



Psicologia: Reflexão e Crítica

ISSN: 0102-7972

pcrev@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Brasil

Chicau Borrego, Carla M.; Leitão, José Carlos; Alves, José; Silva, Carlos; Palmi, Joan

Análise confirmatória do Questionário de Satisfação do Atleta: versão Portuguesa

Psicologia: Reflexão e Crítica, vol. 23, núm. 1, 2010, pp. 110-120

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Porto Alegre, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=18815254014>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

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

Análise Confirmatória do Questionário de Satisfação do Atleta - Versão Portuguesa

Confirmatory Factor Analysis of the Athlete Satisfaction Questionnaire (ASQ) - Portuguese Version

Carla M. Chicau Borrego^{*.a}, José Carlos Leitão^b, José Alves^a, Carlos Silva^a, & Joan Palmi^c

^aEscola Superior de Desporto de Rio Maior, ^bUniversidade de Trás-os-Montes e Alto Douro
& ^cUniversidade de Lleida

Resumo

O objectivo do estudo foi examinar as propriedades psicométrica da versão Portuguesa do Questionário de Satisfação do Atleta ([QSA/Athlete Satisfaction Questionnaire – ASQ], Riemer & Chelladurai, 1998), através da análise factorial confirmatória, uma vez que as características culturais e de idioma podem afectar a aplicação e interpretação do questionário. O QSA possui 14 dimensões, com 54 itens e visa avaliar a satisfação do atleta com a sua experiência desportiva. O modelo foi testado com uma amostra de 527 atletas de diferentes modalidades: basquetebol, andebol, futebol e voleibol, dos campeonatos nacionais e regionais de Portugal. Todos os factores apresentam elevados coeficientes de consistência interna, com valores de alpha de Cronbach entre $\alpha=0,70$ e $\alpha=0,94$. De uma forma geral os valores dos indicadores globais de ajustamento do modelo observado, resultantes da análise factorial confirmatória (robustos TLI/NNFI=0,93, CFI=0,93 e do IFI=0,93, RMSEA=0,042 (0,039 – 0,044 e o índice SRMR=0,05) expressam a sua qualidade. Assim, os resultados sugerem que a avaliação da satisfação do atleta nas diversas facetas consideradas relevantes para a sua experiência desportiva, parece poder ser realizada em futuras pesquisas, através da utilização do ASQ versão portuguesa.

Palavras-chave: Análise factorial confirmatória; Satisfação; Desporto.

Abstract

The purpose of this study was to examine the psychometric properties of the Portuguese version of the Athlete Satisfaction Questionnaire (ASQ), developed by Riemer and Chelladurai (1998), through confirmatory factor analysis since cultural and language characteristics can affect the applicability and the interpretation of the multidimensional Athlete Satisfaction Questionnaire. The ASQ has 14 dimensions, with 54 items to evaluate the athletes' satisfaction with their sports experience. The model was tested with a sample of 527 athletes (basketball, handball, soccer and volleyball players) from national and regional championships in Portugal. All factors have good internal reliability coefficients, with Cronbach alpha values ranging from $\alpha=0.70$ to $\alpha=0.94$. The results of confirmatory analysis, (robust TLI/NNFI=0.93, CFI=0.93, IFI=0.93, RMSEA=0.042 (0.039 – 0.044) and SRMR=0.05) show that the model has good fit indexes, which express its quality. Therefore, this study points out that the evaluation of athletes satisfaction in different facets which are considered relevant to their sports experience through the use of the ASQ Portuguese version is valid and reliable.

Keywords: Confirmatory factor analysis; Satisfaction; Sport.

A satisfação no trabalho tem sido uma área interessante e importante de estudo para os investigadores. Também na área da psicologia do desporto, a satisfação com a experiência desportiva por parte do atleta tem sido alvo de pesquisa. O crescente interesse sobre este constructo está associado ao facto de muitos treinadores considerarem intuitivamente que existe uma relação entre o desempenho e a satisfação, uma vez que a participação

desportiva é em última instância voluntária (Huizinga, 1951). Um atleta satisfeito parece, assim, ser um requisito para um desempenho de alto nível. Outro factor de interesse é que a satisfação dos atletas pode ser um meio para medir a eficiência de um programa de treino.

A satisfação do atleta é entendida como “um estado afectivo positivo resultante de um processo complexo de avaliação de estruturas, processos, e resultados associados à experiência desportiva” (Chelladurai & Riemer, 1997, p. 135). Esta avaliação é realizada com base na diferença entre o que é pretendido e a percepção do que é alcançado nos domínios físico, psicológico e no meio envolvente (Alves, 2000). O estado afectivo é influenciado por “atribuições associadas com os resultados,

^{*}Endereço para correspondência: Instituto Politécnico de Santarém, Escola Superior de Desporto de Rio Maior, Pavilhão Multiusos, Av. Dr. Mário Soares, Pavilhão Multiusos Rio Maior, Portugal, CEP 2040-413. Tel.: +(351) 243 999 280; Fax +(351) 999 295. E-mail: ccborrego@esdrm.pt

assim como pelas realidades sociais construídas resultantes da observação daqueles que pertencem ao contexto” (Riemer & Chelladurai, 1998, p. 131). Por outras palavras, este conceito traduz o nível de encontro entre o que é vivenciado pelo atleta e os os seus padrões de exigência. Quanto menor a disparidade entre estes dois, maior será a satisfação com a experiência desportiva. Os padrões de exigência são por sua vez baseados no que o atleta quer, acha que tem direito, o que os outros têm e conseguem, experiências anteriores e ou expectativas presentes.

De acordo com Chelladurai e Riemer (1997, p. 137) é “imperativo que a avaliação de um programa desportivo seja baseada na satisfação do atleta em conjunto com medidas de desempenho, tais como o resultado em termos de vitórias versus derrotas”. Assim, as medidas de desempenho no desporto são muitas vezes contaminadas por factores como a sorte, desempenho extraordinário do oponente ou um erro do árbitro ou juiz. Por outro lado, as actividades desenvolvidas no processo de treino não podem somente ser julgadas por medidas de vitória-derrota. Por último, os modelos de medida vitória-derrota actuam apenas nos momentos de competição, quando as experiências desportivas envolvem um período de treino muito superior ao período de competição.

A satisfação do atleta tem sido analisada por vários investigadores na psicologia do desporto, que a têm incluído como uma variável antecedente ou de produto no seu trabalho conceptual. Por exemplo, o modelo conceptual de liderança de Chelladurai (1999) inclui a satisfação como uma variável de produto tal como a performance/desempenho. Por sua vez Carron (1988) no seu modelo conceptual de coesão considera a satisfação do atleta como uma variável antecedente (i.e. factores pessoais) e como uma variável de produto (i.e resultados individuais). No entanto um dos grandes constrangimentos associados aos modelos de liderança e de coesão encontra-se ao nível da fiabilidade dos instrumentos utilizados no estudo das variáveis resultado (i.e. satisfação), sendo a satisfação do atleta interpretada como unidimensional e avaliada apenas com um item (i.e. Baker, Yardley, & Côté, 2003). As exceções encontram-se em medidas como a escala de satisfação de Weiss e Friedrichs (1986), e a Escala de Satisfação do Atleta (Chelladurai, Imamura, Yamaguchi, Oinuma, & Miyauchi, 1988) que derivam de técnicas de análise de componentes principais não tendo sido desenvolvido o necessário processo de investigação conceptual de sustentação.

Neste sentido, num exercício conceptual Chelladurai e Riemer (1997) classificaram os factores mais relevantes para o estudo da satisfação dos atletas em relação ao seu universo desportivo, com base em três critérios específicos: (a) resultado versus processo – os factores devem estar relacionados com os resultados (i.e., vitória, desempenho absoluto, integração na equipa), ou com os processos que dão origem a resultados; (b) equipa versus indivíduo – os factores devem reflectir os resultados da equipa desportiva assim como os resultados individuais.

Este critério parte do princípio que alguns resultados desejáveis pelo indivíduo podem apenas surgir através do esforço e desempenho dos colegas de equipa. Desta forma os atletas podem desenvolver atitudes perante a equipa com uma identidade à parte deles próprios; e (c) tarefa versus social – o terceiro critério define que os factores devem representar resultados e processos orientados para a tarefa e para os aspectos sociais, respeitando que alguns resultados e processos são relacionados com a tarefa e outros são de natureza mais social.

Nas experiências desportivas os processos conduzem a resultados, que por sua vez, levam à satisfação. Os processos, isoladamente conduzem à satisfação. Tanto os processos como os resultados, podem ser associados ao indivíduo ou à equipa, e estes podem ser orientados para a tarefa ou para o social. As relações que se estabelecem entre os processos e, os resultados são moderados por: (a) perdas no processo, inerentes ao contexto; (b) natureza da competição vitória-derrota; (c) tempo de treino consideravelmente superior ao tempo de competição; (d) o tradicional indicador de desempenho, a vitória, ser contaminado por factores externos como a sorte e decisões dos juízes.

O estudo desenvolvido por Chelladurai e Riemer (1997) sustentou o desenvolvimento do *Athlete Satisfaction Questionnaire* (ASQ), instrumento multidimensional, desenvolvido por Riemer e Chelladurai (1998), para avaliar a satisfação dos atletas com a sua experiência desportiva. O questionário é constituído por 15 dimensões (a) desempenho individual, (b) desempenho da equipa, (c) utilização da habilidade, (d) estratégia, (e) tratamento pessoal, (f) treino e instrução, (g) contribuição da equipa para a tarefa, (h) contribuição da Equipa para o social, (i) ética, (j) integração na equipa, (k) dedicação pessoal, (l) orçamento, que representam os factores mais relevantes para a satisfação do atleta.

Foi demonstrado que componentes específicas da liderança do treinador afectam directamente a satisfação do atleta (i.e. Aoyagi, Cox, & McGuire, 2008; Eys, Loughead, & Hardy, 2007; Lopes, Salmulski, & Silva, 2007; Riemer & Toon, 2001). Anteriormente a liderança foi acedida apenas através um item de inventários de satisfação, enquanto o ASQ recolhe informação sobre a forma como treinador (a) emprega as habilidades dos atletas, (b) selecciona e utiliza estratégias, (c) treina e proporciona instrução aos atletas, e (c) como o treinador trata o atleta (componente social). A equipa também é identificada como uma fonte de satisfação no ASQ. Os membros da equipa têm um papel muito importante como facilitadores da performance individual, enquanto proporcionam também suporte social, sendo este, parte integrante da experiência desportiva. Também a liderança entre pares, atletas (ex. Tarefa, social e de suporte) se apresenta positivamente relacionada com a satisfação dos atletas com o desempenho da equipa e integração da equipa (i.e. Cakioglu, 2003; Eys, Carron, Bray, & Beauchamp, 2003; Eys et al., 2007).

A satisfação do atleta (ex. satisfação com treino e instrução, tratamento pessoal, desempenho da equipa e desempenho individual) relaciona-se de forma negativa com o burnout dos atletas (i.e. Altahayneh, 2003). Assim parece que atletas satisfeitos apresentam níveis mais baixos de burnout comparativamente com atletas menos satisfeitos. Também existe evidência que há uma relação positiva entre a satisfação do atleta e a intenção de voltar na época seguinte (i.e. Eys, Carron, Beauchamp, & Brays, 2005). A percepção de ambiguidade de papel pode também levar a níveis mais baixos de satisfação dos atletas (Eys et al., 2003; Hoper, 2006). No seu estudo Hoper (2006) refere ainda que a satisfação do atleta com o seu papel foi o único preditor da coesão de grupo em relação à atracção individual no grupo em relação à tarefa.

A satisfação pode também ser analisada como consequência da comunicação intra equipa (Sullivan & Gee, 2007). Os recursos de uma comunicação efectiva na equipa estão associados com satisfação do atleta, sendo que a aceitação foi identificada como o principal recurso mais eficaz, uma vez que está associado a um conjunto de resultados, incluindo aspectos de tarefa (ex. estratégias) e social (ex. integração na equipa) da satisfação do atleta. Este aspecto assume grande importância, uma vez que um ou ambos os resultados têm que ser conseguidos para que um indivíduo se mantenha no grupo. As estratégias de *team building* devem focalizar-se na melhoria da comunicação na equipa como um método para aumentar a satisfação dos atletas e o desempenho da equipa (Sullivan & Gee, 2007).

O ASQ desenvolvido por Riemer e Chelladurai (1998) foi validado, com uma amostra de 614 atletas, de ambos os géneros, das modalidades de basquetebol, hóquei em gelo e voleibol de 14 universidades canadenses. Em relação à estatística descritiva, a média varia entre 3,92 e 5,56, numa escala de resposta de 7 pontos, e o desvio padrão entre 0,84 e 1,67, indicando uma boa distribuição pelos pontos intermédios. No que respeita ao coeficiente de consistência interna (Cronbach, 1951), os valores relatados variam entre $\alpha=0,78$ e $\alpha=0,95$, para cada uma das dimensões, não existindo assim medidas problemáticas no instrumento original. Os resultados da análise factorial confirmatória indicam que o rácio $[\chi^2].inf.2]$ para os graus de liberdade era inferior a 2 (1,9; $\chi^2_{(137)}=2631,47$). Os indicadores de ajuste ao modelo [TLI=0,93 IFI=0,94, RMSEA=0,045, 90% CI = 0,043-0,048] “correm para que de uma forma geral o modelo esteja bastante próximo na população” (Riemer & Chelladurai, 1998, p. 139).

A validade do ASQ foi também analisada por Riemer e Toon (2001), utilizando 4 das dimensões da escala ([ASQ]; Riemer & Chelladurai, 1998): satisfação com o treino e instrução (3 itens), satisfação com o desempenho da equipa (3 itens), tratamento pessoal (5 itens) e satisfação com o desempenho individual (3 itens). A amostra foi constituída por 148 atletas de ténis universitário, de ambos os sexos. A consistência interna estimava

da variou entre $\alpha=0,90$ (satisfação com o treino e instrução) a $\alpha=0,93$ (satisfação como tratamento pessoal). O rácio $[\chi^2].inf.2]$ para os graus de liberdade encontrado era menor do que 2 (1,81), sendo os outros indicadores de ajuste ao modelo de: TLI=.93, RMSEA=0,074, 90% CI = 0,053-0,095, GFI=0,88, AGF=0,83. Quando considerados no seu conjunto, os resultados suportam a validade das quatro subescalas na amostra estudada (Riemer & Toon, 2001).

Também Lopes et al. (2007) analisaram as 4 dimensões do ASQ associadas à liderança na população brasileira, que designaram de Questionário de Satisfação do Atleta – versão liderança. A amostra foi composta por 215 atletas de voleibol de ambos os性os, sendo utilizado quatro dimensões: treino e instrução, tratamento pessoal, desempenho da equipa, e o desempenho individual. Em termos de consistência interna esta estrutura alcançou índices de alpha de Cronbach compreendidos entre 0,82 e 0,92. O rácio $[\chi^2].inf.2]$ para os graus de liberdade encontrado era menor do que 2 (1,22), sendo os outros indicadores de ajuste ao modelo de: TLI=0,96, RMSEA=0,032, GFI=0,91, AGFI=0,86. Com base nos resultados obtidos conclui-se que “a avaliação do nível de satisfação dos atletas com o comportamento de liderança do treinador com a versão QSA-L, versão portuguesa (Brasil) é válida e confiável” (Lopes et al., 2007, p. 53).

Não tendo como objectivo principal a verificação da validade métrica do instrumento, Aoyagi et al. (2008) desenvolveram um estudo com 193 atletas universitários de ambos os sexos, ($M=19,78$ anos, $DP=1,22$) de desportos colectivos e desportos individuais, no qual utilizaram uma estrutura constituída por 6 subescalas com 25 itens do ASQ (treino e instrução, desempenho da equipa, tratamento pessoal, desempenho individual, estratégia e utilização da habilidade). Os resultados $[\chi^2(260, N = 193) = 584,35, p < 0,001, \text{TLI} = 0,92, \text{CFI} = 0,93, \text{RMSEA} = 0,08$, com todos os valores de regressão significativos ($\leq 0,001$)], indicam um ajustamento aceitável (Aoyagi et al., 2008).

A análise das propriedades psicométricas de questionários originários da língua Inglesa, noutras culturas com diferentes idiomas, tem vindo a aumentar, embora na área da psicologia do desporto esteja agora a dar os primeiros passos. Como afirmam Fonseca e Brito (2005, p. 108):

Ao contrário do panorama internacional (Duda, 1998) ao analisarmos a investigação portuguesa produzida na área da psicologia do desporto, particularmente, no que se refere à avaliação psicológica dos indivíduos que participem em actividades físicas ou desportivas, constatamos que são extremamente escassos os estudos no âmbito das quais foi utilizada a Análise Factorial Confirmatória. (AFC).

Assim é nosso objectivo examinar a validade factorial da versão portuguesa do ASQ, numa amostra de atletas inscritos nos campeonatos portugueses das respectivas modalidades de desportos colectivos.

Método

Participantes

O estudo foi realizado com uma amostra de 527 atletas de desportos de equipa (basquetebol, andebol, futebol, voleibol), de ambos os sexos, com idades compreendidas entre 11 e 30 anos ($17,55 \pm 4,79$). A experiência desportiva na modalidade é de 1 a 20 anos ($6,56 \pm 3,48$). Todos os atletas competem em campeonatos portugueses das respectivas modalidades.

Material e Procedimentos

O *Athlete Satisfaction Questionnaire* (ASQ) é um instrumento desenvolvido por Riemer e Chelladurai (1998), para avaliar a satisfação dos atletas com a sua experiência desportiva, constituído por 15 dimensões. A versão portuguesa do Questionário de Satisfação do Atleta (QSAP) foi realizada por Borrego e Alves (2006), sendo constituído por 53 itens, agrupados em 14 dimensões: (a) Prestação/desempenho Individual (itens 6, 22, 39); (b) Prestação de Equipa (itens 13, 28, 37); (c) Utilização da Habilidade (itens 7, 24, 36, 46, 51); (d) Estratégia (itens 3, 27, 29, 43, 50, 53); (e) Tratamento Pessoal (itens 12, 20, 40, 44, 52); (f) Treino e Instrução (itens 14, 23, 33); (g) Contribuição da Equipa para a Tarefa (itens 9, 21, 34); (h) Contribuição da Equipa para o Social (itens 2, 25, 35); (i) Ética (itens 8, 16, 31); (j) Integração da Equipa (itens 1, 18, 32, 47); (k) Dedicação Pessoal (itens 5, 15, 30, 45); (l) Orçamento (itens 10, 17, 38); (m) Pessoal Médico (itens 4, 19, 41, 49); e (n) Agentes externos (itens 11, 26, 42, 48).

A dimensão ‘Serviços Académicos de Suporte’ foi eliminada na etapa de adaptação e tradução (Borrego & Alves, 2006), por se não se considerar adequada ao contexto desportivo de Portugal.

Os atletas respondem a cada item optando por alternativa, numa escala de sete pontos, ‘Nada satisfeito’ (1) a ‘Extremamente Satisfeito’ (7), com ‘Modernamente Satisfeito’ (4) como valor médio. Os valores de cada dimensão são calculados pelo somatório dos valores atribuídos em cada item dividido pelo número de itens que constituem cada dimensão. Não existe uma satisfação geral.

Após as considerações éticas, autorização dos respetivos clubes, equipa técnica e atletas, os atletas preencheram sem manifestarem dificuldades de compreensão o Questionário de Satisfação do Atleta (QSA, versão portuguesa), sempre antes de um treino no meio da semana para que a percepção não fosse alterada devido à proximidade de uma competição/jogo.

Para a análise e tratamento estatístico foram utilizados diversos procedimentos e análise disponíveis nos programas ‘Statistical Package for Social Sciences – SPSS’ for Windows (versão Vista) e o ‘Structural Equations – EQS’ for Windows (versão 6.1).

Numa primeira fase realizamos a análise descritiva dos dados (médias desvio padrão), observando-se posterior-

mente a análise dos itens através da consistência interna (alpha de Cronbach) e correlações inter e intra itens.

A análise factorial confirmatória foi realizada através do EQS V6. Para estimar os parâmetros o método de Máxima Verossimilhança (ML) é o mais utilizado, no entanto a teoria subjacente a este método pressupõe uma amostra suficientemente grande e uma distribuição multivariada normal dos dados. Quando este pressuposto não é alcançado, em alternativa, deve seguir-se o método ML robusto, proposto por Satorra e Bentler (2001) que corrige a não normalidade.

Uma vez que foi nosso objectivo medir a adequabilidade do instrumento ao modelo conceptual, na amostra do estudo, as medidas utilizadas para verificar a adequação do modelo aos dados foram as que, de uma forma geral, mais frequentemente têm sido referidas para esse efeito na literatura internacional (Kahn, 2006; Worthington & Whittaker, 2006) e portuguesa (Leitão, 1999; Leitão et al., 2008; Moreira, 2004) referente à validação de instrumentos de avaliação psicológica no contexto desportivo: *Qui-quadrado* (χ^2) Satorra-Bentler) e rácio $[\chi^2].inf.2]$; *Comparative Fit Index* (CFI) e *Non-Normed Fit Index* (NNFI), *Bollen's Incremental Fit Index* (IFI), e o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA).

Os valores de referência considerados para: *Qui-quadrado* (χ^2) com o valor p não significativo no entanto esta medida é sensível à dimensão da amostra, especificamente quanto maior a dimensão da amostra maior será o valor de *Qui-quadrado* (Hu & Bentler, 1995), sendo sugerido que este indicador não deve ser analisado de forma isolada mas em conjunto com outros índices (Kahn, 2006), rácio $[\chi^2].inf.2]$ (Carmines & McIver, 1996; Ullman, 2001), *Non-Normed Fit Index* (NNFI) superior a 0,80 (Rhee, Uleman, & Lee, 1996; Ullman, 2001), *Comparative Fit Index* (CFI), superior a 0,90 (Hu & Bentler, 1999), e o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) inferior a 0,06 (Kahn, 2006).

Os coeficientes de alpha de Cronbach foram calculados para aceder à consistência interna dos 14 factores, sendo o critério para aceitar o de valores superiores a 0,70, proposto por Nunally (1978).

Resultados

Estatística Descritiva e Análise dos Itens

Na Tabela 1 são apresentadas as médias, desvio padrão do QSAP (Questionário de Satisfação do Atleta versão portuguesa) de acordo com a estrutura proposta no manual. A análise descritiva dos resultados revelou que os atletas recorreram, às sete possibilidades de resposta existentes para cada um dos 53 itens, com as médias de resposta a situarem-se entre $3,88 \pm 1,86$ e $5,68 \pm 1,21$ respectivamente nos itens 38 e 5.

Os resultados expressos na Tabela 2, permitem verificar a existência de correlações item-factores que se situam entre $0,46 \leq r \leq 0,88$. Constatata-se também que os valores de alpha não poderiam ser elevados a partir da

eliminação de itens (*Alpha if item deleted*). A exceção observa-se no item 1, do factor 'Integração na Equipa', em que a melhoria do valor se situa na ordem das décimas, não sendo no entanto considerada como significativa, justificando assim a permanência do respectivo item.

O cálculo do alpha de Cronbach para cada um dos factores do modelo observado revelou que estes apresen-

taram uma consistência interna elevada e aceitável (valores entre $\alpha=0,70$ e $\alpha=0,94$, respectivamente para o factor 'Contribuição da Equipa para o Social' e para os factores 'Estratégia' e 'Tratamento Pessoal'), respeitando o critério de valores superiores a 0,70 proposto por Nunally (1978).

Tabela 1
Média e Desvio Padrão QSAP

	<i>Média ± DP</i>				<i>Média ± DP</i>				<i>Média ± DP</i>		
Item1	4,92	±	1,48	Item19	5,44	±	1,59	Item37	4,66	±	1,95
Item2	4,93	±	1,58	Item20	5,47	±	1,53	Item38	3,88	±	1,86
Item3	4,81	±	1,63	Item21	5,14	±	1,36	Item39	5,13	±	1,39
Item4	5,31	±	1,68	Item22	5,18	±	1,53	Item40	5,16	±	1,58
Item5	5,68	±	1,21	Item23	5,16	±	1,50	Item41	5,25	±	1,62
Item6	4,78	±	1,56	Item24	5,00	±	1,43	Item42	4,66	±	1,89
Item7	4,82	±	1,56	Item25	5,11	±	1,33	Item43	4,86	±	1,54
Item8	4,72	±	1,56	Item26	4,35	±	1,80	Item44	5,28	±	1,58
Item9	4,97	±	1,44	Item27	5,02	±	1,48	Item45	5,64	±	1,21
Item10	3,91	±	1,85	Item28	4,83	±	1,70	Item46	4,94	±	1,96
Item11	3,91	±	1,77	Item29	4,98	±	1,54	Item47	4,94	±	1,54
Item12	4,96	±	1,64	Item30	5,63	±	1,30	Item48	4,47	±	1,73
Item13	4,40	±	2,11	Item31	5,11	±	1,43	Item49	5,20	±	1,59
Item14	5,15	±	1,54	Item32	5,04	±	1,57	Item50	5,10	±	1,52
Item15	5,59	±	1,18	Item33	5,27	±	1,63	Item51	5,13	±	1,54
Item16	5,17	±	1,47	Item34	4,97	±	1,41	Item52	5,21	±	1,61
Item17	4,21	±	1,76	Item35	5,51	±	1,35	Item53	5,18	±	1,53
Item18	5,06	±	1,39	Item36	5,10	±	1,51				

Tabela 2
Consistência Interna, Correlação Item-Factor e Alpha após Eliminação do Item do QSAP

Factor	Item nº	α	Correlação Item-factor	Alpha após eliminação do Item
DI	6-22-39	,76	,57-,60-,60	,70-,66-,67
DE	13-28-37	,90	,80-,80-, ,82	,86-,86-,84
UH	7-24-36-46-51	,87	,68-,69-,75-,71-,68	,85-,85-,83-,85-,85
Est	3-27-29-43-50-53	,94	,77-,81-,85-,82-,85-,82	,94-,93-,92-,93-,93-,93
TP	12-20-40-44-52	,94	,82-,83-,79-,85-,88	,93-,92-,93-,92-,91
TI	14-23-33	,90	,78-,83-,80	,88-,84-,86
CET	9-21-34	,86	,73-,77-,72	,81-,78-,82
CES	2-25-35	,70	,46-,62-,48	,69-,47-,65
E	8-16-31	,83	,67-,68-,74	,80-,78-,73
IE	1-18-32-47	,85	,58-,70-,76-,74	,86-,81-,79-,79
DP	5-15-30-45	,80	,59-,67-,56-,65	,76-,73-,78-,73
O	10-17-38	,86	,75-,71-, ,72	,77-,81-,80
PM	4-19-41-49	,90	,76-,66-,83-,80	,86-,89-,83-,84
AE	11-26-42-48	,80	,47-,59-,65-,69	,80-,74-,71-,70

Nota. DI=Desempenho Individual; Desempenho da Equipa; UH=Utilização da Habilidade; Est=Estratégia; TP=Tratamento Pessoal; TP=Treino e Instrução; CET=Contribuição da Equipa para a Tarefa; CES=Contribuição da Equipa para o social; E=Etica; IE=Integração na Equipa; DP=Dedicação Pessoal, O=Orçamento; PM=Pessoal Médico; AE=Agentes Externos.

Análise Factorial Confirmatória (AFC)

A análise preliminar da distribuição das variáveis demonstrou violar o pressuposto da normalidade multivariada, uma vez que o Coeficiente de Mardia se mostrou elevado, indicando que a utilização do método de estimação de Satorra-Bentler era o mais apropriado.

Ao analisarmos a estrutura factorial do Modelo constituído por 14 factores da versão portuguesa do *Questionário de Satisfação do Atleta*, relativamente ao ajustamento global do modelo, verificamos que o valor corrigido do χ^2 (1220 N=527) = 2339,67 é significativo para $p < 0,001$, sugerindo um fraco ajuste, no entanto esta medida é muito sensível ao tamanho da amostra que foi de 527, “como são necessárias amostra grandes para a realização da AFC, existe uma grande possibilidade de o *Qui-quadrado* seja significativo mesmo quando o mode-

lo apresenta um bom ajustamento aos dados” (Kahn, 2006, p. 707). Devemos então observar outros índices que não são contaminados pela dimensão da amostra (ex. TLI, CFI). O valor do rácio $\chi^2 / df: 1,92$, é inferior a dois, valor proposto por Carmines e McIver (1996) e Ullman (2001).

Observa-se ainda que os valores dos índices de ajustamento comparativo ou incremental: TLI/NNFI(0,93), são superiores ao indicador de referência 0,80, proposto por Rhee et al. (1996) e Ullman (2001); também os valores do CFI(0,93) e do IFI(0,93) se revelam superiores a 0,90, valor proposto por Hu e Bentler (1999). Também o índice da RMSEA [0,042 (0,039 – 0,044)] expressou valores que se encontram de acordo com literatura (0,80, Kahn, 2006) e o índice SRMR (0,05) manifestou valores de referência (<0,10, Worthington & Whittaker, 2006).

Tabela 3
Índices de Ajustamento da AFC do QSA

χ^2	χ^2 / df	CFI	TLI	SRMR	IFI	RMSEA(90% CI)
2339,67	1,92	0,93	0,93	0,05	0,93	0,042(0,039-0,044)

Nota. χ^2 / df = Rácio *Qui-quadrado* e graus de liberdade; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean-Squared Residual; TLI / NNFI = Tucker-Lewis Index / Non-normed fit index; IFI= Bollen's Incremental Fit Index

Comrey e Lee (1992) sugerem que saturações superiores a 0,71 são excelentes, 0,63 são muito boas, 0,55 são boas, 0,45 justas e 0,32 fracas. Relativamente à solução estandardizada encontrada (Tabela 5, ver Anexo), revelou que 49 itens apresentam valores de saturação (λ) muito bons a excelentes (correspondendo a 91% dos itens), não existindo valores abaixo de 0,53. Sendo os valores dos erros (resíduos) observados (δ) moderados. Apenas 8 (oito) das 91 (noventa e uma) correlações entre factores excederam o valor de 0,80 (correlações entre $r=0,20$ e $r=0,87$).

Discussão

Nos últimos anos tem havido um interesse crescente a nível internacional pela utilização da análise factorial confirmatória (AFC), contribuindo assim para o desenvolvimento e validação de teorias e instrumentos associados. Considerando ainda que a maioria dos instrumentos utilizados no âmbito da psicologia do desporto em Portugal, são oriundos de países estrangeiros, e que o desenvolvimento de conhecimento num determinado domínio se constrói com base em medidas e avaliações, procurámos com este estudo examinar a validade do *Questionário de Satisfação do Atleta*, versão portuguesa, ou seja verificar se a organização dos dados relativos à amostra em estudo é congruente com o domínio teórico proposto por Riemer e Chelladurai (1998).

Ao analisarmos a estrutura factorial do *Questionário de Satisfação do Atleta*, relativamente ao ajustamento global do modelo, verificamos que o valor do χ^2 (1220 N=527) = 2339,67 é significativo para ($p < 0,001$). A dimensão da amostra poderá ter inflacionado o valor do *Qui-quadrado*. Apresentando resultados em que o rácio $[\chi^2].inf.2]$ para os graus de liberdade era inferior a do que 2, sendo este valor considerado adequado (Carmines & McIver, 1996).

Procedemos então à análise dos indicadores nos quais a dimensão (N) da amostra não tem um impacto adverso. Os indicadores de bondade de ajuste que estimam a melhoria do ajustamento ao modelo hipotético sobre o modelo nulo revelaram valores superiores a 0,80, e indicam um ajustamento aceitável ao modelo (Rhee et al., 1996; Ullman, 2001): TLI(0,93), CFI(0,93) e IFI(0,93). De acordo com Hu e Bentler (1999) e Ullman (2001), os valores de RMSEA [0,042 (0,039 – 0,044)] observados revelam igualmente bom ajustamento do modelo (inferior ou igual a 0,06). O *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR, 0,05) que representa a medida de média dos resíduos normalizados apresentou um valor de acordo com o que é normalmente sugerido na literatura da especialidade (Worthington & Whittaker, 2006).

De acordo com Marsh, Hau e Wen (2004), muitos investigadores assumiram as orientações de Hu e Bentler que apontam para valores de referência superiores ou iguais a 0,95, não tendo em conta as suas limitações.

Ainda de acordo com os mesmos autores “Hu e Blenter (1999) sugerem que os valores de referência nunca deverão ser interpretados como regras de ouro universais, valores absolutos ou critérios rígidos que são universalmente adequados” (p. 322). Desta forma os valores relativos aos indicadores de ajustamento apresentados ($\geq 0,93$), reflectem uma adequação do modelo aos dados examinados. Contudo uma observação mais atenta do modelo em estudo revelou alguma magnitude dos resíduos normalizados alertando-nos para presença de itens problemáticos.

Neste estudo a solução estandardizada apresentou valores de correlação moderada entre os itens e os factores, sendo no entanto a sua magnitude superior aos valores indicados no estudo de Riemer e Chelladurai (1998).

Tabela 4

Índices de Ajustamento da AFC do QSA em Estudos Anteriores

Estudos	GFI	CFI	TLI	AGFI	IFI	RMSEA(90% CI)
Riemer e Chelladurai (1998)	-	-	0,93	-	0,94	0,045(0,043-0,048)
Riemer e Toon (2001)	0,88	-	0,93	0,83	-	0,074 (0,053-0,095)
Lopes et al. (2007)	0,91	-	0,97	0,86	-	0,032
Aoyagi et al. (2008)	-	0,93	0,92	-	-	0,08

O primeiro estudo reflecte o desenvolvimento da escala por Riemer e Chelladurai (1998), apresentando resultados que “concorrem para que de uma forma geral o modelo esteja bastante próximo na população” (Riemer & Chelladurai, 1998, p. 139). O segundo estudo desenvolvido por Riemer e Toon (2001) analisou a validade do instrumento ASQ, utilizando 4 das dimensões. Os seus autores argumentam que “no seu conjunto, existe evidência para suportar a validade das quatro subescalas” (p. 248). Lopes et al. (2007) referem que:

a avaliação do nível de satisfação dos atletas com o comportamento de liderança do treinador com a versão QSA-L, versão portuguesa (Brasil) é válida e confiável. Por último os resultados obtidos por (Aoyagi et al., 2008), sugerem ‘um ajustamento aceitável’. (p. 32).

De uma forma geral e comparando dos resultados decorrentes da AFC da versão portuguesa, com as outras AFC realizadas com outras versões do QSA descritas anteriormente, permitem-nos concluir que no seu conjunto, os valores dos indicadores globais de ajustamento do modelo observado parecem expressar a sua qualidade. Assim, dada a escassez de referências a nível de Portugal e considerando que “não existe o modelo correcto, mas aproximações de modelos ao mundo real” (Jöreskog & Sörbom, 1990, p. 98) consideramos que os parâmetros estruturais do modelo em estudo permitem verificar a adequação satisfatória da bondade de ajuste da teoria à estrutura de covariância dos dados. Em ter-

Relativamente ao coeficiente de consistência interna (Cronbach, 1951), os valores variam entre $\alpha=0,70$ e $\alpha=0,94$, para cada uma das dimensões, ligeiramente mais baixos que os relatados por Riemer e Chelladurai (1998), mas cumprindo com o critério definido por Nunnally (1978). A solução encontrada é constituída por 53 itens, agrupados em 14 dimensões, de acordo com a versão original do questionário (a dimensão “serviços académicos” foi eliminada, por não se considerar adequada no contexto desportivo de Portugal, não tendo sido sujeita a análise factorial).

Devido à inexistência de estudos em Portugal, descrevemos em seguida e de forma sucinta os resultados produzidos por estudos internacionais, desenvolvidos por Aoyagi et al. (2008), Lopes et al. (2007), Riemer e Chelladurai (1998) e Riemer e Toon (2001).

mos práticos, os resultados parecem indicar que a versão portuguesa do ASQ pode ser utilizada por treinadores e/ou os psicólogos do desporto para avaliar os seus programas de treino.

A versão portuguesa do ASQ revela, assim, ser um instrumento válido para aceder as 14 dimensões que estão associadas aos aspectos mais salientes da experiência desportiva: (a) o desempenho (de equipa e individual); (b) liderança; (c) a equipa; (d) a organização; e (e) individual. Por definição a experiência desportiva é uma situação de desempenho, não sendo surpreendente que este seja enquadrado pela satisfação. Acresce ainda que o processo desenvolvido para o estabelecimento de objectivos individuais difer dos que são utilizados para o estabelecimento de objectivos de equipa. O desempenho individual e o desempenho colectivo podem ser julgados com base em diferentes padrões. Desta forma o atleta pode ter níveis diferenciados de satisfação com o desempenho individual e o colectivo.

Dado o papel dominante dos treinadores no processo de treino a liderança surge como um aspecto importante na análise da satisfação (Chelladurai, 1984; Coté, Salmela, Trudel, Baria, & Russell, 1995; Jowett & Chaundy, 2004; Riemer & Chelladurai, 1998; Riemer & Toon, 2001). Esta faceta focaliza-se nas reacções dos atletas na forma como os treinadores utilizam as habilidades dos atletas, seleccionam e desenvolvem as estratégias correctas, treinam e dão instrução aos atletas e ainda na forma como tratam os atletas.

O terceiro aspecto que emerge do QSA, é a equipa, pois é assumido no contexto desportivo que a equipa, grupo desportivo pode actuar como substituto da liderança, proporcionando um ambiente favorável ao desenvolvimento do atleta. Também a organização e os agentes externos são alvos de interesse na satisfação com a experiência desportiva dos atletas.

Uma vez que o questionário foi validado com equipas de diferentes desportos colectivos (ex. basquetebol, andebol, futebol, voleibol), podemos esperar que nestas modalidades a escala possa ser utilizada. Parece-nos que poderá também ser utilizada noutros desportos em que a dependência na tarefa seja elevada (ex. andebol, futsal), e noutras contextos como por exemplo o desporto escolar, desde que seja retiradas dimensões (ex. orçamento, departamento médico e talvez agentes externos).

O instrumento pode também ser utilizado em desportos individuais, onde existe a percepção de equipa (ex. ciclismo). Neste tipo de desporto para além do desempenho individual existe também o desempenho colectivo. Nalguns desportos individuais a equipa de trabalho desempenha um papel determinante. Ao nível da gestão este é um instrumento que permite avaliar as dimensões a eficácia de um programa desportivo e dos seus líderes (treinadores). A eficácia de um programa de treino deve ser ancorada nos níveis de satisfação dos seus principais beneficiários, os atletas.

Em termos de investigação os pesquisadores podem utilizar este instrumento sendo a selecção dos factores a utilizar (*short versions*) dependente do objectivo do estudo, podendo como aconteceu com outras versões, surgir associada a variáveis como a liderança do atleta (i.e. Cakioglu, 2003; Eys et al., 2003) liderança do treinador (i.e. Aoyagi et al., 2008; Eys et al., 2007; Lopes et al., 2007; Riemer & Toon, 2001), *burnout* (i.e. Altahayneh, 2003), coesão (i.e. Aoyagi et al., 2008; Hoper, 2006; Spink, Nickel, Wilson, & Odnokon, 2005), ambiguidade de papéis (i.e. Eys et al., 2003; Hoper, 2006), intenção de voltar na época seguinte (i.e. Eys et al., 2005), comunicação intra-equipa (i.e. Sullivan & Gee, 2007).

No entanto, como o estudo da validade de um instrumento é um processo contínuo de análise, sugerimos o desenvolvimento de investigações e estudos adicionais na análise das qualidades métricas do instrumento de medida da satisfação do atleta em diferentes modalidades, considerando que as evidências psicométricas aqui apresentadas são apenas preliminares. Sugerimos que face à extensão do instrumento que sejam analisadas as estruturas factoriais de versões reduzidas do instrumento de acordo com as variáveis que se pretende estudar. Apontamos como sugestões para futuras investigações da validade do QSA, a sua aplicação em diferentes contextos desportivos (i.e alto rendimento, rendimento e lazer), diferentes desportos (i.e. individuais e colectivos), e a relação com outras variáveis como a liderança, coesão, rendimento e o compromisso.

Referências

- Altahayneh, Z. (2003). *The effects of coaches behaviors and burnout on the satisfaction and burnout of athletes*. Unpublished doctoral dissertation, Florida State University, Tallahassee, FL.
- Alves, J. (2000). Liderazgo y clima organizacional. *Revista de Psicología del Deporte*, 9(1/2), 123-133.
- Aoyagi, M. W., Cox, R. H., & McGuire, R. T. (2008). Organizational citizenship behavior in sport: Relationships with leadership, team cohesion, and athlete satisfaction. *Journal of Applied Sport Psychology*, 20(1), 25-41.
- Baker, J., Yardley, J., & Côté, J. (2003). Coach behaviors and athlete satisfaction in team and individual sports. *International Journal of Sport Psychology*, 34(3), 226-239.
- Borrego, C. C., & Alves, J. (2006). Como avaliar a satisfação dos atletas com as experiências desportivas - Tradução e adaptação do questionário "Athlete Satisfaction Questionnaire" para português. *Desporto: Investigação & Ciência*, 5, 63-82.
- Cakioglu, A. (2003). *Leadership and satisfaction in soccer: Examination of congruence and player's position*. Unpublished doctoral dissertation, Middle East Technical University, Ankara, Turkey.
- Carmines, E., & McIver, J. (1996). Social measurement: Current issues. In G. Bohrnstedt & E. Borgatta (Eds.), *Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures* (pp. 65-115): Beverly Hills, CA: Sage.
- Caron, A. V. (1988). *Group dynamics*: London: Spodym.
- Chelladurai, P. (1984). Leadership in sports. In J. S. R. Weinberg (Ed.), *Psychological foundations of sport*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Chelladurai, P. (1999). *Human resource management in sport and recreation*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Chelladurai, P., Imamura, H., Yamaguchi, Y., Oinuma, Y., & Miyachi, T. (1988). Sport leadership in a cross-national setting: The case of Japanese and Canadian university athletes. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 10(4), 374-389.
- Chelladurai, P., & Riemer, H. A. (1997). A classification of facets of athlete satisfaction. *Journal of Sport Management*, 11, 133-159.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Côté, J., Salmela, J., Trudel, P., Baria, A., & Russell, S. (1995). The coaching model: A grounded assessment of expert gymnastic coaches' knowledge. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 1-17.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Duda, J. (1998). *Advances in sport and exercises psychology measurement*. Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Eys, M. A., Caron, A. V., Beauchamp, M. R., & Brays, S. R. (2005). Athletes' perceptions of the sources of role ambiguity. *Small Group Research*, 36, 383-403.
- Eys, M. A., Caron, A. V., Bray, S. R., & Beauchamp, M. R. (2003). Role ambiguity and athlete satisfaction. *Journal of Sports Sciences*, 21(5), 391-401.
- Eys, M. A., Loughead, T. M., & Hardy, J. (2007). Athlete leadership dispersion and satisfaction in interactive sport teams. *Psychology of Sport and Exercise*, 8, 281-296.

- Fonseca, A. M., & Brito, A. P. (2005). A questão da adaptação transcultural de instrumentos para avaliação psicológica em contextos desportivos nacionais: O caso do *Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire* (TEOSQ). *Revista Psicológica*, 39, 95-118.
- Hoper, J. R. (2006). *The relationships among role involvement, team cohesion, and athlete satisfaction*. Unpublished master's thesis, University of North Carolina at Greensboro, Greensboro, NC.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Huizinga, J. (1951). *Homo ludens: O jogo como elemento da cultura*. Paris: Gallimard.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1990). Model search with Tetrad II and LISREL. *Sociological Methods and Research*, 19(1), 93-106.
- Jowett, S., & Chaundy, V. (2004). An introduction into the impact of coach leadership and coach-athlete relationship on group cohesion. *Group Dynamics: Theory and Practice*, 8(4), 302-311.
- Kahn, J. H. (2006). Factor analysis in counseling psychology research, training, and practice: Principles, advances, and applications. *The Counseling Psychologist*, 34, 684-718.
- Leitão, J. C. (1999). *A relação treinador-atleta. Percepção dos comportamentos de liderança e de coesão em equipas de futebol*. Tese de Doutorado não-publicada, Universidade de Coimbra, Portugal.
- Leitão, J. C., Pereira, A., Gonçalves, G., Campanço, J., Moreira, H., & Mota, P. (2008). *Metodologia de investigação em educação física e desporto - Análise quantitativa: Introdução à estatística multivariada* (Vol. 337). Vila Real, Portugal: Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro.
- Lopes, M. C., Salmulski, S., & Silva, L. A. (2007). Validação do questionário de satisfação do atleta - Versão liderança. *Revista Brasileira Ciência e Movimento*, 15(4), 47-56.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment of hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341.
- Moreira, J. M. (2004). *Questionários: Teoria e prática*. Coimbra, Portugal: Almedina.
- Nunally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill Book.
- Rhee, E., Uleman, J. S., & Lee, H. K. (1996). Variations in collectivism and individualism by ingroup and culture: Confirmatory factor analyses. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 1037-1054.
- Riemer, H. A., & Chelladurai, P. (1998). Development of the Athlete Satisfaction Questionnaire. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 20, 127-156.
- Riemer, H. A., & Toon, K. (2001). Leadership and satisfaction in tennis: Examination of congruence, gender, and ability. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 72(3), 243-256.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moments structural analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
- Spink, K. S., Nickel, D., Wilson, K., & Odnokon, P. (2005). Satisfaction in elite ice hockey players using a multilevel approach to examine the relationship between task cohesion and team task. *Small Group Research*, 36(5), 539-554.
- Sullivan, P. J., & Gee, C. J. (2007). The relationship between athletic satisfaction and intrateam communication. *Group Dynamics: Theory, Research and Practice*, 11(2), 107-116.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (4nd ed., pp. 697-702). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Weiss, M. R., & Friedrichs, W. D. (1986). The influence of leader behaviors, coach attributes, and institutional variables on performance and satisfaction of collegiate basketball teams. *Journal of Sport Psychology*, 8, 332-346.
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale Development Research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806-838.

Anexo

Tabela 5
Solução Estandardizada

Factor	DI λ_{χ}	DE λ_{χ}	UH λ_{χ}	Est λ_{χ}	TP λ_{χ}	TI λ_{χ}	CET λ_{χ}	CES λ_{χ}	E λ_{χ}	IE λ_{χ}	DP λ_{χ}	O λ_{χ}	PM λ_{χ}	AE λ_{χ}	δ_{χ}
Item6	.76														.65
Item22	.60														.80
Item39	.66														.75
Item13		.77													.63
Item28		.96													.30
Item37		.93													.36
Item7			.75												.67
Item24			.73												.68
Item36			.80												.60
Item46			.75												.66
Item51			.74												.67
Item3				.78											.63
Item27				.77											.63
Item29				.81											.58
Item43				.83											.56
Item50				.88											.48
Item53				.89											.46
Item12					.85										.52
Item20					.85										.52
Item40					.82										.57
Item44					.88										.47
Item52					.90										.41
Item14						.83									.55
Item23						.89									.45
Item33						.85									.52
Item9							.80								.60
Item21							.82								.57
Item34							.76								.65
Item2								.70							.72
Item25								.63							.78
Item35								.53							.85
Item8									.82						.58
Item16									.72						.70
Item31									.76						.65
Item1										.65					.76
Item18										.73					.68
Item32										.80					.59
Item47										.80					.59
Item5											.70				.71
Item15											.68				.74
Item30											.65				.76
Item45											.76				.65
Item10												.83			.56
Item17												.79			.62
Item38												.81			.59

Item4	.81	.58
Item19	.70	.71
Item41	.89	.46
Item49	.87	.50
Item11	.58	.81
Item26	.65	.76
Item42	.72	.70
Item48	.76	.65
<i>Alpha de</i>		
Cronbach	.76 .90 .87 .94 .94 .90 .86 .70 .83 .85 .73 .86 .90 .80	