

# Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES): Metodologia de construção e validação (\*)

ANTÓNIO M. DINIZ (\*\*)  
LEANDRO S. ALMEIDA (\*\*\*)

A entrada no Ensino Superior é experienciada pelos estudantes, na generalidade dos países e instituições, com um misto de desafios e dificuldades. Várias mudanças e exigências ocorrem em termos pessoais, sociais e académicos, suscitando eventuais dificuldades na sua adaptação à instituição. A investigação sugere que os desafios deste novo contexto educativo estão na origem de dificuldades psicossociais várias, com reflexos negativos na adaptação, aprendizagem e desenvolvimento dos estudantes do primeiro ano (Diniz, 2001, 2005; Pascarella & Terenzini, 1991; Santos & Almeida, 2000). Em consequência, são elevadas as taxas de insucesso e de abandono nesse ano de transição (Broonen, Pireaux, & Walgraffe, 1994; Van Vracem & De Ketele, 1983).

Sabe-se, pelos trabalhos de Bean (1985) e Tinto (1993) sobre o abandono/permanência na Universidade, que a qualidade da integração académica

é a variável central na tomada de decisão dos estudantes em permanecer ou não na Universidade. A integração depende, em larga medida, da congruência entre a motivação e capacidades académicas do estudante e as exigências sociais e académicas da instituição. Neste contexto, a integração deverá ser vista como resultante da interação recíproca entre actividades académicas (ligadas ao estudo) e sociais (não-académicas, de relacionamento com professores e colegas). Aliás, num estudo concreto, os estudantes tenderam a permanecer na instituição quando, no primeiro semestre, investem mais nas actividades académicas e, no segundo semestre, investem mais nas actividades sociais (Brower, 1992).

Reconhece-se, pois, a importância do ambiente institucional mais lato para a integração universitária. O envolvimento académico dos estudantes depende, em larga medida, da atmosfera criada pelos pares, professores e serviços da Universidade (Astin, 1997; Pascarella, 1991; Pascarella & Terenzini, 1991). Astin (1997) considera mesmo que o envolvimento é a mais importante condição para uma boa adaptação universitária, surgindo as vivências académicas não estritamente curriculares como factores favoráveis à integração e ao envolvimento universitário. Por outro lado, exage-

---

(\*) Agradecemos os comentários feitos por João Maroco a uma primeira versão deste texto.

(\*\*) Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa. E-mail: antonio.diniz@ispa.pt

(\*\*\*) Universidade do Minho, Braga. E-mail: leandro@iep.uminho.pt

ros neste domínio podem revelar-se nefastos. O passar muito tempo a socializar com os colegas (Terenzini, Pascarella, & Blimling, 1996) ou o exagerar no consumo de álcool e outras drogas originam vários problemas académicos e riscos para a saúde (Prendersgast, 1994; Sands, Archer, Jr., & Puleo, 1998).

Para outros autores, com posições de cariz desenvolvimentista, o relacionamento interpessoal dos estudantes universitários é um dos aspectos que merece maior destaque, representando o relacionamento com os colegas uma das áreas de maior preocupação dos novos estudantes universitários (Chickering & Reisser, 1993; Erikson, 1968). A relação com os pares ajuda a superar as dificuldades inerentes à sua transição de contexto social de vida. Esta implica desinvestimento e dissolução de relações pré-universitárias com a família e amigos, nem sempre positivamente experienciadas (Kenny, 1987a,b, 1990; Kenny & Donaldson, 1991). Ao mesmo tempo que se tornam mais independentes, os estudantes estabelecem novas amizades e desenvolvem as suas competências sociais, substituindo-se os colegas aos pais enquanto fonte de suporte e influência (Levinson, 1978, 1986). Estas novas relações são um dos problemas dos estudantes que procuram os serviços de aconselhamento universitário, queixando-se de solidão e isolamento, e mostrando dificuldade no estabelecimento e manutenção de relações interpessoais (Rytke, Bauer, & Fredtoft, 1994).

Assim, fazer novas amizades com os colegas é um importante preditor do ajustamento dos estudantes à instituição. Como referem Solano e López (2000), o estabelecimento de vínculos com pares é o principal objectivo de vida (quanto ao presente e ao futuro) dos estudantes. Também o sucesso no relacionamento amoroso é um bom preditor da satisfação com a vida e da saúde mental dos estudantes, bem como do seu desempenho académico (Paul, Poole, & Jakubowyc, 1998). Os problemas amorosos são, aliás, mais uma das razões da procura dos serviços de aconselhamento universitário (Bell et al., 1994; Broonen et al., 1994), às quais se acrescem o sentir-se deprimido ou o ter perturbações do sono (Bell et al., 1994).

A par do relacionamento interpessoal, a integração na instituição académica passa, logicamente, também pelas questões da aprendizagem e do desempenho académico. Dado o clima de competição e a pressão para que se atinjam bons re-

sultados, aumenta o número de estudantes que experienciam o medo do fracasso, o sentimento de incompetência para usar o próprio potencial intelectual e a ansiedade perante situações de avaliação (Bell et al., 1994; Rytke et al., 1994).

Com esta investigação pretendemos construir e validar uma escala de avaliação das experiências adaptativas dos estudantes nos seus primeiros tempos de frequência universitária, a Escala de Integração Social no Ensino Superior<sup>1</sup> (EISES). Face à singularidade dos contextos universitários em Portugal (e.g., um menor sentido de *campus* por referência a países anglo-saxónicos) e à forma particular como se processa o acesso para o Ensino Superior (Diniz, 2005) (e.g., a existência de *numerus clausus*, levando a que certos estudantes frequentem instituições/cursos não correspondentes a primeiras opções vocacionais), a nossa aposta foi pela construção de uma escala de raiz.

O processo de construção e validação da EISES que aqui apresentamos decorreu ao longo de dois estudos sequenciais. No primeiro, procedemos à análise factorial exploratória (AFE) da escala (Jackson, 1991; Kachigan, 1991; Loehlin, 1992; Mulaik, 1972), com extracção de factores pela técnica dos componentes principais. Este estudo conduziu à formulação de duas estruturas factoriais hipotéticas (bi e tridimensional; ambas hierárquicas) definíveis através da escala. No segundo, realizámos o teste desses modelos, através da análise factorial confirmatória (AFC) (Byrne, 1998; Jöreskog & Sörbom, 1993a,b; Loehlin, 1992; Schumacker & Lomax, 1996), sub-modelo da família de modelos de equações estruturais, por forma a concluir o processo de validação factorial e de refinamento da escala. Este processo incluiu a necessária análise da consistência interna e da homogeneidade (ou unidimensionalidade) da escala e das suas subescalas (Clark & Watson, 1995; Cortina, 1993). Devemos acrescentar, ainda, que os estudantes foram testados antes de completarem dois meses de frequência universitária. Este horizonte temporal é próximo das seis primeiras semanas de aulas, período que se destaca por ser o mais crítico da adaptação à instituição (Levitz & Noel, 1989) e que Myers (1981) encontrou para a

---

<sup>1</sup> Disponível junto do primeiro autor.

ocorrência de cerca de metade dos abandonos verificados no primeiro ano de frequência universitária.

## ESTUDO 1: CONSTRUÇÃO E ANÁLISE FACTORIAL EXPLORATÓRIA DA EISES

### Método

#### Participantes

Recorremos a uma amostra de conveniência composta por 143 estudantes, do tipo “tradicional” (Diniz, 2001), que frequentavam o 1.º ano da Universidade do Minho (voluntários), 63.7% dos quais pela primeira vez, e que pertenciam a cursos de humanidades (36.7%) e de ensino de ciências (63.3%). Quanto à distribuição etária dos participantes, 65.8% tinham idades compreendidas entre os 17 e os 19 anos, 29.5% tinham idades compreendidas entre 20 e 25 anos, e 4.7% tinham idades superiores a 25 anos. A amostra era maioritariamente composta por estudantes do género feminino (82.0%).

#### Instrumento

Para construir a EISES, considerámos a literatura na área e as reflexões de psicólogos ligados aos serviços universitários de aconselhamento, decidindo acerca da dimensionalidade do domínio em análise (constructo e população-alvo) e da abrangência dos indicadores para o representar (conteúdo e número de itens). O cuidado tido com a validade de conteúdo da escala (Haynes, Richard, & Kubany, 1995) englobou a forma de resposta e a sequência de apresentação dos itens, bem como a elaboração das instruções a fornecer aos estudantes. Também se auscultaram os próprios estudantes a propósito da formulação e significado dos itens.

A escala a construir e validar deveria reunir três dimensões. Um primeiro estudo (Diniz & Almeida, 1997) revelou a pertinência das inferências feitas a propósito do seu âmbito e dimensionalidade. A primeira dimensão pode ser assumida como mais afectiva ou emocional, reportando-se a vivências íntimas do estudante. Nela incluímos aspectos como os “sentimentos de solidão” e as “re-

lações amorosas”, bem como dificuldades deles decorrentes. Assim, esta dimensão integrou, também, aspectos como “perturbações do sono” e “comportamentos aditivos”. A segunda dimensão prendia-se com as actividades académicas propriamente ditas. Nela incluímos aspectos como “desempenho”, “aprendizagem” e “realização académica”, e algumas das dificuldades mais ventiladas no discurso dos estudantes, como “problemas de concentração”, “ansiedade face às avaliações” e “falta de motivação para o estudo”. A terceira dimensão passava pelas relações interpessoais e pela relação com o contexto universitário. Nela, incluímos aspectos como “relação com os pares”, “recurso aos serviços da Universidade” e “participação em actividades extra-curriculares”.

Quanto à forma de resposta aos itens da EISES, trata-se de uma *rating scale* de tipo-*likert* de 5-pontos que varia entre “discordo totalmente” (1) e “totalmente de acordo” (5). Os 34 itens que a compunham foram aleatoriamente organizados e, depois de termos verificado a inexistência de problemas de ancoragem na sequência gerada, a escala foi aplicada à nossa amostra.

#### Procedimento

A recolha dos dados decorreu em sala de aula, dispensando os professores, para o efeito, a parte final do seu tempo lectivo. Os estudantes foram previamente informados dos objectivos do estudo, sendo garantida a confidencialidade dos dados por eles fornecidos. Utilizámos o *SPSS 13.0 for Windows* para efectuar as análises estatísticas deste estudo. Os itens negativamente conotados foram recodificados. Iniciámos a depuração da EISES pela análise da distribuição dos resultados nos itens (valores máximos e mínimos, mediana, assimetria e curtose) e das correlações item-total da escala. Procedemos à AFE com extracção de factores pela técnica dos componentes principais e com rotação ortogonal (*varimax*), por forma a forçar uma distribuição mutuamente exclusiva dos itens pelos factores. Recorremos ao teste gráfico de Cattell (*scree plot*) para decidir qual o número de factores que iríamos considerar. No que respeita ao critério de exclusão de itens, seguimos uma estratégia estatisticamente pouco conservativa, aceitando os que tinham pesos ou cargas factoriais  $>.30$ . Também excluímos itens recorrendo à análise da

consistência interna (alpha de Cronbach) das sub-escalas que operacionalizavam os factores.

### Resultados

Excluimos oito itens que apresentavam uma fraca correlação item-total ( $r \leq .20$ ). Foram igualmente eliminados dois outros itens por problemas de distribuição (aquiescência). Os restantes 24 itens foram submetidos a uma análise factorial exploratória (rotação varimax), condicionada à extracção de dois factores (teste gráfico de Cattell). Na Tabela 1 apresentamos os pesos factoriais dos itens em F1 e F2.

Conforme podemos constatar na tabela, 16 itens agregaram-se em torno dos dois factores, sendo que os itens 3 e 11 pertenciam a ambos. Para F1 obtivemos um  $\alpha = .86$ , enquanto que para F2 obtivemos um  $\alpha = .73$  que aumentava para  $.82$  se eliminado o item 30, o que foi feito. Tendo em vista um mesmo número de itens por componente, eliminámos o item 1 do F1, não afectando o  $\alpha$  inicial. Designámos este factor “relacionamento interpessoal” (RI) e o F2 “bem-estar pessoal” (B-E).

Procedemos à AFE (rotação *varimax*) destes 14 itens, a qual confirmou a estrutura bidimensional antes obtida (dois factores, associados a 49% da variância total). Mas, para além dos itens 3 e 11, também os itens 23 e 39 apresentavam agora pesos factoriais  $>.30$  em ambos os factores (vd. Tabela 2). Por último, obtivemos uma correlação moderada e estatisticamente significativa entre

os somatórios dos resultados obtidos nos itens dos dois factores ( $r = .38, p < .001$ ).

### Discussão

Constatámos que não foi possível organizar qualquer subescala que representasse a “relação com o contexto universitário”, bem como o “desempenho/realização académica”, reduzindo-se, drasticamente, o número de itens da proposta inicial de escala. A não determinação destas dimensões pode explicar-se pelo facto da grande maioria dos sujeitos serem estudantes recém-chegados à Universidade. Nesta altura, podemos pensar, eles não conhecem, ainda, grande parte das oportunidades e dos constrangimentos existentes na instituição. Também podemos pensar que, recém-chegados à Universidade, o desempenho/realização académica e o funcionamento das estruturas universitárias não são, por enquanto, os aspectos que mais os inquietam. Numa fase de ‘luta pela sobrevivência’, importam-lhes mais o bem-estar pessoal e o estabelecimento de novas relações.

Entretanto, os resultados obtidos na AFE apresentavam alguma ambiguidade. Poderíamos considerar a existência de duas estruturas factoriais definíveis através da escala. Uma bidimensional e outra tridimensional. Estando cientes de que o recurso à análise factorial exploratória coloca alguns problemas relacionados com esta técnica de síntese estatística de dados multivariados (e.g., a não imposição de uma estrutura *a priori* sobre os

TABELA 1  
Pesos factoriais dos itens nos dois factores (rotação varimax)

Item	F1	F2	Item	F1	F2	Item	F1	F2	Item	F1	F2
1	<b>.40</b>	.14	10	.05	-.02	19	.01	.05	26	.04	.06
2	.01	.06	11	<b>.54</b>	<b>.56</b>	20	<b>.77</b>	-.01	28	.21	.10
3	<b>.42</b>	<b>.65</b>	12	.09	.12	21	.04	.05	29	<b>.38</b>	.26
5	.19	.21	14	<b>.71</b>	.17	23	.24	<b>.70</b>	30	.26	<b>.37</b>
7	<b>.77</b>	.27	17	.04	<b>.36</b>	24	<b>.53</b>	.28	31	.10	<b>.71</b>
9	.07	<b>.32</b>	18	.02	<b>.62</b>	25	.15	<b>.49</b>	32	<b>.75</b>	.10

Nota: A bold estão indicadas as saturações  $>.30$ .

TABELA 2

*Pesos factoriais dos itens nos dois factores (rotação varimax) e correlações item-total (subescalas)*

Itens			<i>r</i> item-total	<i>r</i> item-total
	F1	F2	F1	F2
7 - Tenho-me sentido sozinho(a), nestes tempos de Universidade.	.82	.24	.77	
14 - Tenho ocupado grande parte dos meus tempos livres estando com amigos.	.68	.11	.55	
20 - Tive dificuldade em criar um grupo de colegas, nesta minha nova vida de estudante.	.81	.01	.60	
24 - Não tenho tido dificuldade em ocupar os meus tempos livres.	.51	.17	.43	
32 - Tenho-me divertido, nestes tempos de Universidade.	.76	.12	.63	
3 - Tenho-me sentido abatido(a), nestes tempos de Universidade.	.51	.60	.64	.68
11 - Tenho andado triste, nestes tempos de Universidade.	.63	.53	.75	.69
23 - Tenho-me sentido irritável, nestes tempos de Universidade.	.31	.65	.50	.61
29 - Tem sido difícil adaptar-me ao novo quotidiano que me trouxe a Universidade.	.49	.35	.50	.45
9 - Não tenho sido capaz de cuidar de mim próprio, nesta minha nova vida de estudante.	.09	.53		.39
17 - A tensão que sinto no período de avaliações prejudica o meu desempenho.	.01	.61		.40
18 - Tenho andado fraco(a) e/ou mal alimentado(a), nestes tempos de Universidade.	.14	.66		.52
25 - Tenho um problema, mas não sei qual é, só sei que as coisas não me correm bem.	.29	.58		.55
31 - Tenho dormido mal (dificuldade em adormecer, sono “agitado”, etc.), nestes tempos de Universidade.	.11	.71		.54

dados: Diniz, 2003; Fornell, 1982), utilizámos a AFC para testar essas duas estruturas factoriais hipotéticas. Isto foi feito através da modelização de duas equações estruturais (*LISRELS-SIMPLIS*; Jöreskog & Sörbom, 1993b) propostas para descrever a dimensionalidade da escala, lidando com erros de mensuração e especificações causais entre as dimensões e os itens.

#### ESTUDO 2: ANÁLISE FACTORIAL CONFIRMATÓRIA DA EISES

Do estudo anterior, os catorze itens e os dois factores isolados, os quais, entretanto, estavam correlacionados, pareciam relevantes para descrever a qualidade da integração social dos estudantes do primeiro ano no Ensino Superior.

Neste estudo tomámos, primeiro, um modelo hipotético de representação bidimensional da escala assente nas duas variáveis latentes (F1 e F2) e respectivas variáveis observadas (itens). Neste

modelo só incluímos os cinco itens que se agregaram, exclusivamente, em torno de F1 e F2. Todavia, face à literatura na área, o conteúdo das dimensões e o facto de elas estarem interrelacionadas, era desejável e possível perseguir o ideal de unificação da teoria e dos modelos que a representam (Forster & Sober, 1994). O modelo foi tido como bidimensional hierárquico, amplificando o valor heurístico do modelo bidimensional oblíquo que lhe estaria na base. Considerámos, assim, o RI e o B-E como consequentes de um factor de segunda ordem, o qual foi cunhado “satisfação consigo e com os outros” (SAT) (Bell et al., 1994; Diniz & Almeida, 2003; Solano & Lopéz, 2000).

Tomámos, ainda, a existência de um outro modelo passível de definir uma estrutura tridimensional hierárquica para a escala. Neste, as variáveis observadas que na AFE pertenciam a ambos os factores (itens 3, 11, 23 e 29), dado o seu conteúdo, foram tidas como pertencentes a uma terceira dimensão, mais de índole clínica, o “equilíbrio

emocional” (EE) (Bell et al., 1994). Pelas mesmas razões que levaram à formalização do modelo anterior, o RI, o B-E e o EE foram tidos como consequentes de um factor de segunda ordem, a “integração social no Ensino Superior” (ISES) propriamente dita.

O que pretendíamos era testar a adequabilidade do ajustamento destes dois modelos hipotéticos aos dados empíricos. Para isso, os catorze itens que agora compunham a EISES foram aleatoriamente organizados e, depois de termos verificado a inexistência de problemas de ancoragem na sequência gerada, a escala foi aplicada a uma outra amostra de estudantes universitários do primeiro ano.

### Método

#### Participantes

Recorremos uma amostra de conveniência formada por 447 estudantes, do tipo “tradicional” (Diniz, 2001), que frequentavam o 1.º ano da Universidade do Minho (voluntários) e que eram provenientes dos diversos cursos (Humanidades, Ciências e Tecnologias). Quanto à distribuição etária dos participantes, 80% tinham idades compreendidas entre os 17 e os 19 anos, 18.4% tinham idades compreendidas entre 20 e 25 anos, e 1.6% tinham idades superiores a 25 anos. A amostra era composta por estudantes que nunca tinham frequentado o Ensino Superior, dos quais 69.1% eram do género feminino. Uma minoria dos participantes (34,6%) encontrava-se deslocada da sua residência habitual.

#### Procedimento

Após a recolha dos dados, que decorreu da mesma forma que no estudo anterior, tomámos as respostas dos estudantes aos 14 itens da versão da escala decorrente do primeiro estudo antes apresentado. Os itens negativamente conotados foram, previamente, recodificados. Depois de verificarmos que não existiam problemas de colinearidade e de distribuição dos resultados nos itens, os dados foram tratados no *PRELIS2* (Jöreskog & Sörbom, 1993a). Dada a métrica ordinal dos itens, nele calculámos a necessária matriz de variância/covariância (adiante covariância) assim-

ptótica das correlações policóricas dos mesmos que foi lida e trabalhada pelo *LISREL8-SIMPLIS*, recorrendo ao método de estimação dos mínimos quadrados ponderados (*weighted least squares, WLS*) (Jöreskog & Sörbom, 1993a,b). Atente-se que os valores omissos tiveram um tratamento *listwise*, reduzindo este estudo a 438 sujeitos, e que, com o *PRELIS2*, recorremos à técnica de *bootstrap* para criar as matrizes (Jöreskog & Sörbom, 1993a; Schumacker & Lomax, 1996). Esta técnica de simulação por amostragem probabilística com reposição cria uma matriz que é a média de todas as estimativas (no nosso caso, correlações policóricas) obtidas pelas *n* amostras *bootstrap* e uma matriz empírica de covariância (no nosso caso, assintótica) das *n* estimativas *bootstrap*. Esta é, muitas vezes, uma melhor estimativa do que a matriz estimada, a partir dos dados originais, via teoria assintótica (Jöreskog & Sörbom, 1993b). Considerámos 100 amostras de 50% das observações ( $N=219$ ). Utilizámos o *bootstrap*, uma vez que a dimensão da nossa amostra era bastante superior ao mínimo absoluto necessário para estimar a matriz de correlações policóricas dos itens ( $N=91$ )<sup>2</sup>.

Para o teste de identidade dos modelos considerámos a significância da estatística e os índices de adequabilidade do ajustamento *CFI*, *RMSEA* e *ECVI*. Através do  $\chi^2$  procurámos saber se não existiam diferenças, estatisticamente significativas, entre *S*, matriz de covariância dos dados observados (da amostra), e  $\Sigma_0$ , matriz de covariância implícita do modelo. Esta é a matriz de covariância estimada (da população) a partir de *S* através do conjunto de vectores que contém os parâmetros do modelo e que, geralmente, não o satisfaz ou não se lhe ajusta (elemento probabilístico de erro ou ruído). Noutros termos, testámos a hipótese de as matrizes estarem ajustadas que, no limite, é traduzível pela hipótese formal  $H_0: S - \Sigma_0 = 0.0$ . Um valor de  $\chi^2$  não significativo ( $p > .05$ ) é

---

<sup>2</sup> Este mínimo foi calculado pela fórmula  $k(k-1)/2$ , em que  $k$  = número de variáveis (Jöreskog & Sörbom, 1993a). Note-se que para amostras de reduzida dimensão aumenta a probabilidade de existir maior erro de estimação na matriz *bootstrap* do que na matriz original.

indiciador de um bom ajustamento, isto é, que  $S$  e  $\Sigma_0$  não são estatisticamente diferentes.

Através do CFI (comparative fit index: Bentler, 1990) avaliámos o quanto melhor era o ajustamento de  $\Sigma_0$  (do modelo estimado) por comparação com a matriz de identidade (do modelo nulo ou de independência, i.e., daquele em que as variáveis não estão correlacionadas). Valores superiores a .95 neste índice indicam um bom ajustamento (Hu & Bentler, 1998).

Contudo, supletivamente, recorremos ao *RMSEA* (*root mean square error of approximation*: Browne & Cudeck, 1993; Steiger, 1990) para lidar com o problema do  $\chi^2$ , assim como o *CFI*, dependerem da dimensão da amostra e dos graus de liberdade do modelo (diferença entre o número de parâmetros estimáveis e o número de parâmetros estimados) e podermos apreciar o erro de aproximação (discrepância, afastamento ou desajustamento) entre a matriz de covariância estocástica do modelo  $\Sigma_0$  e  $\Sigma(\gamma_0)$ . Esta última é a matriz de covariância não-estocástica que representa o melhor ajustamento do modelo a  $\Sigma_0$ . O *RMSEA* é a função da *discrepância devida à aproximação* entre estas duas matrizes de dados não observados: uma probabilística, envolvendo ruído ou erro, e outra verdadeira, isenta de ruído ou erro. Noutros termos, testámos a hipótese de  $\Sigma_0$  satisfazer o modelo, que é formalmente traduzível por  $H_0$ : existe um valor populacional do parâmetro vectorial  $\gamma_0$  tal que  $\Sigma_0 - \Sigma(\gamma_0) = 0.0$ .

Browne e Cudeck (1993) propuseram este índice enquanto medida do ajustamento de um modelo aos dados empíricos, bem como do seu erro de aproximação na população. Utilizando a terminologia de Forster (2002), ele reporta-se à “precisão preditiva interpolativa” do modelo ou à precisão para representar o domínio em questão (população de estudantes universitários do 1.º ano da Universidade do Minho relativa à amostra de dados observados). Um *RMSEA*  $<.05$  traduz um bom ajustamento, relativamente ao número de graus de liberdade do modelo; um *RMSEA* entre .05–.08 traduz um razoável erro de aproximação na população; e, um *RMSEA*  $>.10$  traduz um erro de aproximação na população inaceitável. É possível, ainda, afinar este diagnóstico, apreciando a precisão da estimativa (coordenada vectorial) pontual do *RMSEA* através do resultado obtido para o intervalo de confiança (IC) de 90% em torno do seu valor e do resultado obtido para o teste da hipótese do *RMSEA*

ter uma probabilidade associada  $<.05$ . Jöreskog e Sörbom (in Byrne, 1998) sugerem que o valor de  $p$  para esse teste de adequabilidade do ajustamento deve ser  $>.50$ . Se tal não acontecer, e numa atitude mais conservativa, é porque o erro ou a discrepância devida à aproximação resulta do facto do modelo estar mal especificado e ele deverá ser reformulado ou mesmo rejeitado. Numa atitude menos conservativa, admite-se o erro de aproximação na população desde que se verifiquem os outros critérios de apreciação do *RMSEA*, nomeadamente se a coordenada do vector que define o limite inferior do seu IC de 90% for  $<.05$  (Browne & Cudeck, 1993). Restringindo o critério, se a coordenada desse vector for = 0.0, isso significa que na família de vectores que contêm os parâmetros do modelo existe, pelo menos, um verdadeiro (que passa pela origem), condição que, dizemos partindo de Forster (1997), é necessária para garantir a inexistência de enviesamento ou má especificação no mesmo.

Quanto ao *ECVI* (*expected cross-validation index*: Browne & Cudeck, 1993), trata-se de um índice em que estão envolvidas duas amostras independentes pertencentes à mesma população de dados, uma amostra de calibração ( $S_c$ ) e uma amostra de validação ( $S_v$ ). O índice é estimado para ambas as amostras, usando somente a matriz de covariância que representa o melhor ajustamento do modelo a  $S_c$ . O *ECVI* é a função da discrepância global expectável (*expected overall discrepancy*), considerando os graus de liberdade do modelo, entre a matriz de covariância ajustada na amostra analisada, que é estocástica e varia de amostra para amostra, e a matriz de covariância que seria obtida numa outra amostra da mesma dimensão. Seguindo, de novo, a terminologia de Forster (2002), este índice reporta-se à “precisão preditiva extrapolativa” do modelo ou precisão para representar domínios exteriores ao do domínio interpolativo (outras populações de estudantes universitários do 1.º ano).

O *ECVI* é comumente usado para comparar modelos concorrentes. Um dos possíveis modelos concorrentes do modelo estimado é o modelo saturado (i.e., modelo em que todas as variáveis estão correlacionadas), cujo *ECVI* deve ser superior ao *ECVI* obtido para o modelo em apreciação. Existe, ainda, a possibilidade de apreciar a precisão do *ECVI* estimado, considerando um IC de 90%. Esta análise fornece-nos indicações acer-

ca da parcimónia do modelo e da sua qualidade de aproximação na população. Se o limite superior do IC for superior ao *ECVI* do modelo saturado e se o limite inferior do IC for inferior, isso indica uma razoável aproximação na matriz de covariância que seria obtida numa outra amostra da mesma dimensão. Se o limite superior do IC for inferior ao *ECVI* do modelo saturado, isso indica uma boa aproximação nessa matriz.

A validação das duas estruturas factoriais hipotéticas em estudo foi feita segundo o método de “geração de modelos” (Jöreskog & Sörbom, 1993b), sabendo que ele pode envolver enviesamento confirmatório, uma vez que se admite a modificação, empiricamente derivada (*data-driven*), do modelo inicial. Ora, isto suscita a possibilidade de melhorar o modelo com base simplesmente no acaso (MacCallum, Rosnowski, & Necowitz, 1992). Então, a partir da inspecção dos índices de modificação e da matriz de covariância de resíduos estandardizados fornecidos pelo programa, procurámos que as reespecificações feitas fossem substancialmente interpretáveis.

Os resíduos correspondem a diferenças (erros) de ajustamento local entre  $S$  e  $\Sigma_0$ , com reflexos no ajustamento global. “Um resíduo resulta de uma subtracção operada entre uma covariância observada e uma covariância ajustada. Um resíduo estandardizado é um resíduo ajustado dividido pelo seu erro-padrão estimado” (Jöreskog & Sörbom, 1993b, p. 126). Resíduos estandardizados superiores a 1.96 (valor crítico de  $z$  para um  $\alpha=.05$ ) ou 2.58 (valor crítico de  $z$  para um  $\alpha=.01$ ) “remetem para a existência de covariâncias particulares que não são devidamente explicadas pelo modelo” (Schumacker & Lomax, 1996, p. 107). Quando isso acontece, novos parâmetros poderão, eventualmente, ser identificados (libertados, estimados) no modelo. Quanto aos índices de modificação, eles indicam o quanto se espera que o  $\chi^2$  diminua se os parâmetros que contribuem para o desajustamento do modelo forem libertados e o modelo reestimado, mantendo os outros parâmetros fixos ou estrangidos (liberta-se o parâmetro com o índice de modificação mais elevado) (Jöreskog & Sörbom, 1993b).

A estratégia que seguimos na fase inicial de reespecificação dos modelos foi a de excluir os itens cujo erro de mensuração correlacionava com o de outros itens, considerando o número de inter-relações e a sua contribuição para o decréscimo

do  $\chi^2$ . Só no final do processo de reespecificação admitimos estimar covariâncias de erro substancialmente justificáveis. Convém referir que a identificação de correlações entre erros de mensuração deve basear-se em conhecimento teórico *a priori* e/ou em investigação empírica *forte* já realizada. Não possuindo essa informação, fizemo-lo *ad hoc* ou, mais precisamente, de forma empiricamente derivada, tornando difícil justificar cabalmente o sucedido. Esses erros precisariam de ser sistematicamente examinados para explicar a sua covariância, mas isso está para além do objectivo deste estudo.

Também atendemos à relação entre os resultados obtidos para a quantidade de variância dos itens que se encontrava associada à variância do respectivo factor ( $R^2$ ) e a quantidade de variância dos itens devida ao erro: o  $R^2$ , desejavelmente, deveria ser  $>.50$ . Assim, quando o  $R^2$  obtido para um dado item era bastante baixo (e.g.,  $R^2 \leq .15$ ) ele era eliminado porque pouco preciso, mesmo considerando a significância estatística dessa componente, isto é, mesmo que  $t(218) > 1.96, p < .05$ .

Devemos, ainda, referir que para estabelecer a unidade de mensuração dos factores de primeira ordem nos modelos, igualzámos a um (1.00) o coeficiente de regressão não-estandardizado ( $\lambda$ ) num dos seus itens; a chamada “variável de referência” do factor (Jöreskog & Sörbom, 1993b). A escala dos factores de primeira ordem ficou, assim, a ser a mesma da dos itens (estes, em razão das correlações policóricas, passaram a ter uma escala estandardizada:  $M=0.0, DP=1.00$ ). Note-se, entretanto, que o programa igualiza, por defeito, a variância dos factores de segunda ordem a um (1.00). Neste processo de identificação dos modelos, tivemos que recorrer ao estrangimento de parâmetros para o caso do modelo bidimensional hierárquico. As estimativas das relações entre o factor de segunda ordem e os de primeira ordem foram tidas como tratando-se de um único parâmetro livre em vez de dois parâmetros independentes. Note-se que uma vez que especificámos uma solução de variáveis de referência, também calculámos as respectivas soluções estandardizadas, por forma a comparar os coeficientes de regressão estandardizados (pesos  $\beta$ ) dos itens nos factores de primeira ordem e destes no de segunda ordem.

Por último, com o *SPSS 13.0 for Windows*, pro-



cedemos à análise da consistência interna (*alpha* de Cronbach) e da homogeneidade (correlação média e leque das correlações interitens) da EISES e das suas subescalas. Para a análise da homogeneidade (ou unidimensionalidade), tomámos como referência o leque de valores entre .15 - .50 para a correlação média e correlações interitens (Clark & Watson, 1995). Quanto à análise da consistência interna, constata-se, na literatura, a inexistência de um critério estável de apreciação, encontrando-se autores que tomam como adequados valores mínimos de .70 ou mesmo de .60 (Clark & Watson, 1995). Todavia, os resultados devem ser enquadrados em razão do número de itens em análise (Cortina, 1993).

### Resultados

Quanto ao teste do modelo factorial bidimensional hierárquico (SAT como antecedente do RI e B-E), verificámos que a solução encontrada não era admissível: a matriz de covariância das variáveis latentes era singular (não estava positivamente definida). Presumindo que se tratava de um problema de especificação do modelo, procedemos à inspecção dos índices de modificação do modelo fornecidos pelo programa e verificámos que o item 25 tinha o seu erro de mensuração interrelacionado com o do item 32 [decréscimo esperado de 31.3 no  $\chi^2$  (34,  $N=219$ ) = 81.33,  $p=0.0$ ]. Através da análise dos resíduos estandardizados do modelo, verificámos, ainda, que o item 25 também tinha o seu erro de mensuração interrelacionado com o do item 24. Não sendo, tal como no caso anterior, substantivamente justificável esta alteração (novo parâmetro a estimar) no nível dos factores de primeira ordem, eliminámos o item 25, dada a sua contribuição para o desajustamento global do modelo.

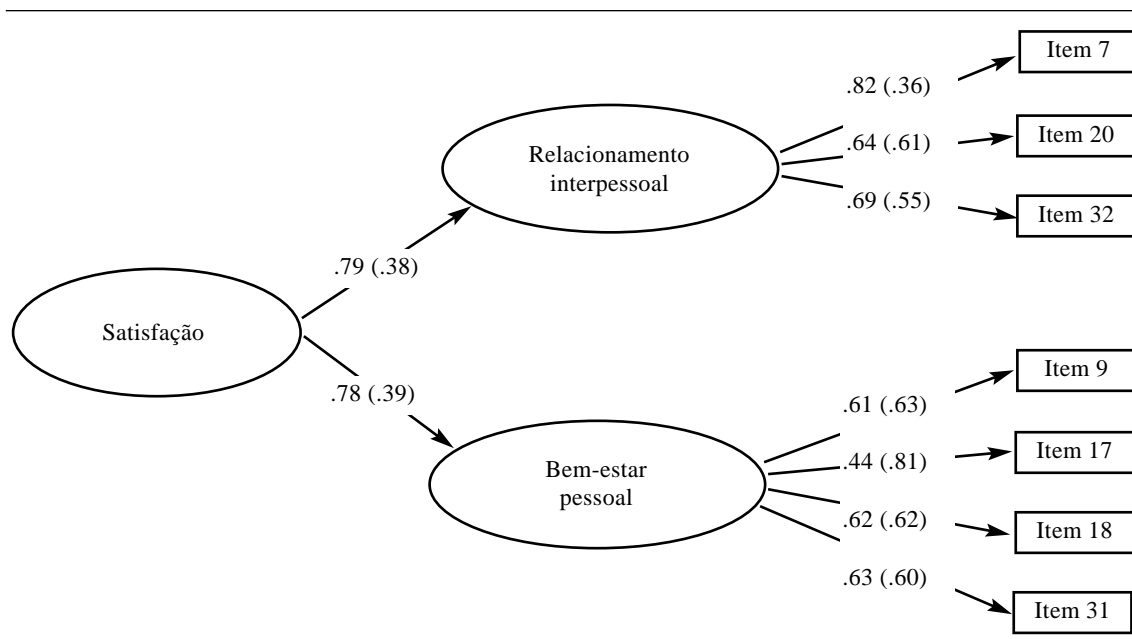
O novo teste mostrava que ele estava bem ajustado e representava uma razoável aproximação na população [ $\chi^2$  (26,  $N=219$ ) = 30.05,  $p=.27$ ;  $CFI=.98$ ;  $RMSEA=.027$ , IC de 90% = 0.0 ; .062,  $p$  ( $RMSEA<.05$ )=.84]. O facto do limite superior do IC de 90% do  $RMSEA$  ser  $>.05$  lembrava que não era plausível crer que o modelo se ajustaria necessariamente à matriz de covariância da população (precisão preditiva interpolativa), apesar do valor do  $\chi^2$  ser baixo ( $p>.05$ ), do  $CFI$  ser superior a .95, do vector que representava o limite inferior do intervalo de 90% do  $RMSEA$  passar

pela origem (0.0) e da probabilidade do  $RMSEA<.05$  ser  $>.50$  indicarem um bom ajustamento do modelo. Todavia, a precisão do item 14 era bastante baixa ( $R^2=.15$ ), pelo que também o eliminámos, apesar desta componente do modelo ser estatisticamente significativa [ $\beta=.51$  (.09);  $t$  (218)=5.67,  $p<.001$ ].

Testámos, outra vez, o modelo, e ele estava bem ajustado e representava uma boa aproximação na população. O valor do  $\chi^2$  era baixo ( $p>.05$ ), o valor do  $CFI$  era  $>.95$ , o vector que representava o limite inferior do IC de 90% do  $RMSEA$  passava pela origem (0.0) enquanto o limite superior era  $<.05$ , sendo a probabilidade do  $RMSEA<.05$  bastante  $>.50$ , indicando uma boa precisão preditiva interpolativa do modelo. O limite superior do IC de 90% do  $ECVI$  era inferior ao valor do  $ECVI$  para o modelo saturado, indicando uma boa precisão preditiva extrapolativa do modelo.

Entretanto, a consistência interna da escala que operacionalizava o factor SAT era aceitável ( $\alpha=.71$ ), mas o limite inferior do leque das correlações interitens (.06 - .42) indicava a existência de problemas de homogeneidade (ou unidimensionalidade) na mesma. Inspeccionada a matriz de correlações interitens, verificámos que o item 24 era o principal responsável por esse facto, apresentando valores de correlação  $<.12$  com todos os itens do factor B-E. Quanto às subescalas respeitantes aos factores de primeira ordem a homogeneidade estava garantida: correlação média interitens = .29 e leque das correlações interitens = .22 - .37, para o B-E; e, correlação média interitens = .35 e leque das correlações interitens = .26 - .42, para o RI. Nestas subescalas os *alphas* obtidos encontravam-se próximos do nível de rejeição, contribuindo para tal o reduzido número de itens que as compunham:  $\alpha=.62$ , para o B-E; e,  $\alpha=.67$ , para o RI. Com mais itens este problema poderá ser resolvido. Verificámos, ainda, para os factores SAT e RI, como se comportavam estes parâmetros estatísticos se excluíssemos o item 24. Para o primeiro, obtivemos um  $\alpha=.70$ , uma correlação média interitens = .25 e um leque das correlações interitens = .13 - .42, indicando uma melhoria na sua homogeneidade sem perda relevante de precisão. O mesmo sucedeu para o segundo, em que obtivemos um  $\alpha=.66$ , uma correlação média interitens = .40 e um leque das correlações interitens = .36 - .42. Dados estes resultados, excluimos o item 24, e o teste de identidade continuou

FIGURA 1  
Estrutura factorial bidimensional hierárquica



Legenda. (Variância do erro).

$$\chi^2 (113, N = 219) = 9.52, p = .73; CFI = 1.00$$

$$RMSEA = 0.0, \text{ intervalo de confiança de } 90\% = 0.0 ; .05, p (RMSEA < .05) = .95$$

$$ECVI = .20, \text{ intervalo de confiança de } 90\% = .20 ; .23, ECVI \text{ modelo saturado} = .26$$

a revelar que o modelo estava bem ajustado e representava uma boa aproximação na população, conforme podemos verificar na Figura 1.

Ainda na Figura 1, verificamos que, exceptuando o item 17, os pesos factoriais eram de elevada magnitude ( $\beta > .50$ ). O item 7 representou melhor o RI ( $R^2 = .64$ ) e o item 31 o B-E ( $R^2 = .40$ ). No que respeita à estrutura latente do modelo, verificamos que a SAT era tão bem representada pelo RI ( $R^2 = .62$ ) quanto pelo B-E ( $R^2 = .61$ ).

No respeitante ao teste do modelo factorial tridimensional hierárquico (ISES como antecedente do RI, B-E e EE), verificámos que a solução encontrada não era admissível: a matriz de covariância das variáveis latentes era singular. Entretanto, constatámos que os índices de modificação do modelo indicavam que o item 29 tinha o seu erro de mensuração interrelacionado com o

dos itens 18, 23 e 31 [decréscimo esperado de, respectivamente, 14.0, 8.7 e 30.2 no  $\chi^2 (51, N=219) = 144.27, p=0.0$ ]. Contudo, somente um destes potenciais novos parâmetros era substantivamente justificável no nível dos factores de primeira ordem; aquele que menos fazia decrescer o  $R^2$ . Eliminámos o item 29, dada a sua contribuição para o desajustamento global do modelo. O novo teste mostrou que a solução obtida era admissível, mas inaceitável [ $R^2 (41, N=219) = 98.46, p=0.0; CFI=.99; RMSEA=.08, IC \text{ de } 90\% = .06 ; .10, p (RMSEA < .05) = .009$ ], apresentando um limite inferior do IC de 90% do  $RMSEA = .06$ , portanto superior ao valor recomendado (.05) para este índice. Vimos, na matriz de resíduos estandardizados, que o que agora se passava era que o item 24 tinha o seu erro de mensuração interrelacionado com o de quatro outros itens. O item 24 estava a contribuir bastante

para o desajustamento do modelo e só uma das quatro covariâncias era substantivamente justificável no nível dos factores de primeira ordem. Lembramos, ainda, que este item já havia sido sinalizado como problemático no estudo do modelo bidimensional hierárquico. Por estas razões, eliminámos o item 24 e o novo teste mostrou que a solução encontrada não era admissível: a matriz de covariância das variáveis latentes era singular. Todavia, constatámos, na matriz de resíduos estandardizados, que o erro de mensuração dos itens 3 e 23 estava interrelacionado. Considerámos esta nova relação e o teste do modelo gerou uma solução admissível, mas inaceitável, adoptando uma posição conservativa de leitura dos resultados [ $\chi^2(31, N=219) = 49.89, p=.017$ ;  $CFI=1.00$ ;  $RMSEA = .053$ , IC de 90% = .023 ; .079,  $p(RMSEA < .05) = .40$ ].<sup>3</sup> O facto do valor do  $\chi^2$  ser elevado ( $p < .05$ ), do vector que representava o limite inferior do intervalo de 90% do  $RMSEA$  não passar pela origem (0.0) e da probabilidade do  $RMSEA < .05$  ser  $< .50$ , indicavam que o erro ou discrepância devida à aproximação era demasiado elevado. O valor obtido para o  $RMSEA$  (.053) teria ficado a dever-se ao acaso e não a razões substantivas. Mas os índices de modificação do modelo indicavam agora que o erro de mensuração dos itens 20 e 32 estava interrelacionado e também considerámos este novo parâmetro no modelo. Na formulação de razões, justificações, para as duas novas relações contempladas no modelo, poderemos considerar que a correlação entre os erros de mensuração desses itens é plausível, dado que eles são indicadores do mesmo constructo e, no caso dos itens 3 e 23, acresce que as suas formulações textuais são idênticas. Entretanto, a razão para a relação inversa existente entre estes dois itens terá ficado a dever-se ao facto de neles existirem qualificativos opostos “abatido(a)” e “irritável”. Note-se, ainda, que com 10 itens teríamos 45 potenciais correlações de erro de mensuração interitens e só permitimos duas, permanecendo, pois, o modelo muito longe de ser saturado. Acresce que os resultados obtidos para estes dois novos parâmetros que foram libertados

<sup>3</sup> Numa atitude menos conservativa, poderíamos tomar estes resultados como aceitáveis.

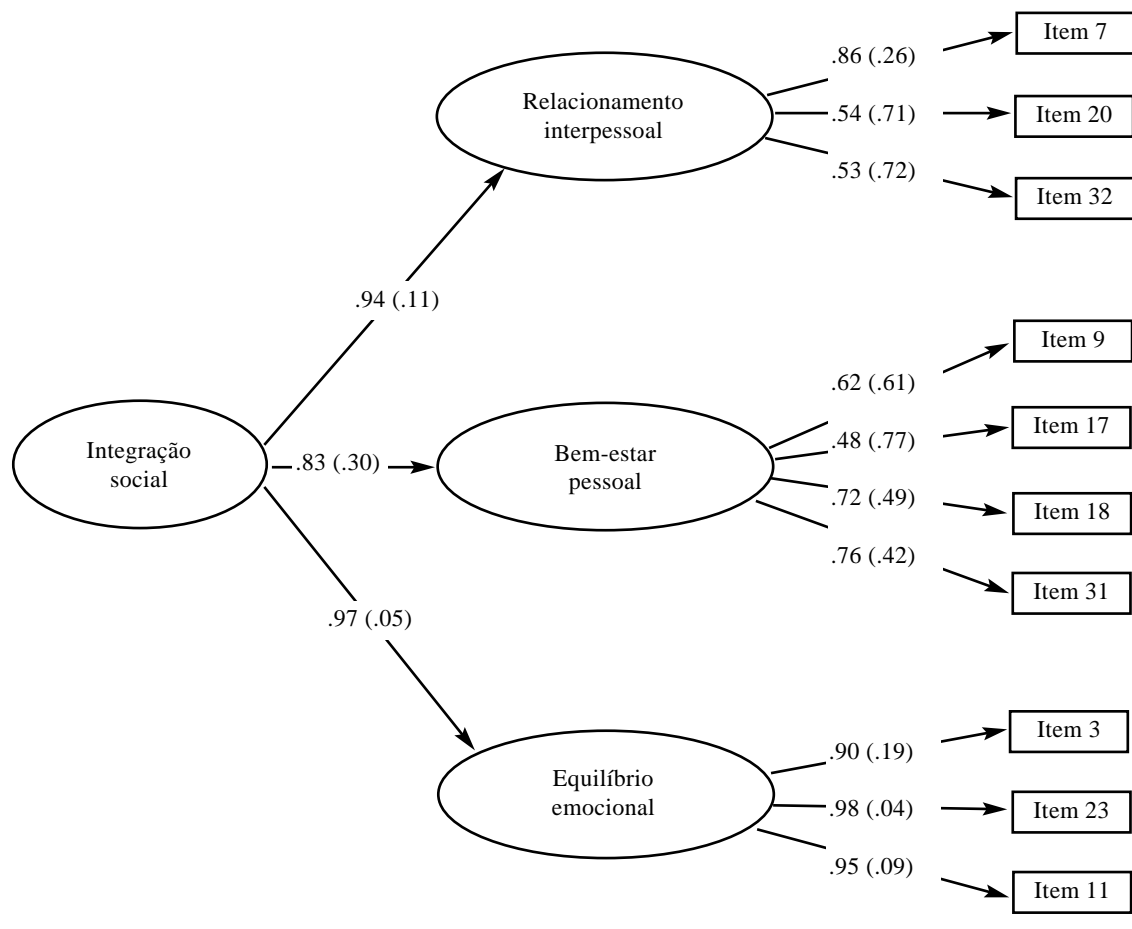
no modelo eram de reduzida magnitude, como se pode verificar na Figura 2, onde apresentamos os resultados do teste do modelo assim gerado.

Na Figura 2 verificamos, a partir da leitura dos resultados obtidos para o teste de identidade, que o modelo estava bem ajustado aos dados empíricos e representava uma razoável aproximação na população, já que o limite superior do IC de 90% do  $RMSEA$  era  $> .05$ , lembrando-nos que não era plausível crer que o modelo se ajustaria necessariamente à matriz de covariância da população (precisão preditiva interpolativa). No mesmo sentido, o limite superior do IC de 90% do  $ECVI$  era superior ao valor do  $ECVI$  para o modelo saturado, lembrando-nos que não era plausível crer que o modelo se ajustaria necessariamente à matriz de covariância de uma outra amostra da mesma dimensão (precisão preditiva extrapolativa). Isto, apesar do facto do valor do  $\chi^2$  ser baixo ( $p > .05$ ), do valor do  $CFI$  ser superior a .95, do vector que representava o limite inferior do intervalo de 90% do  $RMSEA$  passar pela origem (.00) e da probabilidade do  $RMSEA < .05$  ser  $> .50$ , indicarem um bom ajustamento do modelo.

Em termos substantivos, o peso factorial dos itens era de elevada magnitude ( $\beta > .50$ ), exceptuando o caso do item 17. O item 7 era o que melhor representava o RI ( $R^2 = .74$ ), o item 31 o B-E ( $R^2 = .58$ ) e o item 23 o EE ( $R^2 = .96$ ). No que respeita à estrutura latente do modelo, verificámos que o EE era o factor que melhor representava a ISES ( $R^2 = .95$ ), logo seguido pelo RI ( $R^2 = .89$ ) e pelo B-E ( $R^2 = .70$ ). Atente-se na elevada quantidade de variância associada ao factor de segunda ordem que os factores apresentaram, principalmente os dois primeiros.

Entretanto, a EISES apresentava uma boa consistência interna ( $\alpha = .86$ ) e uma boa homogeneidade dada a tridimensionalidade do constructo que ela operacionalizava (correlação média interitens = .35 e leque das correlações interitens = .14 - .83, só com três  $< .15$  entre 45 possíveis). A subescala que operacionalizava o factor EE apresentava uma boa consistência interna ( $\alpha = .87$ ) e uma homogeneidade elevada (correlação média interitens = .70 e leque das correlações interitens = .61 - .83), indicadora de alguma redundância na mesma. Note-se que esta subescala só é composta por três itens. Com mais itens este problema poderá ser resolvido. Quanto às subescalas que

FIGURA 2  
Estrutura factorial tridimensional hierárquica



Legenda. (Variância do erro).

Nota. Correlação do erro de mensuração entre itens 3 e 23 = -.05 e itens 20 e 32 = .14.

$\chi^2 (30, N = 219) = 41.78, p = .075; CFI = 1.00$   
 $RMSEA = .042$ , intervalo de confiança de 90% = 0.0 ; .071,  $p (RMSEA < .05) = .63$   
 $ECVI = .42$ , intervalo de confiança de 90% = .37 ; .52,  $ECVI$  modelo saturado = .50

operacionalizavam os factores RI e B-E, remetemos para o já anteriormente referido.

#### DISCUSSÃO GERAL

Com este trabalho construímos e testámos a(s) estrutura(s) factorial(ais) de uma escala passível de representar a integração social dos estudantes

no Ensino Superior (EISES). Convém referir, entretanto, e de acordo com Browne e Cudeck (1993), que os resultados obtidos no teste de identidade dos modelos só nos permitem aferir se eles são plausíveis, no sentido de substantivamente significativos e parcimoniosos, para descrever o domínio em questão. Não nos dizem que eles são verdadeiros ou que não existam outras alternativas de representação desse domínio.

Assim, para uma maior garantia da plausibilidade dos modelos apresentados, deverá ser testada a sua invariância junto de amostras independentes, designadamente pertencentes a outras instituições de Ensino Superior. A replicabilidade dos resultados agora obtidos contribuiria para a sua validação e para um melhor esclarecimento acerca das origens, substantivas e/ou procedimentais, da covariância dos erros de mensuração verificados no modelo tridimensional hierárquico. Eles, porventura, terão ficado a dever-se a particularidades da nossa amostra/recolha dos dados. Este processo de validação cruzada deverá, ainda, se possível, dado os constrangimentos inerentes ao contexto organizacional em que decorra, contemplar uma amostra mais abrangente do que a nossa, a qual só incluiu estudantes que frequentaram as aulas em que decorreu a recolha dos dados. Uma amostragem aleatória estratificada por cursos ou áreas de estudos cumpriria cabalmente este desígnio (vd., e.g., Soares, Guisande, Diniz, & Almeida, no prelo). Em síntese, os modelos são plausíveis para representar a integração social dos estudantes do 1.º ano da Universidade do Minho que apresentem características sócio-demográficas idênticas às dos participantes no segundo estudo deste trabalho e que, antes de completarem as seis primeiras semanas de permanência na instituição, se encontrem a frequentar as aulas. Referimos, aqui, que a invariância dos modelos foi testada com sucesso junto de uma amostra de estudantes ( $N=264$ ) da Universidade do Algarve (Pinto, 2005) nessas condições, ainda que, contrariamente aos nossos, na sua maioria se encontrassem deslocados da sua residência habitual (81.9%).

Mas, esta generalização só é plausível para as variáveis consideradas, isto é, tal como elas foram operacionalizadas. Recorrendo a outros indicadores (diferentes itens e/ou diferentes escalas de resposta) obter-se-iam outros resultados, ainda que análogos aos agora encontrados, nomeadamente para as estruturas latentes dos modelos. Acresce que, potencialmente, no contexto da integração no Ensino Superior, existirão outras dimensões que não foram contempladas neste estudo: por exemplo, relações amorosas (Paul et al., 1988) e factores extra-universitários, tais como relações com família e amigos (Bean, 1985; Kenny, 1987a,b, 1990; Kenny & Donaldson, 1991). Ou ainda, para o caso de estudantes mais avançados nos estudos, podemos antever que dimen-

sões mais estritamente ligadas ao contexto institucional, as quais não se constituíram em subescalas no primeiro estudo, poderão revelar-se como importantes. Note-se que, salvo o caso do relacionamento com docentes, um modelo hipotético que contemple estas dimensões, bem como aquelas relativas às relações com família e amigos, terá uma maior abrangência, transcendendo os aspectos ligados à integração social dos estudantes nas instituições de Ensino Superior que os acolhem. Por último, dado saber-se que a atmosfera social e cultural existente na instituição contribui para o envolvimento dos estudantes (Astin, 1997; Chickering & Reisser, 1993; Terenzini et al., 1996), designadamente no que respeita à frequência de uma dada área de estudos (Diniz, 2001), o teste do modelo poderá apresentar diferenças quando, por exemplo, for testado com dados recolhidos junto de estudantes de humanidades ou de ciências e tecnologias.

No nosso caso, a integração social no Ensino Superior foi substantivamente operacionalizada sob a forma de duas estruturas factoriais hierárquicas: uma, mais restrita, respeitante à SAT; outra, mais abrangente, respeitante à ISES propriamente dita. Quanto à dimensionalidade destes modelos factoriais, dependendo do nível de abstracção, eles podem ser considerados como unidimensionais, bem como pluridimensionais. No nível de primeira ordem, os factores captaram bem a covariância existente entre os itens, mas a covariância existente entre os factores foi bem captada pelo factor de segunda ordem, podendo os modelos ser tidos como unidimensionais.

Por outro lado, para ambos os modelos, embora as dimensões de primeira ordem possam ter outros determinantes e possam ser influenciadas por determinada variável, dada a quantidade da sua variância associada à variância da dimensão de segunda ordem, esta parece ser uma variável importante para aquelas. Mais ainda, ela pode ter um importante papel mediador sobre o efeito dessas outras variáveis nas dimensões de primeira ordem. Este juízo é mais efectivo para a ISES do que para a SAT.

No modelo bidimensional hierárquico, a SAT (Bell et al., 1994; Diniz & Almeida, 2003; Solano & Lopéz, 2000) pode ser tomada nas suas duas dimensões, RI (com os colegas) e B-E, sendo esta última a sua melhor representante. Se a importância do relacionamento interpessoal entre pa-

res é destacada na investigação por autores, tanto com posições contextualistas (Astin, 1997; Bean, 1985; Pascarella, 1991; Pascarella & Terenzini, 1991; Tinto, 1993) quanto com posições desenvolvimentistas (Chickering & Reisser, 1993; Erikson, 1968), a do bem-estar é evidenciada pela prática nos serviços de aconselhamento universitário (Bell et al., 1994).

No modelo tridimensional, a ISES, para além das duas dimensões da SAT, incluiu uma outra mais de ordem clínica, o EE, importante para evidenciar casos de desadaptação mais extremos (Bell et al., 1994; Diniz, 2001, 2005). Esta dimensão era a que melhor representava a ISES, logo seguida do RI e, a maior distância, do B-E.

As sínteses estatísticas efectuadas permitiram-nos, pois, definir uma escala de 10 itens (exceptuando o item 32, eles devem ser inversamente pontuados) como instrumento de rastreio rápido (*brief screening*) da qualidade da integração social dos estudantes nos primeiros meses de frequência universitária. Parece-nos um domínio de estudo cada vez mais relevante em face do interesse crescente das instituições de Ensino Superior pela qualidade da integração dos seus estudantes. Assim, acreditamos na utilidade da ESIES para, numa lógica de sinalização de casos, determinar, de forma célere, situações de risco na adaptação universitária dos estudantes e, com isso, planejar avaliações e formas de apoio.

#### REFERÊNCIAS

- 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 a exploratory model of college student dropout syndrome. *American Educational Research Journal*, 22 (1), 35-64.
- Bell, E., McDevitt, C., Rott, G., & Valerio, P. (1994) (Eds.). *Psychological counselling in Higher Education: A European overview*. Napoli: La Città del Sole.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bronnen, J. P., Pireaux, J. P., & Walgraffe, R. (1994). Belgium. In E. Bell, C. McDevitt, G. Rott, & P. Valerio (Eds.), *Psychological counselling in Higher Education: A European overview* (pp. 31-37). Napoli: La Città del Sole.
- Brower, A. M. (1992). The "second half" of student integration: The effects of life task predominance on student persistence. *Journal of Higher Education*, 63 (4), 441-462.
- 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. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwan, NJ: Erlbaum.
- Chickering, A. W., & Reisser, L. (1993). *Education and identity* (2nd ed.). San Francisco: Jossey-Bass.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7 (3), 309-319.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78 (1), 98-104.
- Diniz, A. M. (2001). *Crenças, escolha de carreira e integração universitária*. Dissertação de doutoramento não publicada, Universidade do Minho, Braga.
- Diniz, A. M. (2003). Modelização de equações estruturais: Um instrumento de inferência causal, parcimónia e generalização. In M. E. Marques (Org.), *Predictabilidade: Questionamentos e aplicações. Simposium* conduzido no 1.º Congresso Brasileiro de Avaliação Psicológica e IX Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, Campinas, SP, Brasil.
- Diniz, A. M. (2005). *A Universidade e os seus estudantes: Um enfoque psicológico*. Lisboa: ISPA.
- Diniz, A. M., & Almeida, L. S. (1997). Construção de uma escala de qualidade da integração no Ensino Superior (EQIES). *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática*, 2 (1), 85-96.
- Diniz, A. M., & Almeida, L. S. (2003). Bem-estar subjectivo: Modelo de avaliação em estudantes do Ensino Superior. In A. B. Lozano (Org.), *Avaliação psicológica para apoio à intervenção com os estudantes no Ensino Superior. Simposium* conduzido no 1.º Congresso Brasileiro de Avaliação Psicológica e da IX Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, Campinas, SP, Brasil.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis*. New York: Norton.
- Fornell, C. (1982). A second generation of multivariate analysis. In C. Fornell (Ed.), *A second generation of multivariate analysis: Vol. I. Methods* (pp. 1-21). New York: Praeger.
- Forster, M. R. (2002). Predictive accuracy as an achievable goal of science. *Philosophy of Science*, 69, 124-134.
- Forster, M. R. (1997). *Causation, prediction, and accommodation*. Retrieved October 22, 2002, from mforster@facstaff.wisc.edu

- Forster, M., & Sober, E. (1994). How to tell when simpler, more unified, or less ad hoc theories will provide more accurate predictions. *British Journal for the Philosophy of Science*, 45, 1-35.
- Haynes, S. N., Richard, D. C. S., & Kubany, E. S. (1995). Content validity in psychological assessment: A functional approach to concepts and methods. *Psychological Assessment*, 7 (3), 238-247.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparametrized model misspecification. *Psychological Methods*, 3 (4), 424-453.
- Jackson, J. E. (1991). *A user's guide to principal components*. New York: Wiley.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993a). *PRELIS2: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993b). *LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software.
- Kachigan, S. K. (1991). *Multidimensional statistical analysis: A conceptual introduction* (2nd ed.). New York: Radius Press.
- Kenny, M. E. (1987a). The extent and function of parental attachment among first-year college students. *Journal of Youth and Adolescence*, 16 (1), 17-29.
- Kenny, M. E. (1987b). Family ties and leaving home for college: Recent findings and implications. *Journal of College Student Personnel*, 28 (5), 438-442.
- Kenny, M. E. (1990). College senior's perceptions of parental attachments: The value and stability of family ties. *Journal of College Student Development*, 31 (1), 39-46.
- Kenny, M., & Donaldson, G. (1991). Contributions of parental attachment and family structure to the social and psychological functioning of first-year college students. *Journal of Counseling Psychology*, 38 (4), 479-486. Retrieved January 15, 2005, from EBSCOHost Academic Search Elite database.
- Levinson, D. (1978). *The seasons of a man's life*. New York: Knopf.
- Levinson, D. (1986). A conception of adult development. *American Psychologist*, 41 (1), 3-13.
- Levitz, R., & Noel, L. (1989). Connecting students to institutions: Keys to retention and success. In M. L. Upcraft, J. N. Gardner, & Associates (Eds.), *The freshman year experience: Helping students survive and succeed in college* (pp. 65-81). San Francisco: Jossey-Bass.
- Loehlin, J. C. (1992). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- 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.
- Mulaik, S. A. (1972). *The foundations of factor analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Myers, E. (1981). *A comparative analysis of persisters, permanent dropouts, dropouts who transfer and stop-outs at St. Cloud State University*. Dissertation Abstracts International, 42, 105A.
- Pascarella, E. T. (1991). The impact of college on students: The nature of the evidence. *Review of Higher Education*, 14 (4), 453-466.
- Pascarella, E. T., & Terenzini, P. T. (1991). *How college affects students: Findings and insights from twenty years of research*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Paul, E. L., Poole, A., & Jakubowyc, N. (1998). Intimacy development and romantic status: Implications for adjustment to the college transition. *Journal of College Student Development*, 39 (1), 75-86.
- Pinto, S. (2005). *Abandono e rendimento académico em estudantes do primeiro ano da Universidade do Algarve*. Dissertação de mestrado, ISPA, Lisboa.
- Prendersgast, M. L. (1994). Substance use and abuse among college students: A review of recent literature. *Journal of American College Health*, 43 (3), 99-113.
- Rytke, J., Bauer, M., & Fredtoft, T. (1994). Denmark. In E. Bell, C. McDevitt, G. Rott, & P. Valerio (Eds.), *Psychological counselling in Higher Education: A European overview* (pp. 67-79). Napoli: La Città del Sole.
- Sands, T., Archer, Jr., J., & Puleo, S. (1998). Prevention of health-risk behaviors in college students: Evaluating seven variables. *Journal of College Student Development*, 39 (4), 331-342.
- Santos, L., & Almeida, L. S. (2000). Vivências e rendimentos académicos: Estudo com alunos universitários do 1.º ano. In A. P. Soares, A. Osório, J. V. Capela, L. S. Almeida, R. M. Vasconcelos, & S. M. Caires (Orgs.), *Transição para o Ensino Superior* (pp. 99-110). Braga: Universidade do Minho, Conselho Académico.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Solano, A. C., & Lopéz, M. del P. S. (2000). Objetivos de vida y satisfacción autopercebida en estudiantes universitarios. *Psicothema*, 12 (1), 87-92.
- Soares, A., Guisande, M. A., Diniz, A. M., & Almeida, L. (no prelo). Transición a la Enseñanza Superior: Contrucción y validación de um modelo multidimensional de ajuste de los jóvenes al contexto universitario. *Psicothema*.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25 (2), 173-180.
- Terenzini, P. T., Pascarella, E. T., & Blimling, G. S. (1996). Students' out-of-class experiences and their influence on learning and cognitive development: A literature review. *Journal of College Student Development*, 37 (2), 149-162.
- Tinto, V. (1993). *Leaving college: Rethinking the causes and cures of student attrition* (2nd ed.). Chicago: University of Chicago Press.

Van Vracem, J., & De Ketele, J.-M. (1983). Facteurs de réussite et d'échec dans les premières candidatures à l'Université de Louvain. *Pédagogiques: Revue de Pédagogie de l'Enseignement Supérieur*, 3 (2), 106-117.

#### RESUMO

Neste artigo apresentamos o processo de construção e de validação da Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES). Este processo conduziu ao teste de duas estruturas factoriais hipotéticas (bi e tridimensional; ambas hierárquicas) (*LISREL8-SIMPLIS*). Recorremos a estudantes universitários do 1.º ano da Universidade do Minho (amostragem de conveniência). Os dois estudos conduzidos, exploratório ( $N=142$ ) e confirmatório ( $N=447$ ), revelaram as dificuldades em operacionalizar duas dimensões de cariz mais estritamente institucional. As preocupações iniciais dos estudantes reportaram-se, principalmente, ao bem-estar pessoal e ao estabelecimento de novas relações, dimensões da satisfação consigo e com os outros (estrutura factorial bidimensional hierárquica). Estas dimensões e o equilíbrio emocional (estrutura factorial tridimensional hierárquica) representam as áreas problemáticas da integração social dos estudantes. Por último, discutimos a validade da EISES e a sua utilização na investigação e no aconselhamento junto dos estudantes.

*Palavras-chave:* Ensino Superior, estudantes do 1.º ano, escala de integração social, validação factorial.

#### ABSTRACT

This article presents the construction and validation process of the *Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES)* [College Social Integration Scale (CSIS)]. That process ends with the test of two hypothetical factorial structures (bi and tridimensional; both hierarchic) (*LISREL8-SIMPLIS*). The participants were first-year students of the University of Minho (convenience sampling). Two studies were made, one exploratory ( $N=142$ ) and the other confirmatory ( $N=447$ ). They showed the difficulties of defining two scale dimensions more strictly related with the institutional context. In their initial phase of academic involvement, student's concerns are mainly related to personal well-being and to interpersonal relationships, dimensions of the personal and peer satisfaction (hierarchic bidimensional factorial structure). These dimensions and the emotional equilibrium (hierarchic tridimensional factorial structure) reflect the problematic domains of students' social integration. Finally, we discuss the scale's validity and its utilization in research and counseling with students.

*Key words:* Higher Education, first-year students, social integration scale, factorial validity.