

## Escala de percepção dos alunos sobre a sua identificação escolar: Construção e estudo psicométrico

Joseph Conboy\* / Carolina Carvalho\*\* / João Santos\*\* / Ana Paula Gama\*\*\* / David Tavares\*\*\*\* / Jesuína Fonseca\* / Dulce Martins\*\* / Maria Helena Salema\* / Edite Fiúza\*\*\*\*\*

\* UIDEF – Unidade de Investigação e Desenvolvimento em Educação e Formação, Universidade de Lisboa; \*\* IEUL – Instituto de Educação da Universidade de Lisboa; \*\*\* INUAF, Loulé; \*\*\*\* Instituto Politécnico de Lisboa, Escola Superior de Tecnologia da Saúde de Lisboa / Centro de Investigação Estudos de Sociologia (CIES-IUL); \*\*\*\*\* ULHT – Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias, Lisboa

O presente estudo descreve o processo de construção e estudo psicométrico de uma escala que mede a percepção dos alunos dos ensinos básico e secundário sobre o seu grau de identificação escolar. Os questionários foram aplicados a uma amostra de 1089 alunos dos 6º, 7º, 9º e 10º anos de escolaridade (mediana da idade=13 anos) em Portugal continental. Uma subamostra foi submetida a análise fatorial exploratória ( $n_1=354$ ), sendo uma segunda sub-amostra sujeita a uma análise fatorial confirmatória ( $n_2=388$ ). As análises revelaram uma estrutura tridimensional: (a) Valorização pessoal/intrínseca,  $\alpha=.74$ ; (b) Valorização no sentido prático/utilitarista,  $\alpha=.74$ ; e (c) Sentimentos de pertença e bem-estar,  $\alpha=.78$ . As escalas revelam-se úteis e adequadas para avaliar as percepções dos alunos sobre a sua identificação escolar.

**Palavras-chave:** Alunos dos ensinos básico e secundário, Identificação escolar, Construção de escalas.

Ao longo das últimas décadas, tem-se vindo a reconhecer que níveis elevados de envolvimento na escola estão associados a uma redução nos comportamentos de risco e a uma melhoria nos resultados académicos e trajetórias escolares (Appleton, Christenson, & Furlong, 2008; Veiga, Galvão, Festas, & Taveira, 2012). Para além dessa participação ativa dos alunos, reconhece-se também que o sentimento concomitante de identificação com a escola pode igualmente atenuar as trajetórias de desenvolvimento negativas (Center for Disease Control, 2009; Finn, 1989).

O presente estudo descreve o processo de construção e estudo psicométrico de uma escala que tem como propósito medir as percepções de alunos (ensino básico e secundário) relativamente ao seu grau de *identificação escolar*. Wenger (2007) define identificação como parte do processo de construção da identidade, traduzindo-se nas relações de investimento, que podem ser de associação ou diferenciação, de participação ou não participação. Esta identificação caracteriza a identidade do aluno, que se desenvolve na dinâmica de como ele próprio se vê enquanto aluno e de como se posiciona e participa dentro e fora da sala de aula (Freire, Carvalho, Freire, Azevedo, & Oliveira, 2009).

---

Esta investigação teve o apoio da Fundação para a Ciência e Tecnologia (contrato PTDC/CPE-PEC/121238/2010) e da Unidade de Investigação e Desenvolvimento em Educação e Formação do Instituto de Educação da Universidade de Lisboa. Agradecemos os comentários e sugestões recebidos dos revisores anónimos bem como da Diretora da revista.

A correspondência relativa a este artigo deverá ser enviada para: Joseph Conboy, UIDEF – Unidade de Investigação e Desenvolvimento em Educação e Formação, Universidade de Lisboa, Alameda da Universidade, 1649-013 Lisboa. E-mail: [jeconboy@ie.ulisboa.pt](mailto:jeconboy@ie.ulisboa.pt)

É possível encontrar na literatura uma variedade de termos que procuram traduzir o conceito de ligação do aluno à escola (Libbey, 2004). A terminologia tipicamente segue uma determinada ênfase teórica. Entre os termos usados encontram-se *school connection* (Brown, Leigh, & Barton, 2000), *school membership* (You, Ritchey, Furlong, Shochet, & Boman, 2011) e *school bonding* (Whiteside-Mansell et al., 2015). Todos estes conceitos têm em comum a crença de que os adultos e pares na escola se interessam pelo aluno como indivíduo e como aprendiz; que há um valor intrínseco em fazer parte da comunidade de aprendizes que é a escola; e que o aluno faz parte integrante dessa comunidade (Gee, 2000; Klapam & Flum, 2012). Whiteside-Mansell et al. (2015) conjecturam que a confusão nos termos usados se deva em parte às dimensões hipotéticas propostas pela teoria multidimensional de controlo social (Hirschi, 1969). Para caracterizar a ligação do aluno à escola, esta teoria propõe as dimensões de vinculação, compromisso, aceitação das regras escolares, e envolvimento.

Em contraste com a teoria de controlo social, o modelo de participação-identificação (Finn, 1989; Voelkl, 2012) usa o termo identificação escolar para traduzir o conceito de ligação do aluno à escola. Segundo este modelo, existem fortes indícios de que a identificação escolar incorpora componentes de pertença e valorização.

Firestone e Rosenblum (1988), a partir de entrevistas realizadas a alunos do ensino secundário, constataram a existência de dois tipos de comprometimento dos alunos que se traduzem na valorização daquilo que aprendem na escola e no sentimento de pertença ao meio escolar. Finn (1989) descreve um modelo de participação-identificação e destaca a importância do desenvolvimento de uma ligação do aluno à escola. Segundo Finn, os alunos que se sentem identificados com a escola (a) têm internalizado um sentimento de pertença (de que fazem parte do meio escolar e de que a escola constitui uma parte importante da sua experiência) e, (b) valorizam o sucesso no alcance dos objetivos escolares.

Voelkl (1996, 1997, 2012) definiu identificação como uma dimensão afetiva de envolvimento (implicando mais uma vertente de emoção do que de cognição) que se desenvolve ao longo do percurso escolar, residindo os antecedentes da identificação num determinado momento da escolaridade de um aluno nos anos escolares prévios. A dimensão de valorização reflete o sentimento de que para o aluno a escola e o sucesso académico são importantes quer a um nível pessoal quer a um nível prático. A dimensão de pertença inclui a perceção da parte do aluno de que a escola é parte importante da sua experiência, e a de que ele é relevante no seio da comunidade escolar, sentindo-se confiante e respeitado. Essa subdivisão encontra-se também no trabalho de Libbey (2004) que concluiu que o sentimento de pertença do aluno em relação à escola pode ser avaliado no seu aspeto funcional ou na sua vertente afetiva.

A identificação escolar foi considerada um fator protetivo, quer para rapazes quer para raparigas, contra o abuso de substâncias, absentismo, atividade sexual precoce, violência e desistência da escola (Center for Disease Control and Prevention, 2009). A conceptualização de Finn (1989) defende que os alunos que demonstram um maior envolvimento escolar desenvolvem um maior sentimento de identificação com a escola. Essa identificação irá influenciar uma maior participação nas atividades escolares, diminuindo o mau comportamento nas aulas, a delinquência e o abandono escolar. Em contraste, os alunos que não se sentem identificados com a escola poderão experimentar sentimentos de desconforto, desadequação, revolta, hostilidade e desconfiança em relação ao meio escolar, resultando na possibilidade de um abandono escolar precoce. O desenvolvimento de sentimentos de identificação com a escola (ou não identificação) é o reflexo das experiências escolares do aluno, traduzindo-se num processo caracterizado por uma dinâmica evolutiva de escolaridade e de desenvolvimento de identidade. Voelkl (2012) defende que, à medida que a idade avança e se sobe nos níveis de escolaridade, se verificam alterações das

disposições face à escola. Estas disposições são o resultado de percursos e dinâmicas continuadas, sejam elas caracterizadas pelo sucesso ou pelo insucesso. A solidificação dessas disposições pode gerar espirais de identificação, ou de resistência, com as experiências escolares (Abrantes, 2003).

### *Medidas de identificação escolar*

Encontram-se descritas na literatura algumas medidas da identificação escolar e construtos afins (Brown, Leigh, & Barton, 2000; Goodenow, 1993; Voelkl, 1996; Whiteside-Mansell et al., 2015). Goodenow (1993) estudou alunos provenientes de contextos urbanos e suburbanos, que frequentavam o ensino básico e o ensino secundário. A escala *Psychological Sense of School Membership* (PSSM) é composta por 18 itens. Existe em versões de língua inglesa e espanhola que detêm bons indicadores de consistência interna. Encontramos também alguma evidência da validade do construto através das associações observadas entre os sentimentos de pertença à escola e as expectativas dos alunos em relação ao seu sucesso académico, bem como a valorização que dão à educação. Normalmente a escala tem sido tratada como unidimensional. Contudo, You et al. (2011) examinaram as propriedades psicométricas da PSSM e identificaram três fatores: rejeição, aceitação, e relações de amizade.

Voelkl (1996) construiu uma escala composta por 16 itens, que revela bons índices de fiabilidade (.84) na medição das atitudes dos alunos para com a escola e a educação escolar. Embora a escala seja descrita como unidimensional, Voelkl salienta a possibilidade de uma solução bidimensional, uma vez que as subescalas demonstram indicadores de fiabilidade aceitáveis (pertença: .76; valorização: .73).

Brown et al. (2000) notaram que a dimensão pertença é tratada na literatura como compreendendo elementos de poder (a sensação de controlo sobre um sistema social); compromisso (a compreensão de que o sistema é coerente com objetivos e crenças pessoais); e crença (a compreensão de que o sistema é válido). Construíram então uma medida composta por estas três dimensões teóricas e mais a dimensão geral pertença. Na sua solução fatorial encontraram apoio empírico para as escalas crença e compromisso. A dimensão pertença subsumiu a dimensão de poder.

Mais recentemente, Whiteside-Mansell et al. (2015) construíram, na tradição da teoria de controlo social, uma medida sucinta do construto *school bonding*, que descreveram como psicometricamente sã e adequada para crianças da faixa etária de 10 a 15 anos (*Brief Survey of School Bonding – BSSB*). Numa abordagem integradora e reducionista, construíram essa medida que revelou, adicionalmente a outras dimensões, dois fatores representativos da vinculação: (a) *Power/connect* ou seja “the degree to which students feel a connection with adults in the school, (...) have an active role in the school, (...) [and that] there are adults to support them” (p. 265); e (b) *Connectedness/Belong*, “the student’s feeling of connectedness to peers, feeling a part of the school, and feeling closeness to teachers” (p. 266).

### *O presente estudo*

A literatura tem mostrado que o construto de identificação escolar é um preditor útil para resultados escolares de vária ordem (Voelkl, 2012) e para comportamentos de risco (Center for Disease Control and Prevention, 2009). Assim, a estimativa de níveis de identificação escolar é importante quer para a investigação, quer para a avaliação de intervenções educacionais, sociais ou psicológicas. Face a essa importância em avaliar a identificação escolar, a questão da dimensionalidade do construto torna-se de grande interesse. Neste sentido, poderá revelar-se como útil o desenvolvimento de um instrumento simples, com boas características de medida, capaz de estimar níveis de identificação escolar entre os adolescentes e pré-adolescentes portugueses, e que

discrimine e clarifique as subdimensões do construto. Já existem alguns instrumentos candidatos para desempenhar essa função. Contudo, a sua falta de clareza relativamente à dimensionalidade do construto, resultado de uma diversidade de perspetivas teóricas, conduz-nos a uma outra proposta de solução.

Assim, o presente estudo propõe descrever o processo de construção e estudo psicométrico de uma escala que possa ser utilizada junto da população de alunos que frequentam o ensino básico e secundário em Portugal, com o intuito de medir as suas perceções relativamente ao grau de identificação escolar. Seguiremos as noções teóricas principais de Voelkl (2012) e Finn (1989), aproveitando ideias paralelas encontradas no trabalho de Goodenow (1993). Pressupomos a existência de, pelo menos, duas componentes do construto (valorização e pertença). Contudo, de forma a estudar a estrutura da escala, e considerando as conclusões de Voelkl (1996) relativamente à validade quer de uma solução unidimensional, quer de uma solução bidimensional, submeteremos os itens a uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), não colocando qualquer restrição inicial relativamente aos componentes principais a extrair. Posteriormente, e de forma a testar o modelo estrutural (resultante da AFE) proposto para descrever a dimensionalidade da escala, realizar-se-á uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC).

## **Método geral**

### *Amostragem*

A população alvo do presente estudo consiste em alunos do ensino básico e secundário que frequentam anos de transição entre ciclos de estudo. Assim, pretendendo-se uma amostra alargada e abrangente, que considerasse a diversidade inerente ao universo dos alunos que frequentam os 6º, 7º, 9º e 10º anos, a amostra foi constituída através de um processo de estratificação multi-estágio, a nível de Portugal continental.

Numa primeira fase, procedeu-se a uma recolha da informação relativa ao número de alunos matriculados nos ensinos básico e secundário do ensino regular de acordo com o nível de ensino, o ciclo de estudo, e o ano de escolaridade, por Unidades Territoriais para Fins Estatísticos (NUTS II – dados referentes ao ano letivo de 2010/2011). Em seguida, procedeu-se à recolha de informação relativa a todos os estabelecimentos de ensino regular (públicos e privados), constituindo-se uma listagem das escolas, segundo o nível de ensino, por NUTS II, distrito e concelho (estes dados foram obtidos através do Roteiro das Escolas, sito no Portal da Educação do Ministério da Educação).

Numa segunda fase, a partir do total dos alunos matriculados nos 6º, 7º, 9º e 10º anos, por NUTS II, procedeu-se ao cálculo da percentagem de alunos, por NUTS II, em cada um dos anos de escolaridade. Através das percentagens obtidas, foi então calculado, em proporção, o número de alunos a serem eleitos para participar no estudo, por NUTS II e respetivo ano de escolaridade. Agregou-se a esta informação o número total de escolas que lecionavam, respetivamente, os 6º, 7º, 9º e 10º anos, por concelho e NUTS II.

O passo seguinte consistiu na seleção aleatória de 50% dos concelhos, agregados por NUTS II, para cada ano de escolaridade. Compilou-se então uma listagem das escolas situadas nos concelhos selecionados, a partir da qual se selecionaram 5% das escolas. Este passo permitiu obter o número, e lista, de escolas, por NUTS II, por ano de escolaridade, onde foi aplicado o inquérito por questionário.

Finalmente procedeu-se à definição do número de turmas necessárias por cada escola (esta estimativa teve por base o pressuposto, conservador, de que por cada turma seriam recolhidos 15 questionários, e tendo em consideração o número mínimo requerido de alunos necessários para a amostra, por NUTS II e ano de escolaridade).

A amostra final foi constituída por 1089 alunos, designadamente, do 6º ano (25.7%), 7º ano (31.7%), 9º ano (26.6%) e 10º ano (16.0%) distribuídos por 45 estabelecimentos de ensino público do território de Portugal continental. As idades variam dos 10 aos 25 anos ( $M=13.4$ ;  $DP=1.7$ ;  $Mdn=13$ ), sendo que 41.4% têm idades compreendidas entre os 10 e os 12 anos, 46.8% têm idades compreendidas entre os 13 e os 15 anos, e 11.8% têm idades superiores a 15 anos. Esta amostra é constituída por alunos, na sua grande maioria de nacionalidade portuguesa (95.9%), sendo que 52% são do sexo feminino.

### *Instrumento*

O questionário foi desenvolvido por uma equipa multidisciplinar que incluiu psicólogos (de educação e clínicos), professores (de educação em ciências) e sociólogos. Os itens foram construídos com base do trabalho de Voelkl (1996). Apesar de esta informação ter servido de base, os itens construídos e utilizados no presente estudo não constituem tradução dos itens da escala de Voelkl uma vez que esta autora apresentou apenas uma abreviação dos itens (por exemplo, “*Proud of school*”, “*Participate in activities*”, “*Get a good job*”, “*School important*”).

A escala inicial integra 21 itens onde se pretendeu aceder à perceção dos alunos sobre a sua identificação escolar (Tabela 1). Assim, os alunos deveriam responder até que ponto consideram que afirmações como “Identifico-me com a minha escola” ou “O meu futuro depende do que faço na escola”, descrevem a sua realidade escolar. O questionário também incluiu uma secção sociodemográfica e uma secção respeitante às trajetórias escolares do aluno. Os itens resultantes foram apresentados como afirmações às quais os alunos se posicionavam numa escala de quatro pontos, ancorada semanticamente nos extremos (Sempre=3; Nunca=0).

### *Procedimento geral*

A recolha de dados foi autorizada pelo Departamento de Monitorização de Inquéritos em Meio Escolar da Direção Geral de Inovação e Desenvolvimento Curricular. Após contato telefónico, foi enviada para as escolas, via correio, toda a documentação (questionários, pedidos de autorização a serem entregues aos encarregados de educação, instruções para os professores lerem às suas turmas, instruções para as Direções das escolas, e envelope com franquias para devolução dos questionários).

Para realização das análises estatísticas, recorremos ao *software* SPSS 22.0 e AMOS 22.0. Com o objetivo de efetuar análises exploratórias e confirmatórias, a base de dados foi dividida, aleatoriamente, ao meio usando o procedimento “split file” do SPSS, que resultou em duas subamostras ( $N_1=548$ ;  $N_2=541$ ). Destas duas subamostras foram excluídos (“list-wise”) os casos com valores “missing”. As subamostras resultantes disponíveis para a realização das AFE e AFC ficaram respetivamente com 354 e 388 elementos.

## ESTUDO 1: CONSTRUÇÃO E ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA

### **Caracterização da subamostra**

A subamostra foi constituída por 354 alunos, designadamente, do 6º ano (24.0%), 7º ano (33.1%), 9º ano (26.6%) e 10º ano (16.4%). As idades variam dos 11 aos 25 anos ( $M=13.4$ ;  $DP=1.7$ ;  $Mdn=13$ ), sendo que 39.9% têm idades compreendidas entre os 10 e os 12 anos, 49.0% têm idades compreendidas entre os 13 e os 15 anos, e 11.1% têm idades superiores a 15 anos. Os alunos, na sua grande maioria, são de nacionalidade portuguesa (97.4%); 55% são do sexo feminino.

## Abordagem estatística

Procedemos em primeiro lugar à recodificação dos itens negativamente conotados, prosseguindo com a análise das correlações item-total da escala, para efeitos de depuração da escala. Os itens foram então submetidos a uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) com extração de fatores pela técnica dos componentes principais e rotação ortogonal (*varimax*), obrigando os itens a uma associação exclusiva a apenas um fator. Como critério de exclusão de itens, definiu-se o peso fatorial de .30 como o mínimo para a aceitação de cada item. Também recorremos à análise da consistência interna (*alpha* de Cronbach) das subescalas que operacionalizavam os fatores, excluindo os itens cuja correlação com o total da sua subescala fosse inferior a .20.

## Resultados

Foram eliminados oito itens por problemas de distribuição. Excluímos ainda um outro item por apresentar uma fraca correlação item-total ( $r \leq .20$ ). Os restantes 12 itens foram submetidos a uma análise fatorial exploratória, com rotação *varimax* e usando o critério de término de Kaiser, que resultou na extração de três fatores, que explicavam 51.3% da variância total dos resultados. Na Tabela 1 apresentamos os *loadings* dos itens em F1, F2 e F3.

Tabela 1

*Pesos fatoriais dos itens nos três fatores (rotação varimax)*

Item	VaPI	VaPU	PBE
1. Tenho capacidade para entrar na Universidade	<b>.81</b>	.07	-.01
2. Os meus professores nunca me consideraram um bom aluno	<b>.66</b>	.06	.10
3. As minhas capacidades fazem-me estar confiante quanto ao meu futuro	<b>.65</b>	.17	.23
4. Não me importo com as notas, desde que passe de ano	<b>.61</b>	.26	.02
5. Quando participo nos debates de grupo, sinto que a minha opinião é valorizada <sup>b</sup>	<b>.42</b>	.09	.16
6. O meu futuro depende do que faço na escola	.05	<b>.80</b>	.09
7. Para mim tirar boas notas é garantia de um bom futuro	.12	<b>.79</b>	.09
8. As notas que tenho na escola determinam o meu futuro	.32	<b>.69</b>	.00
9. Para mim andar na escola é uma experiência enriquecedora <sup>b</sup>	.38	<b>.40</b>	.34
10. Identifico-me com a escola que frequento	-.03	.13	<b>.81</b>
11. Estou feliz nesta escola	.15	.14	<b>.79</b>
12. Faço amigos com facilidade na escola <sup>a</sup>	.18	-.05	<b>.47</b>

*Nota.* A bold estão indicados os *loadings* mais elevados de cada item. Dos 21 itens originais, foram eliminados oito, por problemas de distribuição, nomeadamente: “Na escola, os meus colegas ‘gozam’ comigo”; “Gosto dos professores da minha escola”; “Na escola sinto-me sozinho”; “Só ando na escola porque sou obrigado”; “Quando alguma coisa má acontece nas aulas desconfiam logo de mim”; “O que aprendo na escola vai ser útil para o meu futuro”; “Vou terminar o ensino secundário”; “Na escola já tive oportunidades para descobrir que consigo fazer coisas novas”. Um item foi eliminado por apresentar uma fraca correlação item-total ( $r \leq .20$ ): “Para mim a escola é sobretudo um local para conviver”. <sup>a</sup>Item excluído após análise do *alpha* de Cronbach da subescala F1; <sup>b</sup>Item excluído após Análise Fatorial Confirmatória.

Cinco itens agregaram-se a F1, quatro itens agregaram-se a F2 e três itens ficaram agregados a F3. Para F1 obtivemos um  $\alpha = .68$ , fator que designámos como “Valorização pessoal/intrínseca” (VaPI). Para F2 obtivemos  $\alpha = .71$ , fator que designámos como “Valorização no sentido prático/utilitarista” (VaPU). Finalmente para F3 obtivemos  $\alpha = .54$ . Uma análise das correlações item-

-total corrigidas originou a eliminação do item 12 que aumentava para .68 o valor de  $\alpha$ . Este fator foi designado como “Sentimentos de Pertença e Bem-Estar” (PBE). Finalmente, verificámos associações significativas entre a VaPI e PBE ( $r = .25, p < .01$ ); VaPU e PBE ( $r = .29, p < .01$ ); e VaPI e a VaPU ( $r = .46, p < .01$ ).

## ESTUDO 2: ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIA

### Caracterização da subamostra

A subamostra foi constituída por 388 alunos, designadamente, do 6º ano (22.9%), 7º ano (27.6%), 9º ano (28.1%) e 10º ano (21.4%). As idades variam dos 11 aos 17 anos ( $M = 13.5$ ;  $DP = 1.6$ ;  $Mdn = 14$ ), sendo que 38.0% têm idades compreendidas entre os 10 e os 12 anos, 49.0% têm idades compreendidas entre os 13 e os 15 anos, e 13.0% têm idades superiores a 15 anos. Esta amostra é constituída por alunos, na sua grande maioria de nacionalidade portuguesa (96.1%), sendo que 55% são do sexo feminino.

### Abordagem estatística

Nesta análise assumimos um modelo hipotético, constituído por três variáveis latentes (VaPI, VaPU, e PBE) e respetivas variáveis observadas/itens. Pretendemos assim averiguar a adequabilidade do modelo teórico aos dados empíricos.

De forma a testar a identidade do modelo teórico recorreremos à estatística do Qui-quadrado ( $\chi^2$ ) e aos índices de adequabilidade do ajustamento *CFI* (Comparative fit index, Bentler, 1990), *RMSEA* (Root mean square of approximation, Steiger & Lind, 1980, citado por Steiger, 1990), e *PNFI* (Parsimonious normed-fit index, Mulaik et al., 1989).

O  $\chi^2$  permite-nos ter uma ideia ampla sobre o ajuste do modelo, avaliando a magnitude da discrepância entre a matriz de covariância dos dados observados na amostra e a matriz de covariância implícita do modelo proposto. A hipótese nula do teste é de que o modelo se ajusta à população. Uma vez que se trata de um teste de significância estatística, é bastante sensível ao tamanho da amostra, sendo comum a rejeição do modelo quando é utilizada uma grande amostra como acontece no presente estudo. Para contornar as limitações do  $\chi^2$  também iremos recorrer à interpretação do índice de aderência *CFI* (comparative fit index, Bentler, 1990). O *CFI*, tal como o *NFI* (normed-fit index, Bentler & Bonnet, 1980), compara o modelo hipotético com o modelo independente (que considera um cenário onde não há nenhuma correlação entre qualquer par das variáveis observadas). A utilização do *CFI* em detrimento do *NFI*, justifica-se pelo facto do primeiro ser um dos índices menos sensíveis ao tamanho da amostra, sendo que valores superiores a 0,90 revelam um bom ajuste do modelo (Hu & Bentler, 1999). Reconhecido como um dos critérios mais informativos sobre modelação de equações em estruturas de covariância, o *RMSEA* (root mean square of approximation, Steiger & Lind, 1980, citado por Steiger, 1990) tem em consideração o erro de aproximação na população. O *RMSEA* favorece a parcimónia, ou seja, opta normalmente pelo modelo com menor número de parâmetros, sendo que valores inferiores a 0.6 indicam um bom ajuste do modelo (Hu & Bentler, 1999). Uma outra característica relevante do *RMSEA* diz respeito à estimação de intervalos de confiança (IC) calculados para o valor do índice, cujo limite inferior será próximo de 0 e o limite superior deverá ser menor que 0,08 (Hooper,

Coughlan, & Mullen, 2008; Pilati & Laros, 2007). Finalmente, o *PNFI* (parsimonious normed-fit index, Mulaik et al., 1989) fornece informações sobre o ajuste do modelo por meio da relação entre o número de parâmetros estimados e a sua qualidade de aproximação na população. Trata-se de um índice que penaliza a complexidade do modelo, o que resulta em valores consideravelmente mais baixos em comparação a outros índices de ajuste do modelo. Mulaik et al. (1989) referem a possibilidade de obtenção de valores que rondam 0.50; no entanto, uma vez que a literatura não refere o valor limite de *PNFI* que corresponde a um bom ajuste do modelo, torna-se mais difícil a sua interpretação e, como tal, este convém ser reportado em conjunto com outros índices de ajuste (Hooper et al., 2008).

Como base empírica para a melhoria de ajuste dos modelos teóricos a partir da sua reespecificação, se necessário, consideramos a inspeção dos índices de modificação, estratégia que nos permite excluir os itens cujo erro de mensuração se correlaciona com o de outros itens, considerando o número de inter-relações e a sua contribuição para o decréscimo do  $\chi^2$  (Diniz & Almeida, 2005). Contudo, os índices de modificação não devem, por si só, guiar o processo de reespecificação de um modelo, devendo basear-se em conhecimento teórico *a priori* (Hooper et al., 2008), pelo que, na sua ausência, optaremos por não os seguir. Também teremos em consideração a relação entre a variância dos itens associada à variância do respetivo fator ( $R^2$ ) e a variância dos itens que surge associada ao seu erro. Assim, sempre que o  $R^2$  obtido para um dado item seja muito baixo ( $\leq .15$ ), este será eliminado por ser pouco preciso. Para o estabelecimento da unidade de mensuração dos fatores de primeira ordem do modelo, o coeficiente de regressão não-estandardizado de um dos seus itens foi igualizado a um (1.00), passando a escala dos fatores a ser a mesma da dos itens. Finalmente, procedemos à análise da consistência interna (*alpha* de Cronbach) das subescalas (Cortina, 1993; Sijtsma, 2009).

## Resultados

O primeiro teste do modelo tridimensional hierárquico revelou que a solução encontrada não era admissível. Presumindo tratar-se de um problema de especificação do modelo, procedemos à inspeção dos índices de modificação do modelo fornecidos pelo programa, verificando que o item 3 tinha o seu erro de mensuração intercorrelacionado com o do item 4 [decrécimo esperado de 12.4 no  $\chi^2$  (41,  $N=388$ )=124.62,  $p<.001$ ]. Decidimos pelo estabelecimento desta relação, justificando-a pelo facto de serem dois itens pertencentes ao mesmo construto. Verificámos ainda que a precisão do item 5 era muito baixa ( $R^2=.15$ ), pelo que o eliminámos.

Testámos novamente o modelo e apesar de se verificar já que o valor do *CFI* era  $>.95$ , o valor do  $\chi^2$  ainda era significativo, verificando-se que os limites inferior e superior do IC do *RMSEA* ainda eram bastante elevados (.049 e .083 respetivamente), sendo o valor do *RMSEA*=.07, portanto superior ao valor recomendado (.06) para este índice.

Após análise da matriz de resíduos estandardizados, verificámos que o item 9 tinha o seu erro de mensuração intercorrelacionado com o de sete outros itens. O item 9 estava assim a contribuir bastante para o desajuste do modelo, sendo que apenas uma das sete covariâncias era substantivamente justificada ao nível dos fatores de primeira ordem. Por este motivo optámos pela exclusão do item 9 e voltámos a testar o modelo. Apresenta-se na Figura 1 o novo teste. A Figura 1 indica um bom ajuste do modelo aos dados empíricos: o valor  $\chi^2$  não é significativo ( $p>.05$ ), o *CFI* $>.95$ , o vetor que representa o limite inferior do intervalo de 90% do *RMSEA* passa pela origem (0.0), e a probabilidade do *RMSEA*  $<.05$  é  $>.05$ .



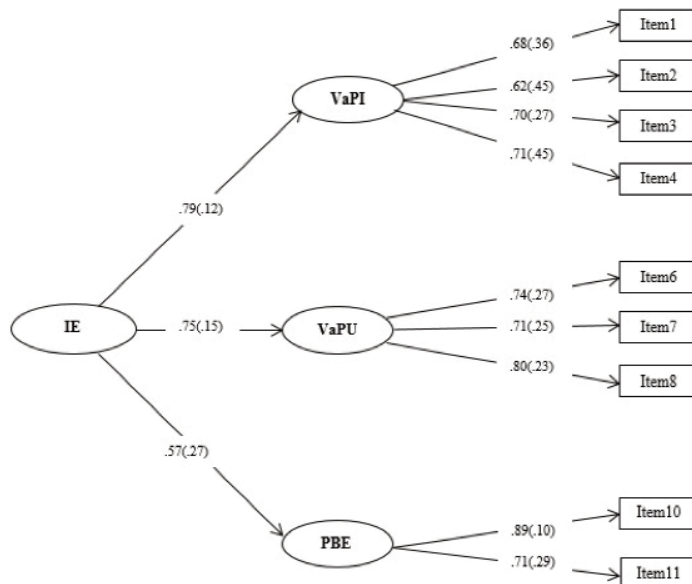


Figura 1. Carga fatorial estandarizada (variância do erro) na estrutura fatorial tridimensional. Correlação do erro de mensuração entre os itens 3 e 4 =  $-.13$ .  $\chi^2(23, N=388)=33.49$ ,  $p=.073$ ;  $CFI=.99$ ,  $PNFI=.62$ ,  $RMSEA=.034$ , IC de 90%= $0.0; .058$ ,  $p(RMSEA < .05)=.85$

O peso fatorial dos itens revelou-se de elevada magnitude ( $\beta > .50$ ). O item 4 era o que melhor representava a VaPI ( $R^2=.50$ ), o item 8 a VaPU ( $R^2=.64$ ), e o item 10 o PBE ( $R^2=.80$ ). Relativamente à estrutura latente do modelo, verificámos que VaPI era o fator que melhor representava a Identificação Escolar ( $R^2=.62$ ), seguido pela VaPU ( $R^2=.57$ ) e por PBE ( $R^2=.32$ ).

Apresentam-se na Tabela 2 os valores de consistência interna das subescalas finais, bem como os valores médios e respetivos desvios padrão dos itens de cada subescala.

Tabela 2

Três subescalas: Itens, consistência interna e tendência central

Subescala	$\alpha$	Item	$M$	$DP$
VaPI	.74	1. Tenho capacidade para entrar na Universidade	2.08	0.83
		2. Os meus professores nunca me consideraram um bom aluno	2.14	0.85
		3. As minhas capacidades fazem-me estar confiante quanto ao meu futuro	2.12	0.73
		4. Não me importo com as notas, desde que passe de ano	2.18	0.94
VaPU	.80	6. O meu futuro depende do que faço na escola	2.24	0.79
		7. Para mim tirar boas notas é garantia de um bom futuro	2.37	0.72
		8. As notas que tenho na escola determinam o meu futuro	2.27	0.80
PBE	.78	10. Identifico-me com a escola que frequento	2.16	0.73
		11. Estou feliz nesta escola	2.17	0.77

As três subescalas apresentam boa homogeneidade (correlação média interitens: VaPI=.42; VaPU=.57; PBE=.63), e aceitáveis/boas consistências internas.

As correlações entre as subescalas foram todas positivas e significativas ( $p < .01$ ): VaPI e PBE ( $r=.36$ ); VaPU e PBE ( $r=.33$ ); e VaPI e VaPU ( $r=.47$ ).

## Discussão geral

Construímos e realizámos a validação fatorial de uma escala que pretende aceder às percepções dos alunos sobre a sua identificação escolar. Neste primeiro passo da sua validação, a escala revela boa capacidade de discriminação entre os sujeitos, assegurando assim os critérios de sensibilidade. O número de itens que constava da proposta inicial da escala foi substancialmente reduzido. As dimensões distintas explicam mais de 50% da variância total da escala.

Quer a AFE, quer a AFC, deram origem a uma solução tridimensional. A análise fatorial exploratória revelou três dimensões distintas: (a) Valorização Pessoal/Intrínseca (VaPI); (b) Valorização no sentido Prático/Utilitarista (VaPU); e (c) Sentimentos de Pertença e Bem-Estar (PBE). A análise fatorial confirmatória foi concretizada através da modelação da equação estrutural proposta para descrever a dimensionalidade da escala, tomando em conta os erros de mensuração e as especificações causais entre conjuntos de itens e cada uma das dimensões. Constatou-se que a subescala VaPI apresenta uma consistência interna aceitável e uma boa homogeneidade, e as subescalas VaPU e PBE uma boa consistência interna e uma boa homogeneidade.

A estrutura encontrada na escala ajuda a clarificar a dimensionalidade do construto identificação escolar. Os resultados corroboram as conclusões de Firestone e Rosenblum (1988), Finn (1989) e Voelkl (1996, 1997, 2012) de que a identificação escolar se traduz em sentimentos de pertença e valorização.

Não encontramos indícios de dimensões como a rejeição, aceitação, e relações de amizade. Concluimos que o PSSM de Goodenow (1993), em contraste com o nosso instrumento, mede algo fundamentalmente diferente, apresentando diferenças não só nos seus itens, mas também relativamente ao construto subjacente. O instrumento PSSM parece centrar-se sobretudo nas percepções dos alunos relativamente à aceitação/rejeição que sentem na sua interação com os outros membros do meio escolar, e nas percepções de como os outros os veem e como estas percepções os fazem sentir. Os nossos itens e dimensões não focam as relações com os outros, mas antes se focalizam na relação do aluno com a escola, no sentido de perceber que utilidade prática esta tem para si, mas também se a mesma constitui ou não um local onde vai construindo a sua autoconfiança e a sua sensação de autoeficácia, e de se aquilo que aprende na escola tem para si um valor que transcende uma utilidade meramente prática. Somos levados a uma conclusão semelhante em relação ao instrumento de Brown et al. (2000), especialmente nas dimensões de crença e compromisso.

Relativamente à escala BSSB de Whiteside-Mansell et al. (2015), os fatores que representam componentes da vinculação parecem ser semelhantes à dimensão a que chamámos “Sentimentos de Pertença e Bem-Estar”. A primeira (Power/connect) focaliza as relações entre o aluno e os agentes educativos no sistema escolar, procurando caracterizar em que medida os alunos sentem uma ligação afetiva com os adultos na escola. A segunda (Connectedness/Belong) focaliza mais o sentimento do aluno de ligação afetiva com os seus pares e com a própria escola.

Os resultados obtidos expandem o corpo de conhecimento traduzido na literatura sobre a identificação escolar, no sentido em que os sentimentos de valorização do aluno em relação à escola surgem refletidos em duas dimensões distintas (VaPI e VaPU). Previamente, foram descritas duas dimensões de identificação escolar (Finn, 1989; Firestone & Rosenblum, 1988; Voelkl, 1996, 1997, 2012). O modelo fatorial apresentado no presente artigo confirma a componente relativa aos sentimentos de pertença, mas distingue duas dimensões relacionadas com os sentimentos de valorização do aluno em relação à escola - uma dimensão relativa a sentimentos de valorização pessoal e outra dimensão relativa a sentimentos de valorização da escola assente numa perspetiva mais utilitarista, ou de maior sentido prático. As três dimensões que resultaram das nossas análises têm muitas semelhanças com as dimensões *valuing* e *belonging* de Voelkl.

Segundo Voelkl, valuing "... is represented by students' assessment of the general importance of school and of the utility of everyday schooling for one's future success" (1996, p. 762). Mais tarde, Voelkl (2012) incluiu também sentimentos do aluno: "feeling that school outcomes have personal importance and/or practical importance, that is, that they are worthwhile" (p. 198).

Assim, a dimensão VaPU refere-se a uma valorização da escola num sentido mais instrumental, onde o aluno reconhece o valor prático daquilo que aprende na escola, e que se traduz, por exemplo, em itens como "O meu futuro depende do que faço na escola" ou "Para mim tirar boas notas é garantia de um bom futuro".

Já a dimensão VaPI traduz uma valorização da escola no sentido em que o aluno se sente identificado com a escola porque esta o valoriza, fá-lo sentir-se confiante. Como escreve Voelkl,

Personal importance can evolve from an internal sense of fulfillment (e.g., interest, enjoyment, satisfaction from completing school tasks)... or external sources (e.g., satisfactory grades, encouragement from teachers or parents) (2012, p. 198).

Notam-se aqui semelhanças relativamente ao nosso item (invertido), "Não me importo com as notas desde que passe de ano"; "Os meus professores nunca me consideraram um bom aluno" (invertido); e "Tenho capacidades para entrar na universidade". Aliás, é de acentuar que, nas análises das correlações entre as três dimensões resultantes, a associação mais forte é precisamente entre estas duas subdimensões da dimensão *valuing* ( $r=.47, p<.001$ ).

A distinção relativa aos sentimentos de valorização não é, de facto, totalmente omissa na literatura já existente. Voelkl (2012) refere a possibilidade da dimensão valorização incluir sentimentos de auto-realização ou derivar apenas de uma perspetiva mais utilitarista da escola, como algo que é necessário para atingir uma meta. No entanto, a autora atribui maior relevo à existência ou não no aluno deste sentimento de valorização, não atribuindo o mesmo relevo às razões que o consubstanciam. Como tal, acreditamos residir aqui o motivo para a sua não distinção da valorização pessoal e valorização utilitarista como dimensões distintas.

No nosso estudo, as análises foram efetuadas numa população heterogénea relativamente à variável idade dos alunos. As escalas resultantes podem ser úteis para o estudo de relações entre as diferentes componentes da identificação escolar e outras variáveis do processo de ensino e aprendizagem (por exemplo, feedback, envolvimento escolar e as eventuais trajetórias escolares).

Futuras investigações deverão analisar o comportamento das escalas em subgrupos etários e por ano de escolaridade. Recomenda-se o recurso a outras técnicas que permitam analisar a validade concorrente, convergente, divergente e preditiva da escala. De interesse especial seria um estudo que comparasse e contrastasse as dimensões de vinculação da BSSB com as dimensões de pertença que emergiram do nosso estudo. É importante o desenvolvimento de novas investigações que permitam, por um lado, corroborar os resultados obtidos e, por outro, dar seguimento a este estudo que foi um primeiro passo na validação das escalas que permitem aceder a diferentes aspetos da identificação escolar dos alunos.

## Referências

- Abrantes, P. (2003). Identidades juvenis e dinâmicas de escolaridade. *Sociologia, Problemas e Práticas*, 41, 93-115.
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., & Furlong, M. J. (2008). Student engagement with school: Critical conceptual and methodological issues of the construct. *Psychology in the Schools*, 45, 369-386. doi: 10.1002/pits.20303
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.

- Bentler, P. M., & Bonnet, D. C. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*, 588-606.
- Brown, R., Leigh, G., & Barton, K. (2000). The school connection scale: A factor analysis. *Psychological Reports*, *87*, 851-858.
- Centers for Disease Control and Prevention. (2009). *School connectedness: Strategies for increasing protective factors among youth*. Atlanta, GA: U.S. Department of Health and Human Services.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha?. An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, *78*, 98-104.
- Diniz, A. M., & Almeida, L. S. (2005). Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES): Metodologia de construção e validação. *Análise Psicológica*, *XXIII*, 461-476.
- Finn, J. (1989). Withdrawing from school. *Review of Educational Research*, *59*, 117-142.
- Firestone, W. A., & Rosenblum, S. (1988). Building commitment in urban high schools. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, *10*, 285-299.
- Freire, S., Carvalho, C., Freire, A., Azevedo, M., & Oliveira, T. (2009). Identity construction through schooling: Listening to students' voices. *European Educational Research Journal*, *8*, 80-88.
- Gee, J. P. (2000). Identity as an analytic lens for research in education. *Review of Research in Education*, *25*, 99-125.
- Goodenow, C. (1993). The psychological sense of school membership among adolescents: Scale development and educational correlates. *Psychology in the Schools*, *30*, 79-90.
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. Berkley: University of California Press.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, *6*, 53-60.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1-55.
- Klapam, A., & Flum, H. (2012). Identity formation in educational settings: A critical focus for education in the 21<sup>st</sup> century. *Contemporary Educational Psychology*, *37*, 171-175.
- Libbey, H. P. (2004). Measuring student relationship to school: Attachment, bonding, connectedness, and engagement. *Journal of School Health*, *74*, 274-283.
- Mulaik, S. A., James, L. R., van Alstine, J., Bennet, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, *105*, 430-445.
- Pilati, R., & Laros, J. A. (2007). Modelos de equações estruturais em psicologia: Conceitos e aplicações. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *23*, 205-216.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, *74*, 107-120.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification. *Multivariate Behavioral Research*, *25*, 173-180.
- Veiga, F., Galvão, D., Festas, I., & Taveira, C. (2012). Envolvimento dos alunos na escola: Variáveis contextuais e pessoais: Uma revisão de literatura. *Psicologia, Educação e Cultura*, *16*, 36-50.
- Voelkl, K. (1996). Measuring students' identification with school. *Educational and Psychological Measurement*, *56*, 760-770.
- Voelkl, K. (1997). Identification with school. *American Journal of Education*, *105*, 294-318.

- Voelkl, K. (2012). School identification. In S. Christianson, A. Reschly, & C. Wylie (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 193-218). New York: Springer.
- Wenger, E. (2007). *Communities of practice: Learning, meaning and identity*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Whiteside-Mansell, L., Weber, J., Moore, P., Johnson, D., Williams, E., . . . Phillips, B. (2015). School bonding in early adolescence: Psychometrics of the Brief Survey of School Bonding. *The Journal of Early Adolescence*, 35, 245-275. doi: 10.1177/0272431614530808
- You, S., Ritchey, K., Furlong, M., Shochet, I., & Boman, P. (2011). Examination of the latent structure of the psychological sense of school membership scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 225-237.

The present study describes the process of construction and psychometric study of a scale that measures elementary and high school student perceptions about their level of school identification. The questionnaire was administered to 1089 students attending the 6<sup>th</sup>, 7<sup>th</sup>, 9<sup>th</sup> and 10<sup>th</sup> grades in continental Portugal (median age=13 years). One random subsample was submitted to exploratory factor analysis ( $n_1=354$ ); a second was submitted to a confirmatory factor analysis ( $n_1=388$ ). Analyses yielded three dimensions: (a) Intrinsic Valuing,  $\alpha=.74$ ; (b) Practical Valuing,  $\alpha=.74$ ; and (c) Belonging and well-being,  $\alpha=.78$ . The scales are useful and appropriate for evaluating students' perceptions about their school identification.

**Key words:** Compulsory education students, School identification, Scale construction.

*Submissão:* 02/04/2015

*Aceitação:* 14/07/2015

