

积极率在智慧与知识优势与学业自我效能关系中的作用：控制性别与户籍后的中介效应

江元龙¹, 周 蒙^{1,2}, 胡棋君³, 李思彤^{1,2*}, 罗鸣春^{4*}

¹云南师范大学心理学院, 云南 昆明

²华南师范大学心理学院, 广东 广州

³云南师范大学教育学部, 云南 昆明

⁴云南民族大学教育学院心理学系, 云南 昆明

收稿日期: 2026年8月19日; 录用日期: 2026年9月8日; 发布日期: 2026年9月22日

摘 要

学业自我效能是影响大学生学习过程和学业发展的重要心理因素。已有研究表明, 智慧与知识优势及积极情绪资源可能共同参与学业自我效能的形成, 但人口学因素是否影响这一作用过程仍有待检验。在前期研究验证积极率中介作用的基础上, 本研究采用便利抽样法调查531名大学生, 进一步考察控制性别和户籍后中介效应的稳健性, 并评估人口学效应的实际大小。结果显示, 智慧与知识优势、积极率与两类学业自我效能均显著相关($ps < 0.05$); 分别控制性别和户籍后, 积极率的不一致中介效应仍然显著。等效性检验显示, 性别对学习行为自我效能的作用在 $\delta = 0.20$ 时可视为较小, 其他人口学路径未达到预设等效标准。标准化斜率比较进一步表明, 积极率与学习行为自我效能的关联强于其与学习能力自我效能的关联。研究结果支持相关间接效应在控制人口学因素后的稳健性, 并提示高校教育工作应重点关注可改变的积极心理资源和学习行为调节。

关键词

智慧与知识优势, 积极率, 学业自我效能, 中介效应, 等效性检验

The Role of Positivity Ratio in the Association between Wisdom and Knowledge Strengths and Academic Self-Efficacy: Mediation after Controlling for Gender and Hukou

*通讯作者。

文章引用: 江元龙, 周蒙, 胡棋君, 李思彤, 罗鸣春(2026). 积极率在智慧与知识优势与学业自我效能关系中的作用: 控制性别与户籍后的中介效应. *心理学进展*, 16(9), 329-342. DOI: 10.12677/ap.2026.169456

Yuanlong Jiang¹, Meng Zhou^{1,2}, Qijun Hu³, Sitong Li^{1,2*}, Mingchun Luo^{4*}

¹School of Psychology, Yunnan Normal University, Kunming Yunnan

²School of Psychology, South China Normal University, Guangzhou Guangdong

³Faculty of Education, Yunnan Normal University, Kunming Yunnan

⁴Department of Psychology, School of Education, Yunnan Minzu University, Kunming Yunnan

Received: August 19, 2026; accepted: September 8, 2026; published: September 22, 2026

Abstract

Academic self-efficacy among university students reflects both beliefs about academic competence and confidence in managing learning-related behaviors. Previous research suggests that Wisdom and Knowledge strengths and positive emotional resources are associated with academic self-efficacy. However, whether these associations remain stable after accounting for demographic factors remains unclear. Building on previous evidence supporting the mediating role of the positivity ratio, this study examined whether this indirect association remained significant after controlling for gender and hukou (household registration) status. Equivalence testing was also conducted to evaluate the practical magnitude of demographic effects. Using convenience sampling, a cross-sectional survey was conducted with 531 university students. Participants completed measures of Wisdom and Knowledge strengths, the positivity ratio, and academic self-efficacy. Analyses included correlation analyses, covariate-adjusted mediation models, general linear model (GLM) slope comparisons, and equivalence tests using the two one-sided tests (TOST) procedure. Results showed that Wisdom and Knowledge strengths, the positivity ratio, learning ability self-efficacy, and learning behavior self-efficacy were significantly associated with one another ($ps < 0.05$). After controlling for gender and household registration status, the indirect effects of Wisdom and Knowledge strengths on both dimensions of academic self-efficacy through the positivity ratio remained significant. The direct and indirect effects were opposite in direction, indicating inconsistent mediation. Equivalence testing showed that the effect of gender on learning behavior self-efficacy fell within the prespecified equivalence bounds (± 0.20), suggesting a practically small effect, whereas equivalence was not established for the remaining demographic effects. Standardized GLM slope comparisons further showed that the positivity ratio was more strongly associated with learning behavior self-efficacy than with learning ability self-efficacy. These findings identify Wisdom and Knowledge strengths and the positivity ratio as important psychological correlates of academic self-efficacy and support the stability of the indirect associations after accounting for demographic factors. Educational practice may benefit from emphasizing modifiable psychological and learning resources rather than relying primarily on demographic distinctions.

Keywords

Wisdom & Knowledge, Positivity Ratio, Academic Self-Efficacy, Mediation Analysis, Equivalence Testing

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

与基础教育阶段相比，大学学习环境要求学生承担更多自主规划、目标管理和持续投入的责任，学

生需要主动调节学习过程并维持有效的学习行为(Zimmerman, 2002)。因此,理解促进大学生积极学习和学业发展的心理机制,对于揭示大学阶段学习适应过程具有重要意义(Richardson et al., 2012)。大学学业自我效能(academic self-efficacy, ASE)作为其中的重要心理资源,是指个体对自身能否有效完成学习任务、掌握学习内容以及调节和维持学习行为能力的判断与信念。作为个体对自身学业能力和学习控制能力的主观认知,学业自我效能会影响任务选择、努力投入和行为坚持(张鼎昆等, 1999; 周文霞, 郭桂萍, 2006; 郭本禹, 姜飞月, 2008)。先前的研究发现,学业自我效能与学业成绩、目标取向、努力调节和学习动机等变量密切相关(王凯荣等, 1999; Bandura, 1997; Richardson et al., 2012; Zimmerman, 2000; Schunk & DiBenedetto, 2020)。学业自我效能的形成受到多种心理资源和个体背景因素的共同影响,其中智慧与知识优势等积极心理资源以及积极情绪体验可能发挥重要作用,而性别和户籍等人口学因素也可能影响这一作用过程。

智慧与知识优势(wisdom and knowledge strengths)包括创造力、好奇心、判断力、热爱学习和洞察力,反映个体获取和运用知识、探索新事物及深入分析问题的积极认知倾向(Peterson & Seligman, 2004; Park & Peterson, 2006)。积极心理学认为,个体优势是促进积极发展和功能适应的重要心理资源(任俊, 叶浩生, 2006)。在学业情境中,这些认知优势有助于维持学习兴趣、促进主动探索,并通过改善课堂参与和学习体验增强学生对自身学习能力与学习行为的积极评价(Wagner & Ruch, 2015)。已有研究进一步发现,智慧与知识优势与大学生学业自我效能显著相关,并可通过积极率产生间接作用(Li & Luo, 2025)。

积极率(positivity ratio, PA/NA)是积极情绪与消极情绪得分之比,用于反映积极情绪相对于消极情绪的优势程度(Fredrickson & Losada, 2005)。积极情绪扩展-建构理论认为,积极情绪能够拓展注意、认知和行动倾向,并促进心理资源积累(Fredrickson, 1998; Fredrickson, 2001)。在学业情境中,较高的积极情绪比例有助于增强学习动机、维持学习投入,并促进积极的学习评价(俞国良, 董妍, 2005)。前期研究表明,积极率与学习能力自我效能和学习行为自我效能均显著相关,并在智慧与知识优势与学业自我效能之间发挥中介作用(Li & Luo, 2025)。然而,个体心理资源对学业自我效能的作用并非发生在孤立的个体层面,而可能受到社会背景和个体特征的共同影响。人口学因素可能通过影响资源获得、社会经验以及自我评价方式,进一步塑造学业自我效能及其形成过程。因此,考察人口学变量在心理机制中的作用,有助于判断积极心理资源对学业自我效能的影响是否具有普遍性。

户籍与我国城乡教育机会及社会资源分配差异密切相关。既有研究表明,家庭背景、户籍制度及城乡发展差异能够影响个体的教育机会和教育获得(李春玲, 2003; 李煜, 2006; 陆益龙, 2008; 吴愈晓, 2013)。因此,将户籍纳入分析不仅是对人口学背景的统计控制,也有助于考察成长环境与资源背景是否影响大学生学业自我效能及其心理作用路径。相关英文研究同样指出,户籍制度与社会分层之间存在密切联系(Wu & Treiman, 2004),因而户籍变量并非单纯的人口统计标签,而包含一定的资源背景意义。

性别效应同样需要更细致地处理。学生对自身能力的判断并不完全等同于实际成绩,还会受到任务经验、社会比较、成就归因和性别角色期待等因素影响(张鼎昆等, 1999; 周文霞, 郭桂萍, 2006)。既有研究表明,性别差异会因学科、任务和评价指标而异:女性在总体学业成绩上可能具有一定优势(Voyer & Voyer, 2014),但在工程、物理等领域,即使成绩并不低于男性,也可能报告较低的学业或学科自我效能(Huang, 2013)。因此,性别差异不能简单理解为能力差异。基于此,本文将性别纳入模型,以考察其对学业自我效能及积极率中介路径稳健性的影响。

传统显著性检验只能判断效应是否偏离零,无法说明其是否小到可以忽略。因此,本文采用等效性检验评估性别和户籍效应的实际大小(Cohen, 2013),并综合考察直接效应、间接效应和总效应,同时注意间接效应的统计功效(Hayes, 2013; Zhao et al., 2010; Fritz & MacKinnon, 2007)。具体而言,本文分别在控制性别和户籍后,检验积极率在智慧与知识优势和两类学业自我效能之间的中介效应。基于上述理论分

析和研究目的，本文提出以下研究假设：

H1：分别控制性别和户籍类型后，积极率在智慧与知识优势和两类学业自我效能之间的中介作用仍然保持稳定，说明核心心理路径并非仅由性别差异或户籍类型差异所解释。

H2：性别和户籍类型与大学生学业自我效能存在关联，但其效应大小需进一步检验。

2. 方法

2.1. 研究对象

本研究采用横断面问卷调查设计，通过网络问卷平台对中国西南地区高校学生进行便利抽样。调查对象来自综合类和师范类高校，专业背景涵盖教育学、心理学、管理学、工学等方向，其中教育学、心理学和管理学相关专业学生比例相对较高。数据收集时间为 2025 年 7 月至 9 月。问卷填写前，所有被试均阅读知情同意说明，并在自愿、匿名的原则下参与研究。所得数据仅用于科研分析，研究过程遵循心理学研究中关于自愿参与、匿名性、保密性和数据用途限定的基本伦理要求。

本研究共回收问卷 588 份，依据预设标准对问卷进行筛查，剔除作答不完整、作答时长明显异常以及量表作答中存在明显一致性反应的问卷 57 份后，最终获得有效样本 531 份。有效样本中，男性 145 人，占 27.31%；女性 386 人，占 72.69%。心理学、教育学等专业的学生性别构成通常不均衡，因此，样本中女性占比在一定程度上反映了问卷收集渠道的专业结构特征。从户籍类型看，城镇户籍学生 179 人，占 33.71%；农村户籍学生 352 人，占 66.29%。已有研究基于同一批数据检验了智慧与知识优势、积极率和学业自我效能之间的基本中介关系(Li & Luo, 2025)。鉴于样本在性别和户籍类型上的分布特征，本文进一步将性别和户籍作为人口学变量纳入后续分析，以检验核心心理路径在控制人口学背景后是否保持稳定，样本结构见表 1。

Table 1. Sample characteristics (N = 531)
表 1. 样本特征(N = 531)

变量	类别	频数	比例(%)
性别	男	145	27.31
	女	386	72.69
户籍	城镇	179	33.71
	农村	352	66.29

2.2. 研究工具

智慧与知识优势采用 VIA-IS 品格优势量表中的“智慧与知识”(wisdom and knowledge)维度进行测量。该维度来源于积极心理学中的品格优势分类框架，主要包括创造力、好奇心、判断力、热爱学习和洞察力等方面(Peterson & Seligman, 2004; Park & Peterson, 2006)；已有中文测量研究也为品格优势量表在中国大学生样本中的使用提供了依据(段文杰等, 2011)。本文将该维度作为自变量 X，用以反映大学生在知识获取、认知探索、问题分析和学习兴趣方面的积极心理特质。各条目采用 Likert 计分方式，分数越高表示个体智慧与知识优势越突出。已有研究报告该维度内部一致性良好，Cronbach’s $\alpha = 0.80$ ，说明该指标可以较稳定地反映本研究所关注的积极认知优势(Li & Luo, 2025)。

本研究使用中文版 Positive and Negative Affect Schedule (PANAS)分别获得积极情绪(positive affect,

PA)和消极情绪(negative affect, NA)得分，并以 PA/NA 计算积极率。计算方法见公式(1)。

$$\text{积极率} = \frac{\text{PA}}{\text{NA}}$$

(1)

PANAS 中文版在中国群体中具有良好的信效度(邱林等, 2008; 郭明珠, 甘怡群, 2010), 也与早期关于积极情绪和消极情绪相对独立性的理论观点相一致(Watson et al., 1988; Diener & Emmons, 1984; Watson & Tellegen, 1985)。积极率在本文中作为连续型中介变量 *M*, 用以反映个体积极情绪相对于消极情绪的优势程度。已有研究显示, 积极情绪和消极情绪分量表均表现出较高内部一致性, Cronbach’s α 均为 0.95, 说明该测量能够较可靠地反映大学生近期情绪状态(Li & Luo, 2025)。

学业自我效能采用大学生学业自我效能相关量表进行测量, 并区分为两个维度: 学习能力自我效能(learning ability efficacy, Y1)和学习行为自我效能(learning behavior efficacy, Y2)。前者主要反映学生对自身理解知识、掌握学习内容和解决学业问题能力的判断; 后者主要反映学生对自身执行学习计划、调节学习行为、管理时间和维持学习投入能力的判断。这一区分与自我效能理论及自我调节学习研究对“能力判断”和“行为调节”的区分相一致(张鼎昆等, 1999; 周文霞, 郭桂萍, 2006; Bandura, 1997; Zimmerman, 2000; Schunk & DiBenedetto, 2020); 国内研究也表明, 学习自我效能感与学习策略、归因方式和学业成绩存在密切关系(王凯荣等, 1999; 胡桂英, 许百华, 2002)。根据本研究原始数据重新计算, 学习能力自我效能分量表 Cronbach’s $\alpha = 0.95$, 学习行为自我效能分量表 Cronbach’s $\alpha = 0.72$, 表明两类效能指标分别具有较高和可接受的内部一致性。本文分别以 Y1 和 Y2 作为因变量, 以考察积极率在不同学业效能维度中的作用是否一致。

人口学变量包括性别和户籍类型。回归分析中, 性别编码为男性 1、女性 0, 户籍编码为城镇 1、农村 0。本文将二者作为协变量或解释变量纳入模型, 目的并非简单比较不同群体之间的均值差异, 而是进一步判断在控制人口学背景后, 智慧与知识优势、积极率和学业自我效能之间的关系是否仍然稳定。各变量的描述性统计与内部一致性结果见表 2。

Table 2. Descriptive statistics and internal consistency (N = 531)
表 2. 描述性统计与内部一致性(N = 531)

变量	题目数	最小值	最大值	<i>M</i>	<i>SD</i>	Cronbach’s α
智慧与知识优势	10	1.00	5.00	2.88	0.59	0.80
积极情绪	9	1.00	5.00	3.06	0.86	0.95
消极情绪	9	1.00	5.00	2.25	0.90	0.95
积极率	-	0.22	5.00	1.59	0.85	-
学习能力自我效能	11	1.00	5.00	3.54	0.78	0.95
学习行为自我效能	11	1.73	4.82	3.35	0.52	0.72

注: 积极率不报告内部一致性系数。

2.3. 数据处理与统计分析

数据分析使用 R 语言(R 4.4.2)完成, 并在 RStudio 2024.12.1 环境中运行(R Core Team, 2024; Posit Software, 2025)。首先, 对主要变量进行描述性统计和 Pearson 相关分析, 以阐明智慧与知识优势、积极率、学习能力自我效能和学习行为自我效能之间的关联。之后, 构建中介模型, 分别以智慧与知识优势为自变量, 以学习能力自我效能和学习行为自我效能为因变量, 以积极率为中介变量, 检验“智慧与知

识优势通过积极率影响学业自我效能”的间接效应。中介效应分析参考回归式中介模型和现代间接效应检验思路(Hayes, 2013; Zhao et al., 2010), 并重点依据间接效应乘积分布和重抽样置信区间方法进行判断(MacKinnon et al., 2004; Preacher & Hayes, 2008)。

为比较积极率与两类学业自我效能的关联强度, 本文采用多变量一般线性模型(general linear model, GLM)进行标准化斜率比较。该方法适用于同一组被试具有多个连续结果变量的情形, 可在考虑结果变量相关性的同时检验同一预测变量对不同结果变量的回归斜率是否相等(Rencher & Christensen, 2012; Fox, 2016)。分析前对智慧与知识优势(X)、积极率(M)、学习能力自我效能($Y1$)和学习行为自我效能($Y2$)进行 Z 标准化, 并在同一模型中同时纳入性别(G)和户籍(H)作为协变量, 从而在相同量尺与协变量条件下比较积极率对 $Y1$ 和 $Y2$ 的标准化斜率。模型形式见公式(2)。

$$Y_i^Z = \beta_0 + \beta_M ZM_i + \beta_X ZX_i + \beta_G G_i + \beta_H H_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, Y_i^Z 表示第 i 名被试的标准化结果向量 $[ZY1i, ZY2i]^T$, ZM_i 和 ZX_i 分别表示标准化后的积极率与智慧和知识优势, G_i 和 H_i 分别表示性别和户籍虚拟变量; 各 β 为对应的两维回归系数向量。核心原假设为 $H0: \beta_{M1} = \beta_{M2}$; 若该原假设被拒绝, 则说明积极率与两类学业自我效能的标准化关联强度存在差异。

为检验模型稳健性, 本文分别将性别和户籍纳入协变量模型, 比较控制不同人口学变量后中介效应是否仍然显著。中介效应采用 5000 次 bootstrap 抽样估计, 并报告偏差校正 95% 置信区间; 当间接效应抽样分布偏离正态时, bootstrap 置信区间通常比单纯正态近似检验更适合用于间接效应推断(MacKinnon et al., 2004; Preacher & Hayes, 2008)。当间接效应的置信区间不包含 0 时, 认为中介效应达到统计显著。由于已有研究已经基于该批数据证明基本中介路径存在(Li & Luo, 2025), 本文进一步关注该路径在控制人口学变量后是否保持稳定, 以及人口学变量本身的效应是否具有实际解释意义。

此外, 为避免仅依据显著性水平判断人口学变量影响, 本文进一步采用等效性检验评估性别和户籍效应是否可以视为实践上较小。等效性检验的基本思想是以预设的最小有意义效应为边界, 检验观测效应是否小到可被视为实践上可忽略(Lakens, 2017)。具体而言, 先对连续变量进行 Z 标准化, 建立包含智慧与知识优势、积极率、性别和户籍的回归模型, 并在标准化因变量空间中提取人口学变量的系数及 90% 置信区间; 随后采用双单侧检验(two one-sided tests, TOST)判断其是否落入预设等效区间; TOST 是等效性检验中常用的经典实现方式, 要求同时拒绝低于下界和高于上界的两个单侧原假设(Schirmann, 1987)。本文以 $\delta = 0.10$ 作为较严格标准, 并以 $\delta = 0.20$ 作为敏感性分析标准(Cohen, 2013; Lakens, 2017)。只有当两项单侧检验均显著时, 才判定相应人口学效应达到等效。

3. 结果

3.1. 描述性统计与相关分析

对智慧与知识优势、积极率、学习能力自我效能和学习行为自我效能进行 Pearson 相关分析显示, 主要变量之间总体呈现符合研究预期的关联模式。智慧与知识优势与两类学业自我效能均呈显著正相关, 其中与学习能力自我效能的相关为 $r = 0.380$, $p < 0.001$, 与学习行为自我效能的相关为 $r = 0.252$, $p < 0.001$ 。积极率也与两类学业自我效能呈显著正相关, 其中与学习能力自我效能的相关为 $r = 0.419$, $p < 0.001$, 与学习行为自我效能的相关为 $r = 0.516$, $p < 0.001$ 。与此同时, 智慧与知识优势与积极率呈显著负相关, $r = -0.112$, $p = 0.010$ 。具体结果见图 1。

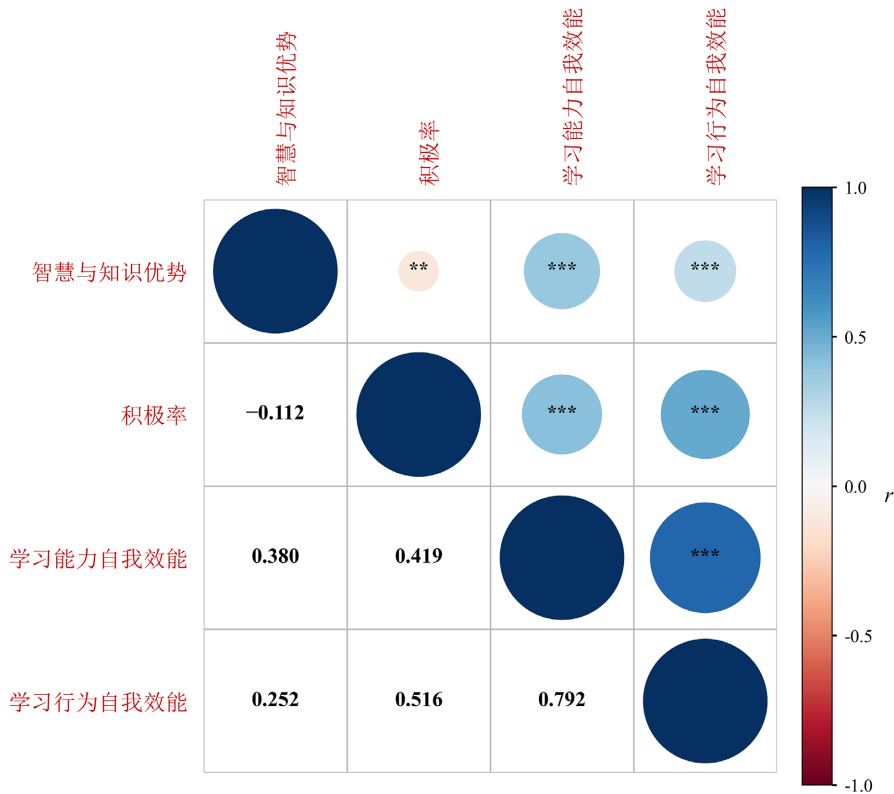
3.2. 控制性别后的中介效应

控制性别后, 两类模型均呈现智慧与知识优势负向预测积极率、积极率正向预测学业自我效能的不

一致中介模式。学习能力自我效能模型的间接效应为 $ab = -0.069$ ，95% CI $[-0.115, -0.027]$ ，完全标准化间接效应为 $ab = -0.053$ ，95% CI $[-0.087, -0.021]$ ；学习行为自我效能模型的相应效应为 $ab = -0.055$ ，95% CI $[-0.089, -0.022]$ ，以及 $ab = -0.063$ ，95% CI $[-0.102, -0.025]$ 。各置信区间均不包含 0，表明控制性别后中介效应仍然显著，见表 3 和图 2。

3.3. 控制户籍后的中介效应

控制户籍后，中介路径仍然显著：学习能力自我效能模型的间接效应为 $ab = -0.068$ ，95% CI $[-0.112, -0.027]$ ；学习行为自我效能模型的间接效应为 $ab = -0.052$ ，95% CI $[-0.085, -0.020]$ 。两组置信区间均不包含 0，且路径方向与控制性别模型一致，说明核心中介关系并非由单一人口学变量造成，见表 4 和图 3。



注：下三角为 Pearson 相关系数，上三角圆形表示相关强度、方向及显著性。 $**p < 0.01$ ， $***p < 0.001$ 。

Figure 1. Correlation matrix of the principal study variables

图 1. 主要研究变量的相关系数热图

Table 3. Mediation summary (Controlling gender; r mediation analysis, 5000 bootstraps, BCa 95% CI)

表 3. 中介效应摘要(控制性别; r 中介分析, bootstrap = 5000, BCa 95% CI)

Y	a: X → M	b: M → Y	c': X → Y	c: X → Y	ab [95% CI]	G → M	G → Y
Y1	-0.164**	0.422***	0.567***	0.497***	-0.069 [-0.115, -0.027]	0.160	0.128*
Y2	-0.164**	0.333***	0.273***	0.218***	-0.055 [-0.089, -0.022]	0.160	0.008

注：a 为 $X \rightarrow M$ 效应；b 为 $M \rightarrow Y$ 效应；c' 为控制 M 后的 $X \rightarrow Y$ 直接效应；c 为 $X \rightarrow Y$ 总效应；ab 为间接效应(括号内为 95% CI)。X 表示智慧与知识优势，M 表示积极率，Y1 表示学习能力自我效能，Y2 表示学习行为自我效能，G 表示性别。 $*p < 0.05$ ， $**p < 0.01$ ， $***p < 0.001$ 。

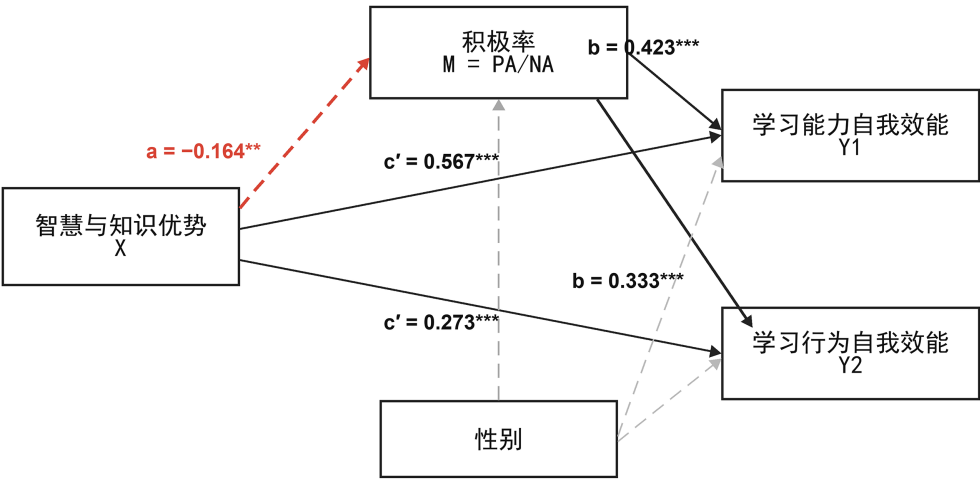


Figure 2. Mediation model after controlling for gender
图 2. 控制性别后的中介模型路径图

Table 4. Mediation summary (Controlling for household registration status; r mediation analysis, 5000 bootstraps, BCa 95% CI)
表 4. 中介效应摘要(控制户籍; r 中介分析, bootstrap = 5000, BCa 95% CI)

Y	a: X → M	b: M → Y	c': X → Y	c: X → Y	ab [95% CI]	H → M	H → Y
Y1	-0.165**	0.414***	0.567***	0.498***	-0.068 [-0.112, -0.027]	0.425***	0.114
Y2	-0.165**	0.317***	0.269***	0.217***	-0.052 [-0.085, -0.020]	0.425***	0.123**

注: a 为 X→M 效应; b 为 M→Y 效应; c' 为控制 M 后的 X→Y 直接效应; c 为 X→Y 总效应; ab 为间接效应(方括号内为 95% CI)。X 表示智慧与知识优势, M 表示积极率, Y1 表示学习能力自我效能, Y2 表示学习行为自我效能, H 表示户籍。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

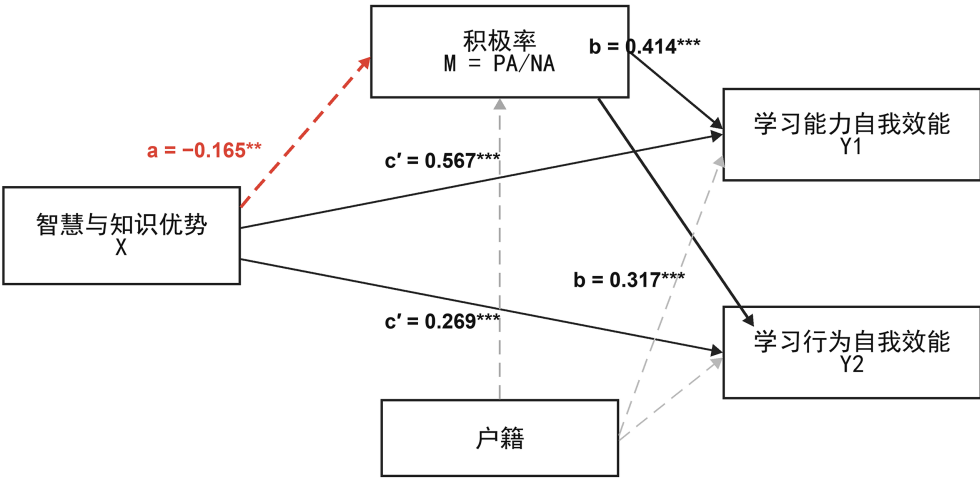


Figure 3. Mediation model after controlling for household registration status
图 3. 控制户籍后的中介模型路径图

3.4. 人口学变量效应与等效性检验

等效性检验显示, 性别对学习行为自我效能的 90% CI 为[-0.117, 0.139], 在 $\delta = 0.10$ 时未达到等效, 在 $\delta = 0.20$ 时达到等效, 可视为实践影响较小。其余三条人口学路径在两种界限下均未完全达到等效,

其中户籍对学习行为自我效能的 90% CI 为[0.114, 0.361]，不能据此视为可忽略效应。完整的 *TOST* 与回归结果见表 5 和表 6，置信区间见图 4。

Table 5. Equivalence Testing (90% CI in Z-space Regressions and TOST; thresholds $\delta = 0.10$ and $\delta = 0.20$)
表 5. 等效性检验(Z 空间回归的 90% CI 与 TOST; 阈值 $\delta = 0.10$ 与 $\delta = 0.20$)

Path	90% CI for <i>B</i>	TOST ($\delta = 0.10$)		TOST ($\delta = 0.20$)	
		<i>t</i> _L	<i>t</i> _U	<i>t</i> _L	<i>t</i> _U
G→Y2	[-0.117, 0.139]	1.423	1.141	2.705**	2.423**
H→Y2	[0.114, 0.361]	4.493***	-1.827	5.827***	-0.493
G→Y1	[0.032, 0.289]	3.346***	-0.782	4.628***	0.500
H→Y1	[0.019, 0.267]	3.240***	-0.573	4.573***	0.760

注：G 表示性别，H 表示户籍，Y1 表示学习能力自我效能，Y2 表示学习行为自我效能。*t*_L 和 *t*_U 分别表示针对下限和上限等效界限的单侧检验统计量；仅当两项检验均显著时，方可判定达到等效。^{*}*p* < 0.05，^{**}*p* < 0.01，^{***}*p* < 0.001。

Table 6. Regressions for Z-standardized outcomes with gender and household registration status
表 6. 纳入性别与户籍的 Z 标准化因变量回归

预测变量	Y1 <i>B</i>	Y1 <i>SE</i>	Y1 <i>Beta</i>	Y1 <i>t</i>	Y2 <i>B</i>	Y2 <i>SE</i>	Y2 <i>Beta</i>	Y2 <i>t</i>
常数项	-0.092	0.048	-	-1.930	-0.083	0.048	-	-1.749
智慧与知识优势	0.427***	0.035	0.427	12.224	0.309***	0.035	0.309	8.890
积极率	0.445***	0.036	0.445	12.363	0.523***	0.036	0.523	14.609
性别	0.161*	0.078	0.072	2.062	0.011	0.078	0.005	0.144
户籍	0.143	0.075	0.068	1.897	0.237**	0.075	0.112	3.164

注：Y1 表示学习能力自我效能，Y2 表示学习行为自我效能。非标准化系数 B 后的星号表示显著性：^{*}*p* < 0.05，^{**}*p* < 0.01，^{***}*p* < 0.001。

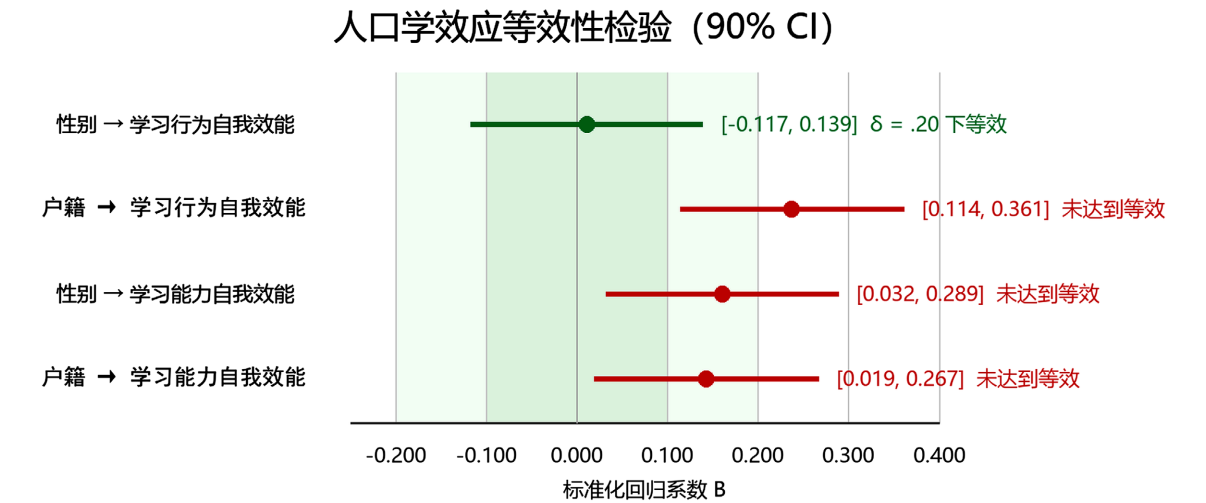


Figure 4. Equivalence-test 90% confidence intervals
图 4. 等效性检验 90%置信区间

3.5. 积极率对两类学业自我效能的标准化斜率比较

在连续变量均经 Z 标准化并同时控制智慧与知识优势、性别和户籍后，多变量 GLM 结果显示，积极率对学习行为自我效能和学习能力自我效能的标准化斜率分别为 $\beta = 0.445$ ($SE = 0.036$) 和 $\beta = 0.523$ ($SE = 0.036$)。两者的斜率差(Y1-Y2)为 $\Delta\beta = -0.078$, $SE = 0.028$, 95% CI $[-0.134, -0.023]$, $F(1, 526) = 7.749$, $p = 0.006$, $partial \eta^2 = 0.015$ 。这表明积极率与学习行为自我效能的标准化关联更强，见图 5；图中误差线表示 95% CI。

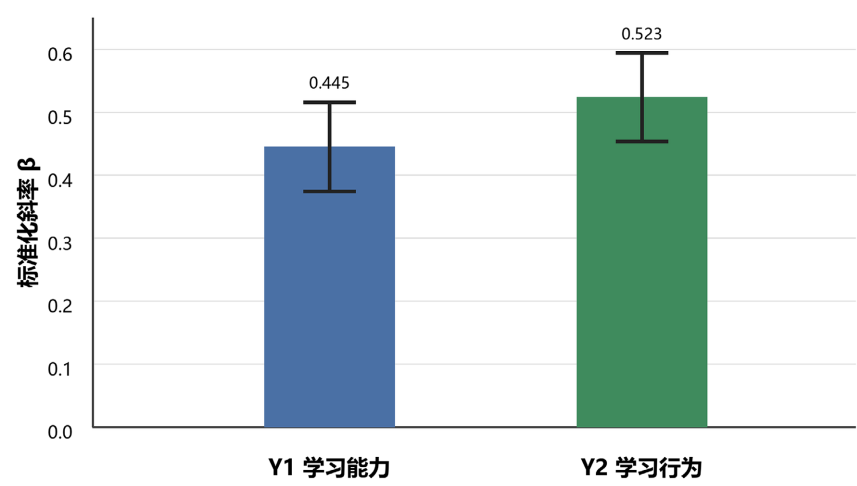


Figure 5. Comparison of standardized positivity-ratio slopes predicting two academic self-efficacy facets
图 5. 积极率预测两类学业自我效能的标准化斜率比较

4. 讨论

本研究考察了在分别控制性别和户籍后，积极率在智慧与知识优势与学业自我效能关系中的作用是否具有稳健性。结果表明：首先，积极率中介了智慧与知识优势与学业自我效能的关系；其次，在分别控制性别和户籍后，原有中介路径仍然显著；最后，性别和户籍对不同维度学业自我效能的作用并不一致，且多数效应尚不能被直接视为实践上可忽略。标准化斜率比较进一步显示，积极率与学习行为自我效能的关联强于其与学习能力自我效能的关联。

4.1. 主要变量关系与两类学业自我效能的差异

与先前研究一致，智慧与知识优势与学习能力自我效能、学习行为自我效能均呈显著正相关，并且创造力、好奇心、判断力、热爱学习和洞察力等积极认知优势与大学生的学业能力信念及学习控制信念密切相关(Li & Luo, 2025)。这些发现进一步支持了品格优势在学业发展中的积极作用，即个体所拥有的认知资源可能通过增强学习兴趣、促进课堂投入以及积累积极学习经验，进一步提升其学业自我效能水平(Wagner & Ruch, 2015; Lavy, 2020)。

同时，积极率对两类学业自我效能均具有显著正向预测作用，但标准化斜率比较显示，其与学习行为自我效能的关联更强。自我效能是个体基于既往经验、情绪状态和任务评价形成的能力信念(Bandura, 1997)，积极情绪则能够拓展认知范围并促进心理资源积累(Fredrickson, 2001)。因此，较高的积极率不仅可能改善学生对自身学习能力的判断，也可能增强其调节和维持学习行为的信心。

学习行为自我效能涉及目标设定、时间管理、任务坚持和自我调节等持续性行为过程。自我调节学习理论强调学习者需要在计划、执行、监控和反馈之间不断调节(Zimmerman, 2002)；控制 - 价值理论也

指出, 学业情绪会影响认知投入、策略选择和坚持行为(Pekrun et al., 2002)。因此, 积极率与学习行为自我效能之间较强的标准化关联, 可能反映了情绪体验与日常学习调节和行为坚持之间更紧密的联系。时间管理和自我调节能力对学习控制感的促进作用也为这一解释提供了支持(Hsu et al., 2026)。

此外, 智慧与知识优势与积极率呈负相关。有研究表明, 不同品格优势与幸福感及情绪体验的联系存在明显差异, 品格优势的日常表现与积极、消极情绪之间的关系也具有一定的情境性和个体内波动(Wagner & Gander, 2025)。一项涵盖 130 项研究的元分析也发现, 不同品格优势与幸福感的关联强度和模式并不相同(Casali & Feraco, 2025)。此外, 智慧与幸福感之间并非简单的线性关系, 基于表现任务测量的智慧与幸福感往往仅呈较弱或不显著的相关, 说明对复杂经验的深入反思并不必然直接转化为更高的愉悦体验(Glück et al., 2022)。在学业情境中, 较强的好奇心、判断力和反思倾向可能使学生更加关注知识缺口、任务难度和未达到的目标, 从而可能在增强学业能力信念的同时伴随一定的情绪负担。

综上, 学习能力自我效能和学习行为自我效能虽均与智慧与知识优势及积极率密切相关, 但不同心理资源与两类效能的联系并不完全一致。学习能力自我效能更侧重对认知能力和学习潜能的评价, 学习行为自我效能则更直接涉及自我调节、时间管理和行为坚持; 本研究发现积极率与后者的标准化关联更强。此外, 智慧与知识优势与积极率呈弱负相关, 说明认知优势与情绪资源并非始终同步变化。因此, 积极心理资源可能通过不同甚至方向不一致的路径关联学业自我效能的不同维度。

4.2. 人口学变量效应与等效性检验的意义

性别和户籍对学业自我效能的作用并不一致。性别差异主要表现于学习能力自我效能, 但该效应在预设等效界限下未达到等效, 因此尚不能将其视为实践上可忽略, 也不能据此推断男女学生存在稳定或普遍的能力差异。户籍效应则更集中地体现在学习行为自我效能上, 这表明城乡背景可能更多影响学生对学习计划执行、时间管理、任务坚持和外部支持获得的信念。这些结果与先前研究一致, 表明学生的学业自我效能存在个体差异, 相关效应应置于城乡教育资源差异、区域发展不均衡以及学生成长环境差异的背景中理解(李春玲, 2003; 李煜, 2006; 陆益龙, 2008; 吴愈晓, 2013; Wu & Treiman, 2004)。此外, 资源保存理论认为, 个体可获得的家庭、学校和社会支持资源会影响其应对压力、维持投入和调动学习行为的能力(Hobfoll, 2001)。因此, 本研究考察户籍变量的意义并非给学生贴上身份标签, 而是提示教育工作者在提供学业支持时应更加关注学生在学习行为执行和资源获得过程中的具体困难。

为补充传统显著性检验的解释边界, 本研究进一步进行了等效性检验。传统检验能够说明某一效应是否偏离零, 但不能直接证明该效应在实践上可以忽略; 等效性检验则要求研究者预先设定可接受的最小有意义效应, 并据此判断观察到的差异是否足够小(Lakens, 2017; Schuirmann, 1987)。等效性检验结果表明, 仅性别对学习行为自我效能的作用在 $\delta = 0.20$ 的界限下达到等效; 其余三条人口学路径均未达到预设等效标准。这些结果表明, 在讨论人口学变量时, 不宜仅依据显著或不显著作二分判断。一方面, 性别差异不应被夸大为普遍的学习能力差异。另一方面, 户籍差异背后可能包含资源可及性、学习支持经验和行为调节机会等结构性因素。因此, 人口学变量更适合作为理解学生处境的线索, 而不是直接划分学生能力或干预需求的依据。

4.3. 实践启示

本研究结果提示, 高校学业支持应同时关注积极心理资源、情绪调节和学生的具体学习处境。智慧与知识优势与学业自我效能之间存在稳定联系, 高校可通过优势识别、反馈和运用训练, 帮助学生将好奇心、判断力、创造力和热爱学习等积极特质转化为具体学习策略。在积极心理学视角下, 既有研究也表明, 优势识别与使用有助于改善积极体验和发展结果(Lavy, 2020; Quinlan et al., 2012; 张阔等, 2010)。

同时,也不能忽略积极率这一连接优势与学业效能的重要情绪机制。鉴于大学生压力常与学业任务、人际关系、发展选择和情绪调节相互交织(李虹,梅锦荣,2002;张林等,2005;Han et al.,2025),学校可结合情绪调节、压力管理、正念练习和认知重评等方式,并为学习行为自我效能较弱的学生提供任务分解、时间管理和执行监督;持续练习与稳定的情境支持是促进积极行为改变的重要条件(Cohn & Fredrickson,2010)。此外,性别和户籍应作为理解学生背景的参考,而不宜直接用于划分学生能力或干预需求。户籍效应需结合城乡教育资源和区域发展差异加以理解(李春玲,2003;李煜,2006;陆益龙,2008;吴愈晓,2013),实践中更应围绕积极率、学习策略、时间管理、情绪调节和社会支持等可改变因素提供有针对性的支持。

4.4. 局限与展望

本研究仍存在若干局限。首先,便利抽样及样本来源地区和渠道较为集中,且女性、农村户籍学生以及教育学、心理学和管理学相关专业学生比例较高。上述性别、户籍和专业结构失衡可能造成选择偏差,使人口学效应估计受到组间样本量差异的影响,并限制结论向其他地区、专业和性别结构群体推广。其次,横断面设计只能揭示变量间的同期关联,无法确定因果方向或排除反向作用。再次,各变量均由同一时间点的自陈问卷测量,可能受到社会赞许、共同评分方式和反应倾向的影响,进而高估或低估变量间关系,存在共同方法偏差。此外,积极率作为PA/NA计算指标,仍可能受到分母波动与分布偏态的影响。

未来研究可从以下方面推进。其一,采用多地区、多中心的分层或配额抽样,平衡性别、户籍与专业构成,并在必要时采用统计加权,以检验模型在不同群体中的可重复性。其二,开展多时间点纵向追踪或交叉滞后分析,考察智慧与知识优势、积极率和学业自我效能的时间顺序及动态变化,为因果解释提供更强证据。其三,采用随机对照实验,对优势识别与运用训练、积极情绪或情绪调节训练进行干预,比较干预前后积极率和两类学业自我效能的变化,从而直接检验相关路径的因果机制。其四,结合成绩、学习投入、作业完成和课堂参与等客观指标,以及教师评价和学习平台数据,降低共同方法偏差并提高测量效度;同时可进一步考察学习策略、时间管理、社会支持和学业压力的调节或中介作用。

5. 结论

本研究进一步验证了积极率中介作用在控制性别和户籍后仍然稳健。性别和户籍对两类学业自我效能的作用并不相同,且不能仅依据显著性作实践判断;标准化比较显示,积极率与学习行为自我效能的关联更强。教育支持应更多关注积极率、优势运用和学习行为调节等可改变因素,并结合学生的资源处境提供支持。

基金项目

国家社会科学基金西部项目“云南边境县城社区心理服务体系建设研究”(项目编号:23XSH014)。负责人为罗鸣春。

参考文献

- 段文杰,白羽,张永红,唐小晴,王志章,李婷婷(2011).优势行动价值问卷(VIA-IS)在中国大学生中的适用性研究. *中国临床心理学杂志*, 19(4), 473-475.
- 郭本禹,姜飞月(2008). *自我效能理论及其应用*. 上海教育出版社.
- 郭明珠,甘怡群(2010).中文正性负性情绪量表-扩展版在 660 名大学生中的信效度检验. *中国心理卫生杂志*, 24(7), 524-528.

- 胡桂英, 许百华(2002). 初中生学习归因、学习自我效能感、学习策略和学业成就关系的研究. *心理科学*, 25(6), 757-758.
- 李春玲(2003). 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940-2001). *中国社会科学*, (3), 86-98.
- 李虹, 梅锦荣(2002). 大学生压力量表的编制. *应用心理学*, (1), 27-32.
- 李煜(2006). 制度变迁与教育不平等的产生机制: 中国城市子女的教育获得(1966-2003). *中国社会科学*, (4), 97-109.
- 陆益龙(2008). 户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动. *中国社会科学*, (1), 149-162, 207-208.
- 邱林, 郑雪, 王雁飞(2008). 积极情感消极情感量表(PANAS)的修订. *应用心理学*, 14(3), 249-254.
- 任俊, 叶浩生(2006). 当代积极心理学运动存在的几个问题. *心理科学进展*, 14(5), 787-794.
- 王凯荣, 辛涛, 李琼(1999). 中学生自我效能感、归因与学习成绩关系的研究. *心理发展与教育*, 15(4), 22-25.
- 吴愈晓(2013). 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978-2008). *中国社会科学*, (3), 4-21.
- 俞国良, 董妍(2005). 学业情绪研究及其对学生发展的意义. *教育研究*, (10), 39-43.
- 张鼎昆, 方俐洛, 凌文铨(1999). 自我效能感的理论及研究现状. *心理科学进展*, 7(1), 39-43.
- 张阔, 张赛, 董颖红(2010). 积极心理资本: 测量及其与心理健康的关系. *心理与行为研究*, 8(1), 58-64.
- 张林, 车文博, 黎兵(2005). 大学生心理压力应对方式特点的研究. *心理科学*, 28(1), 36-41.
- 周文霞, 郭桂萍(2006). 自我效能感: 概念、理论和应用. *中国人民大学学报*, 20(1), 91-97.
- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. Freeman.
- Casali, N., & Feraco, T. (2025). Bridges over Troubled Water: A Meta-Analysis of the Associations of Character Strengths with Well-Being and Common Mental Health Disorders. *European Journal of Personality*, 39, 878-896. <https://doi.org/10.1177/08902070251366765>
- Cohen, J. (2013). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Routledge.
- Cohn, M. A., & Fredrickson, B. L. (2010). In Search of Durable Positive Psychology Interventions: Predictors and Consequences of Long-Term Positive Behavior Change. *The Journal of Positive Psychology*, 5, 355-366. <https://doi.org/10.1080/17439760.2010.508883>
- Diener, E., & Emmons, R. A. (1984). The Independence of Positive and Negative Affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 1105-1117. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.5.1105>
- Fox, J. (2016). *Applied Regression Analysis and Generalized Linear Models* (3rd ed.). SAGE.
- Fredrickson, B. L. (1998). What Good Are Positive Emotions? *Review of General Psychology*, 2, 300-319. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.300>
- Fredrickson, B. L. (2001). The Role of Positive Emotions in Positive Psychology: The Broaden-and-Build Theory of Positive Emotions. *American Psychologist*, 56, 218-226. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.56.3.218>
- Fredrickson, B. L., & Losada, M. F. (2005). Positive Affect and the Complex Dynamics of Human Flourishing. *American Psychologist*, 60, 678-686. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.60.7.678>
- Fritz, M. S., & MacKinnon, D. P. (2007). Required Sample Size to Detect the Mediated Effect. *Psychological Science*, 18, 233-239. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01882.x>
- Glück, J., Weststrate, N. M., & Scherpf, A. (2022). Looking Beyond Linear: A Closer Examination of the Relationship between Wisdom and Wellbeing. *Journal of Happiness Studies*, 23, 3285-3313. <https://doi.org/10.1007/s10902-022-00540-3>
- Han, S. -S., Zhang, Y. -S., Zhu, W., Ye, Y. -P., Li, Y. -X., Meng, S. et al. (2025). Status and Epidemiological Characteristics of Depression and Anxiety among Chinese University Students in 2023. *BMC Public Health*, 25, Article No. 1189. <https://doi.org/10.1186/s12889-025-22443-7>
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*. Guilford Press.
- Hobfoll, S. E. (2001). The Influence of Culture, Community, and the Nested-Self in the Stress Process: Advancing Conservation of Resources Theory. *Applied Psychology*, 50, 337-421. <https://doi.org/10.1111/1464-0597.00062>
- Hsu, P. -C., Chang, I. -H., & Chen, R. -S. (2026). How Time Management Increases Academic Self-Efficacy among College Students: The Chained Mediation of Goal Setting and Perceived Control of Time. *Active Learning in Higher Education*. <https://doi.org/10.1177/14697874261437074>
- Huang, C. (2013). Gender Differences in Academic Self-Efficacy: A Meta-Analysis. *European Journal of Psychology of Education*, 28, 1-35. <https://doi.org/10.1007/s10212-011-0097-y>

- Lakens, D. (2017). Equivalence Tests. *Social Psychological and Personality Science*, 8, 355-362. <https://doi.org/10.1177/1948550617697177>
- Lavy, S. (2020). A Review of Character Strengths Interventions in Twenty-First-Century Schools: Their Importance and How They Can Be Fostered. *Applied Research in Quality of Life*, 15, 573-596. <https://doi.org/10.1007/s11482-018-9700-6>
- Li, S., & Luo, M. (2025). From Wisdom to Efficacy: The Mediating Role of Positivity Ratio in the Relationship between University Students' Knowledge Strengths and Academic Self-Efficacy. *Frontiers in Psychology*, 16, Article ID: 1705454. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1705454>
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., & Williams, J. (2004). Confidence Limits for the Indirect Effect: Distribution of the Product and Resampling Methods. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 99-128. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3901_4
- Park, N., & Peterson, C. (2006). Moral Competence and Character Strengths among Adolescents: The Development and Validation of the Values in Action Inventory of Strengths for Youth. *Journal of Adolescence*, 29, 891-909. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.04.011>
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic Emotions in Students' Self-Regulated Learning and Achievement: A Program of Qualitative and Quantitative Research. *Educational Psychologist*, 37, 91-105. https://doi.org/10.1207/s15326985ep3702_4
- Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). *Character Strengths and Virtues: A Handbook and Classification*. Oxford University Press.
- Posit Software, PBC (2025). *RStudio & Posit Workbench Release Notes: 2024.12.1*. <https://docs.posit.co/ide/news/>
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models. *Behavior Research Methods*, 40, 879-891. <https://doi.org/10.3758/brm.40.3.879>
- Quinlan, D., Swain, N., & Vella-Brodrick, D. A. (2012). Character Strengths Interventions: Building on What We Know for Improved Outcomes. *Journal of Happiness Studies*, 13, 1145-1163. <https://doi.org/10.1007/s10902-011-9311-5>
- R Core Team (2024). *R: A Language and Environment for Statistical Computing* (Version 4.4.2). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rencher, A. C., & Christensen, W. F. (2012). *Methods of Multivariate Analysis*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118391686>
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological Correlates of University Students' Academic Performance: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Psychological Bulletin*, 138, 353-387. <https://doi.org/10.1037/a0026838>
- Schuurmann, D. J. (1987). A Comparison of the Two One-Sided Tests Procedure and the Power Approach for Assessing the Equivalence of Average Bioavailability. *Journal of Pharmacokinetics and Biopharmaceutics*, 15, 657-680. <https://doi.org/10.1007/bf01068419>
- Schunk, D. H., & DiBenedetto, M. K. (2020). Motivation and Social Cognitive Theory. *Contemporary Educational Psychology*, 60, Article 101832. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2019.101832>
- Voyer, D., & Voyer, S. D. (2014). Gender Differences in Scholastic Achievement: A Meta-Analysis. *Psychological Bulletin*, 140, 1174-1204. <https://doi.org/10.1037/a0036620>
- Wagner, L., & Gander, F. (2025). Character Strength Traits, States, and Emotional Well-Being: A Daily Diary Study. *Journal of Personality*, 93, 341-360. <https://doi.org/10.1111/jopy.12933>
- Wagner, L., & Ruch, W. (2015). Good Character at School: Positive Classroom Behavior Mediates the Link between Character Strengths and School Achievement. *Frontiers in Psychology*, 6, Article ID: 610. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00610>
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a Consensual Structure of Mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.219>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Wu, X., & Treiman, D. J. (2004). The Household Registration System and Social Stratification in China: 1955-1996. *Demography*, 41, 363-384. <https://doi.org/10.1353/dem.2004.0010>
- Zhao, X., Lynch Jr., J. G., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. *Journal of Consumer Research*, 37, 197-206. <https://doi.org/10.1086/651257>
- Zimmerman, B. J. (2000). Self-Efficacy: An Essential Motive to Learn. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 82-91. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1016>
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a Self-Regulated Learner: An Overview. *Theory Into Practice*, 41, 64-70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2