DOI: 10.13718/j.cnki.xdsk.2017.02.016

小学生心理素质问卷的修订及验证

——基于双因子模型

潘彦谷,张大均,武丽丽

(西南大学 心理健康教育研究中心暨心理学部,重庆市 400715)

摘 要:本研究根据双因子模型在已有小学生心理素质问卷基础上进行修订。为了验证问卷的信效度,在重庆地区抽取 10 所小学分两次进行施测,样本量分别为 1 334 和 1 875 名小学生。修订后的问卷共 27 个题项,包括心理素质一般因子和认知品质、个性品质以及适应能力三个特殊因子。双因子验证因素分析结果表明问卷的结构效度良好且优于传统单维模型和三维模型:CFI=0.943,TLI=0.932,RMSEA=0.039,SRMR=0.032。心理素质总分和认知品质、个性品质以及适应能力的内部一致性 α 系数分别为 0.94,0.90,0.85,0.82;重测信度分别为 0.70,0.68,0.73,0.57。心理素质总分与生活满意度、孤独感以及抑郁的相关系数分别为 0.32、0.45、0.43,表明问卷具有较好的外部效度。修订后问卷符合心理测量学要求,可以作为小学生心理素质的测量工具。

关键词:心理素质;问卷修订;双因子模型;小学生

中图分类号:G444 文献标识码:A 文章编号:1673-9841(2017)02-0127-07

一、引言

关于心理健康测评国内外已有比较成熟的测量工具,心理素质是近年来提出的本土化概念,对其测评工具的开发是研究首先要解决的问题[1]。张大均研究团队认为学生心理素质由认知品质、个性品质和适应能力三个基本维度构成[2],并根据该结构编制了小学生心理素质问卷^[3],后来分别于 2010年和 2015年做了两次修订^[4-5]。这几次编制或修订的小学生心理素质问卷都是以分问卷的形式产生的,是根据学生心理素质的结构编制认知品质、个性品质以及适应能力三个分问卷,共同组合成小学生心理素质问卷。这样编制的问卷可以较好地测量心理素质的三个成分,但是不能准确测量三个成分背后的共同特征(可将其命名为一般心理素质)。双因子模型在国内是一个较新的测量理论,它假设问卷所有题项不仅负荷在各自的特殊因子上,同时也直接负荷在一个共同因子上,该模型可以解决已有小学生心理素质问卷不能准确测量一般心理素质的问题。因此,有必要根据双因子模型对小学生心理素质问卷进行修订。

近年来,双因子模型被广泛用于解决心理学等相关领域维度分析问题,有研究比较了传统结构模型和双因子模型,结果发现双因子模型的数据拟合明显优于传统结构模型,能更好地说明测验编制所依据的理论模型[6]。双因子模型的思想最早见于 Spearman(1927)的智力二因素说,他根据智

收稿日期:2016-11-21

作者简介:潘彦谷,西南大学心理健康教育研究中心,博士研究生。

通讯作者:张大均,西南大学心理健康教育研究中心,教授,博士生导师。

基金项目:2011 中国基础教育质量监测协同创新项目"中小学生心理健康素质测评工具开发与发展诊断研究" (20500401),项目负责人:张大均。

力测验相关的研究将智力分为 g 因素(一般因素)和 s 因素(特殊因素)^[7]。Holzinger 和 Swineford 于 1937 年正式提出了双因子模型,它的独特之处为:存在于各个特殊因子下的题项同时隶属于一个一般因子^[8]。一般因子和特殊因子处在相同的测量水平上,两个因子的区别在于一般因子反映所有题目的共同性,而特殊因子的测量范围相对较小,反映了部分题目的共同性^[8]。为了使模型更容易收敛和解释,通常假定特殊因子与一般因子的相关为 0,特殊因子之间的相关也为 0^[9]。顾红磊等认为双因子模型的优势是:(1)可以评估特殊因子在整个构念中的地位,侦测出无意义的特殊因子。(2)可以直接检验特殊因子与题目的关系。(3)可以探讨控制了一般因子后,特殊因子对其它构念的独特预测作用。(4)可以检验一般因子和特殊因子的测量恒等性。(5)可以检验一般因子和特殊因子在不同组之间的均值差异^[10]。双因子模型的特征为编制和修订心理素质的测量工具提供了新的视角。心理素质三个维度之间为中等程度的相关,表明存在着一个共同的因素,即一般心理素质,它是学生心理素质结构的基础和关键。这一结构与双因子模型非常吻合,即学生不同领域的行为表现不仅反映了各自领域的独特品质,同时反映了共同的品质,完成任何活动都需要一般因素与特殊因素的结合。

本研究是在已有几个版本小学生心理素质问卷的基础上进行修订,有必要对其做简要介绍。刘衍玲和张大均于 2001 年开发的小学生心理素质问卷包括三个分问卷,分别是认知分问卷、个性分问卷、适应性分问卷,认知分问卷包括智力和元认知两个因素,个性分问卷包含抱负、独立性、坚持性、求知欲、自制力、自信心、责任感、理智性、创造力等九个因素,适应性分问卷包含身心适应、情绪适应、学习适应、人际适应、挫折耐受力等五个因素,问卷共 66 个题项,采用三级计分方式,问卷具有良好的信效度[3]。后来,易雯静和郭成对该版问卷做了修订,主要对原来分问卷下面的因素进行了整合和增删,修改后题项变为 54 个,采用五级计分,修订后问卷信效度良好[4]。最近,张大均和苏志强在以往版本基础上对问卷做了简化修订,修订后题项减少为 36 个,具体因子有所减少,认知分问卷包括元认知和创造性两个因素,个性分问卷包括抱负、独立性、自制力、自信心、乐观性等五个因素,适应性分问卷包括情绪适应、学习适应、人际适应、社会适应等四个因素[5]。

科学有效的测评工具在心理素质研究中具有基础性的重要作用,同时也为学生心理素质的干预和培养提供有效的测评工具。随着现代测量理论的发展,研究者应该对已有的测评工具做相应的修改和完善。因此,本研究基于双因子模型对小学生心理素质问卷进行了修订和验证。首先,采用张大均和苏志强最新修订的小学生心理素质问卷并结合刘衍玲编制问卷的部分题项形成初测问卷,抽取几所小学进行测试,对测试数据进行项目分析和双因子验证因素分析,删除质量较差的题项,形成正式问卷。其次,采用正式问卷重新抽取几所小学进行施测,对数据做双因子验证因素分析,再次验证问卷的双因子结构。再次,在第二次施测样本中选取部分被试同时施测生活满意度、孤独感以及抑郁量表,检验小学生心理素质问卷的外部效度。同时,在第二次样本中抽取少量被试6周后重测,检验问卷的重测信度。最后,对小学生心理素质的性别差异和年级差异做了简单分析。

二、方法

(一)被试

样本 1:在重庆市 5 所小学 4~6 年级发放问卷 1358 份,回收有效问卷 1334 份,废卷 24 份。四年级 455 人,五年级 427 人,六年级 452 人。男生 702 人,女生 615 人,未报告性别 17 人。城镇的 667 人,农村的 641 人,未报告居住地 26 人。独生子女 268 人,非独生子女 1039 人,未报告是否独生 27 人。年龄范围为 8~15 岁,平均年龄 10.49 岁,标准差 1.00。

样本 2:在重庆市抽取另外 5 所小学,城里 2 所(重点和普通),乡镇 2 所(重点和普通),农村 1 所。城里和乡镇学校每个学校每个年级抽取 2 个班级,农村学校每个年级抽取 1 个班级。有效被试共 1 875 名。四年级 597 人,五年级 659 人,六年级 619 人。男生 1 008 人,女生 861 人,未报告性

别 6 人。年龄范围为 8~16 岁,平均年龄 10.89 岁,标准差 0.95。从这批被试中方便抽取一个学校的四、五、六年级各一个班级,共 180 名学生,再次测试心理素质问卷,检验重测信度。

(二)施测工具

样本 1:采用苏志强修订的小学生心理素质量表,该量表共 36 个题项,包括认知品质、个性品质以及适应能力三个维度^[5],问卷采用 1~5 级计分,从"非常不符合"到"非常符合",分数越高代表越符合。另外,从刘衍玲编制的小学生心理素质问卷中选取 15 个题项,共同组合成 51 个题项的初测问卷。

样本 2:采用初步形成的 27 个题项的小学生心理素质量表。抽取部分被试完成效标问卷,包括生活满意度量表、孤独感量表以及抑郁量表。生活满意度量表采用 Huebner 于 1991 年编制的针对 8~14 岁的学生生活满意度量表^[11],包括 7 个题项,采用 Likert1~6 点计分,从"非常不同意"到"非常同意",分数越高代表被试生活满意度越高,本研究中内部一致性 α 系数为 0.633。孤独感量表采用 Asher 于 1984 年编制的儿童孤独量表^[12],包括 16 个题项,采用 1~5 级计分,从"一直这样"到"从不这样",得分越高表示儿童感到越孤独,本研究中该量表的内部一致性 α 系数为 0.862。抑郁量表采用俞大维和李旭翻译修订的儿童抑郁量表(CDI)^[13],包括 27 个题项,每个题项有三个意思不同的描述,让被试从中选择一个最符合自己的描述,比如有个题项包含的三个描述是:"我偶尔不高兴","我经常感到不高兴","我总是感到不高兴",如果选第一个描述此题得 1 分,如果选第二个描述此题得 2 分,如果选择第三个描述此题得 3 分,得分越高表示抑郁水平越高,本研究中该量表的内部一致性 α 系数为 0.795。

(三)施测程序

采用整群抽样方法,抽取整个班级进行团体施测,施测前心理学研究生到班上讲解施测注意事项,然后学生独立完成问卷,班主任在场监督,学生作答大约需要 30 分钟,问卷当场回收。

(四)统计方法

用 SPSS21.0 对数据进行初步处理和信效度分析,用 Mplus 7.0^[14]对数据进行双因子验证性因素分析。对缺失的非人口学变量(缺失值)采用全息(Full Information)估计进行处理。

三、结果

(一)双因子验证因素分析结果

初次双因子验证因素分析:删除 24 个质量较差的题项以后,剩余 27 个题项,双因子模型拟合结果较好: $\chi^2 = 757.72$, df = 297, CFI = 0.944, TLI = 0.934, RMSEA = 0.034(90% CI = 0.031, 0.037), SRMR=0.033。

再次双因子验证因素分析:如表 1 所示,27 个题项的双因子模型拟合结果良好: $\chi^2 = 1149.13$, df = 297,CFI=0.943,TLI=0.932,RMSEA=0.039(90%CI=0.037,0.041),SRMR=0.032。各题项的标准化负载系数见表 2 和附图。传统单维模型、三维模型以及双因子模型的数据拟合结果的对比见表 1,结果表明双因子模型的数据拟合结果最好,且优于传统单维模型和传统三维模型。

	χ²	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
传统单维模型	2 234.65	324	0.872	0.861	0.056	0.047
传统三维模型	1 428.70	321	0.926	0.919	0.043	0.039
双因子模型	1 149.13	297	0.943	0.932	0.039	0.032

表 1 各种假设模型再次验证的数据拟合结果

表 2 各题项在双因子验证因素分析的标准负载系数

认知品质		个性品质		适应能力		心理素质一般因子		
题项	初次	再次	初次	再次	初次	再次	初次	再次
1	0.308 * *	0.290 * *					0.501 * *	0.626 * *
2	0.303 * *	0.246 * *					0.508 * *	0.640 * *
3	0.282 * *	0.322 * *					0.542**	0.633 * *
4	0.381 * *	0.310 * *					0.548 * *	0.635 * *
5	0.341 * *	0.268 * *					0.612**	0.673 * *
6	0.418 * *	0.390 * *					0.583 * *	0.651 * *
7	0.327 * *	0.241 * *					0.597 * *	0.686 * *
8	0.265 * *	0.225 * *					0.608 * *	0.653 * *
9	0.332 * *	0.284 * *					0.552**	0.610 * *
10			0.143**	0.037			0.489 * *	0.577 * *
11			0.109 * *	0.064†			0.507 * *	0.484 * *
12			0.183**	0.156 * *			0.421 * *	0.486 * *
13			0.167**	0.103 * *			0.577 * *	0.666 * *
14			0.639 * *	0.597**			0.400 * *	0.535 * *
15			0.253 * *	0.274 * *			0.498**	0.525 * *
16			0.617 * *	0.594 * *			0.442**	0.537 * *
17			0.177**	0.175 * *			0.506 * *	0.612 * *
18			0.295 * *	0.314 * *			0.509 * *	0.620 * *
19					0.072†	0.139†	0.440**	0.599 * *
20					0.179 * *	0.332**	0.406 * *	0.510 * *
21					0.121*	0.145 * *	0.312**	0.458 * *
22					0.082	0.221 * *	0.256 * *	0.387 * *
23					0.036	0.198*	0.507 * *	0.563 * *
24					0.126**	0.298**	0.519 * *	0.574 * *
25					0.116*	0.196 * *	0.562**	0.602 * *
26					0.584 * *	0.226	0.400 * *	0.506 * *
27					0.404 * *	0.209	0.498**	0.604 * *

注: $^{\dagger}p$ <0.10, * p<0.05, * * p<0.01,后面相同,初次:初次验证;再次:再次验证。

(二)信度检验结果

在第二批样本数据中,认知品质特殊因子的内部一致性 α 系数为 0.90,个性品质特殊因子的 α 系数为 0.85,适应能力特殊因子的 α 系数为 0.82,心理素质总分的 α 系数为 0.94。

间隔六周后重测 180 名四~六年级小学生,两次施测认知品质特殊因子相关系数为 0.68,个性品质特殊因子相关系数为 0.73,适应能力特殊因子相关系数为 0.57,心理素质总分相关系数为 0.70。

(三)外部效度检验结果

以生活满意度、孤独感、抑郁为效标,在第二批样本中抽取部分被试检验心理素质以及各维度的外部效度,结果见表3和表4。

表 3 心理素质及各维度与生活满意度和孤独感的相关矩阵(N=675)

变量	认知品质	个性品质	适应能力	心理素质	生活满意度
	1				
个性品质	0.614 * *	1			
适应能力	0.628 * *	0.569 * *	1		
心理素质	0.877 * *	0.862**	0.832**	1	
生活满意度	0.230 * *	0.292**	0.313**	0.322**	1
孤独感	-0.298 * *	-0.493**	-0.362**	-0.451**	-0.281**

表 4 心理素质及各维度与抑郁的相关矩阵(N=659)

变量	认知品质	个性品质	适应能力	心理素质
认知品质	1			
个性品质	0.615 * *	1		
适应能力	0.613 * *	0.597 * *	1	
心理素质	0.871 * *	0.869 * *	0.837 * *	1
抑郁	-0.337 * *	-0.382 * *	-0.425 * *	-0.440 * *

(四)小学生心理素质现状

采用新修订的小学生心理素质问卷测验的数据,分别做性别差异和年级差异检验,检验结果见表 5 和表 6。结果表明,除了认知品质,在个性品质、适应能力以及心理素质得分上女生显著高于男生,心理素质总分以及各维度得分上年级差异均不显著。

表 5 性别差异检验

变量	性别	M	SD	t	Þ	Cohen's d
认知品质	男	33.67	7.23	1.00	0.166	-0.06
	女	34.13	7.17	-1.38		
个性品质	男	30.78	7.41	-3.60	<0.001	-0.17
	女	32.00	7.18	-3.00		
适应性	男	36.14	6.28	-3.41	0.001	-0.16
	女	37.10	5.81	-3.41	0.001	
心理素质	男	100.59	18.83	-3.07	0.002	0.14
	女	103.23	18.09			-0.14

表 6 年级差异检验

变量	年级	M	SD	F	Þ
认知品质	4 年级	33.43	7.29		
	5年级	34.16	6.60		
	6年级	34.02	7.69	1.79	0.167
	全部	33.88	7.20		
	4 年级	30.85	7.14		
4 101 111 111	5年级	31.64	7.11		
个性品质	6年级	31.52	7.70	2.10	0.123
	全部	31.35	7.32		
	4年级	36.53	6.08		
	5年级	36.61	5.83		
适应能力	6 年级	36.63	6.34	0.05	0.951
	全部	36.59	6.08		
心理素质	4年级	100.80	18.27	1.35	
	5年级	102.42	17.58		0.000
	6 年级	102.17	19.68		0.260
	全部	101.82	18.52		

四、讨 论

本研究根据双因子模型修订了小学生心理素质问卷,并在小学生群体中做了验证。本次问卷修订严格按照心理测量学规范开展,对样本抽取、施测过程、数据处理以及问卷形成进行了严格控制,保证了修订后问卷的科学有效。本次修订过程首先采用张大均和苏志强最新修编的小学生心理素质问卷并结合刘衍玲编制问卷的部分题项,形成51个题项的问卷并进行初测,根据双因子验

证因素分析和项目分析删除质量较差题项并形成正式问卷,然后对正式问卷进行施测,再次验证问卷的信效度。修订后问卷的题项减少为27个,每个维度9个题项,每个维度下面没有小维度,问卷变得更加简明,方便研究和实际应用。研究结果表明,修订后问卷的内部一致性信度、重测信度、结构效度、外部效度均达到心理测量学要求。同时,研究对小学生心理素质及各维度的性别和年级差异做了分析。

双因子验证因素分析结果表明,修订后问卷的结构符合双因子模型,包括认知品质、个性品质、适应能力三个特殊因子和心理素质一般因子。以往小学生心理素质问卷采用分问卷的形式编制或修订,不能准确反映心理素质的一般特征和三个特殊特征。本研究基于双因子模型对小学生心理素质问卷进行了修订,通过比较传统单维模型、传统三维模型以及双因子模型等三个模型的数据拟合结果,表明双因子模型的拟合结果最好,且优于其他两个模型。修订后问卷的所有题项在一般因子上负荷均较高,表明题项较好地描述了心理素质的一般特征。题项在各自特殊因子上的负荷也较高,表明这些题项不仅描述了心理素质的一般特征,还代表了心理素质的某种特殊特征,即认知品质、个性品质以及适应能力。修订后问卷更能准确反映小学生心理素质的一般特征和特殊特征,采用此问卷可以准确测评小学生在认知品质、个性品质以及适应能力三个特殊因子上的水平,同时也可以准确测评小学生在一般心理素质上的水平。

修订后问卷的总分和各维度的内部一致性系数均在 0.82 以上,表明问卷的合成信度较高。问卷总分以及三个维度间隔 6 周的重测信度较高,表明问卷具有较好的稳定性。问卷的外部效度检验表明,心理素质得分可以较好地预测小学生的消极心理健康状态(抑郁和孤独感)和积极心理健康状态(生活满意度),表明该问卷具有良好的外部效度。另外,对小学生心理素质现状的分析表明,女生心理素质优于男生,年级差异不显著,这个结果与以往研究结果一致[4·15]。

本次问卷修订也存在一些问题需要以后进一步研究解决。首先,有个别题项在心理素质特殊因子上负荷不稳定,可能与题项质量有关,也可能与小学生心理不成熟且不稳定有关。其次,小学生心理素质适应能力维度的重测信度不是很高,可能原因是小学生的心理正处于发展变化时期,其适应能力容易受到环境的影响,不同时间有起伏变化,稳定性稍弱。再次,样本的取样都在重庆地区,不能代表全国所有的小学生,以后有必要在全国不同地区抽样验证问卷的信效度。最后,由于小学低年级学生独立完成自我报告问卷有一定困难,本次修订问卷只适用于小学 4~6 年级的学生,未来应该开发可用于小学 1~3 年级学生的心理素质问卷。

总之,本次基于双因子模型修订的小学生心理素质问卷具有良好的信效度,符合心理测量学要求,可以作为小学生心理素质的测量工具。

致谢:程刚、罗世兰、陈万芬、郝萍参加了本研究的部分工作,在此一并致谢!

参考文献:

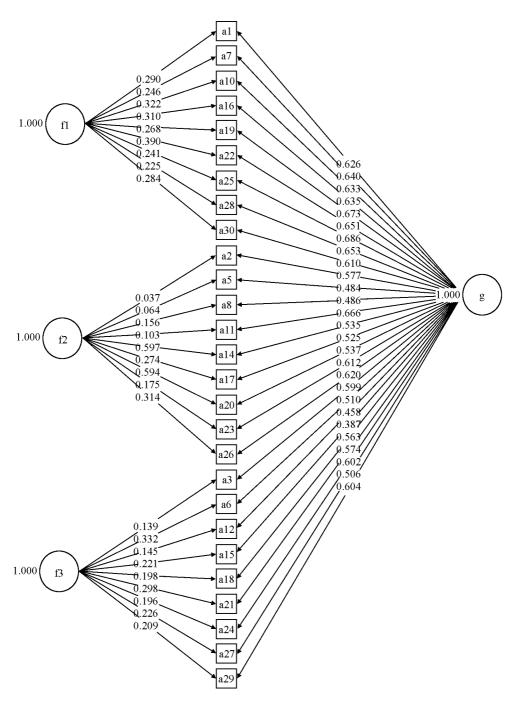
- [1] 张大均.青少年心理健康与心理素质培养的整合研究[J].心理科学,2012,35(3):530-536.
- [2] 张大均,冯正直,郭成,等.关于学生心理素质研究的几个问题[J].西南师范大学学报(人文社会科学版),2000,26(3);56-62.
- [3] 刘衍玲.小学生心理素质与学业成绩关系的研究[D].重庆:西南师范大学,2001.
- [4] 易雯静. 小学生心理素质问卷的修编及其特点研究[D]. 重庆:西南大学,2010.
- [5] 张大均,苏志强.小学生心理素质量表的编制[J].西南大学学报(社会科学版),2015,41(3);89-95.
- [6] REISE S P, MORIZOT J, HAYS R D. The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures[J]. Quality of Life Research, 2007,16(1):19-31.
- [7] SPEARMAN C. The abilities of man[M]. London: MacMillan, 1927.
- [8] HOLZINGER K J, SWINEFORD F. The bi-factor method[J]. Psychometrika, 1937,2(1):41-54.
- [9] CHEN F F, HAYES A, CARVER C S, et al. Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: a comparison of the bifactor model to other approaches[J]. Journal of Personality, 2012, 80(1):219-251.
- [10] 顾红磊,温忠麟,方杰.双因子模型:多维构念测量的新视角[J].心理科学,2014,37(4):973-979.

- [11] HUEBNER E S. Initial development of the student's life satisfaction scale[J]. School Psychology International, 1991, 12(3):231-240.
- [12] ASHER S R, HYMEL S, RENSHAW P D. Loneliness in children[J]. Child Development, 1984, 55(4): 1456-1464.
- [13] 俞大维,李旭. 儿童抑郁量表(CDI)在中国儿童中的初步运用[J]. 中国心理卫生杂志,2000,14(4):225-227.
- [14] MUTHÉN L K, MUTHÉN B O. Mplus user's guide(seventh edition)[M]. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén, 1998-2012.
- [15] 苏志强,张大均.8~12岁儿童心理素质与抑郁的关系:应对方式的中介作用[J].中国特殊教育,2015(2):72-77.

责任编辑 曹 莉

列 址:http://xbbjb.swu.edu.cn

附图:双因子模型数据拟合示意图



注:负载系数都是标准化的;g:一般心理素质;f1:认知品质;f2:个性品质;f3:适应能力;a:题项