



Avances en Psicología Latinoamericana

ISSN: 1794-4724

editorial@urosario.edu.co

Universidad del Rosario

Colombia

Silva Soares, Ana Karla; Sobreira Lopes, Guilherme; Teixeira Rezende, Alessandro;
Costa Ribeiro, Maria Gabriela; Silva dos Santos, Walberto; Veloso Gouveia, Valdiney

Escala de Desejabilidade Social Infantil (EDSI): evidência de validade fatorial e
consistência interna

Avances en Psicología Latinoamericana, vol. 34, núm. 2, 2016, pp. 383-394

Universidad del Rosario

Bogotá, Colombia

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=79945606012>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Escala de Desejabilidade Social Infantil (EDSI): evidência de validade fatorial e consistência interna

Children's Social Desirability Scale (CSDS): Evidence of Factorial
Validity and Reliability

Escala de deseabilidade social infantil (EDSI): evidencia de validez
fatorial y consistencia interna

Ana Karla Silva Soares*, Guilherme Sobreira Lopes**, Alessandro Teixeira Rezende*,
Maria Gabriela Costa Ribeiro*, Walberto Silva dos Santos***, Valdiney Veloso Gouveia*

*Universidade Federal da Paraíba, Brasil. **Oakland University, Estados Unidos.

***Universidade Federal do Ceará, Brasil.

Resumo

Este estudo teve como objetivo adaptar a Escala de Desejabilidade Social Infantil (EDSI) para o contexto brasileiro, reunindo evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Realizaram-se dois estudos. No Estudo 1 participaram 228 estudantes do ensino fundamental com idade média de 11 anos (53% do sexo feminino), os quais responderam a EDSI e a perguntas demográficas. A análise fatorial exploratória revelou uma estrutura unifatorial (valor próprio de 2,45), explicando 3.6% da variância total e confiabilidade (Kuder-Richardson) de .66. No Estudo 2 participaram 210 estudantes com idade média de 11 anos (52% do sexo masculino), que responderam aos mesmos instrumentos do estudo anterior. A análise fatorial confirmatória

apresentou resultados que corroboraram a estrutura unifatorial da medida [$\chi^2/gl = 1.53$, $GFI = .96$, $AGFI = .93$, $CFI = .94$, $TLI = .92$, $RMSEA = .050$ ($IC90\% = .001-.084$) e $Pclose = .46$], com Kuder-Richardson de .69, homogeneidade de .22 e Confiabilidade Composta de .76. Conclui-se que este instrumento reúne evidências de validade fatorial e consistência interna, podendo ser empregado para mensurar a desejabilidade social em crianças.

Palavras chave: desejabilidade social infantil; escala; adaptação; validade; precisão.

Abstract

This study aimed to adapt the Children's Social Desirability Scale (CSDS) to the Brazilian context, gathering

* Ana Karla Silva Soares, doutora pela Universidade Federal da Paraíba, Brasil; **Guilherme Sobreira Lopes, doutorando em Psicologia pela Oakland University, Estados Unidos; *Alessandro Teixeira Rezende, graduando pela Universidade Federal da Paraíba, Brasil; *Maria Gabriela Costa Ribeiro, graduanda pela Universidade Federal da Paraíba, Brasil; ***Walberto Silva dos Santos, doutor em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba, professor adjunto II na Universidade Federal do Ceará, Brasil; Valdiney Veloso Gouveia, doutor pela Universidade Complutense de Madrid, Espanha, professor titular da Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Psicologia e pesquisador Nível IA do CNPq. Os autores agradecem as observações e sugestões realizadas pelos revisores anônimos que possibilitaram a melhoria do manuscrito.

A correspondência deste artigo deve ser endereçada ao, Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Psicologia. CEP: 58.051-900. João Pessoa-PB, Brasil. Correio eletrônico: xxx

Como citar este artigo: Soares, A. K., Lopes, G., Rezende, A., Ribeiro, M. G., dos Santos, W. & Gouveia, V. (2016). Escala de Desejabilidade Social Infantil (EDSI): evidência de validade fatorial e consistência interna. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 34(2), 383-394. doi:

evidence of its factorial validity and reliability. Two studies were carried out. Study 1 participants were 228 elementary school students with a mean age of 11 years (53% female). They answered the CSDS and demographic questions. Exploratory factor analysis revealed a one-factor structure (eigenvalue of 2.45), explaining 30.6% of the total variance and presenting reliability (Kuder-Richardson) of .66. Study 2 participants were 210 elementary school students with a mean age of 11 years (52% male), who answered to the same scale and demographic questions in previous study. A confirmatory factor analysis confirmed the one-factor structure [$\chi^2/df=1.53$, $GFI=.96$, $AGFI=.93$, $CFI=.94$, $TLI=.92$, $RMSEA=.050$ (90% CI=.001 to .084) and $Pclose=0.46$], with Kuder-Richardson of .69, homogeneity of .22, and composite reliability of .76. In conclusion, this instrument gathers evidences of factor validity and reliability, indicating that it can be used to measure social desirability in children.

Keywords: childhood social desirability; scale; adaptation; validity; reliability.

Resumen

Este estudio tuvo como objetivo adaptar la Escala de Deseabilidad Social Infantil (EDSI) al contexto brasileiro, reuniendo evidencias de su validez factorial y consistencia interna. Se realizaron dos estudios. En el estudio 1 participaron 228 estudiantes de primaria con edad promedio de 11 años (53% de sexo femenino), los cuales respondieron a EDSI y a preguntas demográficas. El análisis factorial exploratorio reveló una estructura unifactorial de la medida [$\chi^2/df = 1.53$, $GFI = .96$, $AGFI = .93$, $CFI = .94$, $TLI = .92$, $RMSEA = .050$ (IC90% = .001-.084) y $Pclose = .46$], con Kuder-Richardson de .69, homogeneidad de .22 y confiabilidad compuesta de .76. Se concluye que este instrumento reúne evidencias de validez factorial y consistencia interna, pudiendo ser empleado para medir la deseabilidad social en niños. *Palabras clave:* deseabilidad social infantil; escala; adaptación; validez; precisión.

Algumas pessoas, ao responder questionários, escalas ou qualquer outro tipo de medida, especialmente as de autorrelato, são influenciadas por fatores externos ao conteúdo que se pretende avaliar (Gouveia, Guerra, Sousa, Santos, & Costa, 2009; Krumpal, 2013). Pesquisas que versam sobre personalidade, valores e atitudes, nas quais os participantes reportam informações e características acerca de comportamentos pessoais, estão sujeitas a estas influências de modo a promover uma imagem pessoal que se encaixe nos ditames socialmente valorados (Anastasi & Urbina, 2000; Crowne & Marlowe, 1960). Este viés de resposta, relacionado com a criação de imagens consideradas mais “ajustadas” ou “adequadas” à sociedade são, na realidade, um “mascaramento” do real funcionamento psicológico do indivíduo.

As distorções nas respostas podem ser o resultado de um construto que vem sendo foco de discussões entre os pesquisadores desde a década de 1950 (Edwards, 1953), nomeado de *desejabilidade social* (Holden & Passey, 2009; Vésteinsdóttir, Reips, Joinson, & Thorsdottir, 2015). Sua origem e os processos que a permeiam podem estar relacionados a características individuais (e.g., estado de humor) e às formas de aplicação dos instrumentos psicológicos (e.g., lápis e papel, online; Richman, Kiesler, Weisband, & Drasgow, 1999), refletindo uma tendência de as pessoas manifestarem respostas socialmente desejáveis.

Segundo Crowne e Marlowe (1960), o indivíduo tende a optar por respostas que consideram melhores para a sociedade, ou que estão em conformidade com a cultura vigente, visto sua necessidade de aprovação social. De fato, a desejabilidade social pode ser compreendida como uma tendência para se descrever de maneira exageradamente positiva e mais favorável perante os outros (Groh, Ferrari, & Jason, 2009; Holden & Passey, 2009), sendo mais provável de ocorrer, segundo King e Bruner (2000), quando as pessoas são abordadas com res-

peito a temas considerados socialmente sensíveis, como são os casos, por exemplo, de aborto, pena de morte e preconceito.

Frente aos efeitos da desejabilidade social nos resultados de diversos estudos em Psicologia, os pesquisadores têm se dedicado a construir medidas que possam detectá-la. Entre as principais, destaca-se a *Escala de Desejabilidade Social de Marlowe-Crowne* (1960), que consiste em 33 itens direcionados a descrever comportamentos desejáveis, mas pouco comuns (e.g., admitir erros) e indesejáveis, mas comuns (e.g., fofocar), sendo uma das mais conhecidas e utilizadas em contexto acadêmico, com estudos que mostram evidências de sua validade e precisão (Gouveia et al., 2009; Sârbescu, Costea, & Rusu, 2012; Vésteinsdóttir et al., 2015).

Não obstante, apesar da relevância dessa medida, destaca-se que ela tem sido pensada exclusivamente para adultos. Mesmo que alguns autores tenham empregado versões reduzidas de 13 ou 14 itens com amostra de infantes (e.g., Lovegrove, 2011; Baxter, Guinn, Royer, Hitchcock, Smith, & Miller, 2013), ela não foi elaborada para este fim. Portanto, demanda-se contar com medidas específicas para este público-alvo, considerando suas limitações e mesmo o tempo que se pode dispor para sua participação na pesquisa, geralmente realizada em sala de aula. No que concerne às limitações dos infantes, destacam-se problemas relacionados com sua dispersão cognitiva, com maior dificuldade de manter a atenção por muito tempo, e seu vocabulário mais restrito. Portanto, requer-se contar com medidas breves que apresentem linguagem mais apropriada para esta fase do desenvolvimento (Miller et al., 2015).

O interesse em elaborar medidas de autorrelato da desejabilidade social em crianças não são recentes (e.g., Crandall, Crandall & Katkovsky, 1965). Entretanto, apenas na última década têm sido apreciados esforços mais contundentes a respeito, propondo medidas mais curtas (e.g., Miller et al., 2014) e direcionadas especificamente a este grupo (e.g.,

Lemos, 2005). No entanto, apesar destes intentos, ainda são escassas as medidas sobre desejabilidade social direcionadas a criança, inexistindo uma específica no contexto brasileiro. A propósito, buscas realizadas no Google Acadêmico (2015) e SciELO (2015), considerando os últimos cinco anos, unicamente permitiram identificar o estudo de Saraiva e Albuquerque (2015), que empregaram a medida de desejabilidade elaborada por Crandall et al. (1965) em sua versão portuguesa (Costa & Veloso, 2008).

Segundo Miller et al. (2015), a desejabilidade social em adultos e crianças desperta o interesse dos pesquisadores por motivos metodológicos, teóricos e práticos. Um exemplo de desafio metodológico é verificar se os participantes respondem de maneira precisa, isto é, fornecem informações sem a interferência de viés, ou buscam a aprovação social com respostas que visam unicamente sua aceitação na sociedade. Teoricamente, a obtenção de informações sobre a desejabilidade social é importante para compreensão das diferenças individuais envolvendo construtos como personalidade (Colins, Andershed, Frogner, Lopez-Romero, Veen & Andershed, 2014), valores (Gouveia, Milfont, Soares, Andrade & Leite, 2011) e atitudes (Fonseca, Gouveia, Gouveia, Vione, Carlos & Mendes, 2011). Por fim, na prática os profissionais podem empregar os conhecimentos obtidos sobre a desejabilidade social na interpretação dos seus resultados, quer seja no âmbito da pesquisa ou no contexto clínico.

Diante do exposto, a necessidade de medidas de desejabilidade social para crianças parece evidente, sobretudo no Brasil. Neste país, caracteristicamente coletivista, presume-se que a desejabilidade social exerça impacto preponderante em atitudes e comportamentos das pessoas (Lalwani, Shavitt & Johnson, 2006). Deste modo, pretendeu-se nesta oportunidade adaptar a Escala de Desejabilidade Social Infantil (ESDI) ao contexto brasileiro reunindo evidências de sua validade e consistência interna. Nesta direção, antes de apresentar os dois estudos empíricos realizados, procura-se descrevê-la a seguir.

Escala de Desejabilidade Social Infantil (EDESI)

A EDESI foi proposta por Lemos (2005), compondo-se inicialmente de 22 itens, que foram posteriormente reduzidos a oito. Estes foram apresentados como frases sobre características pessoais relacionadas com comportamentos diários da criança (por exemplo, *Sempre deixo minhas coisas organizadas*; *Sempre faço tudo o que meus pais pedem*), solicitando-se que se indicasse, para cada um, se o que se indicava era verdadeiro (V) ou falso (F) no que dizia respeito ao próprio comportamentos da criança.

Procurando conhecer os parâmetros desta medida, sua autora a aplicou em uma amostra de 141 crianças na faixa etária de 10 a 12 anos, a maioria do sexo feminino (55.8%). Em suas análises, foi avaliado, inicialmente, o poder discriminativo dos itens, observando as respostas para cada um; aqueles cuja frequência de endossamento (resposta verdadeira) foi superior a 75% foram considerados com baixo poder discriminativo. Concomitantemente, foram comparadas as pontuações médias dos itens, em função de grupos critérios internos, formados por 25% dos participantes com pontuações mais altas (grupo superior) e 25% dos que apresentaram as pontuações mais baixas (grupo inferior). Na primeira análise, constatou-se que, dos 22 itens, apenas 15 demonstraram poder discriminativo satisfatório; no caso da segunda análise, a diferença de média entre os grupos foi significativa ($p < .05$) para todos os itens.

Em seguida, realizou-se uma análise de componentes principais (rotação *varimax*), considerando os 15 itens com poder discriminativo aceitável, fixando a extração de dois fatores: *aspectos desejáveis* (ou positivos) e *não desejáveis* (ou negativos). Segundo Lemos (2005), os resultados corroboraram a estrutura esperada, explicando conjuntamente 48.1% da variância total. No entanto, a fim de tornar a escala mais parcimoniosa, foram

selecionados quatro itens por fator, tomando-se em conta aqueles que: (1) obtiveram saturações mais elevadas (igual ou superior a .56); (2) saturaram nos fatores correspondentes; e (3) apresentaram adequação semântica. Por fim, uma nova análise fatorial foi realizada com os itens selecionados, confirmando-se os dois fatores, porém calculando um único alfa de Cronbach ($\alpha = .70$).

Diante do anteriormente apresentado, parece relevante contar com uma medida que avalie a desejabilidade social infantil no contexto brasileiro, justificando-se adaptar o instrumento elaborado por Lemos (2005). No Brasil, de acordo com o Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA), são consideradas crianças pessoas que apresentam até doze anos de idade incompletos (média de idade no presente estudo igual a 11 anos). Esta faixa etária é coerente com a considerada por Lemos (2005) (*i.e.*, 10 a 12 anos). Neste contexto, realizaram-se dois estudos procurando verificar seus parâmetros psicométricos (estrutura fatorial e consistência interna), como descritos a seguir.

Estudo 1. Estrutura fatorial da Escala de Desejabilidade Social Infantil

O presente estudo teve como foco conhecer as propriedades psicométricas da EDSI no contexto brasileiro. Especificamente, avaliaram-se o poder discriminativo de seus itens, sua estrutura fatorial e consistência interna.

Método

Participantes. Participaram 228 crianças de escolas públicas de João Pessoa (PB), com idades entre nove e 12 anos ($M = 11,1$; $DP = .98$), a maioria do sexo feminino (52.6%) e matriculada no sexto ano do ensino fundamental (41.7%). Tratou-se de amostra de conveniência (não probabilística), em que participaram apenas as crianças que se voluntariaram a fazê-lo.

Instrumentos. Os participantes responderam um livreto composto por duas partes: (1) *caracterização demográfica*, reunindo três perguntas dispostas ao final (sexo, idade e série na escola); e (2) EDSI (Lemos, 2005), contando com oito itens equitativamente distribuídos em dois fatores: *aspectos positivos/desejáveis* (por exemplo, *Sempre escuto com atenção quando alguém fala comigo; Sempre faço tudo o que meus pais pedem*) e *aspectos negativos/não desejáveis* (por exemplo, *Me irrita quando alguém não concorda comigo; Sinto um pouco de inveja quando alguém tem muita sorte*). Tais itens são respondidos em escala dicotômica (“verdadeiro” ou “falso”).

Quanto à tradução da EDSI, inicialmente dois pesquisadores da Psicologia, ambos bilíngues, a traduziram do espanhol para o português. Em seguida, recorreu-se ao procedimento de *back translation*, em que a versão traduzida ao português foi retraduzida para o espanhol, contando com a colaboração de um terceiro pesquisador com características semelhantes aos outros dois anteriores. Finalmente, os autores compararam as versões, realizando ajustes pequenos, procedendo à sua validação semântica com um grupo de oito crianças entre 7 e 9 anos de idade. Portanto, contou-se com a versão final, objeto do presente estudo, cuja cópia poderá ser obtida escrevendo a um de seus autores.

Procedimento. Primeiramente, contataram-se os responsáveis pelas instituições de ensino, visando obter permissão para realização da pesquisa em sala de aula. Estes foram informados sobre os objetivos do estudo e, após consentimento e assinatura do termo de responsabilidade, agendou-se horário adequado para aplicação dos questionários. A coleta de dados foi efetuada por três colaboradores em ambiente coletivo de sala de aula, sendo a participação individual. Todos foram informados acerca do caráter voluntário de sua participação, garantindo-se o anonimato e o sigilo das respostas. O projeto foi aprovado pelo Comitê de

Ética em Pesquisa com Seres Humanos (Parecer nº 1.078.333/2015), seguindo-se as práticas recomendadas na Resolução CNS nº 466/12. Em média, 15 a 20 minutos foram suficientes para concluir a participação.

Análise dos dados. Empregou-se o programa SPSS (versão 20) para o cálculo de estatísticas descritivas (medidas de tendência central e dispersão, frequência) e Manova para averiguar o poder discriminativo dos itens, além de análise de componentes principais e consistência interna (alfa de Cronbach) da escala, úteis para checar evidências de validade fatorial e consistência interna, respectivamente.

Resultados

Como primeiro passo, procurou-se conhecer o poder discriminativo dos itens, formando dois grupos a partir da mediana das pontuações totais da EDSI; os participantes com pontuações abaixo e acima da mediana formaram os grupos critério inferior e superior, respectivamente. Por meio de *Manova*, observou-se que todos os itens discriminaram na direção esperada [*Lambda de Wilks* = .31, $F(8, 206) = 57.52$, $p < .001$, $\eta^2 = .69$]. Corroborando estes resultados, testes univariados (efeito entre sujeitos) revelaram que, de fato, todos os itens foram discriminados pelos grupos-critério ($p < .05$). O leitor interessado pode solicitar aos autores uma cópia dos resultados referentes a esta análise.

Com o fim de conhecer a estrutura fatorial da EDSI, realizou-se uma análise de componentes principais (CP); antes, entretanto, comprovou-se a a fatorabilidade da matriz de correlação [*KMO* = .77 e *Teste de Esfericidade de Bartlett*, $\chi^2(28) = 18.66$, $p < .001$]. Coerente com o estudo original (Lemos, 2005), adotou-se a rotação *oblimin*, porém sem fixar número de fatores a extrair. Neste caso, empregaram-se três critérios: o critério de Kaiser (1960), que aponta a extração dos fatores que apresentam valor próprio igual ou superior a 1; o critério de Cattell (1966), que defende estrutura

fatorial com quantidade de fatores igual ao número de pontos acima do ponto de inflexão da curva no *scree plot*; e o critério de Horn (1965), que sugere a extração do número de fatores que apresentam valor próprio maior do que os extraídos com dados aleatórios, assumindo-se os mesmos parâmetros do banco de dados. Os resultados indicaram dois componentes que atenderam ao critério de valor próprio igual ou superior a 1 (critério de Kaiser), explicando 43,6% da variância total. Entretanto, o *scree plot* (critério de Cattell) apontou a existência de um fator (figura 1), que foi corroborado pela análise paralela (critério de Horn), quando assumidos os parâmetros do banco de dados (228 participantes e 8 variáveis) com 100 simulações.

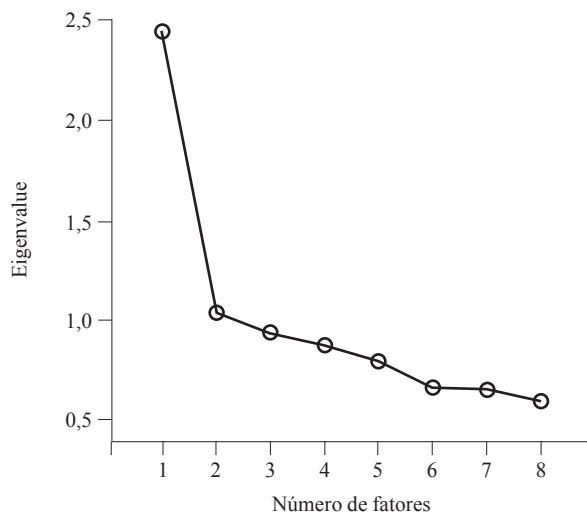


Figura 1. Representação gráfica dos valores próprios da EDSI

Em suma, dos três critérios considerados, dois apontaram para uma estrutura unifatorial (Cattell e Horn), sendo que o critério de Horn é considerado o mais robusto dentre os três utilizados (Garrido, Abad & Ponsoda, 2013; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Portanto, considerando que a estrutura de um fator não é contrária aos aspectos constitutivos da medida proposta por Lemos (2005), decidiu-se adotá-la, realizando nova análise de CP com a extração de um fator. Este apresentou

valor próprio de 2.45, explicando 3.6% da variância total, correspondendo a mais do que o dobro da variância explicada pelo segundo fator (13.0%). Os itens apresentaram saturações entre .46 (Item 06. Sinto um pouco de inveja quando alguém tem muita sorte) e .65 (Item 07. Sempre faço tudo o que meus pais pedem). Sua consistência interna (Kuder-Richardson) foi de .66. Estes resultados são descritos na tabela 1.

Tabela 1
Saturações dos itens da EDSI para a estrutura de um fator

Itens	Conteúdo	Cargas fatoriais	h^2
01	Sempre escuto com atenção quando alguém fala comigo	.54	.29
02	Me irrita quando alguém não concorda comigo	-.55	.31
03	Sempre estou disposto a assumir meus erros	.51	.26
04	Me irrita quando me pedem favores a cada hora	-.50	.25
05	Sempre deixo minhas coisas organizadas	.57	.33
06	Sinto um pouco de inveja quando alguém tem muita sorte	-.46	.21
07	Sempre faço tudo o que meus pais pedem	.65	.43
08	Algumas vezes fingi que entendia tudo mesmo sem entender nada	-.61	.37
Valor próprio			2.45
% Variância explicada			3.6
Kuder-Richardson (KR_{20})			.66

Discussão parcial

Este estudo teve como objetivo reunir evidências de validade fatorial e consistência interna da EDSI. Confia-se que este tenha sido alcançado. Observou-se que todos itens foram discriminativos, que a medida pode ser expressa como unifatorial,

apresentando consistência interna dentro do que tem sido aceito, sobretudo em razão do número reduzido de itens (Clark & Watson, 1995; Pasquali, 2003). Apesar desta estrutura fatorial diferir daquela descrita por Lemos (2005), não a contrapõe; os fatores que esta autora observou podem ser combinados e podem estar ligados a padrões de socialização e aprendizagem infantil típicos de cada contexto (Argentina e Brasil). Esclarece-se, não obstante, que as análises aqui relatadas foram eminentemente exploratórias; visando dirimir dúvidas, pensou-se no estudo a seguir descrito, que procura confirmar os achados ora descritos.

Estudo 2. Estudo confirmatório da estrutura fatorial da EDSI

O presente estudo teve por objetivo proceder a análises confirmatórias, visando corroborar (ou não) os achados previamente descritos sobre a validade fatorial e consistência interna da medida em pauta. Especificamente, realizar-se-á uma análise fatorial confirmatória e será verificada a consistência interna por meio do Kuder-Richardson e da Confiabilidade Composta.

Método

Participantes. Participaram 210 estudantes de escola pública de João Pessoa (PB), sendo a maioria do sexo masculino (52%), tendo idade média de 11 anos ($DP = .95$, amplitude de 9 a 13 anos). Estes cursaram o quinto (20%), sexto (47%) e sétimo (33%) anos do ensino fundamental. Semelhante ao estudo anterior, tratou-se de amostra de conveniência (não probabilística), participando aqueles que, uma vez convidados, aceitaram colaborar voluntariamente com a pesquisa.

Instrumentos e procedimento. O questionário continha duas partes: EDSI, descrita no *Estudo 1*, e perguntas demográficas (sexo, escolaridade e idade). Empregou-se o mesmo procedimento de

coleta dos dados do estudo anterior, atendendo aos preceitos éticos, em conformidade com a resolução ANS nº 466/12, recebendo o mesmo protocolo previamente indicado. Os participantes levaram, em média, de 15 a 20 minutos para concluir a resposta dos questionários.

Análise dos dados. Empregaram-se o *AMOS* (versão 18), visando testar a estrutura fatorial da *EDSI* e conhecer sua confiabilidade composta (*CC*), e o *SPSS* (versão 18), objetivando calcular estatísticas descritivas (medidas de tendência central e dispersão, e distribuição de frequência) e consistência interna desta escala [Kuder-Richardson (KR_{20}) e homogeneidade, isto é, correlação média inter-itens]. Na comprovação da estrutura fatorial, considerou-se a matriz de covariância como entrada, adotando o estimador *ML* (*Maximum Likelihood*), tendo em conta os seguintes indicadores de ajuste do modelo teórico com relação aos dados empíricos (Tabachnick & Fidell, 2013):

χ^2 (qui-quadrado). Avalia a probabilidade de o modelo teórico se ajustar aos dados, sendo que valores baixos indicam melhor ajuste do modelo. Apesar de ser importante tê-lo em conta para uma visão global do ajuste, em decorrência de sua sensibilidade ao tamanho da amostra e ao número de variáveis consideradas na estrutura, é mais adequado ponderá-lo em relação aos graus de liberdade do modelo (χ^2/gf); valores entre dois e três (admitindo-se até cinco) indicam ajuste satisfatório.

GFI (Goodness-of-Fit Index) e AGFI (Adjusted Goodness-of-Fit Index). O *GFI* foi desenvolvido, mas tem como limitação ser sensível ao número elevado de graus de liberdade em relação ao tamanho da amostra. No caso, o *AGFI* consiste em um indicador ponderado que se baseia nos graus de liberdade, porém tendendo a aumentar com o tamanho da amostra. Ambos refletem a proporção de variância-covariância dos dados explicada pelo modelo; valores próximos ou superiores a .90

indicam ajuste adequado (Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008).

CFI (Comparative Fit Index). Consiste em um indicador de comparação da matriz de covariância predita pelo modelo com relação àquela realmente observada; valores em torno de .90 expressam um ajuste adequado.

TLI (Tucker-Lewis coeficiente). É considerado um indicador global de adequação do modelo, com indicadores próximos de 1.0. admitindo-se entre .80 e .90, considerados satisfatórios.

RMSEA (Root-Mean-Square Error of Approximation). Diferente dos indicadores antes citados, este expressa a “maldade de ajuste” do modelo, visto que indicadores altos sugerem um ajuste pobre. Por priorizar o modelo com menor número de parâmetros, é visto como um dos indicadores que fornece mais informação e parcimônia (Diamantopoulos & Siguaaw, 2000); admitem-se valores entre .05 e .08 (até .10) como satisfatórios (Hooper et al., 2008). O *Pclose* testa a hipótese de $RMSEA > .05$, com nível de significância (*p*) maior do que .05 sugerindo sua rejeição.

Resultados

Em conformidade com o *Estudo 1*, testou-se o modelo unifatorial para a *Escala de Desejabilidade Social Infantil (EDSI)*, isto é, os oito itens saturando no mesmo fator geral. Inicialmente, verificou-se se os itens apresentavam distribuições normais uni e multivariada; os valores de assimetria e curtose mais extremos foram para os itens 8 (.11 e -1.98, respectivamente) e 1 (1.88 e 1.54, respectivamente), e a razão crítica de normalidade multivariada foi de 1.87. Os resultados sugerem que o pressuposto de normalidade não foi plenamente atendido, mas os indicadores não foram extremos, admitindo-se realizar a análise fatorial confirmatória; tenham-se em conta, também, o

tamanho da amostra ($n > 200$) e a razão de participantes por item (mínimo de 10) serem adequados (Biddle, Markland, Gilbourne, Chatzisarantis, & Sparkes, 2001).

Os indicadores de ajuste do modelo foram: $\chi^2(20) = 3.61, p < .05, \chi^2/gl = 1.53, GFI = .96, AGFI = .93, CFI = .94, TLI = .92, RMSEA = .050 (IC90\% = .001-.084)$ e $Pclose = .46$. Ressalta-se que todas as saturações (lambdas) foram diferentes de zero ($\lambda \neq 0; z > 1.96, p < .001$), variando entre -.52 (*Item 4. Me irrita quando me pedem favores a cada hora*) e .60 (*Item 5. Sempre deixo minhas coisas organizadas*). A estrutura fatorial correspondente pode ser observada na figura 2.

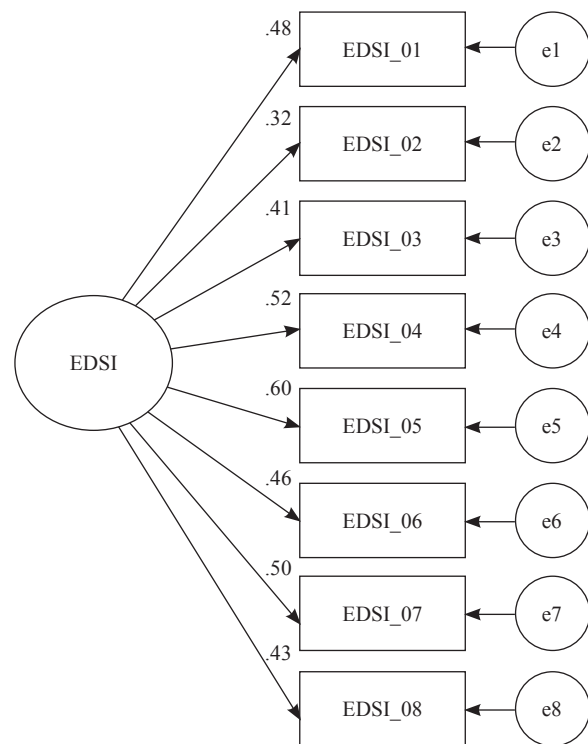


Figura 2. Estrutura fatorial da Escala de Desejabilidade Social Infantil

Por fim, calcularam-se o Kuder-Richardson ($KR_{20} = .69$), a homogeneidade (correlação média inter-itens, $r_{i,i} = .22$) e a confiabilidade composta ($CC = .76$), que parecem apoiar o parâmetro de consistência interna da medida.

Discussão parcial

O presente estudo teve como objetivo reunir evidências complementares e robustas da estrutura fatorial e consistência interna da *EDSI*. Claramente, os resultados corroboraram a adequação da estrutura unifatorial, composta por oito itens, representada por um modelo cujos indicadores de ajustes apoiam uma dimensão homogênea (Tabachnick & Fidell, 2013). Esta medida apresentou evidências de consistência interna coerentes com o recomendado na literatura (Clark & Watson, 1995; Pasquali, 2003).

Discussão geral

Este artigo objetivou reunir evidências de adequação psicométrica da *EDSI*, considerando sua validade fatorial (exploratória e confirmatória) e consistência interna (Kuder-Richardson, homogeneidade e confiabilidade composta). Confia-se que este objetivo tenha sido alcançado. Deste modo, indicou-se uma medida que apresenta qualidades psicométricas satisfatórias, possibilitando seu emprego no contexto brasileiro para avaliar a desejabilidade em crianças. Embora os achados não tenham sido totalmente consonantes com aqueles de Lemos (2005), os indicadores para esta medida sugerem que poderá ser empregada em estudos que pretendam avaliar este construto (Garrido et al., 2013; Tabachnick & Fidell, 2013; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), tendo sido as amostras adequadas para os propósitos psicométricos que guiaram os estudos (Pasquali, 2003).

No que se refere ao *Estudo 1*, reuniram-se evidências de validade fatorial e consistência interna da *EDSI*. Os resultados indicaram que seus itens foram discriminativos, diferenciando indivíduos com magnitudes próximas, considerando-se como critério a mediana empírica (Pasquali, 2003). Contudo, observaram-se diferenças entre as estruturas fatoriais deste estudo e do estudo original; de fato, no caso da amostra com crianças argentinas, a *EDSI* reuniu dois fatores (aspectos positivos e

aspectos negativos) (Lemos, 2005). Todavia, no presente estudo a análise exploratória identificou uma estrutura unifatorial.

Possivelmente, esta divergência pode ser fruto de elementos relacionados ao contexto em que cada estudo foi realizado (Brasil e Argentina), como padrões culturais não controlados. Contudo, é possível pensar, também, que esteja relacionada ao efeito do método; este efeito ocorre quando uma escala possui itens positivos e negativos, estes produzem, no mínimo, um fator adicional (Gouveia, Lima, Gouveia, Freires, & Barbosa, 2012). Deve-se salientar, no entanto, que tais conjecturas carecem de sustentação empírica, sendo demandados estudos futuros que avaliem, por exemplo, qual a estrutura identificada quando se controla o efeito dos itens negativos.

No que diz respeito ao *Estudo 2*, a análise fatorial confirmatória, considerando a estrutura de um único fator, apresentou indicadores de ajuste satisfatórios de acordo com a literatura (e.g., *AGFI*, *CFI* e *TLI* > .90 e *RMSEA* < .08; Hooper et al., 2008; Tabachnick & Fidell, 2013). Portanto, parece plausível admitir que a *EDSI* mede um fator geral de desejabilidade social em crianças em contexto brasileiro. Além disso, corroborando os achados de Lemos (2005) e aqueles do *Estudo 1*, esta medida apresentou coeficientes de consistência interna adequados; por exemplo, sua homogeneidade foi superior ao sugerido na literatura (.20; Clark & Watson, 1995). Todos os itens apresentaram saturações superiores a .40, sendo a menor aquela observada para o item 6 (-.46), atendendo ao ponto de corte recomendado (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009).

Apesar do comentado anteriormente, como em qualquer empreendimento científico, é possível identificar limitações potenciais dos estudos. Por exemplo, suas amostras não podem ser consideradas como representativas da população brasileira, pois foram de conveniência (não probabilísticas) e formadas por estudantes de escolas públicas, restringindo a generalização dos achados. Contudo,

este aspecto não minimiza as contribuições do presente estudo, visto que reuniu evidências de validade e precisão da medida de desejabilidade em crianças de maneira satisfatória e com amostras suficientes para esta finalidade (Pasquali, 2003). Ademais, é importante ressaltar a questão social da interação pesquisador-respondente. Acerca deste aspecto, é importante ter em consideração o fato de que, além da influência de valores, atitudes e crenças no processo de pesquisa, o envolvimento emocional por parte do pesquisador também deve ser considerado durante o processo. Assim, para lidar com estes elementos, realizou-se a coleta de dados em contexto de sala de aula e com os mesmos colaboradores, a fim de reduzir ao máximo os possíveis vieses do pesquisador no estudo. Por fim, não se avaliou a estabilidade temporal da EDSI, aspecto importante no que se refere à desejabilidade social, visto que as respostas das crianças podem variar em detrimento do contexto de aplicação desta escala.

Na direção do exposto, sugere-se a necessidade de replicar estes estudos, considerando amostras diferentes quanto à idade dos participantes (e.g., incluir mais crianças com menos de 10 anos) e ao tipo de escola (e.g., considerar estudantes de instituições particulares de ensino), por exemplo. Além disso, poder-se-á testar a estabilidade temporal da escala (teste-reteste) e, reitera-se, avaliar a influência dos itens negativos em sua estrutura fatorial. Por fim, caberá avaliar em que medida a desejabilidade social expressa um tipo de resposta, isto é, representa um tipo de viés, ou é fruto de algum atributo psicológico (e.g., personalidade, valores humanos e disposição para perdoar; Ellingson, Smith & Sackett, 2001; Gouveia et al., 2009; Schwartz, Verkasalo, Antonovsky & Sagiv, 1997). Por exemplo, poder-se-ia esperar que o traço de amabilidade e valores normativos expressassem maior ajuste social, estando correlacionados com a desejabilidade social (Gouveia, 2013).

Referências

- Anastasi, A., & Urbina, S. (2000). *Testagem psicológica*. Porto Alegre: ArtMed.
- Baxter, S.D., Guinn, C.H., Royer, J.A., Hitchcock, D.B., Smith, A.F., & Miller, P.H. (2013). Administration mode and fourth-grade children's scores on a 14-item Social Desirability Questionnaire. *Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics*, 113(9), A71.
- Biddle, S.J.H., Markland, D., Gilbourne, D., Chatzisarantis, N.L.D., & Sparkes, A.C. (2001). Quantitative and qualitative research issues in sport psychology. *Journal of Sport Sciences*, 19(1), 777-809.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Clark, L.A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319.
- Colins, O. F., Andershed, H., Frogner, L., Lopez-Romero, L., Veen, V., & Andershed, A. K. (2014). A new measure to assess psychopathic personality in children: The Child Problematic Traits Inventory. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*, 36(1), 4-21.
- Costa, A., & Veloso, M. (2008). *Children's Social Desirability (CSD) - Versão reduzida e adaptada de Crandall, V., Crandall, V., & Walter, K. (1965)*. Manuscrito não publicado, Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Universidade de Coimbra, Portugal.
- Crandall, V.C., Crandall, V.J., & Katkovsky, W. (1965). A children's social desirability questionnaire. *Journal of Consulting Psychology*, 29(1), 27-36.
- Crowne, D. P. & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354.
- Diamantopoulos, A. & Siguaw, J.A. (2000). *Introducing LISREL*. London: Sage.

- Edwards, A. L. (1953). The relationship between the judged desirability of a trait and the probability that the trait will be endorsed. *Journal of Applied Psychology*, 37(2), 90-93.
- Ellingson, J.E., Smith, D.B., & Sackett, P.R. (2001). Investigating the influence of social desirability on personality factor structure. *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 122-133.
- Fonseca, P. N., Gouveia, V. V., Gouveia, R. S., Vione, K. C., Carlos, K. A., & Mendes, L. A. C. (2011). Medindo ajustamento escolar: Parâmetros psicométricos de uma escala. *Psico-PUCRS*, 42(2), 187-196.
- Garrido, L. E., Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2013). A new look at Horn's parallel analysis with ordinal variables. *Psychological Methods*, 18(4), 454-474.
- Gouveia, V.V. (2013). *Teoria funcionalista dos valores humanos: fundamentos, aplicações e perspectivas*. São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Gouveia, V.V., de Lima, T.J.S., Gouveia, R.S.V., Freires, L.A., & Barbosa, L.H.G.M. (2012). Questionário de Saúde Geral (QSG-12): O efeito de itens negativos em sua estrutura fatorial. *Caderno de Saúde Pública*, 28(2), 375-384.
- Gouveia, V.V., Guerra, V.M., Sousa, D.M.F.D., Santos, W.S., & Costa, J.D.M. (2009). Escala de Desejabilidade Social de Marlowe-Crowne: evidências de sua validade fatorial e consistência interna. *Avaliação Psicológica*, 8(1), 87-98.
- Gouveia, V.V., Milfont, T.L., Soares, A.K.S., Andrade, P.R., & Leite, I.L. (2011). Conhecendo os valores na infância: Evidências psicométricas de uma medida. *Psico-PUCRS*, 42(1), 106-115.
- Groh, D.R., Ferrari, J.R., & Jason, L.A. (2009). Self-reports of substance abusers: The impact of social desirability on social network variables. *Journal of Groups in Addiction & Recovery*, 4(2), 51-61.
- Hair, Jr., J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Multivariate data analysis* (6ª ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Holden, R. R., & Passey, J. (2009). Social desirability. In M. R. Leary, & R. H. Hoyle. (Eds.), *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 441-454). New York / London: Guilford.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Horn, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 3, 179-185.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 2, 141-151.
- King, F.M., & Bruner, G.C. (2000). Social desirability bias: A neglected aspect of validity testing. *Psychology and Marketing*, 17(2), 79-103.
- Krumpal, I. (2013). Determinants of social desirability bias in sensitive surveys: A literature review. *Quality & Quantity*, 47(4), 2025-2047.
- Lalwani, A.K., Shavitt, S., & Johnson, T. (2006). What is the relation between cultural orientation and socially desirable responding? *Journal of Personality and Social Psychology*, 90(1), 165-178.
- Lemos, V. (2005). Construcción y validación de una Escala para la Evaluación de la Deseabilidad Social Infantil (EDESÍ). *Interdisciplinaria*, 22(1), 77-96.
- Lovegrove, A.M. (2011). *Social desirability and parental reporting of children's health-related behaviours*. Master's thesis. Victoria University of Wellington, New Zealand.
- Miller, P.H., Baxter, S.D., Hitchcock, D.B., Royer, J.A., Smith, A.F., & Guinn, C.H. (2014). Test-retest reliability of a Short Form of the Children's Social Desirability Scale for nutrition and health-related Research. *Journal of Nutrition Education and Behavior*, 46(5), 423-428.
- Miller, P.H., Baxter, S.D., Royer, J.A., Hitchcock, D.B., Smith, A.F., Collins, K.L., Guinn, C.H., Smith, A.L., Puryear, M.P., Vaadi, K.K., & Finney, C.J. (2015). Children's social desirability:

- Effects of test assessment mode. *Personality and individual differences*, 83, 85-90.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis: Vozes.
- Richman, W. L., Kiesler, S., Weisband, S., & Drasgow, F. (1999). A meta-analytic study of social desirability distortion in computer-administered questionnaires, traditional questionnaires, and interviews. *Journal of Applied Psychology*, 84(5), 754-775.
- Saraiva, M. & Albuquerque, P. B. (2015). Influence of age, social desirability and memory in children's suggestibility. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 28(2), 356-364.
- Sârbescu, P., Costea, I., & Rusu, S. (2012). Psychometric properties of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale in a Romanian sample. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 33, 707-711.
- Schwartz, S.H., Verkasalo, M., Antonovsky, A., & Sagiv, L. (1997). Value priorities and social desirability: Much substance, some style. *British Journal of Social Psychology*, 36(1), 3-18.
- Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Timmerman, M.E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220.
- Vésteinsdóttir, V., Reips, U. D., Joinson, A., & Thorsdottir, F. (2015). Psychometric properties of measurements obtained with the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale in an Icelandic probability based Internet sample. *Computers in Human Behavior*, 49, 608-614.

Data de recebido: 19 de agosto de 2014
Data de aceitação: 25 de setembro de 2015