

自我概念清晰性量表的项目表述效应

——基于双因子模型的视角

胡婷¹, 黄莹¹, 陈艳萍², 沈逸琳¹, 杨怡姍¹, 林荣茂¹

(1. 福建师范大学 心理学院, 福建 福州 350117;

2. 格罗宁根大学 社会心理学系, 荷兰 格罗宁根 9712 TS)

摘要: 整群抽取 1 194 名大学生, 通过双因子模型检验自我概念清晰性量表的项目表述效应。结果表明, SCCS 存在的项目表述效应有统计学意义, 忽略项目表述效应, 会高估 SCCS 的同质性系数, 相对偏差达 33%, 低估 SCCS 与社会和个人取向自我价值感之间的相关, 相对偏差均为 44%。项目表述效应对 SCCS 的信效度产生了实质性影响, 使用该量表时应考虑采用双因子模型进行分析, 控制项目表述效应。

关键词: 自我概念清晰性; 双因子模型; 项目表述效应

中图分类号: B848

文献标志码: A

文章编号: 1009-4784(2023)03-0021-07

对自我有清晰和一致的认识是人格发展和成熟的重要标志之一。所谓“人贵自知, 知人者智, 自知者明”即是这个道理。Campbell 首先提出了自我概念清晰性(self-concept clarify, SCC)的构念, 即个体能够自信、清晰地界定自我概念的内容, 并且这种界定具有内部一致性和阶段稳定性^[1]。研究发现, 自我概念清晰性对心理健康和人格发展具有重要作用: 高自我概念清晰性能够促进个体的主观幸福感、生命意义感等积极体验^[2-3], 有利于个体采取积极的应对方式^[4]; 而低自我概念清晰性将导致个体产生抑郁、焦虑、孤独感等消极情绪^[5-6], 阻碍其心理健康。可见, 自我概念对个体成长的影响不仅表现在其具有的积极意义, 还取决于个体在多大程度上对自我有清晰且稳定的认知。因此, 有效测量自我概念清晰性, 是推动人格与心理健康研究的重要议题。

作为测量自我概念清晰性最有效的工具之一, 自我概念清晰性量表(Self-Concept Clarify Scale, SCCS)自开发以来, 在国内外得到了广泛应用。SCCS 共 12 个项目, 主要测量个体对自我认知的清晰性、一致性和稳定性。量表采用李克特(Likert)5 点计分法, 从 1(“非常不同意”)到 5(“非常同意”),

将量表中的反向计分题转换加总后, 得分越高说明个体的自我概念清晰性水平越高。该量表的内部一致性系数为 0.86, 重测信度(间隔 4 个月)为 0.79^[7]。迄今为止, SCCS 被翻译成多种语言, 如德国版^[8]、法语版^[9]、爱沙尼亚版^[10], 均具有良好的信效度。刘庆奇等对中文版进行了信效度检验, 验证性因素分析的拟合指数良好($\chi^2/df=5.48$, $RMSEA=0.06$, $CFI=0.96$, $TLI=0.92$), Cronbach's α 系数为 0.79, 信效度良好, 可用于中国群体自我概念清晰性的测量^[11]。

SCCS 的一个突出特征是大量采用反向计分题, 12 题中有 10 题为反向计分。尽管反向计分题可规避反应偏向, 但它也会带来一个新问题, 即项目表述效应的影响。项目表述效应是指使用同时包含正、反向题的量表施测, 容易出现与测量内容无关的系统性方法偏差^[12-13]。项目表述效应在大量广泛应用的测量工具中已得到检验, 如 Rosenberg 自尊量表^[14]、一般健康问卷(CHQ-12)^[15]、一般自我效能感量表(GSES)^[16], 等等。这些研究均表明, 项目表述效应会影响量表结构的稳定性, 并对量表信效度的估计产生偏差。因此, 在使用此类测量工具时, 应注意检验和控制项目表述效应。目

收稿日期: 2023-03-01

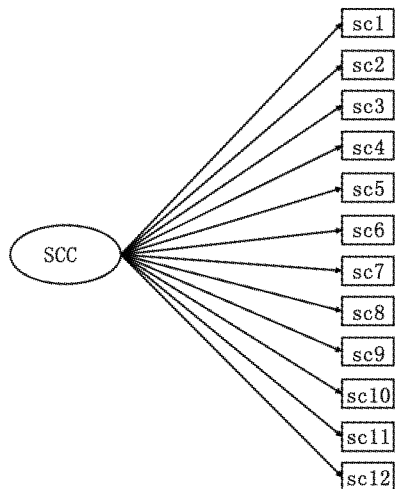
作者简介: 胡婷, 女, 福建师范大学发展与教育心理学专业 2021 级硕士研究生。研究方向: 学校心理学。

通信作者: 林荣茂, Email: lrm990527@hotmail.com

前,尚未有研究专门检验 SCCS 中的项目表述效应,及其对信效度的影响。

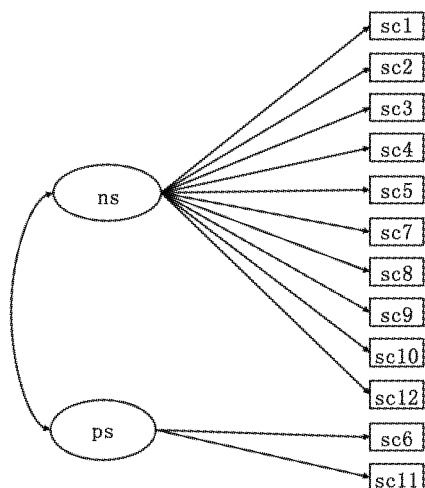
一般而言,项目表述效应检验是将项目表述效应视为一个方法学因子,进而检验该因子在量表结构中的作用^[17]。常用的检验方法包括相关特质相关法模型(correlated-trait correlated-method, CTCM)、相关特质相关性模型(correlated-trait correlated-uniqueness, CTCU)以及双因子模型^[18-20]。相较于 CTCM 和 CTCU,双因子模型法从变异分解的角度赋予了项目表述效应新的解释,它将题目变异分解为全局因子变异、局部因子变异和误差变异后,基于双因子模型计算得到的统计指标,评价项目表述效应对测验的影响程度^[21-22]。双因子模型法在量表检验中应用广泛,如马基雅维利主义人格量表(MPS)、积极心理健康量表(WEM-WBS)、压力感知量表(PSS)等等^[22-24],研究均发现这些量表存在项目表述效应。

因此,本研究采用双因子模型法对 SCCS 的项目表述效应进行检验。基于验证性因素分析的框架下,建构并检验 3 个假设模型:单维模型 M1(未考虑项目表述效应)、二因素模型 M2(正向表述题和反向表述题因子)、双因子模型 M3(含项目表述效应方法学因子,图 1~图 3)。自我价值感作为自我系统的情感体验部分,与自我概念密切相关^[25]。同时,对自我认识的稳定性和准确性也会影响个体对自身存在价值的认知和评价^[1]。因此,为进一步检验项目表述效应对预测效度的影响,本研究在确定了控制项目表述效应最合适的模型后,选择自我价值感作为效标变量建立分析模型(模型 M4 与 M5,图 4~图 5),比较自我概念清晰性与自我价值感之间相关系数的变化。



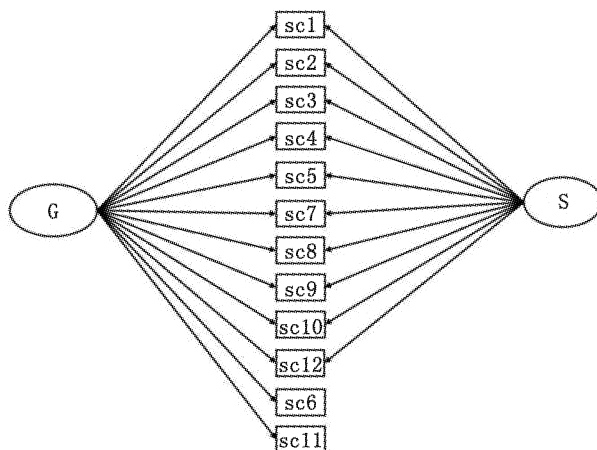
注:SCC 为自我概念清晰性。

图 1 单维模型 M1



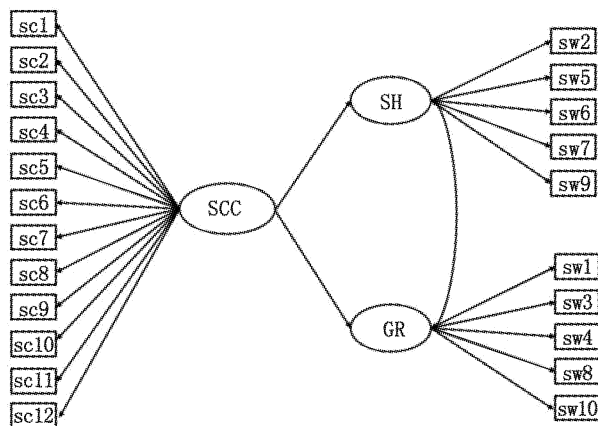
注:ps 为正向表述题因子,ns 为反向表述题因子。

图 2 二因素模型 M2



注:G 为全局因子,S 为项目表述效应方法学因子(局部因子)。

图 3 双因子模型 M3



注:SH 为社会取向自我价值感,GR 为个人取向自我价值感。

图 4 加入效标后的单维模型 M4

一、对象与方法

(一)研究对象

采用整群取样法,从福建省属本科高校中抽取

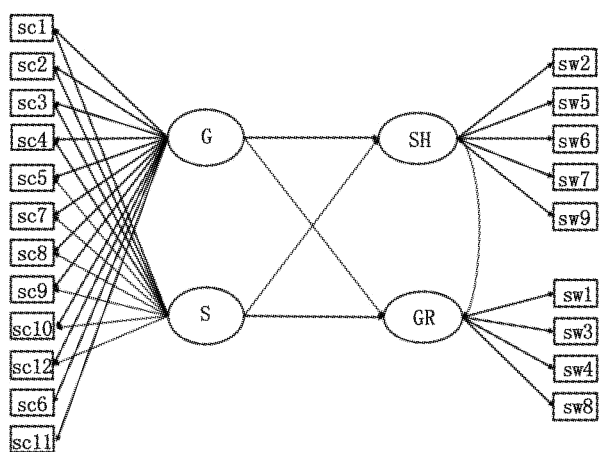


图5 加入效标后的双因子模型 M5

1 250 名大学生参与调查。通过网络问卷平台,要求学生在规定时间内作答,数据回收后,对数据进行整理,剔除“空白问卷”“规律性作答”“答题遗漏”等无效问卷,最终获得有效问卷 1 194 份,问卷有效率为 96.3%。有效被试中,男生 383 人(32.1%),女生 811 人(67.9%);大一 223 人(18.7%),大二 354 人(29.6%),大三 455 人(38.1%),大四 162 人(13.6%);文科 360 人(30.2%),理科 269 人(22.5%),工科 338 人(28.3%),医学 227 人(19.0%);被试年龄范围 18~25 岁,平均年龄(20.68±1.36)岁。

(二)研究工具

1. 自我概念清晰性量表(SCCS)。采用 Campbell(1996)等编制,牛更枫等人(2016)翻译修订的自我概念清晰性量表评估大学生的自我概念清晰性水平^[7,11]。共计 12 个题目,采用 5 点计分(1=非常不同意,5=非常同意),将反向计分题转换加总后,得分越高表明自我概念清晰性水平越高。在本研究中,该量表的 Cronbach's α 系数为 0.80。

2. 一般自我价值感量表(GSWS)。采用黄希庭等编制的一般自我价值感量表(general self-worth scale, GSWS),评估青年学生自我价值感特点^[26]。一般自我价值感量表共 10 个题目,分为“社会取向的自我价值感”(2、5、6、7、9)和“个人取向的自我价值感”(1、3、4、8、10)2 个分量表。量表采用 5 点计分(1=非常不符合,5=非常符合),其中 5 道反向计分题(2、5、6、9、10),转换加总后得分越高代表被试的自我价值感水平越高。本研究中,社会取向和个人取向自我价值感量表的 Cronbach's α 系数分别为 0.76、0.74。

(三)数据处理

使用 SPSS 25.0 和 Mplus 8.0 软件进行数据分

析。在 Mplus 8.0 中采用稳健极大似然估计(MLR)评价模型结构参数。根据拟合指标:标准卡方(χ^2/df)、标准化均方根残差(RMSEA)、近似均方根误差(SRMR)、比较拟合指数(CFI)、Tucker-Lewis 指数(TLI)以及 Akaike 信息标准(AIC)和贝叶斯信息准则(BIC)评估最佳拟合模型。其中, χ^2/df 的参考值为小于 5,但其受样本量影响较大,可能会高估模型拟合不足的程度;绝对拟合指数 RMSEA 和 SRMR 是基于卡方定义的,其值小于 0.08 表示模型可接受;相对拟合指数 TLI 和 CFI 的临界值为 0.90^[27-28];AIC 和 BIC 用于评估替代模型,其中最小值表示最佳拟合^[29]。

首先,参考各模型的因子负荷值,比较双因子模型(M3)全局因子负荷与单维模型(M1)因子负荷,若模型在因子负荷上差异有统计学意义,表明单维拟合多维数据产生偏差,可能存在项目表述效应;其次,通过共同变异解释量(ECV)、未受影响的相关系数比例(PUC)、合成信度(ω)和同质性系数(ω_H)判断项目表述效应对量表结构和信度的影响^[22];最后,建立潜回归模型进一步评估项目表述效应对测验效度的影响程度。将一般自我价值感作为预测效标构建出新的单维模型 M4(控制项目表述效应前)和双因子模型 M5(控制项目表述效应后),比较自我概念清晰性对社会取向和个人取向的自我价值感的预测效应大小是否存在偏差。若项目表述效应作用的差异无统计学意义,那么模型在预测效应上的变化不大,反之,相对偏差不可忽略。

二、结果

(一)共同方法偏差检验与描述统计

Harman 单因素检验结果显示,共有 5 个因子的特征根大于 1,第一个因子解释变异量为 23.3%(<40%),说明本研究数据共同方法偏差并不严重^[30]。

自我概念清晰性社会取向和个人取向的自我价值感均呈正相关($P<0.01$,表 1)。

表 1 研究变量的描述统计与 Pearson 相关结果

变量	SCC	SH	CR
SCC	—		
SH	0.24**	—	
CR	0.24**	0.50**	—
$\bar{X}\pm S$	33.71±6.12	17.34±3.13	17.42±2.97

注: $n=1\ 194$; ** $P<0.01$ 。

(二)项目表述效应对 SCC 结构的影响

M1 和 M2 的 χ^2/df 大于 5, TLI 、 CFI 小于 0.90, $RMSEA$ 大于 0.08。相较于 M1 和 M2, M3 的各项拟合指标优化有统计学意义, CFI 大于

0.90, $RMSEA$ 、 $SRMR$ 均小于 0.08, 另外, 该模型还显示出比 M1 和 M2 更低的 AIC 和 BIC 值, 因此, 模型 M3 基本可以接受且拟合最佳(表 2)。

表 2 各模型的拟合指数比较结果

模型	χ^2	df	χ^2/df	TLI	CFI	$RMSEA$	$SRMR$	BIC	AIC
M1	521.35*	54	9.65	0.78	0.82	0.09	0.06	35 400.27	35 217.38
M2	502.41*	53	9.48	0.78	0.82	0.08	0.06	35 384.89	35 196.90
M3	246.49*	44	5.60	0.88	0.92	0.06	0.04	35 099.00	34 865.28
M4	1 230.33*	206	5.97	0.81	0.83	0.07	0.07	62 278.71	61 928.13
M5	857.96*	194	4.42	0.87	0.89	0.05	0.06	61 907.26	61 495.71

注: M1 为单维模型; M2 为二因素模型; M3 为双因子模型; M4 为加入效标后的单维模型; M5 为加入效标后的双因子模型。

比较单维模型 M1 的因子负荷和双因子模型 M3 的全局因子负荷(表 3), 如果二者相差较大, 且局部因子负荷高于全局因子负荷, 则表明模型存在严重误设。结果显示, M1 在项目 1、2、3、4 上的平均负荷(0.61~0.65, 均数为 0.63)显著高于 M3 (0.31~0.43, 均数为 0.36, $P < 0.01$); 且在双因子模型 M3 内部, 这些项目的局部因子负荷(0.51~0.66, 均数为 0.58)显著高于全局因子负荷(0.31~0.43, 均数为 0.36, $P < 0.05$)。由此可知, 单维的 SCCS 拟合不佳, 可能是由于未对部分反向题(1、2、3、4)所引起的项目表述效应进行良好的控制。即 SCCS 在全局因子(自我概念清晰性)外, 存在一个局部因子, 可以解释部分反向题所引起的项目表述效应。

表 3 各模型的标准化因子负荷

项目	M1	M2		M3	
	SCC	ns	ps	G	S
1	0.65***	0.65***		0.43**	0.51***
2	0.63***	0.63***		0.32	0.66***
3	0.61***	0.61***		0.37*	0.52***
4	0.62***	0.62***		0.31	0.64***
5	0.68***	0.68***		0.58***	0.35*
7	0.36***	0.36***		0.41***	0.05
8	0.61***	0.61***		0.65***	0.17
9	0.52***	0.53***		0.67***	0.01
10	0.54***	0.54**		0.60***	0.11
12	0.43***	0.43***		0.47***	0.10
6	0.10**		0.26***	0.02	
11	0.22***		0.60***	0.22***	
ω	0.81			0.82	
ω_H	0.81			0.61	
ECV				0.64	0.36
PUC				0.32	

注: SCC 为自我概念清晰性; ns 为反向表述题因子; ps 为正向表述题因子; G 为全局因子; S 为项目表述效应方法学因子(局部因子); ω 为合成信度; ω_H 为同质性系数; ECV 为共同变异解释量; PUC 为未受影响的相关系数比例; * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

进一步计算双因子模型 M3 的 ECV 和 PUC 。其中, ECV 为 0.64 (< 0.7), 表明全局因子解释了 64% 的共同变异, 剩余 36% 的变异由局部因子所解释; PUC 为 0.32 (< 0.7), 表明全局因子单独解释题目相关性较少。低 ECV 和 PUC 为 SCCS 单维结构受项目表述效应影响提供了支持, 单维拟合多维数据偏差严重, 拒绝单维模型, 接受双因子模型^[31]。

(三)项目表述效应对 SCCS 信度的影响

由表 3 可知, 在 M1 中, SCCS 的同质性系数和合成信度都等于全局因子方差在测验分数方差中所占的比例(0.81, 标准差为 0.01), 95% 的置信区间为(0.79~0.82)。在 M3 中, SCCS 的合成信度等于全局因子方差与局部因子方差之和在测验分数方差中所占的比例(0.82, 标准差为 0.01), 95% 的置信区间为(0.80~0.84), 所有题目之间的一致性程度达到 82%; 同质性系数为全局因子方差在测验分数方差中所占的比例(0.61, 标准差为 0.12), 95% 的置信区间为(0.38~0.83), 说明测验总分反映了单个公共因子的 61%^[22]。据此可知, 单维模型 M1 低估了 SCCS 实际数据的合成信度, 相对偏差为 1%; 高估了 SCCS 实际数据的同质性系数, 相对偏差达 33%。Reise 等的研究表明, 相对偏差等于单维模型因子因子负荷与全局因子负荷的差值除以全局因子负荷, 在 10% 以内可以忽略不计^[32]。可见, 自我概念清晰性量表的信度会受到项目表述效应的影响, 并且这种影响不可忽视。

(四)项目表述效应对效标关联效度的影响

将社会取向自我价值感和个人取向价值感 2 个潜变量加入 M1 和 M3 中, 得到新的模型 M4 和 M5 (表 2)。其中, M4 的 χ^2/df 大于 5, 且 TLI 和 CFI 小于 0.90, 未达到良好的拟合标准; M5 的 χ^2/df 小

于 5, *TLI* 和 *CFI* 均接近 0.90, *RMSEA* 和 *SRMR* 小于 0.08, 模型拟合基本接受, 且表现出较低的 *AIC* 和 *BIC* 值, 因此拟合最佳。

在控制项表述效应(局部因子)前, 即模型 M4, 自我概念清晰性与社会取向自我价值感的相关系数为 0.24($P<0.001$), 与个人取向自我价值感相关系数为 0.20($P<0.001$); 在控制了反向题项目表述效应后, 即模型 M5, 自我概念清晰性与社会取向自我价值感和个人取向自我价值感的相关系数均有所提升, 分别为 0.43 和 0.36($P_s<0.001$)。由此可知, 在未控制反向题项目表述效应前, 自我概念清晰性的单维结构显著低估了自我概念清晰性与社会取向自我价值感和个人取向自我价值感之间的相关性, 两个效应系数的相对偏差均为 44%。表明部分反向题所产生的项目效应对自我概念清晰性的效标关联效应产生的影响差异有统计学意义(表 4)。

表 4 自我概念清晰性与社会取向、个人取向的自我价值感相关系数

	SH	CR	SCC	S
SH	—	0.48***	0.43***	-0.11
CR	0.54***	—	0.36***	-0.09
SCC	0.24***	0.20***	—	—
S	—	—	—	—

注: 对角线以上数值表示控制了反向题项目表述效应后(模型 M5), 因子间的相关系数; 对角线以下表示控制项目表述效应前(模型 M4), 因子间的相关系数; * * * $P<0.001$ 。

三、讨论

SCCS 作为单维结构量表自开发以来在国内外得到广泛应用, 但其单维性却饱受争议。本研究通过双因子模型探究它是否存在项目表述效应, 并进一步分析 SCCS 的结构稳定性以及对信效度的影响。研究结果表明, 在 SCCS 中, 部分反向题所引起的项目表述效应造成了量表结构参数的偏差, 同时也影响了量表的信效度。这些结果为 SCCS 的结构及信效度提供了更为充分的测量学证据, 同时对科学使用 SCCS 具有一定的指导意义。

本研究的首要目的是检验 SCCS 的单维结构是否受到项目表述效应的影响。对相应的竞争模型(图 1~图 3)以及各模型因子负荷分析验证, 结果表

明 SCCS 中确实存在项目表述效应, 降低了项目之间的相关性, 混淆了因子分析的结果, 导致以往研究中该量表的单维结构拟合不佳^[9,13]。进一步验证该项目表述效应是否对 SCCS 的信效度产生影响。以往研究大都采用 α 系数作为量表内部一致性、可靠性的检验指标, 但近年来它的使用和解释力度受到了挑战^[33]。有研究建议在 SEM 框架下使用合成信度和同质性系数作为模型的可靠性估计指标^[34]。为验证项目表述效应对此类可靠性估计的影响, 本研究在忽视了项目表述效应的单维模型和考虑了项目表述效应的双因子模型之间进行比较。参考 Reise 等的研究, 相对偏差小于 10%, 可以忽略不计, 若大于 15%, 则存在严重偏差^[32]。结果表明, SCCS 的单维模型严重高估了量表的同质性信度, 低估了自我概念清晰性与自我价值感之间的相关性。可见, 项目表述效应对量表的信效度产生了实质性影响。

虽然在量表中加入反向表述题能有效降低被试的非实质性反应、提高内容效度, 但同时也加大了被试者在作答过程中产生的误差, 使得测验的可靠性和稳定性降低。首先从语义角度出发, 否定陈述句更具复杂性, 反向题的描述比正向题更容易产生混淆并造成判断困难^[35], 作答过程需消耗更多的认知资源, 并且在正反向表述间进行认知转换也会增加被试的作答误差; 其次, 不同文化背景下人们对项目表述的理解不同, 尤其是对反向表述的理解具有较大差异^[36], 因此, 同一量表在不同的被试群体中表现出不同的因子结构。另外, 人格因素也会影响项目表述效应。自尊、完美主义人格对项目表述效应具有正向预测作用^[12]。若不加以控制, 该效应可能会降低量表的内部一致性系数和合成信度, 高估同质性信度^[22]。为准确反映测量目标变量以及测量结构间的关系, 可通过程序控制和统计控制 2 个层面消除项目表述效应^[12]。程序控制方面, 在编制量表和修订量表时, 转换或调整项目表述方式以及量表形式等方法。其一, 可以舍弃或删除反向表述项目。由于反向表述所引起的项目表述效应更为普遍^[35], 因此一些研究者认为, 在量表中只采用正向题是消除项目表述效应最为简便的方法^[37]。其二, 改变量表形式, 将单级表述题转化为双极表述题^[38]。笔者在进行问卷调查时常用询问赞同程度式的李克特量表, 这使得被试在作答时常出现趋

中倾向^[39]。因此,编制量表时可以将正向或反向表述的项目转化为由一对反义词组成的双极项目。如“我经常感觉到闷闷不乐”,相应选项为“非常同意—非常不同意”;改为“多数时候我的情绪状态”,用“非常难过—非常开心”作为量尺。这样避免了被试在作答时还需考虑“是否同意”这一维度^[40],能够有效减少测量误差。其三,在翻译量表时保证测量项目表述的有效性。对于反向表述的项目,翻译时语义尽可能明确简练,避免双重否定的表述^[21],同时根据被试群体的语言习惯和文化背景进行修订。研究者认为在编制量表的过程中,应首先考虑程序控制的方法,但此方法终究难以穷尽项目表述效应的细节,因此部分研究者选择统计控制的方法将其分离出来。在统计控制方面,大多运用验证性因素分析的方法,建立包含项目表述效应的多个模型进行比较,探查项目效应是否存在后,选择适当的模型进行后续分析。

本研究从统计控制的层面出发,发现自我概念清晰性量表中存在项目表述效应,并对该量表信效度产生的影响有统计学意义。这一研究发现对使用该量表的研究者和临床应用者具有实际意义。第一,当研究者在使用同时包含正、反向题的平衡量表时,应考虑潜在项目表述效应的影响。可进行程序控制或参考本研究中的统计控制程序检验量表的项目表述效应后选择适当模型进行后续分析。第二,对于采用 SCCS 的研究人员,在进行分析时,应对项目表述效应进行控制。可以考虑将项目表述效应作为局部因子纳入模型中,采用双因子模型进行后续分析,以获得无偏估计。第三,结合项目表述效应的影响因素,对 SCCS 进行修订,减少或删除相应题项。同时,可依据中国文化背景下群体的语言习惯编制适应我国文化的新量表。第四,本研究确定了 SCCS 相关测量误差来源以及影响误差的因素,这对于将量表评估作为临床决策数据来源的应用者而言至关重要。

参考文献:

- [1] CAMPBELL J D. Self-esteem and clarity of the self-concept[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1990, 59(3): 538-549.
- [2] 聂哈颖, 甘怡群. 自我概念清晰性与生命意义感及主观幸福感的关系[J]. *中国临床心理学杂志*, 2017, 25(5): 923-927.
- [3] XIANG G C, LI Q Q, LI X B, et al. Development of self-concept clarity from ages 11 to 24: latent growth models of Chinese adolescents[J]. *Self and Identity*, 2022, 22(1): 42-57.
- [4] UGURLAR P, WULFF D. Self-concept clarity is associated with social decision making performance[J]. *Personality and Individual Differences*, 2022, 197: 111783.
- [5] WONG A E, DIRGHANGI S, HART S R. Self-concept clarity mediates the effects of adverse childhood experiences on adult suicide behavior, depression, loneliness, perceived stress, and life distress[J]. *Self and Identity*, 2019, 18(3): 247-266.
- [6] ELLISON W D, GILLESPIE M E, TRAHAN A C. Individual differences and stability of dynamics among self-concept clarity, impatience, and negative affect[J]. *Self and Identity*, 2020, 19(3): 324-345.
- [7] CAMPBELL D J, TRAPNELL D P, HEINE J S, et al. Self-concept clarity: measurement, personality correlates, and cultural boundaries[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1996, 70(6): 141-156.
- [8] STEFFGEN G, SILVA M D, RECCHIA S. Self-Concept Clarity Scale (SCSS): psychometric properties and aggression correlates of a German version[J]. *Individual Differences Research*, 2007, 5(4): 230-245.
- [9] BRUNOT S, VALÉAU P, JUHEL J. Validation of a French version of the self-concept clarity scale[J]. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 2015, 65(3): 143-153.
- [10] MATTO H, REALO A. The Estonian self-concept clarity scale: psychometric properties and personality correlates[J]. *Personality and Individual Differences*, 2001, 30(1): 59-70.
- [11] 刘庆奇, 牛更枫, 范翠英, 等. 被动性社交网站使用与自尊和自我概念清晰性: 有调节的中介模型[J]. *心理学报*, 2017, 49(1): 60-71.
- [12] 顾红磊, 王才康. 项目表述效应的统计控制: 以中文版生活定向测验为例[J]. *心理科学*, 2012, 35(5): 1247-1253.
- [13] MOTL R W, DISTEFANO C. Longitudinal invariance of self-esteem and method effects associated with negatively worded items[J]. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 2002, 9(4): 562-578.
- [14] 韦嘉, 张进辅, 毛秀珍. 修订版罗森博格自尊量表在中学生群体中的试用[J]. *中国临床心理学杂志*, 2018, 26(4): 629-637.
- [15] HYSTAD S W, JOHNSEN B H. The dimensionality of the 12-Item General Health Questionnaire (GHQ-12): comparisons of factor structures and invariance across samples and time[J]. *Frontiers in Psychology*, 2020, 11: 1300.

- [16] OU X. Multidimensional structure or wording effect? Reexamination of the factor structure of the Chinese general self-efficacy scale[J]. *Journal of Personality Assessment*, 2021, 104(1): 1-22.
- [17] MARSH H W, SCALAS L F, NAGENGAST B. Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg self-esteem scale: traits, ephemeral artifacts, and stable response styles[J]. *Psychological Assessment*, 2010, 22(2): 366-381.
- [18] TOMAS J M, OLIVER A. Rosenberg's self-esteem scale: two factors or method effects[J]. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 1999, 6(1): 84-98.
- [19] MARSH H W. Positive and negative global self-esteem: a substantively meaningful distinction or artifacts? [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1996, 70(4): 810-819.
- [20] HOLZINGER K J, SWINEFORD F. The bi-factor method [J]. *Psychometrika*, 1937, 2(1): 41-54.
- [21] WANG W C, CHEN H F, JIN K Y, et al. Item response theory models for wording effects in mixed-format scales[J]. *Educational and Psychological Measurement*, 2015, 75(1): 157-178.
- [22] 顾红磊, 温忠麟. 多维测验分数的报告与解释: 基于双因子模型的视角[J]. *心理发展与教育*, 2017, 33(4): 504-512.
- [23] SHANNON S, BRESLIN G, PRENTICE G, et al. Testing the factor structure of the warwick-edinburgh mental well-being scale in adolescents: a bi-factor modelling methodology[J]. *Psychiatry Research*, 2020, 293: 113393.
- [24] DEMKOWICZ O, PANAYIOTOU M, ASHWORTH E, et al. The factor structure of the 4-item perceived stress scale in English Adolescents[J]. *European Journal of Psychological Assessment*, 2020, 36(5): 913-917.
- [25] SNYDER K E, CARRIG M M, LINNENBRINK-GARCIA L. Developmental pathways in underachievement[J]. *Applied Developmental Science*, 2021, 25(2): 114-132.
- [26] 黄希庭, 杨雄. 青年学生自我价值感量表的编制[J]. *心理科学*, 1998, 21(4): 289-292, 382.
- [27] HU L T, BENTLER P M. Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification [J]. *Psychol Methods*, 1998, 3(4): 424-453.
- [28] 温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特. 结构方程模型检验: 拟合指数与卡方准则[J]. *心理学报*, 2004, 36(2): 186-194.
- [29] KUHA J. AIC and BIC: comparisons of assumptions and Performance [J]. *Sociological Methods & Research*, 2004, 33(2): 188-229.
- [30] 周浩, 龙立荣. 共同方法偏差的统计检验与控制方法[J]. *心理科学进展*, 2004, 12(6): 942-950.
- [31] RODRIGUEZ A, REISE S P, HAVILAND M G. Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures[J]. *Journal of Personality Assessment*, 2016, 98: 223-237.
- [32] REISE S P, SCHEINES R, WIDAMAN K F, et al. Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: a bifactor perspective[J]. *Educational and Psychological Measurement*, 2013, 73(1): 5-26.
- [33] HANCOCK G R, AN J. Digital ITEMS module 2: scale reliability in structural equation modeling[J]. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 2018, 37(2): 73-74.
- [34] FUN Y, WEN Z, WANG Y. A comparison of reliability estimation based on confirmatory factor analysis and exploratory structural equation models[J]. *Educational and Psychological Measurement*, 2022, 82(2): 205-224.
- [35] SUAREZ-ALVAREZ J, PEDROSA I, LOZANO L M, et al. Using reversed items in Likert scales: a questionable practice[J]. *Psicothema*, 2018, 30(2): 149-158.
- [36] SCHMITT D P, ALLIK J. Simultaneous administration of the Rosenberg self-esteem scale in 53 nations: exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2005, 89(4): 623-642.
- [37] LINDWALL M, BARKOUKIS V, GRANO C, et al. Method effects: the problem with negatively versus positively keyed items[J]. *Journal of Personality Assessment*, 2012, 94(2): 196-204.
- [38] SCHWEIZER K, RAUCH W, GOLD A. Bipolar items for the measurement of personal optimism instead of unipolar items [J]. *Psychological Test & Assessment Modeling*, 2011, 53(4): 399-413.
- [39] KREITZHMANN R S, ABAD F J, PONSODA V, et al. Controlling for response biases in self-report scales: forced-choice vs. psychometric modeling of likert items [J]. *Frontiers in Psychology*, 2019, 10: 2309.
- [40] SARIS W E, REVILLA M, KROSNICK J A, et al. Comparing questions with agree/ disagree response options to questions with item-specific response options[J]. *Survey Research Methods*, 2010, 4(1): 61-79.

(编辑:陈越)