

Integração universitária e rendimento académico¹

António M. Diniz*

Maria Susana Pinto

Resumo: Com este artigo pretendemos apreciar acerca da influência do género, do local de residência, da nota de candidatura ao Ensino Superior, da procura de suporte parental e da integração social na instituição (equilíbrio emocional; satisfação consigo e com os pares) sobre o rendimento académico. O modelo que representava estas relações foi testado de forma estritamente confirmatória e através da análise de trajectórias (*LISREL8-SIMPLIS*). O estudo foi realizado junto de uma amostra de estudantes do 1º ano da Universidade do Algarve ($N = 249$). Os estudantes que mais dificuldades tiveram de integração social na instituição foram os do género feminino e os deslocados da sua residência habitual. A procura de suporte parental e o equilíbrio emocional mostraram ser variáveis intervenientes relevantes no modelo. O rendimento académico somente foi predito pela nota de candidatura ao Ensino Superior.

Palavras-chave: Integração universitária; Estudantes do 1º ano; Rendimento académico; Análise de trajectórias.

College integration and academic performance

Abstract: With this article we pretend to evaluate the effects of gender, place of residence, college entrance grade, demand of parental support and college social integration (emotional equilibrium; self and peer satisfaction) on academic performance. The model that represents those relations was tested in a strictly confirmatory way and through path analysis (*LISREL8-SIMPLIS*). The study was conducted with first-year students of the Universidade do Algarve ($N = 249$). Female students and those living outside their usual place of residence denoted difficulties in college social integration. The demand of parental support and the emotional equilibrium showed their relevance as intervenient variables in the model. The academic performance was only predicted by college entrance grade.

Keywords: College integration; First-year students; Academic performance; Path analysis.

Introdução

A transição para o Ensino Superior, enquanto fenómeno que envolve uma ruptura de contexto social de vida, coloca tarefas adaptativas próprias que exigem o

desempenho de novos papéis aos estudantes. A análise desta ruptura de contexto permitiu a De Ketele (2004) distinguir três tipos de populações de estudantes que merecem uma atenção e um acompanha-

* Instituto Superior de Psicologia Aplicada (ISPA), 1149 Lisboa. E-mail: antonio.diniz@ispa.pt

¹ Artigo realizado a partir dos resultados obtidos no âmbito dos trabalhos conducentes à realização de dissertação de mestrado do segundo autor, supervisionados pelo primeiro autor.

mento diferenciados: os que conseguiram adaptar-se muito rapidamente às exigências da vida universitária e, no extremo oposto, aqueles que se mostraram bastante mal preparados para responder a essas exigências; entre estes dois grupos, temos os chamados “estudantes em risco”, que podem facilmente ultrapassar a fronteira entre o sucesso e o insucesso.

Este insucesso, por seu lado, pode ser visto em termos de rendimento académico, das classificações obtidas, ou de abandono dos estudos (Diniz, 2005). Em todo o caso, contribuindo, directa ou indirectamente, para estes fenómenos, encontramos uma constelação de factores (individuais e contextuais) comuns relacionados com o ajustamento dos estudantes às mudanças impostas pelo novo nível de ensino (Pascarella, 1991). Os recursos individuais são mobilizados por um novo contexto de vida numa fase do desenvolvimento com problemáticas específicas em termos normativos (Chickering & Reisser, 1993; Costa, 1991; Dias & Fontaine, 2001; Erikson, 1968; Levinson, 1986). E a resposta às tarefas sociais e académicas colocadas por um nível de ensino mais exigente pode constituir-se num desafio para o qual alguns jovens podem não estar preparados, desencadeando perturbações psicológicas e comportamentais (Bell, McDevitt, Rott, & Valério, 1994; Diniz, 2005; Kenny, 1990; Holmbeck & Wandrei, 1993; Lopez & Gormley, 2002; Soares, 2003). Compete, entretanto, às instituições de Ensino Superior promover a adaptação dos estudantes às exigências e desafios que lhes são colocados (Diniz, 2005).

Em traços gerais, podem agrupar-se as variáveis da integração no Ensino Superior em três componentes interrelacionadas. Uma, relativa às características que os estudantes possuem quando transitam para este nível de ensino (e.g., género e ren-

dimento escolar no Ensino Secundário: Almeida et al., 2004; Bean, 1985; Diniz, 2005; Holmbeck & Wandrei, 1993; Soares, 2003; Tinto, 1993).

Outra, relativa ao contexto extra-institucional (e.g., relação/suporte familiar e local de residência: Bean, 1985; Christie & Dinham, 1991; Diniz, 2005; Kenny, 1987, 1990; Kenny & Donaldson, 1991; Soares, 2003; Soares, Guisande, Diniz, & Almeida, no prelo). Convém referir que as relações de amizade pré-universitárias parecem exercer uma maior influência na primeira etapa da integração na instituição, aquela da escolha de um curso/instituição, e não tanto quando os estudantes já a frequentam (Diniz, 2001).

Por último, temos a componente relativa à integração na instituição, a qual deve ser tomada nas suas vertentes pessoal (e.g., equilíbrio emocional e bem-estar: Almeida et al., 2004; Bell et al., 1994; Diniz, 2005; Diniz & Almeida, 2005; Soares, 2003; Soares et al., no prelo), social (e.g., relacionamento interpessoal com pares e professores: Astin, 1997; Bean, 1985; Bell et al., 1994; Diniz, 2005; Diniz & Almeida, no prelo; Soares, 2003; Terenzini, Pascarella, & Blimling, 1996; Tinto, 1993) e académica (e.g., aprendizagem e rendimento: Almeida et al., 2004; Arias, Cabanach, Pérez, & González-Pienda, 1998; Astin, 1997; Diniz, 2005; Soares, 2003; Soares et al., no prelo; Terenzini et al., 1996). Entretanto, para a vertente social da integração na instituição, coloca-se a *nuance* de, no nosso País, o relacionamento com os professores somente assumir relevância em fases avançadas do percurso académico dos estudantes (Diniz & Almeida, 2005).

Através do recurso à modelização de equações estruturais (Diniz, 2003; Jöreskog & Sörbom, 1993a,b; Schumacker & Lomax, 1996), formalizámos um modelo hipotético de representação isomórfica da

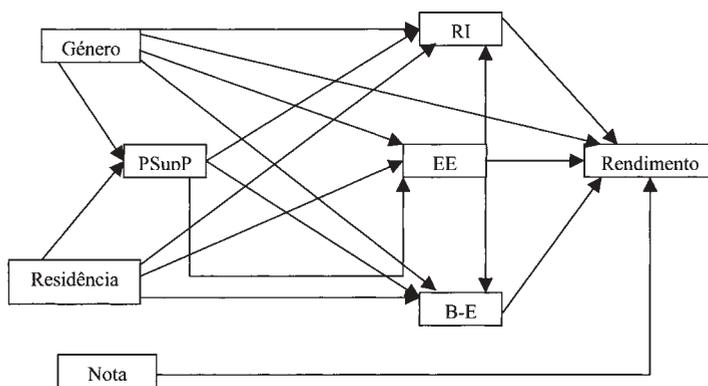
influência do género, do local de residência e da nota de candidatura ao Ensino Superior (variáveis exógenas), sobre a procura de suporte parental (Diniz & Pinto, em preparação), a integração social na instituição (Diniz & Almeida, 2005) e o rendimento académico (variáveis endógenas). Tal como se pode aferir pela inspecção do diagrama (Figura 1), trata-se de um Modelo Preditor do Rendimento Académico (MPRA) que contempla efeitos directos e indirectos entre preditores e critérios, sendo que apenas o local de residência e a procura de suporte parental não exercem um efeito directo sobre o rendimento.

de conveniência) da Universidade do Algarve (leque etário = 17-23; $M = 18$), pertencentes a diversos cursos (humanidades e ciências e tecnologias), que se enquadravam no tipo “tradicional” de estudante universitário (Diniz, 2001) e que obtiveram classificações nas disciplinas do 1º semestre. A amostra era maioritariamente composta por estudantes do género feminino (68.7%) e que se encontravam deslocados da sua residência habitual (67.1%).

Instrumentos

Para operacionalizar as variáveis do modelo relativas à integração social na

Figura 1. Modelo Preditor do Rendimento Académico (MPRA)



Legenda. Nota = nota de candidatura; PSuP = procura de suporte parental; EE = equilíbrio emocional; RI = relacionamento interpessoal com os pares; B-E = bem-estar pessoal.

Este modelo foi testado junto de uma amostra de estudantes do primeiro ano da Universidade do Algarve, recorrendo à análise de trajectórias (*path analysis*: Jöreskog & Sörbom, 1993a; Schumacker & Lomax, 1996).

Método

Amostra

Colaboraram voluntariamente neste estudo 249 estudantes do 1º ano (amostragem

instituição foi utilizada a Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES: Diniz & Almeida, 2005). Tida como um instrumento de rastreio rápido; (*brief screening*), ela é composta por 10 itens de resposta tipo-*likert* de cinco pontos; desde (1) “discordo totalmente” até (5) “totalmente de acordo”.

A estrutura factorial tridimensional e hierárquica da EISES foi testada através da análise factorial confirmatória (AFC), com uma amostra de conveniência de 447

estudantes do 1º ano da Universidade do Minho. A escala integrou uma dimensão mais de ordem clínica, o “equilíbrio emocional” (3 itens: e.g., “tenho-me sentido irritável, nestes tempos de Universidade”), para além de duas outras relacionadas com a “satisfação consigo e com os outros”: o “relacionamento interpessoal com pares” (3 itens: e.g., “tive dificuldade em criar um grupo de colegas, nesta minha nova vida de estudante”) e o “bem-estar pessoal” (4 itens: e.g., “tenho andado fraco(a) e/ou mal alimentado(a), nestes tempos de Universidade”). O “equilíbrio emocional” foi o melhor representante da “integração social no Ensino Superior”, logo seguido do “relacionamento interpessoal com pares” e do “bem-estar pessoal”. A consistência interna da EISES foi de $\alpha = .86$ e, para as dimensões, foi de: $\alpha = .62$, para o “bem-estar pessoal”; $\alpha = .66$, para o “relacionamento interpessoal com pares”; e, $\alpha = .87$, para o “equilíbrio emocional”.

O processo de validação factorial da EISES foi replicado com os participantes no presente estudo, acrescidos de outros 14 que não foram avaliados no final do 1º semestre, mais um que não respondeu a certas questões de caracterização sócio-demográfica (Pinto, 2005). Note-se que, por estas razões, esses 15 estudantes foram excluídos da amostra do presente estudo. Nesse estudo obtivemos resultados idênticos aos do estudo original na AFC, ainda que o item “tenho andado triste, nestes tempos de Universidade” da dimensão “equilíbrio emocional” da EISES tenha sido substituído pelo item “às vezes sinto vontade de chorar, nesta minha nova vida de estudante”. Também obtivemos resultados idênticos aos do estudo original quanto à consistência interna da EISES ($\alpha = .83$) e das suas dimensões: $\alpha = .60$, para

o “bem-estar pessoal”; $\alpha = .69$, para o “relacionamento interpessoal com pares”; e, $\alpha = .83$, para o “equilíbrio emocional”. Para operacionalizar a variável “procura de suporte parental”, recorreremos à Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESRE-U: Diniz & Pinto, em preparação; Pinto, 2005). Esta escala, também tida como um instrumento de rastreio, é composta por 8 itens de resposta tipo-*likert* de cinco pontos; desde (1) “discordo totalmente” até (5) “totalmente de acordo”.

A estrutura factorial bidimensional e hierárquica da escala foi testada através da AFC com os mesmos participantes do estudo de validação cruzada da EISES antes referido, e a dimensão “procura de suporte parental” apresentou uma consistência interna de $\alpha = .70$ (4 itens: e.g., “nestes tempos de Universidade, tenho recorrido aos meus pais para me ajudarem a resolver problemas pessoais”).

Procedimento

A recolha de dados decorreu em sala de aula (teórico-práticas; por forma a abranger o maior número de estudantes possível), após apresentar aos estudantes os objectivos do estudo e garantir a confidencialidade da informação por eles fornecida. Os dados foram inseridos e inicialmente tratados no *SPSS 13.0 for Windows*. Os valores omissos tiveram um tratamento *listwise*, excluindo-se um estudante dos 250 que integrariam a amostra. Operacionalizámos o “género” através das notações 1, para o feminino, e 2, para o masculino. Para a “residência” tomámos as notações 1, para os estudantes deslocados da sua residência habitual, e 2, para os não deslocados. Para a “nota” considerámos as notas de candidatura ao Ensino Superior obtidas pelos estudantes. Para o “rendimento” multiplicámos o número

de cadeiras em que os estudantes foram aprovados pela média das classificações obtidas nas mesmas e dividimos o resultado pelo número de cadeiras existente no primeiro semestre do respectivo curso. Para os constructos, tomados enquanto variáveis observadas no modelo, multiplicamos os resultados obtidos nos itens (os negativamente conotados foram inversamente cotados) pela saturação dos mesmos (peso ou carga factorial) na respectiva dimensão (conforme resultados das AFC dos instrumentos) e calculamos a média destas notas para cada dimensão. Depois de tratados os *outliers*, conforme o sugerido por Tabachnick e Fidell (2000), os dados foram trabalhados no *PRELIS2* (Jöreskog & Sörbom, 1993b) que, inexistindo problemas de colinearidade, calculou a matriz de variância/covariância (adiante covariância) assintótica das correlações policóricas dos mesmos. Esta foi lida e trabalhada pelo *LISREL8-SIMPLIS*, recorrendo ao método de estimação dos mínimos quadrados ponderados (*weighted least squares, WLS*) (Jöreskog & Sörbom, 1993a,b). Ainda que as variáveis endógenas do modelo fossem de “métrica forte” (Diniz, De Abreu, & Almeida, 1999), recorreu-se a este método de estimação, dada a não-normalidade multivariada dessas variáveis. O teste de identidade do modelo foi realizado seguindo uma lógica “estritamente confirmatória” (Jöreskog & Sörbom, 1993a), considerando a significância da estatística χ^2 e resultados obtidos nos seguintes índices de ajustamento: *CFI* (*comparative fit index*: Bentler, 1990), *RMSEA* (*root mean square error of approximation*: Browne & Cudeck, 1993; Steiger, 1990) e *ECVI* (*expected cross-validation index*: Browne & Cudeck, 1993). Através do χ^2 procuramos saber se não existiam diferenças, estatisticamente

significativas, entre S , matriz de covariância dos dados observados (da amostra), e Σ_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, testamos 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 χ^2 não significativo ($p > .05$) é indiciador de um bom ajustamento, isto é, que S e Σ_0 não são estatisticamente diferentes.

Através do *CFI* avaliámos o quanto melhor era o ajustamento de Σ_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, recorreremos ao *RMSEA* para lidar com o problema do χ^2 , assim como do *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 poderemos apreciar o erro de aproximação (discrepância, afastamento ou desajustamento) entre a matriz de covariância estocástica do modelo Σ_0 e $\Sigma(\gamma_0)$. Esta última é a matriz de covariância não-estocástica que representa o melhor ajustamento do modelo a Σ_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, testamos a hipótese de Σ_0 satisfazer o modelo, que é formalmen-

te traduzível por H_0 : existe um valor populacional do parâmetro vectorial γ_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 1º ano da Universidade do Algarve relativa à amostragem dos 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 contém 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 $ECVI$ 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 1º 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. Esta análise fornece-nos indicações acerca da parcimónia do modelo e da sua qualidade de aproximação na população. Existe, ainda, a possibilidade de apreciar a precisão do $ECVI$

estimado, considerando um IC de 90%. Se o limite superior do intervalo for superior ao *ECVI* do modelo saturado e se o limite inferior do intervalo 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 intervalo for inferior ou igual ao *ECVI* do modelo saturado, isso indica uma boa aproximação na matriz de covariância que seria obtida numa outra amostra da mesma dimensão.

As relações entre o conjunto das variáveis observadas do modelo foram testadas, recorrendo à técnica estatística de inferência preditiva designada análise de

sobre as respectivas variáveis critério. Atendemos, também, à relação entre os resultados obtidos para a quantidade de variância das diversas variáveis endógenas do modelo que era bem captada pelos respectivos preditores (R^2 , coeficientes de determinação parcial), nomeadamente para a variável “rendimento” (R^2 , coeficiente de determinação do modelo).

Resultados

Na Quadro 1 apresentamos as estatísticas descritivas e o teste de normalidade dos resultados nas variáveis de métrica forte do modelo hipotético em apreciação (MPRA).

Quadro 1
Testes de normalidade univariada e multivariada dos resultados nas variáveis de métrica forte do MPRA

Variável	M	DP	Assimetria	z	p	Curtose	z	p
Nota	14.12	1.61	-.07	-.45	.656	-.51	-2.14	.032
PSupP	2.78	.53	-.40	-2.53	.011	-.33	-1.19	.236
EE	3.22	.92	-.46	-2.92	.004	-.45	-1.78	.076
RI	2.64	.57	-.64	-3.87	0.0	-.31	-1.06	.291
B-E	2.12	.46	-.47	-2.94	.003	-.29	-.99	.324
Rendimento	9.84	4.24	-.32	-2.04	.041	-1.18	-10.60	0.0
Multivariada	—	—	10.53	12.56	0.0	90.36	5.17	0.0

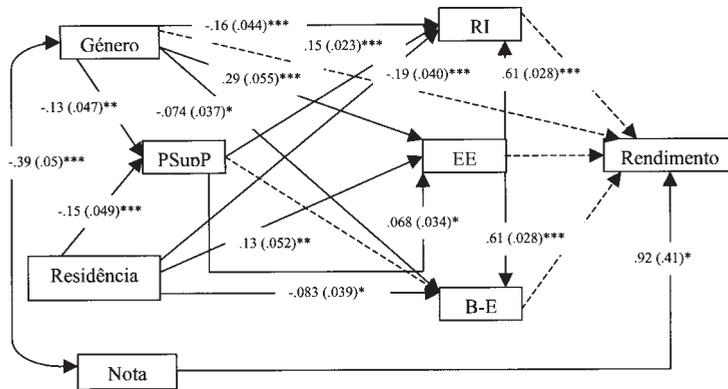
Legenda. Nota = nota de candidatura; PSupP = procura de suporte parental; EE = equilíbrio emocional; RI = relacionamento interpessoal com os pares; B-E = bem-estar pessoal.

trajectórias (*path analysis*: Jöreskog & Sörbom, 1993a; Schumacker & Lomax, 1996). Esta técnica lida com trajectórias traçadas a partir de coeficientes de correlação calculados sobre dados observados e com a estimação de coeficientes de regressão parcial standardizados para essas trajectórias (*path coefficients* ou pesos β). Para a análise substantiva do modelo, tomámos os β como indicadores de efeitos directos, de efeitos indirectos e do contributo relativo de ambos para os efeitos totais das variáveis predictoras

Como podemos observar no quadro, todas as variáveis apresentaram assimetria e/ou curtose significativas, com consequências ao nível da normalidade multivariada. Quanto à não-normalidade univariada destacamos, em particular, as variáveis “rendimento”, que foi a única com problemas tanto de assimetria como de curtose (platicúrtica), e “nota”, que apresentou idênticos problemas de curtose.

Os resultados obtidos no teste do MPRA são apresentados na Figura 2 (página seguinte).

Figura 2. Teste do MPRA (* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$)



Legenda. Nota = nota de candidatura; PSuP = procura de suporte parental; EE = equilíbrio emocional; RI = relacionamento interpessoal com os pares; B-E = bem-estar pessoal; setas contínuas = efeitos directos estatisticamente significativos; setas a tracejado = efeitos directos não estatisticamente significativos; seta com duplo sentido = correlação estatisticamente significativa; (erro-padrão).

$$\chi^2 (7, N = 249) = 8.39, p = .30; CFI = 1.00$$

$$RMSEA = .028, IC de 90\% = 0.0 ; .087, p (RMSEA < .05) = .66$$

$$ECVI = .27, IC de 90\% = .27 ; .32, ECVI modelo saturado = .29$$

Na Figura 2 verificamos que os resultados obtidos para os índices relativos ao teste de identidade do MPRA mostraram que ele estava bem ajustado aos dados empíricos e representava uma razoável aproximação na população. 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 χ^2 ser baixo ($p > .05$), do valor do *CFI* ser $>.95$, do vector que representava o limite inferior do IC de 90% do *RMSEA* passar pela origem (0.0) e da probabilidade do *RMSEA* $<.05$ ser $>.50$, indicarem um bom ajustamento do modelo.

Em termos substantivos, e como se observa no diagrama (Figura 2), existiu uma relação de covariância entre as variáveis “género” e “nota”, o que reflecte um desequilíbrio na amostra, apresentando o grupo de estudantes de género feminino um maior número de ingressos no Ensino Superior com notas de candidatura mais elevadas.

Verificamos, também, que o efeito directo do “género” sobre o “rendimento” foi irrelevante. Quanto às restantes variáveis, o “género” revelou-se como melhor preditor do “equilíbrio emocional” (“EE”), do que da “PSuP”, do “relacionamento interpessoal com os pares” (“RI”) e do “bem-estar pessoal” (“B-E”). Entretanto, a “residência” revelou ser um melhor preditor do “RI”, do que da “PSuP”, do “EE” e do “BE”. Por último, somente a “nota” foi relevante para o “rendimento”. Apresentamos, seguidamente, os resultados dos efeitos totais relevantes obtidos no teste do MPRA, discutindo os casos

em que houve amplificação dos efeitos directos pelos indirectos e os em que os efeitos indirectos mitigaram os directos. Foram os estudantes do género feminino aqueles que mais “PSupP” [$\beta=-.13$ (.05); $t(248)=-2.78$, $p<.01$] e apresentaram um “EE” mais frágil [$\beta=.28$ (.05); $t(248)=5.20$, $p<.001$]. Entretanto, o efeito indirecto do “género” sobre o “RI” [$\beta=.15$ (.04); $t(248)=4.21$, $p<.01$], considerando a interveniência da “PSupP” e do “EE”, mitigou o efeito directo (Figura 2), reduzindo a diferença, quanto ao “RI”, entre estudantes do género masculino e do feminino, favorável aos últimos, de tal forma que o efeito total entre essas duas variáveis foi irrelevante. O efeito de mediação destas duas variáveis remeteu para um pior “RI” dos estudantes do género feminino. Note-se, ainda, que o “EE” também funcionou como variável interveniente entre o “género” e o “B-E” [$\beta=.16$ (.03); $t(248)=4.83$, $p<.001$], reduzindo a diferença, quanto ao “B-E”, entre estudantes do género masculino e feminino, favorável aos últimos (Figura 2), de tal forma que o efeito total entre essas duas variáveis foi irrelevante. O efeito de mediação do “EE” remeteu para um pior “B-E” dos estudantes do género feminino. Foram os estudantes deslocados aqueles que apresentaram um “EE” mais frágil [$\beta=.12$ (.05); $t(248)=2.35$, $p<.05$], uma maior facilidade em estabelecer “RI” [$\beta=-.14$ (.05); $t(248)=-2.89$, $p<.01$] e que mais “PSupP” [$\beta=-.15$ (.05); $t(248)=-3.17$, $p<.001$]. Entretanto, o efeito indirecto da “residência” sobre o “B-E” [$\beta=.07$ (.03); $t(248)=2.09$, $p<.05$], considerando a interveniência do “EE”, mitigou o efeito directo (Figura 2), reduzindo a diferença, quanto ao “B-E”, entre estudantes não deslocados e deslocados, favorável aos últimos, de tal forma que o efeito total entre essas duas variáveis foi irrelevante. O efeito

de mediação do “EE” remeteu para um pior “B-E” dos estudantes deslocados.

Foram os estudantes que mais “PSupP” os que apresentaram um melhor “EE” [$\beta=.07$ (.03); $t(248)=2.00$, $p<.05$], um melhor “B-E” [$\beta=.08$ (.02); $t(248)=3.88$, $p<.001$] e mais facilidade de “RI” [$\beta=.19$ (.03); $t(248)=7.10$, $p<.001$]. Entretanto, o efeito indirecto da “PSupP” sobre o “RI” [$\beta=.04$ (.02); $t(248)=1.98$, $p<.05$], considerando a interveniência do “EE”, amplificou o efeito directo (Figura 2), acentuando a diferença, quanto ao “RI”, entre aqueles que mais “PSupP” e os que não procuraram tanto esse suporte, favorável aos primeiros. Note-se, ainda, que o “EE” também funcionou como variável interveniente entre a “PSupP” e o “B-E” [$\beta=.04$ (.02); $t(248)=1.99$, $p<.05$], amplificando o efeito directo, que era irrelevante (Figura 2), de tal forma que o efeito total passou a ser relevante.

Foram os estudantes que apresentaram um “EE” mais frágil aqueles que mais dificuldades tiveram no “RI” [$\beta=.61$ (.03); $t(248)=21.95$, $p<.001$] e que manifestaram um pior “B-E” [$\beta=.61$ (.03); $t(248)=21.77$, $p<.001$].

Por fim, o único efeito relevante sobre o “rendimento” foi o exercido pela “nota” [$\beta=.92$ (.41); $t(248)=2.28$, $p<.05$], o que indica que os estudantes com “nota” mais elevada tiveram melhor “rendimento”. Note-se que estas variáveis tinham problemas de normalidade (Quadro 1: curvas platicúrticas), o que levou a que um $\beta=.92$ unicamente alcançasse um nível mínimo de significância (cinco para 100).

Quanto aos coeficientes de determinação das variáveis endógenas do modelo obtivemos: para a “PSupP”, $R^2=.043$; para o “EE”, $R^2=.099$; para o “B-E”, $R^2=.35$; para o “RI”, $R^2=.39$; e, por fim, para o “rendimento”, $R^2=.90$. Todavia, este elevado coeficiente de determinação do

modelo ($R^2=.90$) deve ser relativizado, devido aos já referidos problemas de normalidade da “nota” e do “rendimento”.

Discussão e conclusão

Neste trabalho testámos um modelo preditor do rendimento académico (MPRA) que revelou estar bem ajustado e representar uma razoável aproximação na população de estudantes universitários do primeiro ano. Devemos 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 do modelo apresentado, 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. Este processo de validação cruzada deverá, ainda, se possível, dado os constrangimentos inerentes ao contexto organizacional em que decorra, contemplar amostras mais abrangentes do que a nossa, a qual só incluiu estudantes que frequentaram as aulas em que decorreu a recolha dos dados e que foram avaliados no final do 1º semestre. Uma amostragem aleatória estratificada por cursos ou áreas de estudos cumpriria cabalmente este desígnio.

Em síntese, o modelo é plausível para representar as relações entre variáveis da transição para o Ensino Superior e o

rendimento académico em estudantes do 1º ano da Universidade do Algarve que, no início do ano lectivo, se encontrem a frequentar as aulas, que apresentem características sócio-demográficas idênticas às dos nossos participantes e que tenham obtido classificações nas disciplinas do 1º semestre. Convém, entretanto, referirmos que com os constructos do modelo operacionalizados com outros instrumentos ou com outra forma de cálculo das notas para eles obtidas (e.g., regressão das notas factoriais dos itens: Jöreskog & Sörbom, 1993a) outros resultados poderão surgir, ainda que não muito diversos dos agora encontrados. Isto também é válido para a operacionalização da variável rendimento (Almeida et al., 2004; Soares, 2003; Soares et al., no prelo).

Interessante seria verificar a invariância do MPRA em estudantes mais avançados nos estudos, designadamente no que respeita à procura de suporte parental. Acresce que, para estes estudantes, já se justificaria a inclusão do relacionamento interpessoal com os professores no modelo. Contudo, parece ser de considerar, em estudos posteriores, variáveis ligadas à aprendizagem dos estudantes, como, gestão do tempo (De Ketele, 2004) e aspectos cognitivo-motivacionais (Arias et al., 1998). É que elas poderão assumir um papel importante na mediação das relações entre as variáveis da integração social e o rendimento, tidas como irrelevantes, dados os resultados deste estudo, tornando-as relevantes. Por último, dado saber-se que a atmosfera social e cultural existente na instituição contribui para o envolvimento académico dos estudantes (Astin, 1997; Chickering & Reisser, 1993; Terenzini et al., 1996), e que a frequência de uma dada área de estudos influencia o seu rendimento (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. Tal não aconteceu no presente estudo, dada a reduzida dimensão da nossa amostra.

Em termos substantivos, a generalidade das restrições do modelo foram relevantes. E elas revelaram que os estudantes do género feminino e que se encontram deslocados da sua residência habitual são mais vulneráveis a eventuais efeitos nefastos da transição entre níveis de ensino, aliás em concordância com o encontrado em vários estudos com estas variáveis, realizados no nosso País (Almeida et al., 2004; Diniz, 2001; Soares, 2003; Soares et al., no prelo) e no estrangeiro (Bean, 1985; Holmbeck & Wandrei, 1993; Kenny, 1987; Tinto, 1993). As trajectórias académicas destes estudantes podem ser instáveis, enquadrando-os no tipo “estudantes em risco” (De Ketele, 2004). No caso dos estudantes do género feminino, eles apresentaram um equilíbrio emocional mais frágil, que tem efeitos nefastos tanto sobre o seu relacionamento interpessoal com os pares, quanto sobre o seu bem-estar pessoal. No caso dos estudantes deslocados o mesmo acontece, salvo para o relacionamento interpessoal com os pares. Podemos dizer a este propósito, e dada a maior procura de suporte parental destes estudantes, que os colegas desempenham um relevante papel de compensação da mudança no relacionamento com a família, induzida pelo afastamento espacial ocorrido. Isto relaciona-se com o consensualmente referido na literatura a propósito da importância do estabelecimento de relações com os colegas para a integração na instituição. Note-se que, segundo Solano e López (2000), a satisfação com os vínculos estabelecidos com pares é tão importante para os objectivos de vida presente dos estudantes, como para os seus objectivos de vida futura.

Também a consensualmente defendida importância do relacionamento dos estudantes com a família para a sua integração na instituição ficou patente neste estudo. Verificámos que a procura de suporte parental tem efeitos benéficos sobre o equilíbrio emocional, o bem-estar pessoal e o relacionamento interpessoal com pares.

Voltando ao equilíbrio emocional, reforçámos a crença, sustentada nos relatos dos profissionais que trabalham em serviços de aconselhamento aos estudantes (Bell et al., 1994), que ele deve ser considerado como chave da integração social na instituição, mesmo para os estudantes que não recorrem a esses serviços. Constatámos que o seu efeito sobre o bem-estar pessoal e o relacionamento interpessoal com os pares, remete para o facto de um frágil equilíbrio emocional colocar em risco a possibilidade de os estudantes se encontrarem satisfeitos consigo e com os colegas.

No estudo destacou-se, ainda, a importância da nota de candidatura ao Ensino Superior para o rendimento académico. Ela foi a única variável com efeito relevante sobre o rendimento, conforme já havia acontecido noutros estudos realizados entre nós com estudantes do primeiro ano (Almeida et al., 2004; Soares et al., no prelo). Os estudantes com bons resultados no Ensino Secundário têm uma grande probabilidade de alcançar bons resultados no Ensino Superior. De acordo com os autores, esta nota é mais do que um simples número, significando até que ponto os estudantes trazem consigo as “ferramentas” necessárias para o sucesso neste nível de ensino (e.g., hábitos de estudo; organização da matéria e apontamentos; gestão do tempo).

Estes resultados fazem-nos pensar que as instituições de Ensino Superior devem promover estratégias de acção que visem

a integração dos estudantes que acolhem nos seus cursos (Diniz, 2005), principalmente do género feminino e que se encontrem deslocados da sua residência habitual. Logo no início do seu percurso académico será benéfica a frequência de programas ou seminários centrados sobre o manejo de situações de risco (e.g., isolamento, gestão do quotidiano e hábitos alimentares); ou que visem a promoção da autonomia no relacionamento interpessoal (e.g., desenvolvimento de competências de negociação e manejo de conflitos, de comunicação e assertividade); ou sobre oportunidades de envolvimento nas actividades da instituição e na comunidade (e.g., familiarização com o trabalho desenvolvido por órgãos, serviços e agentes). Ishler (2003) defende que os seminários são meios ideais para professores e alunos criarem uma comunidade onde estes últimos possam discutir as suas experiências e sentimentos, procurando que sintam que alguém se preocupa com eles, que os seus sentimentos são perfeitamente normais e que a seu tempo irão sentir-se confortáveis no novo “mundo” que os rodeia. O envolvimento dos serviços de aconselhamento psicológico nestas acções acrescenta-lhes um carácter especializado, permitindo o acompanhamento de casos mais problemáticos. De acordo com Kenny e Donaldson (1991), os psicólogos que trabalham nestes serviços devem explorar as problemáticas relativas às relações familiares e as competências que os estudantes têm para lidar com a família.

Por último, os estudantes que vêm mal preparados do Ensino Secundário beneficiariam de programas sobre métodos de estudo ou sobre o estabelecimento de objectivos educacionais e de carreira, que deverão, tanto quanto o possível, ser postos em marcha antes do início do ano lectivo.

Referências bibliográficas

- Almeida, L., Gonçalves, A., Soares, A. P., Marques, A. P., Fernandes, E., Machado, C., Casal, M., & Vasconcelos, R. (2004). *Transição, adaptação e rendimento académico de jovens no Ensino Superior*. Relatório Final do Projecto, Universidade do Minho, Braga.
- Arias, A. V., Cabanach, R. G., Pérez, J. C. N., & González-Pienda, J. A. (1998). Variables cognitivo-motivacionales, enfoques de aprendizaje y rendimiento académico. *Psicothema*, 10, 2, 393-412.
- 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., & Valério, 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.
- 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*. 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.
- Costa, M. E. (1991). *Contextos sociais de vida e desenvolvimento da identidade*. Lisboa: INIC.
- De Ketele, J.-M. (2004). La transition entre l'enseignement secondaire et l'université: Bilan d'un ensemble de recherches. Conferência proferida no seminário *Transição, adaptação e rendimento académico de jovens no Ensino Superior*, Universidade do Minho, Braga.
- Dias, M., & Fontaine, A. (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. Comunicação apresentada no *Simposium* conduzido por M. E. Marques sobre *Predictabilidade: Questionamentos e aplicações*. 1º Congresso Brasileiro de Avaliação Psicológica e IX Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, promovido pelo IBAP, Pontifícia Universidade Católica de Campinas, Campinas, SP, Brasil.
- Diniz, A. M. (2005). *A Universidade e os seus estudantes: Um enfoque psicológico*. Lisboa: ISPA.
- Diniz, A. M., & Almeida L. S. (2005). A Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES): Metodologia de construção e validação. *Análise Psicológica, 23*, 4, 33-40.
- Diniz, A. M., De Abreu, J. G., & Almeida, L. S. (1999). Escalamento multidimensional de uma escala de dados de preferência. *Psicologica, 21*, 201-215.
- Diniz, A. M., & Pinto, S. (em preparação). *Escala de Suporte Relacional Extra-Universitário (ESRE-U): Metodologia de construção e validação*.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis*. New York: Norton.
- 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
- Holmbeck, G., & Wandrei, M. (1993). Individual and relational predictors of adjustment in first-year college students. *Journal of Counseling Psychology, 40*, 1, 73-78. Retrieved January 28, 2005, from EBSCOHost Academic Search Elite database.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparametrized model misspecification. *Psychological Methods, 3*, 4, 424-453.
- Ishler, C. (2003, Agosto 8). *Friend sickness and female students: Helping them adjust to college*. 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). *LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993b). *PRELIS2: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.

- 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. E. (1990). College senior's perceptions of parental attachment: 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. (1986). A conception of adult development. *American Psychologist*, 41, 1, 3-13.
- 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. Retrieved January 28, 2005, from EBSCOHost Academic Search Elite database.
- Pascarella, E. T. (1991). The impact of college on students: The nature of the evidence. *Review of Higher Education*, 14, 4, 453-466.
- Pinto, S. (2005). *Abandono e rendimento académico em estudantes do primeiro ano da Universidade do Algarve*. Dissertação de mestrado, ISPA, Lisboa.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Soares, A. P. (2003). *Transição e adaptação ao Ensino Superior: Construção e validação de um modelo multidimensional de ajustamento de jovens ao contexto universitário*. Dissertação de doutoramento não publicada, Universidade do Minho, Braga.
- 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*.
- Solano, A. C., & López, M^a del P. S. (2000). Objetivos de vida y satisfacción autopercebida en estudiantes universitarios. *Psicothema*, 12, 1, 87-92.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 2, 173-180.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2000). *Using multivariate statistics* (4th ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Terenzini, P. T., Pascarella, E. T., & Blimling, L. (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.