

自尊类型对个体心理健康和心理求助态度的影响

邹彩玲¹ 江光荣^{2,3,4}

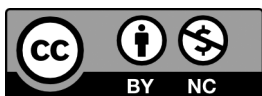
1. 长沙师范学院学生工作部心理健康教育与咨询中心，长沙；
2. 华中师范大学心理学院，武汉；
3. 湖北省人的发展与心理健康重点实验室，武汉；
4. 青少年网络心理与行为教育部重点实验室，武汉

摘要 | 目前国内呈现出心理问题流行率高而心理求助率低的现状，关注个体的心理健康及心理求助具有重要的现实意义。为考查自尊类型对个体心理健康状况及心理求助态度的影响，采用自尊量表、自尊权变性量表、抑郁与焦虑量表和心理求助态度量表，对 551 名大学生进行测量，结果表明：（1）大学生的整体自尊水平偏高，自尊权变性偏高；（2）在抑郁和焦虑症状上，低自尊个体 > 脆弱型高自尊个体 > 安全型高自尊个体；（3）在心理求助态度上，低自尊较脆弱型和安全感高自尊更消极，脆弱型高自尊和安全感高自尊在心理求助态度上无显著差异。研究启示要注重安全感高自尊的培养。

关键词 | 自尊；抑郁；焦虑；心理求助态度

Copyright © 2025 by author (s) and SciScan Publishing Limited

This article is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>



1 研究背景

1.1 现实背景：心理健康问题与求助行为的矛盾性困境

当代社会中，心理健康已成为公共卫生领域的核心议题之一。这一现状在青少年与大学生群体中尤为突出，《中国国民心理健康发展报告（2023 ~ 2024）》显示，我国 18 ~ 24 岁青年群体抑郁水平达到峰值，6.5% 的成年人存在 3 个及以上持续抑郁症状，且女性抑郁与焦虑水平普遍高于男性，城市人群

基金项目：长沙师范学院2024年校级学生工作项目研究成果（项目编号：XJXG202412）。

通讯作者：邹彩玲（1997-），女，湖南长沙人，长沙师范学院学生工作部心理健康教育与咨询中心专职教师，硕士研究生，研究方向：心理健康、心理危机、心理咨询过程与效果。

文章引用：邹彩玲, 江光荣. (2025). 自尊类型对个体心理健康和心理求助态度的影响. *心理咨询理论与实践*, 7(10), 738-748.

<https://doi.org/10.35534/tppc.0710081>

因快节奏生活与高竞争环境面临更高心理风险（中国心理学会，2025）。

与心理问题发生率形成鲜明对比的是，我国国民心理求助行为普遍不足。2024 年的调查显示，即使在心理健康观念相对开放的年轻群体中，仍有超过半数人因担忧他人评价而拒绝求助，这种态度差异在不同自尊特征的个体中表现得更为明显（Al-Mahrooqi & Al-Bahrani, 2024）。

1.2 理论基础：自尊的异质性及其心理功能研究

自尊作为个体对自身价值的核心评价，长期被视为心理健康的保护性因素。但现代研究证实，自尊具有显著异质性，仅以“高低”维度划分无法全面解释其心理效应——高自尊并非均为积极属性，而是可细分为安全型与脆弱型两大类（Kernis & Goldman, 2023）。安全型高自尊个体拥有稳定且内化的自我价值感，不依赖外部评价，在面对挫折时能保持情绪稳定并理性应对；而脆弱型高自尊进一步包含不稳定型、不一致型与依赖型三种亚型，此类个体表面积极的自我评价易受外界影响，遭遇威胁时易产生防御性行为甚至攻击性反应。

自尊的稳定性维度对心理健康的预测价值已得到纵向研究证实。一项针对 136 名员工的 1 年期追踪研究发现，在控制初始心理状态后，自尊稳定性对心理困扰的预测力显著优于自尊水平本身，这提示自尊的“质量”比“程度”更能解释长期心理适应状况（Li & Wang, 2024）。稳定高自尊的大学生在压力事件中表现出更强的心理韧性，而不稳定高自尊者更易出现焦虑、抑郁等症状（Kernis & Goldman, 2023），低自尊且情绪不稳定的群体甚至存在更高的成瘾行为风险（李然，张悦，2024）。

在心理求助领域，自尊的作用机制呈现复杂性。多项实证研究表明，自尊与专业心理求助态度呈显著正相关，高自尊个体更愿意主动寻求帮助以维护心理状态。但这种关联并非简单线性——有研究者支持高自尊个体的心理求助态度更积极、心理求助行为更多，有研究者则支持高自尊个体的心理求助态度更消极、求助行为更少。更值得关注的是，自尊对求助态度的影响存在人口学调节效应，如女性通常具有更积极的求助态度，但这种优势会在高自尊水平下逆转。

1.3 研究意义

现有研究已揭示自尊、心理健康与心理求助态度的两两关联，但仍存在三个关键缺口：其一，多数研究聚焦于自尊水平的作用，对自尊类型（尤其是脆弱型高自尊各亚型）与心理健康的特异性关联探讨不足，缺乏对“何种自尊类型更易引发心理问题”的精准分析；其二，自尊类型影响心理求助态度的机制尚未明确——现有研究证实了自尊的中介作用，但未区分不同自尊类型在求助决策中的差异，如安全型高自尊者是否因自我接纳而更愿求助，或脆弱型高自尊者是否因防御心理而回避求助；其三，国内研究多针对单一群体，缺乏对自尊类型效应的跨情境验证，难以形成普适性结论。

本研究的理论意义在于，通过系统考察自尊类型与心理健康、求助态度的关系，可完善自尊异质性理论的应用边界，明确不同自尊亚型的心理功能差异。实践价值体现在，可为高校与社区心理健康服务提供精准干预靶点，根据不同自尊类型调整策略。因此，本研究将以在校大学生为研究对象，在高自尊异质性框架下探讨两个问题：一是不同自尊类型个体的心理健康水平的差异；二是不同自尊类型个体在心理求助态度上的差异，以期为高自尊异质性假说应用于心理求助态度领域提供依据。

2 研究方法

2.1 研究对象

本研究采用方便取样的方式,选取某中部地区高校学生进行问卷调查,共有 12 个课堂的学生参与调查。问卷利用问卷星发放,被调查者之前均未参与类似调查,且均为自愿参与。本次调查共收到问卷 633 份,问卷总题量为 80 题,为减少不是认真作答的数据对研究结果的影响,根据反应时剔除 240 秒以下及 1000 秒以上的无效问卷,剩余 551 份有效问卷,有效回收率为 87.05%,具体情况如表 1 所示。

表 1 研究对象分布情况

Table 1 Distribution of research subjects

| 变量 | 具体情况 | | |
|--------|-------------|-------------|-------------|
| 性别 | 男性 (20.3%) | 女性 (79.7%) | |
| 年级 | 大一 (19%) | 大二 (67%) | 大三及以上 (14%) |
| 来源地 | 城市 (67.7%) | 农村 (32.3%) | |
| 家庭经济状况 | 较好 (8.9%) | 一般 (82%) | 困难 (9.1%) |
| 心理咨询经历 | 有经历 (14.5%) | 无经历 (85.5%) | |

2.2 测量工具

2.2.1 自尊量表

外显自尊水平的测量采用一般《自尊量表》(Rosemberg, 1965),该量表有 10 个条目,采用 4 点计分的方式(1=“非常不符合”,4=“非常符合”)。其中条目 3、5、9、10 为反向计分题,得分越高说明个体的自尊水平越高。在本研究中外显自尊水平的内部一致性信度 $\alpha = 0.863$ 。

2.2.2 权变性自尊量表

采用杨晓慧和张林修订的 Paradise 和 Kernis (1999) 的《权变性自尊量表》,量表有 15 个条目,采用 5 点计分的方式(1=“非常不符合”,5=“非常符合”),得分越高说明个体的自尊权变性水平越高,即个体更易受各种标准来衡量自己的价值。本研究中自尊权变性的内部一致性信度 $\alpha = 0.813$ 。

2.2.3 简版寻求专业性心理帮助的态度问卷

采用《简版寻求专业性心理帮助的态度问卷》(Attitudes Toward Seeking Professional Psychological Help: A Short Form, ATSPPH-SF) (Chang, 2007; 孔雪燕, 郝志红, 2018),该问卷是 Fischer 和 Turner (1970) 寻求专业性心理求助问卷 29 题的简版,由 10 个条目构成,对每个条目进行 4 点评分(1=“非常不同意”,4=“非常同意”)。得分越高表示对心理求助态度越积极。本研究中心理求助态度的内部一致性信度 $\alpha = 0.674$ 。

2.2.4 心理健康状况

采用心理健康状况中比较典型的心理症状焦虑和抑郁作为测量指标,焦虑采用《焦虑自评量表》,

抑郁采用《抑郁自评量表》。

(1) 《抑郁自评量表》(Self-Rating Depression Scale, SDS) 是 Zung 和 William 于 1965 年编制, 为自评量表, 用于评估个体抑郁状态程度, 本研究引自汪向东 (2005) 修订的中文版问卷。由 20 个陈述句组成, 每个条目均是 4 级评分 (1=“从无”, 2=“有时”, 3=“经常”, 4=“总是如此”), 其中, 条目 2、5、6、11、12、14、16、17、18、20 为反向计分题, 20 个条目的总和即为抑郁总分, 得分越高表示抑郁程度越严重。本研究中量表的内部一致性信度 $\alpha=0.857$ 。

(2) 《焦虑自评量表》(Self-Rating Anxiety Scale, SAS) 是 Zung 于 1971 年编制, 评估个体焦虑状态程度, 本研究引自汪向东 (2005) 的中文版问卷, 4 级评分 (1=“没有或很少有时间有”, 2=“小部分时间有”, 3=“相当多时间有”, 4=“绝大部分时间或全部时间有”)。其中, 条目 5、9、13、17、19 为反向计分题, 20 个条目的总和即为被试焦虑总分, 得分越高, 表示焦虑程度越严重。本研究中量表的内部一致性信度 $\alpha=0.845$ 。

2.3 研究程序

采用方便取样法, 通过“问卷入课堂”的伦理审查等要求后, 研究者作为主试提前联系任课教师, 到课堂上进行施测, 邀请被试扫描屏幕上的二维码参与大学生一般自我价值、心理健康与心理求助态度关系研究问卷调查, 被试完成问卷后将获得相应报酬。

2.4 数据分析

剔除无效数据后, 采用 SPSS 26.0 软件对自尊、自尊权变性、抑郁水平、焦虑水平、心理求助态度进行描述性统计分析, 采用方差分析比较不同自尊类型在抑郁水平、焦虑水平和心理求助态度上的差异, 并通过分层多元回归分析, 探究自尊和自尊权变性和抑郁水平、焦虑水平和心理求助态度的预测作用。与此同时, 利用 Graphpad Prism 5.0 软件及 Excel 进行作图。

3 研究结果

3.1 共同方法偏差检验

采用自陈量表进行自我报告收集数据可能导致共同方法偏差, 本研究采用 Harman 单因素检验的方法 (周浩, 龙立荣, 2004) 进行检验。结果显示, 特征值大于 1 的因子共 19 个, 最大特征值为 14.112, 对应的解释百分比为 18.816%, 未达到总解释量 (60.005%) 的一半, 因而不存在解释力过大的单一因子, 初步判断表明本研究不存在严重的共同方法偏差问题, 可以进行后续分析。

3.2 描述性统计及相关分析

采用皮尔逊积差相关法考察自尊、自尊权变性、心理求助态度、抑郁水平与焦虑水平之间的关系。结果显示, 自尊与自尊权变性、抑郁、焦虑水平呈显著负相关, 与心理求助态度呈显著正相关; 自尊权变性与抑郁、焦虑水平呈显著正相关, 与心理求助态度无显著相关; 心理求助态度、抑郁、焦虑三者两

两之间均呈显著相关, 抑郁和焦虑水平越高, 个体的心理求助态度越消极, 具体如表 2 所示。

表 2 自尊、自尊权变性、心理求助态度、抑郁、焦虑的相关系数

Table 2 Correlation coefficients of self-esteem, contingent self-esteem, attitudes toward psychological help-seeking, depression, and anxiety

| | $M \pm SD$ | 自尊 | 自尊权变性 | 心理求助态度 | 抑郁 | 焦虑 |
|--------|-----------------|----------|---------|----------|---------|----|
| 自尊 | 2.81 ± 0.44 | 1 | | | | |
| 自尊权变性 | 3.29 ± 0.47 | -0.358** | 1 | | | |
| 心理求助态度 | 3.39 ± 0.49 | 0.206** | -0.083 | 1 | | |
| 抑郁 | 1.91 ± 0.42 | -0.595** | 0.407** | -0.257** | 1 | |
| 焦虑 | 1.68 ± 0.39 | -0.479** | 0.334** | -0.193** | 0.774** | 1 |

注: $N=551$, * 表明 $p<0.05$, ** 表明 $p<0.01$, *** 表明 $p<0.001$, 平均数和标准差均在总平均分和标准差的基础上除以各量表题目总数, 下同。

3.3 不同自尊类型个体在心理健康水平和心理求助态度上的差异分析

以整体自尊水平的总分为依据, 取得分后 27% 的个体作为低自尊个体, 取得分前 27% 的个体为高自尊个体, 低自尊个体的自尊得分 ($M=2.20$, $SD=0.24$) 显著低于高自尊 ($M=3.33$, $SD=0.27$), $t(296)=35.477$, $p<0.001$ 。再以自尊权变性的总分为依据, 取高自尊个体中在自尊权变性得分上前 27% 的个体, 得到脆弱型高自尊个体 40 人, 取后 27% 的高自尊个体, 得到安全型高自尊 40 人。脆弱型高自尊组的整体自尊水平得分 ($M=3.30$, $SD=0.25$) 与安全型高自尊 ($M=3.37$, $SD=0.29$) 无显著差异, $t(78)=1.18$, $p=0.242$, 其自尊权变性的得分 ($M=3.63$, $SD=0.14$) 显著高于安全型高自尊组 ($M=2.43$, $SD=0.33$), $t(78)=-21.286$, $p<0.001$, 因而自尊权变性指标能有效区分脆弱型高自尊与安全型高自尊。因此以自尊水平和自尊权变性为划分指标, 得到三种不同自尊类型, 即低自尊、脆弱型高自尊个体、安全型高自尊个体, 样本量分别为 149 人、40 人、40 人。将自尊类型作为组间变量, 分组分析不同自尊类型对抑郁、焦虑、心理求助态度的影响。方差分析结果如表 3 所示。

表 3 不同自尊类型个体抑郁、焦虑、心理求助态度的差异分析

Table 3 Analysis of differences in depression, anxiety, and attitudes toward psychological help-seeking among individuals with different types of self-esteem

| | 安全型高自尊 ($N=40$) | 脆弱型高自尊 ($N=40$) | 低自尊 ($N=149$) | F | p | η^2 |
|--------|-------------------|-------------------|-----------------|--------|-------|----------|
| 心理求助态度 | 3.49 ± 0.68 | 3.48 ± 0.50 | 3.29 ± 0.47 | 3.815 | 0.023 | 2% |
| 抑郁 | 1.55 ± 0.33 | 1.80 ± 0.41 | 2.24 ± 0.39 | 62.400 | 0.001 | 1% |
| 焦虑 | 1.37 ± 0.26 | 1.59 ± 0.40 | 1.92 ± 0.42 | 35.056 | 0.001 | 1% |

如图 1 所示, 在抑郁上, 安全型高自尊个体显著低于脆弱型高自尊个体, $t=3.0$, $p=0.003$, $Cohen'd=0.67$, 脆弱型高自尊个体也显著低于自尊个体, $t=6.5$, $p<0.001$, $Cohen'd=1.10$ 。在焦虑上, 安全型高自尊个

体显著低于脆弱型高自尊个体, $t=2.5$, $p<0.05$, $Cohen'd=0.65$, 脆弱型高自尊个体也显著低于低自尊个体, $t=4.7$, $p<0.001$, $Cohen'd=0.80$ 。在心理求助态度上, 安全型高自尊个体显著高于低自尊个体, $t(187)=2.213$, $p=0.028$, $Cohen'd=0.34$, 脆弱型高自尊个体显著高于低自尊个体, $t(187)=2.238$, $p=0.026$, $Cohen'd=0.39$, 但与安全型高自尊个体无显著差异, $t(78)=0.113$, $p>0.05$, $Cohen'd=0.02$ 。

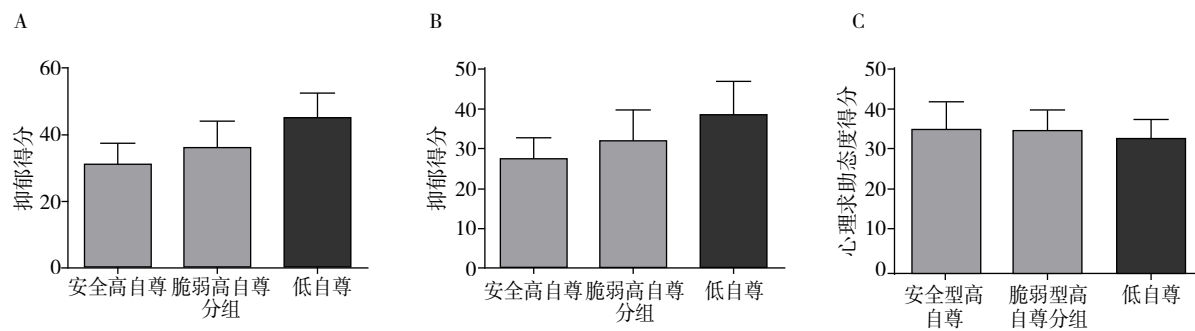


图 1 不同自尊类型在抑郁、焦虑、心理求助态度上的事后比较

Figure 1 Post hoc comparisons of depression, anxiety, and attitudes toward psychological help-seeking among different types of self-esteem

3.4 多元回归分析

为了进一步考察自尊和自尊权变性对心理健康状况和心理求助态度的预测作用, 本研究使用多元回归分析方法来检验相关影响。

3.4.1 自尊与自尊权变性对心理健康状况的回归分析

采用分层多元线性回归分析, 分别以抑郁和焦虑为因变量, 自尊为自变量, 自尊权变性为调节变量, 并根据前述差异检验结果, 在以抑郁为因变量的模型中, 加入性别和家庭经济状况作为控制变量, 构建回归方程。如表 4 所示, 当以抑郁为因变量时, 自尊与自尊权变性的回归系数均显著, 即自尊对抑郁有负向预测作用, 而自尊权变性对抑郁有正向预测作用, 且自尊与自尊权变性的交互项的预测作用显著, 说明自尊权变性在自尊与抑郁的关系中具有调节作用。

表 4 自尊、自尊权变性与心理健康状况关系的回归分析

Table 4 Regression analysis of the relationship between self-esteem, contingent self-esteem, and mental health status

| 因变量 | 步骤 | 自变量 | R^2 | ΔR^2 | F | β | t |
|-----|-----|-------------|-------|--------------|-----------|---------|------------|
| 抑郁 | 第一步 | 性别 | 3.4% | 3.4% | 9.580*** | 0.061 | 1.846 |
| | | 家庭经济状况 | | | | 0.02 | 0.59 |
| | 第二步 | 自尊 | 40.1% | 36.7% | 167.25*** | -0.506 | -14.039*** |
| | | 自尊权变性 | | | | 0.224 | 6.294*** |
| | 第三步 | 自尊与自尊权变性交互项 | 40.9% | 0.8% | 7.245** | -0.089 | -2.692** |
| 焦虑 | 第一步 | 自尊 | 26.0% | 26.0% | 96.301*** | -0.412 | -10.476*** |
| | 第二步 | 自尊权变性 | 27.7% | 1.7% | 13.198*** | 0.187 | 4.743*** |
| | | 自尊与自尊权变性交互项 | | | | -0.133 | -3.633*** |

为进一步了解自尊权变性的调节作用模式,按照正负一个标准差对自尊权变性进行高低分组,对交互项进行简单斜率检验分析,结果如图 2 所示。可知,当自尊权变性较高时,自尊显著负向预测抑郁(β 简单斜率 $=-0.931$, $p<0.001$),当自尊权变性较低时,自尊亦显著负向预测抑郁(β 简单斜率 $=-0.973$, $p<0.001$)。

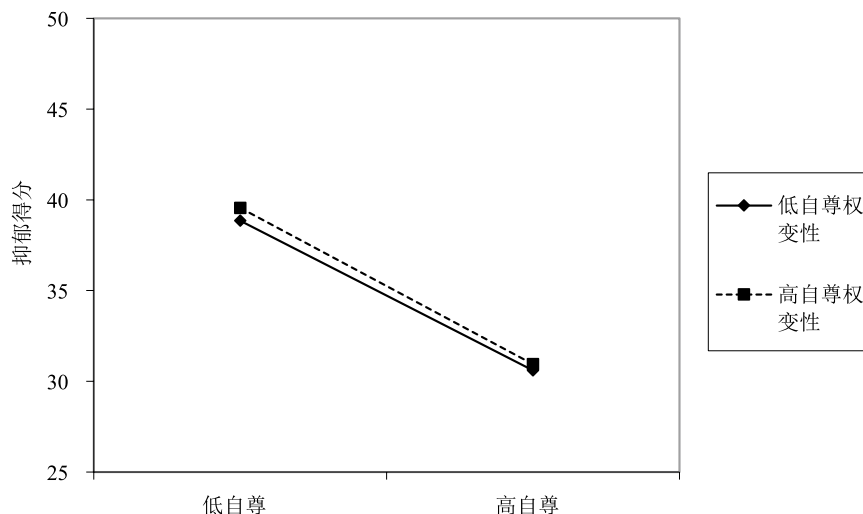


图 2 自尊与自尊权变性对抑郁回归的交互效应图

Figure 2 Interaction effect plot of self-esteem and contingent self-esteem on depression regression

由表 4 可知,当以焦虑为因变量时,自尊与自尊权变性的回归系数均显著,即自尊对焦虑有负向预测作用,而自尊权变性对焦虑有正向预测作用,且自尊与自尊权变性的交互项的预测作用显著,说明自尊权变性在自尊与焦虑的关系中具有调节作用,为进一步了解自尊权变性的调节作用模式,按照正负一个标准差对自尊权变性进行高低分组,对交互项进行简单斜率检验分析,结果如图 3 所示。可知,当自尊权变性较高时,自尊显著负向预测焦虑(β 简单斜率 $=-0.746$, $p<0.001$),当自尊权变性较低时,自尊亦显著负向预测焦虑(β 简单斜率 $=-0.689$, $p<0.001$)。

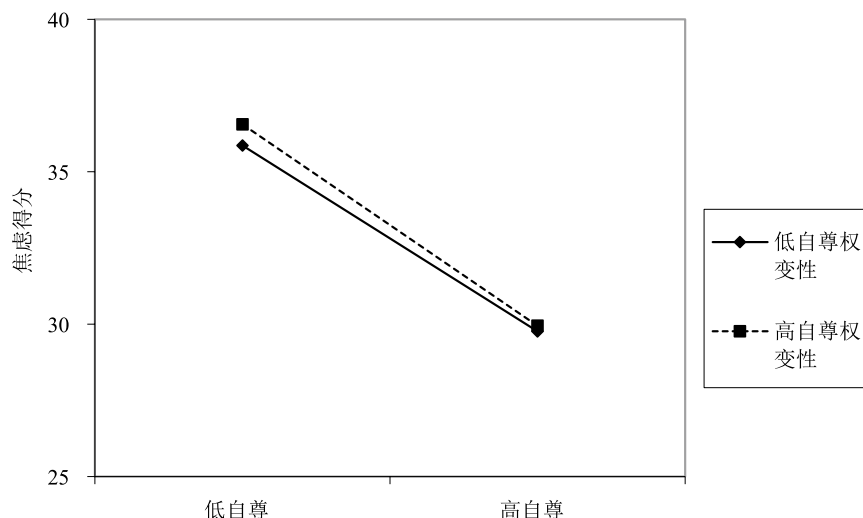


图 3 自尊与自尊权变性对焦虑回归的交互效应图

Figure 3 Interaction effect plot of self-esteem and contingent self-esteem on anxiety

3.4.2 自尊与自尊权变性对心理求助态度的回归分析

采用分层多元线性回归方法，以心理求助态度为因变量，自尊为自变量，自尊脆弱性指标（自尊权变性）作为调节变量，纳入来源地、家庭经济状况、心理咨询经历为控制变量，构建回归方程，结果如表 5 所示。当以心理求助态度为因变量时，自尊的回归系数显著，即自尊对心理求助态度有正向预测作用，即自尊越高，个体的心理求助态度越积极，但自尊权变性对心理求助态度无显著预测作用，且自尊与自尊权变性的交互作用亦无显著交互作用，即自尊权变性在预测心理求助态度上无显著的预测作用。

表 5 自尊、自尊权变性与心理求助态度关系的回归分析

Table 5 Regression analysis of the relationship between self-esteem, contingent self-esteem, and attitudes toward psychological help-seeking

| 因变量 | 步骤 | 自变量 | R^2 | ΔR^2 | F | β | t |
|------------|-----|-------------|-------|--------------|-----------|---------|----------|
| 心理求助 态度 | 第一步 | 来源地 | | | | -0.06 | -1.413 |
| | | 家庭经济状况 | 2.9% | 2.9% | 5.360*** | -0.053 | -1.214 |
| | | 心理咨询经历 | | | | -0.135 | -3.186** |
| | 第二步 | 自尊 | 7.1% | 4.2% | 12.425*** | 0.206 | 4.524*** |
| | | 自尊权变性 | | | | -0.016 | -0.364 |
| | 第三步 | 自尊与自尊权变性交互项 | 7.1% | 0.0% | 0.085 | -0.012 | -0.291 |

注：心理咨询经历赋权说明，0 代表有心理咨询经历，1 代表无心理咨询经历。

4 研究讨论与结论

4.1 自尊类型对心理健康状况的影响

采用方差分析和分层多元回归分析，结果表明，低自尊个体的抑郁和焦虑水平均显著高于高自尊个体。针对高自尊群体，脆弱型高自尊群体的抑郁和焦虑水平均显著高于安全型高自尊群体，该研究结果说明高自尊异质性假说框架能很好地在心理健康领域得到应用，也提示脆弱型高自尊个体的心理健康状况值得重点关注。

由研究结果可知，对于抑郁、焦虑个体而言，自尊是保护性因子，而作为自尊脆弱性指标（自尊权变性）则是风险性因子。该研究结果与以往的一些实证研究结果一致：一项以 371 名大学生为研究对象，对于高自尊个体，其权变性自尊越高，其自杀行为和抑郁均越高，即脆弱型高自尊个体的自杀行为和抑郁水平高于安全型高自尊个体，且低自尊高权变的自杀行为和抑郁水平最高，而高自尊低权变个体最低（Lakey et al., 2013）。黄希庭和郑涌也提出，自尊是大学生心理成长中最突出和重要的年龄特征之一，是青年心理健康的保护因子（黄希庭，郑涌，1999）。且自尊作为自我系统核心成分之一，对个体的认知、情感、动机及行为均有重要的影响（Baumeister, 2010）。自尊权变性是焦虑和抑郁的风险性因子，高自尊权变性个体会更倾向于用外在的事件来衡量自己，但外在事件常常是非自主的、外控的，难以满足个体的自我决定需要，这容易给个体带来压力感和紧张感（Crocker & Park, 2004）。本研究从自尊和

自尊脆弱性标志（自尊权变性）的角度，在心理健康领域验证了高自尊异质性假说。

4.2 自尊类型对心理求助态度的影响

在本研究中，低自尊个体的心理求助态度显著低于两种类型的高自尊个体；回归分析中，自尊能显著正向预测个体的心理求助态度。该结论在心理求助领域中验证了脆弱型假说：即低自尊个体相比于高自尊个体在求助上更为消极，求助会引发低自尊个体更多的不安全感，他们对心理求助会有较多负面认知。

此外，无论是方差分析还是分层多元回归分析的结果，均显示脆弱型高自尊个体与安全型高自尊个体在心理求助态度上无显著差异，结果与预期不符，即在心理求助领域内，未能支持高自尊异质性假说。研究者分析可能有以下原因，首先，本研究心理求助态度量表的内部一致性信度在本研究中偏低，说明使用该工具得出的研究结果还需谨慎对待；其次，自陈量表难以得到脆弱型高自尊个体的真实反应。脆弱型高自尊个体往往想在外界面前维持良好的形象，个体为彰显自己对心理求助有个正确的态度，可能在填写心理求助态度问卷时表现出防御倾向，“表现”出积极的心理求助态度，且已有研究证实，脆弱型高自尊个体在社会期望得分上确实会高于安全型高自尊个体（程钢，2016）。有研究者对专业心理求助的双重态度进行研究，发现受社会期许性影响，内隐态度往往更能反映被试的真实态度（李雅，2015）。

4.3 本研究的价值与不足

在理论层面，本研究拓展了高自尊异质性假说的应用范围；在现实层面，研究结果旨在引起各界对安全型高自尊培养的重视，以及对脆弱型高自尊心理功能的关注。本研究结果表明，并非所有高自尊类型均拥有良好心理功能，安全型高自尊个体的心理健康状况优于脆弱型高自尊。因此，本研究的价值和启示在于，实践应用中在注重自尊提升的同时，要注重培养真正安全型的高自尊。从理论上来说，有两种途径可促进安全型高自尊的培养：一是满足个体的自主性、胜任感和归属感三种需要；二是为个体提供无条件积极关注的环境氛围，促进其自我整合与发展，这与罗杰斯的咨询理念相符，均强调无条件积极关注的重要性。

本研究虽然从理论与实证的角度出发，尝试将高自尊异质性假说应用于心理求助领域，提升了研究内部效度，但仍存在一些局限性：首先，样本的局限性，本研究样本均取自同一所高校，且在课堂上进行方便取样，样本量有限，其外部效度不足；其次，高自尊异质性假说在应用上有其局限性，本研究仅从自尊权变性的角度区分不同的高自尊类型，未来研究中还可考虑内隐自尊角度；再次，脆弱型高自尊个体的划分是在群体水平上划分，常以中位数或27%百分比为标准，无法在个体水平上量化；最后，对心理求助领域影响因素的考察，可考虑更多近端且更为直接的影响因素，且本研究本质上仍是横断面研究，得出的结论为相关关系，而无法揭示变量间的因果关系。

5 研究结论

（1）大学生的整体自尊水平偏高，自尊权变性偏高。

- (2) 自尊是心理健康状况和心理求助态度的保护性因子, 自尊权变性是心理健康状况的风险性因子。
- (3) 在抑郁和焦虑症状上, 严重程度排序为: 低自尊大于脆弱型高自尊, 脆弱型高自尊大于安全型高自尊。
- (4) 低自尊较脆弱型和安全型高自尊在心理求助态度上更消极。
- (5) 脆弱型高自尊和安全型高自尊在心理求助态度上无显著差异。

参考文献

- [1] 中国心理学会. (2025). *中国国民心理健康发展报告 (2023 ~ 2024)*. 北京: 心理出版社.
- [2] Al-Mahrooqi, R., & Al-Bahrani, A. (2024). The moderating role of self-esteem in the relationship between demographics and attitudes toward seeking professional psychological help among Omani adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 75(3), 412–419.
- [3] Kernis, M. H., & Goldman, B. M. (2023). Secure versus fragile high self-esteem: A narrative review of 20 years of research. *Personality and Social Psychology Review*, 27(2), 189–212.
- [4] Li, J., & Wang, Y. (2024). Self-esteem stability and psychological distress: A 1-year longitudinal study in Chinese employees. *Frontiers in Psychology*, 15, 1120456.
- [5] 李然, 张悦. (2024). 大学生自尊稳定性、负性情绪与成瘾倾向的关系研究. *中国临床心理学杂志*, 32(4), 892–896.
- [6] Lakey, C. E., Hirsch, J. K., Nelson, L. A., & Nsamenang, S. A. (2013). Effects of contingent self-esteem on depressive symptoms and suicidal behavior. *Death Study*, 38(9).
- [7] 黄希庭, 郑涌. (1999). *当代中国大学生心理特点与教育*. 上海: 上海教育出版社.
- [8] Baumeister, R. F. (2010). The self. In R. F. Baumeister & E. J. Finkel (Eds.), *Advanced social psychology: The state of science* (pp. 139–175). New York: Oxford University Press.
- [9] Crocker, J., & Park, L. E. (2004). The costly pursuit of self-esteem. *Psychological Bulletin*, 130(3), 392–414.
- [10] 程钢. (2016). *自我污名影响专业求助态度: 自尊复杂性的研究* (硕士学位论文). 山西大学, 太原.
- [11] 李雅. (2015). *专业性心理求助双重态度的关系研究* (硕士学位论文). 郑州大学.

The Impact of Self-Esteem Types on Psychological Mental Health Status and Attitude Towards Psychological Help-Seeking

Zou Cailing¹ Jiang Guangrong^{2,3,4}

1. Changsha Normal University, Student Affairs Department, Mental Health Education and Counseling Center, Changsha;

2. School of Psychology, Central China Normal University, Wuhan;

3. Key Laboratory of Human Development and Mental Health of Hubei Province, Wuhan;

4. Key Laboratory of Adolescent Cyberpsychology and Behavior (Ministry of Education), Wuhan

Abstract: At present, China witnesses a high prevalence of psychological problems coupled with a low rate of psychological help-seeking is low. Paying attention to individuals' mental health and psychological help-seeking of great practical significance. To explore the impact of self-esteem types on individuals' mental health status and attitudes toward psychological help-seeking, 551 college students were surveyed using Self-Esteem Scales, Self-Esteem Contingency Scales, depression and anxiety scales, and attitude towards psychological help-seeking scales. The results showed that: (1) College students had a relatively high overall self-esteem level of college students was high, and self-esteem contingency was high; (2) In terms of symptoms of depression and anxiety symptoms, the severity followed the order: individuals with low self-esteem>fragile high self-esteem>secure high self-esteem; (3) Regarding attitudes toward psychological help-seeking, low self-esteem is more negative than fragile and secure high self-esteem. There is no significant difference in attitude towards psychological help-seeking between fragile high self-esteem and secure high self-esteem. This study suggests that emphasis should be placed on the cultivation of secure high self-esteem.

Key words: Self-esteem; Depression; Anxiety; Psychological seeking attitude