

ESCALA DE AJUSTAMENTO ESCOLAR: ESTRUTURA FATORIAL E CORRELATOS DEMOGRÁFICOS¹

Patrícia Nunes da Fonseca² – Universidade Federal da Paraíba

Valdiney V. Gouveia – Universidade Federal da Paraíba

Rildésia S. V. Gouveia – Centro Universitário de João Pessoa

Carlos Eduardo Pimentel – Universidade de Brasília

Ana Karla Silva Soares – Universidade Federal da Paraíba

RESUMO

O presente estudo procurou comprovar a estrutura fatorial da Escala de Ajustamento Escolar para a realidade brasileira. Participaram 249 estudantes de escolas públicas (49%) e particulares (51%) de João Pessoa, PB. A maioria era do sexo feminino (54,6%), com idades variando entre 11 e 20 anos ($m=14,6$; $dp=2,11$). Estes responderam à Escala de Ajustamento Escolar (EAE) e perguntas demográficas. Os resultados indicaram que o modelo com quatro componentes (dificuldades disciplinares, dificuldades acadêmicas, aspectos gerais sobre a escola e relacionamento com professores e estudantes) foi o mais adequado para a EAE. Por meio de uma MANOVA, verificou-se que houve diferença na pontuação dos participantes em relação aos componentes II (dificuldades acadêmicas) e IV (relacionamento com professores e estudantes), segundo a série e o tipo de escola, respectivamente. Concluiu-se que este é um instrumento adequado psicometricamente, sendo representado melhor por um modelo tetrafatorial.

Palavras-chave: Ajustamento; Escola; Validade fatorial; Escala.

SCHOOL ADJUSTMENT SCALE: FACTORIAL STRUCTURE AND DEMOGRAPHIC CORRELATES

ABSTRACT

This study aimed to test the factorial structure of the School Adjustment Scale (SAS) to the Brazilian milieu. Participants were 249 students from public (49%) and private (51%) school from João Pessoa (PB). Most of them were women (54.6%), with ages ranging from 11 to 20 years ($m=14.6$; $sd=2.11$). They answered the School Adjustment Scale and demographic questions. Results supported the four-components model (training difficulties, academic difficulties, general school aspects and relationship with teachers and students) for the SAS. A MANOVA analysis indicated difference in the participants' scores in the components II (academic difficulties) and IV (relationship with teachers and students) according to grade and type of school, respectively. In conclusion, the SAS is a psychometrically adequate instrument, being better represented by a four-components model.

Keywords: Adjustment; School; Factorial validity; Scale.

INTRODUÇÃO

A violência nas escolas tem crescido nos últimos anos, especialmente no seguimento juvenil, o que tem se tornado um problema social grave no contexto brasileiro (Abramovay & Rua, 2004). A propósito, estudos mostram aumento no número de estudantes que, corriqueiramente, destratam e ofendem professores e colegas (Birch & Ladd,

1997), recusam-se a cumprir normas da instituição escolar (Garcia, 1999) e apresentam comportamentos delituosos, além de fazer uso de drogas (Priuli & Moraes, 2007). Em consequência, crianças e jovens não estão alcançando níveis educacionais mínimos exigidos pela política de educação, o que tem gerado índices elevados de repetência e evasão escolar (Brasil/Inep, 2008).

O comportamento não-adaptado de estudantes não é um fenômeno específico do Brasil (Pacheco & Sisto, 2005), fazendo-se notar em diversos países, como China (Chen, Rubin & Li, 1997), Espanha (Ramirez, Herrera & Herrera, 2005), Estados Unidos (Gadd, 2000), Índia (Prakask & Coplan, 2007), Itália (Manetti & Schneider, 1996) e Portugal (Feitosa, Matos, Del Prette & Del Prette, 2005; Ferreira, Almeida & Soares, 2001). Isso preocupa, pois sugere a não-

¹ A presente pesquisa contou com o apoio do *CNPq* por meio de bolsas de Doutorado, Produtividade em Pesquisa e Iniciação Científica, concedidas ao primeiro, segundo e quinto autores, respectivamente. A terceira autora contou com bolsa de doutorado *REUNI/UFPA/CAPEL*. Os autores agradecem a estas instituições.

Contato:

² *E-mail:* patynfonseca@hotmail.com

efetivação dos quatro pilares da educação, reconhecidos pela Comissão Internacional sobre Educação para o século XXI, a saber: *aprender a conhecer, aprender a fazer, aprender a viver e aprender a ser* (UNESCO, 2008). Nesse marco, compreender o ajustamento escolar pode ser fundamental.

Em termos conceituais, o ajustamento escolar diz respeito às dificuldades acadêmicas e disciplinares dos jovens dentro da escola, assim como contempla as dificuldades nas relações interpessoais com seus colegas e professores (*Conduct Problems Prevention Research Group*, 1997). Kurdek, Fine e Sinclair (1995) estimam que esse construto pode ser representado por três dimensões principais: a) bom desempenho do estudante em tarefas acadêmicas que requerem grande esforço e persistência; b) habilidades cognitivas básicas; e c) comportamento não-desruptivo, revelando a extensão em que o estudante adere a regras sociais na sala de aula. De fato, o (des)ajustamento escolar compreende múltiplas facetas, refletindo o envolvimento positivo em atividades de aula, o comportamento inapropriado em classe, particularmente o comportamento disruptivo, que rompe com as regras sociais de um contexto específico, e a realização acadêmica percebida (Dubow, Tisak, Causey, Hryshko & Reid, 1991; Wentzel, 2003).

Aunola, Stattin e Nurmi (2000), em sua pesquisa com adolescentes de 14 e 15 anos de idade, observaram que os comportamentos mal-ajustados à escola estavam relacionados com baixa autoestima e externalização de comportamentos problemáticos. A propósito, existem também evidências de que alunos otimistas, que investem nível alto de esforço em uma atividade acadêmica, apresentam boa autoestima e mostram ter alta realização (Diener & Dweck, 1978). Esta, por sua vez, está positivamente correlacionada com o ajustamento de uma forma geral (Masten & Coatsworth, 1998; Roeser, Eccles & Sameroff, 1998). Por outro lado, estudantes que apresentam estratégias de comportamento mal-adaptadas tendem a ter baixo desempenho acadêmico e baixos níveis de realização (Diener & Dweck, 1978; Hurrelmann & Engel, 1992; Midgley & Urdan, 1995; Patterson, DeBaryshe & Ramsey, 1989; Vazsonyi & Flannery, 1997).

De acordo com Chen e cols. (1997), o ajustamento social, quando medido por meio de competência social, liderança e aceitação pelos pares, contribui para o desempenho acadêmico do

estudante. Esses autores advertem que o efeito dessas variáveis parece ser recíproco, isto é, o estudante que tem um desempenho acadêmico satisfatório, segundo os critérios do sistema educacional vigente, possivelmente apresenta-se ajustado ao contexto escolar; acontece o contrário com estudantes que têm um desempenho acadêmico insatisfatório. Parece que ter dificuldades de aprendizagem auxilia no baixo desempenho escolar, que, por sua vez, afeta o ajustamento social (Pacheco & Sisto, 2005). Desta feita, os estudantes que são menos habilidosos em determinadas áreas do conhecimento e mais lentos na execução das atividades apresentam erros mais frequentes nas tarefas e precisam, comumente, de mais explicações sobre assuntos abordados em sala de aula, evidenciando possivelmente problemas de adaptação acadêmica e disciplinar na escola.

A respeito do anteriormente exposto, Martini e Burochovitch (1999) afirmam que há associação direta entre dificuldade de aprendizagem e problemas de comportamento. Argumentam que a não-adaptação escolar pode ocorrer em razão de o estudante apresentar uma autopercepção negativa e um locus de controle predominantemente externo, o que o leva a atribuir o sucesso acadêmico a fatores externos e o fracasso a fatores internos (Ferreira & Marturano, 2002). No primeiro caso, caracteriza-se por atribuir o fraco desempenho à incompetência pessoal, apresentando normalmente sentimentos de vergonha e dúvidas sobre si mesmo, baixa autoestima e distanciamento das demandas da aprendizagem; no segundo, caracteriza-se por atribuir os problemas acadêmicos à influência externa e, assim, vivenciar sentimentos de raiva, hostilidade em relação aos outros, inferioridade e frustração, que se evidenciam em comportamentos socialmente pouco adaptados na escola.

Quando se analisam o ajustamento escolar e o gênero, os estudos indicam que há uma tendência de os meninos apresentarem mais problemas em termos acadêmicos e comportamentais do que as meninas (Pacheco & Sisto, 2005). Friedel, Marachi e Midgley (2002) destacam diferenças de gênero no que diz respeito às estratégias de realização, ajustamento escolar e comportamento problemático. Segundo esses autores, o uso de estratégias mal-adaptativas tem sido associado com externalização alta de comportamentos problemáticos (por exemplo, brigas, envolvimento com drogas) mais entre os meninos do que entre as meninas, que demonstram ser mais adaptadas, orientadas à tarefa, cooperativas

e capazes de estabelecer relacionamentos melhores com seus pais.

O aumento de problemas educacionais, ao menos nos Estados Unidos, tem se refletido não apenas na escola, mas também na sociedade como um todo. Por exemplo, estima-se que entre 12% e 30% das crianças em idade escolar nesse país vivenciem moderadamente problemas de saúde mental que interferem no ajustamento escolar (Gadd, 2000). De fato, a literatura aponta que problemas como ansiedade e depressão, vivenciados pelos estudantes, afetam sua saúde geral (Cassady & Johnson, 2002; Mckenzie & Tindell, 1993). Contudo, o ajustamento escolar não pode ser entendido como um traço, característico de um indivíduo ou grupo; é antes um estado, uma reação a contextos escolares e familiares específicos. Por exemplo, Manetti e Schneider (1996) verificaram que quanto maior o apoio social dos pais nas atividades da criança, melhor era seu ajustamento escolar.

Diante do explicitado, considerando o fato de o ajustamento e a adaptação escolar serem variáveis que respondem a contextos específicos, podendo ser modificadas em favor de maior ajustamento dos jovens, um requisito fundamental é conhecer sua magnitude. Portanto, é justificável todo empenho em construir e/ou adaptar medidas objetivas que avaliem construtos dessa natureza, permitindo conhecer seus correlatos e contar com indicadores específicos para avaliar a eficácia de estratégias de ação junto à comunidade escolar, visando minimizar, senão evitar, comportamentos desajustados neste âmbito. A propósito, procurou-se previamente adaptar uma medida desse tipo para o contexto brasileiro, denominada Escala de Ajustamento Escolar (Gouveia & cols., 2009), descrita a seguir.

Escala de Ajustamento Escolar: Parâmetros Psicométricos

O *Conduct Problems Prevention Research Group* (CPPRG) (1997), procurando medir o comportamento ajustado de estudantes estadunidenses, elaborou e reuniu evidências de validade fatorial e consistência interna da *Escala de Ajustamento Escolar* (*School Adjustment – Child Questionnaire*). Esse instrumento foi composto originalmente por vinte itens, que avaliavam a percepção dos jovens acerca de seu ajustamento à escola, cobrindo três componentes: I – *Dificuldades acadêmicas e disciplinares*, II – *Aspectos gerais sobre a escola e os professores* e III – *Relação com*

estudantes. Seus parâmetros psicométricos foram comprovados em amostra com 463 jovens com idades de 10 e 11 anos, observando-se coeficientes de consistência interna próximos a 0,70 (Corrigan, 2003).

Na adaptação dessa medida para o Brasil, Gouveia & cols. (2009) selecionaram dezessete itens que foram divididos em quatro componentes [alfa de Cronbach (α) entre parênteses]: I=*Dificuldades disciplinares* ($\alpha=0,72$), II=*Dificuldades acadêmicas* ($\alpha=0,65$), III=*Aspectos gerais sobre a escola* ($\alpha=0,59$) e IV=*Relacionamento com professores e estudantes* ($\alpha=0,57$). Esse conjunto de fatores explicou 44,5% da variância total; o fator geral, composto por todos os itens dessa escala, apresentou alfa de Cronbach de 0,78.

Diante desses resultados, embora a estrutura da EAE tenha se mostrado multifatorial nos contextos estadunidense (Corrigan, 2003) e brasileiro (Gouveia & cols., 2009), cabe especular se essa estrutura é mais adequada do que a unifatorial, reunindo todos os itens. A julgar pela consistência interna dos fatores específicos e do geral, esta solução é igualmente plausível. Considerando que os estudos realizados até então foram eminentemente exploratórios, decidiu-se realizar a presente pesquisa. Seu objetivo principal foi comprovar e comparar as estruturas com um, três e quatro fatores, checando a consistência interna dos fatores resultantes. Pretendeu-se, ainda, averiguar em que medida as pontuações do(s) fator(es) são afetadas por variáveis de natureza demográfica. A propósito, parece pertinente levantar alguns desses indicadores que, teoricamente, têm efeito no ajustamento escolar.

Correlatos Demográficos do Ajustamento Escolar

Seguramente, é possível identificar um número grande de correlatos demográficos do ajustamento escolar. Entretanto, três comumente mencionados na literatura são o sexo, a fase escolar e o tipo de escola, cujas evidências são apresentadas a seguir:

Sexo. De certo modo, previamente já se disse algo a respeito. Hallinger e Murphy (1986) afirmam que as meninas demonstram-se mais ansiosas do que os meninos, sobretudo na vida acadêmica. Elas internalizam seus sentimentos e, com isso, começam a experimentar níveis baixos de bem-estar subjetivo, que pode influenciar seu comportamento a ponto de indicar uma baixa adaptação escolar. Contrariamente, os meninos, que

vivenciam a ansiedade em menor proporção, parecem encobrir seus sofrimentos psicológicos por meio da externalização de comportamentos agitados. Portanto, isso sugere que o sexo pode interferir na forma como os jovens vão demonstrar seus problemas emocionais, refletindo potencialmente no seu ajustamento escolar.

Fase escolar. Gadd (2000) assinala que um correlato de desajustamento escolar é a transição entre ciclos escolares, isto é, do ensino fundamental para o ensino médio. Nesse caso, um dos fatores influentes é a fase de desenvolvimento; a adolescência instiga a necessidade de autoafirmação. Por outro lado, também se configura o aumento de responsabilidades acadêmicas, especialmente pelo acréscimo do número de matérias e exigências, já que os estudantes do ensino médio estão se preparando para o ingresso na universidade. Coerente com esses dados, Gouveia (2009) encontrou que o engajamento escolar é maior entre adolescentes, sobretudo aqueles com idades de 16 e 17 anos matriculados nas últimas séries do ensino médio.

Tipo de escola. O Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep, 2008), apresentando dados de levantamentos do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb), realizados nos anos 2005 e 2007 em todo o Brasil, demonstrou que as escolas públicas tiveram um aumento nos índices de desempenho dos alunos de todas as séries avaliadas (Ensino Fundamental 1º e 2º ciclo e Ensino Médio), enquanto as escolas particulares mostraram uma queda no 2º ciclo do Ensino Fundamental e no Ensino Médio, séries importantes na transição escolar e decisivas na formação do estudante. Embora tenha havido melhora nos índices da escola pública, a média dos alunos nas três faixas de ensino avaliadas continua abaixo daquela da escola particular. Isso pode revelar que a escola pública ainda necessita de investimentos na estrutura física e no corpo de profissionais; pode igualmente sinalizar que apesar de alguns alunos passarem para séries superiores, não demonstram condição pedagógica para tal, apresentando dificuldades de aprendizagem (Suehiro, 2006). Estas, com o passar do tempo, provavelmente tendem a aumentar, promovendo a baixa autoestima dos alunos e, em certos casos, a não-adaptação à escola, seguida comumente de evasão escolar.

De acordo com Demo (2007), tanto na escola pública como na particular os professores ministram aula e aplicam prova, funções próprias

do instrucionismo, isto é, reprodutivismo. Segundo esse autor, o que diferencia mais a escola pública da particular é que esta última, além de oferecer um espaço físico mais atrativo, com mais opções de atividades extracurriculares (por exemplo, balé, judô, xadrez), preocupa-se em cumprir com os dias letivos, na tentativa de melhorar os índices de aproveitamento escolar dos alunos em virtude de uma competitividade de mercado. Nesse sentido, responsabiliza os professores para desempenharem adequadamente essa tarefa, aspecto pouco frequente na escola pública.

A crise que se constata nas escolas não se restringe à aprendizagem, mas começa a tomar notoriedade quando a questão é comportamento indisciplinar. Segundo Ferreira (2009), a indisciplina escolar, isto é, o descumprimento das normas fixadas pela escola e sociedade, já era um fato comum das escolas públicas, mas está se tornando cada vez mais frequente nas escolas particulares, dado o tipo de relação do aluno como um cliente. Nesse caso, os alunos tornam-se o rei, aquele que manda, julga e intimida o professor. Isto corrobora o comportamento inadaptado do aluno na escola, prejudicando, sobremaneira, a aprendizagem, incentivando a formação de gangues e o uso de substâncias psicoativas (Zenaide & Baldacci, 2006).

Diante desse contexto, o presente estudo tem como objetivos (1) comprovar a estrutura fatorial da Escala de Ajustamento Escolar, testando diferentes modelos, e (2) conhecer correlatos demográficos do ajustamento escolar. Neste caso, especificamente, pretende-se conhecer se as pontuações em ajustamento escolar se diferenciam em função de sexo, fase (série) escolar e tipo de escola (pública ou particular) dos participantes do estudo.

MÉTODO

Participantes

Participaram desta pesquisa 249 estudantes de escolas públicas (49%) e particulares (51%) de João Pessoa, PB. Destes, 38,2% cursavam o segundo ano do ensino médio, 31,5% a oitava série e 30,1% a sexta série do ensino fundamental. A maioria era do sexo feminino (54,6%), com idades entre 11 e 20 anos ($m=14,6$; $dp=2,11$). Esta foi uma amostra de conveniência (não-probabilística), tendo participado os jovens que, presentes nas salas de aula selecionadas, concordaram em participar voluntariamente do estudo.

Instrumentos

Os participantes responderam a um livreto contendo informações demográficas (sexo, idade, série e tipo de escola) e à Escala de Ajustamento Escolar (EAE). Esta foi construída pelo *Conduct Problems Prevention Research Group* (CPPRG, 1997), tendo sido adaptada para o Brasil por Gouveia & cols. (2009). Compõe-se de dezessete itens distribuídos em quatro componentes: *dificuldades disciplinares* (por exemplo, item 1: “Os professores estão me marcando porque tenho quebrado as normas da escola”), *dificuldades acadêmicas* (por exemplo, item 2: “Tenho dado conta de minhas atividades escolares”), *aspectos gerais sobre a escola* (por exemplo, item 11: “Tenho gostado das novidades da escola”) e *relacionamento com professores e estudantes* (por exemplo, item 8: “Tenho tido dificuldade em fazer amigos”). Estes são respondidos em escala de cinco pontos, variando de 1 = *Completamente falso* a 5 = *Completamente verdadeiro*. Os coeficientes de consistência interna dos fatores específicos e do fator geral foram previamente informados.

Procedimento

Previamente à coleta de dados, contataram-se as direções das escolas, explicando a pesquisa e solicitando autorização, como responsáveis pelos jovens, para sua participação na pesquisa. Três pessoas, devidamente treinadas, ficaram responsáveis por esta aplicação. Após se apresentarem aos estudantes, estas solicitaram que os jovens respondessem, voluntariamente, aos instrumentos de pesquisa. A todos foi assegurado o anonimato de sua participação, indicando-se que não deveriam assinar ou colocar qualquer informação no questionário que os identificasse. A coleta foi realizada em contexto coletivo de sala de aula, porém os instrumentos foram respondidos individualmente. Em média, foram demandados 15 minutos para concluir sua participação no estudo.

Análise dos Dados

O pacote estatístico *AMOS* (versão 7) foi empregado para realizar a análise fatorial confirmatória, testando modelos fatoriais alternativos. Neste caso, tiveram-se como entrada as matrizes de variâncias-covariâncias, adotando-se o estimador *máxima verossimilhança* (ML). Os seguintes indicadores de ajuste foram considerados (Byrne, 2001; Garson, 2003):

O χ^2 (qui-quadrado), que testa a probabilidade de o modelo teórico se ajustar aos

dados; quanto maior este valor pior o modelo. Como pode ser afetado pelo tamanho da amostra, considera-se como mais adequada sua razão em relação aos graus de liberdade correspondentes ($\chi^2/g.l.$); valores entre 2 e 3 indicam um modelo teórico adequado, admitindo-se até 5.

O *Goodness-of-Fit Index* (GFI) e o *Adjusted Goodness-of-Fit Index* (AGFI) indicam a proporção de variância-covariância nos dados explicada pelo modelo. Os valores variam de 0 a 1, com aqueles na casa de 0,90 (ou mais) indicando ajuste satisfatório.

A *Root-Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA), com seu intervalo de confiança de 90% (IC90%), é um indicador de “maldade” de ajuste, isto é, valores altos sugerem um modelo não ajustado. Assume-se como ideal que o RMSEA se situe entre 0,05 e 0,08, aceitando-se valores de até 0,10.

O *Comparative Fit Index* (CFI) é um índice comparativo, adicional, de ajuste ao modelo, com valores mais próximos de 1 expressando melhor ajuste; admitem-se valores próximos a 0,90 ou superiores como expressando ajuste adequado.

O *Consistent Akaike Information Criterion* (CAIC) e o *Expected Cross-Validation Index* (ECVI) são indicadores empregados para avaliar a adequação de um modelo em relação a outro; valores mais baixos de CAIC e ECVI expressam o modelo correspondente com melhor ajuste. Complementarmente, a diferença entre os qui-quadrados ($\Delta\chi^2$) de dois modelos alternativos pode ser empregada para decidir acerca do mais ajustado; um valor $\Delta\chi^2$ com um $p < 0,05$ sugere melhor ajuste do modelo com menor qui-quadrado.

RESULTADOS

Análise Fatorial Confirmatória e Consistência Interna

Testou-se a estrutura fatorial da Escala de Ajustamento Escolar (EAE), considerando-se três modelos: (a) *Modelo 1*: unifatorial, com todos os itens saturando em um único fator; (b) *Modelo 2*: uma estrutura trifatorial, com três fatores de primeira ordem como teoricamente esperados e descritos previamente (CPPRG, 1997), correspondendo às *dificuldades acadêmicas e disciplinares, relações com outros estudantes e aspectos gerais sobre a escola e os professores*; e *Modelo 3*: tetrafatorial, com os quatro fatores descritos anteriormente na validação desta escala (Gouveia & cols., 2009), correspondendo às

dificuldades disciplinares, atividades acadêmicas, aspectos gerais sobre a escola e relacionamento

com professores e estudantes. Os resultados a respeito são mostrados na Tabela 1.

Tabela 1. Comparação de três modelos fatoriais da Escala de Ajustamento Escolar

Modelo	χ^2 (gl)	χ^2 / gl	GFI	AGFI	CFI	RMSEA (CI90%)	ECVI	CAIC	$\Delta\chi^2$ (gl)
1	671,44 (152)	4,42	0,77	0,71	0,48	0,12 (0,11; 0,13)	3,01	919,11	—
2	528,42 (149)	3,55	0,82	0,77	0,62	0,10 (0,09; 0,11)	2,46	795,63	43,02 (3)*
3	302,05 (98)	3,08	0,87	0,82	0,74	0,09 (0,08; 0,10)	1,52	549,72	226,37 (51)*

Notas. * $p < 0,001$. χ^2 =qui-quadrado, gl =graus de liberdade, GFI =Goodness-of-Fit Index, $AGFI$ =Adjusted Goodness-of-Fit Index, CFI =Comparative Fit Index, $RMSEA$ =Root-Mean-Square Error of Approximation, $CI90\%$ =intervalo de confiança de 90%, $ECVI$ =Expected Cross-Validation Index, $CAIC$ =Consistent Akaike Information Criterion, e $\Delta\chi^2$ =diferença entre os valores do qui-quadrado. Modelos: 1=Unifatorial, 2=Trifatorial e 3=Tetrafatorial.

De acordo com a Tabela 1, apesar de não reunir indicadores de ajuste excepcionais, o *modelo 3*, que descreve uma estrutura com os quatro componentes, mostrou-se o mais adequado, sendo estatisticamente superior ao *modelo 2* (três fatores) [$\Delta\chi^2$ (51)=226,37, $p < 0,001$], que, por sua vez, mostrou-se mais adequado que o *modelo 1* (unifatorial) [$\Delta\chi^2$ (3)=143,02, $p < 0,001$]. Claramente, a comparação dos $ECVIs$ e $CAICs$ dos três modelos corroboram a adequação do 3, que apresentou os menores valores. Os seguintes indicadores de ajuste foram observados para este modelo: χ^2 (98)=302,05, $p < 0,001$, $\chi^2/gl=3,08$, $GFI=0,87$, $AGFI=0,82$, $CFI=0,74$ e $RMSEA=0,09$ ($IC90\%=0,08-0,10$). A estrutura fatorial correspondente é apresentada na Figura 1.

Todas as saturações foram estatisticamente diferentes de zero ($\lambda \neq 0$; $z > 1,96$, $p < 0,05$). Calculou-se, ainda, para cada fator, sua consistência interna (alfa de Cronbach, α) e homogeneidade dos itens ($r_{i,t}$), observando-se os seguintes resultados: Fator I (*Dificuldades disciplinares*), $\alpha=0,76$ e $r_{i,t}=0,53$ (amplitude=0,43 a 0,62); Fator II (*Dificuldades acadêmicas*), $\alpha=0,66$ e $r_{i,t}=0,44$ (amplitude=0,41 a 0,47); Fator III (*Aspectos gerais da escola e relação com o professor*), $\alpha=0,58$ e $r_{i,t}=0,39$ (amplitude=0,30 a 0,46); e Fator IV (*Relacionamento com estudantes*), $\alpha=0,63$ e $r_{i,t}=0,38$ (amplitude=0,18 a 0,47). O conjunto de 17 itens apresentou alfa de

Cronbach de 0,77, com homogeneidade média de 0,35 (amplitude=0,19 a 0,51). Estes coeficientes de consistência interna foram comparados com aqueles do estudo de adaptação da EAE (Gouveia & cols., 2009), não tendo sido observadas diferenças estatisticamente significativas ($M_{H-W} < 2$, $p > 0,05$) (Kim & Feldt, 2008).

Em resumo, foram reunidas evidências de validade fatorial e consistência interna da Escala de Ajustamento Escolar. Apesar de seus indicadores de ajuste não terem sido excelentes, foram claramente melhores do que aqueles apresentados por dois outros modelos alternativos: unifatorial e trifatorial.

Ajustamento Escolar e Características Demográficas

Neste momento, tem-se o propósito de conhecer a influência de três variáveis demográficas em relação às pontuações dos participantes, a saber: sexo, série (6^a e 8^a séries do ensino fundamental e 2^o ano do ensino médio) e tipo de escola (pública vs. privada). Nesse sentido, realizou-se uma MANOVA considerando como variáveis-critérios os quatro componentes da Escala de Ajustamento Escolar. A variável *série* apresentou efeito principal [Λ de Wilks=0,93, $F(8,249)=2,10$, $p < 0,05$, tamanho do efeito=0,03], tendo os testes univariados indicado haver diferença exclusivamente em relação ao *Componente IV* [*relacionamento com estudantes*; $F(2,249)=3,51$, $p < 0,05$].

Especificamente, comparando os grupos (Teste *Post Hoc* de *Bonferroni*), constatou-se que os participantes do segundo ano do ensino médio pontuaram mais alto neste componente ($m=4,0$) do que o fizeram aqueles de oitava ($m=3,9$) e sexta ($m=3,5$) séries do ensino fundamental. Por sua vez, a variável *escola* apresentou efeito principal [λ de *Wilks*=0,96, $F(8,249)=2,49$, $p<0,05$, tamanho do

efeito=0,04], tendo os testes univariados indicado haver diferença exclusivamente em relação ao *componente II* [*dificuldades acadêmicas*; $F(1,249)=4,30$, $p<0,05$]. Especificamente, comparando os grupos (Teste *Post Hoc* de *Bonferroni*), constatou-se que os participantes de escola pública pontuaram mais alto neste componente ($m=3,3$) do que o fizeram aqueles de escola particular ($m=3,0$).

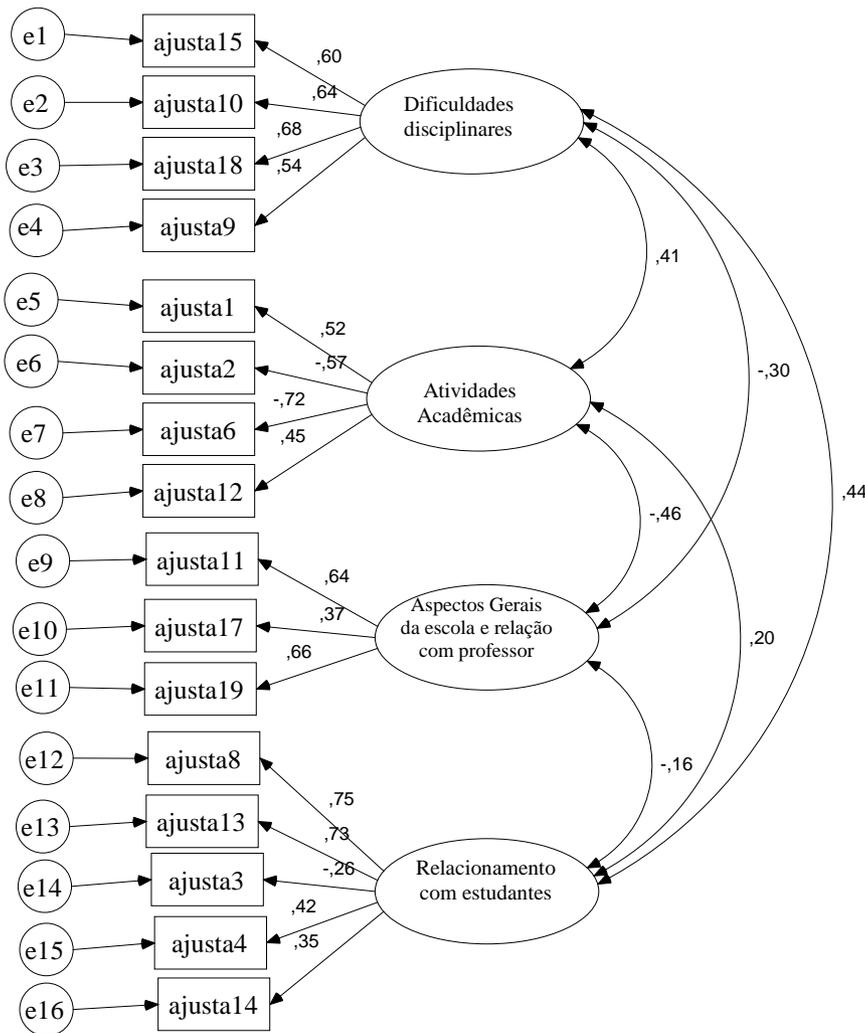


Figura 1 – Estrutura Fatorial da Versão Abreviada da EAE

Quanto aos efeitos de interação, observou-se entre *série* e *escola* [λ de *Wilks*=0,91, $F(8, 249)=2,52$, $p<0,05$, tamanho do efeito=0,04], sendo as diferenças observadas em relação a três componentes: *dificuldades*

disciplinares [$F(2,246)=6,30$, $p<0,01$], *dificuldades acadêmicas* [$F(2,246)=4,32$, $p<0,05$] e *relacionamento com estudantes* [$F(2,246)=3,04$, $p<0,04$]. Especificamente, comparando os grupos (Teste *Post Hoc* de *Bonferroni*), constatou-se que

em *dificuldades disciplinares* os participantes de escola pública e que cursavam o segundo ano de ensino médio pontuaram mais alto ($m=4,3$) do que aqueles de escola pública e cursando a oitava série ($m=4,2$). Em *dificuldades acadêmicas* os participantes de escola pública e que cursavam a oitava série pontuaram mais alto ($m=3,7$) do que o fizeram aqueles que de escola particular e cursando a sexta série ($M=3,4$). Por fim, em *relacionamento com estudantes* os participantes de escola pública e que cursavam o segundo ano do ensino médio pontuaram mais alto ($m=4,12$) do que aqueles de escola pública e cursando a oitava série ($m=4,11$).

DISCUSSÃO

Este estudo teve como objetivo principal comprovar a estrutura fatorial da Escala de Ajustamento Escolar, testando diferentes modelos alternativos e checando seus correlatos demográficos (sexo, série e tipo de escola). Apesar de estimar que este objetivo tenha sido alcançado, cabe apontar limitações potenciais do estudo. Por exemplo, a amostra foi de conveniência, não sendo representativa da população brasileira ou mesmo da paraibana. Contudo, vale ressaltar que não foi o propósito assegurar validade externa dos resultados (generalização), mas conhecer evidências de seus parâmetros psicométricos. Nesse sentido, a amostra atendeu ao critério mínimo de 200 participantes requeridos para análises estatísticas mais avançadas, a exemplo da análise fatorial confirmatória (Watkins, 1989). Assim, considerando-se a consistência dos resultados descritos com achados prévios, o presente estudo pareceu pertinente. Seus resultados principais são discutidos a seguir.

Estrutura Fatorial e Consistência Interna

Originalmente, a Escala de Ajustamento Escolar reúne três fatores principais (*Dificuldades disciplinares e acadêmicas*, *Aspectos gerais da escola e dos professores* e *Relacionamento com estudantes*) (CPPRG, 1997), resultado observado com jovens pré-adolescentes (10-12 anos) estadunidenses. Todavia, no contexto paraibano, análises exploratórias evidenciaram quatro fatores (*Dificuldades disciplinares*, *Dificuldades acadêmicas*, *Aspectos gerais da escola e dos professores* e *Relacionamento com estudantes*) (Gouveia & cols., 2009). Por meio de análise fatorial confirmatória, corroborou-se esta estrutura no presente estudo, com indicadores que, apesar de

não serem excelentes (Byrne, 2001), justificam pensar esse modelo como plausível, principalmente em razão de não existirem evidências contrárias (Garson, 2003). Como explicar a diferença entre a estrutura fatorial observada nos Estados Unidos e no Brasil (contexto paraibano)? Possivelmente, a idade maior dos participantes neste contexto possam explicar tais achados. Talvez as dificuldades acadêmicas e disciplinares não se diferenciem em pré-adolescentes pautados em seguir normas sociais, porém, entre jovens adolescentes, cujas condutas algumas vezes são de desafio e enfrentamento (Chen, Chen, Kaspar & Noh, 2000), estes podem ser fatores bem diferentes. Podem-se enfrentar dificuldades disciplinares sem, no entanto, apresentar dificuldades acadêmicas. Contudo, esta é somente uma conjectura; estudos futuros são demandados, por exemplo, comprovando a invariância fatorial desta escala em diferentes grupos etários. Em qualquer caso, coerente com a literatura, parece evidente a natureza multifatorial deste construto (Dubow & cols., 1991; Kurdek & cols., 1995; Wentzel, 2003).

Quanto aos coeficientes de consistência interna (alfas de Cronbach), os valores observados neste estudo foram muito consistentes com aqueles quando da adaptação da EAE ao contexto brasileiro (Gouveia & cols., 2009). De fato, não se diferenciaram, conforme demonstrado por meio da estatística M_{H-W} (Kim & Feldt, 2008). Embora o fator geral cumpra o ponto de corte recomendado na literatura (0,70) (Pasquali, 2003), unicamente o fator *dificuldades disciplinares* o fez; porém, os demais se situaram próximos ao 0,60, que tem sido admitido como adequado para fins de pesquisa (Clark & Watson, 1995). Também há que assinalar que cada um dos fatores se compõe por poucos itens, no máximo cinco, o que pode contribuir negativamente para este coeficiente de consistência interna (Nunnally, 1991). A propósito, um indicador complementar para julgar este parâmetro é a homogeneidade, isto é, correlação item-total, que no presente caso se situou sempre acima de 0,30, valor que pode ser considerado adequado ($p < 0,001$).

Correlatos Demográficos do Ajustamento

Coerente com a literatura, observou-se que as pontuações nos indicadores de ajustamento escolar foram influenciadas pelas variáveis *série* (Gadd, 2000; Gouveia, 2009) e *tipo de escola* (Demo, 2007; Ferreira, 2009). Especificamente, os alunos de pública pontuaram mais em *dificuldades*

acadêmicas do que aqueles que estudam em escolas particulares. É provável que, pela própria falta de estrutura física adequada, desmotivação dos professores com relação à docência e a precariedade do ensino público, os alunos de escolas públicas demonstrem tais dificuldades, o que pode ser acentuado, em alguns casos, em razão de se encontrarem fora da faixa etária correspondente para sua série, indício de problemas na aprendizagem de conteúdos escolares formais.

A propósito da *série*, o fato de os jovens do 2º ano do Ensino Médio pontuarem mais alto em *relacionamento com estudantes* pode evidenciar a preocupação nesta etapa de desenvolvimento com os relacionamentos interpessoais e a maior necessidade de pertença grupal (Baumeister & Leary, 1995), que rivaliza com o desejo de se autoafirmar, o que pode resultar em conflitos entre os colegas e amigos (Demir & Urberg, 2004). Provavelmente valerá a pena diferenciar o efeito da *série* e da idade dos participantes, checando, inclusive, a possibilidade de uma relação curvilínea; Gouveia (2009) mostrou que crianças mais jovens, isto é, por volta dos 10 anos, apresentam menos problemas de ajustamento (engajamento) escolar; estes problemas são intensificados na adolescência, em torno dos 12 a 15 anos, mas tendem a minimizar por dos 16 a 18 anos, em fase que demanda decisões mais sérias em suas vidas, a exemplo do vestibular.

Finalmente, não se observou o efeito da variável *sexo* nos componentes de ajustamento escolar; apesar das evidências de sua contribuição neste contexto (Friedel & cols., 2002; Pacheco & Sisto, 2005), isso não foi possível observar. Talvez o *sexo* influencie na demonstração de problemas emocionais, e estes atuem como mediadora do ajustamento escolar (Hallinger & Murphy, 1986). Este aspecto, entretanto, não pode ser diretamente testado no presente estudo, uma vez que não considerou qualquer indicador emocional dos jovens; pesquisas futuras são requeridas a respeito, esclarecendo o papel do sexo para o ajustamento dos jovens à escola.

Em resumo, reuniram-se evidências acerca da validade fatorial e consistência interna da *Escala de Ajustamento Escolar*, conhecendo também os correlatos demográficos das pontuações de seus fatores. Esta é uma medida objetiva, curta e econômica, que pode ser adequadamente utilizada em contexto de pesquisa para conhecer o nível de ajustamento dos jovens às suas escolas, procurando identificar variáveis que podem potencializá-lo ou

inibi-lo. Contudo, alguns estudos são demandados, a exemplo dos previamente indicados; seria necessário, igualmente, checar evidências psicométricas complementares desta medida, a exemplo de sua estabilidade temporal (teste-reteste) e validade preditiva, avaliando em que medida pode ser útil para estimar a evasão escolar dos jovens.

REFERÊNCIAS

- Abramovay, M. & Rua, M. G. (2004). *Violências nas escolas*. Brasília: UNESCO.
- Aunola, K. Stattin, H. & Nurmi, J. (2000). Adolescents' achievement strategies, school adjustment, and externalizing problem behaviors. *Journal of Youth and Adolescence*, 29(3), 289-306.
- Baumeister, R. F. & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117(3), 497-529.
- Birch, S. H. & Ladd, G. W. (1997). The teacher-child relationship and children's early school adjustment. *Journal of School Psychology*, 35(1), 61-79.
- Brasil. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – Inep. *Índice de desenvolvimento da Educação Básica. Resultados 2007*. Retirado em 20/09/2008, de <http://portalideb.inep.gov.br/>.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cassady, J. C. & Johnson, R. E. (2002). Cognitive test anxiety and academic performance. *Contemporary Educational Psychology*, 27(2), 270-295.
- Chen, X., Rubin, K. H. & Li, B. (1997). Maternal acceptance and social and school adjustment in Chinese children: A four-year longitudinal study. *Merrill-Palmer Quarterly*, 43(4), 663-681.
- Chen, C., Chen, H., Kaspar, V. & Noh, S. (2000). Adolescent social, emotional, and school adjustment in mainland China. *International Journal of Group Tensions*, 29(1-2), 51-78.
- Clark, L. A. & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319.

- Conduct Problems Prevention Research Group (CPPRG). (1997). School adjustment – Child (Revised). Retirado em 12/04/2004, de www.fasttrackproject.org/.
- Corrigan, A. (2003). *School adjustment – Child (Revised), grade 10 / year 11 (Fast Track Project Technical Report)*. Retirado em 12/04/2004, de www.fasttrackproject.org/.
- Demir, M. & Urberg, K. A. (2004). Friendship and adjustment among adolescents. *Journal of Experimental Child Psychology*, 88, 68-82.
- Demo (2007). Escola pública e escola particular: semelhanças de dois imbróglis educacionais. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 15(55), 181-206.
- Diener, C. I. & Dweck, C. S. (1978). An analysis of learned helplessness: Continuous changes in performance, strategy, and achievement cognitions following failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36(5), 451-462.
- Dubow, E. F., Tisak, J., Causey, D., Hryshko, A. & Reid, G. (1991). A two-year longitudinal study of stressful life events, social support, and social problem-solving skills: Contributions to children's behavioral and academic adjustment. *Child Development*, 62(1), 583-599.
- Feitosa, F. B., Matos, M. G., Del Prette, Z. A. P. & Del Prette, A. (2005). Suporte social, níveis socioeconômicos e o ajustamento social e escolar de adolescentes portugueses. *Temas em Psicologia*, 13(2), 129-138.
- Ferreira, J. A., Almeida, L. S. & Soares, A. P. C. (2001). Adaptação acadêmica em estudantes do 1º ano: Diferenças de gênero, situação de estudante e curso. *Psico-USF*, 6(1), 1-10.
- Ferreira, L. A. M. (2009). *A indisciplina escolar e o ato infracional*. Retirado em 15/11/2009, de <http://www.acaoeducativa.org.br/portal/images/stories/geral/16aindisciplinaescolareoatoinfracional.pdf>.
- Ferreira, M. C. T. & Marturano, E. M. (2002). Ambiente familiar e os problemas do comportamento apresentados por crianças com baixo desempenho escolar. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 15(1), 35-44.
- Friedel, J., Marachi, R. & Midgley, C. (2002). Relations among student perceptions of teachers, classroom goals, and maladaptive behaviors. *Trabalho apresentado no Encontro Anual da Associação Americana de Pesquisa Educacional*, New Orleans, LA.
- Gadd, R. (2000). Children's school adjustment: A developmental transactional systems perspective. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 21 (4), 429-446.
- Garcia, J. (1999). Indisciplina na escola: Uma reflexão sobre a dimensão preventiva. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, 95, 101-108.
- Garson, G. D. (2003). *PA 765 Statnotes: An online textbook*. Retirado em 17/05/2005, de <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.htm>.
- Gouveia, R. S. V. (2009). *Rendimento escolar e depressão: Fatores explicadores e mediadores em crianças e adolescentes*. Tese de Doutorado. Departamento de Psicologia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, PB.
- Gouveia, V. V., Fonsêca, P. N., Gouveia, R. S. V., Vione, K. C., Carlos, K. A. & Mendes, L. A. C. (2009). *Medindo ajustamento escolar: Parâmetros psicométricos de uma escala*. Manuscrito submetido à publicação.
- Hallinger, P. & Murphy, J. F (1986). The social context of effective schools. *American Journal of Education*, 94(3), 328-355.
- Hurrelmann, K. & Engel, U. (1992). Delinquency as a symptom of adolescents' orientation toward status and success. *Journal of Youth Adolescence*, 21(1), 119-138.
- Kim, S. & Feldt, L. S. (2008). A comparison of tests for equality of two or more independent alpha coefficients. *Journal of Educational Measurement*, 45, 179-193.
- Kurdek, L., Fine, M. A. & Sinclair, R. J. (1995). School adjustment in sixth graders: Parenting transitions, family climate, and peer norm effects. *Child Development*, 66(2), 430-445.
- Manetti, M. & Schneider, B. H. (1996). Stability and change in patterns of parental social support and their relation to children's school adjustment. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 17(1), 101-115.
- Martini, M. L. & Boruchovitch, E. (1999). As atribuições de causalidade, o desenvolvimento infantil e o contexto escolar. *Psico-USP*, 4(2), 23-36.
- Masten, A. S. & Coatsworth, J. D. (1998). The development of competence in favorable and unfavorable environments: Lessons from research on successful children. *American Psychology*, 53(2), 205-220.
- McKenzie, J. & Tindell, G. (1993). Anxiety and academic achievement: Further Furneaux

- Factor findings. *Personality and Individual Differences*, 15(6), 609-617.
- Midgley, C. & Urdan, T. (1995). Predictors of middle school students' use of self-handicapping strategies. *Journal of Early Adolescence*, 15(4), 389-411.
- Nunnally, J. C. (1991). *Teoría psicométrica*. México, DF: Trillas.
- Pacheco, L. & Sisto, F. F. (2005). Ajustamento social e dificuldade de aprendizagem. *Revista de Psicologia da Vetor Editora*, 6(1), 43-50.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na Psicologia e na Educação*. Petrópolis, RJ: Vozes.
- Patterson, G. R., DeBaryshe, B. D. & Ramsey, E. (1989). A developmental perspective on antisocial behavior. *American Psychology*, 44(2), 329-335.
- Prakask, K. & Coplan, R. J. (2007). Socioemotional characteristics and school adjustment of socially withdrawn children in India. *International Journal of Behavioral Development*, 31(2), 123-132.
- Priuli, R. M. A. & Moraes, M. S. (2007). Adolescentes em conflito com a lei. *Ciência & Saúde Coletiva*, 12(5), 1185-1192.
- Ramirez, M. I., Herrera, F. & Herrera, I. (2005). *¿Qué ocurre con la adaptación y el rendimiento académico de los alumnos en un contexto educativo pluricultural?* Retirado em 20/05/2008, de <http://www.rioei.org/deloslectores>.
- Roeser, R. W., Eccles, J. S. & Sameroff, A. J. (1998). Academic and emotional functioning in early adolescence: Longitudinal relations, patterns, and prediction by experience in middle school. *Developmental Psychopathic*, 10(2), 321-352.
- Suehiro, A. C. B. (2006). Dificuldade de aprendizagem da escrita num grupo de crianças do ensino fundamental. *Revista de Psicologia da Vetor Editora*, 7(1), 59-68.
- UNESCO/BRASIL. (2008). *Declaração Mundial sobre Educação para Todos: Satisfação das necessidades básicas de aprendizagem, Jomtien*. Retirado em 17/05/2008, de <http://www.unesco.org/pt/brasil/resources-services/legal-instruments/international-instruments-ed/>.
- Vazsonyi, A. T. & Flannery, D. J. (1997). Early adolescent delinquent behaviors: Associations with family and school domains. *Journal of Early Adolescence*, 17(3), 271-293.
- Watkins, D. (1989). The role of confirmatory factor analysis in cross-cultural research. *International Journal of Psychology*, 24(6), 685-701.
- Wentzel, K. R. (2003). Sociometric status and adjustment in middle school: A longitudinal study. *Journal of Early Adolescence*, 23(1), 5-28.
- Zenaide, M. L. R. & Baldacci, E. R. (2006). Uso de substâncias psicoativas em adolescentes de escola pública e privada da cidade de Santos. *Revista Paulista de Pediatria*, 24(2), 127-34.

Recebido em fevereiro de 2010
 Reformulado em setembro de 2010
 Aceito em novembro de 2010

SOBRE OS AUTORES:

Patrícia Nunes da Fonseca: doutora em Psicologia Social e professora do Departamento de Psicopedagogia da UFPB.

Valdiney Veloso Gouveia: doutor em Psicologia Social pela Universidade Complutense de Madri e Professor do Departamento de Psicologia da UFPB.

Rildésia S. V. Gouveia: doutora em Psicologia Social e professora do Centro Universitário de João Pessoa/PB.

Carlos Eduardo Pimentel: doutorando em Psicologia pela Universidade de Brasília.

Ana Karla Silva Soares: graduanda em Psicologia pela UFPB.

