

Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU): Metodologia de construção e validação*

António M. Diniz**

Maria Susana Pinto**

Resumo: Apresentamos o processo de construção e de validação da Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU). Este processo conduziu ao teste de uma estrutura factorial hipotética (*LISREL8-SIMPLIS*), bidimensional e hierárquica, definida através da escala. O trabalho foi realizado junto de uma amostra de 264 estudantes universitários do primeiro ano (leque etário: 17-23 anos, $M = 18$), voluntários, da Universidade do Algarve (amostragem de conveniência). Depois de depurada a Escala através do método de geração de modelos, a estrutura factorial em análise revelou-se plausível. O Suporte Relacional Extra-Universitário pode ser descrito através das dimensões Amigos Pré-Universitários e Pais, sendo esta última a sua melhor representante. Tanto a escala quanto as suas subescalas são suficientemente precisas para descrever o domínio em análise. Entretanto, a dimensionalidade da escala parece relacionar-se menos com uma procura de suporte do que com a constatação da existência do mesmo. Também discutimos aspectos relativos à validade da ESREU e à sua utilização na investigação e no aconselhamento junto de estudantes universitários do primeiro ano.

Palavras-chave: Ensino Superior; Estudantes do 1º ano; Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário; Análise factorial confirmatória.

Extra-College Relational Support Scale: Construction and validation methodology

Abstract: We present the construction and validation process of the Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU) [*Extra-College Relational Support Scale (ECRSE)*]. That process led to the test of a hypothetical factor structure for the scale (bidimensional and hierarchic), using the method of model generation (*LISREL8-SIMPLIS*). Participants were 264 voluntary freshman students (age-range: 17-23 years, $M = 18$) of the University of Algarve (convenience sampling). Extra-College Relational Support can be described through both dimensions, Pre-College Friends and Parents, being the last one the most precise to represent it. Both the scale and their subscales are precise in describing the analysed domain. Meanwhile, scale dimensionality seems to be less related with the search of support than with the evidence of its existence. We also discuss certain aspects related with the ESREU's validity and to its use in research and counseling with college freshman students.

Keywords: Higher Education; Freshman students; Extra-College Relational Support Scale; Confirmatory factor analysis.

* Texto realizado a partir dos dados obtidos no âmbito dos trabalhos conducentes à realização de dissertação de mestrado do segundo autor, com supervisão do primeiro autor. Qualquer assunto relativo a este trabalho deve ser enviado para antonio.diniz@ispa.pt

** Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa.

Introdução

A entrada na Universidade é um tempo de mudanças conjugadas nos diferentes domínios da vida do estudante, de entre as quais podem destacar-se o reenquadramento familiar e a separação de grupos de amigos, acompanhados pela tentativa de fazer novos amigos e integrar-se num grupo (Boyer, Coridian, & Erlich, 2001). O estudante, quando ingressa neste nível de ensino, começa a perder quer as ligações aos grupos de amigos pré-universitários quer aos pais, com o contraponto do estabelecimento de relações com os novos pares, os quais, muitas vezes, apenas têm como característica comum a frequência do mesmo curso/instituição. Ele confronta-se com um envolvimento complexo, relativamente ao qual possui pouca informação, podendo as suas estratégias adaptativas habituais revelar-se ineficazes (De Ketele, 2004). O desequilíbrio, contextualmente induzido, que é necessário ultrapassar nesta fase é enquadrável na normatividade inerente a qualquer processo de transição para a vida adulta (Chickering & Reisser, 1993; Dias & Fontaine, 2001), mas pode gerar insegurança, solidão e dificuldades económico-financeiras e relacionais (Santos, 2003). A dificuldade em fazer esta transição prende-se com a incapacidade do estudante para se separar das relações com os amigos pré-universitários (Christie & Dinham, 1991) e/ou para lidar com o primeiro passo para uma separação da família (Tinto, 1993). Segundo Tinto (1993), isto traduz-se no facto de alguns dos estudantes que abandonam uma dada Universidade acabarem por se transferir para uma outra, perto de sua casa, prosseguindo os estudos pela via do regresso ao mundo conhecido da sua comunidade local. Acrescenta o autor que o isolamento

social é, muitas vezes, a causa primeira do abandono voluntário dos estudantes das instituições do Ensino Superior, o qual acontece prevalentemente durante o primeiro semestre.

As mudanças relacionais que ocorrem na transição para a Universidade prendem-se com um investimento em novas amizades, oriundas da vida académica, e com um desinvestimento nas amizades pré-universitárias, cumprindo a manutenção destas últimas uma função mitigadora de sentimentos de separação e perda que acompanham a transição (Medalie, 1981). O estudo de Ishler (2003) mostra que as raparigas, na sua transição para a Universidade, têm dificuldade em deixar as suas amizades pré-universitárias, as quais são uma fonte de conforto e estabilidade, representando um importante papel de ligação com o passado. Mas, após um ou dois meses de acompanhamento, elas começam a compreender a necessidade de forjar novas amizades, ainda que permaneçam leais às pré-universitárias. Elas podem coexistir.

Muitos autores destacam o estabelecimento de novas relações como um importante factor de ajustamento académico (Astin, 1997; Chickering & Reisser, 1993; Christie & Dinham, 1991; Ishler, 2003; Medalie, 1981; Pascarella & Terenzini, 1991; Paul, Poole, & Jakubowyc, 1998; Tinto, 1993). Existe um processo de separação gradual do grupo de pares pré-universitário e formação de novos grupos que forneçam o apoio necessário para a adaptação às novas exigências intelectuais e sociais com que se confrontam os estudantes universitários. A teoria e a investigação têm incidido mais sobre estas relações do que sobre as pré-universitárias. A influência destas últimas parece ser mais evidente numa fase anterior à entrada da Universidade, por exemplo, na escolha do curso/instituição (Diniz, 2001, 2004).

Quanto à relação com a família, o estudo de Rodriguez, Mira, Myers e Moris (2003), com estudantes latinos, aponta para que o suporte dos pares é um importante recurso para estes estudantes, sendo mesmo mais importante do que o suporte das suas famílias. Contudo, estes resultados não devem ser interpretados como uma diminuição do valor do suporte familiar. Referem os autores que enquanto que o suporte dos pares mostra-se mais relevante para o manejo de situações resultantes de stresse académico, o suporte familiar pode ser mais relevante para o manejo de situações não académicas.

Sabe-se que o apoio dos pais relaciona-se positivamente com o sucesso da adaptação psicossocial dos estudantes neste nível de ensino (Chickering & Reisser, 1993) e como o envolvimento e encorajamento parental influencia positivamente a permanência na Universidade (Bean & Vesper, 1990), sendo mesmo, esse apoio, um importante preditor da finalização da graduação (Woosley, 2003). Contudo, para alguns estudantes, a influência parental poderá ser o factor principal nas suas decisões de deixar a Universidade (Christie & Dinham, 1991). E, acrescenta Tinto (1993), quanto mais intensos forem os compromissos externos à Universidade assumidos pelos estudantes (e.g., estudantes que residem com a família), tanto maior será a probabilidade daqueles poderem condicionar a sua acção, diminuindo as oportunidades de interrelação relevante com os vários elementos da comunidade académica, o que pode fazer aumentar a probabilidade de abandono.

Cabrera, Nora e Castañeda (1993), ao testarem um modelo integrador das perspectivas de Bean e de Tinto, verificaram que as variáveis que tinham um maior impacto sobre a permanência académica

eram o compromisso institucional, seguido do encorajamento dos amigos e família, da integração académica, da integração social e, por último, da atitude (satisfação) financeira dos estudantes. Constatou-se, assim, que para além da importância do relacionamento que o estudante estabelece com os pares, professores e outros, para o seu envolvimento no contexto académico (Astin, 1997), existem variáveis externas à Universidade que também o influenciam. Para alguns estudantes os pais são facilitadores do processo de ajustamento à Universidade, mas para outros não, podendo isso conduzir ao abandono.

Segundo Kenny (1987), no primeiro ano de Universidade, muitos estudantes continuam a voltar-se para os seus pais como fonte de ajuda, sendo a confiança, aceitação e disponibilidade dos pais mais importante do que o contacto quotidiano com eles mantido. O relacionamento com os pais oferece um suporte na transição para a Universidade, mas acontece que os laços parentais podem ser desadaptativos se não favorecerem a independência ou não permitirem a mudança de valores parentais nos estudantes (Kenny, 1987). No mesmo sentido, Boulter (2002) refere que os estudantes que são capazes de se separar da família e dos outros significativos com quem têm laços emocionais próximos, mas mantendo uma proximidade emocional à distância, adaptam-se melhor à Universidade. O autor acrescenta, ainda, que os rapazes menos adaptados revelaram uma maior independência dos outros e uma menor disposição para usar o seu suporte, enquanto que as raparigas menos adaptadas demonstraram maior dependência desse suporte e altos níveis de ansiedade de separação.

Entretanto, este padrão diferencial entre os dois tipos do género, encontrado em estu-

dantes do primeiro ano com dificuldades de adaptação à Universidade, parece ser extensível aos outros que não as têm. Holmbeck e Wandrei (1993) constataram que as raparigas estavam excessivamente ligadas aos outros significativos (e.g., pais), exibindo elevados níveis de ansiedade de separação, enquanto que os rapazes estavam excessivamente desligados, evidenciando elevados níveis de negação de dependência. Lopez e Gormley (2002) referem-se a uma maior facilidade de separação psicológica dos pais para os rapazes do que para as raparigas, o que está de acordo com os estereótipos culturais (os homens são mais autónomos do que as mulheres). Ainda a este propósito, as universitárias da amostra de Kenny e Donaldson (1991) descrevem a qualidade da vinculação aos pais como mais positiva, comparativamente com os rapazes, e vêem os seus pais como tendo um importante papel de suporte emocional.

Em síntese, constata-se que tanto o suporte relacional dos pais quanto o dos amigos pré-universitários emergem como factores importantes para a integração universitária, ainda que o primeiro seja mais assinalável na literatura do que o último. E eles são importantes principalmente no início da vida académica e especialmente para as raparigas e para os estudantes deslocados da sua área de residência habitual.

No nosso País, apesar do notável incremento da investigação sobre os estudantes no Ensino Superior, traduzida, por exemplo, em duas recentes publicações que a ela são exclusivamente dedicadas (Almeida, Soares, & Guisande, 2005; Diniz & Almeida, 2006), o estudo do suporte relacional dos amigos pré-universitários não tem merecido qualquer relevo, enquanto que o estudo do suporte relacional dos pais tem incidido sobre a Independência

Emocional de Pais. Este constructo é operacionalizado através de uma das subescalas da adaptação portuguesa do *Iowa Development Autonomy Inventory* (Pinheiro & Ferreira, 1995) e também do Questionário de Vivências Académicas (QVA: Almeida, Soares, & Ferreira, 1999). Entretanto, os autores destas provas privilegiaram a abrangência do constructo em detrimento da sua precisão, o que se traduziu num elevado número de itens para o representar, dos quais alguns não se referem especificamente aos pais ou à família. Isto, devido ao contexto teórico e de investigação que enquadra o constructo, o do estudo do desenvolvimento da autonomia. Acresce que a utilização da análise factorial exploratória, com os problemas de estimação (e.g., não contemplar, *a priori* e explicitamente, o erro de mensuração das variáveis observadas), entre outros, que lhe estão associados (Diniz, 2003; Fornell, 1982), também terá contribuído para esse elevado número de itens.

Perante estas constatações, visou-se com o presente trabalho a construção e validação de uma Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU) que fosse precisa e concisa. Suporte Relacional e não social, porque o conceito respeita às relações interpessoais da ordem da intimidade, as quais são relevantes para o apoio à reestruturação da vida dos estudantes, mitigando, desejavelmente, a ansiedade inerente a esse processo. Procurou-se que a ESREU pudesse ser utilizada em investigação, conjuntamente com outras(os) provas/constructos, bem como em contextos de rastreio rápido (*brief screening*) de eventuais problemas de adaptação que os estudantes possam apresentar. Recorreu-se à análise factorial confirmatória (AFC) para testar a estrutura factorial hipotética da ESREU, através da modelização de

equações estruturais (*LISREL8-SIMPLIS*: Jöreskog & Sörbom, 1993a,b) propostas para descrever a sua dimensionalidade, lidando com erros de mensuração e especificações causais entre os factores e os itens. Consideraram-se os factores Pais e Amigos Pré-Universitários (adiante: Amigos) como consequentes de um factor de segunda ordem, o qual foi cunhado Suporte Relacional Extra-Universitário. O modelo factorial foi, pois, tido como bidimensional hierárquico, dados o ideal de unificação das teorias científicas e dos modelos que as representam (Forster & Sober, 1994) e o objectivo específico de apreciar qual dos dois factores representa melhor o Suporte Relacional Extra-Universitário. O processo de validação da ESREU incluiu, ainda, a necessária análise da sua fidelidade ou precisão, bem como das duas subescalas que a compõem. É que os constructos só são válidos se também forem precisos (Kachigan, 1991).

Deve referir-se, ainda, que a recolha de dados decorreu antes dos participantes no estudo completarem dois meses de frequência universitária, por forma a captar com maior sensibilidade o domínio em análise. Isto, uma vez que o período mais crítico da adaptação à Universidade decorre entre as duas e as seis primeiras semanas de aulas (Levitz & Noel, 1989) e que o abandono dos estudos ocorre com maior frequência durante o primeiro semestre (Tinto, 1993), mais precisamente durante as seis primeiras semanas de aulas, período que Myers (1981) encontrou para a ocorrência de cerca de metade dos abandonos verificados no primeiro ano.

Método

Participantes

Seleccionaram-se 264 estudantes (amostragem de conveniência), voluntári-

os, do 1º ano da Universidade do Algarve (leque etário: 17-23 anos, $M = 18$) que nunca tinham frequentado o Ensino Superior, que se enquadravam no tipo “tradicional” de estudante universitário (Diniz, 2001) e que frequentavam cursos das seguintes áreas de estudo: (1) Profissões Assistenciais ($n = 52$); (2) Ciências Sociais ($n = 62$); (3) Ciências do Mar e Ambiente ($n = 53$); (4) Ciências Tecnológicas ($n = 45$); e, (5) Ciências da Saúde ($n = 52$). A amostra era maioritariamente composta por estudantes que se encontravam deslocados da sua residência habitual (65.5%) e raparigas (69.1%). As raparigas também eram maioritárias (68.2%) no subgrupo de estudantes deslocados.

Instrumento

A validade de conteúdo (vd. Haynes, Richard, & Kubany, 1995) da ESREU foi procurada, considerando a literatura na área, o conteúdo de certos itens da subescala de Independência Emocional de Pais do QVA (Almeida et al., 1999) e as opiniões de estudantes psicologia e de um psicólogo ligado aos serviços de aconselhamento universitário. Também contribuíram para essa procura os cuidados tidos na elaboração das instruções a fornecer aos estudantes e na sequência de apresentação dos itens. Os itens da ESREU foram integrados no seio de outros, correspondentes a uma tentativa de alargamento da dimensionalidade e do número de itens de uma outra escala (EISES: Diniz & Almeida, 2005). Num primeiro momento, todos esses itens (78) foram aleatoriamente ordenados e, posteriormente, aqueles que poderiam suscitar eventuais efeitos de *halo* foram intencionalmente colocados onde tal não acontecesse. Note-se que alguns dos itens da escala foram construídos por forma a serem negati-

vamente conotados e, assim, poder sinalizar-se, e mesmo evitar-se, eventuais efeitos de padronização de respostas (*response set*).

Para captar o domínio em análise, a ESREU deveria reunir duas subescalas: Pais e Amigos. Foram elaborados 13 itens para cada uma, com formato de resposta tipo-Likert de 5-pontos, variando entre “discordo totalmente” (1) e “totalmente de acordo” (5). Começou-se pela construção dos itens representantes da dimensão Pais, os quais, na sua maioria, foram, depois, clonados para a dimensão Amigos. A redacção dos itens incorporou conteúdos que remetiam para uma maior ou menor procura de Suporte Relacional (e.g., item 78, “Tenho recorrido aos meus pais para me ajudarem a resolver problemas pessoais”), bem como para uma expressão de maior ou menor constatação da existência do mesmo (e.g., item 69, “Os meus pais não percebem os problemas desta minha nova vida de estudante”). Assim construídos, certos itens de cada dimensão apresentavam alguma redundância entre si, sendo que uns correspondiam a especificações de conteúdos mais genéricos de outros (e.g., item 71, “Tenho contado com os meus amigos do tempo do Secundário para me apoiar”, e item 50, “Tenho contado com os meus amigos (...) quando me sinto desanimado”).

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 sínteses estatísticas que permitiram a análise da distribuição dos resultados nos itens (máxi-

mos e mínimos, mediana, assimetria e curtose) e recodificar os itens negativamente conotados.

Com os itens que não apresentaram desvios distribucionais grosseiros à curva mesocúrtica, o modelo factorial bidimensional hierárquico da ESREU foi testado, calculando, no *PRELIS2* (Jöreskog & Sörbom, 1993a), a matriz de covariância assintótica das correlações policóricas dos dados obtidos, a qual foi lida e trabalhada pelo *LISREL8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993b). Utilizou-se o método de estimação por máxima verosimilhança (*ML*), mas com recurso ao *Satorra-Bentler Scaled Chi-Square* ($S-B\chi^2$: Satorra & Bentler, 1994). Este método é adequado para trabalhar dados com problemas de (multi)normalidade em amostras de média e grande dimensão (para uma síntese comparativa dos requisitos inerentes aos diversos métodos de estimação utilizados na modelização de equações estruturais, vd. Ullman, 2000).

O teste de identidade do modelo foi realizado seguindo uma lógica de “geração de modelos” (Jöreskog & Sörbom, 1993b) e considerando a significância da estatística $S-B\chi^2$ e os resultados obtidos nos seguintes índices de ajustamento: *CFI* (*Comparative Fit Index*: Bentler, 1990; Hu & Bentler 1998), *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Aproximation*: Browne & Cudeck, 1993; Steiger, 1990) e *ECVI* (*Expected Cross-Validation Index*: Browne & Cudeck, 1993). Os resultados neles obtidos foram tidos interactivamente e em conformidade com os critérios que a seguir se apresentam. A significância do $S-B\chi^2$ foi analisada considerando a divisão do seu valor pelos graus de liberdade (*chi-quadrado relativo*), por forma a torná-lo menos dependente da dimensão amostral. O valor obtido para este *ratio* deve ser menor do que 3.00 para um modelo aceitável (Kline,

1998); para outros, estatisticamente mais conservativos, esse valor deve ser menor do que 2.00 (e.g., Ullman, 2000). Neste trabalho seguimos este último critério. O valor do *CFI*, por convenção, deve ser pelo menos de .90 para que o modelo seja aceitável: valores neste índice superiores a .95 são indicadores de modelos bem ajustados (Hu & Bentler 1998). O valor do *RMSEA* deve ser igual ou menor do que .05 para indicar um bom ajustamento do modelo ou igual ou menor do que .08 para indicar que o modelo está razoavelmente ajustado. Entretanto, Hu e Bentler (1999) sugerem um valor igual ou menor do que .06 neste índice como indicador de um bom ajustamento. Por forma a podermos afinar este diagnóstico, o *LISREL8-SIMPLIS* fornece, ainda, o resultado obtido para o intervalo de confiança (IC) de 90% em torno do valor do *RMSEA* e o resultado obtido para o teste da hipótese desse valor ter uma probabilidade associada menor do que .05, a qual deve ser maior do que .50 para indicar um bom ajustamento (Jöreskog & Sörbom, in Byrne, 1998). O valor do *ECVI* deve ser inferior ao do *ECVI* para o modelo saturado (*ECVI* Msat.), mas se o valor do limite superior do seu IC de 90% for superior ao *ECVI* Msat. e se o limite inferior desse IC lhe for inferior, isso indica uma razoável aproximação do modelo numa outra amostra da mesma dimensão; se o limite superior do IC de 90% for inferior ao *ECVI* Msat., isso indica uma boa aproximação nessa amostra. Seguindo a terminologia de Forster (2002), enquanto que o *RMSEA* respeita à precisão preditiva interpolativa do modelo, o *ECVI* respeita à sua precisão preditiva extrapolativa.

Para estabelecer a unidade de mensuração dos factores de primeira ordem no modelo, igualizámos a um (1.00) a carga factorial (coeficiente de regressão não-

estandardizado, λ) 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 possuir uma escala estandardizada: $M = 0.0, DP = 1.00$). Note-se que o programa igualiza, por defeito, a variância dos factores de segunda ordem a um (1.00). Neste processo de identificação do modelo tivemos que recorrer ao constrangimento das estimativas das relações entre o factor de segunda ordem e os de primeira ordem, para que fossem tidas como tratando-se de um único parâmetro livre em vez de dois parâmetros independentes (Jöreskog & Sörbom, 1993b).

Dada a especificação de uma solução de variáveis de referência para o teste do modelo, analisou-se a respectiva solução estandardizada, por forma a apreciar a real magnitude das cargas factoriais (coeficientes de regressão estandardizados, ou pesos β) dos itens nos factores de primeira ordem e destes no de segunda ordem. As cargas factoriais estandardizadas serviram também ao processo de validação da ESREU, que foi completado com o estudo da sua precisão, bem como das duas subescalas que a compõem. Sabendo da dependência do coeficiente *alpha* de Cronbach do número de itens que representam os constructos, a precisão dos mesmos foi avaliada através da fórmula $[(\text{SUM}(sl_i))^2]/[(\text{SUM}(sl_i))^2 + \text{SUM}(e_i)]$, utilizada no contexto da AFC (Garson, 1998). Nela, sl_i respeita às cargas factoriais dos itens; e_i respeita aos correspondentes termos de erro (variância do erro). Por convenção, a precisão dos constructos deve ser maior do que .70. Contudo, a inexistência de um critério estável de apreciação desta qualidade métrica, leva

a que alguns considerem adequados valores superiores a .60 (Clark & Watson, 1995). Também se calculou a quantidade de variância dos itens que foi extraída pelos constructos; por convenção, ela deve ser pelo menos de .50. Isso foi feito através da fórmula $[\text{SUM}(s_i^2)]/[\text{SUM}(s_i^2) + \text{SUM}(e_i)]$, que é uma variação da anterior (Garson, 1998).

Por último, as reespecificações feitas no modelo partiram da inspeção da matriz de resíduos estandardizados e dos resultados obtidos nos índices de modificação (*MI*) fornecidos pelo *LISREL8-SIMPLIS*. Isto foi feito sabendo que a geração de modelos pode envolver enviesamento confirmatório, uma vez que se admite a modificação empiricamente derivada (*data-driven*) do modelo, suscitando, assim, a possibilidade de o melhorar com base simplesmente no acaso (MacCallum, Rosnowski, & Necowitz, 1992). Então, procurou-se que as reespecificações fossem substantivamente interpretáveis. Também atendemos à relação entre os resultados obtidos para a quantidade de variância dos itens que se encontrava associada à variância do respectivo factor (coeficiente de determinação; R^2) e à quantidade de variância dos itens devida ao erro (termo de erro): o R^2 , desejavelmente, deveria ser superior a .50. Assim, quando o R^2 obtido para um dado item era bastante baixo ($R^2 < .15$) ele era eliminado porque pouco preciso, mesmo que fosse estatisticamente significativo [$t(263) > 1.96, p < .05$].

Resultados

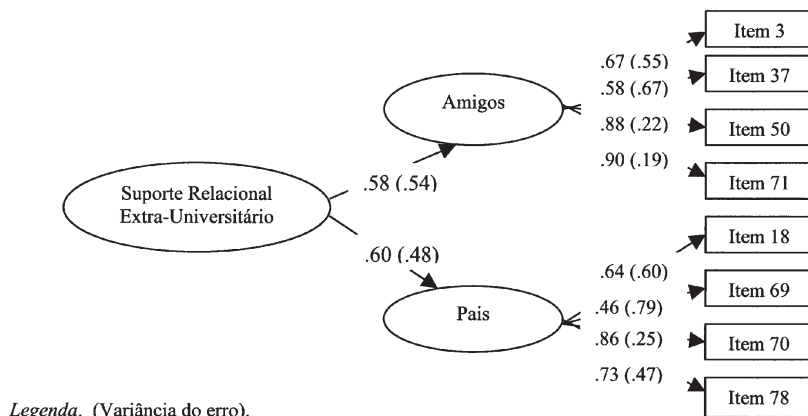
Dos 26 itens (13 por factor) que inicialmente compunham a ESREU, nove apresentaram distribuições de resultados anómalas: sete com problemas graves (*Mdn*

= 5 com assimetria e curtose $> |1.25|$); dois porque, apesar desses problemas pareciam menos graves (*Mdn* = 4 com assimetria e curtose $> |1.25|$ para um; *Mdn* = 4 com curtose $> |1.25|$ para o outro), apresentaram muito poucas ocorrências na componente de discordância (1 e 2) da escala de resposta (menos de 3%). Estes itens funcionaram mais como constantes do que como variáveis, pelo que foram excluídos das análises subsequentes. Entretanto, os 17 itens que permaneceram distribuíam-se nos factores de forma muito desequilibrada: 12 para o Amigos; cinco para o Pais. Uma vez submetidos à AFC, constatou-se que cinco desses itens eram muito pouco precisos ($R^2 < .15$) para representar os respectivos factores no modelo bidimensional hierárquico em análise. Relacionando-se com este facto (entre outros), a solução gerada no seu teste de identidade era inaceitável ($CFI = .90$, mas *ratio* $S-B\chi^2/gl > 2.00$). Sem esses itens, a estrutura factorial continha oito itens para o factor Amigos e quatro para o Pais. O novo teste de identidade do modelo gerou, mais uma vez, uma solução inaceitável ($CFI > .90$, mas *ratio* $S-Bc^2/gl > 2.00$). Inspeccionada a matriz e resíduos estandardizados e considerados os resultados dos *MI* desta solução, verificou-se que o erro de mensuração de dois itens (10 e 40) pertencentes ao factor Amigos estava correlacionado com o erro de mensuração de oito outros itens da ESREU (quatro para cada um). Estes itens provocavam problemas de ajustamento local no modelo com consequências negativas sobre o seu ajustamento global. Verificando o conteúdo semântico-lexical desses dois itens, foi possível identificar conteúdos de outros tantos (dos seis que ainda restavam para o factor Amigos) que o recobriam. Num novo teste de identidade realizado sem os mesmos, a solução já era aceitável

($ratio\ S-B\chi^2/ gl = .92$; $CFI = .97$) e apresentava uma boa precisão preditiva interpolativa [$RMSEA = .00$, IC de 90% = $.00$; $057, p (RMSEA < .05) > .92$] e extrapolativa ($ECVI = .58$, IC de 90% = $.58$; $.69, ECVI\ Msat. = .84$) para o modelo. A estes factos, que por si só justificavam a exclusão desses dois itens – o que foi feito – acrescia o objectivo de na ESREU existir o mesmo número de itens por factor (lembrando, o Pais só tinha quatro itens). Perseguindo esse objectivo, e observando a redundância também existente no conteúdo de outros dois itens (23 e 71) do factor Amigos, excluiu-se aquele que se revelava menos preciso (item 23).

ainda existia mais um item no factor Amigos do que no Pais, houve que decidir qual dos cinco itens seria o excluído. A escolha incidiu sobre o item 8, uma vez que ele era o menos preciso e era o único cujo conteúdo remetia para a procura do suporte dos Amigos; os outros quatro eram relativos à constatação da existência desse suporte. Sem esse item, como pode observar-se na Figura 1, o novo teste da estrutura factorial bidimensional hierárquica da ESREU revelou uma melhoria em todos os indicadores do ajustamento do modelo. Esta solução foi mesmo a melhor de todas as obtidas.

Figura 1.- Estrutura factorial da ESREU (solução standardizada)



$Ratio\ S-B\chi^2/ gl = .75$; $CFI = .98$
 $RMSEA = .00$, IC de 90% = 0.0 ; $.054, p (RMSEA < .05) = .94$
 $ECVI = .40$, IC de 90% = $.40$; $.46, ECVI\ Msat. = .55$

Comparando os resultados agora obtidos com os anteriores, a nova solução revelava a existência de uma degradação da identidade do modelo, ainda que ele permanecesse bem ajustado [$ratio\ S-B\chi^2/ gl = 1.03$; $CFI = .96$; $RMSEA = .015$, IC de 90% = $.00$; $071, p (RMSEA < .05) > .79$; $ECVI = .49$, IC de 90% = $.49$; $.62, ECVI\ Msat. = .69$]. Uma vez que

No diagrama da Figura 1, verificamos que, exceptuando o item 69, todas as cargas factoriais eram de elevada magnitude ($\beta > .50$). O item 71 (“Tenho contado com os meus amigos do tempo do Secundário para me apoiar”) foi o que melhor representou o factor Amigos ($R^2 = .81$) e o item 70 (“Tenho contado com os meus pais quando me sinto desanimado/a) o Pais ($R^2 =$

.75). No extremo oposto, o item 37 (“Tenho-me sentido desapontado com os meus amigos do tempo do Secundário”) foi o que pior representou o factor Amigos ($R^2 = .33$) e o item 69 (“Os meus pais não percebem os problemas desta minha nova vida de estudante”) o Pais ($R^2 = .21$). No que respeita à estrutura latente do modelo, verificamos que o factor de segunda ordem Suporte Relacional Extra-Universitário foi quase tão bem representado pelo factor Amigos ($R^2 = .46$) quanto pelo Pais ($R^2 = .52$). Analisando o conteúdo semântico-lexical dos itens que pertencem a estes factores de primeira ordem, todos os que pertencem ao Amigos remetem para uma maior ou menor existência de suporte relacional, enquanto que isso só acontece para metade dos itens do Pais (69 e 70), relacionando-se os outros (18 e 78) com uma maior ou menor procura de suporte parental.

Por último, o factor de segunda ordem Suporte Relacional Extra-Universitário apresentou uma boa precisão (.90), extraíndo metade da variância dos itens da ESREU, enquanto que os factores de primeira ordem apresentaram uma precisão aceitável: .78 para o Amigos e .77 para o Pais. A quantidade de variância dos respectivos itens extraída por estes factores foi de .47 para o Amigos e .53 para o Pais.

Discussão

Construiu-se e validou-se, com estudantes que iniciaram o seu percurso no Ensino Superior, uma Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESREU). O teste da sua estrutura factorial indicou que ela pode considerar-se tanto unidimensional como bidimensional. Num primeiro nível de abstracção, os factores Amigos (lembran-

do, Pré-Universitários) e Pais captaram bem a covariância existente entre os respectivos itens e, num segundo nível, o Suporte Relacional Extra-Universitário captou bem a covariância existente entre esses factores. 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 existem outras alternativas de representação desse domínio.

Então, apesar de o modelo bidimensional hierárquico da ESREU apresentar uma boa precisão preditiva interpolativa e extrapolativa, ele deverá passar por um processo de validação cruzada (como exemplo deste tipo de estudos vd., e.g., Ribeiro, Diniz, & Costa, 2006; Vieira & Diniz, 2006), designadamente com estudantes pertencentes a outras instituições de Ensino Superior. A replicabilidade dos resultados agora obtidos contribuiria para a sua validação, mais ainda em instituições maioritariamente frequentadas por estudantes que, contrariamente àqueles que participaram neste estudo, residam no mundo conhecido da sua comunidade local. 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. Em síntese, o modelo é plausível para os estudantes do primeiro ano da Universidade do Algarve que, no início do ano lectivo, se encon-

trem a frequentar as aulas e que apresentem características sócio-demográficas idênticas às dos participantes neste trabalho.

Por outro lado, embora os factores de primeira ordem da ESREU possam ter outros determinantes e possam ser influenciados por determinada variável, dada a quantidade da sua variância associada à variância do factor de segunda ordem, este último parece ser importante para os primeiros. Mais ainda, este factor de segunda ordem pode ter um importante papel mediador sobre o efeito dessa variável sobre os factores de primeira ordem. E isto não é irrelevante para efeitos de investigação/intervenção.

Em termos substantivos, o Suporte Relacional Extra-Universitário pode ser tomado nas dimensões Amigos e Pais, sendo esta última a sua melhor representante. Entretanto, a dimensionalidade da escala parece relacionar-se menos com a procura de Suporte Relacional do que com a constatação da sua existência. Atente-se que na dimensão Amigos todos os itens são relativos a esta última, mas na dimensão Pais existe uma paridade na distribuição destes tipos de conteúdos pelos itens. Isto poderá dever-se ao facto da amostra deste estudo ser constituída sobretudo por estudantes deslocados e por raparigas, grupos mais sensíveis à necessidade de suporte parental, o que vai no sentido do sublinhado por vários autores (Boulter, 2002; Holmbeck & Wandrei, 1993; Kenny & Donaldson, 1991; Lopez & Gormley, 2002; Tinto, 1993). Porém, em estudos com amostras de estudantes que maioritariamente não se encontrem deslocados, e dada a proximidade geográfica com os amigos do tempo do Secundário, o item 8, cujo conteúdo se refere à procura do suporte dos mesmos, poderá apresentar uma melhor precisão para representar esta dimensão do que o acontecido neste estudo.

As sínteses estatísticas efectuadas permitiram definir uma escala de oito itens como instrumento de rastreio rápido (*brief screening*) da qualidade do Suporte Relacional Extra-Universitário dos estudantes do primeiro ano. Este é um domínio de estudo relevante em face do interesse crescente das instituições de Ensino Superior pela qualidade da integração dos seus estudantes. Numa lógica de sinalização de casos, e em virtude do seu reduzido número de itens, é crível a utilidade da ESREU para determinar situações de risco na adaptação dos estudantes e, com isso, planear novas avaliações e formas de apoio.

Referências bibliográficas

- Astin, A. W. (1997). *What matters in college? Four critical years revisited* (1st paperback ed.). San Francisco: Jossey-Bass.
- Almeida, L. S., Soares, A. P., & Ferreira, J. A. (1999). *Adaptação, rendimento e desenvolvimento dos estudantes no Ensino Superior: Construção/validação do questionário de vivências académicas*. Braga: Universidade do Minho, Centro de Estudos em Educação e Psicologia.
- Almeida, L. S., Soares, A. P., & Gisande, M. A. (Coords.) (2005). *Psicologia e Educação*, 4, 2.
- Bean, J. P., & Vesper, N. (1990). *Quantitative approaches to grounding theory in data: Using LISREL to develop a local model and theory of student attrition*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Boston, MA.
- Boulter, L. (2002). Self-concept as a predictor of college freshman academic adjustment. *College Student Journal*,

- June. Retrieved January 12, 2005 from http://www.findarticles.com/p/articles/mi_m0FCR/is_2_36/ai_89809974
- Boyer, R., Coridian, C., & Erlich, V. (2001). L'entrée dans la vie étudiant: Socialisation et apprentissages. *Revue Française de Pédagogie*, 136, 97-105.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- 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: Lawrence Erlbaum.
- Cabrera, A., Nora, A., & Castañeda, M. (1993). College persistence: Structural equations modeling test of an integrated model of student retention. *Journal of Higher Education*, 64, 2, 123-139.
- Chickering, A. W., & Reisser, L. (1993). *Education and identity* (2nd ed.). San Francisco: Jossey-Bass.
- Christie, N. G., & Dinham, S. M. (1991). Institutional external influences on social integration in the freshman year. *Journal of Higher Education*, 62, 4, 412-436.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 3, 309-319.
- De Ketele, J.-M. (2004). *La transition entre l'enseignement secondaire et l'université: Bilan d'un ensemble de recherches*. Conferência não publicada proferida no Seminário Transição, adaptação e rendimento acadêmico de jovens no Ensino Superior, Universidade do Minho, Braga.
- Dias, M. G., & Fontaine, A. M. (2001). *Tarefas desenvolvimentais e bem-estar de jovens universitários*. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian.
- 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*. Simpósio conduzido no 1º Congresso Brasileiro de Avaliação Psicológica e IX Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, Campinas, SP, Brasil.
- Diniz, A. M. (2004). Escala de Determinantes da Escolha de Curso. In L. S. Almeida, M. R. Simões, M. M. Gonçalves, & C. Machado (Coords.), *Avaliação psicológica: Instrumentos validados para a população portuguesa* (Vol. 2, pp. 71-86). Coimbra: Quarteto.
- 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., & Almeida, L. S. (Orgs.) (2006). Aprendizagem e desenvolvimento dos estudantes no Ensino Superior. *Análise Psicológica*, 24, 1.
- 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., & 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.
- Garson, G. D. (1998). *Structural equation modeling*. Retrieved February 12, 2006 from www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/structur.htm
- 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.
- Holmbeck, G., & Wandrei, M. (1993). Individual and relational predictors of adjustment in first-year college students. *Journal of Counseling Psychology*, 40, 1, 73-78.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparametrized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 4, 424-453.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1, 1-55.
- Ishler, C. (2003). *Friendsickness and female students: Helping them adjust to college*. Paper presented at the Annual Meeting of the American College Personnel Association, Minneapolis. Retrieved January 15, 2005 from http://www.eurekaalert.org/pub_releases/2003-08/ps-af080803.php
- 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. (1987). Family ties and leaving home for college: Recent findings and implications. *Journal of College Student Personnel*, 28, 5, 438-442.
- 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.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- 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.
- Lopez, F., & Gormley, B. (2002). Stability and change in adult attachment style over the first-year college transition: Relations to self-confidence, coping, and distress patterns. *Journal of Counseling Psychology*, 49, 3, 355-364.
- 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.
- Medalie, J. (1981). The college years as a mini-life cycle: Developmental tasks and adaptive options. *JACHA*, 30, 75-79.
- Myers, E. (1981). A comparative analysis of persisters, permanent dropouts, dropouts who transfer and stopouts at

- St. Cloud State University. *Dissertation Abstracts International*, 42, 105A.
- 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.
- Pinheiro, M., & Ferreira, J. (1995). Inventário de Desenvolvimento da Autonomia. In L. S. Almeida, M. R. Simões, & M. M. Gonçalves (Eds.), *Provas psicológicas em Portugal* (Vol. 1, pp. 271-285). Braga: APPORT.
- Ribeiro, M. C., Diniz, A. M., & Costa, J. C. (2006). Validação cruzada da estrutura factorial do *Death Anxiety Questionnaire (DAQ)* para idosos. In C. Machado, L. S. Almeida, M. A. Guisande, M. Gonçalves, & V. Ramalho (Orgs.), *Avaliação psicológica: Formas e contextos* (Vol. 11, pp. 99-108). Braga: Psiquilíbrios.
- Rodriguez, N., Mira, C., Myers, H., & Moris, J. (2003). Family or friends: Who plays a greater supportive role for latino college students? *Cultural Diversity and Mental Health*, 9, 3, 236-250.
- Santos, C. (2003). *Vinculação, estudo e aprendizagem*. Coimbra: Quarteiro.
- 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 variable analysis* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 2, 173-180.
- Tinto, V. (1993). *Leaving college: Rethinking the causes and cures of student attrition* (2nd ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Ullman, J. B. (2000). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick, & L. S. Fidell, *Using multivariate statistics* (4th ed., pp. 653-771). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Vieira, C., & Diniz, A. M. (2006). Validação cruzada do Inventário Clínico de Auto-Conceito para idosos. In C. Machado, L. S. Almeida, M. A. Guisande, M. Gonçalves, & V. Ramalho (Orgs.), *Avaliação psicológica: Formas e contextos* (Vol. 11, pp. 865-872). Braga: Psiquilíbrios.
- Woosley, S. (2003). How important are the first few weeks of college? *College Student Journal*, June. Retrieved January 12, 2005 from http://www.findarticles.com/p/articles/mi_mOFRCR/is_2_37/ai_103563744