

Adaptação da Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM) para o Contexto Brasileiro

Adaptation of Scale for Social Comparison Orientation (INCOM) for the Brazilian Context

Rayssa Soares Pereira¹, Patrícia Nunes da Fonseca², Samuel Lincoln Bezerra Lins³ e Paulo Gregório Nascimento da Silva⁴

Resumo

O estudo objetivou reunir evidências de precisão e validade da Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM) em contexto brasileiro. Especificamente, verificou-se o padrão de relação com autoestima, sexo e idade. Realizaram-se dois estudos com participantes da população geral. No primeiro (n=356), foi realizada a adaptação da INCOM e uma análise fatorial exploratória, sugerindo-se uma estrutura bifatorial. No segundo (n=300), foram executadas análises fatoriais confirmatórias testando modelos alternativos (uni e bifatorial), corroborando a adequação do modelo bifatorial. Também realizou-se a correlação de *Pearson* (*r*), evidenciando uma relação negativa entre os fatores da comparação social (aptidão e opinião) e a autoestima, indicando validade convergente. Não foram verificadas diferenças significativas entre sexos. Quanto a idade, encontrou-se relação negativa com o fator aptidão. A partir dos resultados, constatou-se precisão satisfatória nos dois estudos. Conclui-se que a INCOM reuniu evidências psicométricas e pode auxiliar na avaliação de indivíduos com tendência para comparação social e seus correlatos.

Palavras-chave: comparação social, opinião, aptidão, auto-estima, instrumento

Abstract

The study aimed to gather evidence of reliability and validity of the Comparison Orientation Scale (INCOM) in a Brazilian context. Specifically, the pattern of relationships with self-esteem, sex and age was examined. Two studies were conducted with participants from the general population. In the first (n=356), the INCOM was adapted, and an exploratory factor analysis was carried out, which suggested a bifactorial structure. In the second (n=300), confirmatory factor analyses were performed, testing alternative models (unifactorial and bifactorial), which corroborated the adequacy of the bifactorial model. Pearson's correlation (*r*) was also performed and showed a negative relationship between the factors of social comparison (aptitude and opinion) and self-esteem, indicating convergent validity. No significant sex differences were found. As for age, a negative relationship with the aptitude factor was found. Satisfactory reliability was found in both studies. It is concluded that the INCOM gathered psychometric evidence and can assist in the assessment of individuals with a tendency for social comparison and its correlates.

Keywords: social comparison, opinion, skill, self-esteem, instrument

O presente artigo contou com apoio do CNPq por meio da bolsa de produtividade da segunda autora, da CAPES, que concedeu bolsas de mestrado à primeira autora e doutorado ao quarto autor. Aproveitamos para demonstrar nossa gratidão a essas instituições.

¹Mestre e Doutoranda em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba – UFPB. Centro de Ciências Humanas e Letras – Departamento de Psicologia. João Pessoa-PB, Brasil. Tel.: (83) 98817-6517. E-mail: rayssasp95@gmail.com (Autora de correspondência)

²Doutora em Psicologia Social. Professora da Pós-Graduação em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba – UFPB, Brasil. E-mail: pnfonseca.ufpb@gmail.com

³Doutor em Psicologia. Professor da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade do Porto – UP, Portugal. E-mail: samuellins@fpce.up.pt

⁴Mestre em Psicologia e doutorando em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba – UFPB, João Pessoa-PB, Brasil. E-mail: silvapgn@gmail.com

Introdução

As pessoas obtêm informações de outras e as utilizam para darem sentido a si mesmas e ao mundo (Buunk & Gibbons 2006; Civitci & Civitci, 2015). Esse fato tem sido investigado por diferentes áreas do conhecimento, a exemplo da psicologia social e sociologia, que abordam estudos sobre o *self* e a influência social, principalmente sobre a maneira pela qual os indivíduos adquirem essas informações para se compararem socialmente (Buunk et al., 2020a).

A comparação social é um importante agente no processo de dar significado ao que está no entorno das pessoas. Pode ser compreendido como um mecanismo psicológico que possibilita ao indivíduo avaliar as informações sobre si e a realidade a sua volta, e de influenciar seus julgamentos e comportamentos, pois há a necessidade de as pessoas legitimarem seus conhecimentos, crenças, valores e atitudes (Álvaro & Garrido, 2017; Garanyan & Pushkina, 2016; Lins et al., 2016).

Nesse cenário, percebe-se a relevância da comparação social no entendimento do comportamento humano. O termo “comparação social” foi utilizado inicialmente por Festinger em 1954, quando desenvolveu uma teoria sistemática (Álvaro & Garrido, 2017). O autor postula em sua primeira hipótese que as pessoas apresentam uma tendência para avaliar suas opiniões e aptidões em comparação com outras pessoas (Festinger, 1954).

A comparação de opiniões avalia crenças e valores, com o objetivo de aumentar a certeza subjetiva. Dessa forma, questiona o que se deve pensar e sentir sobre X, isto é, diz respeito à forma de pensar sobre um objeto e/ou situação. As pessoas, ao se compararem, buscam saber se a sua maneira de ver o mundo está correta (Festinger, 1954).

No caso das aptidões, as pessoas podem questionar se são capazes de fazer algo e se o podem realizar no contexto em que vivem, a fim de saberem as possibilidades de ações e as melhores decisões a tomar (Festinger, 1954). Além disso, não se questiona apenas a possibilidade de realizar ou não a atividade, mas, o quão bem é capaz de executá-la, o que demonstra uma avaliação do indivíduo acerca do seu desempenho (Goethals & Darley, 1977).

Essas comparações ocorrem porque os indivíduos são guiados por desejos de autoavaliação, autoaprimoramento e autoaperfeiçoamento para manterem-se com uma imagem positiva e estável socialmente, uma vez que a comparação aumenta a certeza subjetiva dos indivíduos (Álvaro & Garrido, 2017; Garanyan & Pushkina, 2016; Lins et al., 2016). Festinger (1954) destaca que a incerteza é um importante motivador para a realização da comparação, pois ajuda no fornecimento de informações e na diminuição dessas incertezas.

Porém, deve-se salientar que—nem todas as comparações são processos intencionados e estratégicos em que os indivíduos reconhecem suas próprias atividades de comparação, pois muitas ocorrem espontaneamente e sem intenção (Gilbert et al., 1995). Entretanto, apesar de ser considerado um processo social básico, as pessoas diferem em sua disposição para se comparar com outros (Buunk et al., 2020a; Gibbons & Buunk, 1999). Devido a isso, compreende-se que este fenômeno pode ser considerado como um impulso psicológico universal, parcialmente automático e interligado à constituição biológica individual (Buunk & Dijkstra, 2014).

Nessa direção, Diener e Fujita (1997) sugerem que uma maior inclinação para comparação, seja positiva ou negativa, está vinculada aos traços de personalidade, a exemplo do neuroticismo, o qual refere à tendência em mostrar e experienciar emoções negativas, e se correlaciona positivamente com a comparação (Wang, 2019). Por esta razão, Gibbons e Buunk (1999) definiram a tendência para se envolver em comparação como “orientação para comparação social” com o objetivo de caracterizar essas diferenças individuais.

Nesse contexto, estudar a relação entre personalidade e comparação social é imprescindível, pois, possibilita uma compreensão ampla sobre o que significa uma alta ou baixa orientação e quem é o indivíduo “típico” comparador. A literatura o define como alguém que apresenta alta tendência de comparação (Buunk et al., 2020a; Gibbons & Buunk, 1999). Diante disso, a disposição para comparação social diverge em função das características individuais, da frequência, motivações, direção pelo qual se compara e até mesmo das consequências

ocasionadas pela comparação (Buunk & Dijkstra, 2014, 2015; Gibbons & Buunk, 1999).

Estudos ressaltam que a orientação se modifica de acordo com a faixa etária, haja vista que os jovens possuem uma maior tendência para se comparar, sendo mais receptivos para avaliações externas. Os mais velhos, comparam menos suas habilidades, pois já trazem em suas experiências de vida conhecimento sobre em que área do saber humano têm mais aptidões (Callan et al., 2015; Garanyan & Pushkina, 2016; Schneider & Schupp, 2011).

Quanto ao sexo, Buunk et al. (2020b), Schneider e Schupp (2011) e Garanyan e Pushkina (2016) encontraram evidências de que os homens possuem uma maior tendência para comparar suas aptidões, ao passo que as mulheres comparam mais opiniões. Corroborando com Lins et al. (2016), foi identificado que adolescentes portugueses, especificamente as mulheres, valorizavam mais as opiniões a respeito de si do que os homens, os quais consideravam as aptidões.

Outrossim, pessoas com alta orientação são mais afetadas por tais comparações, podendo sentir-se piores ou melhores a respeito de suas condições de vida (Buunk & Gibbons, 2006; Buunk et al., 2020a). Conjectura-se que autoavaliações negativas aumentam a frequência de comparação social, pois um autoconceito negativo pode ser um indicativo de que o indivíduo não está satisfeito e, por isso, busca mais informações (Gibbons & Buunk, 1999). Sobretudo se a informação for discrepante com o alvo de comparação social, aumenta a probabilidade do surgimento de depressão (Faranda & Lynne, 2019), ansiedade social (Mitchell & Schmidt, 2014), angústia (Janet Raat et al., 2014) e inveja (Appel et al., 2016).

Pesquisas mostram que pessoas com baixa autoestima e depressivas são mais motivadas a se compararem do que aquelas que têm autoestima elevada e não são depressivas. Isso ocorre porque o *self* se encontra em estado de ameaça e, portanto, há uma necessidade de restaurar sua autoestima e melhorar seu estado emocional (Buunk et al., 2012; Lewis & Weaver, 2019; Mccathy & Morina, 2020).

Em contrapartida, Buunk et al. (2020a) reiteram que a comparação nem sempre é nociva, uma vez que, ao se avaliarem positivamente provam emoções positivas, tal como bem-estar

(Frieswijk et al., 2007), contentamento (McIntyre & Eisenstadt, 2011) e orgulho (Santos et al., 2019), de preferência se tiverem certeza sobre si e conseguirem exibir uma imagem favorável socialmente. Também podem expressar empatia e sensibilidade para ajudar as pessoas, por se relacionarem mais facilmente com outros (Buunk & Dijkstra, 2014).

Diante desse panorama, uma maior tendência para se comparar eleva o interesse e a necessidade dessas informações, e intervém no desenvolvimento de reações afetivas, atitudes e comportamentos (McCarthy & Morina, 2020). Sendo assim, percebe-se a importância desse construto em diversas áreas práticas e a utilização de ferramentas que a mensurem (Lins et al., 2016; Savchenko et al., 2019), tal como o desempenho acadêmico (Harvey & Keyes, 2019), status de identidade (Gyberg & Frisén, 2017), satisfação corporal (Xiaojing, 2017), relacionamentos conjugais (Morry & Sucharyna, 2018) ou comportamentos alimentares (Fitzsimmons-Craft, & Bardone-Cone, 2014).

Considerando o conceito de orientação para comparação social previamente abordado, Gibbons e Buunk (1999) elaboraram a Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM), que se trata de um instrumento composto por 11 itens, distribuídos em dois fatores denominados Aptidão e Opinião. Inicialmente, a INCOM foi testada e validada nos contextos estadunidense e holandês, apoiando a estrutura bifatorial, com níveis adequados de precisão.

Segundo Gibbons e Buunk (1999), o fator opinião refere-se ao interesse do indivíduo em saber se suas opiniões estão em conformidade com as das pessoas e se serão aceitas por outros. Já o fator aptidão, diz respeito à relevância dada pelo indivíduo na avaliação que faz do seu desempenho em alguma atividade, e se este apresenta um nível elevado quando comparado com os pares. Os autores afirmam que essas dimensões são altamente correlacionadas, posto que medem o mesmo fundamento básico desse mecanismo psicológico, ou seja, o aumento da autocompreensão e a eficácia para prever comportamento de comparação social. Por conseguinte, constataram uma estrutura unifatorial. No entanto, a estrutura bifatorial é a mais recomendada pelos autores. Em relação à

consistência interna, foram encontrados alfas de *Cronbach* de .78 e .85 para os fatores Aptidão e Opinião, respectivamente, nas amostras norte-americanas, e .78 e .84 nas amostras holandesas.

Averiguando as qualidades psicométricas do instrumento em outros países, verificou-se no contexto espanhol (Buunk et al., 2005) uma estrutura bifatorial semelhante à da versão original do instrumento, com consistência interna de .80 e .81. A validade convergente constatou correlações positivas com autoconsciência, orientação interpessoal e neuroticismo, e correlações negativas com autoestima e otimismo.

Na Alemanha, Schneider e Schupp (2011) confirmaram a estrutura original da INCOM. Entretanto, nesta versão, propôs-se a redução da escala, divididos entre os dois fatores teorizados, devido ao mau funcionamento dos itens invertidos. Também, foram encontradas diferenças em relação à idade, em que os participantes mais velhos se comparavam menos do que os jovens.

Em Portugal, Lins et al. (2016) evidenciaram uma estrutura bidimensional, conforme o estudo original, e confiabilidade de .74, apresentando correlações positivas e evidências de validade convergente com autoestima, self-comparado, materialismo e impulsividade na compra, e verificaram diferenças em função do sexo. Já na Rússia, Garanyan e Pushkina (2016) apontaram indicadores aceitáveis de consistência interna entre .71 e .64 com estrutura bifatorial, como no original. Além disso, verificaram a validade convergente da INCOM com problemas de estresse emocional, como depressão, ansiedade, ciúme e inveja.

Outra versão na língua espanhola foi avaliada por Buunk et al. (2020b), no Chile e Espanha. Nas duas amostras, não foram identificadas a mesma estrutura fatorial descrita no original, devido ao mau funcionamento dos itens invertidos. O item 09 não alcançou a carga fatorial adequada, por isso, optaram por reduzir o instrumento para 8 itens. Ambos os estudos encontraram um efeito negativo entre os resultados da Escala de Orientação para a Comparação Social e idade, sinalizando que os participantes mais jovens pontuam mais alto. Em relação ao sexo, as mulheres pontuaram mais que os homens na frequência de comparação.

Portanto, tais estudos possibilitaram reunir evidências de validade do instrumento em diferentes países e dos correlatos da comparação

social em distintas culturas, como anteriormente explanado. Todavia, ainda que a INCOM esteja sendo utilizada em diversos países, não se encontraram estudos com amostras brasileiras, demonstrando, assim, uma lacuna no âmbito nacional, o que justifica o desenvolvimento desta pesquisa, que tem por objetivo adaptar para o português brasileiro a medida Escala de Orientação para a Comparação Social - INCOM (Gibbons & Buunk, 1999), reunindo evidências psicométricas.

Estudo 1

Método

Adaptação e Evidências de Validade e Precisão da Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM)

Participantes

Contou-se com uma amostra não probabilística (por conveniência), de 356 pessoas da população geral, de diferentes estados brasileiros, sendo a maioria de São Paulo (32.3%), com idade média de 35.42 anos ($DP=8.29$; amplitude 27 a 64 anos), 73% do sexo feminino, casados (65.7%).

Instrumentos

Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM; Gibbons & Buunk, 1999). É composto por 11 itens, que avaliam os níveis de orientação para comparação social por 2 fatores (Aptidão e Opinião), respondidos numa escala tipo *Likert* de 5 pontos (1=discordo totalmente e 5=concordo totalmente).

Na adaptação da versão em português brasileiro o conteúdo dos itens com conotações negativas foi revisto. Assim, o item 05 originalmente descrito “Não sou uma pessoa que se compara com as outras”, foi redigido para “Sou uma pessoa que se compara com as outras” e o item 11 “Eu nunca comparo a minha condição de vida com a das outras pessoas” para “Eu comparo a minha condição de vida com a das outras pessoas”. Optou-se por estas reformulações para que os itens apresentassem uma leitura mais compreensível. Procedimento similar foi adotado em contexto português por Lins et al. (2016), dado que, na versão alemã (Schneider & Schupp, 2014) e versão espanhola (Buunk et al., 2020b), os itens com

semântica negativa apresentaram mau funcionamento, resultando em baixas cargas fatoriais.

Questionário Sociodemográfico. Para caracterizar os participantes foram feitas perguntas como idade, sexo, estado civil e escolaridade.

Procedimento

Inicialmente, utilizou-se a escala em português de Portugal (Lins et al., 2016) para adaptar para o português brasileiro, comparando-a com a versão em inglês (Gibbons & Buunk, 1999), com a finalidade de observar as equivalências dos itens nas duas versões, atentando-se para as diferenças culturais de cada idioma. Posteriormente, realizou-se a validação semântica, verificando os possíveis ajustes dos itens, como sugere Pasquali (2016). Em função disso, contou-se com a participação de 30 pessoas da população geral, com níveis de escolaridade entre ensino fundamental a superior, para avaliar se o formato do instrumento e os itens estavam compreensíveis. Ressalta-se que durante o processo de validação semântica da INCOM, optou-se por alterar a redação dos itens 05 e 11, que originalmente apresentava semântica negativa à comparação social. Esses itens foram redigidos de maneira a avaliar a tendência para comparação social.

A coleta de dados ocorreu em formato eletrônico, através do *SurveyMonkey*, por *link* divulgado mediante a técnica bola de neve. Informava-se o objetivo da pesquisa, sigilo, anonimato, caráter voluntário e a possibilidade de desistência sem ônus. A pesquisa seguiu as recomendações éticas para pesquisas com seres humanos, conforme as Resoluções 510/16 e 466/12 do Conselho Nacional de Saúde (CAAE: 31351320.4.0000.5188 e Parecer: 4.039.914).

Análise de Dados

Para a realização das análises, recorreu-se ao SPSS (versão 21), em que se executaram estatísticas descritivas (média, desvio padrão, frequência), multivariadas (análise fatorial exploratória, com extração dos Eixos Principais), além de calcular os índices de consistência interna (alfa de *Cronbach*= α).

Resultados

Inicialmente, foi observada a adequação do instrumento para a realização da Análise Fatorial Exploratória (AFE), verificada pelo índice de *Kaiser-Meyer-Olkin* ($KMO=.88$) e o teste de esfericidade de *Bartlett*, $\chi^2 (55)=2.182,308$; $p<.001$. O critério de Kaiser admite valores iguais ou superiores a .60 (Tabachnick & Fidell, 2013).

Por conseguinte, foi realizada uma AFE, considerando o método de extração dos eixos principais, de modo a não fixar o número de fatores a extrair e adotando a rotação *varimax*, como aplicado por Gibbons e Buunk, (1999). Ressalta-se que, também, foi igualmente feita uma rotação oblíqua (*Direct Oblimin*), por ser o método atualmente mais recomendado em ciências sociais (Damásio, 2012). Em suma, o método oblíquo levaria às mesmas conclusões em termos de seleção dos itens e da sua posição relativa, apenas com a diferença da diminuição das correlações secundárias. Esta última análise não será apresentada por limitações de espaço, mas os resultados podem ser obtidos contatando os autores.

Por meio da AFE, foi possível observar uma estrutura formada por dois fatores, que apresentaram valores próprios (*eigenvalue*) superiores a 1, respectivamente: 5.46 e 1.57 (Critério de *Kaiser*), explicando 63.89% da variância total da medida. Foi adotado como critério de saturação das cargas fatoriais valores iguais ou superiores a |.30|. Os resultados podem ser visualizados na Tabela 1.

Na Tabela 1, observa-se que a medida ficou representada por uma estrutura bifatorial. O Fator I foi nomeado de Aptidão, agrupou sete itens, com saturações variando de .59 (Item 01) a .92 (item 05). A consistência interna avaliada pelo coeficiente alfa de *Cronbach* (α) foi de .90, e a homogeneidade (correlação média inter-itens, $r_{i,i}$)=.56, variando de .38 (itens 01 e 11) a .74 (item 06 e 11). O Fator II, nomeado de Opinião, reuniu quatro itens. As saturações variaram de .63 (item 07) a .79 (item 08). A confiabilidade (α) foi de .82 e a homogeneidade ($r_{i,i}$)=.53, variando de .39 (itens 07 e 09) a .69 (itens 09 e 10).

Também foram verificadas possíveis diferenças de médias em função do sexo dos participantes. Os testes t independentes indicaram não haver variação da média entre homens e mulheres: Aptidão [M_{homens}

Tabela 1. Estrutura fatorial da INCOM

Descrição dos itens	Fatores		h ²
	I	II	
05. Sou uma pessoa que se compara com as outras.	.85*	.16	.74
03. Se eu quero saber se o que estou fazendo está bem feito, eu comparo o que eu estou fazendo com a forma como os outros fazem.	.75*	.26	.63
02. Eu sempre presto muita atenção à forma como eu faço as coisas comparando com a forma como os outros fazem.	.73*	.22	.58
06. Eu me comparo com os outros em relação ao que tenho conquistado na vida.	.72*	.23	.57
04. Eu comparo como estou me desenvolvendo socialmente (por exemplo: habilidades sociais, popularidade) em relação às outras pessoas.	.71*	.28	.59
11. Eu comparo a minha condição de vida com a das outras pessoas.	.68*	.24	.52
01. Eu comparo como as pessoas mais próximas a mim se comportam (Ex. Família, amigos, namorado(a)) com relação a como agem com as outras pessoas.	.57*	.18	.35
08. Eu tento saber o que os outros pensam quando têm problemas semelhantes aos meus.	.19	.75*	.60
10. Se eu quero saber mais sobre algo, tento saber o que os outros pensam sobre isso.	.31	.71*	.61
09. Sempre gosto de saber o que as pessoas fariam no meu lugar.	.36	.71*	.63
07. Eu gosto de conversar com os outros sobre as opiniões e experiências em comum.	.11	.59*	.36
Número de itens	07	04	
Valor próprio	5.46	1.57	
% da Variância explicada %	49.63	14.26	
α de Cronbach	.90	.82	

Nota. F1=Aptidão; F2=Opinião; *carga fatorial considerada satisfatória, isto é, iguais ou >|.36|. h²=comunalidade. α =alfa de Cronbach

=3.65, DP=1.39; $M_{mulheres}$ =3.78, DP=1.47; $t(354)=-.75$; $p>.05$], Opinião (M_{homens} =4.81; DP=1.23; $M_{mulheres}$ =4.91; DP=1.33; $t(354)=-.64$; $p>.05$].

Posteriormente, procurou-se conhecer a relação entre os fatores da comparação social e a idade dos participantes, sendo realizadas correlações de *Pearson*. Especificamente para o fator Aptidão, apresentou relação negativa e significativa ($r=-.17$; $p<.05$). Já no Opinião não foi verificada uma relação significativa ($r=.03$, $p>.05$).

Os resultados evidenciaram a validade e precisão da INCOM. Considerando o caráter exploratório do presente estudo, procedeu-se com um estudo adicional para assegurar as qualidades psicométricas e reunir evidências complementares. Nesse caso, realizou-se uma técnica mais robusta (Análise Fatorial Confirmatória, AFC), descrita a seguir.

Estudo 2

Método

Comprovação da Estrutura Fatorial da Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM)

Participantes

Contou-se com uma amostra não probabilística (por conveniência), de 300 pessoas da população geral, de diferentes estados brasileiros, sendo em maioria do estado da Paraíba (87.7%), com idade média de 21.77 anos (DP=2.51; amplitude 18 a 26

anos), em sua maioria do sexo feminino (74.8%), casados (59.1%), graduandos (58.5%).

Instrumentos

Os participantes responderam a INCOM na versão adaptada e o questionário sociodemográfico, acrescentando-se:

Escala de Autoestima de Rosenberg, adaptada para o Brasil por Hutz e Zanon (2011). É uma medida unidimensional composta por 10 itens, dentre os quais os itens 3, 5, 8, 9 e 10 são invertidos, com afirmações relacionadas a um conjunto de sentimentos de autoestima e autoaceitação que avalia a autoestima global (e.g., 02. *Eu acho que eu tenho várias boas qualidades*). O instrumento é respondido em uma escala tipo *Likert* de 4 pontos (1=concordo totalmente e 4=discordo totalmente). No presente estudo, a consistência interna foi de .89.

Procedimento

Os procedimentos realizados no presente estudo foram similares ao do Estudo 1, inclusive as orientações previstas na Resolução 466/12 e 510/16 do Conselho Nacional de Saúde (CNS).

Análise de dados

Contou-se com o SPSS 21, realizando-se análises descritivas (média, desvio padrão e frequência) e cálculo da consistência interna (Alfa de Cronbach) e homogeneidade. Com o AMOS 21, empregaram-se análises fatoriais confirmatórias,

Tabela 2. Indicadores de Ajuste dos Modelos da INCOM

Mod	χ^2	Gl	χ^2/gl	TLI	CFI	RMSEA (IC90%)	CAIC	ECVI	$\Delta\chi^2 (Gl)$
Bi M1	156.44	42	3.73	.85	.92	.10 (.08-.11)	406.96	.99	–
Uni M1	487.49	44	13.67	.69	.75	.18 (.17-.20)	634.97	1.78	234.72 (1)*
Bi M2	9.25	8	1.15	.98	.99	.06 (.1-.9)	105.49	.12	–
Uni M2	187.72	9	20.41	.63	.78	.26 (.22-.29)	265.16	.	178.47 (1)*

Nota. M1=modelo com os 11 itens; M2=modelo com os 6 itens compondo a versão reduzida. χ^2/gl =razão qui-quadrado / graus de Liberdade; CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index; RMSEA=Root-Mean-Square Error.Aproximation, IC 90=Intervalo de Confiança de 90%; CAIC=Consistent Akaike Information Criterion; ECVI=Expected Cross-Validation Index; * $p < .001$.

considerando tais indicadores: (1) o χ^2 (qui-quadrado), que comprova a probabilidade de o modelo teórico se ajustar aos dados; considerando sua razão em relação aos graus de liberdade ($\chi^2/g.l.$), seus valores devem ficar entre 2 e 3 (adequado), sendo aceitável até 5; (2) o *Comparative Fit Index* (CFI) e (3) *Tucker-Lewis Index* (TLI), consideram-se adequados valores superiores a .90 (modelo ajustado); (4) a *Root-Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA), com intervalo de confiança de 90% (IC90%), com valores inferiores a .06 indicando ajuste satisfatório, admitindo-se até .10 (Hair et al., 2009; Marôco, 2014).

Para comparar os modelos alternativos, contou-se com os indicadores: $\Delta\chi^2$, CAIC (*Consistent Akaike information Criterion*) e ECVI (*Expected Cross Validation Index*). Diferença estatisticamente significativa do $\Delta\chi^2$, penalizando o modelo com maior χ^2 , e valores < de CAIC e ECVI sugerem um modelo mais adequado. Foi avaliada a confiabilidade composta (CC) para cada fator, sendo utilizada para superar a deficiência do alfa de *Cronbach*, que é influenciado pelo número de itens (Hair et al., 2009; Marôco, 2014). A CC é um indicador complementar de consistência interna, considerado mais fidedigno, pois leva em consideração as cargas fatoriais e estimativas de erro verificadas no modelo de equações estruturais (Valentini & Damásio, 2016).

Além do mais, procedeu-se com a execução da correlação de *Pearson*, com a finalidade de reunir evidências de validade convergente para construtos relacionados. Para que sejam reunidas tais evidências, as magnitudes da correlação devem configurar entre .20 a .50 (Nunes & Primi, 2010). Desse modo, foram relacionados os dois fatores da tendência para comparação social (aptidão e opinião) com o fator geral da autoestima.

Resultados

Inicialmente, foram realizadas Análises Fatoriais Confirmatórias (AFCs), visando reunir evidências psicométricas de construto sobre a Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM). Buscou-se testar o modelo composto por dois fatores encontrados no Estudo 1, confrontando com um modelo alternativo unifatorial, com todos os itens da medida, saturando em um fator geral. Para tanto, foram consideradas versões distintas da INCOM: a versão composta por 11 itens, utilizada no Estudo 1, e da versão reduzida composta por 6 itens, proposta por Schneider e Schupp (2011). Os resultados podem ser observados na Tabela 2.

Por meio da Tabela 2, foram observados índices de ajuste para a medida composta por 11 itens comparando os modelos uni e bifatorial. Verifica-se que o modelo bifatorial apresentou indicadores de ajuste próximos do aceitável, sendo estatisticamente superior ao modelo unifatorial, o qual também apresentou índices de ajuste do modelo considerados inadequados.

De acordo com os resultados da SEM (*Structural Equation Modeling*), os indicadores de adequação do modelo composto por dois fatores ficaram próximo do recomendado. Procurando-se identificar um modelo mais adequado, foram observados os *IMs* (Índices de Modificação) para as saturações (*Lambdas*, λ) e os erros de medida (*Deltas*, δ). No caso, constatou-se que seria recomendável correlacionar os δ dos itens 06 (*Eu me comparo com os outros em relação ao que tenho conquistado na vida.*) e 11 (*Eu comparo a minha condição de vida com a das outras pessoas.*) do fator Aptidão (IM = 85.85). A estrutura fatorial resultante reuniu melhores indicadores de ajuste aos dados empíricos: 156.44 (42) $\chi^2/gl=3.73$,

[CFI=.94, TLI=.92, RMSEA (IC90%)=.10 (.08-.11).

Posteriormente, foram realizadas AFCs, considerando a versão reduzida da medida. O modelo bifatorial apresentou indicadores de ajuste adequados e foi estatisticamente superior àqueles do modelo unifatorial, sendo que este último não atingiu o nível de ajustamento adequado.

Em observância a esses resultados, evidenciou-se que o modelo com dois fatores representa o construto de forma mais adequada, mesmo considerando versões distintas da medida (com 11 ou 6 itens), fato corroborado pelos indicadores CAIC e ECVI observados nas Figuras 1 e 2, que apresentaram valores menores no modelo bifatorial. Entretanto, apenas o modelo bifatorial representado pela versão reduzida apresentou melhores indicadores de ajuste. Por outro lado, foi observado que todos os λ s apresentaram valores diferentes de zero ($\lambda \neq 0$; $F > 3.84$, $p < .05$). Nas Figuras 1 e 2 é possível verificar as saturações das duas versões da INCOM, compostas por 11 itens e 6 itens, respectivamente.

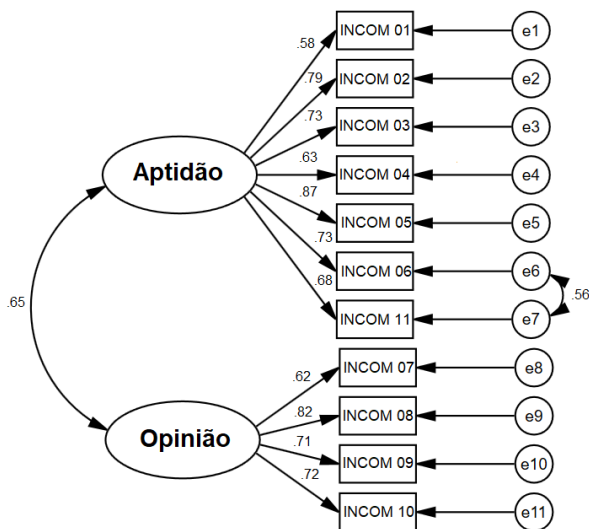


Figura 1. Estrutura Fatorial da versão composta por onze itens da INCOM

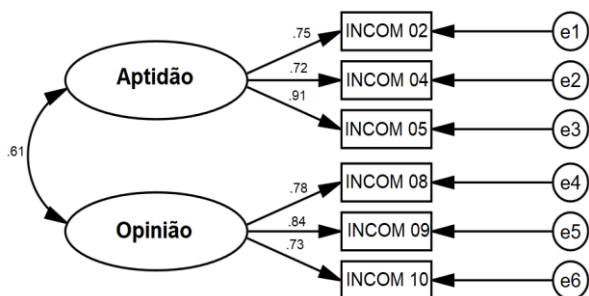


Figura 2. Estrutura Fatorial da versão reduzida da INCOM, composta por seis itens

Por fim, calcularam-se os coeficientes de consistência interna, o alfa de Cronbach (α), a homogeneidade (correlação média inter-item = $r_{i,i}$) e a Confiabilidade Composta (CC). Desse modo, foram considerados os fatores teóricos da medida. A versão que reuniu onze itens alcançou os seguintes valores: Aptidão ($\alpha=.89$, $r_{i,i}=.54$ e $CC=.89$) e Opinião ($\alpha=.83$, $r_{i,i}=.55$ e $CC=.83$); ao passo que a versão reduzida apresentou os seguintes valores: Aptidão ($\alpha=.83$, $r_{i,i}=.62$ e $CC=.84$); Opinião ($\alpha=.82$, $r_{i,i}=.62$ e $CC=.83$).

Também foram reunidas evidências de validade convergente para medidas externas, levando em conta as duas versões da INCOM, compostas, respectivamente, por 11 e 6 itens. Foram realizados o somatório dos dois escores dos fatores da INCOM e o somatório do fator geral medida de autoestima (EAR). Assim, por meio da análise de correlação, foi possível observar relações negativas ($p < .01$) com a pontuação total da autoestima com os dois fatores da orientação para comparação social. Para a versão da INCOM composta por 11 itens, verificaram-se os seguintes valores: Aptidão ($r=-.46$) e Opinião ($r=-.20$). Já com a versão da INCOM composta por 6 itens, verificaram-se os seguintes valores: Aptidão ($r=-.43$) e Opinião ($r=-.22$). Esses resultados indicam que pessoas que pontuam alto nos dois fatores da tendência para comparação social, possivelmente, tendem a apresentar baixa autoestima, como teoricamente esperado.

Por fim, considerando as duas versões da INCOM, foram realizados testes t independentes, que indicaram não haver variação da média em função do Sexo dos participantes. Para a versão da INCOM composta por 11 itens, os resultados foram os seguintes: Aptidão ($M_{homens}=4.53$, $DP=1.39$; $M_{mulheres}=4.31$, $DP=1.44$; $t(316) 1.23$; $p > .05$], Opinião ($M_{homens}=5.18$; $DP=1.21$; $M_{mulheres}=4.96$; $DP=1.40$; $t(316) 1.29$; $p > .05$]. Já com a versão da INCOM composta por 6 itens, os resultados foram: Aptidão ($M_{homens}=4.73$, $DP=1.35$; $M_{mulheres}=4.73$, $DP=1.58$; $t(316) 1.05$; $p > .05$], Opinião ($M_{homens}=4.47$; $DP=1.42$; $M_{mulheres}=4.19$; $DP=1.56$; $t(316) 1.42$; $p > .05$].

Discussão

A presente pesquisa objetivou adaptar e validar a Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM) para o contexto brasileiro. Nesse sentido, para que fossem alcançados os objetivos, foram realizados dois estudos, o primeiro de condição exploratória e o segundo de cunho confirmatório, utilizando-se de análises mais robustas. Em síntese, entende-se que o objetivo foi alcançado, pois os estudos empíricos demonstraram evidências satisfatórias de validade fatorial e consistência interna (homogeneidade, alfa de *Cronbach* e Confiabilidade Composta), atestando a sua adequação para o contexto brasileiro.

Quanto aos achados principais referentes à validade da medida, no *Estudo 1*, realizou-se uma análise fatorial exploratória que permitiu reunir evidências psicométricas sobre a INCOM. No caso específico, por meio de uma análise dos eixos principais, foi possível encontrar uma estrutura de dois fatores (Aptidão e Opinião) como teorizado (Gibbons & Buunk, 1999), corroborada por meio da análise fatorial confirmatória no Estudo 2. Ademais, o modelo original foi confrontado com um alternativo unifatorial, tendo em conta que inicialmente os autores da escala original apontaram a possibilidade de o construto ser representado por uma solução unifatorial.

Entretanto, tal estrutura não tem sido sustentada em estudos posteriores (Lins et al., 2016; Schneider & Schupp, 2014), como corroborado no presente estudo, reforçando o seu caráter bidimensional, que tem sido observado em diferentes culturas (Buunk et al., 2020b; Buunk et al., 2005; Gibbons & Buunk, 1999; Lins et al., 2016; Schneider & Schupp, 2011). Dessa forma, pode-se inferir que as duas versões da INCOM (de 6 e 11 itens) apresentam parâmetros adequados com a versão reduzida da medida apresentando melhores índices de ajuste. Para a versão composta por 11 itens, foi necessário realizar uma ressignificação no modelo, uma vez que se consideram geralmente aceitáveis ressignificações mínimas no modelo visando melhorias (Marôco, 2014).

Assim, Hair et al. (2009) argumentam que as ressignificações (ligações adicionadas no modelo) devem ser justificadas teoricamente. Os itens cujos

erros foram correlacionados representam e são agrupados em um mesmo fator teórico, isto é, no fator Aptidão, o que justifica a sua ressignificação. Segundo Brown (2006), um erro do modelo é correlacionado quando os itens têm conteúdos muito próximos, pois tal proximidade pode resultar na sua sobreposição. Essa similaridade é verificada no conteúdo dos itens correlacionados: item 06 “*Eu me comparo com os outros em relação ao que tenho conquistado na vida*” e item 11 “*Eu comparo a minha condição de vida com a das outras pessoas*”. Além disso, uma possível sobreposição dos itens é reforçada também pelos pesos fatoriais dos *lambdas*, que estão figurando entre .71 e .74.

Referente à consistência interna (precisão), nos dois estudos o coeficiente alfa de *Cronbach* foi superior ao ponto de corte comumente adotado, .70 (Cohen et al., 2014), reforçado no *Estudo 2* pela confiabilidade composta, com valores iguais ou superiores a .70 (Marôco, 2014). Esses resultados foram endossados pela homogeneidade verificada nos dois fatores, que apresentaram média das correlações inter-itens superiores ao que é comumente utilizado de .20 (Clark & Watson, 1995), reforçando a qualidade psicométrica da INCOM. Tais resultados são coerentes com aqueles observados para outras culturas, mesmo considerando diferentes versões da INCOM (Gibbons & Buunk, 1999; Schneider & Schupp, 2011; Lins et al., 2016).

Foram também reunidas evidências complementares de validade e, especificamente, testou-se a validade convergente para medidas externas. Para tanto, consideraram-se os fatores da tendência para comparação (Aptidão e Opinião), para os quais se tem evidenciado uma relação negativa com autoestima (Buunk et al., 2012; Gibbons & Buunk, 1999; Urzúa et al., 2012), fato esse constatado na presente pesquisa, pois os fatores da tendência para comparar e a autoestima apresentaram relações negativas e moderadas (Nunes & Primi, 2010), como teoricamente previsto.

Tem-se observado que pessoas com baixa autoestima manifestam reprovação de si, marcada pelo sentimento de incapacidade e autoincerteza, devido à pouca clareza de autoconceito (Hutz, et al., 2014). Nesses casos, são mais propensas a se envolverem em comparações de suas aptidões, em razão de que essa dimensão fornece informações

mais precisas e estáveis sobre suas vidas e seu desempenho ao realizar determinadas atividades do que a comparações de opiniões que, por outro lado, são mais sensíveis a modificações (Gibbons & Buunk, 1999). Kim e colaboradores (2017) relatam que a comparação de aptidão se relaciona negativamente com bem-estar subjetivo e autoaceitação. A partir da avaliação da aptidão, as pessoas têm a possibilidade de diminuir o grau de incerteza, restaurar sua autoestima e melhorar sua situação, visto que o self se encontra ameaçado (Buunk et al., 2012; Miao et al., 2018).

Foi verificada ainda a variabilidade da tendência para se comparar em função do sexo no Estudo 1 e 2. No entanto, apesar de pesquisas mostrarem diferenças em função do sexo, este estudo não as corroborou. No que diz respeito à relação entre orientação para comparação e a idade, avaliado somente no Estudo 1, visto que a amostra do Estudo 2 é homogênea em termos de idade, somente o fator aptidão apresentou relação negativa e significativa.

Resultado semelhante pode ser encontrado em Lins et al. (2016), em que adolescentes portugueses valorizam mais a comparação de aptidão do que a da opinião, isso porque aquele fator possibilita reter informações mais consistentes e duradouras, o que possibilita aumentar a certeza subjetiva (Gibbons & Buunk, 1999). Isto posto, faz-se necessário buscar um conjunto mais heterogêneo de participantes de diferentes faixas etárias e sexo, especificamente comparar grupos de jovens e adultos, uma vez que se tem mostrado diferenças significativas entre esses grupos nos dois fatores de orientação para comparação social (Buunk et al., 2020b; Schneider & Schupp, 2011; Garanyan & Pushkina, 2016).

Dado o exposto, deve-se ter em conta que esta pesquisa não se isenta de limitações. Nesse sentido, aponta-se a limitação da amostra, já que os participantes foram recrutados de maneira não probabilística (por conveniência), de diferentes regiões brasileiras, o que não reflete a população brasileira em sua totalidade, não permitindo fazer generalizações. Outra limitação se refere ao fato de a medida ser de autorrelato, possibilitando o surgimento de vieses da deseabilidade social, inerente de pesquisas psicossociais (Pechorro et al., 2011).

Além disso, foi considerada apenas uma única variável externa (autoestima), avaliada com base em correlações, limitando a inferência quanto a esse tipo de validade específica. Por isso, seria interessante conhecer a relação com outras variáveis, como em que medida os traços de personalidade afetam este construto, investigar os riscos e benefícios do uso de redes sociais e os efeitos sobre o bem-estar psicológico. Isso ocorre porque estudos sugerem que as pessoas com elevada tendência para se compararem são aquelas que utilizam as mídias digitais com maior frequência, a exemplo do *Instagram* ou *Facebook*. Por causa disso, tendem a desenvolver preocupações de autoapresentação e a experienciar sentimentos negativos, advindos de tais comparações com outros usuários das redes sociais, diminuindo o bem-estar psicológico (Appel et al., 2016; Faranda & Lynne, 2019; Vries et al., 2018).

Entende-se que identificar os indivíduos que apresentem uma maior tendência para se comparar é útil para desenvolver intervenções específicas, uma vez que ela pode ser um fator de risco para a saúde mental, considerando o contexto em que estão inseridos (Mccarthy & Morina, 2020). Há evidências que alta orientação para a comparação se associa a fenômenos clínicos, como transtorno de ansiedade, depressão e estresse (Faranda & Lynne, 2019; Garanyan & Pushkina, 2016; Mitchell & Schmidt, 2014) e uso abusivo de álcool (Litt et al., 2019).

Janet Raat et al. (2014), ao analisarem a orientação para comparação social em alunos da educação médica, evidenciaram que aqueles com altos níveis de estresse apresentam maior risco de experienciar angústia. Portanto, desenvolver intervenções psicoterapêuticas na prática clínica pode ajudar os alunos a se conscientizarem sobre como a autoavaliação negativa, por meio da comparação social, afeta o desempenho acadêmico, a autoeficácia e a autoconfiança, alertando-os sobre pensamentos negativos de ruminação da comparação. Já Litt et al. (2019) verificaram que pessoas que apresentam níveis mais elevados de comparações sociais, têm uma probabilidade menor de reduzir o consumo de álcool ao longo do tempo. Dessa forma, os autores sugerem que uma breve intervenção motivacional

sobre o álcool pode mitigar esses efeitos de comparação social.

Estudos futuros poderiam buscar outras técnicas de mensuração, a exemplo de medidas implícitas (Gouveia et al., 2012). Poderiam também optar pelo refinamento da medida, com uso de avaliação psicométrica aplicando modelos de TRI, por exemplo, o modelo de resposta graduada (Samejima, 1969), e aplicá-la com medidas correlatas que apresentam alguma relação, tais como autoconceito e satisfação com a vida (Buunk et al., 2005; Callan et al., 2015; Schneider & Schupp, 2011). Essa estratégia possibilitaria verificar outros tipos de validade referentes à estrutura interna da medida (convergente e discriminante) e replicar esse modelo em outras amostras, inclusive avaliando os modelos alternativos considerados na presente pesquisa, para averiguar a pertinência dos mesmos (Hair et al., 2009; Marôco, 2014).

Os resultados desse estudo asseguram evidências de validade e precisão da INCOM. Por fim, o estudo contribuiu para o campo científico, pois disponibiliza uma medida que avalia a orientação para a comparação social, na versão português do Brasil, para uso de profissionais e pesquisadores interessados na temática. Tal ferramenta pode auxiliar e incentivar investigações sobre a temática em questão, e possibilitar avanços no que tange a sua relação com outras variáveis psicossociais.

Referências

- Álvaro, J. L., & Garrido, A. (2017). *Psicologia social: Perspectivas psicológicas e sociológicas*. (Ed. Rev). AMGH.
- Appel, H., Gerlache, A. L., & Crusius, J. (2016). The interaction between using Facebook, social comparison, envy and depression. *Current Opinion in Psychology*, 9, 44-49. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.10.006>
- Buunk, A., P., Belmont, J., M. Peiró, J., Zurriaga, R., & X. Gibbons, F. (2005). Diferencias individuales en la comparación social: Propiedades de la escala española de orientación hacia la comparación social. *Latinoamericana de Psicología*, 37(3), 561-579.
- <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/rlp/v37n3/v37n3a08.pdf>
- Buunk, A. P., & Gibbons, F. X. (2006). Social comparison orientation: A new perspective on those who do and those who don't compare with others. Guimond S. (Ed.), *Social comparison and social psychology: Understanding cognition, intergroup relations, and culture* (pp. 15-32). Cambridge University Press. <https://psycnet.apa.org/record/2006-04288-001>
- Buunk, A. P., Dijkstra, P., Bosch, Z. A., Dijkstra, A., & Barelds, D. P. H. (2012). Social comparison orientation as related to two types of closeness. *Journal of Research in Personality*, 46(3), 279-285. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2012.02.008>
- Buunk, A. P., & Dijkstra, P. (2014). Social comparison orientation and perspective taking as related to responses to a victim. *Psychology*, 5, 441-450. <https://doi.org/10.4236/psych.2014.55054>
- Buunk, A. P., & Dijkstra, P. (2015). Rival characteristics that provoke jealousy: A study in Iraqi Kurdistan. *Evolutionary Behavioral Sciences*, 9, 116-127. <https://doi.org/10.1037/ebs0000030>
- Buunk, A. P., Gibbons, F. X., Dijkstra, P., & Zlatan, K. (2020a). Individual differences in social comparison: The complex effects of social comparison orientation. Sullis, J., & Collins, R.L. (Eds.), *Social comparison, judgement and behavior* (pp. 77-104). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oso/9780190629113.001.0001>
- Buunk, A. P., Barelds, D., Urzúa, M. A., Zurriaga, R., González-Navarro, P., Dijkstra, P. D., & Gibbons, F. (2020b). The psychometric structure of the Spanish language version of the Iowa-Netherlands comparison orientation measure in Spain and Chile. *The Spanish Journal of Psychology*, 21(23). <https://doi.org/10.1017/sjp.2020.1>
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Callan, M. J., Kim, H., & Matthews, W. J. (2015). Age differences in social comparison tendency

- and personal relative deprivation. *Personality and Individual Differences*, 87, 196-199.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.08.003>
- Civitci, N., & Civitci, A. (2015). Social comparison orientation, hardiness and life satisfaction in undergraduate Students. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 205, 516-523.
<https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.09.062>
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319.
[https://www3.nd.edu/~ghaefel/Clark&Watson\(1995\).pdf](https://www3.nd.edu/~ghaefel/Clark&Watson(1995).pdf)
- Cohen, R. J., Swerdlik, M. E., & Sturman, E. D. (2014). *Testagem e avaliação psicológica: Introdução a testes e medidas* (8th ed.). AMGH.
- Damáσιο, B. F. (2012). Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 213-228.
http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1677-04712012000200007%20
- Diener, E., & Fujita, F. (1997). Social comparisons and subjective well-being. In: Buunk, A.P., & Gibbons, R. (Eds.), *Health, coping, and social comparison* (pp. 329-357). Erlbaum.
- Dijkstra, P., Bosch, Z. A., Dijkstra, A., & Barelds, D. P. H. (2012). Social comparison orientation as related to two types of closeness. *Journal of Research in Personality*, 46(3), 279-285.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2012.02.008>
- Faranda, M., & Lynne, R. (2019). Social comparisons on Facebook and offline: The relationship to depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, 141, 13-17.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.12.012>
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7, 117-140.
<https://doi.org/10.1177/001872675400700202>
- Fitzsimmons-Craft, E. E., & Bardone-Cone, A. M. (2014). One-year temporal stability and predictive and incremental validity of the Body, Eating, and Exercise Comparison Orientation Measure (BEECOM) among college women. *Body Image*, 11(1), 27-35.
<https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2013.09.003>
- Frieswijk, N., Buunk, A., Steverink, N., & Slaets, J. (2007). Subjective well-being in frail older persons: Why social comparison orientation and self-management are important. *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, 20, 105-124.
<https://www.cairn.info/revue-internationale-de-psychologie-sociale-2007-1-page-105.htm>
- Garanyan N. G., & Pushkina E. S. (2016). Establishing validity and reliability of the Russian Version of The Iowa-Netherlands comparison orientation measure in student's sample. *Counseling Psychology and Psychotherapy*, 24(2), 64-92.
<https://psyjournals.ru/en/mpj/2016/n2/garanyan.shtml>
- Gibbons, F. X., & Buunk, B. P. (1999). Individual differences in social comparison: Development of an orientation scale for social comparison. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(1), 129-142.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.76.1.129>
- Gilbert, P., Price, J., & Allan, S. (1995). Social comparison, social attractiveness and evolution: How might they be related? *New Ideas in Psychology*, 13(2), 149-165.
[https://doi.org/10.1016/0732-118X\(95\)00002-X](https://doi.org/10.1016/0732-118X(95)00002-X)
- Goethals, G. R., & Darley, J. (1977). Social comparison theory: An attributional approach. Suls, J. & Miller, R. (Eds.), *Social comparison processes: Theoretical and empirical perspectives* (pp. 259-278). Hemisphere.
- Gouveia, V. V., Athayde, R. A. A., Mendes, L. A., & Freire, S. E. A. (2012) Introdução às medidas implícitas: Conceitos, técnicas e contribuições. *Diaphora | Revista da Sociedade de Psicologia do Rio Grande do Sul*, 12(1), 80-92.
<http://www.sprgs.org.br/diaphora/ojs/index.php/diaphora/article/view/50>
- Gyberg, F., & Frisén, A. (2017). Identity status, gender, and social comparison among young adults. *Identity*, 17(4), 239-252,
<https://doi.org/10.1080/15283488.2017.1379905>
- Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados*. (6th ed.). Bookman.

- Harvey, A. J., & Keyes, H. (2019): How do I compare thee? An evidence-based approach to the presentation of class comparison information to students using Dashboard. *Innovations in Education and Teaching International*, <https://doi.org/10.1080/14703297.2019.1593213>
- Hutz, C. S., & Zanon, C. (2011). Revisão da adaptação, validação e normatização da escala de autoestima de Rosenberg. *Avaliação Psicológica*, *10*(1), 41-49. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v10n1/v10n1a05.pdf>
- Janet Raat, A. N., Schönrock-Adema, J., Van Hell, E. A., Kuks, J. B. M., & Cohen-Schotanus, J. (2014). Student distress in clinical workplace learning: Differences in social comparison behaviours. *Advances in Health Sciences Education*, *20*(1), 101-111. <https://doi.org/10.1007/s10459-014-9513-9>
- Kim, H., Callan, M. J., Gheorghiu, A. I., & Matthews, W. J. (2017). Social comparison, relative personal deprivation and materialism. *British Journal of Social Psychology*, *56*, 373-392. <https://doi.org/10.1111/bjso.12176>
- Lins, S. L. B., Campos, M., Leite, A. C., & Carvalho, C. L., Cardoso, S., & Natividade, J. C. (2016). Evidências de validade da Escala de Orientação para a Comparação Social (INCOM) para o contexto de adolescentes portugueses. *Associação Portuguesa de Psicologia*, *30*(1), 1-14. <https://doi.org/10.17575/rpsicol.v30i1.1034>
- Litt, D. M., Waldron, K. A., Wallace, E. C., & Lewis, M. A. (2019). Alcohol-specific social comparison as a moderator of the norms-behavior association for young adult alcohol use. *Addictive Behaviors*, *90*, 92-98. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.10.029>
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações* (2.ed.). Report Number.
- Marques, T. P., Pinto, A. M., & Alvarez, M.-J. (2016). Estudo psicométrico da Escala de Avaliação dos Riscos e Oportunidades dos Jovens Utilizadores do Facebook. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *41*(1), 145-158. <https://www.aidep.org/sites/default/files/articulos/R41/Art12.pdf>
- McCarthy, P., & Morina, N. (2020). Exploring the association of social comparison with depression and anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, *27*(5), 640-671. <https://doi.org/10.1002/cpp.2452>
- McIntyre, K. P., & Eisenstadt, D. (2011). Social comparison as a self-regulatory measuring stick. *Self and Identity*, *10*(2), 137-151. <https://doi.org/10.1080/15298861003676529>
- Mitchell, M. A., & Schmidt, N. B. (2014) An experimental manipulation of social comparison in social anxiety. *Cognitive Behaviour Therapy*, *43*(3), 221-229. <https://doi.org/10.1080/16506073.2014.914078>
- Morry, M. M., & Sucharyna, T. A. (2018). Relationship social comparisons in dating and marital relationships: Adding relationship social comparison interpretations. *The Journal of Social Psychology*, *154*(4), 1-19. <https://doi.org/10.1080/00224545.2018.1498826>
- Nunes, C. H. S. S., & Primi, R. (2010). Aspectos técnicos e conceituais da ficha de avaliação dos testes psicológicos. Em Conselho Federal de Psicologia - CFP (Org.), *Avaliação psicológica: Diretrizes na regulamentação da profissão* (pp. 101-128). CFP. <https://satepsi.cfp.org.br/docs/Diretrizes.pdf>
- Pasquali, L. (2012). *TRI – Teoria de Resposta ao Item: Teoria, procedimentos e aplicações*. Apriss Editora.
- Pasquali, L. (2016). *TEP – Técnicas de Exame Psicológico: Os fundamentos*. 2ª ed. Vetor editora.
- Pechorro, P., Nunes, C., Gonçalves, R. A., Jesus S. N., & Simões, M. R. (2018). A Escala de Respostas Socialmente Desejáveis-5: Validação numa amostra escolar de jovens portugueses. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *52*(3), 15-25. <https://www.aidep.org/sites/default/files/2019-07/RIDEP52-Art2.pdf>
- Santos, T. M., Amaro, L. M., & Joseph, N. T. (2019) Social comparison and emotion across social networking sites for mothers. *Communication Reports*, *32*(2), 82-97,

- <https://doi.org/10.1080/08934215.2019.1610470>.
- Savchenko, T.N.S., Samoylenko, E.S., & Korbut, A.V. (2019). Psychometric properties of instruments of measurement of social comparison orientation. *Experimental Psychology*, *12*, 112-130.
<https://doi.org/10.17759/exppsy.2019120209>
- Samejima, F. A. (1969). Estimation of latent trait ability using a response pattern of graded scores. Psychometric Monograph Supplement, *17*, *Psychometric Society*.
<https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.1968.tb00153.x>
- Schneider, S., & Schupp, J. (2011). The social comparison scale: Testing the validity, reliability and applicability of the Iowa-Netherlands comparative orientation measure (INCOM) in the German population. *German Socio-Economic Panel Study (SOEP) paper*.
<https://ssrn.com/abstract=1772742>
- Schneider, S. M., & Schupp, J. (2014). Individual differences in social comparison and its consequences for life satisfaction: Introducing a short scale of the Iowa-Netherlands comparison orientation measure. *Social Indicators Research*, *115*(2), 767-789.
<https://doi.org/10.1007/s11205-012-0227-1>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education.
- Úrzua, A., & Zúñiga, P. B., & Buunk, A. P. (2012). The age and sex in the social comparison orientation. *Terapia Psicológica*, *30*, 79-88.
<http://teps.cl/index.php/teps/article/view/114>
- Valentini, F. S. L., & Damásio, B. F. (2016). Variância média extraída e confiabilidade composta: Indicadores de precisão. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *32*(2), 1-7.
<https://doi.org/10.1590/0102-3772e322225>
- Vogel, E. A., Rose, J. P., Okdie, B. M., Eckles, K., & Franz, B. (2015). Who compares and despairs? The effect of social comparison orientation on social media use and its outcomes. *Personality and Individual Differences*, *86*, 249-256.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.06.026>
- Vries, D. A. Möller, M., Wieringa, M. S., Eigenraam, A. W., & Hamelink, K. (2018). Social comparison as the thief of joy: Emotional consequences of viewing strangers' Instagram posts. *Media Psychology*, *21*(2), 222-245.
<https://doi.org/10.1080/15213269.2016.1267647>
- Wang, D. (2019). A study of the relationship between narcissism, extraversion, body-esteem, social comparison orientation and selfie-editing behavior on social networking sites. *Personality and Individual Differences*, *146*, 127-129.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.04.012>
- Xiaojing, A. (2017). Social networking site uses, internalization, body surveillance, social comparison and body dissatisfaction of males and females in mainland China. *Asian Journal of Communication*, *27*(6), 616-630.
<https://doi.org/10.1080/01292986.2017.1365914>

Anexo 1.**Versão Brasileira da Escala de Orientação para a Comparação Social**

INSTRUÇÕES: A maioria das pessoas se comparam de tempos em tempos com outras. Por exemplo, eles podem comparar a maneira como se sentem, suas opiniões, suas habilidades e / ou sua situação com as de outras pessoas. Não há nada particularmente "bom" ou "ruim" nesse tipo de comparação, e algumas pessoas fazem mais do que outras. Gostaríamos de descobrir com que frequência você compara a si mesmo com outras pessoas. Para fazer isso, gostaríamos de pedir que você indicasse quanto concorda com cada afirmação abaixo.

1	2	3	4	5
Não me descreve	Descreve-me pouco	Descreve-me mais ou menos	Descreve-me muito	Descreve-me muito

1. Eu comparo como as pessoas mais próximas a mim se comportam (Ex. Família, amigos, namorado(a)) com relação a como agem com as outras pessoas.
2. Eu sempre presto muita atenção à forma como eu faço as coisas comparando com a forma como os outros fazem.
3. Se eu quero saber se o que estou fazendo está bem feito, eu comparo o que eu estou fazendo com a forma como os outros fazem.
4. Eu comparo como estou me desenvolvendo socialmente (por exemplo: habilidades sociais, popularidade) em relação às outras pessoas.
5. Sou uma pessoa que se compara com as outras.
6. Eu me comparo com os outros em relação ao que tenho conquistado na vida.
7. Eu gosto de conversar com os outros sobre as opiniões e experiências em comum.
8. Eu tento saber o que os outros pensam quando têm problemas semelhantes aos meus.
9. Sempre gosto de saber o que as pessoas fariam no meu lugar.
10. Se eu quero saber mais sobre algo, tento saber o que os outros pensam sobre isso.
11. Eu comparo a minha condição de vida com a das outras