

Santos, P. J., & Maia, J. (1999). Adaptação e análise factorial confirmatória da *Rosenberg Self-Esteem Scale* com uma amostra de adolescentes: Resultados preliminares. In Ana Paula Soares, Salvador Araújo & Susana Caires (Organizadores), *Avaliação psicológica: Formas e contextos* (Vol. VI) (pp. 101-113). Braga: APPORT.

**ADAPTAÇÃO E ANÁLISE FACTORIAL CONFIRMATÓRIA DA ROSENBERG
SELF-ESTEEM SCALE COM UMA AMOSTRA DE ADOLESCENTES:
RESULTADOS PRELIMINARES**

Paulo Jorge Santos & José Maia
(*Universidade do Porto*)

Resumo: A auto-estima constitui um dos constructos mais investigados em inúmeras áreas da Psicologia. A *Rosenberg Self-Esteem Scale* (RSES) é um dos mais antigos e utilizados instrumentos de avaliação da auto-estima global. Embora tenha sido inicialmente concebida como uma escala unidimensional, alguns autores identificaram dois factores subjacentes à estrutura factorial da RSES. O objectivo desta investigação consistiu em realizar um estudo de validação prévio desta escala com uma amostra de estudantes do Ensino Secundário e avaliar a dimensionalidade da escala recorrendo à análise factorial confirmatória. A interpretação dos resultados, após teste de vários modelos factoriais, sugere que o modelo unifactorial é o que melhor se adequa aos dados relativos à amostra utilizada nesta investigação.

Introdução

A auto-estima constitui um dos constructos psicológicos mais estudados no campo da Psicologia, ocupando um lugar central em inúmeros domínios de investigação (Harter, 1983). Tem sido geralmente admitido que a auto-estima constitui a componente de avaliação do auto-conceito (Blascovich & Tomaka, 1991; Chiu, 1988; Harter, 1983; Rosenberg, 1965). Este seria constituído pelas diferentes percepções e descrições que os indivíduos desenvolvem sobre as suas características pessoais. Por seu turno, a auto-estima consistiria na avaliação mais positiva ou negativa que os sujeitos fazem acerca dos seus atributos.

Os primeiros instrumentos de avaliação da auto-estima reflectiam uma concepção unidimensional deste constructo na medida em que privilegiavam uma avaliação global do valor que os indivíduos atribuíam a si próprios (Blascovich & Tomaka, 1991; Keith & Bracken, 1996; Strein, 1995). Posteriormente, outros autores procuraram avaliar a auto-estima relativamente a dimensões específicas do auto-conceito (auto-conceito académico, auto-conceito físico, etc.) tendo, para o efeito, desenvolvido metodologias e instrumentos de avaliação de natureza multidimensional (Addeo, Greene & Gleisser, 1994; Fleming & Courtney, 1984; McIntire & Levine,

1984; Openshaw, Thomas & Rollins, 1981). As concepções mais globais ou mais específicas da auto-estima não são necessariamente incompatíveis, podendo ter uma importância distinta em termos de compreensão e predição do comportamento (O'Brien, 1985; Rosenberg, 1979; Simpson & Boyle, 1975).

A Rosenberg Self-Esteem Scale: descrição do instrumento e revisão da investigação

Dada a natureza essencialmente fenomenológica da auto-estima, os métodos de auto-relato são os mais utilizados em termos de avaliação e, entre estes, as *rating-scales* ocupam um lugar de destaque. Uma das mais antigas escalas de avaliação da auto-estima global é a *Rosenberg Self-Esteem Scale* (RSES; Rosenberg, 1965). Rosenberg (1965) definiu auto-estima como "(...) uma atitude positiva ou negativa relativamente a um objecto particular, a saber, o self" (p. 31). Uma auto-estima elevada, tal como é avaliada pela RSES, indicaria que o indivíduo se considera uma pessoa de valor, que se respeita a si mesmo por aquilo que é, não se sentindo, necessariamente, superior aos outros. Uma baixa auto-estima, por sua vez, implicaria, por parte do sujeito, uma desvalorização, insatisfação e falta de respeito relativamente a si próprio.

A RSES é constituída por 10 itens, 5 de orientação positiva (e.g., *globalmente, estou satisfeito comigo próprio*) e 5 de orientação negativa (e.g., *sinto que tenho pouco de que me orgulhar*). O processo de validação original, que serviu de base a um estudo de grande amplitude efectuado com uma amostra de 5024 adolescentes, permitiu evidenciar excelentes índices de unidimensionalidade de acordo com os pressupostos subjacentes à escala tipo Guttman, originalmente utilizada para o desenvolvimento da RSES (Rosenberg, 1965), embora, na maioria dos casos em que a escala é utilizada, se opte por um formato *Likert*, com quatro ou cinco alternativas de resposta. De igual forma, foram encontradas associações, nas direcções esperadas, entre os resultados que várias amostras de sujeitos obtiveram na RSES e sinais de depressão, estatuto sociométrico, participação em actividades académicas, entre outros indicadores (ver Rosenberg, 1965, pp. 16-30).

A RSES transformou-se rapidamente num padrão de referência no panorama da avaliação relativa à auto-estima (Blascovich & Tomaka, 1991; Chiu, 1988; Keith & Bracken, 1996). A brevidade de aplicação, a linguagem acessível dos itens e os resultados positivos evidenciados no estudo original de validação, fizeram com que a RSES passasse a ser a escala de avaliação da auto-estima mais utilizada (Blascovich & Tomaka, 1991), tendo sido igualmente empregue com populações não adolescentes, nomeadamente, jovens adultos, adultos e adultos idosos (Dobson, Goudy, Keith, & Powers, 1979; Dobson, Powers, Keith, & Goudy, 1979; Fleming & Courtney, 1984; Shahani, Dipboye, & Phillips, 1990; Simpson & Boyle, 1975). Simultaneamente, a escala conheceu traduções e adaptações para outras línguas, como a italiana (Prezza, Trombaccia & Armento, 1997) ou a francesa, na versão canadiana (Vallieres & Vallerand, 1990).

A ampla utilização da RSES em inúmeras investigações permitiu analisar, com maior detalhe, as suas características psicométricas. Assim, verificou-se que a escala evidencia bons níveis de consistência interna, avaliados pelo *alpha* de Cronbach, com os valores médios a situarem-se, na maioria dos casos, acima de .80 (Dobson, Goudy, Keith, & Powers, 1979; Fleming & Courtney, 1984; Gray-Little, Williams, & Hancock, 1997; Hagborg, 1996; McCarthy & Hoge, 1982; O'Brien, 1985; Prezza, Trombaccia & Armento, 1997; Vallieres & Vallerand, 1990). A estabilidade temporal dos resultados da RSES apresenta, igualmente, valores aceitáveis. Silber e Tippett (citados por Rosenberg, 1965), por exemplo, obtiveram um valor de .85 de correlação teste-reteste com um intervalo entre avaliações de duas semanas. Outras investigações encontraram valores mais baixos, que oscilaram entre .62 e .84, com os intervalos de tempo a variarem entre uma semana e 6 meses (Byrne, 1983; Fleming & Courtney, 1984; Prezza et al., 1997; Vallieres & Vallerand, 1990).

Em termos de validade a investigação realizada com a RSES tem evidenciado correlações significativas com outros instrumentos de avaliação da auto-estima (Addeo et al., 1994; Byrne, 1983; Demo, 1985; Francis & Wilcox, 1995; Hagborg, 1996; McCurdy & Kelly, 1997; O'Brien, 1985; Simpson & Boyle, 1975) e com um conjunto de variáveis de natureza psicológica, como a depressão (Fleming & Courtney, 1984; Prezza et al., 1997; Vallieres & Vallerand, 1990), a ansiedade (Fleming & Courtney, 1984; Prezza et al., 1997), a anomia (Fleming & Courtney, 1984), a satisfação com a vida (Diener & Diener, 1995; Diener, Emmons, Larsen & Griffin, 1985; Hong, Bianca, Bianca & Bollington, 1993; Vallieres & Vallerand, 1990) e a percepção de apoio social (Prezza et al., 1997).

Análise factorial exploratória da RSES

Provavelmente o aspecto que mais controversia tem suscitado relativamente à RSES diz respeito à estrutura factorial da escala. Um conjunto de estudos que recorreu à análise factorial exploratória chegou a conclusões algo contraditórias. Kaplan e Pokorny (1969) foram os primeiros a analisar a estrutura factorial da RSES tendo identificado dois factores. O primeiro, que designaram por auto-depreciação, reflectia a expressão de um afecto negativo intenso relativamente ao *self*, enquanto que o segundo parecia estar relacionado com uma postura de defesa do valor individual. Ambos os factores eram saturados por itens de orientação negativa e positiva.

Outras análises factoriais identificaram, igualmente, dois factores na RSES mas a maioria delas constatou que os itens de orientação negativa saturavam um factor e os de orientação positiva saturavam outro factor (Carmines & Zeller, 1974; Hensley & Roberts, 1976; Hensley, 1977). Este facto não impediu, contudo, que alguns autores defendessem a unidimensionalidade da RSES. Carmines e Zeller (1974) compararam o padrão de correlações entre um conjunto de critérios que se distribuíam por três categorias (características socioeconómicas, predisposições psicológicas e atitudes sociais e políticas) e as duas sub-escalas formadas pelos itens de orientação positiva e

negativa. Se existissem diferenças substanciais entre os dois factores, que designaram por auto-estima positiva e negativa, então seria de esperar encontrar correlações distintas com pelo menos alguns dos critérios escolhidos, reflectindo, desta forma, distinções substantivas em termos de avaliação do auto-conceito. As correlações observadas entre as dimensões de auto-estima positiva e negativa com o conjunto de critérios escolhidos foram praticamente idênticas em termos de magnitude e direcção, não se registando nenhuma diferença estatisticamente significativa entre elas. A conclusão dos autores é de que "(...) a estrutura bifactorial dos itens é uma função de uma única dimensão substantiva que é contaminada por um aspecto metodológico" (Carmines & Zeller, 1974, p. 89). Numa investigação similar Hagborg (1996) chegou a conclusões semelhantes. A identificação de dois factores na RSES parece dever-se mais à existência de itens de orientação positiva e negativa do que a verdadeiras diferenças com significado teórico ou clínico. Aliás, análises factoriais exploratórias realizadas com outros instrumentos que incluem os dois tipos de itens têm conduzido a conclusões semelhantes (e.g. Forsterlee & Ho, 1999).

Em suma, parece que a maior parte dos autores que recorreram à análise factorial exploratória se inclina para sustentar a unidimensionalidade da RSES, independentemente de algumas investigações terem identificado uma solução bifactorial, avançando argumentos de natureza teórica e empírica (Gray-Little et al., 1997; Hensley & Roberts, 1976; Hensley, 1977; Keith & Bracken, 1996). Para além disso, alguns autores encontraram um único factor subjacente à estrutura factorial da RSES (Dobson et al., 1979; O'Brien, 1985).

Análise factorial confirmatória da RSES

Com o objectivo de ultrapassar as limitações inerentes à análise factorial exploratória alguns estudos recorreram à análise factorial confirmatória. Com esta é possível analisar com muito maior rigor a estrutura factorial, apresentando, *a priori*, a estrutura que se deseja testar, neste caso unidimensional ou multidimensional. Genericamente, o que se faz é comparar a estrutura original dos dados com aquela que é imposta pelo modelo a partir de um conjunto variado de índices que vão do ajustamento global ao local (Maia, 1996; Schumacker & Lomax, 1996; Watkins, 1989).

Shevlin, Bunting e Lewis (1995) e Vallieres e Vallerand (1990) testaram unicamente o modelo unidimensional, em amostras constituídas por estudantes universitários, tendo concluído que os dados encontrados sustentavam a unifactorialidade da RSES.

Goldsmith (1986), por seu turno, testou tanto o modelo unidimensional como os modelos factoriais encontradas por Kaplan e Pokorny (1969) e por Carmines e Zeller (1974), a que já fizemos referência. O modelo bifactorial, com os itens de orientação positiva a formarem um factor e os de orientação negativa a formarem outro, foi aquele que melhor índices de ajustamento obteve. Todavia, muitos dos itens saturaram ambos os factores, situação que sugere a existência de um único factor. O autor analisou ainda o padrão de correlações entre a totalidade dos itens da RSES, os itens de orientação

negativa e os itens de orientação positiva com vários critérios externos em duas amostras de sujeitos, uma constituída por adultos e outra por estudantes universitários. As correlações eram muito similares para a amostra de estudantes, mas algumas diferenças foram identificadas na amostra de adultos, o que levou Goldsmith (1986) a admitir que a RSES possa ser unidimensional com determinado tipo de populações mas não com outras.

Shahani e colaboradores (1990), recorrendo a uma análise factorial confirmatória, realizada com uma amostra de adultos, verificaram que o modelo de Kaplan e Pokorny (1969) era superior ao modelo unidimensional mas que, mesmo assim, o ajustamento global não era satisfatório. Resolveram, então, realizar uma análise factorial exploratória, que revelou uma estrutura factorial composta por dois factores, um composto por 7 itens, essencialmente de orientação negativa, e outro por 3 itens de orientação positiva. Este resultado, próximo do encontrado por Kaplan e Pokorny (1969), foi analisado através da comparação do padrão de correlações da auto-estima global e das escalas resultantes dos dois factores com um conjunto de variáveis relacionadas com atitudes relativas ao trabalho. Os resultados demonstraram que o padrão de correlações dessas variáveis com a auto-estima global e com a escala formada pelos itens essencialmente negativos era semelhante, constatando-se algumas diferenças relativamente à escala formada por 3 itens de orientação positiva. Os autores concluem que os seus resultados "(...) apoiam tanto aqueles que advogaram uma estrutura com dois factores" (Shahani et al., 1990, p. 286).

Resultados muito próximos dos de Shahani e colaboradores (1990) foram encontrados por Prezza e colaboradores (1997). Estes autores sustentam se que justifica a utilização do resultado global da escala, embora a estrutura factorial da RSES seja complexa.

A investigação que analisou um maior número de modelos factoriais concorrentes, com o recurso à análise factorial confirmatória, foi conduzida por Tomás e Oliver (1999) com uma versão espanhola da RSES. Os autores concluíram que os resultados do seu estudo "(...) sugerem a existência de um único factor (*auto-estima global*) subjacente às respostas à escala de Rosenberg" (p. 94). Todavia, este estudo, à semelhança do que já tinha acontecido numa investigação de Marsh (1996), detectou a presença de envezamentos nas respostas dos sujeitos relacionados com a forma como os itens se encontram redigidos, especialmente os de orientação negativa.

Resumindo, a maioria das investigações que testaram a RSES recorrendo à análise factorial confirmatória concluíram que a escala avalia um único factor, embora a existência de itens de orientação positiva e negativa possa ter exercido influência nos índices de ajustamento das soluções factoriais testadas.

Investigação realizada em Portugal com a RSES

A RSES foi já utilizada em diversas investigações no nosso país, existindo, desta forma, várias versões traduzidas da escala (Baptista, 1995; Dias, 1996; Lopes, 1996;

Seco, 1991; Simões & Lima, 1992). Esta multiplicação de versões portuguesas do mesmo instrumento, com diferenças, por vezes consideráveis, ao nível da tradução, não deixa de constituir um obstáculo para um conhecimento aprofundado da escala em questão.

Nos diversos estudos que conseguimos referenciar, e não procuramos ser exaustivos nesta pesquisa, foi possível, contudo, identificar algumas fragilidades no processo de adaptação da RSES. Em primeiro lugar, deparámos com algumas traduções que, no mínimo, poderemos considerar discutíveis. O processo de tradução de instrumentos de avaliação psicológica encerra dificuldades assinaláveis que só se podem tentar superar mediante algum rigor metodológico na condução do processo de tradução (Van de Vijver & Hambleton, 1996). Ora, o que por vezes encontramos foi a completa ausência da descrição da metodologia e das circunstâncias em que ocorreu a tradução da escala. A qualificação e a experiência dos respectivos tradutores não era, por regra, devidamente explicitada.

Também julgamos importante assinalar a total ausência da utilização de grupos de sujeitos, com características semelhantes à população que se deseja estudar, com o objectivo de recolher, de forma qualitativa e não estandardizada, informações relativas à maior ou menor facilidade com que as instruções e os itens da escala são percebidos. O objectivo que se pretende alcançar com este procedimento, cujo recurso consideramos essencial, é maximizar não somente as possibilidades de se obter um equivalente linguístico tão próximo do instrumento original quanto possível, mas, igualmente, de um equivalente cultural (Almeida & Freire, 1997; Van de Vijver & Hambleton, 1996; Van de Vijver & Poortinga, 1997).

Constatámos, de igual forma, que, na maioria dos casos, as diversas versões portuguesas da RSES eram utilizadas sem que se tivesse realizado um trabalho aprofundado de validação prévia da escala. Como oportunamente referem Van de Vijver e Hambleton (1996), “*a transferência de validade (...) de um contexto cultural para outro não pode ser considerada como garantida, mas tem que ser demonstrada. Instrumentos que possuem uma boa validade num grupo cultural podem perder algumas das suas características psicométricas após a tradução*” (p. 95). Neste contexto, identificámos uma única investigação que conduziu uma análise factorial exploratória com uma versão portuguesa da RSES (Dias, 1996).

Finalmente, é de salientar que somente uma das investigações referenciadas utilizou uma amostra feminina de adolescentes (Baptista, 1995), enquanto que as restantes optaram por amostras constituídas por jovens adultos (Dias, 1996; Seco, 1991), adultos (Simões & Lima, 1992) e adultos idosos (Lopes, 1996). Recorde-se que a RSES foi originalmente construída com o objectivo de ser aplicada em populações adolescentes.

Tendo em conta as limitações que apontamos às investigações atrás indicadas, o principal objectivo deste estudo consistiu na adaptação de uma versão portuguesa da RSES. Mais especificamente, num primeiro esforço de validação do instrumento, pretendeu-se analisar a sua estrutura factorial, numa amostra de adolescentes, através da análise factorial confirmatória.

Método

Procedimento

O primeiro passo consistiu na tradução da RSES. Esta foi inicialmente efectuada por uma tradutora, sendo posteriormente revista por um segundo tradutor que introduziu algumas modificações pontuais. Ambos os tradutores possuíam formação superior na área das Línguas e Literaturas Modernas e experiência no trabalho de tradução. Finalmente, esta versão foi analisada por uma psicóloga especializada em Consulta Psicológica de jovens que sugeriu algumas alterações menores. A opção por uma estratégia de traduções sucessivas com recurso a um grupo de pessoas que combinou competência linguística e conhecimentos de Psicologia teve como objectivo principal tentar evitar um processo que conduzisse a uma tradução demasiado literal. Esta situação é susceptível de ocorrer com maior probabilidade quando se utiliza a metodologia da tradução-retroversão (ver Van de Vijver & Hambleton, 1996).

Recorremos, ainda, a três amostras de sujeitos, constituídas por estudantes do Ensino Secundário, do 10º, 11º e 12º anos de escolaridade, de ambos os géneros (n total = 25), para testar o nível de compreensão das instruções e dos itens que constituíram a versão portuguesa da RSES. A escala foi aplicada de forma não estandardizada, tendo-se pedido aos sujeitos que identificassem itens e palavras que suscitassem dúvidas ou hesitações na resposta. De uma forma genérica, constatou-se que a linguagem era acessível e que as instruções eram claras. As alterações introduzidas na sequência deste processo de reflexão falada foram diminutas.

Nesta versão optamos por uma escala *Likert* com 4 alternativas de resposta (4 = *concordo fortemente*, 3 = *concordo*, 2 = *discordo* e 1 = *discordo fortemente*) à semelhança do que sucedeu no processo de adaptação original da escala (Rosenberg, 1965). A cotação dos itens de orientação negativa é invertida de forma que resultados mais elevados indicam níveis mais altos de auto-estima.

Amostra

A amostra foi constituída por 195 estudantes do Ensino Secundário, pertencentes ao 10º, 11º e 12º anos de escolaridade, oriundos de turmas seleccionadas de forma não aleatória de uma escola pública da cidade do Porto. As suas idades encontravam-se compreendidas entre os 15 e os 20 anos, sendo a média de idades de 16,7 anos (D.P.= 1,1). O número de indivíduos do género feminino foi de 100 (51,3%) e os do género masculino 95 (48,7%).

Procedimento

A administração da RSES decorreu em contexto escolar e os sujeitos foram informados de que o objectivo da investigação consistia em estudar a forma como os adolescentes se percepcionavam a si próprios. Salientou-se o carácter voluntário da

participação e assegurada a confidencialidade dos resultados. Não se registaram desistências.

Análise estatística

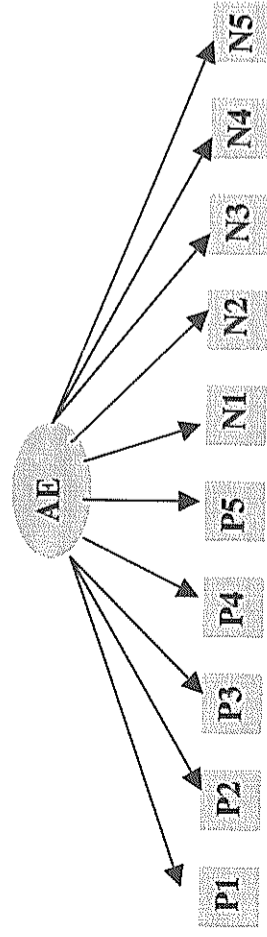
A consistência interna dos itens foi calculada recorrendo ao *alpha* de Cronbach. O estudo da qualidade da estrutura factorial da escala foi realizada com o *software* estatístico EQS (versão 5.6) que testa, de modo confirmatório, usando o método de máxima verosimilhança, uma agregação apriorística dos itens de acordo com uma dada teoria ou corpo de hipóteses substantivo.

O teste ao modelo proposto por Rosenberg (1965) foi efectuado de modo sequencial – modelo de um factor (estrutura unidimensional) *versus* modelo de dois factores, ortogonal e oblíquo (estrutura bidimensional). Estes dois factores eram constituídos, respectivamente, pelos itens de orientação positiva (auto-estima positiva) e de orientação negativa (auto-estima negativa). A qualidade dos modelos testados (Fig. 1) foi avaliada de acordo com as estatísticas habituais (ver Maia, 1996).

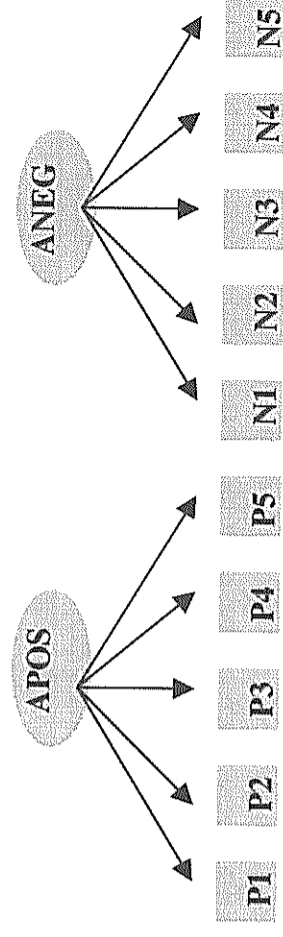
Resultados

O valor do *alpha* de Cronbach, para o modelo unidimensional foi de .84, enquanto que para o modelo com dois factores foi de .68 (auto-estima positiva) e de .81 (auto-estima negativa). Os valores são moderadamente elevados, o que reflecte, de certo modo, a homogeneidade dos itens para representar semanticamente as características do constructo da auto-estima. No que respeita à escala no seu conjunto, a consistência interna aproxima-se dos valores mais elevados que têm sido apresentados em diversas investigações (Blascovich & Tomaka, 1991).

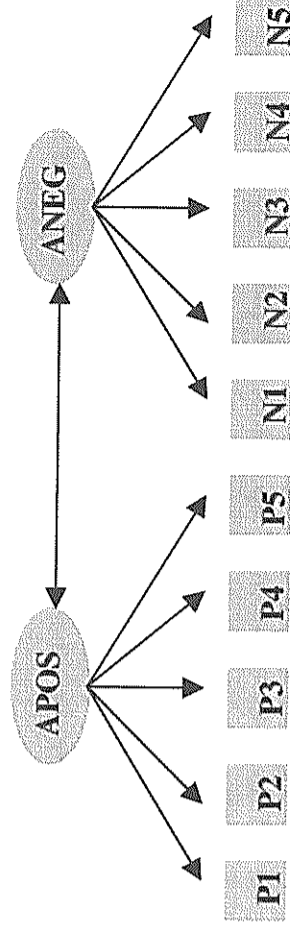
No Quadro I indicam-se as estatísticas obtidas para os diferentes modelos.



MODELO 1



MODELO 2



MODELO 3

Figura 1. Modelos testados: Modelo 1 = um factor; Modelo 2 = dois factores; Modelo 3 = dois factores correlacionados; AE = auto-estima; APOS = auto-estima positiva; ANEG = auto-estima negativa; P = item de orientação positiva; N = item de orientação negativa. Por simplicidade de representação as variâncias-erro não se encontram assinaladas.

Quadro I - Valores das estatísticas de ajustamento global para os vários modelos.

Modelos	Qui-Quadrado	Graus de Liberdade	RMR _{st}	GFI	RMSEA
Nulo	635.35	45	—	—	—
Unidimensional	71.08	35	.05	.94	.07 (.05; .10)
Bidimensional (ortogonal)	164.42	35	.23	.78	.14 (.12; .16)
Bidimensional (obliquo)	56.25	34	.05	.96	.06 (.03; .09)

Nota. RMR_{st} = Root Mean Square Residual Standardized; GFI = Goodness of Fit; RMSEA = Root Mean Square of Approximation.

É evidente, a partir da análise dos valores do quadro, a vantagem e qualidade superiores do modelo unidimensional relativamente ao modelo nulo ($\Delta \chi^2_{(10)} = 564,26, p < .001$).

As soluções bidimensionais são distintas, não só na sua estrutura, como também na qualidade do ajustamento ($\Delta \chi^2_{(1)} = 108,17, p < .001$). A solução ortogonal é inadequada. Contudo, um contraste entre o modelo unidimensional e o bidimensional com solução obliquo mostra uma vantagem deste último se considerarmos exclusivamente a variação no $\chi^2_{(1)} = 14,83, p < .001$. Importa salientar que, apesar deste ganho do ajustamento global em termos da redução do valor do χ^2 , as outras estatísticas não reflectem diferenças substanciais e inequívocas de superioridade do modelo bidimensional relativamente ao modelo unidimensional. Um aspecto particularmente importante a realçar é a elevada relação entre os factores: .84. Destes resultados não nos parece haver uma forte vantagem, em termos estatísticos, do modelo bidimensional obliquo relativamente ao unidimensional.

Discussão

Os resultados da análise factorial confirmatória permitem concluir que o modelo unidimensional é aquele que, de forma mais parcimoniosa, sintetiza a estrutura factorial subjacente à RSES. O modelo unidimensional é claramente superior ao modelo bidimensional com uma solução ortogonal. Simultaneamente, o incremento ao nível dos índices de ajustamento do modelo bidimensional com uma solução obliqua relativamente ao modelo unidimensional não é suficiente para que, de forma

substantiva, se possa considerar aquele como o mais adequado relativamente aos dados recolhidos.

A análise dos valores da consistência interna, calculados com recurso ao *alpha* de Cronbach, demonstra, igualmente, que a RSES apresenta um conjunto de itens com um grau de homogeneidade relativamente elevado.

Em suma, a investigação que realizamos com a presente versão portuguesa da RSES demonstrou que a escala deve ser concebida como avaliando um único factor (auto-estima global), validando, deste modo, o modelo proposto por Rosenberg (1965). Ao nível teórico a solução unifactorial é mais defensável. A distinção entre diferentes dimensões da auto-estima subjacentes à RSES que alguns autores propuseram (e.g. Kaplan & Pokorny, 1969) teve mais a ver mais com questões de natureza metodológica, relacionadas com os resultados de algumas análises factoriais, do que propriamente com conceptualizações teóricas suficientemente amadurecidas. Por outro lado, a análise das relações entre outros constructos psicológicos e a auto-estima, tal como esta é medida pela RSES, é grandemente facilitada no caso de, como parece ser o caso, existir um único factor.

Este estudo factorial da escala constitui somente um primeiro passo no âmbito de um processo de validação mais vasto que importa prosseguir com esta versão da RSES. A análise da invariância factorial da escala com diferentes grupos (género e idade, principalmente) e da validade convergente com outras variáveis psicológicas teoricamente associadas à auto-estima, poderão constituir as etapas seguintes deste processo.

Referências

- Addeo, R. R., Greene, A. F., & Geisser, M. E. (1994). Construct validity of the Robson Self-esteem Questionnaire in a college sample. *Educational and Psychological Measurement*, 54, 439-446.
- Almeida, L. S., & Freire, T. (1997). Metodologia da investigação em psicologia e educação. Coimbra: APPORT.
- Baptista, P. M. F. (1995). Satisfação com a imagem corporal e auto-estima: Estudo comparativo de adolescentes envolvidas em diferentes níveis de actividade física. Dissertação de mestrado não publicada. Faculdade de Ciências do Desporto e de Educação Física, Universidade do Porto.
- Blascovich, J., & Tomaka, J. (1991). Measures of self-esteem. In John P. Robinson, Phillip R. Shaver, & Lawrence S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (Vol. 1) (pp. 115-160). San Diego, CA: Academic Press.
- Byrne, B. M. (1983). Investigating measures of self-concept. *Measurement and Evaluation in Guidance*, 16, 115-126.
- Carrines, E. G., & Zeller, R. A. (1974). On establishing the empirical dimensionality of theoretical terms: An analytical example. *Political Methodology*, 1, 75-96.
- Chiu, L. H. (1988). Measures of self-esteem for school-age children. *Journal of Counseling and Development*, 66, 298-301.
- Demo, D. H. (1985). The measurement of self-esteem: Refining our methods. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 1490-1502.
- Dias, M.G. (1996). Tarefas desenvolvimentais e bem-estar psicológico dos jovens. Dissertação de doutoramento não publicada, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade do Porto.
- Diener, E., & Diener, M. (1995). Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 653-663.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.

- Dobson, C., Goudy, W. J., Keith, P. M., & Powers, E. (1979). *Further analysis of Rosenberg's Self-esteem Scale*. *Psychological Reports*, 44, 639-641.
- Dobson, C., Powers, E. A., Keith, P. M., & Goudy, W. J. (1979). Anomia, self-esteem, and life satisfaction: Interrelationships among three scales of well-being. *Journal of Gerontology*, 34, 569-572.
- Fleming, J. M., & Courtney, B. E. (1984). The dimensionality of self-esteem: II. Hierarchical facet model for revised measurement scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 404-421.
- Forsterlee, R., & Ho, R. (1999). An examination of the short form of the Need for Cognition Scale applied in an Australian sample. *Educational and Psychological Measurement*, 59, 471-480.
- Francis, L. J., & Wilcox, C. (1995). Self-esteem: Coopersmith and Rosenberg compared. *Psychological Reports*, 76, 1050.
- Goldsmith, R. E. (1986). Dimensionality of the Rosenberg Self-esteem Scale. *Journal of Social Behavior and Personality*, 1, 253-264.
- Gray-Little, B., Williams, V. S. L., & Hancock, T. D. (1997). An item response theory analysis of the Rosenberg Self-esteem Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 443-451.
- Hagborg, W. J. (1996). Scores of middle-school students on the Rosenberg Self-esteem Scale. *Psychological Reports*, 78, 1071-1074.
- Harter, S. (1983). Developmental perspectives on the self-system. In Paul H. Mussen (Series Ed.) & E. M. Hetherington (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 4. Socialization, personality, and social development* (4th ed., pp. 275-385). New York: Wiley.
- Hensley, W. E. (1977). Differences between males and females on Rosenberg Scale of Self-esteem. *Psychological Reports*, 41, 829-830.
- Hensley, W. E., & Roberts, M. K. (1976). Dimensions of Rosenberg's Self-esteem Scale. *Psychological Reports*, 38, 583-584.
- Hong, S. M., Bianca, M. A., Bianca, M. R., & Bollington, J. (1993). Self-esteem: The effects of life satisfaction, sex, and age. *Psychological Reports*, 72, 95-101.
- Oppenshaw, D. K., Thomas, D. L., & Rollins, B. C. (1981). Adolescent self-esteem: A multidimensional perspective. *Journal of Early Adolescence*, 1, 273-282.
- Kaplan, H. B., & Pokorny, A. D. (1969). Self-derogation and psychosocial adjustment. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 149, 421-434.
- Keith, L. K., & Bracken, B. A. (1996). Self-concept instrumentation: A historical and evaluative review. In Bruce A. Bracken (Ed.), *Handbook of self-concept: Development, social, and clinical considerations* (pp. 91-170). New York: Wiley.
- Lopes, D. N. F. (1996). Aptidão física e auto-estima: Um estudo em adultos idosos dos dois sexos do Concelho de Matosinhos envolvidos num programa de atividades físicas regulares. Dissertação de mestrado não publicada, Faculdade de Ciências do Desporto e de Educação Física, Universidade do Porto.
- Maia, J. A. R. (1996). Um discurso metodológico em torno da validade de construto: Posições de um lisrelita. In Leandro S. Almeida, Salvador Araújo, Mário M. Gonçalves, Carla Machado, & Mário R. Simões (Eds.), *Avaliação psicológica: Formas e contextos* (Vol. IV) (pp. 43-50). Braga: APPORT.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifacts? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 810-819.
- McCarthy, J. D., & Hoge, D. R. (1982). Analysis of age effects in longitudinal studies of adolescent self-esteem. *Developmental Psychology*, 18, 372-379.
- McCurdy, B. A., & Kelly, D. B. (1997). Correlations of the MMPI-2 Low Self-esteem Scale with two self-esteem measures. *Psychological Reports*, 81, 826.
- McIntire, S. A., & Levine, E. L. (1984). An empirical investigation of self-esteem as a composite construct. *Journal of Vocational Behavior*, 25, 290-303.
- O'Brien, E. J. (1985). Global self-esteem scales: Unidimensional or multidimensional? *Psychological Reports*, 57, 383-389.
- Oppenshaw, D. K., Thomas, D. L., & Rollins, B. C. (1981). Adolescent self-esteem: A multidimensional perspective. *Journal of Early Adolescence*, 1, 273-282.
- Prezza, M., Trombaccia, F. R., & Armento, L. (1997). La scala dell'autostima di Rosenberg: Traduzione e validazione italiana. *Bollettino di Psicologia Applicata*, 223, 35-44.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: LEA.
- Seco, G. M. S. (1991). *O auto-conceito escolar em educadoras de infância: Um estudo transversal*. Dissertação de mestrado não publicada, Faculdade de Psicologia e de

- Ciências da Educação, Universidade do Coimbra.
- Shevlin, M. E., Bunting, B. P., & Lewis, C. A. (1995). Confirmatory factor analysis of the Rosenberg Self-esteem Scale. *Psychological Reports*, 76, 707-710.
- Shahani, C., Djibo, R. L., & Phillips, A. P. (1990). Global self-esteem as a correlate of work-related attitudes: A question of dimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 54, 276-288.
- Simpson, C. K., & Boyle, D. (1975). Esteem construct generality and academic performance. *Educational and Psychological Measurement*, 35, 897-904.
- Simões, A., & Lima, M. P. (1992). Desenvolvimento do conceito de si escolar, em adultos analfabetos: Um estudo longitudinal. *Revista Portuguesa de Psicologia*, 28, 227-248.
- Strein, W. (1995). Assessment of self-concept (ERIC Document Reproduction Service N° ED 389962).
- Tomás, J. M., & Oliver, A. (1999). Rosenberg's Self-esteem Scale: Two factors or method effects. *Structural Equation Modeling*, 6, 84-98.
- Vallieres, E. F., & Vallerand, R. J. (1990). Traduction et validation canadienne--francaise de L'Échelle de L'Estime de Soi de Rosenberg. *International Journal of Psychology*, 25, 305-316.
- Van de Vijver, F., & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89-99.
- Van de Vijver, F., & Poortinga, Y. H. (1997). Towards an integrated analysis of bias in cross-cultural assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 13, 29-37.
- Watkins, D. (1989). The role of confirmatory factor analysis in cross-cultural research. *International Journal of Psychology*, 24, 685-701.