

Adaptação, Desenvolvimento e Sucesso Académico dos Estudantes do Ensino Superior: INSTRUMENTOS DE AVALIAÇÃO

**Leandro S. Almeida, Mário R. Simões,
& Miguel M. Gonçalves
(Coords.)**

FICHA TÉCNICA

TÍTULO

Adaptação, Desenvolvimento e Sucesso Académico dos Estudantes do Ensino Superior: Instrumentos de avaliação

COORDENADORES

Leandro S. Almeida
Mário R. Simões
Miguel M. Gonçalves

REVISÃO DOS TEXTOS

Ana Filipa Alves

COMPOSIÇÃO

Joana R. Casanova

COLEÇÃO

Psicologia & Educação, nº4

EDIÇÃO

Associação para o Desenvolvimento a Investigação em Psicologia da Educação

© ADIPSIEDUC, 2017

Apartado 1023

4710-299 Braga

www.adipsieduc.pt

ISBN

978-989-99517-1-6

DATA DE EDIÇÃO

maio de 2017

2

QUESTIONÁRIO DE INTEGRAÇÃO SOCIAL NO ENSINO SUPERIOR (QISES)

António M. Diniz

Departamento de Psicologia, Escola de Ciências Sociais, Universidade de Évora & Centro de Investigação em Educação, Universidade do Minho

1. Indicações

O Questionário de Integração Social no Ensino Superior (QISES), destinado a estudantes do Ensino Superior (ES), é composto por 20 itens igualmente distribuídos por cinco fatores. Um versa o Equilíbrio Emocional (EE) dos estudantes e dois versam relacionamentos internos à instituição de ES: Relacionamento com Colegas (RC) e Relacionamento com Professores (RP). Os restantes fatores respeitam a relacionamentos externos à instituição: Relacionamento com Família (RF) e Relacionamento com Amigos (RA).

2. História

Em 2009 foi realizada a revisão da Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES; Diniz & Almeida, 2005). Nesta revisão (EISES-R; Diniz, 2009) suprimiu-se o fator Bem-Estar Pessoal da EISES, cujos itens versavam conteúdos que não remetiam para relacionamentos interpessoais, permaneceram três itens do fator EE, outros três do RC e acrescentaram-se três novos fatores com os respetivos itens. Foram eles o fator RP (6 itens), proveniente do estudo de Pinto (2005) e os fatores RF (4 itens) e RA (3 itens), provenientes da Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU; Diniz & Pinto, 2006). Para obter um número paritário de itens nos fatores, aos advindos da EISES e da ESREU acrescentaram-se mais três para os fatores EE, RC e RA, e mais dois para o RF. Os novos itens foram escolhidos de entre os do estudo de Pinto (2005), por consenso,

mediante reflexão falada entre três juízes independentes, procurando a maior diversidade possível do conteúdo dos itens que integrariam esses fatores. A EISES-R contemplava, pois, 30 itens igualmente distribuídos por cinco fatores, que foram aleatoriamente distribuídos para efeitos de apresentação da prova.

Contudo, após o estudo de Almeida e Diniz (2012) chegou-se, através do recurso à análise fatorial confirmatória, a uma estrutura fatorial oblíqua de 20 itens, com quatro itens por fator. Esta versão reduzida da EISES-R revelou boas propriedades psicométricas (validade fatorial, validade convergente e fiabilidade, bem como validade discriminante). Assim, apontou-se para uma estrutura fatorial oblíqua de cinco fatores reduzida a 20 itens. Note-se que a escolha desses 20 itens obedeceu não somente a critérios estatísticos (pesos fatoriais nas amostras de Almeida & Diniz, 2012 e de Pinto, 2005), mas também, supletivamente, a critérios semântico-lexicais: uma vez mais recorreu-se ao consenso, mediante reflexão falada, entre três juízes independentes, procurando diversificar o conteúdo dos quatro itens que integrariam cada fator. Para diferenciar esta prova da EISES-R, ela foi nomeada QISES.

Os 20 itens do QISES estão ordenados seguindo a sua sequência na EISES-R, exceto para o caso do item 19 (“Tenho tido momentos, nesta minha vida de estudante, em que me sinto prestes a descontrolar-me”) que foi intencionalmente colocado como item 18. Isto porque ele poderia suscitar efeitos de arrastamento de respostas para o item 20 (“Tenho-me sentido irritável nestes tempos de Ensino Superior”).

3. Fundamentação teórica

A frequência do ES exige desafios e dificuldades conjuntas, traduzindo-se numa melhor ou pior integração académica dos estudantes resultante da interação entre as atividades académicas (estudo e sucesso académico) e as relações sociais (com pares e professores) nas instituições. Há algumas décadas que é sabido que as relações sociais são importantes para as atividades académicas, permitindo sinalizar fenómenos de desajustamento como, por exemplo, a mudança de curso (Astin, 1977) e o abandono dos estudos (Tinto, 1975). Por outro lado, para o desajustamento ao ES contribuem também as relações externas às instituições (Bean, 1985), nomeadamente com a família e os amigos (Christie & Dinham, 1991; Tinto, 1993). Também é sabido que tanto os fatores relacionais internos quanto os externos às instituições estão ligados à adaptação emocional dos estudantes às exigências do ES (Bell, McDevitt, Rott, & Valerio, 1994; Diniz, 2005; Pascarella & Terenzini, 2005; Soares, Pinheiro, & Canavarro, 2015), e que estes fatores não-intelectuais podem conduzir ao seu isolamento social, principal motivo para o abandono voluntário dos estudos que ocorre, prevalentemente, durante o primeiro semestre (Tinto, 1993).

Assim, o reenquadramento face à família e aos grupos de amigos, com a desejável manutenção do seu apoio, e a concomitante integração num novo contexto social de vida, cuja atmosfera é determinada pelos professores e, principalmente, pelos colegas, é crucial para um bom envolvimento e desenvolvimento académico dos estudantes (Astin, 1997;

Cheng, Ickes, & Verhofstadt, 2012; Chickering & Reisser, 1993; Pascarella & Terenzini, 2005; Tinto 2010).

Por último, quanto às características pessoais dos estudantes, o género de pertença tem-se revelado diferenciador em vários domínios específicos da vida académica dos estudantes portugueses (e.g. Diniz et al., 2016; Soares, Guisande, Almeida, & Páramo, 2009), sendo que as mulheres no ES têm relações sociais mais frequentes e positivas do que os homens (Sax, Bryan, & Harper, 2005), apresentando, contudo, mais sofrimento emocional (Sax, Bryant, & Gilmartin, 2004).

4. Estudos realizados em Portugal

Tratando-se de uma prova de rastreio rápido de fenómenos de desajustamento de estudantes do ES ao seu contexto social de vida, o QISES foi administrado a estudantes do 1.º ano entre o final de outubro e o início de dezembro.

No âmbito do processo validação do modelo fatorial oblíquo de cinco fatores do QISES, primeiro apreciou-se a sua equivalência de mensuração em estudantes do 1º ano de duas Universidades públicas. A equivalência de mensuração indica que os itens são interpretados e respondidos da mesma maneira através dos grupos e que eventuais diferenças ao nível dos fatores podem ser apreciadas de forma válida e significativa (Meredith, 1993). Se assegurada a equivalência de mensuração, torna-se possível, numa segunda fase e com a totalidade dos dados, completar o exame da validade estrutural e de critério da prova, bem como criar dados normativos para a sua utilização diagnóstica.

Participaram voluntariamente (amostragem de conveniência) no estudo, e após a obtenção do devido consentimento informado, 619 estudantes do 1.º ano das Universidades de Évora (Grupo 1, $n = 322$) e do Algarve (Grupo 2, $n = 297$). Os estudantes foram selecionados procurando assegurar a heterogeneidade dos cursos que frequentavam. Os estudantes do Grupo 1, cujos dados foram recolhidos em contextos informais (e.g. residências de estudantes) por estudantes de mestrado em Psicologia treinados para o efeito, tinham idades compreendidas entre os 17 e os 23 anos ($Mdn = 18$), eram maioritariamente mulheres (67.1%) e estavam deslocados da sua residência habitual (78.9%). Os estudantes do Grupo 2, cujos dados foram recolhidos no âmbito do estudo de Pinto (2005) em salas de aulas mediante autorização da Reitoria e articulação com os professores, também tinham idades compreendidas entre os 17 e os 23 anos ($Mdn = 18$), eram maioritariamente mulheres (69.0%) e estavam deslocados da sua residência habitual (65.0%).

Não se observaram diferenças estatisticamente significativas quanto à distribuição do género entre os grupos: $\chi^2(1, N = 619) = .27, p = .605$. Observaram-se diferenças entre os grupos quanto à distribuição do estatuto residencial, com um número de estudantes deslocados significativamente maior no Grupo 1: $\chi^2(1, N = 619) = 14.87, p < .0001$.

Para análise dos resultados, recorreu-se ao SPSS for Windows (*Version 21*) para recodificar os itens negativamente conotados, descrever as características da amostra e

realizar as sínteses descritivas da distribuição dos resultados nos itens. Através do LISREL 8.80 (Jöreskog & Sörbom, 2006) analisou-se a validade estrutural do QISES, testando a invariância de mensuração do modelo fatorial oblíquo de cinco fatores que o define através dos grupos.

Para testar a invariância de modelos com dados categoriais-ordinais no LISREL (Millsap & Yun-Tein, 2004), primeiro devem estimar-se para cada grupo, no PRELIS 2 (Jöreskog & Sörbom, 1996), as médias e as covariâncias policóricas, conjuntamente com as respectivas covariâncias assintóticas, das distribuições latentes, contínuas e normais das variáveis observadas, seccionadas por $m - 1$ limites distribucionais ($m =$ número de categorias de resposta). Estes limites são fixados ao conjunto daqueles previamente obtidos para a amostra global. Num segundo passo, as médias e as covariâncias resultantes desta análise multigrupo são lidas e trabalhadas pelo LISREL (recorreu-se à linguagem SIMPLIS; Jöreskog & Sörbom, 1993) para testar a invariância do modelo através dos grupos. Neste teste utilizou-se o método de estimação por máxima verosimilhança (MV) com recurso ao robusto Satorra-Bentler scaled chi-square ($SB\chi^2$; Satorra & Bentler, 1994). O exame da invariância de mensuração começa com o teste da invariância da forma do modelo, em que todos os parâmetros são estimados livremente através dos grupos. Este modelo serve de base para o teste de condições de invariância mais restritivas: *fraca* (pesos fatoriais), *forte* (fraca mais *intercepts* dos itens) e *estrita* (forte mais resíduos) (Meredith, 1993), respetivamente indicando que as escalas dos itens têm o mesmo intervalo, a mesma definição operacional e o mesmo nível de erro de mensuração. Contudo, um modelo pode ser só parcialmente invariante (Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989), estimando-se livremente os itens que apresentem um funcionamento diferencial através dos grupos. Entretanto, modificações estatisticamente derivadas de um modelo devem ser acompanhadas pelas razões substantivas que as justificam (MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992).

Analisou-se a variação (Δ) do comparative fit index (CFI) para examinar a invariância dos modelos, comparando um mais restrito com outro com menos restrições: se a diferença entre os CFI dos modelos for superior a -.01 não há invariância (Cheung & Rensvold, 2002). Em adição ao Δ CFI, consideraram-se três índices de ajustamento prático e respetivos pontos de corte (Hu & Bentler, 1999): o *root mean square error of approximation* (RMSEA), que deve ser próximo ou inferior a .06 para indicar um bom ajustamento; o *standardized root mean square residual* (SRMR), que deve ser próximo ou inferior a .08 para indicar um bom ajustamento; e o *comparative fit index* (CFI), que deve ser próximo ou superior a .95 para indicar um bom ajustamento. Acresce que um RMSEA de .08 indica um ajustamento aceitável (Browne & Cudeck, 1993) e que, por convenção, um CFI superior a .89 e um SRMR inferior a .11 também.

Seguindo um processo de modelação em dois passos, o modelo de predição do Género sobre os fatores do QISES, especificado com as covariâncias de erro entre fatores livremente estimadas (presumindo que o Género não captura a totalidade das correlações entre os fatores), só foi testado na amostra global depois de examinada a invariância fatorial do modelo do QISES através dos grupos, bem como o seu ajustamento aos dados

empíricos oriundos dessa amostra. Completou-se o estudo da validade estrutural da prova atendendo aos resultados obtidos para as seguintes qualidades psicométricas: validade convergente (VC) e fiabilidade compósita (FC) dos fatores, e validade discriminante (VD) entre fatores (Fornell & Larcker, 1981). A VC foi avaliada através da variância média extraída (VME) dos itens pelos respetivos fatores, que deve ser superior a .50. A fiabilidade deve apresentar valores iguais ou superiores a .80 para comparação entre grupos e a .90 para diagnóstico individual (Nunnally & Bernstein, 1994). A VD foi avaliada através do quadrado da correlação desatenuada (ϕ^2) entre fatores (variância partilhada), que deve ser inferior às respetivas VME.

Por último, os dados normativos para o QISES foram computados no SPSS considerando diferenças de género nos fatores e de precisão dos seus itens para os representar: os dados brutos dos itens foram multiplicados pelos valores das regressões dos respetivos pesos fatoriais (obtidos através do LISREL), calculando as médias dessas notas ponderadas para apresentar uma distribuição percentilica dos resultados. Os 20 itens do QISES são cotados numa escala de resposta de *Likert* (1 = discordo totalmente; 2 = discordo; 3 = nem concordo, nem discordo; 4 = de acordo; 5 = totalmente de acordo). Os itens dos fatores EE, RC e RP, bem como os itens 5 e 15 do fator RF, são negativamente conotados, pelo que a sua cotação deve ser invertida para que pontuações mais elevadas correspondam a pontuações mais elevadas nos respetivos fatores. Entretanto, a distribuição dos resultados nos itens foi aproximadamente mesocúrtica para todos eles em ambos os grupos, com desvios à normalidade mais acentuados no item 15 (fator RF) para os estudantes do Grupo 2: $leque = 1-5$, $Mdn = 5$, $assimetria = -1.56$ e $curtose = 3.01$.

Na Tabela 1 apresenta-se os resultados obtidos para o teste da invariância fatorial do modelo oblíquo de cinco fatores do QISES através grupos.

Tabela 1 | Modelo Oblíquo do QISES: Invariância Fatorial Através dos Grupos

Modelo	$MV_{SB}\chi^2_{(gl)}$	RMSEA _(IC 90%)	SRMR		CFI	$\Delta CFI_{(Modelos)}$
			Grupo 1	Grupo 2		
M1	647.65 ₍₃₂₀₎	.06 _(.05-.06)	.09	.08	.945	---
M2	734.29 ₍₃₃₅₎	.06 _(.06-.07)	.09	.08	.938	-.007 _(M2-M1)
M3	1038.39 ₍₃₅₅₎	.08 _(.07-.08)	.09	.08	.902	-.036 _(M3-M2)
M3b	861.16 ₍₃₅₁₎	.07 _(.06-.07)	.09	.08	.928	-.010 _(M3b-M2)
M4	1410.80 ₍₃₇₁₎	.10 _(.09-.10)	.09	.10	.890	-.038 _(M4-M3b)
M4b	997.12 ₍₃₆₇₎	.07 _(.07-.08)	.09	.08	.918	-.010 _(M4b-M3b)

Nota. MV = máxima verosimilhança; SB = Satorra-Bentler; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean square residual; CFI = comparative fit index; Δ = diferença entre o modelo testado e o modelo base. M1 = invariância de forma; M2 = M1 mais invariância dos pesos fatoriais (fraca); M3 = M2 mais invariância dos *intercepts* (forte); M3b = M2 mais invariância parcial dos *intercepts* (itens 7, 9, 11 e 12 livremente estimados); M4 = M3b mais invariância dos resíduos (estrita); M4b = M3b mais invariância parcial dos resíduos (itens 7, 9, 11 e 12 livremente estimados).

Constata-se na Tabela 1 que o modelo foi invariante ao nível da mensuração, exceto para os casos da invariância forte (M3) e da invariância estrita (M4). A invariância forte só

foi parcialmente assegurada (M3b). Houve que estimar livremente os *intercepts* de quatro itens através dos grupos: o item 9 (RF) “A minha família tem-me dado o apoio que preciso nestes tempos de Ensino Superior” (Grupo 1 = 6.40, Grupo 2 = 3.53); o item 12 (RF) “Nestes tempos de Ensino Superior tenho contado com os meus pais quando me sinto desanimado(a)” (Grupo 1 = 3.81, Grupo 2 = 2.66); o item 11 (EE) “Às vezes sinto-me desesperado(a) nesta minha vida de estudante (Grupo 1 = 1.71, Grupo 2 = 2.33); e, o item 7 (RA) “Os meus amigos (não os meus colegas) têm-se preocupado comigo nesta minha vida de estudante” (Grupo 1 = 3.20, Grupo 2 = 2.78). A discrepância entre os *intercepts* destes itens (não esquecer que a pontuação do item 11 foi invertida) poderá ter uma causa comum: no Grupo 1 existia, como já foi referido, um número significativamente maior de estudantes deslocados da sua residência habitual. Ora, os estudantes a residir no seu contexto habitual de vida, continuando sob a influência próxima da sua família e amigos, beneficiarão de um apoio mais imediato de pessoas significativas face à sua nova situação de vida. Isto, conseqüentemente, também terá influenciado a diferença nos resíduos destes itens através dos grupos (M4b).

Foi, pois, assegurado o essencial da equivalência do modelo de mensuração do QISES através dos grupos, ou seja, os itens remetem para a mesma definição conceptual dos fatores (M2), mas com diferenças em quatro deles quanto à sua definição operacional (M3b) e qualidade (erro de mensuração; M4b).

Na Tabela 2 apresenta-se os resultados obtidos na amostra global ($N = 619$) para os pesos fatoriais, as comunalidades e as regressões dos pesos fatoriais dos itens, bem como para a VME e a FC dos fatores. Entretanto, o modelo apresentou um bom ajustamento aos dados empíricos: $MV_{SB}\chi^2 = 369.46$, $df = 160$; $RMSEA_{(IC\ 90\%)} = .05_{(.04-.05)}$; $SRMR = .06$; $CFI = .96$.

Tabela 2 | Modelo Oblíquo do QISES: Dados Psicométricos

Item (Fator) e Paráfrase	B	R^2	Regressão β
11 (EE) Sentimento de desespero circunstancial	.85	.71	.29
16 Sentimento de tristeza circunstancial	.80	.64	.19
18 Sentimento de descontrolo emocional circunstancial	.80	.65	.23
20 Sentimento de irritabilidade	.72	.52	.16
VME	.63		
FC	.87		
1 (RC) Sentimento de desadaptação ao novo quotidiano	.59	.34	.06
4 Sentimento de desapontamento com colegas	.73	.53	.06
8 Sentimento de solidão	.82	.67	.11
19 Sentimento de inibição na relação com colegas	.87	.75	.25
VME	.57		
FC	.84		

Item (Fator) e Paráfrase	B	R ²	Regressão β
3 (RP) Sentimento de dificuldade na comunicação	.73	.53	.16
6 O mesmo do item 3, mas em contextos informais	.68	.46	.15
10 Sentimento de falta de oportunidade para comunicar em contextos formais	.73	.53	.19
14 Sentimento de inibição para comunicar em contextos formais	.84	.70	.46
VME	.56		
FC	.83		
5 (RF) Sentimento incompreensão para com problemas de vida	.75	.57	.18
9 Sentimento de ter o apoio necessário	.74	.54	.09
12 Sentimento de apoio quando em situações de desânimo	.61	.37	.08
15 Insatisfação	.85	.73	.26
VME	.55		
FC	.83		
2 (RA) Os amigos têm contactado	.69	.47	.11
7 Os amigos têm-se preocupado	.83	.69	.26
13 Sentimento de proximidade	.72	.51	.17
17 Sentimento de disponibilidade quando o apoio é necessário	.84	.71	.24
VME	.60		
FC	.85		

Nota. Resultados da solução completamente estandardizada. EE = Equilíbrio Emocional; RC = Relacionamento com Colegas; RP = Relacionamento com Professores; RF = Relacionamento com Família; RA = Relacionamento com Amigos. β = peso fatorial estandardizado ($p < .001$); R² (comunalidade) = 1 - ε (variância do resíduo estandardizada); VME = variância média extraída; FC = fiabilidade compósita.

Observa-se na Tabela 2 que todos os itens representaram muito bem os respetivos fatores, considerando que a sua quantidade de variância capturada pelos fatores (R²) foi superior a .26 (valor tido como elevado; Cohen, 1988). Acresce que a VC (VME na tabela) e a fiabilidade (FC na tabela) dos fatores foram superiores aos valores desejáveis.

Na Tabela 3 apresenta-se as correlações desatenuadas entre os fatores do modelo oblíquo do QISES.

Tabela 3 | Modelo Oblíquo do QISES: Correlações Desatenuadas entre Fatores

Fator	EE	RC	RP	RF	RA
EE	1.00				
RC	.59	1.00			
RP	.40	.62	1.00		
RF	.45	.52	.40	1.00	
RA	.21	.32	.14	.40	1.00

Nota. Resultados da solução completamente estandardizada. Correlações desatenuadas (ϕ) com $p < .001$, exceto a RP-RA com $p < .01$. Ver Tabela 2 para abreviaturas.

Contrastando os resultados da Tabela 3 com os da Tabela 2 constata-se que o modelo não apresentou qualquer problema de VD: a variância partilhada mais elevada foi entre os fatores RC-RP ($\varphi^2 = .38$), menor que a VME de qualquer um deles. Entretanto, a correlação entre os fatores RP-RA foi fraca e as restantes moderadas, salvo entre RC-RP, EE-RP e RC-RF, que foram elevadas (Cohen, 1988).

Na Figura 1 apresenta-se os resultados do modelo de regressão com variáveis latentes que representa as relações de predição do Género sobre os fatores do QISES.

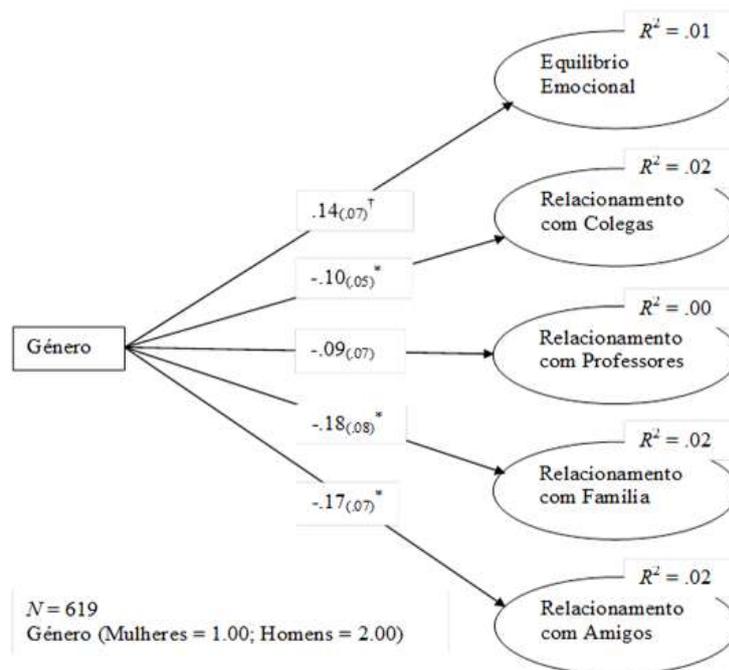


Figura 1 | Teste do modelo de predição do Género sobre os fatores do QISES: Relações estruturais não estandardizadas. R^2 = coeficiente de determinação. Índices de ajustamento: $MV_{SB}\chi^2 = 387.82$, $gl = 175$; root mean square error of approximation [$RMSEA_{(IC\ 90\%)}$] = $.04_{(.04-.05)}$; standardized root mean square residual (SRMR) = $.06$; comparative fit index (CFI) = $.95$.

† $p < .10$. * $p < .05$.

Pode constatar-se na figura que o modelo estava bem ajustado, que o Género não predisse o RP e que a quantidade de variância dos restantes fatores capturada pelo Género foi fraca ($R^2 \leq .02$; Cohen, 1988). Acresce que as mulheres apresentaram menos EE (p marginalmente significativo; $B = .14$, $EP = .07$, $t_{(618)} = 1.90$), mais RC, mais RF e mais RA do que os homens.

5. Procedimentos de administração e cotação

Os princípios gerais de administração de provas de “papel e lápis” são aplicáveis ao QISES. Ele pode ser administrado individual ou coletivamente e não existe limite de tempo para completar a tarefa de resposta aos itens, com a generalidade dos estudantes a demorar entre cinco e oito minutos a fazê-lo.

6. Interpretação dos resultados

O estudo multigrupo e o estudo com a amostra global indicaram que os itens do QISES são bons representantes dos respetivos fatores. O fator EE remete para aspetos de ordem clínica, enquanto o RC e o RP remetem, respetivamente, para aspetos ligados à facilidade para interagir com colegas e com professores. Quanto aos fatores RF e RA, eles remetem para a existência de apoio da família e dos amigos. Entretanto, todos estes fatores estão relacionados entre si mas, conforme o expectável, os fatores RP e RA são quase-independentes. Por último, os fatores discriminam os homens das mulheres, salvo no que respeita ao RP. Este último resultado é eventualmente justificável pelo facto de a prova ter sido administrada aos estudantes no início da sua frequência do ES.

Na Tabela 4 apresenta-se a distribuição percentílica das notas ponderadas dos fatores do QISES. Estas notas foram calculadas através da média dos resultados brutos dos itens multiplicados pela regressão dos respetivos pesos fatoriais. Assim, os resultados brutos individuais obtidos nos itens multiplicados pelos valores da Tabela 2 (Regressão β) situam o indivíduo face aos dados normativos da Tabela 4. Recorda-se aqui que as pontuações atribuídas aos itens negativamente conotados devem ser invertidas.

Tabela 4 | Distribuição Percentílica das Notas Ponderadas dos Fatores do QISES

Fator(Agrupamento)	Percentil						
	5	10	25	50	75	90	95
EE(Mulheres)	.36	.48	.65	.83	.95	1.12	1.19
EE(Homens)	.35	.43	.68	.88	1.06	1.19	1.19
RC(Mulheres)	.26	.32	.40	.48	.54	.60	.61
RC(Homens)	.19	.24	.37	.46	.54	.60	.61
RP(Amostra)	.48	.56	.72	.85	.99	1.16	1.20
RF(Mulheres)	.39	.44	.56	.66	.74	.76	.76
RF(Homens)	.32	.39	.50	.63	.72	.76	.76
RA(Mulheres)	.40	.52	.62	.77	.83	.92	.99
RA(Homens)	.37	.49	.60	.71	.81	.90	.93

Nota. Resultados da média das notas ponderadas dos itens obtidas pela multiplicação das notas brutas pelas regressões dos respetivos pesos fatoriais (cf. Tabela 2; valores da Regressão β). Ver Tabela 2 para abreviaturas.

Na tabela consideraram-se diferencialmente homens e mulheres para os fatores em que tal se justificava, mediante os resultados do estudo de diferenciação entre grupos conhecidos (Figura 1). Notas nos fatores abaixo do percentil 5 são indicadoras de problemas de ajustamento dos estudantes.

7. Avaliação crítica

O QISES é um instrumento de rastreio rápido da qualidade dos relacionamentos interpessoais dos estudantes do ES. Em virtude do reduzido número de itens da prova, e

numa lógica de sinalização de casos, com a sua utilização é possível identificar, rápida e precocemente, situações de risco na adaptação dos estudantes, delineando posteriores avaliações mais dirigidas e aprofundadas, bem como formas de intervenção.

Entretanto, os fatores do QISES são psicometricamente válidos para a comparação entre grupos de estudantes do 1º ano, aproximando-se o fator EE do nível de fiabilidade desejável para a realização de diagnósticos individuais.

Apesar do QISES ter sido, num processo de generalização de validade, testado junto de estudantes do 1º ano de duas Universidades públicas, ele é psicometricamente válido somente para estudantes com características idênticas às dos participantes no estudo. Também se faz notar que esta validação respeita a resultados obtidos pouco tempo depois do início do ano letivo e que os estudantes foram selecionados de forma não-probabilística.

A invariância dos resultados agora obtidos para o QISES em estudantes do 1º ano de outras instituições de ES que se encontrem no início do ano letivo, nomeadamente do ES particular e cooperativo, contribuirá para a generalização da validade do instrumento. Entretanto, estudos já em curso com estudantes do 1º ano do ES Militar e Policial e do ES Politécnico público também poderão suscitar uma maior abrangência da população-alvo da prova.

Acresce que com estas outras amostras poderá observar-se se o funcionamento diferencial dos *intercepts* e dos resíduos dos itens 7, 9, 11 e 12 se mantém; lembre-se que neste estudo ele foi interpretado em função do estatuto residencial dos estudantes (deslocados ou não deslocados). Por outro lado, é possível antecipar a realização de estudos de validação do QISES junto de estudantes do 1º ano a frequentar o segundo semestre letivo e, ainda, junto de outros mais avançados nos estudos, designadamente os que se encontram na transição de Cursos de Licenciatura para Cursos de Mestrado (com eventual supressão do fator RA).

8. Bibliografia

- Almeida, M. I., & Diniz, A. M. (2012). *Adaptação ao ensino superior policial (ADESPOL)* (Relatório de Investigação – 2011). Lisboa: Centro de Investigação do Instituto Superior de Ciências Policiais e Segurança Interna.
- Astin, A. W. (1977). *Four critical years: Effects of college on beliefs, attitudes, and knowledge*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Astin, A. W. (1997). *What matters in college? Four critical years revisited* (1st paperback ed.). San Francisco: Jossey-Bass.
- Bean, J. P. (1985). Interaction effects based on class level in an exploratory model of college student dropout syndrome. *American Educational Research Journal*, 22, 35-64. doi:10.3102/00028312022001035
- Bell, E., McDevitt, C., Rott, G., & Valerio, P. (Eds.) (1994). *Psychological counselling in higher education: A European overview*. Napoli: La Città del Sole.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). London: SAGE.
- Byrne, B., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456-466. doi:10.1037/0033-2909.105.3.456

- Cheng, W., Ickes, W., & Verhofstadt, L. (2012). How is family support related to students' GPA scores? A longitudinal study. *Higher Education, 64*, 399-420. doi:10.1007/s10734-011-9501-4
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chickering, A. W., & Reisser, L. (1993). *Education and identity* (2nd ed.). San Francisco: Jossey-Bass.
- Christie, N. G., & Dinham, S. M. (1991). Institutional and external influences on social integration in the freshman year. *Journal of Higher Education, 62*, 412-436. doi:10.2307/1982003
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Diniz, A. M. (2005). *A Universidade e os seus estudantes: Um enfoque psicológico*. Lisboa: ISPA.
- Diniz, A. M. (2009). *Escala de Integração Social no Ensino Superior – Revista e Aumentada (EISES-R)*. Instrumento não publicado.
- Diniz, A. M., & Almeida, L. S. (2005). Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES): Metodologia de construção e validação. *Análise Psicológica, 23*(4), 461-476.
- Diniz, A. M., & Pinto, M. S. (2006). Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU): Metodologia de construção e validação. *Psicologia e Educação, 5*(1), 89-102.
- Diniz, A. M., Alfonso, S., Araújo, A. M., Deaño, M., Costa, A. R., Conde, Á., & Almeida, L. S. (2016). Gender differences in first-year College students' academic expectations. *Studies in Higher Education*. doi:10.1080/03075079.2016.1196350 (Advance online publication)
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*, 39-50. doi:10.2307/3151312
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *PRELIS 2: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80 for Windows* [Computer software]. Chicago, IL: Scientific Software International.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modification in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin, 111*, 490-504. doi:10.1037//0033-2909.111.3.490
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika, 58*, 525-543. doi:10.1007/BF02294825
- Millsap, R. E., & Yun-Tein, J. (2004). Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures. *Multivariate Behavioral Research, 39*, 479-515. doi:10.1207/S15327906MBR3903_4
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed). New York, NY: McGraw-Hill.
- Pascarella, E. T., & Terenzini, P. T. (2005). *How college affects students: A third decade of research* (Vol. 2). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Pinto, M. S. (2005). *Abandono e rendimento académico em estudantes do 1º ano da Universidade do Algarve* (Dissertação de mestrado não publicada). Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa. Retirado de <http://hdl.handle.net/10400.12/805>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Sax, L. J., Bryant, A. N., & Gilmartin, S. K. (2004). A longitudinal investigation of emotional health among male and female first-year college students. *Journal of the First Year Experience and Students in Transition, 16*(2), 39-65.
- Sax, L. J., Bryant, A. N., & Harper, C. E. (2005). The differential effects of student-faculty interaction on college outcomes for women and men. *Journal of College Student Development, 46*, 642-657. doi:10.1353/csdl.2005.0067
- Soares, A. M., Pinheiro, M. F., & Canavarro, J. M. P. (2015). Transição e adaptação ao ensino superior e a demanda pelo sucesso nas instituições portuguesas. *Psicologica, 58*, 97-116. doi:10.14195/1647-8606_58-2_6
- Soares, A. P., Guisande, A. M., Almeida, L. S., & Páramo, F. M. (2009). Academic achievement in first-year Portuguese college students: The role of academic preparation and learning strategies. *International Journal of Psychology, 44*, 204-212. doi:10.1080/00207590701700545
- Tinto, V. (1975). Dropouts from higher education: A theoretical synthesis of recent research. *Review of Educational Research, 45*, 89-125. doi:10.3102/00346543045001089

- Tinto, V. (1993). *Leaving college: Rethinking the causes and cures of student attrition* (2nd ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Tinto, V. (2010). From theory to action: Exploring the institutional conditions for student retention. In J. C. Smart (Ed.), *Higher education: Handbook of theory and research* (Vol. 25, pp. 51-89). New York, NY: Springer.

9. Material

Folhas de administração e de cotação.

10. Edição e distribuição

As paráfrases dos itens que se encontram na Tabela 2 não substituem os constantes no instrumento, sendo devida a autorização do autor para utilização do material para investigação ou para diagnóstico individual.

11. Contacto com os autores

António M. Diniz, amdiniz@uevora.pt

Departamento de Psicologia, Escola de Ciências Sociais, Universidade de Évora
Colégio Pedro da Fonseca, Parque Industrial e Tecnológico de Évora
Rua da Barba Rala, 7002-554 Évora, Portugal