha
Belo Horizonte MG Brasil
31310-250
Telefone/Fax: (31)-3409-2325
e-mail: vtcosta@hotmail.com

Recebido em: 16 de junho de 2011.

Aceito em: 3 de outubro de 2011.



Motriz. Revista de Educação Física. UNESP, Rio Claro, SP, Brasil - eISSN: 1980-6574 - está licenciada sob [Creative Commons - Atribuição 3.0](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/)