

初中生学业自我概念的发展趋势及 学业成绩的影响:五次追踪研究

郭成¹,周仁会¹,李振兴²

(1. 西南大学 心理学部、心理健康教育研究中心,重庆市 400715;2. 淮北师范大学 教育学院,安徽 淮北 235000)

摘要:通过对308名初中生进行五次追踪研究来探讨其学业自我概念的发展趋势及学业成绩的影响。潜变量增长模型的分析结果发现:(1)初中生的学业自我概念呈现出线性递减的发展趋势。(2)在性别差异方面,男生的学业自我概念初始水平显著低于女生,且随着时间的推移,这种差异并没有发生显著变化。(3)在任何时间点上,初中生学业成绩对学业自我概念均具有显著的正向影响,且这种影响具有稳定性。

关键词:初中生;学业自我概念;学业成绩;发展趋势

中图分类号:B844.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2018)06-0071-07

一、引言

学业自我概念是指个体在学业情境中形成的对自己在学业发展方面的认知、体验和评价^[1]。已有研究发现,青少年学生的学业自我概念水平不仅和其学业发展状况具有显著的正向关系^[2-3],而且还是预测其心理健康水平的一个关键指标^[4-6]。因此,有必要探讨青少年学生的学业自我概念发展趋势及其影响因素,从而为未来更有针对性地提高其学业自我概念水平提供实证参考。

目前,研究者已对不同国家青少年学生的学业自我概念发展趋势进行了一些探讨。然而,已有研究之间并没有得出一致的结论,不同文化背景或教育体制下青少年学生的学业自我概念呈现出了不同的发展趋势。比如,对澳大利亚初中生的研究发现,其学业自我概念呈现出先降后升的趋势,在8年级达到了最低点,男生的学业自我概念初始水平显著高于女生,且随着时间的推移,这种差异并没有发生显著变化^[7]。对美国初中生的研究发现,其学业自我概念呈现出逐步上升的趋势,虽然男生的初始均值显著高于女生,但女生的上升速度却明显快于男生^[8]。对比利时中学生的研究发现,其学业自我概念呈现出二次方非线性下降的趋势,虽然女生的初始均值显著高于男生,但女生的下降速度却显著快于男生^[9-10]。

已有研究结果的非一致性表明青少年学生的学业自我概念可能具有一定的教育体制或文化特异性^[11-12]。但是,已有对青少年学生学业自我概念发展趋势的研究大都是以西方文化或教育体制下的青少年学生为研究对象,以我国青少年学生为对象的研究仍然相对较少,已有的一些研究也主要以横断研究或仅有两个时间点的前后测追踪研究为主^[13-15]。横断研究虽然能够提供学业自我概念发展趋势的大量信息,但由于不同年级学生样本之间的异质性,往往难以揭示个体发展的真实情

收稿日期:2018-04-28

作者简介:郭成,西南大学心理学部、心理健康教育研究中心,教授,博士生导师。

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“流动儿童学业自我概念的建构机制及培育策略研究”(18YJCZH089),项目负责人:李振兴。

况。前后测追踪研究虽然在一定程度上有助于我们了解学业自我概念发展的稳定性,但由于只测量了两个时间点,也无法准确地勾勒和检验学业自我概念随时间变化的具体发展趋势,有必要采用更多波次的追踪研究来进一步探讨和检验青少年学生学业自我概念的发展趋势。因此,本研究的第一个目的就是通过通过对初中生进行连续五次追踪研究,探讨其学业自我概念的发展趋势及其性别差异。

关于学业自我概念的影响因素研究,学业成绩是研究者较为关注的一个变量。目前,大多数研究发现我国青少年学生的学业成绩能够显著正向影响其学业自我概念^[16-18]。然而,和对青少年学业自我概念发展趋势的研究相似,这些研究都是基于横断研究设计,因此并没能探讨青少年学生学业成绩对学业自我概念的影响是否会随着时间的变化而变化,亦即没能探讨青少年学生学业成绩对学业自我概念的影响是否具有稳定性。通过追踪研究设计,可以很好地解决这一问题。因此,本研究的第二个目的是通过对初中生进行连续五次追踪,深入探讨其学业成绩对学业自我概念的影响及其稳定性。

二、研究方法

(一)研究对象

采取整群抽样的方式,随机对某校初一年级 6 个班级共 317 名学生进行了第一次问卷测查,回收有效问卷 308 份(男生 148 人,女生 160 人)。在初一上学期期中考试后 2 周左右进行第一次调查,第一次接受调查的学生的平均年龄为 12.18 岁($SD=0.43$)。以后每半年调查一次,共调查五次,每次调查均在期中考试后 2 周左右。在第二、三、四、五次调查中,继续参加研究的人数分别为 306、293、288、282,样本最终流失率为 8.44%。在第一次测试时的学业成绩和学业自我概念方面,流失的样本与继续参加研究的样本差异均不显著($t=-1.037, p=0.300; t=-1.532, p=0.127$),表明不存在结构化的被试流失。

(二)研究工具

1. 一般学业自我概念量表

该量表共 20 个题项,采用 Likert 5 点记分,计算所有题项的平均分,分数越高,说明学生的学业自我概念越积极^[19]。目前,大量研究已经证实该量表具有良好的心理测量学指标^[14,20-21]。在本研究中,其五次测查的内部一致性系数 Cronbach's α 系数分别为 0.926、0.931、0.938、0.940、0.936。

2. 学业成绩

学业成绩由学校教务部门提供。鉴于目前学校、家长以及学生自身大都是以总成绩为标准来评价和衡量学生的学业能力,所以本研究将采用每次期中考试的成绩作为学生的学业成绩指标,并对其进行整体上的标准化处理。

(三)数据处理

本研究采用 Mplus 7.4 软件,通过构建潜变量增长模型(Latent Growth Modeling, LGM)来探讨初中生学业自我概念随时间变化的发展趋势以及学业成绩的影响。为了尽可能减少估计偏差,本研究采用全息极大似然估计(FIML)方法处理缺失值,采用稳健最大似然估计(MLR)方法进行模型估计。本研究首先构建无条件模型来考察初中生学业自我概念的发展趋势,如果其截距或斜率的变异显著,则进一步通过构建条件模型来考察初中生学业自我概念发展趋势的性别差异及学业成绩的影响。

三、研究结果

(一)各变量之间的相关性分析

各变量之间的相关性结果见表 1。不同时间点的学业自我概念之间、学业成绩之间、学业自我

概念和学业成绩之间呈显著正相关。

表 1 各变量之间的相关性

	ASC T1	ASC T2	ASC T3	ASC T4	ASC T5	ACH T1	ACH T2	ACH T3	ACH T4	ACH T5
ASC T1	1									
ASC T2	0.740	1								
ASC T3	0.715	0.753	1							
ASC T4	0.647	0.725	0.756	1						
ASC T5	0.704	0.773	0.768	0.779	1					
ACH T1	0.460	0.409	0.407	0.397	0.374	1				
ACH T2	0.442	0.410	0.411	0.421	0.389	0.946	1			
ACH T3	0.445	0.391	0.396	0.416	0.394	0.925	0.955	1		
ACH T4	0.453	0.399	0.396	0.426	0.413	0.919	0.947	0.962	1	
ACH T5	0.420	0.377	0.378	0.410	0.398	0.892	0.918	0.940	0.947	1

注:以上所有变量的相关显著性均为 $p < 0.01$ 。ASC T1 表示第一次测试的学业自我概念结果,ASC T2 表示第二次测试的学业自我概念结果,ACH T1 表示第一次测试的学业成绩结果,ACH T2 表示第二次测试的学业成绩结果,以此类推

(二) 学业自我概念的发展趋势:无条件模型

通过分别构建线性(模型 1,如图 1)和二次方非线性(模型 2,如图 2)无条件潜变量增长模型来探讨初中生学业自我概念的发展趋势。模型 1 和模型 2 均拟合结果良好(见表 2),表明这两个模型均可以较好地拟合初中生学业自我概念的发展趋势。

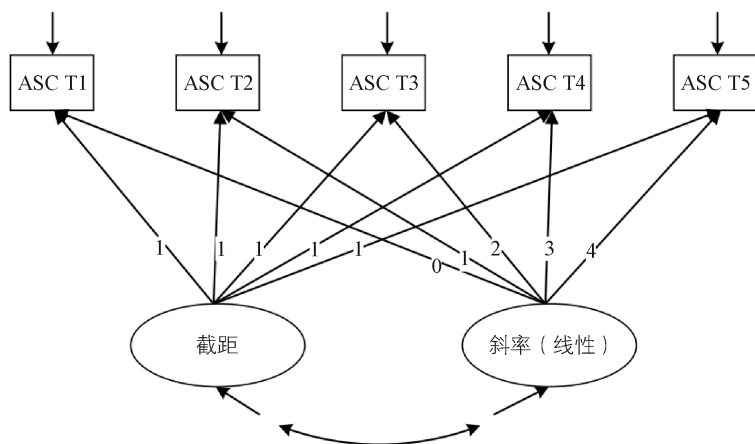


图 1 学业自我概念的线性无条件潜变量增长模型

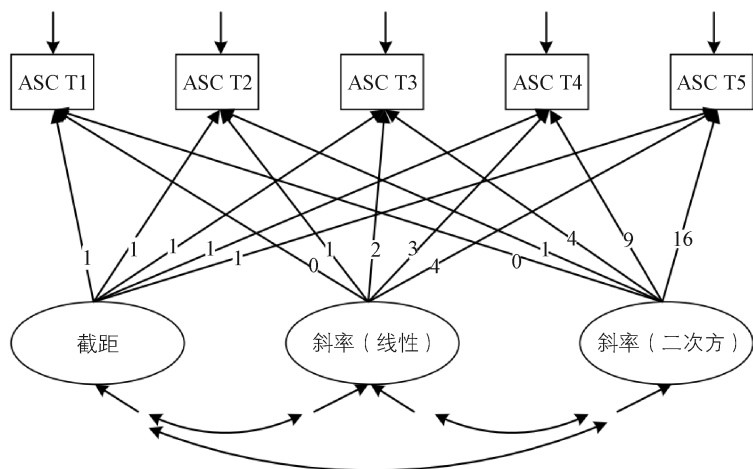


图 2 学业自我概念的非线性无条件潜变量增长模型(二次方)

表 2 两个无条件模型的拟合结果

模型	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA
模型 1	13.298	10	0.208	0.997	0.997	0.033
模型 2	5.322	6	0.503	1.000	1.001	0.000

通过比较模型 1 和模型 2 可以发现, $\Delta\chi^2=7.415, \Delta df=4, p=0.116$, 表明这两个模型没有显著差异。基于模型简洁性的原则, 我们可以选择模型 1, 即线性无条件潜变量增长模型来刻画初中生学业自我概念的发展趋势。从模型 1 的结果来看, 模型截距即初中生学业自我概念的初始均值为 3.699, $p<0.001$ 。初中生学业自我概念在五次测试期间呈线性递减趋势 ($\beta=-0.052, p<0.001$), 截距 ($\sigma^2=0.269, p<0.001$) 和斜率 ($\sigma^2=0.004, p<0.01$) 均具有显著变异, 表明不同初中生的学业自我概念初始水平和发展速率均存在显著差异。同时, 截距和斜率的相关性并不显著 ($r=0.002, p=0.667$), 表明初中生学业自我概念的下降趋势和其初始均值并没有显著关联。

(三) 学业自我概念的发展趋势: 条件模型

在模型 1 的基础上加入性别变量, 构建条件模型(模型 3, 如图 3), 以检验初中生学业自我概念的发展趋势是否存在性别差异。结果表明, 模型 3 拟合良好, $\chi^2=14.879, df=13, p=0.315$, CFI=0.998, TLI=0.998, RMSEA=0.022。女生的学业自我概念初始均值显著大于男生 ($\beta=0.138, p<0.05; 0=男, 1=女$), 学业自我概念的变化趋势不存在显著的性别差异 ($\beta=-0.004, p=0.731$), 表明在任何时间点女生的学业自我概念水平均高于男生。同时, 截距 ($\sigma^2=0.264, p<0.001$) 和斜率 ($\sigma^2=0.004, p<0.01$) 的变异仍均达到显著水平, 有必要进一步考察导致不同初中生学业自我概念的发展水平及发展速率均存在显著差异的其他相关因素。

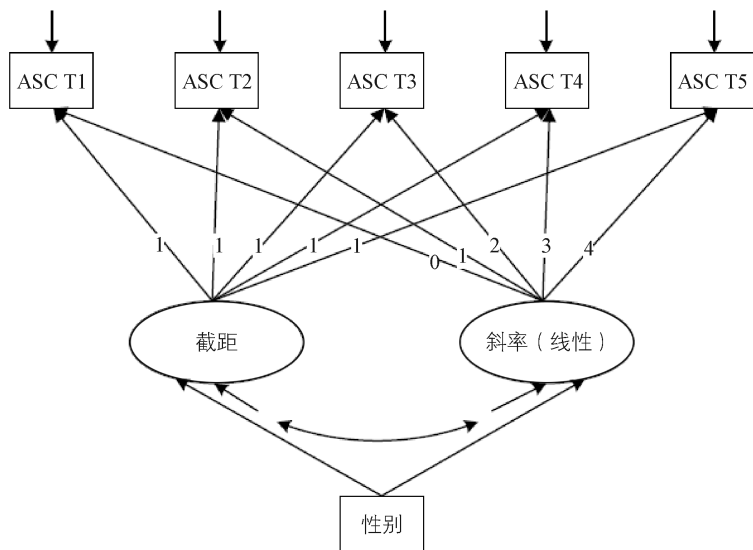


图 3 初中生学业自我概念发展趋势的性别差异

(四) 学业自我概念发展趋势: 学业成绩的影响

在模型 3 的基础上加入学业成绩变量, 构建新的条件模型(模型 4, 如图 4), 以进一步检验初中生学业自我概念的发展趋势是否受到学业成绩的显著影响。结果表明, 模型 4 拟合良好, $\chi^2=52.441, df=33, p=0.017$, CFI=0.983, TLI=0.979, RMSEA=0.046。在五个时间点上, 初中生的学业成绩均能够显著正向影响其学业自我概念 ($T1: \beta=0.205, p<0.001; T2: \beta=0.187, p<0.001; T3: \beta=0.202, p<0.001; T4: \beta=0.221, p<0.001; T5: \beta=0.191, p<0.001$), 表明初中生的学业成绩越高, 其学业自我概念水平越高。为了进一步检验学业成绩对学业自我概念的影响是否具有稳定性, 即五个时间点上学业成绩对学业自我概念的影响是否存在显著差异, 接下来调用 Mplus 中“model test”命令对任意两个时间点上学业成绩到学业自我概念的路径系数大小进行 Wald 卡方检

验,结果发现,该路径系数在任意两个时间点上的差异均不显著(结果见表3),表明五个时间点上学业成绩对学业自我概念的影响具有稳定性。此外,截距($\sigma^2 = 0.198, p < 0.001$)和斜率($\sigma^2 = 0.004, p < 0.01$)的变异均达到显著水平,未来可以进一步考察导致发展水平及变化速率均存在显著个体差异的其他影响因素。

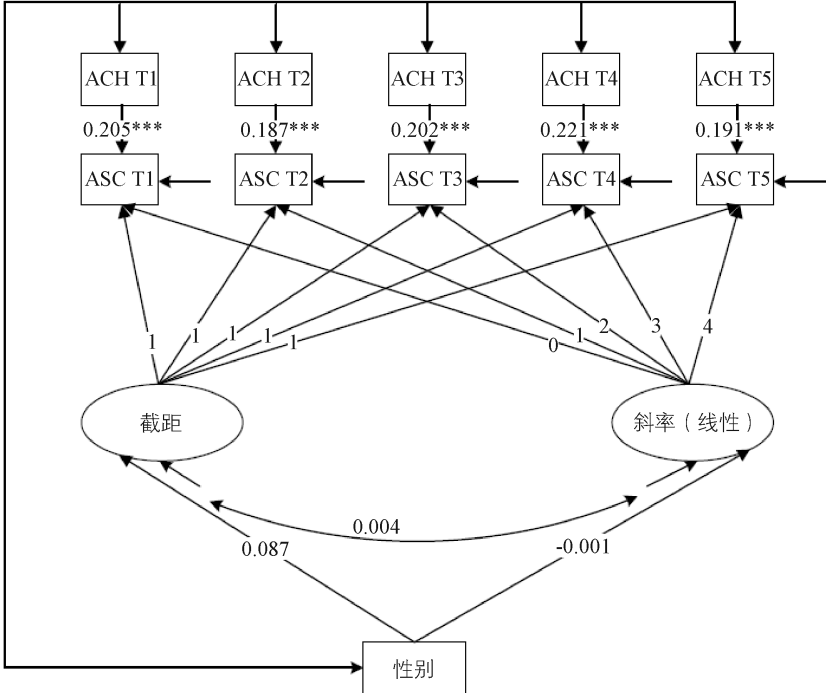


图4 初中生学业成绩对学业自我概念发展趋势的影响

表3 学业成绩到学业自我概念的路径系数的 Wald 卡方检验结果

路径	对比路径	Wald χ^2	df	p
ACH T1 到 ASC T1	ACH T2 到 ASC T2	0.388	1	0.533
ACH T1 到 ASC T1	ACH T3 到 ASC T3	0.011	1	0.916
ACH T1 到 ASC T1	ACH T4 到 ASC T4	0.203	1	0.652
ACH T1 到 ASC T1	ACH T5 到 ASC T5	0.244	1	0.621
ACH T2 到 ASC T2	ACH T3 到 ASC T3	0.275	1	0.600
ACH T2 到 ASC T2	ACH T4 到 ASC T4	1.042	1	0.307
ACH T2 到 ASC T2	ACH T5 到 ASC T5	0.019	1	0.890
ACH T3 到 ASC T3	ACH T4 到 ASC T4	0.492	1	0.483
ACH T3 到 ASC T3	ACH T5 到 ASC T5	0.149	1	0.700
ACH T4 到 ASC T4	ACH T5 到 ASC T5	1.029	1	0.311

四、讨论

(一)初中生学业自我概念的发展趋势

本研究通过对初中生进行五次追踪来探讨其学业自我概念的发展趋势。潜变量增长模型的分析结果发现,初中生的学业自我概念呈现出线性递减的发展趋势。这一研究结果明显不同于对美国 and 澳大利亚中学生的研究结果^[7-8],虽然在总体上和对比比利时中学生的研究结果相似,即都表现出逐步下降的趋势,但是比利时中学生呈现出二次方非线性递减的发展趋势^[9-10],而本研究则发现我国初中生呈现出线性下降的发展趋势,因此,我国初中生学业自我概念的发展趋势和已有研究结果均不完全一致。这一研究结果一方面表明我国初中生学业自我概念的发展趋势可能具有自身独

特性,另一方面进一步说明学业自我概念可能具有文化或教育体制特异性^[11-12]。之所以出现这一结果,可能是由于以下两点原因导致的:首先,初中生正在经历着青春期,对自身的评价相对比较敏感,容易与身边朋友或同学进行社会比较,而已有研究发现,过多的社会比较是降低青少年学业自我概念水平的一个重要因素^[22-24]。其次,随着初中生年级的增加,其学业负担也往往越来越重^[25],心理素质水平越来越差^[26],对自己的学业状况的认知、评价和体验越来越低。已有研究也发现,学业负担态度、心理素质均与学业自我概念呈显著负相关^[27-28]。

同时,本研究发现,在性别差异方面,男生的学业自我概念初始水平显著低于女生,且随着时间的推移,这种差异并没有发生显著变化。这和已有研究结果也并不完全相同。之所以出现这一结果,可能是因为相对于初中男生来说,女生的学业成绩总是相对较高^[29],而已有研究发现,学业成绩对学业自我概念具有显著的正向预测作用^[30-31]。因此,初中女生的学业成绩高于男生,其学业自我概念水平也就相应地高于男生。这一结果提示我们,在教育教学实践中,应该更加注重初中男生积极学业自我概念的培养。

(二)初中生学业成绩对学业自我概念发展趋势的影响

本研究发现,在任何时间点上,初中生的学业成绩均能显著正向影响其学业自我概念,这和已有横断研究结果相一致^[16-18]。但是,相对于以往从总体上探讨学业成绩对学业自我概念影响的研究,本研究更为重要的贡献就是使用追踪研究的方法,不仅探讨了每个时间点上学业成绩对学业自我概念的影响,还同时进一步深入探讨了学业成绩对学业自我概念的影响是否会随着时间的变化而变化,即学业成绩对学业自我概念的影响是否具有稳定性。本研究发现,任意两个时间点上的学业成绩到学业自我概念的路径系数均不存在显著差异,表明学业成绩对学业自我概念的影响具有稳定性。这一结果提示,在初中阶段的任何时候,提高初中生的学业成绩都是培养其积极学业自我概念水平的一个有效措施,且这种措施的效果可能具有稳定性。

(三)本研究之不足与未来研究展望

首先,本研究所关注的是一般学业自我概念,而已有研究发现,学业自我概念具有领域特异性^[32-33],因此,不同的具体学科自我概念可能具有不同的发展趋势,未来研究可以考虑对具体学科自我概念进行追踪调查,以比较不同学科自我概念的发展趋势及其异同。其次,本研究的对象仅限于普通初中生,其结果可能只适用于普通初中生群体。因此,其是否能够推论到高中生、小学生以及其他类型学生的群体中,还需要未来以不同年龄段或者不同类型的学生为对象进行进一步的检验。

五、结 论

本研究发现:

- (1)初中生的学业自我概念呈现出线性递减的发展趋势。
- (2)男生的学业自我概念初始水平显著低于女生,且随着时间的推移,这种差异并没有发生显著变化。
- (3)在任何时间点上,初中生学业成绩对学业自我概念均具有显著的正向影响,且这种影响具有稳定性。

参考文献:

- [1] 郭成,何晓燕,张大均. 学业自我概念及其与学业成绩关系的研究述评[J]. 心理科学,2006,29(1):133-136.
- [2] 姜金伟,姚梅林. 学业自我概念对技工学生学校投入的影响——群体内部认同的中介作用[J]. 心理发展与教育,2011(1):59-64.
- [3] GUO J, MARSH H W, PARKER P D, et al. Extending expectancy-value theory predictions of achievement and aspirations in science: Dimensional comparison processes and expectancy-by-value interactions [J]. Learning and Instruction, 2017, 49: 81-91.
- [4] 陈维,刘国艳. 农村留守中职生学业自我概念与应对方式的关系:学业韧性的中介作用[J]. 中国特殊教育,2016(5):23-28.

- [5] WOUTERS S, GERMEIJS V, COLPIN H, et al. Academic self-concept in high school: Predictors and effects on adjustment in higher education [J]. *Scandinavian Journal of Psychology*, 2011, 52(6): 586-594.
- [6] 王钢,张大都,吴明霞. 中学生自尊与主观幸福感:学业自我的中介作用[J]. *心理与行为研究*,2011,9(4):291-296.
- [7] MARSH H W. Age and sex effects in multiple dimensions of self-concept: Preadolescence to early adulthood [J]. *Journal of Educational Psychology*, 1989, 81(3): 417-430.
- [8] COLE D A, MAXWELL S E, MARTIN J M, et al. The development of multiple domains of child and adolescent self-concept: A cohort sequential longitudinal design [J]. *Child Development*, 2001, 72(6): 1723-1746.
- [9] DE FRAINE B, VAN DAMME J, ONGHENA P. A longitudinal analysis of gender differences in academic self-concept and language achievement: A multivariate multilevel latent growth approach [J]. *Contemporary Educational Psychology*, 2007, 32(1): 132-150.
- [10] VAN DE GAER E, DE FRAINE B, PUSJENS H, et al. School effects on the development of motivation toward learning tasks and the development of academic self-concept in secondary education: a multivariate latent growth curve approach [J]. *School Effectiveness and School Improvement*, 2009, 20(2): 235-253.
- [11] CHIU M M, KLASSEN R M. Relations of mathematics self-concept and its calibration with mathematics achievement: Cultural differences among fifteen-year-olds in 34 countries [J]. *Learning and Instruction*, 2010, 20(1): 2-17.
- [12] GRYGIEL P, MODZELEWSKI M, PISAREK J. Academic self-concept and achievement in Polish primary schools: Cross-lagged modelling and gender-specific effects [J]. *European Journal of Psychology of Education*, 2017, 32(3): 407-429.
- [13] 郭成. 青少年学业自我研究[D]. 重庆:西南大学,2006.
- [14] 赵小云,郭成. 土家,苗,侗,藏族高中生学业自我的发展特点及对策[J]. *心理科学*,2012,35(2):369-375.
- [15] 陈晓惠,石文典. 中小学生学习自我概念与学业成绩的交叉滞后分析:符合交互影响模型,还是发展观? [J]. *心理发展与教育*, 2016,32(1):81-88.
- [16] 黄丹媚,张敏强. 中学生自我概念,学业归因与学业成绩关系的研究[J]. *心理与行为研究*,2004,2(2):419-424.
- [17] 王永娟,沈汪兵. 初中生学绩稳定性与自我概念的关系探讨——以安徽省某中学为例[J]. *教育测量与评价(理论版)*,2011(12): 31-33.
- [18] 张良,陈亮,纪林芹,等. 高中生学习成绩与抑郁症状的关系:一个有调节的中介模型[J]. *中国临床心理学杂志*,2017,25(3):494-497.
- [19] 郭成,赵小云,张大都. 青少年一般学业自我量表的编制[J]. *西南大学学报(自然科学版)*,2011,33(12):155-161.
- [20] 陈维,刘国艳. 农村留守中职生学业自我概念与应对方式的关系:学业韧性的中介作用[J]. *中国特殊教育*,2016(5):23-28.
- [21] 王钢,张大都,梁丽. 中学生主观幸福感的发展特点及其与学业自我的关系[J]. *中国特殊教育*,2008(11):90-96.
- [22] 李振兴,李玉姣,王欢,等. 学业自我概念发展中的大鱼小池效应[J]. *心理科学进展*,2013,21(5):867-878.
- [23] AREEPATTAMANNIL S, KHINE M S, AL NUAIMI S. (2017). The big-fish-little-pond effect on mathematics self-concept: Evidence from the United Arab Emirates [J]. *Journal of adolescence*, 2017, 59: 148-154.
- [24] HUGUET P, DUMAS F, MARSH H W, et al. (2009). Clarifying the role of social comparison in the big-fish-little-pond effect (BFLPE): An integrative study [J]. *Journal of personality and social psychology*, 2009, 97(1): 156-170.
- [25] 艾兴,王磊. 中小学生学习负担:水平、特征及启示[J]. *教育研究*,2016,37(8):77-84.
- [26] 武丽丽,张大都,张雪琪,等. 中学生心理素质质量表全国常模的制定[J]. *西南大学学报(社会科学版)*,2017,43(6):98-105+195.
- [27] 李英梅. 职业院校学生学业负担态度、学业自我概念与负性学业情绪的关系[D]. 济南:山东师范大学,2014.
- [28] 陆星月,张大都,聂倩,等. 中学生心理素质对学业自我概念的影响:一个有调节的中介模型[J]. *西南大学学报(自然科学版)*, 2018,40(6):63-68.
- [29] 于开文. 基于中考数据的初中生学业成绩性别差异分析[J]. *辽宁师范大学学报(社会科学版)*,2016,39(5):85-90.
- [30] CHEN S K, YEH Y C, HWANG F M, et al. The relationship between academic self-concept and achievement: A multicohort - multioccasion study [J]. *Learning & Individual Differences*, 2013, 23(1):172-178.
- [31] HUANG C. Self-concept and academic achievement: A meta-analysis of longitudinal relations [J]. *Journal of School Psychology*, 2011, 49(5): 505-528.
- [32] MÖLLER J, POHLMANN B, KÖLLER O, et al. A meta-analytic path analysis of the internal/external frame of reference model of academic achievement and academic self-concept [J]. *Review of Educational Research*, 2009, 79(3): 1129-1167.
- [33] 李振兴,邓欢,郭成. 学业自我概念的建构:内/外参照模型研究述评[J]. *心理科学*,2017,40(3):606-611.