

大学生的自我和谐 ——基于自我和谐量表调查结果的元分析

方 芳

(安徽农业大学心理学系, 安徽 合肥 230036)

[摘要] 采用元分析方法对使用自我和谐量表的132篇文献进行分析, 了解我国大学生自我和谐的状况。结果显示, 近十几年, 我国大学生自我和谐水平变化不大, 基本保持稳定; 男女大学生的自我和谐水平略有差异, 主要表现在男大学生比女大学生的灵活性略差, 与女大学生相比, 男大学生略微更具刻板性。

[关键词] 大学生; 自我和谐; 元分析

[中图分类号] G 444 **[文献标识码]** A

[文章编号] 1671-6493 (2018) 01-0017-04

一 引言

自我和谐 (self-consistency and congruence) 是指自我与经验之间的协调统一, C. R. Rogers 认为自我和谐反映了一个人心理健康的状况^[1], 他在临床观察和治疗中, 编制了一个自我和谐量表, 用来测量心理治疗进程中个体自我与经验之间协调程度的改善^[2-3], 由于此量表主要用于病人临床治疗过程中的表现进行评定, 且是由其他的独立评分者测评打分, 因此其不适合在一般性研究中作为正常被试的测量工具, 使用受到很多限制。

北京大学王登峰^[4]根据 Rogers 的有关理论编制了自我和谐量表 (SCCS), 此量表在国内得到广泛使用。SCCS 有三个因子: 自我的灵活性、自我与经验的不和谐和自我的刻板性。该量表共有 35 个项目, 均为自称报告式, 采用 5 级 (1—5 分) 评分, 总分越高表示自我和谐程度越低。王登峰采用项目间一致性的方法计算三个分量表的同质性信度, 得出: “自我与经验的不和谐”是 0.85, “自我的灵活性”是 0.81, “自我的刻板性”是 0.64, 信度较高^[4]。

过去的二十几年, 国内积累了大量的基于自我和谐量表的研究文献, 这些文献使得在同一理论框

架中探讨大学生的自我和谐成为了可能。但同时, 大量的实证研究因为取样时间、研究样本等特征的差异, 导致研究结果不一致, 得出的结论存在相互矛盾, 没有统一的定论, 有必要将它们进行区分和整理, 以得出概括性的结论。因此, 本研究希望通过元分析探讨两个方面的问题: 第一, 近二十年来我国大学生自我和谐的总体特征和现状特点, 分析近二十年大学生自我和谐各因子与大学生常模的差异性。第二, 大学生自我和谐的影响因素, 分析性别、年代等特征对大学生自我和谐的影响。

二 研究方法

(一) 文献搜集和编码

1. 文献搜集。文献纳入标准: (1) 文献采用的研究工具必须是《自我和谐量表》(SCCS); (2) 文献必须报告研究的样本量、平均值以及标准差, 删除数据存在明显错误且无法修正的文献; (3) 研究对象必须是普通高等院校的本科大学生(两篇包括部分研究生、两篇包括部分高职学生), 且样本选取须具有代表性与同质性; (4) 相同数据多次发表或重复使用的情况下, 将最早发表的数据纳入元分析; (5) 为确保研究对象为普通大学生, 对专门以特殊对象进行的研究予以删除, 但如

[收稿日期] 2017-09-12

[基金项目] 安徽省高等教育振兴计划项目“基于大学生学习能力的创新创业教育改革研究与实践”(2015zdjy047); 安徽农业大学教育改革与发展研究项目“大学生心理和谐研究”(Jf2014-50); 安徽省哲学社会科学规划项目“基于心理健康服务需求的安徽省心理健康服务体系构建研究”(AHSKQ2017D35)

[作者简介] 方 芳 (1980—), 女, 安徽芜湖人, 安徽农业大学副教授, 主要研究方向为教育心理学。

果研究的目的是调查某特殊类别大学生（如贫困生），同时也给出了此外的大学生（如非贫困生）的数据，则将二者数据合并后采用；（6）为确保研究的生态效度，对有实验干预的研究，将干预组与对照组被试前测中的相关数据合并后记录，删除干预后的数据。

以“大学生”“自我和谐”为题名，以中国知网（CNKI）的中国期刊全文数据库和中国博硕士论文全文数据库为检索源进行检索，经过筛选得到 132 篇使用文献，文献的发表时间为 2003–2016 年，具体情况见表 1。

表 1 文献年代分布情况

发表年代	篇数	样本总量	男女
2003	1	329	0
2004	0	0	0
2005	1	190	1
2006	8	3123	6
2007	6	2530	4
2008	14	6843	7
2009	16	7485	8
2010	15	7038	10
2011	17	6920	13
2012	10	4358	6
2013	11	3493	8
2014	18	8759	9
2015	6	3086	1
2016	9	3451	5
总计	132	57605	78

2. 编码。对搜集到的文献按照研究特征进行编码，包括文献发表年代、学生性别等资料，每个研究报告记录学生测量的平均分、标准差和样本数。为充分利用每篇文献的信息，对于某些没有提供大学生总体研究结果，仅提供不同分组研究结果的文献，按照公式 $\bar{x} = \sum x_i n_i / \sum n_i$ 和 $s_T = \sqrt{[\sum n_i s_i^2 + \sum n_i (x_i - \bar{x})^2] / \sum n_i}$ (\bar{x} 和 s_T 、代表加权后的平均数和标准差， x_i 、 s_i 和 n_i 分别代表分组研究的平均数、标准差和样本数) 进行加权合成。

为考察研究的年代效应，参考一些横断历史研

究^[5]的方法，除了明确写明数据收集年代的研究报告，其余研究报告的数据按照发表年代减去 2 年计算数据收集年代，其中一篇对同一群体 2 年的追踪研究，报告了两个研究结果，分别作为 2 年的数据，最终数据的收集年代为 2001–2014 年共 14 年，得到 133 个研究样本，样本总容量为 57 605 人，最大样本量 1 564 人，最小样本量 14 人，平均样本容量 433 人。其中分别报告男（ $n=16 790$ ）、女（ $n=19 907$ ）大学生测量数据的样本 78 个。

（二）统计方法

1. 效应量计算。每个原始研究的效应量

(effect size, ES) 计算公式为： $ES = \frac{M_{G1} - M_{G2}}{S_p}$ ，其中， M_{G1} 是实验组的平均数， M_{G2} 是控制组的平均数， S_p 是实验组和控制组的联合标准差 ($S_p = \sqrt{\frac{(n_{G1}-1)S_{G1} + (n_{G2}-1)S_{G2}}{(n_{G1}-1) + (n_{G2}-1)}$ ， n_{G1} 为实验组人数， n_{G2} 为控制组人数})。

平均效应量的计算公式为 $\bar{ES} = \frac{\sum W_i ES_i}{\sum W_i}$ ，其

中 W_i 是第 i 个原始研究效应量的方差权重，计算公式为 $W_i = \frac{2n_{G1}n_{G2}(n_{G1} + n_{G2})}{2(n_{G1} + n_{G2}) + n_{G1}n_{G2}ES^2}$ ， ES_i 是第 i 个原始研究的效应量。

如果出现了极端的效应值，则会影响平均效应值、方差等统计量，使研究的结论出现扭曲的现象，因此通过分析效应值的分布，找出极端值（大于或小于平均数 3 个标准差的数值），直接删除^[6]。

2. 不同研究的同质性检验。为了检验每个研究结果是否能够代表全部效应值的样本估计，对不同研究的效应值进行同质性 Q 检验。 Q 的计算公式为 $Q = \sum W_i (ES_i - \bar{ES})^2$ ，其中 ES_i 是单个效应值， \bar{ES} 是 k 个效应值的平均加权效应值， W_i 是 ES_i 的单个权重。元分析在对各研究的效应值进行合并时有两种模型：如果 Q 小于自由度为 $k-1$ 的卡方分布临界值，说明不同研究之间具有同质性，应该采用固定效应模型；否则就存在异质性，应采用随机效应模型。本研究计算出各个因子的 Q 值均大于临界值，所以采用随机效应模型进行分析。

3. 研究数据的处理。将 133 个样本中大学生的自我和谐三个因子分数作为实验组数据，以王登峰^[4]大学生自我和谐常模作为控制组数据，对大

学生自我和谐测量结果作元分析；将 78 例报告中的男生为实验组，女生为控制组，进行性别差异的元分析^[6]。

所有数据管理和计算通过 Excel 2003 和 SPSS 20.0 完成。

三 研究结果

(一) 大学生自我和谐的合并效应量

大学生自我和谐的合并效应量和 95% CI (见表 2)。只有“自我与经验的不和谐”置信区间不包含 0，差异有显著性；另外两个因子的置信区间包含 0，差异均不显著。根据 Cohen^[7] 建议， $d < 0.2$ 为小效应； $0.2 \leq d \leq 0.7$ 为中等效应； $d > 0.7$ 为大效应。因此，133 例研究报告中“自我与经验的不和谐”与常模的差异属于小效应。

表 2 大学生自我和谐合并效应量

因子	总样本 d	总样本 sd	95% CI 上限	95% CI 下限
自我与经验的不和谐	-0.0886	0.016477	-0.12089	-0.0563
自我的灵活性	-0.00883	0.022053	-0.05205	0.034392
自我的刻板性	0.001375	0.019018	-0.03592	0.038651

(二) 不同性别大学生自我和谐合并效应量

男女大学生自我和谐的合并效应量和 95% CI (见表 3)。“自我与经验的不和谐”置信区间包含 0，差异不显著；“自我的灵活性”和“自我的刻板性”两个因子的置信区间都不包含 0，差异显著。男大学生比女大学生的灵活性更差，与女大学生相比，男大学生更具刻板性，但都属于小效应 ($d < 0.2$)。

表 3 男女大学生自我和谐合并效应量比较

因子	总样本 d	总样本 sd	95% CI 上限	95% CI 下限
自我与经验的不和谐	0.027999	0.016188	-0.00373	0.059727
自我的灵活性	-0.1083	0.021004	-0.14946	-0.06713
自我的刻板性	0.167844	0.020504	0.127655	0.208032

(三) 年代效应分析

将年代与自我和谐各因子的均值进行了相关和回归分析。从表 4 可以看出，大学生自我和谐加权后的三个因子与年代相关均不显著，这说明从 2001 年至 2014 年我国大学生的自我和谐没有发生显著性变化，基本保持稳定。

表 4 三因子与年代的相关及回归分析

因子	R	R^2
自我与经验的不和谐	0.054	0.003
自我的灵活性	0.052	0.003
自我的刻板性	0.049	0.002

注：R 为各因子与年代的相关系数

四 讨 论

(一) 十几年来大学生自我和谐的总体特征

大学生的自我和谐与常模相比变化不大，近十几年大学生自我和谐的水平基本保持稳定。杨润涛，齐平和林智娟^[8]选取 2008 年之前的 9 个研究报告进行元分析，认为大学生自我和谐的水平有所上升，自我和谐程度增高。对比本研究中选取 2008 年之前的研究报告共有 30 个，而杨润涛等选取的研究报告数量 9 个，明显过少，这可能是造成结果不一致的一个重要原因。

21 世纪的大学生处在一个高速发展的社会转型期，尽管他们面临着多方面的压力，但也意味着拥有更多的发展机遇。同时，近年来高等学校越来越重视大学生的心理健康教育，通过各种形式促进大学生的心理健康，如心理健康课程、讲座和咨询等，这有助于大学生了解自身心理发展的特点和规律，维护心理健康，在面对现实与自我的冲突时，能不断地调整对自我的认知和期望，做出适应性的行为，使自我与实际经验相协调，所以，大学生的自我和谐近十几年基本保持稳定。

(二) 男、女大学生自我和谐的差异

王登峰^[4]的研究得出性别在自我和谐三个因素上的得分均无显著差异。本研究对男女大学生自我和谐各因子进行系统评价，其合并效应量均在小效应范围内，灵活性和刻板性两个因子的性别差异有统计学显著性，但都属于小效应，男大学生与女大学生相比较，灵活性略差，略微更具刻板性。

男、女大学生在灵活性和刻板性方面的差异，可能源于男女两性存在心理特征上的差异，通常男性更偏于理性，这就使男性在看待问题和处理事情上倾向于遵守规定、循规蹈矩。而女性相对男性更加感性，情感体验更加细腻，心思更加细致，在解决问题时思考更周全，更显灵活性。

虽然男、女生在心理特征上有差异，但在现代社会，男、女大学生受到相同的学校教育，面临着相同的机遇和挑战。在面对冲突和困难时，男性、女性各自能够运用自己的心理优势解决问题，缓解压力，保持自我的和谐统一。因此，男大学生的自我和谐与女大学生的自我和谐差异并不明显。

(三) 关于量表的使用

自我和谐量表（SCCS）的分量表“自我的灵活性”因子在计算量表总分时需要反向计分，本研究在核对文献中的数据时发现，一些研究在计算总分时没有反向计分，或者计算分量表得分时采用的是反向计分。这都是因为没有正确理解量表的含义，从而没有正确规范地使用量表。还有的研究没有具体报告各分量表的得分情况，只笼统报告了量表总分，在进行各研究之间的比较和跨研究的汇总分析时数据不够充分，给分析和比较带来困难。

本研究搜集到的研究报告，在报告量表的信度和效度时，大都直接采用王登峰^[4]编制量表时报告的数据，只有极少数研究报告利用取样数据重新检验了量表的信度和效度，这就使得无法进一步分析自我和谐量表在实际使用中的信度和效度情况。针对这些问题，今后的研究报告应注意更规范地呈现数据，以利于进行研究的再分析时获得更具普遍意义的发现。

五 结 论

近十几年，我国大学生自我和谐基本保持稳定，变化不大；男生和女生的自我和谐相比略有差异，主要表现在男大学生比女大学生的灵活性略差，男大学生略微更具刻板性。

[参考文献]

- [1] ROGERS C R. A theory of therapy, Personality, and inter Personal relationship as developed in the client centered framework. In S . Koch (Ed.) : Psychology: A Study of science [M]. New York: McGraw – Hill, 1959: 184 – 256.
- [2] WALKER AM, RABLEM RA, & ROGERS CR. Development of a scale to measure process changes in psychotherapy [J]. Journal of Clinical psychology, 1960 (16): 79 – 85.
- [3] ROGERS CR: A tentative scale for the measurement of Process in Psychotherapies. In M. P. Stein (Ed.) : Contemporary Psychotherapies [M]. New York: Free Press, 1961: 184 – 256.
- [4] 王登峰. 自我和谐量表的编制 [J]. 中国临床心理学杂志, 1994, 2 (1) : 19 – 22.
- [5] 辛自强, 张梅, 何琳. 大学生心理健康变迁的横断历史研究 [J]. 心理学报, 2012, 44 (5): 664 – 679.
- [6] 童辉杰. 心理学研究方法导论 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2012: 310.
- [7] COHEN, J. Statistical power analysis for the behavioral sciences [J]. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Inc. , 1988 (2): 24 – 26.
- [8] 杨润涛, 齐平, 林智娟. 当前大学生自我和谐状况的分析 [J]. 广东药学院学报, 2008, 24 (4): 432 – 435.

(责任编辑：上官林武)

A Meta-Analysis of College Students' Self-Consistency and Congruence

FANG Fang

(Department of Psychology, Anhui Agricultural University, Hefei 230036, China)

Abstract: In order to understand the situation of college students' self – consistency and congruence in our country, we used the meta – analysis method to analyze 132 documents using the self – consistency and congruence scale. The results showed that in recent years, China's college students' self – consistency and congruence level remained stable; the level of self – consistency and congruence between male and female students was slightly different, which was mainly reflected in the fact that male students' flexibility was slightly worse than that of female students, and that male students were slightly more stereotyped.

Key words: college students; self – consistency and congruence; meta – analysis

投稿网址: <http://xuebaobangong.jmu.edu.cn/jkb/>