

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2016.12.021

# 大学生学习适应量表的信效度检验及改进：基于概化理论的视角<sup>①</sup>

陈 维<sup>1,2</sup>, 葛 纓<sup>1,3</sup>, 罗 杰<sup>2</sup>, 张进辅<sup>1</sup>

1. 西南大学 心理健康教育研究中心, 重庆 400715; 2. 贵州师范大学 教育科学学院, 贵阳 550001;  
3. 重庆文理学院 认知神经科学与心理健康重点实验室, 重庆 402160

**摘要:** 为了探讨大学生学习适应量表(CLAS)的测量学性能, 对 700 名大学生进行问卷调查, 并采用多元概化理论对所得数据进行分析. 结果显示: CLAS 各因子间的相关系数大都高于 0.6; 总量表的概化系数和可靠性指数均高于 0.86; 学习动机、学习能力和环境因素 3 个因子在理论贡献和实际贡献上相差 3%. 因此, CLAS 的整体信效度较好, 能有效地区分出大学生的学习适应水平, 可用于常模和标准参照测验, 但各因子不宜; 因子结构和分值比例不尽完善; 学习动机因子条目数量过多, 可删 1 个; 环境因素因子应增加 1 个条目; 而学习能力因子则需改善条目质量.

**关键词:** 学习适应; 概化理论; 概化系数; 可靠性指数

**中图分类号:** B841

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1673-9868(2016)12-0128-05

学习适应是指主体根据环境及学习的需要, 努力调整自我, 以寻求自身与外部学习环境相平衡的心理和行为过程, 包括自我调整和学习环境适应状态两大部分, 其中自我调整由学习动机、学习能力和学习方法等组成, 学习环境适应状态由教学模式和与环境因素等组成<sup>[1]</sup>. 冯廷勇等人<sup>[2-5]</sup>应用经典测验理论(Classical Test Theory, CTT)编制的大学生学习适应量表(College Learning Adjustment Scale, CLAS), 在实际研究中表现出了良好的测量学性能. 不过, CTT 没有办法完全识别出影响测量目标的各种误差来源和大小, 以至于不能准确地估计信效度, 更没有办法提出相应的改进策略和建议<sup>[6-7]</sup>. 因此, CLAS 在测量学性能评价上可能存在一定的缺陷, 还需深入探究.

在多维量表的测量学性能评价中, 多元概化理论(Multivariate Generalizability Theory, MGT)综合考虑了测评过程中的各种误差源, 并应用方差分析这一统计方法逐步分离它们引起的变异, 尽可能地准确估计出由测量目标引起的变异, 从而达到有效评价测验工具的目的<sup>[7-10]</sup>. 此外, MGT 通过对概化系数和可靠性指数的分析, 比较各因子的方差贡献率, 找到测验工具还不够完善的原因所在, 并提出一些改进建议<sup>[9, 11]</sup>. 鉴于此, 本研究应用 MGT 探究 CLAS 的测量学性能, 并对该量表存在的一些局限提出改进建议, 拟为完善 CLAS 提供一定的实证依据和理论建议.

## 1 对象与方法

### 1.1 对象

采取方便整班抽样方法, 对贵阳市 5 所普通高等院校学生共发放问卷 700 份, 剔除有缺失和有规律的

① 收稿日期: 2015-09-25

基金项目: 重庆市人文社会科学重点研究基地重点项目(13SKB016).

作者简介: 陈 维(1984-), 男, 湖北利川人, 讲师, 主要从事心理统计与测量的研究.

通信作者: 张进辅, 教授, 博士研究生导师.

问卷 53 份(7.6%), 获得有效问卷 647 份(92.4%), 其中, 男生 361 人(55.8%), 女生 286 人(44.2%); 文科 150 人(23.2%), 理科 497 人(76.8%); 大一 232 人(35.9%), 大二 193 人(29.8%), 大三 176 人(27.2%), 大四 46 人(7.1%).

## 1.2 工 具

CLAS 包括 5 个因子, 共 29 个条目, 其中测量自我调整(内部因素)的 3 个因子中学习动机 8 个、学习能力 6 个和学习态度 4 个; 测量环境适应状态(外部因素)的 2 个因子中教学模式 7 个, 环境因素均为 4 个. 采用 Likert-5 点计分法, 在因子上和总量表上分数越高, 表明适应状况越好.

## 1.3 概化设计与统计分析

采用多元随机交叉( $p \times i$ )的测量模式, 以大学生( $p$ )为测量目标, 测验条目( $i$ )为测量侧面. 用 EpiData 3.1 录入数据, 并转换为 .dta 格式; 用 STATA/MP 13.1 做描述统计, 转换成固定列宽的 .dat 数据, 在 mGENOVA 中进行多元概化分析.

多元概化分析主要包括 2 个步骤: 概括化研究(G 研究)和决策研究(D 研究). G 研究依据概括化设计, 估计出所有误差来源的方差和协方差分量; 而 D 研究则依据 G 研究的结果, 估计出用于评价测量工具信效度的相关指标, 通过分析方差贡献率发现测量误差是如何随着条目数量的变化而变化, 从而为改善测量工具的信效度提出改进建议.

# 2 结 果

## 2.1 G 研究

表 1 显示, 各因子被试效应的协方差分量并不高, 在 0.343~0.449(主对角线)之间, 但从方差分量所占比例来看, 相对较高, 这是因子得分可以合成总分的基础. 5 因子条目效应上的方差分量位于 0.035~0.135 之间, 相对较小, 但被试与条目间的交互效应(0.795~1.178)相对较高. 综上, 各因子到底能否合成总分, CLAS 能否作为常模参照测验或标准参照测验都需要参照 D 研究的结果.

表 1 5 因子的方差和协方差矩阵

效 应	学习动机	教学模式	学习能力	学习态度	环境因素
被试( $p$ )	0.363 97	0.599 81	0.681 81	0.716 57	0.360 41
	0.211 88	0.342 83	0.293 39	0.891 56	0.697 80
	0.261 23	0.109 10	0.403 32	0.382 24	0.109 73
	0.289 75	0.349 88	0.162 70	0.449 23	0.537 97
	0.135 62	0.254 83	0.043 46	0.224 89	0.389 02
测验条目( $i$ )	0.101 56	0.134 51	0.037 54	0.035 02	0.093 70
			0.795 07	1.178 01	
					1.123 59
被试 $\times$ 测验条目( $pi$ )	0.926 90	1.142 52			

注: 主对角线为方差分量, 下三角为协方差分量, 上三角为相关系数.

## 2.2 D 研究

表 2 显示, CLAS 全域总分的概化系数(0.874 17)和可靠性指数(0.864 93)均较高, 明显高于各因子; 而误差则很小, 其中相对误差方差为 0.034 95, 绝对误差方差为 0.037 91, 明显低于各因子. 学习态度和环境因素的概化系数和可靠性指数稍低于其它 3 个因子, 而另外 4 个因子的相对误差方差和绝对误差方差明显较低.

表 2 D 研究各类指标

指 标	学习动机	教学模式	学习能力	学习态度	环境因素	全域总分
全域方差	0.363 97	0.342 83	0.403 32	0.449 23	0.389 02	0.242 78
相对误差方差	0.115 86	0.163 22	0.132 51	0.294 50	0.280 90	0.034 95
绝对误差方差	0.128 56	0.182 43	0.138 77	0.303 26	0.304 32	0.037 91
均值误差方差	0.013 44	0.020 00	0.007 08	0.009 91	0.024 46	0.003 39
概化系数	0.758 53	0.677 47	0.752 70	0.604 02	0.580 70	0.874 17
可靠性指数	0.738 98	0.652 68	0.744 01	0.596 99	0.561 08	0.864 93
相对信噪比	3.141 38	2.100 48	3.043 63	1.525 37	1.384 92	6.947 21
绝对信噪比	2.831 16	1.879 23	2.906 40	1.481 33	1.278 32	6.403 75

### 2.3 各因子方差贡献率

表 3 显示, 在各因子对全域总分的贡献上, 学习动机和学习态度均高于它们分值比重, 约为 3%。其中, 在相对和绝对误差方差的贡献比上, 学习动机因子最高, 而学习态度仅有 4 个条目, 对应的方差贡献率超过了其理论贡献值, 表明学习动机因子的条目质量较好。学习能力和环境因素 2 因子对全域总分的贡献稍低于它们在总量表中的分值比重, 约为 3%。只有教学模式的比值基本处于持平状态。由此可见, 学习动机、学习能力以及环境因素 3 因子的测量学性能有待改进。

表 3 各因子方差贡献率

指 标	学习动机	教学模式	学习能力	学习态度	环境因素
各因子的条目数	8	7	6	4	4
各因子的总分	40	35	30	20	20
权系数	0.275 86	0.241 38	0.206 90	0.137 93	0.137 93
各因子分值比例/%	27.59	24.14	20.69	13.79	13.79
对全域方差的贡献率/%	30.03	24.58	17.92	16.53	10.94
对相对方差的贡献率/%	25.23	27.21	16.23	16.03	15.29
对绝对方差的贡献率/%	25.81	28.04	15.67	15.22	15.27

### 2.4 量表改进方法: 基于单个因子测量信效度和方差贡献的 D 研究

众所周知, 影响测验信效度的因素很多, 但主要受条目内容质量和数量 2 个因素影响<sup>[7]</sup>。对于条目内容这类微观评价, GT 是没有办法探知的, 它是立足于宏观或者外部效度对量表进行评价, 若考察单个条目的质量, 或者需要了解某个条目所测到的信息量, 应该采用项目反应理论(Item Response Theory, IRT)考察。

对于有待改进学习动机、学习能力和环境因素 3 个因子, 可采用调节单个因子条目数量的方法来探讨信效度的变化情况, 从而得到改进方法<sup>[9]</sup>。结果显示(表 4), 随着学习动机因子条目数量的递减, 该因子的信效度(概化系数和可靠性指数)也在逐渐下降。当降至 7 个时, 概化系数和可靠性指数仍然较高(0.71 以上), 与原指标相比, 降低并不明显(仅 0.025 左右), 而且此时方差贡献率与理论贡献持平, 所以, 学习动机的条目数量可删掉 1 个; 学习能力因子并没有随着条目数量的增加其信效度有明显提高, 该因子的条目数量适中, 可考虑从条目的内容上予以改进; 而环境因素因子随着条目数量的增加, 其信效度及方差贡献率有明显改善, 当提升至 5 个时, 各种测量学指标达到最优。

表 4 条目数量与因子信效度和方差贡献率变化的 D 研究

变量	指标	1	2	3	4	5	6	7	8
学习动机	$E\rho^2$	0.281 96	0.439 88	0.540 87	0.611 00	0.662 55	0.702 03	0.733 24	<u>0.758 53</u>
	$\Phi$	0.261 39	0.414 45	0.514 96	0.586 02	0.639 82	0.679 83	0.712 42	<u>0.738 98</u>
	方差贡献/%	4.46	8.75	12.83	16.70	20.35	23.78	27.01	<u>30.03</u>
学习能力	$E\rho^2$	0.336 55	0.503 61	0.603 46	0.669 87	0.717 22	<u>0.752 70</u>	0.780 26	0.802 30
	$\Phi$	0.326 33	0.492 08	0.592 37	0.659 59	0.707 77	<u>0.744 01</u>	0.772 25	0.794 88
	方差贡献/%	2.66	5.54	8.56	11.67	14.80	<u>17.92</u>	20.99	24.00
环境因素	$E\rho^2$	0.257 19	0.409 14	0.509 49	<u>0.580 70</u>	0.633 85	0.675 05	0.707 91	0.734 74
	$\Phi$	0.242 18	0.389 93	0.489 47	<u>0.561 08</u>	0.615 07	0.657 24	0.691 08	0.718 84
	方差贡献/%	2.54	5.24	8.06	<u>10.94</u>	13.85	16.74	19.60	22.40

注: 下划线部分为因子的原指标。

### 3 讨 论

本研究在概化理论的视角下,应用 MGT 深入探究了 CLAS 的测量学性能,并试图对该量表的完善提出改进建议。

G 研究发现在被试效应上,CLAS 各因子的协方差分量并没有明显的差异,方差分量所占比例相对较高,表明被试以及与被试有关的变异在测验总变异中所占的比重相对较大,为各因子得分可以合成总分奠定了基础,但最终能否将 5 个因子合成总分需参考 D 研究的结果。在条目效应上,学习能力、学习态度和环境因素 3 个因子方差分量在条目效应上的误差相对较小,而教学模式和学习态度较高,表明前者相较于后者来说,其条目内容的质量相对较好。被试与测验条目的交互效应方面,各因子的方差分量相对较高,这是评价 CLAS 作为常模参照测验还是标准参照测验的基础,最终结果同样需要参考 D 研究的结果。

D 研究发现将各因子分合成总分后,CLAS 整体量表的概化系数和可靠性指数都超过了 0.86,相对于各因子来说,CLAS 的信效度有了较大幅度的提升;而在相对和绝对误差方差上,各因子明显大于 CLAS,可以作为支撑 5 个因子合成整体量表使用的有效证据。这与 G 研究中有关被试在总变异中所占比重较大的结论相一致,同时说明 CLAS 能有效地区分被试的学习适应水平。G 研究中,各因子在被试与测验条目的交互效应,所占比重都较大,再结合 D 研究的结果,发现各因子的相对误差方差、绝对误差方差都高于合成后的 CLAS,而概化系数和可靠性指数、相对信噪比和绝对信噪比都远低于整体量表。因此,CLAS 的整体信效度良好,完全符合常模参照测验和标准参照测验的测量学要求,但各因子并未达到。

最后,就 CLAS 因子结构及分值比例来说,各因子对全域总分的贡献与它们在总量表上的分值比重,仅学习能力因子基本处于持平状态,其它 4 个因子的误差都在 3% 左右,表明 CLAS 在各因子的分值比和条目数量的设计上不尽完善。相对误差和绝对误差贡献比分析发现,学习动机的贡献益出,依据条目数量与信效度的变化,应将学习动机的条目数量删掉 1 个,其删除办法可依据各条目在学习动机上的题总相关、共同度、因子载荷及条目内容而定。学习能力因子的各种测量学指标并没有随着条目数量的变化有明显改善,所以该因子应该针对条目内容进行修订;而环境因素因子的条目数量增加至 5 个时,测量学性能达到最优。

### 4 结 论

1) CLAS 整体的测量学性能良好,能有效区分出大学生的学习适应水平,可用于常模和标准参照测验,但各因子不宜;

2) CLAS 各因子结构及分值比例不尽完善,有待改进。具体来说,学习动机因子条目数量过多,可删 1 个;学习能力因子应修订条目,改善质量;而环境因素因子应增加 1 个条目。

#### 参考文献:

- [1] 冯廷勇,苏 缙,胡兴旺,等.大学生学习适应量表的编制 [J].心理学报,2006,38(5):762-769.
- [2] 冯廷勇,袁文萍,赵伟华.免费教育师范生学习适应状况及与报考动机的关系 [J].心理学报,2011,31(6):559-563.
- [3] 胡琳丽,郑全全.师范大学生自我和谐与学习适应性的关系 [J].中国临床心理学杂志,2008,16(1):77-79.
- [4] 李董平,张 卫,李霓霓,等.未来时间洞察力、目标定向、社会联结与大学生学习适应 [J].心理发展与教育,2008,24(1):60-65.
- [5] 罗 杰,周 瑗,潘 运,等.性别在大学生学习适应与学习倦怠关系中的调节作用 [J].中国特殊教育,2013(6):69-73.
- [6] SHAVELSON R J, WEBB N M. Generalizability Theory: A Primer [M]. London: Publications, Sage, 1991.
- [7] 杨志明,张 雷.测评的概化理论及其应用 [M].北京:教育科学出版社,2002.

- [8] YIN P. A Multivariate Generalizability Analysis of the Multistate Bar Examination [J]. *Educational and Psychological Measurement*, 2005, 65(4): 668–686.
- [9] 郑显亮, 顾海根, 竺培梁. “情绪智力量表 (EIS)”的多元概化理论分析 [J]. *心理科学*, 2009, 32(1): 181–183.
- [10] 安哲锋, 骆 方, 张厚粲. 多元概化理论在评定量表编制中的作用——以音像教材测评数据分析为例 [J]. *心理科学*, 2008, 31(5): 1192–1194.
- [11] WINTERSTEIN B P, WILLSE J T, KWAPIL T R, et al. Assessment of Score Dependability of the Wisconsin Schizotypy Scales using Generalizability Analysis [J]. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 2010, 32(4): 575–585.

## Psychometric Properties and Improvement of the College Learning Adjustment Scale: on the Perspective of Generalizability Theory

CHEN Wei<sup>1,2</sup>, GE Ying<sup>1,3</sup>, LUO Jie<sup>2</sup>, ZHANG Jin-fu<sup>1</sup>

1. *Research Center of Mental Health Education, Southwest University, Chongqing 400715;*

2. *School of Educational Science, Guizhou Normal University, Guiyang 550001;*

3. *Key Laboratory of Cognitive Neuroscience and Mental Health, Chongqing University of Arts and Sciences, Chongqing 402160*

**Abstract:** To explore the psychometric properties of the college learning adjustment scale (CLAS), 700 undergraduates were surveyed with CLAS. We analyzed the data by using multivariate generalizability theory. It turned out that most of the correlation coefficients of the factors were higher than 0.6, the generalizability coefficient and reliability index of the whole scale were higher than 0.86, and there was a difference of 3% among the three factors including learning motivation, learning ability and environment factors in both theoretical and practical contribution. Therefore, the overall reliability and validity of CLAS were better. It was efficient to distinguish the learning adaptability level of college students and could be used for the norm-referenced test and the criterion-referenced test, but it was not applicable for a single factor. However, the factor structure and score proportion of each factor in the scale were not perfect. To improve CLAS, we suggest to delete one item from the learning motivation, add an item to the environment factor and improve the quality of learning ability items.

**Key words:** learning adjustment; multivariate generalizability theory; generalizability coefficient; reliability index

责任编辑 胡 杨

