

PsicoUSF

Psico-USF

ISSN: 1413-8271

ISSN: 2175-3563

Universidade de São Francisco, Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Psicologia

Oliveira, Juliana Célia de; Barbosa, Altemir José Gonçalves
Invariância Fatorial e Normatização das Escalas de Sobre-Excitabilidade
Psico-USF, vol. 23, núm. 4, 2018, Outubro-Dezembro, pp. 751-762
Universidade de São Francisco, Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Psicologia

DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-82712018230414>

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=401058418015>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org

UABM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Invariância Fatorial e Normatização das Escalas de Sobre-Excitabilidade

Juliana Célia de Oliveira¹
 Altemir José Gonçalves Barbosa²

¹Faculdade Machado Sobrinho, Juiz de Fora, MG
²Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, MG

Resumo

Este estudo teve como objetivos estabelecer normas preliminares e verificar a estrutura e invariância fatorial das Escalas de Sobre-Excitabilidade (ESE) de acordo com o sexo. Trata-se de uma medida destinada à avaliação de sobre-excitabilidade – tendência para reagir intensa e sensivelmente a estímulos nas áreas sensorial, psicomotora, imaginativa, emocional e intelectual. Participaram 1500 estudantes do ensino fundamental de cinco estados brasileiros. Análises fatoriais confirmatórias demonstraram bons índices de ajustes para os modelos testados, revelando a existência de 11 escalas. Apesar de haver diferenças quanto ao sexo nos escores médios de algumas escalas, análises fatoriais confirmatórias multigrupos indicaram a invariância fatorial da medida nos grupos masculino e feminino. A normatização preliminar foi estabelecida a partir do cálculo do percentil acumulado para os escores totais e por sexo. Esses resultados evidenciam propriedades psicométricas adequadas e constituem um avanço para a normatização das ESE.

Palavras-chave: sobre-excitabilidade, superdotação, psicomетria

Factorial Invariance and Norming of the Overexcitabilities Scales

Abstract

This study aimed to establish preliminary norms and verify the structure and factorial invariance of the Overexcitabilities Scales (OS) according to sex. It is a measure for the assessment of overexcitability - tendency to react intensely and sensitively to stimuli in Sensual, Psychomotor, Imaginative, Emotional, and Intellectual areas. Participants included 1500 elementary school students from five Brazilian states. Confirmatory factor analysis demonstrated good adjustment indices for the tested models, revealing the existence of 11 scales. Although there were differences regarding sex in the mean scores of some scales, confirmatory multigroup factor analysis indicated the factorial invariance of the measure in male and female groups. The preliminary norms were established by calculating the cumulative percentile for the total scores and sex. These results show adequate psychometric properties and represent progress for OES norming.

Keywords: overexcitability; giftedness; psychometrics

Invariancia Factorial y Estandarización de las Escalas de Sobre-excitabilidad

Resumen

Este estudio tuvo como objetivo establecer normas preliminares y verificar estructura e invariancia factorial de las Escalas de Sobre-excitabilidad (ESE) en función del sexo. Es una medida destinada a evaluar la sobre-excitabilidad - tendencia a reaccionar intensa y sensiblemente a los estímulos en las áreas Sensorial, Psicomotora, Imaginativa, Emocional e Intelectual. Participaron 1500 estudiantes de Enseñanza Primaria de cinco estados brasileños. Análisis factoriales confirmatorios demostraron buen índice de ajuste en los modelos testados, revelando la existencia de 11 escalas. Aunque existen diferencias en función de sexo en los resultados medios de algunas escalas, análisis factorial confirmatorio multigrupos indicaron invariancia factorial de la medida en los grupos masculino y femenino. La estandarización preliminar fue establecida a partir del cálculo de porcentaje acumulado para los resultados totales y por sexo. Esos resultados muestran propiedades psicométricas adecuadas y constituyen un gran avance para la estandarización de las escalas de sobre-excitabilidad.

Palabras-clave: sobre-excitabilidad; superdotación; psicomетría

Introdução

A Sobre-Excitabilidade (SE) refere-se à tendência que algumas pessoas possuem para reagir, tanto qualitativamente quanto quantitativamente, a uma variedade de estímulos por meio de cinco padrões, isolados ou combinados: psicomotor, sensorial, emocional, imaginativo e intelectual (Dabrowski, 1972; Piechowski, 1999). Agitação física, inquietude e predileção por

estar em movimento são algumas das características da SE Psicomotora. A maior sensibilidade a estímulos sensoriais, como os percebidos pela visão, tato e audição, refere-se ao padrão Sensorial. Inventividade, criatividade e facilidade para fantasiar podem caracterizar pessoas com SE Imaginativa. A esfera cognitiva da SE se manifesta, por exemplo, pela elevada curiosidade, independência de pensamento e reflexão. Por fim, a capacidade de constituir fortes laços afetivos e

experimentar sentimentos intensos são algumas características do padrão Emocional.

O construto SE adotado tem como base a Teoria da Desintegração Positiva (TDP), uma teoria da personalidade que destaca, dentre outros aspectos, o potencial de desenvolvimento dos seres humanos (Dabrowski, 1967; 1972). De acordo com Dabrowski (1972; 1996), as SEs são componentes extremamente importantes para o potencial desenvolvimental, pois impulsionam os indivíduos a evoluírem de um menor nível de personalidade (caracterizado por valores considerados mais inferiores, como egocentrismo) a um maior nível (composto por valores considerados superiores, como altruísmo e compaixão).

Outros componentes que influenciam o potencial desenvolvimental referem-se às habilidades e aos talentos especiais (Dabrowski, 1996) encontrados, muitas vezes, em pessoas com características de dotação e talento (D&T) ou altas habilidades/superdotação. Destaca-se que os padrões de SE estão fortemente associados às características desse grupo de pessoas (Carman, 2011; Siu, 2010). E, desde a criação da TDP, diversos estudos têm demonstrado que indivíduos com D&T tendem a exibir níveis mais elevados de SE em um ou mais padrões (Alias, Rahman, Majid, & Yassin, 2013; Carman, 2011; Harrisson & Haneghan, 2011; He, Wong, & Chan, 2017; Siu, 2010).

A construção e a utilização de instrumentos de SE têm sido alvo de investigações em diferentes países (Al-Onizat, 2013; Almutairi, 2010; Botellaab, Fürstac, Myszkowskiad, Stormead, Costa, & Luminetb, 2015; Rost, Wirthwein, & RSteinmayr, 2014; Siu, 2010; Van den Broeck, Hofmans, Cooremans, & Staels, 2014), sendo que as pesquisas sobre D&T (Chang & Kuo, 2009; Piirto & Fraas, 2012; Tieso, 2007a; Wirthwein & Rost, 2011) e a associação entre os cinco padrões e o sexo dos respondentes se destacam. No último caso, tem sido observado que pessoas do sexo feminino tendem a exibir médias significativamente mais altas nos padrões Emocional e Sensorial (Al-Onizat, 2013; De Bondt & Petegem, 2015; He & Wong, 2014; Miller, Falk, & Huang, 2009; Siu, 2010; Thomson & Jaque, 2016; Tieso, 2007a, 2007b; Treat, 2006; Van den Broeck et al., 2014; Wirthwein et al., 2011), enquanto o sexo masculino tende a apresentar escores médios mais altos nos padrões Psicomotor e Intelectual (De Bondt & Petegem, 2015; Rinn, Mendaglio, Rudasill, & McQueen, 2010; Tieso, 2007b; Van den Broeck et al., 2014). No que se refere à SE Imaginativa, os estudos são controversos. Algumas investigações demonstram que não

há diferenças entre os sexos quanto a esse padrão de SE (He & Wong, 2014; Tieso, 2007a, 2007b; Van den Broeck et al., 2014). Outras pesquisas, no entanto, evidenciam maiores escores na SE Imaginativa em homens (Piirto & Fraas, 2012; Treat, 2006) ou mulheres (Gross, Rinn, & Jamieson, 2007).

A análise da estrutura fatorial de medidas de SE também tem sido um aspecto bastante investigado (Al-Onizat, 2013; Harrisson & Haneghan, 2011; Sanz, 2006; Tieso, 2007b; Van den Broeck et al., 2013; Warne, 2011). Para o *Overexcitability Questionnaire Two* (OEQ-II) – um dos instrumentos mais utilizados internacionalmente –, uma estrutura com cinco fatores tem sido considerada a mais adequada, sendo um fator para cada padrão (Al-Onizat, 2013; De Bondt & Petegem, 2015; Falk et al., 1999; He & Wong, 2014; Sanz, 2006; Siu, 2010; Tieso, 2007b). Em outras medidas de SE, como o *Element OE* (Bouchard, 2004) e a *ME Scale* (Chang & Kuo, 2013), as cinco dimensões também são confirmadas.

No entanto, em algumas investigações, os instrumentos de SE têm demonstrado serem melhor representados por estruturas multidimensionais, podendo cada padrão conter um ou mais fatores. No caso do OEQ-II, foi observada a possibilidade de uma estrutura bifatorial para o padrão Emocional, sendo uma representada por itens que denotam sentimentos direcionados às relações interpessoais e outra estrutura com itens que representam sentimentos mais autocentrados (Chang & Kuo, 2013; Oliveira, 2013; Warne, 2011). Além disso, em uma nova versão da *ME Scale – ME Scale II* – foi proposta a divisão dos cinco padrões de SE em dez novas escalas, sendo duas para cada padrão: psicológica, física, sensibilidade sensorial, prazer sensorial, intelectual, perfeccionismo, criativa, imaginativa, empática e emocional (Chang & Kuo, 2013).

Apesar de haver estudos que investiguem a estrutura fatorial dos instrumentos de SE e de várias pesquisas procurarem associar os fatores aos sexos dos respondentes, são poucas e controversas as investigações (De Bondt & Petegem, 2015; Van den Broeck et al., 2014; Warne, 2011) que tiveram como objetivo analisar a invariância fatorial das medidas de SE quanto ao sexo. Enquanto Van den Broeck et al. (2014) encontraram uma invariância de medida parcial, com alguns itens não invariantes no OEQ-II, Warne (2011) observou que, nesse mesmo instrumento, os escores de SE não podem ser comparados entre os sexos, devido a não adequação dos índices de ajustes observados nos modelos analisados. Já no estudo de De Bondt e

Petegem (2015), utilizando modelagem Bayesiana de equações estruturais, foi observado que mulheres obtiveram pontuações significativamente mais altas na SE Emocional e Sensorial e que os homens apresentaram escores mais elevados na SE Psicomotora.

São mais escassos, ainda, os estudos de normatização que visam estabelecer pontuações diferenciadas para homens e mulheres caso haja diferenças nas médias dos padrões de SE quanto ao sexo. Tentativas nesse sentido foram efetuadas para a *ME Scale* no contexto oriental com o estabelecimento de normas percentílicas para níveis de ensino e sexo (Chang & Kuo, 2009).

No Brasil, houve iniciativas de tradução/adaptação do OEQ-II, aplicado inicialmente em estudantes universitários (Oliveira & Barbosa, 2014), e de construção das Escalas de Sobre-Excitabilidade (ESE), medida destinada a pessoas com escolarização igual ou superior ao quinto ano do ensino fundamental (Oliveira & Barbosa, 2015). Salienta-se que tanto esta quanto aquela medida não foram submetidas a estudos de invariância fatorial e de normatização no Brasil. Entretanto, para ambas as medidas, análises das estruturas fatoriais foram efetuadas. Na versão em português do OEQ-II uma estrutura com cinco fatores foi encontrada, sendo que o padrão Emocional também se mostrou adequado com um modelo bifatorial. No caso das ESE, foram sugeridas: estruturas unifatoriais para os padrões Imaginativo, Emocional e Intelectual; estruturas bifatoriais para os padrões Emocional e Psicomotor; e um modelo com cinco fatores para o padrão Sensorial.

Tendo em vista que as análises psicométricas de uma medida, bem como o estabelecimento de normas de correção são processos extremamente importantes para contemplar os critérios de qualidade exigidos para testes (*American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education*, 2014), o presente estudo teve como objetivo verificar a estrutura fatorial das ESE e estabelecer normas preliminares para o instrumento em questão. Almejou-se, também, comparar as médias dos escores em cada escala quanto ao sexo dos participantes e analisar a invariância fatorial da medida nos grupos masculino e feminino. Hipoteticamente, esperava-se que as ESE apresentassem adequação psicométrica para uma estrutura fatorial com 11 fatores, conforme observado no estudo de Oliveira e Barbosa (2015). Quanto ao sexo, as hipóteses iniciais eram de que as meninas apresentariam maiores escores nos padrões Sensorial e Emocional e os meninos se destacariam nos padrões Intelectual e Psicomotor, corroborando as

investigações que associam as SEs ao sexo (p. ex. De Bondt & Petegem, 2015; Tieso, 2007b; Van den Broeck et al., 2014).

Método

Participantes

A amostra foi composta por 1500 estudantes do 5º ao 9º ano do ensino fundamental, provenientes de escolas públicas municipais e estaduais de cinco estados brasileiros: Minas Gerais ($n = 405$; 27,00%), Rio de Janeiro ($n = 378$; 25,20%), São Paulo ($n = 325$; 21,70%), Espírito Santo ($n = 247$; 16,50%) e Bahia ($n = 145$; 9,70%). Os participantes do sexo feminino compuseram 52,30% do total ($n = 785$). A idade média em anos dos estudantes foi de 12,85 ($DP = 1,52$). A amostra foi composta de modo não probabilístico, sendo a participação voluntária e sigilosa.

Instrumentos

Os estudantes responderam às Escalas de Sobre-Excitabilidade (ESE) (Barbosa & Oliveira, 2013), um instrumento de autorrelato composto por 55 itens subdivididos em cinco padrões de SE: Psicomotor (p. ex., Item 1: Tenho muita energia para atividades físicas), Sensorial (p. ex. Item 15: Sinto uma atração muito forte por perfumes, cheiros.), Imaginativo (p. ex. Item 5: Tenho muitas ideias diferentes), Intelectual (p. ex. Item 38: Sou uma pessoa que faz muitas perguntas) e Emocional (p. ex. Item 24: Fico muito triste quando veja uma pessoa sozinha). Apesar da existência de cinco padrões, no estudo de construção e obtenção de evidências de validade das ESE (Oliveira & Barbosa, 2015), foi observada a possibilidade de existirem pelo menos 11 fatores, sendo que os padrões Imaginativo e Intelectual demonstraram separadamente uma estrutura unifatorial, os padrões Emocional e Psicomotor apresentaram cada um estruturas bifatorias e o padrão Sensorial obteve uma estrutura com cinco fatores. Os resultados de análises fatoriais confirmatórias (AFC) foram considerados satisfatórios para todas as estruturas: Imaginativo – unifatorial (GFI = 0,95; CFI = 0,94; RMSEA = 0,07), Intelectual – unifatorial (GFI = 0,96; CFI = 0,95; RMSEA = 0,07), Emocional – bifatorial (GFI = 0,96; CFI = 0,97; RMSEA = 0,04), Psicomotor – bifatorial (GFI = 0,95; CFI = 0,95; RMSEA = 0,06) e Sensorial – com cinco fatores (GFI = 0,91; CFI = 0,91; RMSEA = 0,07). Os valores do alfa de Cronbach variaram entre 0,65 (escala Sensorial – Tato) e 0,84 (escala Psicomotor – Atividades Físicas e/ou Esportivas).

Para o cômputo dos escores de cada escala, é necessário efetuar a média dos itens, que são distribuídos em uma escala Likert de cinco pontos. O escore total em cada escala varia de 0 a 4 pontos.

Procedimento de Coleta de Dados

A coleta de dados ocorreu após a aprovação de um Comitê de Ética em Pesquisa, seguido da autorização dos diretores das instituições participantes, do consentimento dos discentes e de seus pais e/ou responsáveis. Os estudantes, que aceitaram participar, responderam ao instrumento em sala de aula, no tempo aproximado entre 30 e 50 minutos.

Procedimento de Análise de Dados

Os dados foram analisados com o SPSS (versão 19) e o AMOS (versão 16). Análises multivariadas da variância (MANOVA) foram utilizadas para comparação das médias dos escores em cada escala quanto ao sexo dos respondentes. Para o cálculo a posteriori do tamanho do efeito amostral, foi utilizado o programa *G*Power* (versão 3.1.9.2) e os seguintes valores de referência foram considerados: 0,20 (pequeno), 0,50 (médio) ou 0,80 (grande). Destaca-se que os coeficientes de normalidade multivariada dos itens das escalas foram considerados adequados para o pressuposto de normalidade (Byrne, 2010).

Foram realizadas análises fatoriais confirmatórias (AFC) com o método de máxima verossimilhança para ratificar as estruturas propostos para as ESE. As modificações nos modelos (reespecificações) foram efetuadas a partir do índice de modificação (*Modification Index* – IM). Os seguintes indicadores e valores de ajuste foram utilizados (Byrne, 2010; Marôco, 2010): Razão do qui-quadrado pelos graus de liberdade (χ^2/g) (toleram-se valores até cinco); *Comparative Fit Index* (CFI) ($\geq 0,90$); *Goodness of Fit Index* (GFI) ($\geq 0,90$); e *Root-Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA), com intervalo de confiança de 90% (IC90%) (aceitam-se valores até 0,10). Para a comparação entre modelos, uma diferença significativa do teste χ^2 e valores mais baixos do *Expected Cross-Validation Index* (ECVI) foram considerados como indicadores de melhores ajustes.

Para verificar se o número de fatores e a estrutura de cada escala são semelhantes entre estudantes de sexos diferentes, foram realizadas análises fatoriais confirmatórias multigrupos (AFCMG). Inicialmente, os modelos foram testados em cada subgrupo (masculino e feminino). Em seguida, sendo atestada a adequação das estruturas, procedeu-se a AFCMG (com

correção *Emulisrel6*). Para cada estrutura, foram testados quatro modelos, conforme recomenda a literatura (Byrne, 2010; Damásio, 2013; Marôco, 2010): 1) Invariância configural (sem imposição das restrições), que analisa a plausibilidade da estrutura nos diferentes grupos; 2) Invariância métrica (com constrição dos pesos fatoriais), que avalia em que medida as cargas fatoriais dos itens são equivalentes para os grupos avaliados; 3) Invariância estrutural (com constrição das variâncias ou covariâncias), que analisa se o nível de variância ou covariâncias das variáveis latentes são semelhantes para os grupos; e 4) Invariância residual dos itens (com constrição dos resíduos), que avalia em que medida os erros dos itens são iguais para os grupos em questão. Tendo em vista o fato de que os valores de χ^2 , bem como a $\Delta \chi^2$, para comparação dos modelos, tendem a ser muito sensíveis a amostras grandes, pesquisadores não têm recomendado seu uso como único indicador de ajuste de modelos (Carvalho & Chima, 2014; Teo, Tsai, & Yang, 2013). Sendo assim e levando em consideração o tamanho da amostra do presente estudo, as diferenças dos valores de CFI (ΔCFI) e RSMEA ($\Delta RMSEA$) (menores que 0,01) em relação ao modelo base foram critérios para definir a invariância fatorial.

Resultados

A fim de testar os modelos propostos no estudo de Oliveira e Barbosa (2015), AFC foram conduzidas. A Tabela 1 exhibe os índices de ajustamento para cada modelo testado. Observou-se que, apesar do χ^2/g não alcançar valores recomendados em nenhum modelo, outros índices foram satisfatórios para as estruturas unifatoriais dos padrões Imaginativo e Intelectual e para as estruturas bifatoriais dos padrões Psicomotor e Emocional.

Os modelos com cinco fatores do padrão Sensorial e unifatorial do Emocional também não alcançaram valores de ajustamento recomendáveis em relação à CFI. Sendo assim, para o último caso, observa-se melhor adequação na estrutura bifatorial, como demonstra os valores de ECVI e as diferenças entre os χ^2 [$\chi^2(1) = 98,48$; $p < 0,001$]. No caso do padrão Sensorial, as análises dos IM demonstraram a necessidade de reespecificações entre os erros de alguns itens (6, 14, 17, 19, 23 e 50). Tais itens, apesar de pertencerem a fatores diferentes, se assemelham por fazerem referência ao bom desempenho em cada um dos sentidos. Desse modo, observa-se a superioridade do modelo de cinco fatores com itens reespecificados em relação ao modelo

Tabela 1

Análises Fatoriais Confirmatórias dos Modelos Originais e Hierarquizados das ESE

	Padrões de SE	χ^2	gl	χ^2/gl	GFI	CFI	RMSEA (90%IC)	ECVI
Modelos originais	Psicomotor (2 fatores)	385,58	34	11,34	0,95	0,91	0,08 (0,08 - 0,09)	0,28
	Sensorial (5 fatores)	904,88	95	9,52	0,92	0,87	0,07 (0,07 - 0,08)	0,66
	Sensorial (5 fatores ^a)	567,14	80	7,09	0,95	0,92	0,06 (0,06 - 0,07)	0,45
	Imaginativo (1 fator)	181,60	27	6,72	0,97	0,95	0,06 (0,05 - 0,07)	-
	Intelectual (1 fator ^a)	268,78	32	8,40	0,96	0,91	0,07 (0,06 - 0,08)	-
	Emocional (1 fator)	309,78	35	8,85	0,95	0,89	0,07 (0,06 - 0,08)	0,23
	Emocional (2 fatores)	211,30	34	6,21	0,97	0,93	0,06 (0,05 - 0,07)	0,17
Modelos hierarquizados	Psicomotor (2 fatores)	633,04	35	18,09	0,93	0,84	0,11 (0,10 - 0,11)	0,45
	Sensorial (5 fatores ^a)	1636,18	100	16,36	0,87	0,74	0,10 (0,10 - 0,11)	0,77
	Emocional (2 fatores)	482,47	35	13,78	0,94	0,83	0,09 (0,08 - 0,10)	0,35

Nota. ^aFatores reespecificados.

original no que se refere, especialmente, aos valores de ECVI e às diferenças entre os qui-quadrados [χ^2 (15) = 337,74; $p < 0,001$].

De modo adicional, optou-se por analisar se cada estrutura multidimensional seria melhor explicada de forma hierarquizada, ou seja, por um fator de segunda ordem, devido às correlações, de baixas a elevadas, existentes entre os fatores encontrados nos modelos multidimensionais (Psicomotor: $r = 0,24$; Emocional: $r = 0,77$; Sensorial: r entre 0,46 e 0,88). Nesse sentido, a variância do padrão Sensorial, por exemplo, seria explicada por cinco fatores, que corresponderiam aos cinco sentidos da escala. Estes poderiam constituir fatores de primeira ordem, cuja variância, por sua vez, seria explicada pelos respectivos itens. Nos casos dos padrões Psicomotor e Emocional, a variância seria explicada pelo fator de segunda ordem em cada escala. Foi possível observar que os índices de ajustamento dos novos modelos não são melhores que os de primeira (Tabela 1).

Tomando como base os modelos mais bem ajustados, ou seja, os modelos originais (Tabela 1), procurou-se analisar em que medida os participantes do sexo feminino e masculino se diferenciavam nas pontuações obtidas nos fatores das diferentes escalas. Para tanto, efetuou-se uma MANOVA de um fator (feminino versus masculino), considerando como variáveis

dependentes as médias dos itens que compõem cada escala. As análises revelaram um efeito principal da variável sexo [F (11, 1488) = 48,15, $p < 0,001$; λ de Wilks = 0,74], no qual, especificamente, participantes do sexo feminino obtiveram médias significativamente mais altas nas seguintes escalas: Psicomotor (Atividades gerais), Sensorial (Olfato), Sensorial (Visão), Emocional (Interpessoal) e Emocional (Intrapessoal). Já os participantes do sexo masculino apresentaram escores mais altos na escala do padrão Psicomotor (Atividades físicas e/ou esportivas). A Tabela 2 apresenta as médias (\bar{X}) e os desvios-padrão (DP) para cada grupo de participantes, além dos resultados da análise de variância.

O valor do *F-test post hoc* que representa o poder amostral nos grupos comparados (feminino e masculino) foi de 0,67. Foram considerados o tamanho de efeito igual a 0,5 e um nível de significância de 0,05.

Tendo em vista as diferenças nas pontuações dos participantes em seis dos 11 fatores, optou-se por verificar a invariância fatorial das ESE quanto ao sexo dos respondentes. Inicialmente, os modelos melhores ajustados foram submetidos a novas AFC, efetuadas, desta vez, separadamente para o grupo feminino e masculino. As análises revelaram, de um modo geral, bons índices de ajustamento em todas as estruturas para os dois grupos de participantes (Tabela 3).

Tabela 2

Análises de Variância, Médias e Desvios Padrão de Acordo com o Sexo das ESE

Escalas	Sexo				Total		Análises de variância multivariada
	Masculino		Feminino				
	(\bar{X})	DP	(\bar{X})	DP	(\bar{X})	DP	
Psicomotor (Atividades físicas)	3,09	0,96	2,39	1,12	2,72	1,10	F(1, 1498) = 163,75 $p < 0,001$
Psicomotor (Atividades gerais)	2,22	0,90	2,40	0,92	2,31	0,92	F(1, 1498) = 15,30 $p < 0,001$
Sensorial (Olfato)	2,10	0,96	2,46	0,91	2,28	0,95	F(1, 1498) = 55,58 $p < 0,001$
Sensorial (Tato)	1,65	0,89	1,65	0,88	1,65	0,89	F(1, 1498) = 0,00 $p = 0,92$
Sensorial (Visão)	1,99	0,96	2,18	0,97	2,09	0,97	F(1, 1498) = 14,76 $p < 0,001$
Sensorial (Paladar)	2,23	0,97	2,32	0,95	2,28	0,96	F(1, 1498) = 3,39 $p = 0,06$
Sensorial (Audicao)	2,26	0,99	2,29	1,02	2,27	1,00	F(1, 1498) = 0,38 $p = 0,54$
Imaginativa	2,12	0,81	2,15	0,85	2,14	0,83	F(1, 1498) = 0,30 $p = 0,58$
Intelectual	2,38	0,77	2,44	0,70	2,41	0,73	F (1, 1498) = 2,45 $p = 0,12$
Emocional (Interpessoal)	2,34	0,84	2,70	0,75	2,53	0,81	F(1, 1498) = 76,04 $p < 0,001$
Emocional (Intrapessoal)	1,96	0,95	2,66	,92	2,33	1,00	F(1, 1498) = 207,15 $p < 0,001$

Uma vez comprovada a adequação dos modelos em ambas as amostras, procedeu-se com a AFCMG. Os resultados da testagem para invariância configuracional, como mostra a Tabela 3, demonstram que todos os modelos multigrupos dos padrões de SE são muito bem ajustados em simultâneo para ambos os sexos, apesar de o padrão Psicomotor ter marginalmente excedido em χ^2/gl . Nas análises subsequentes, efetuadas com a fixação de parâmetros (cargas fatoriais, variâncias ou covariâncias e erros de medida dos itens), também é possível observar, pelos valores de ΔCFI e $\Delta RMSEA$ menores ou iguais a 0,01, a invariância em relação ao sexo dos participantes (Tabela 3).

Apesar da equivalência fatorial dos padrões de SE, as diferenças observadas nas médias dos escores de algumas escalas denotam a necessidade do estabelecimento de normas de classificações diferenciadas

para os sexos masculino e feminino. Sendo assim, foram estabelecidos os valores dos percentis (de 10 em 10) das ESE para a amostra total e para os grupos masculino e feminino. Isso foi feito, evidentemente, nas escalas em que houve diferenças entre os sexos. No que se refere ao total da amostra, o menor escore, representado no percentil 10 foi o da escala Sensorial (Tato) (0,50) e o maior, representado no percentil 90 foi o da escala Psicomotor (Atividades físicas e/ou esportiva) (4,00). Para o grupo feminino, a escala Psicomotor (Atividades físicas e/ou esportiva) apresentou tanto a menor pontuação (0,75) quanto a maior pontuação (4,00) nos percentis 10 e 90, respectivamente. Essa mesma escala sobressai-se no grupo masculino. Os estudantes atingiram o escore mais elevado (4,00) no percentil 80. A menor pontuação para os meninos, registrada no percentil 10 foi observada na escala Sensorial (Olfato) (0,75).

Tabela 3
Análises Fatoriais Confirmatórias Multigrupos das ESE

Invariância multigrupos das escalas de SE		χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	GFI	RMSEA (90%IC)	CFI	RMSEA
Masculino	Psicomotor (2 fatores)	146,64	34	4,31	0,93	0,96	0,07 (0,06 - 0,08)	-	-
	Sensorial (5 fatores ^a)	295,04	80	3,69	0,92	0,95	0,06 (0,05 - 0,07)	-	-
	Imaginativo (1 fator)	120,35	27	4,45	0,92	0,96	0,07 (0,06 - 0,08)	-	-
	Intelectual (1 fator ^a)	129,75	32	4,05	0,93	0,96	0,06 (0,05 - 0,08)	-	-
	Emocional (2 fatores)	89,37	34	2,62	0,95	0,98	0,05 (0,04 - 0,06)	-	-
Feminino	Psicomotor (2 fatores)	198,01	34	5,82	0,92	0,96	0,08 (0,07 - 0,09)	-	-
	Sensorial (5 fatores ^a)	336,81	80	4,21	0,92	0,95	0,06 (0,06 - 0,07)	-	-
	Imaginativo (1 fator)	85,69	27	3,17	0,96	0,98	0,05 (0,04 - 0,06)	-	-
	Intelectual (1 fator ^a)	162,09	32	5,06	0,90	0,96	0,07 (0,06 - 0,08)	-	-
	Emocional (2 fatores)	154,87	34	4,55	0,90	0,98	0,07 (0,06 - 0,08)	-	-
Invariância Configuracional	Psicomotor (2 fatores)	344,66	68	5,06	0,92	0,96	0,05 (0,05 - 0,06)	-	-
	Sensorial (5 fatores ^a)	631,85	160	3,95	0,92	0,95	0,04 (0,04 - 0,05)	-	-
	Imaginativo (1 fator)	206,04	54	3,82	0,95	0,97	0,04 (0,04 - 0,05)	-	-
	Intelectual (1 fator ^a)	291,85	64	4,56	0,92	0,96	0,05 (0,04 - 0,05)	-	-
	Emocional (2 fatores)	244,23	68	3,59	0,92	0,97	0,04 (0,04 - 0,05)	-	-
Invariância Métrica	Psicomotor (2 fatores)	355,94	76	4,68	0,92	0,96	0,05 (0,04 - 0,06)	.00	.00
	Sensorial (5 fatores ^a)	651,20	175	3,72	0,92	0,95	0,04 (0,04 - 0,05)	.00	.00
	Imaginativo (1 fator)	212,59	62	3,43	0,95	0,97	0,04 (0,03 - 0,05)	.00	.00
	Intelectual (1 fator ^a)	308,89	73	4,23	0,91	0,96	0,05 (0,04 - 0,05)	.01	.00
	Emocional (2 fatores)	265,30	76	3,49	0,92	0,97	0,04 (0,03 - 0,05)	.00	.00
Invariância estrutural	Psicomotor (2 fatores)	377,33	79	4,77	0,92	0,95	0,05 (0,04 - 0,05)	.00	.00
	Sensorial (5 fatores ^a)	664,67	185	3,59	0,92	0,95	0,04 (0,04 - 0,05)	.00	.00
	Imaginativo (1 fator)	215,58	63	3,42	0,95	0,97	0,04 (0,03 - 0,05)	.00	.00
	Intelectual (1 fator ^a)	313,65	77	4,24	0,91	0,96	0,05 (0,04 - 0,05)	.01	.00
	Emocional (2 fatores)	274,66	79	3,47	0,91	0,96	0,04 (0,03 - 0,05)	.01	.00
Invariância residual dos itens	Psicomotor (2 fatores)	408,91	89	4,59	0,91	0,95	0,05 (0,04 - 0,05)	.01	.00
	Sensorial (5 fatores ^a)	708,68	216	3,28	0,92	0,94	0,04 (0,04 - 0,04)	.00	.00
	Imaginativo (1 fator)	224,45	72	3,18	0,95	0,97	0,04 (0,03 - 0,04)	.00	.00
	Intelectual (1 fator ^a)	342,67	87	3,94	0,91	0,95	0,04 (0,04 - 0,05)	.01	.01
	Emocional (2 fatores)	288,82	89	3,24	0,91	0,96	0,04 (0,03 - 0,04)	.01	.00

Nota. ^aFatores reespecificados.

Discussão

Um dos objetivos do presente estudo foi analisar a estrutura fatorial das ESE. Os bons índices de ajustes encontrados pelas AFC demonstraram adequadas evidências de validade baseadas na estrutura interna do instrumento. Nesse sentido, corroborou-se a hipótese da adequação psicométrica das 11 escalas, conforme observado também no estudo de Oliveira e Barbosa (2015).

Entretanto, apesar de, na presente investigação, ter sido necessário realizar reespecificações nas escalas do padrão Sensorial, considera-se que esse procedimento, não prejudicou o instrumento. Para Marôco (2010), as reespecificações são permitidas desde que as correlações entre os erros dos itens façam sentido teórica e empiricamente. Assim, é possível afirmar que é coerente obter correlações entre itens que denotam elevado desempenho sensorial, uma vez que isso também ocorreu com o padrão Psicomotor no estudo de Oliveira e Barbosa (2015).

Os vários fatores evidenciados nas ESE parecem confirmar que, realmente, a SE é um construto multi-dimensional, como previa a teoria (Dabrowski, 1996) e corroborado em alguns estudos (Al-Onizat, 2013; Falk et al., 1999; He & Wong, 2014; Sanz, 2006; Siu, 2010; Tieso, 2007b). Deve-se mencionar que o fato de terem sido compostas 11 escalas não contradiz necessariamente a proposta de Dabrowski (1967, 1972) de haver cinco padrões de SE. O desdobramento dos padrões em mais de cinco fatores (Chang & Kuo, 2013; Oliveira, 2013; Warne, 2011) denota que algumas SEs possuem características muito específicas que se correlacionam mais que outras, indicando a necessidade de mais de uma dimensão para compreendê-las mais profundamente. Além disso, as 11 escalas recuperam, também teoricamente, os cinco padrões propostos por Dabrowski (1967, 1972). No caso do padrão Emocional, por exemplo, a descrição dessa SE (Dabrowski, 1996) abrange tanto emoções relacionadas a aspectos intrapessoais (p. ex., alta sensibilidade e mistura de emoções) quanto emoções próprias de relações interpessoais (p. ex., forte preocupação com outros e empatia) – características contidas nos itens das ESE.

Acrescenta-se que as dimensões analisadas no presente estudo, não foram melhor explicadas de forma hierarquizada. Isso pode indicar que algumas escalas podem estar associadas, mas não necessariamente que possuem um fator segunda ordem, pelo menos para amostra em estudo.

Além das análises das estruturas fatoriais das ESE, considerou-se que alunos e alunas poderiam não exibir os padrões de forma semelhante. A SE Emocional, tanto na escala Interpessoal quanto na Intrapessoal, se destacou entre as garotas, confirmando a hipótese inicial da presente investigação e corroborando diversos estudos (Al-Onizat, 2013; He & Wong, 2014; Miller et al., 2009; Siu, 2010; Tieso, 2007a, 2007b; Treat, 2006; Van den Broeck et al., 2014; Wirthwein et al., 2011). Essas mesmas investigações também evidenciaram que as estudantes se destacam pela SE Sensorial. No entanto, na presente pesquisa, as meninas pontuaram mais alto somente em duas das cinco escalas desse padrão. Salienta-se que as ESE parecem ser a primeira medida que propõe a divisão do padrão Sensorial em cinco fatores – um para cada sentido –, o que dificulta a discussão desses resultados. No caso do *OEQ-II*, do *Elmen-OE* e da *ME Scale*, não há itens que representam todos os sentidos e, além disso, não há uma distribuição equilibrada de itens entre tato, olfato, audição, visão e paladar [ver p. ex. Bouchard (2004), Chang e Kuo (2013) e Falk et al. (1999)]. Como o padrão Sensorial refere-se à maior sensibilidade a estímulos sensoriais, envolvendo um ou mais dos cinco sentidos (Piechowski, 1999), considera-se que a subdivisão desse padrão em cinco escalas, como ocorre nas ESE, pode auxiliar na abrangência e na melhor representação desse construto.

Algumas investigações têm identificado que o sexo masculino tende a possuir níveis mais elevados no padrão Psicomotor (Rinn et al., 2010; Tieso, 2007b; Van den Broeck et al., 2014). Porém, na presente investigação, os alunos pontuaram mais alto na escala Atividades físicas e/ou esportivas, enquanto as alunas se sobressaíram na escala Psicomotora (Atividades gerais). Esse resultado não corrobora a hipótese inicial, sendo que o fato de garotos e garotas pontuarem de forma diferente nas escalas do padrão Psicomotor evidencia, por um lado, a necessidade de dividi-lo em dois fatores. Por outro lado, denota que, discrepando do senso comum, meninas podem sim apresentar SE Psicomotora, ainda que não a direcionem necessariamente para esportes devido a, provavelmente, influências culturais. Há que se esclarecer que a escala Psicomotora (Atividades gerais) é composta por itens relacionados à agitação, inquietude motora e da fala, por exemplo, que não mencionam a prática esportiva, mas denotam SE no domínio psicomotor. Estudos adicionais são necessários para aprofundar esses resultados.

Não foi corroborado, também, que o sexo masculino tende a pontuar mais alto no padrão Intelectual

quando comparado ao feminino, como evidenciaram algumas investigações (Bouchet & Falk, 2001; Oliveira, 2013; Rinn et al., 2010; Tieso, 2007b; Treat, 2006; Van den Broeck et al., 2014). A discrepância nos resultados pode ser decorrente de questões relacionadas à cultura, à faixa etária e/ou ao momento histórico. É provável que, no contexto brasileiro, meninas apresentem tendência de exibir características de curiosidade, interesse por aprender assuntos novos, raciocínio bom e rápido, entre outros aspectos da SE Intelectual tanto quanto meninos. Além disso, muitas investigações (p. ex. Bouchet & Falk, 2001; Miller et al., 2009; Oliveira, 2013; Treat, 2006) foram realizadas com jovens ou adultos com médias de idade maiores que a da presente investigação. Duas pesquisas que contaram com participantes de faixas etárias semelhantes ao deste estudo não observaram diferenças quanto ao sexo (Al-Onizat, 2013; Tieso, 2007a). É possível que alunos e alunas de idades e níveis escolares mais baixos tendam a não se diferir quanto a esse padrão de SE. Ademais, algumas investigações que relacionam sexo e SE Intelectual datam de quase uma década. Historicamente, observam-se mudanças nos papéis sociais masculino e feminino (Negueiros & Féres-Carneiro, 2004) que podem influenciar aspectos comportamentais relacionados às SE.

O padrão Imaginativo é outro em que não foi observada diferença entre alunas e alunos. Reitera-se que, embora haja estudos controversos a esse respeito, alguns deles sugerem que, de fato, não há diferenças entre os sexos (He & Wong, 2014; Tieso, 2007a, 2007b; Van den Broeck et al., 2014).

Embora tenham se constatado diferenças nas médias entre os sexos em algumas escalas [Psicomotor (Atividades físicas), Psicomotor (Atividades gerais), Sensorial (Olfato), Sensorial (Visão), Emocional (Interpessoal) e Emocional (Intrapessoal)], as AFCMG indicaram que as estruturas fatoriais de todas as ESE são equivalentes para ambos os grupos. Foi possível observar que as ESE apresentam, portanto, invariância configural (igualdade de forma), métrica (igualdade nas saturações dos itens nos fatores), estrutural (igualdade de variância ou covariância das variáveis latentes) e residual dos itens (igualdade dos erros dos itens) quanto ao sexo dos participantes. Esses resultados sugerem que as ESE podem ser aplicadas e, principalmente, interpretadas em sua estrutura indistintamente em meninos e meninas.

Apesar de a estrutura fatorial ser mantida para os diferentes sexos, as médias e, conseqüentemente, os percentis de algumas escalas são distintos para alunos

e alunas, indicando a necessidade de pontos de corte diferentes para essas populações. O estabelecimento de normas é importante, pois pode servir como subsídio para o estudo de caso único (Pasquali, 2011), bem como para a prática profissional. Nesse sentido, o processo preliminar de normatização apresentado nesta investigação, com o cálculo dos percentis, pode indicar o nível de SE de um estudante comparado com o de outros alunos do mesmo sexo e com a frequência com que um resultado semelhante aparece na população de descendentes da mesma faixa etária.

Deve-se mencionar que são necessários outros estudos para analisar de forma adicional as propriedades psicométricas das ESE, bem como a sua qualidade – aplicação e correção – em diferentes amostras. Sugerem-se que, em investigações futuras, estudos de invariância escalar e invariância de média latente, que não foram efetuados nesta investigação, possam ser conduzidos a fim de averiguar se a equivalência entre os sexos se manterá nessas novas análises. Além disso, estudos de normatização também são necessários para diferentes variáveis, como idade, escolaridade e região do país. No último caso, constata-se outra limitação deste estudo, já que somente duas regiões brasileiras foram alvo da pesquisa, sendo a região Sudeste a mais representada. Investigações com amostras mais amplas, pertencentes a diferentes regiões do país, poderiam averiguar se, por exemplo, as diferenças observadas entre os sexos se manteriam.

Apesar das limitações, este estudo representa um passo importante para a área de Avaliação Psicológica, especialmente no Brasil, tendo em vista a carência de medidas de SE com evidências de validade. Investigar a estrutura e invariância fatorial das ESE, além de estabelecer normas percentílicas para sua correção, constituem passos importantes para que, futuramente, elas possam ser incorporadas ao Sistema de Avaliação de Testes Psicológicos (Conselho Federal de Psicologia, 2016) e auxiliem o trabalho do psicólogo.

Referências

- Alias, A., Rahman, S., Majid, R. A., & Yassin, S. F. M. (2013). Dabrowski's overexcitabilities profile among gifted students. *Asian Social Science*, 9(16), 120-125. doi: 10.5539/ass.v9n16p120
- Almutairi, T. F. (2010). *Developing Arabised image of the overexcitabilities questionnaire (OEQII) (based on Dabrowski's theory) and measuring effectiveness in identifying gifted students in middle stage of Kuwait*. Paper

- presented at The Ninth International Congress of the Institute for Positive Disintegration in Human Development, St. Charles, Illinois.
- Al-Onizat, S. H. (2013). The psychometric properties of a Jordanian version of Overexcitability Questionnaire-Two, OEQII. *Criative Education*, 4(1), 49-61. doi:10.4236/ce.2013.41008
- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. Washington, DC: AERA.
- Barbosa, A. J. G., & Oliveira, J. C. (2013). *Escalas de Sobre-excitabilidade*. Juiz de Fora: Autor.
- Botellaab, M., Fürstac, G., Myszkowskiad, N., Stormead, M., Costa, M. P., & Luminetb, O. (2015). French validation of the Overexcitability Questionnaire 2: Psychometric properties and factorial structure [Resumo]. *Journal of Personality Assessment*, 97(2), 209-220. doi: 10.1080/00223891.2014.938750
- Bouchard, L. L. (2004). An instrument for the measure of dabrowskian overexcitabilities to identify gifted elementary students. *Gifted Child Quarterly*, 48(4), 339-350. doi: 10.1177/001698620404800407
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York: Routledge.
- Carman, C. A. (2011). Adding personality to gifted identification: Relationships among traditional and personality-based constructs. *Journal of Advanced Academics*, 22, 412-446. doi: 10.1177/1932202X1102200303
- Carvalho, J., & Chima, F. O. (2014). Applications of structural equation modeling in social sciences research. *American International Journal of Contemporary Research*, 4(1), 6-11. Recuperado de: http://www.aijcrnet.com/journals/Vol_4_No_1_January_2014/2.pdf
- Chang, H. J., & Kuo, C. C. (2009). Overexcitabilities of gifted and talented students and its related researches in Taiwan. *Asia-Pacific Journal of Gifted and Talented Education*, 1(1), 41-74.
- Chang, H. J., & Kuo, C. C. (2013). Overexcitabilities: Empirical studies and application. *Learning and Individual Differences*, 23, 53-63. doi: 10.1016/j.lindif.2012.10.010
- Conselho Federal de Psicologia (2016). Sistema de Avaliação de Testes Psicológicos. Recuperado de <http://satepsi.cfp.org.br/>
- Dabrowski, K. (1967). *Personality shaping through positive disintegration*. London: Gryf.
- Dabrowski, K. (1972). *Psychoneurosis is not an illness: Neuroses and psychoneuroses from the perspective of positive disintegration*. London: Gryf.
- Dabrowski, K. (1996). *Multilevelness of emotional and instinctive functions*. Lublin, Poland: Towarzystwo Naukowe Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego.
- Damásio, B. F. (2013). Contribuições da análise fatorial confirmatória multigrupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico-USF*, 18(2), 211-220. doi: 10.1590/S1413-82712013000200005
- De Bondt, N., & Petegem, P. V. (2015). Psychometric evaluation of the Overexcitability Questionnaire-Two applying Bayesian structural equation modeling (BSEM) and multiple-group BSEM-based alignment with approximate measurement invariance. *Frontiers in Psychology*, 6, 1-17. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01963
- Falk, R. F., Lind, S., Miller, N. B., Piechowski, M. M., & Silverman, L. K. (1999). *The Overexcitability Questionnaire Two (OEQ II): Manual, scoring system, and questionnaire*. Denver: Institute for the Study of Advanced Development.
- Gross, C. M., Rinn, A. N., & Jamieson, K. M. (2007). Gifted adolescents' overexcitabilities and self-concepts: An analysis of gender and grade level. *Roeper Review*, 29(4), 240-248. doi: 10.1080/02783190709554418
- Harrison, G. E., & Haneghan, J. P. V. (2011). The gifted and the shadow of the night: Dabrowski's overexcitabilities and their correlation to insomnia, death anxiety, and fear of the unknown. *Journal for the Education of the Gifted*, 34(4), 669-697. doi: 10.1177/016235321103400407
- He, W., & Wong, W. (2014). Greater male variability in overexcitabilities: Domain-specific patterns. *Personality and Individual Differences*, 66, 27-32. doi: 10.1016/j.paid.2014.03.002
- He, W., Wong, W., & Chan. (2017). Overexcitabilities as important psychological attributes of creativity: A Dabrowskian perspective. *Thinking Skills and Creativity*, 25, 27-35. doi: 10.1016/j.tsc.2017.06.006

- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Lisboa, Portugal: ReportNumber.
- Miller, N. B., Falk, R. F., & Huang, Y. (2009). Gender identity and the overexcitability profiles of gifted college students. *Roeper Review*, 31, 161-169. doi: 10.1080/02783190902993920
- Negreiros, T. C. G. M., & Féres-Carneiro, T. (2004). Masculino e feminino na família contemporânea. *Estudos e Pesquisa em Psicologia*, 4(1), 34-47. Recuperado de <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/epp/v4n1/v4n1a04.pdf>
- Oliveira, J. C. (2013). *Sobre-excitabilidade e talento: Evidências de validade da versão brasileira do Overexcitability Questionnaire Two* (dissertação de mestrado). Programa de Pós-Graduação em Psicologia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, MG.
- Oliveira, J. C., & Barbosa, A. J. G. (2014). Tradução, adaptação e evidências de validade da versão brasileira do Overexcitability Questionnaire Two. *Psicologia: Revista da Associação Portuguesa de Psicologia*, 28, 31-44. doi: 10.17575/rpsicol.v28i2.635
- Oliveira, J. C., & Barbosa, A. J. G. B. (2015). Escalas de Sobre-excitabilidade: Construção e evidências de validade baseadas no conteúdo e na estrutura interna. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 28(4), 639-648. doi: 10.1590/1678-7153.201528404
- Pasquali, L. (2011). *Psicometria: Teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis, RJ: Vozes.
- Piechowski, M. (1999). Overexcitabilities. *Encyclopedia of Creativity*, 2, 325-334.
- Piirto, J., & Fraas, J. (2012). A mixed-methods comparison of vocational and identified-gifted high school students on the Overexcitability Questionnaire. *Journal for the Education of the Gifted*, 35(1), 3-34. doi: 10.1177/0162353211433792
- Rinn, A. N., Mendaglio, S., Rudasill, K. M., & McQueen, K. S. (2010). Examining the relationship between the overexcitabilities and self-concepts of gifted adolescents via multivariat cluster analysis. *Gifted Child Quarterly*, 54(1), 3-17. doi: 10.1177/0016986209352682
- Rost, D.H., Wirthwein, L., & RSteinmayr, R. (2014). Wie brauchbar ist der "Overexcitability Questionnaire-Two (OEQII)"? Entwicklung und psychometrische Analyse einer reduzierten deutschsprachigen Version (Übersensibilitätsfragebogen OEQ-D). *Diagnostica*, 60(4), 211-228. doi: 10.1026/0012-1924/a000102
- Siu, A. F. Y. (2010). Comparing overexcitabilities of gifted and non-gifted school children in Hong Kong: Does culture make a difference? *Asia Pacific Journal of Education*, 30(1), 71-83. doi: 10.1080/02188790903503601
- Sanz, R. P. S. (2006). *El alumno superdotado y sus problemas de aprendizaje: Validación del OEQ-II como prueba de diagnóstico*. [The gifted student and their learning problems: Validation of the OEQ-II as a diagnostic test]. Madrid, Espanha: Universidad Complutense de Madrid.
- Teo, T., Tsai, L. T., & Yang, C. Applying structural equation modeling (SEM) in educational research: an introduction. In M. S. Khine (Ed.) (2013). *Applying structural equation modeling in educational research and practice* (pp. 3-21). Rotterdam: Sense Publishers.
- Thomson, P., & Jaque, S. V. (2016). Overexcitability: A psychological comparison between dancers, opera singers, and athletes. *Roeper Review*, 38(2), 84-92. doi: 10.1080/02783193.2016.1150373.
- Tieso, C. L. (2007a). Overexcitabilities: A new way to think about talent? *Roeper Review*, 29(4), 232-239. doi: 10.1080/02783190709554417
- Tieso, C. L. (2007b). Patterns of overexcitabilities in identified gifted students and their parents: A hierarchical model. *Gifted Child Quarterly*, 51(1), 11-22. doi: 10.1177/0016986206296657
- Treat, A. R. (2006). Overexcitability in gifted sexually diverse populations. *The Journal of Secondary Gifted Education*, 17(4), 244-257. doi: 10.4219/jsge-2006-413
- Van den Broeck, W. V., Hofmans, J., Cooremans, S., & Staels, E. (2014). Factorial validity and measurement invariance across intelligence levels and gender of the Overexcitabilities Questionnaire-II. *Psychological Assessment*, 26(1), 55-68. doi: 10.1037/a0034475
- Warne, R. T. (2011). An investigation of measurement invariance across genders on the Overexcitability Questionnaire-Two. *Journal of Advanced Academics*, 22(4) 578-593. doi:10.1177/1932202X11414821
- Wirthwein, L., Becker, C. V., Loehr, E., & Rost, D. H. (2011). Overexcitabilities in gifted and non-gifted

adults: Does sex matter? *High Ability Studies*, 22(2), 145-153. doi: 10.1080/13598139.2011.622944

Individual Differences, 51, 337-342. doi: 10.1016/j.paid.2011.03.041

Wirthwein, L., & Rost, D. H. (2011). Focusing on overexcitabilities: Studies with intellectually gifted and academically talented adults. *Personality and*

Recebido em: 20-01-2018
Reformulado em: 18-04-2018
Aprovado em: 23-06-2018

Sobre os autores:

Juliana Célia de Oliveira é psicóloga, mestre e doutora em Psicologia pela Universidade Federal de Juiz de Fora. Atualmente é professora do curso de graduação Psicologia na Faculdade Machado Sobrinho e do curso de pós-graduação em Psicopedagogia no Instituto Metodista Granbery e leciona disciplinas nas áreas de Avaliação Psicológica, Psicologia Escolar/Educacional, Orientação Profissional e Educação Inclusiva.

E-mail: julianaoliveirapsi@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7959-0880>

Altemir José Gonçalves Barbosa é psicólogo, mestre e doutor em Psicologia. Atualmente é professor do Departamento do Programa de Pós-graduação em Psicologia da Universidade Federal de Juiz de Fora e desenvolve atividades de ensino, pesquisa e extensão com ênfase em Psicologia Escolar nos seguintes temas: Tecnologia Educacional; Desenvolvimento Psicossocial e Educação; Educação Inclusiva; Desenvolvimento Humano e Novas Tecnologias; Informática e Psicologia, Dotação e Talento, Avaliação Psicológica.

E-mail: altgonc@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0106-7592>

Contato com os autores:

Instituto de Ciências Humanas – ICH
Universidade Federal de Juiz de Fora
Rua José Lourenço Kelmer, s/n – Campus Universitário, Bairro São Pedro
Juiz de Fora-MG, Brasil
CEP: 36036-900