

# 校园冲突视角下青少年生活状态的统计建模分析

林博雅<sup>1</sup>, 杨传影<sup>1\*</sup>, 阚雨彤<sup>1</sup>, 邢梦影<sup>1</sup>, 马二康<sup>1</sup>, 张智铭<sup>2</sup>, 李宇奇<sup>2</sup>

<sup>1</sup>蚌埠学院数理学院, 安徽 蚌埠

<sup>2</sup>蚌埠学院计算机与信息工程学院, 安徽 蚌埠

收稿日期: 2026年2月4日; 录用日期: 2026年2月26日; 发布日期: 2026年3月5日

## 摘要

为探索校园冲突的预防路径, 本研究以青少年“生活状态”为切入点, 聚焦个体稳定的认知决策特质(风险偏好、认知需要、决策风格), 选取其积极维度“生活正向状态”为例, 检验上述特质对“生活正向状态”的预测作用。研究基于问卷调查数据, 采用量化分析方法, 通过数据预处理、差异性检验、Logistic回归与随机森林模型进行实证分析。结果显示: (1) 风险偏好存在显著的性别差异, 认知需要则呈现特定的年龄段差异; (2) 在预测模型中, Logistic回归结果得到风险偏好是预测个体生活正向状态的稳健预测因子(OR = 2.426), 即风险偏好每增加一个单位, 个体处于生活正向状态的发生比将提升至原来的2.426倍; 随机森林模型结果则是认知需要的重要性占比49.80%, 决策风格占比16.20%也显示出一定的预测价值, 为校园心理工作提供了可测量、可干预的实证依据, 致力于化解冲突风险。

## 关键词

校园冲突, 生活正向状态, 认知决策特质, 统计建模, Logistic回归

# Statistical Modeling Analysis of Adolescent Life Status from the Perspective of Campus Conflict

Boya Lin<sup>1</sup>, Chuanying Yang<sup>1\*</sup>, Yutong Kan<sup>1</sup>, Mengying Xing<sup>1</sup>, Erkang Ma<sup>1</sup>, Zhiming Zhang<sup>2</sup>, Yuqi Li<sup>2</sup>

<sup>1</sup>School of Mathematics and Physics, Bengbu University, Bengbu Anhui

<sup>2</sup>School of Computer and Information Engineering, Bengbu University, Bengbu Anhui

Received: February 4, 2026; accepted: February 26, 2026; published: March 5, 2026

\*通讯作者。

文章引用: 林博雅, 杨传影, 阚雨彤, 邢梦影, 马二康, 张智铭, 李宇奇. 校园冲突视角下青少年生活状态的统计建模分析[J]. 统计学与应用, 2026, 15(3): 43-54. DOI: 10.12677/sa.2026.153054

## Abstract

In exploring pathways to prevent campus conflicts, this study takes adolescents' "life status" as the entry point, focusing on stable individual cognitive-decision-making traits (risk preference, need for cognition, decision-making style). Using the positive dimension of "life positive status" as an example, it examines the predictive effects of these traits on "life positive status". Based on questionnaire survey data and employing quantitative analysis methods, the study conducts empirical analysis through data preprocessing, difference testing, logistic regression, and random forest models. The results show that: (1) There are significant gender differences in risk preference, while need for cognition exhibits specific age-related differences; (2) In the predictive models, the logistic regression results identify risk preference as a robust predictor of an individual's life positive status (OR = 2.426), meaning that for each unit increase in risk preference, the odds of an individual being in a life positive status increase to 2.426 times the original; the random forest model results indicate that need for cognition accounts for 49.80% of importance, and decision-making style also demonstrates certain predictive value at 16.20%. These findings provide measurable and intervenable empirical evidence for campus psychological work, contributing to the mitigation of conflict risks.

## Keywords

Campus Conflict, Positive Life Status, Cognitive-Decision-Making Traits, Statistical Modeling, Logistic Regression

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

校园冲突，特别是其极端形式——校园欺凌，已成为全球范围内严重影响青少年身心健康与学业发展的公共卫生问题[1]。随着数字化时代的到来，冲突行为已突破物理边界，形成线上线下交织的复杂形态，对受害者的心理与学业造成即时与长期的负面影响，其影响甚至可能延续至成年阶段，损害其社会适应能力[2][3]。从积极心理学与预防科学的角度出发，如何从根源上识别风险、培育韧性，从而构建更具前瞻性的校园支持体系，是当前理论与实践共同面临的挑战。

在青少年发展阶段，培养和维持积极的生活状态对于其健康成长、社会适应及规避风险行为至关重要。生活状态作为一个多维度的、反映个体整体心理功能与主观幸福感的综合性构念(如心理弹性、情感体验、社会功能等维度)，已被广泛视为预测青少年发展结果的关键指标[4]。它不仅是内在心理健康的晴雨表，更与一系列校园适应问题密切相关，例如，良好的生活状态已被证实是减少校园冲突与欺凌卷入倾向的重要保护因素[5]。

现有研究对青少年个体生活状态的内在形成机制关注不足，尤其是与其密切相关的核心认知决策过程，如个体如何评估风险(风险偏好)、处理信息(认知需要)及做出选择(决策风格)[6]。具体而言，风险偏好影响个体在不确定情境下的行为倾向，研究发现欺凌者可能高估风险但同时也表现出高风险的调节行为，而受害者则可能低估风险并高估行为收益[7]。认知需要反映个体进行深度思考的内在动机，与理性判断和情绪调节密切相关[8]；决策风格则体现个体信息处理方式的稳定差异，如冲动型决策可能增加受欺凌后的风险行为[9]；这三类核心变量共同构成了个体面对环境挑战时的心理“工具箱”。本研究以生

活正向状态为例,通过量化分析,系统探讨风险偏好、认知需要与决策风格对青少年生活状态的影响机制,为校园心理健康促进与风险预防提供实证依据。

## 2. 数据处理与方法

本研究采用第九届“认证杯”中国数学建模网络挑战赛的问卷调查数据,结合自编或修订的心理量表进行系统测量,以生活正向状态为例,探讨风险偏好、认知需要与决策风格对青少年生活状态的影响机制,并分析性别、年龄变量的调节效应。

数据预处理包括收集、清洗、转换与标准化四个阶段:第一阶段,收集数据涵盖了8~20岁学生,按年龄划分为四组,分别为9岁组(8~10岁)、12岁组(11~13岁)、15岁组(14~16岁)、18岁组(17~20岁),以便分层比较。问卷中包含了测量风险偏好、认知需要、决策风格自变量的条目,同时,通过关键条目整合生成了本研究关注的核心结果变量“生活正向状态”,作为青少年整体生活状态的操作化指标。第二阶段,通过均值填补处理缺失值,利用箱线图和Z分数法识别异常值(将Z分数的绝对值大于3的观测值视为异常值),并在核实后予以修正或删除,为确保每条数据的唯一性同时删除重复记录。第三阶段,为便于后续量化分析,数据转换阶段需对分类变量进行了系统的数值编码;其中,性别变量被编码为二元虚拟变量(女性=0,男性=1)。由于决策风格是顺序意义的分类变量,则依据其原始问卷选项的自然顺序(例如从“完全不符合”到“完全符合”),依次赋予递增的整数编码。第四阶段,数据标准化阶段则采用最小-最大标准化和Z分数标准化统一变量尺度。为消除不同变量在量纲和取值范围上的差异,本研究针对不同性质的变量采用了相应的标准化方法。对于“风险偏好”和“认知需求”这类连续型变量,采用最小-最大标准化方法,将其线性转换至[0,1]区间内。对于近似服从正态分布的变量,则采用Z分数标准化方法,使其转化为均值为0、标准差为1的标准正态分布,标准化处理旨在满足后续参数统计方法对数据分布的前提假设,并提升Logistic回归等模型参数估计的稳定性与可解释性。

本研究采用量化研究方法,结合多种统计检验与预测模型,系统分析认知决策特质与生活正向状态的关系,具体方法如下:首先,进行正态性检验,利用SPSS软件进行Kolmogorov-Smirnov检验与Shapiro-Wilk检验,判断各指标分布特征。然后,基于正态性检验结果,选取参数或非参数检验进行群体差异分析。采用Mann-Whitney U检验(两组比较)、Kruskal-Wallis H检验(多组比较)及Dunn事后检验,分析认知决策特质在不同性别、年龄群体中的差异,明确调节效应。进一步,构建二值Logistic回归模型与随机森林模型,以生活正向状态(1=正向,0=负向)为因变量,风险偏好、认知需要、决策风格为自变量,检验自变量对因变量的预测作用,并通过特征重要性分析明确核心影响因素。Logistic回归能够提供可解释的参数估计,明确风险偏好、认知需要、决策风格自变量对因变量的方向与显著性影响;而随机森林模型则通过特征重要性排序,识别影响生活正向状态的关键变量及其相对贡献度,并有效处理变量间的复杂交互作用。通过比较两种模型的结果,可在解释性与预测性能之间取得平衡,增强结论的稳健性与全面性。

## 3. 实证分析

### 3.1. 正态性检验

为给后续差异性检验与模型构建选择恰当的统计方法,首先对核心变量风险偏好、认知需要、决策风格进行正态性评估。本研究综合运用统计检验并辅以直方图与Q-Q图进行直观可视化判断,使用Kolmogorov-Smirnov(K-S)检验与Shapiro-Wilk(S-W)检验获取定量证据,原假设 $H_0$ :样本服从正态分布。

按性别与年龄分组进行检验,其中女生组有699个数据,男生组有700个数据,使用SPSS分析结果如表1与表2所示。

**Table 1.** Results of normality test for variables by gender  
**表 1.** 各变量分性别的正态性检验结果

	性别	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
		统计	自由度	显著性	统计	自由度	显著性
风险偏好	男	0.114	700	0.000	0.926	700	0.000
	女	0.188	699	0.000	0.882	699	0.000
认知需要	男	0.031	700	0.155	0.994	700	0.012
	女	0.039	699	0.012	0.996	699	0.095
决策风格	男	0.313	700	0.000	0.755	700	0.000
	女	0.312	699	0.000	0.756	699	0.000

注：a. 里利氏显著性修正。

由表 1 可知，在分性别检验中，风险偏好与决策风格的所有 K-S 与 S-W 检验 p 值均小于 0.05，拒绝正态性原假设。认知需要的检验结果则不完全一致：在男生组中，K-S 检验不显著( $p = 0.155$ )，但 S-W 检验显著( $p = 0.012$ )；在女生组中，S-W 检验不显著( $p = 0.095$ )。这种不一致在大样本条件下常见，需借助图形进一步判断。

**Table 2.** Results of normality test for each variable by age  
**表 2.** 各变量分年龄的正态性检验结果

	年龄分组	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
		统计	自由度	显著性	统计	自由度	显著性
决策风格	8~10	0.256	263	0.000	0.793	263	0.000
	11~13	0.311	479	0.000	0.760	479	0.000
	14~16	0.353	323	0.000	0.723	323	0.000
	17~20	0.322	334	0.000	0.742	334	0.000
认知需要	8~10	0.050	263	0.020*	0.992	263	0.177
	11~13	0.039	479	0.084	0.996	479	0.226
	14~16	0.034	323	0.020*	0.997	323	0.726
	17~20	0.088	334	0.000	0.976	334	0.000
风险偏好	8~10	0.210	263	0.000	0.855	263	0.000
	11~13	0.178	479	0.000	0.897	479	0.000
	14~16	0.129	323	0.000	0.923	323	0.000
	17~20	0.101	334	0.000	0.925	334	0.000

注：\*. 这是真显著性的下限。a. 里利氏显著性修正。

由表 2 可知，在分年龄检验中，风险偏好与决策风格在所有年龄组下均显著偏离正态分布( $p < 0.05$ )。对于认知需要，在 8~10 岁、11~13 岁、14~16 岁组中，S-W 检验的 p 值均大于 0.05 (分别为 0.177, 0.226, 0.726)，未拒绝正态性原假设；仅在 17~20 岁组中拒绝原假设( $p < 0.05$ )。

为综合评估分布形态，绘制了各变量的直方图与 Q-Q 图(见图 1~6)。

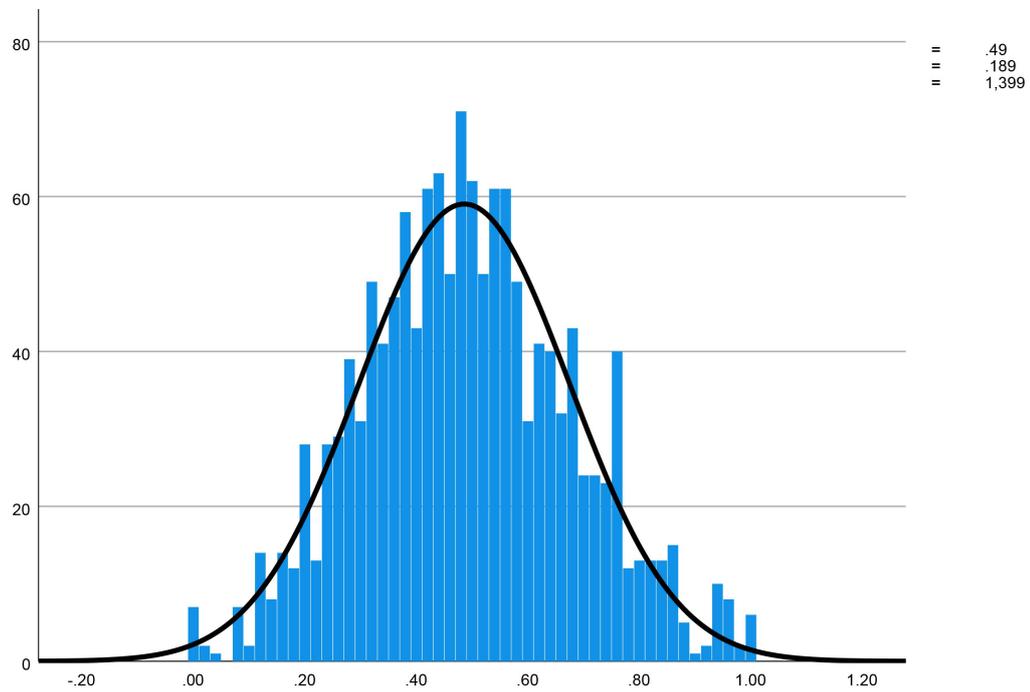


Figure 1. Cognitive needs histogram

图 1. 认知需要直方图

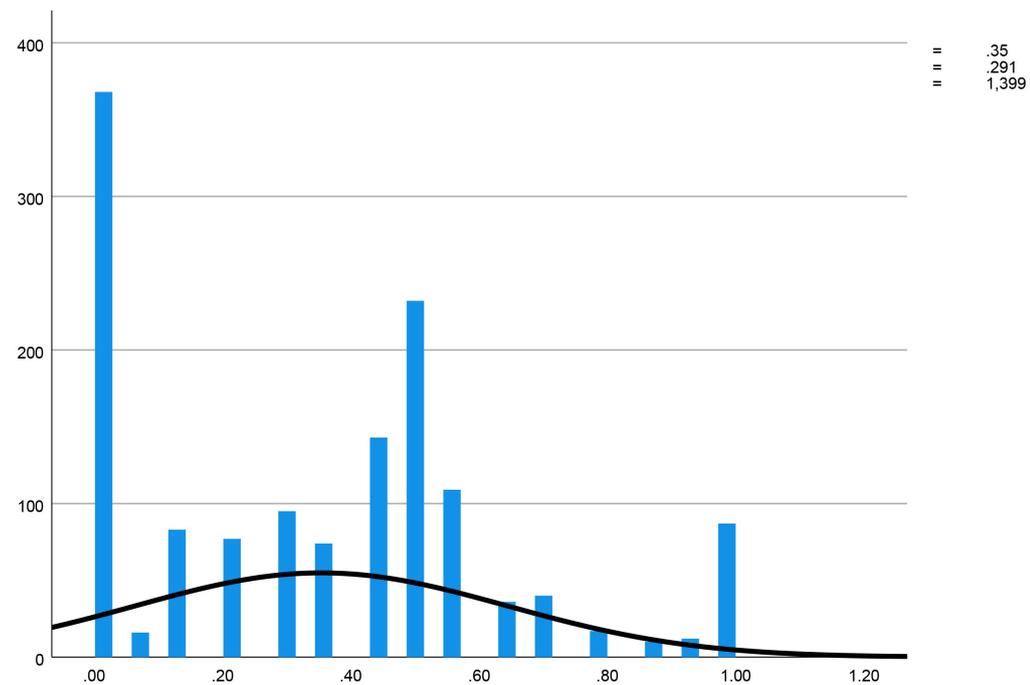


Figure 2. Risk preference histogram

图 2. 风险偏好直方图

图 1 呈近似钟形，图 5 显示数据点基本沿理论直线分布，仅尾部轻微偏离，结合 S-W 检验在多数组中不显著的结果( $p > 0.05$ )，综合判断认知需要为近似正态分布。

图 2 显示分布极端分散，标准差远大于均值；图 4 严重偏离理论直线，左尾截断。明确判断风险偏

好数据不服从正态分布。图 3 显示标准差约为平均值的 25%，虽比例较低，但绝对值极大，说明数据跨度广；而图 6 明显偏离理论直线，明确判断决策风格不服从正态分布。

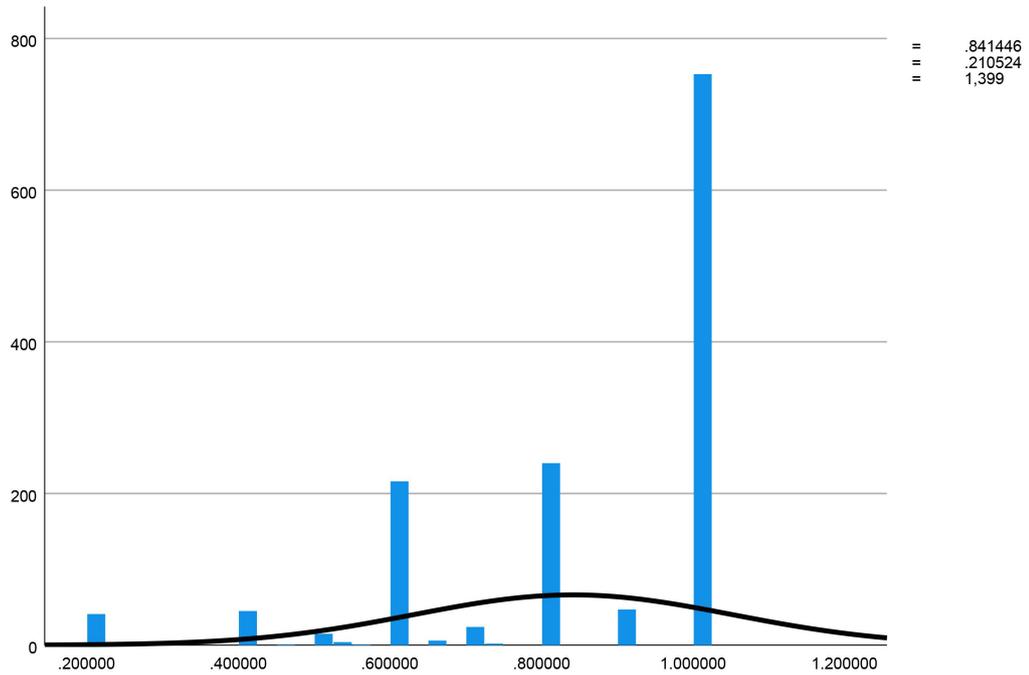


Figure 3. Decision style histogram  
图 3. 决策风格直方图

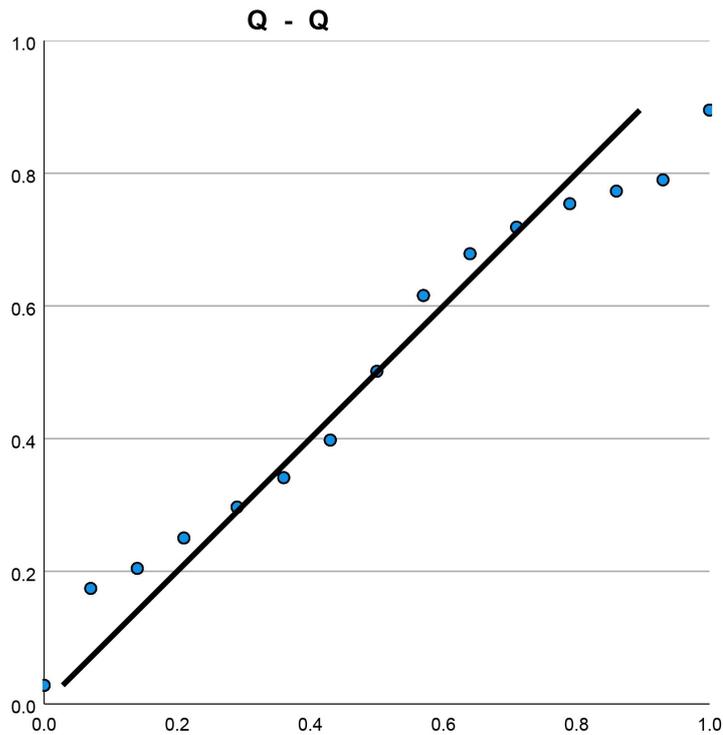


Figure 4. Normal Q-Q plot of risk preference  
图 4. 风险偏好的正态 Q-Q 图

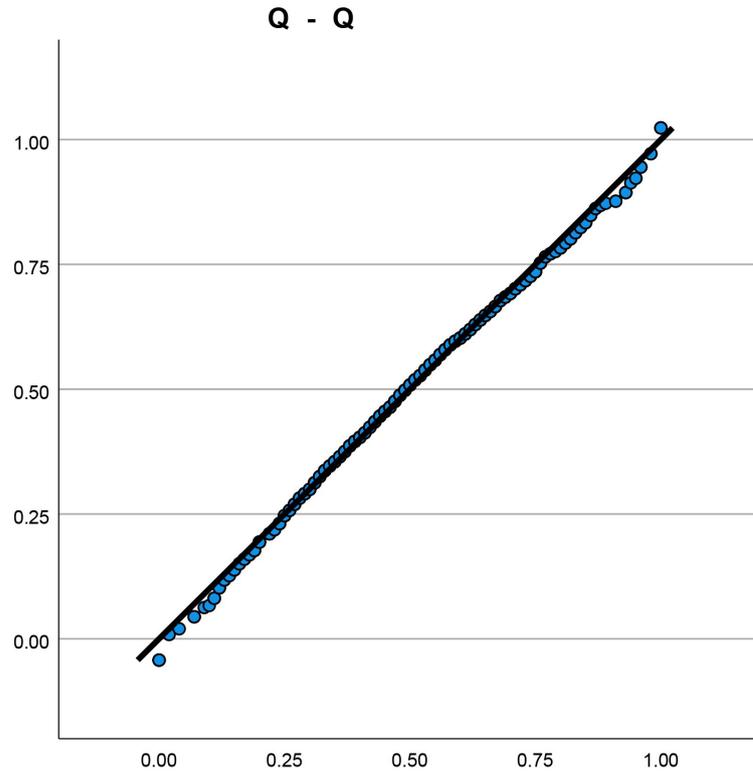


Figure 5. Normal Q-Q plot of cognitive needs

图 5. 认知需要的正态 Q-Q 图

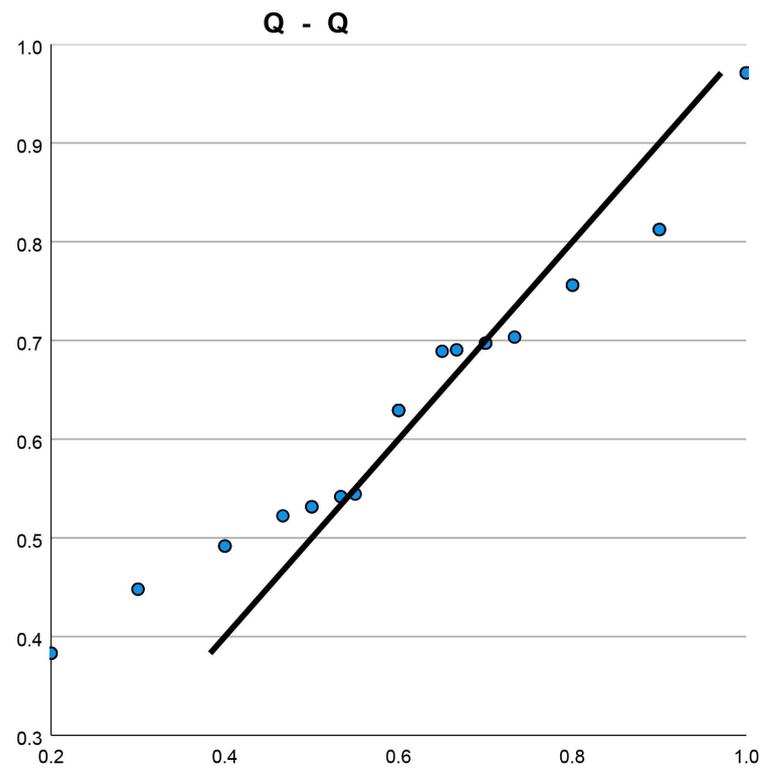


Figure 6. Normal Q-Q plot of decision style

图 6. 决策风格的正态 Q-Q 图

### 3.2. 指标间的差异性检验

根据 3.1 节的正态性检验结果发现, 在分别考虑性别和年龄段的情况下, 除认知需要指标在部分年龄组中近似服从正态分布外, 风险偏好与决策风格均表现出明显的非正态分布特征。因此, 为对各项指标进行有效的组间差异比较, 本研究主要采用非参数检验方法。具体而言, 对于性别这类两组比较, 使用 Mann-Whitney U 检验; 对于年龄这类多组比较, 先采用 Kruskal-Wallis H 检验判断是否存在整体显著差异, 若结果显著, 则进一步通过事后检验(如 Dunn 检验)进行两两比较, 以识别具体差异来源。

#### 3.2.1. 性别差异的 Mann-Whitney U 检验

将数据按照性别划分为男生组和女生组, 每组各包含 700 个数据样本。基于原假设即男生和女生在该项指标上的位置参数相等, 采用 Mann-Whitney U 检验方法进行分析。具体的分析结果详见表 3 所示。

**Table 3.** Mann-Whitney U test for gender-specific indicators  
**表 3.** 分性别指标的 Mann-Whitney U 检验

指标	性别	风险偏好	认知需要	决策风格
自由度	男	1400	1400	1400
	女	1400	1400	1400
统计量	男	289126.5	255134.5	252331.0
	女	222573.5	256565.5	259369.0
p 值	男	0.000	0.927	0.622
	女	0.000	0.927	0.622

从表 3 所呈现的结果中可以明确看出, 在按性别分组的情况下, 男生组与女生组在认知需要和决策风格这两项指标上的 p 值均大于 0.05, 因此接受原假设, 认为在这两项指标上男生和女生之间没有显著差异。然而, 在风险偏好的关系上, 这一组的 p 值明显小于 0.05, 导致其拒绝原假设, 表明在这项指标上男生和女生之间存在显著差异。基于这些分析结果, 得出以下结论: 认知需要与决策风格对男生和女生的影响没有显著不同, 而风险偏好对男生和女生的影响则存在显著差异。

#### 3.2.2. 年龄段整体差异的 Kruskal-Wallis H 检验

为进一步探究不同年龄段在各项指标上的整体差异, 采用 Kruskal-Wallis H 检验对四个年龄段(8~10 岁、11~13 岁、14~16 岁、17~20 岁)进行多组比较。Kruskal-Wallis H 检验的原假设为“所有年龄段的指标分布位置相同”, 若检验结果显著( $p < 0.05$ ), 则表明至少存在一个年龄段与其他组存在显著差异。具体分析结果如表 4 所示。

**Table 4.** Kruskal-Wallis test results for age-specific indicators  
**表 4.** 分年龄段指标的 Kruskal-Wallis 检验结果

指标	H 统计量	自由度	p 值	显著性结论( $\alpha = 0.05$ )
风险偏好	7.9705	3	0.0466	显著
认知需要	57.2660	3	0.0000	显著
决策风格	12.4940	3	0.0059	显著

从表 4 显示, 风险偏好、认知需要与决策风格三项指标的  $p$  值均小于 0.05, 表明三个变量在不同年龄段间均存在整体显著差异。

通过 Kruskal-Wallis H 检验对三个指标(风险偏好、认知需要、决策风格)在四个年龄段间的整体差异进行了分析。结果显示, 青少年的风险偏好、认知需要与决策风格并非稳定不变, 而是随年龄发展阶段呈现系统性的演变, 可能反映了认知发展、社会经验积累及心理成熟度的共同影响。

### 3.2.3. 认知需要指标的 Dunn 事后检验

由于 Kruskal-Wallis H 检验显示认知需要指标在不同年龄段存在整体显著差异( $p < 0.001$ ), 需进一步通过 Dunn 事后检验明确具体差异组别。Dunn 检验通过调整多重比较的显著性阈值(使用了 Bonferroni 校正), 比较所有年龄段两两之间的差异。分析结果如下:

Table 5. Dunn's post-hoc test results for cognitive needs indicators

表 5. 认知需要指标的 Dunn 事后检验结果

比较组(A vs B)	Z 值	未校正 p 值	校正后 p 值(Bonferroni)	显著性结论( $\alpha = 0.05$ )
8~10 vs 11~13	-3.911	0.0001	0.0006	显著
8~10 vs 14~16	-5.447	<0.0001	<0.0001	显著
8~10 vs 17~20	-1.133	0.2572	1.0000	不显著
11~13 vs 14~16	-2.294	0.0218	0.1308	边缘显著
11~13 vs 17~20	-5.028	<0.0001	<0.0001	显著
14~16 vs 17~20	-6.279	<0.0001	<0.0001	显著

表 5 结果显示, 该指标的年龄差异并非简单的线性增长或任意两组皆异, 而是认知需要的年龄差异呈现明显的阶段性发展特征。具体表现为, 从 8~10 岁到 11~13 岁与 14~16 岁, 认知需要均呈现显著上升趋势; 而 11~13 岁与 17~20 岁之间、以及 14~16 岁与 17~20 岁之间也存在显著差异, 说明认知需要在 11~20 岁期间持续增强, 并在 17~20 岁阶段达到相对高点。尽管 8~10 岁与 17~20 岁之间的差异未达统计显著性, 这可能反映两组在认知需要发展轨迹上处于不同形态阶段, 但整体趋势仍表现为随年龄增长先显著提升、后逐渐趋于平稳的发展模式。

综上, Kruskal-Wallis H 检验与 Dunn 事后检验共同表明: 风险偏好、认知需要与决策风格三项认知决策特质在青少年不同年龄组间均存在整体显著差异, 其中认知需要的年龄差异呈现明确的阶段性发展特征——从 8~10 岁到 11~13 岁与 14~16 岁显著上升, 并在 11~13 岁至 17~20 岁、14~16 岁至 17~20 岁之间持续增强, 表明其随年龄增长呈现先快速提升、后趋于平稳的发展轨迹。

## 3.3. 模型预测

### 建立 Logistic 回归

为明确风险偏好、认知需要、决策风格对生活正向状态的影响方向与统计显著性, 提供可解释的量化结论, 构建二值型 Logistic 回归模型, 输出清晰的参数结果。因变量生活状态为二分类变量(0 = 负向, 1 = 正向), 以生活正向状态为例, 以风险偏好( $X_1$ )、认知需要( $X_2$ )、决策风格( $X_3$ )为自变量。通过 Logit 连接函数建立自变量与因变量发生比(Odds)之间的线性关系, 其核心公式为:

$$z = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n \quad (1)$$

初始模型结果如下表所示:

**Table 6.** Initial Logistic regression model coefficients table**表 6.** 初始 Logistic 回归模型系数表

	B	标准误差	瓦尔德	自由度	显著性	Exp(B)	AUC
X1	0.984	0.403	5.956	1	0.015	2.676	0.623
X2	0.187	0.656	0.081	1	0.776	1.205	0.512
X3	-0.878	0.600	2.143	1	0.143	0.416	0.525
常量	0.283	0.520	0.297	1	0.586	1.327	-

从表 6 的回归结果可以看出, 只有变量 X1 对应的  $p$  值小于 0.05 ( $p=0.015$ )。在该线性模型中, 变量 X2、X3 对青少年生活方式状态的线性预测作用不显著( $p>0.05$ ), 二者与生活方式的关联可能存在非线性或交互效应, 这一推测可通过后续随机森林模型的结果得到验证。从校园冲突视角来看, 变量 X1 的显著正向作用表明, 提升风险偏好可能增强青少年的生活正向状态, 进而间接降低其卷入校园冲突的倾向。因此, 剔除变量 X2 和 X3, 重新拟合模型, 结果如下表所示:

**Table 7.** Logistic regression model coefficients after exclusion of non-significant variables**表 7.** 剔除不显著变量后的 Logistic 回归模型系数表

	B	标准误差	瓦尔德	自由度	显著性	Exp(B)	AUC
X1	0.886	0.394	5.056	1	0.025	2.426	0.647
常量	-0.316	0.196	2.581	1	0.000	0.729	-

由表 7 结果可见, 优化后的模型仅保留风险偏好(X1), 其标准误差较小且  $p$  值小于 0.05( $p=0.025$ ), 表明该变量对青少年生活方式正向状态的线性预测作用显著。优化后模型的 AUC 值提升至 0.647 (95% CI: 0.608~0.686), 较初始模型有所改善, 表明仅保留风险偏好作为预测变量时, 模型对生活正向状态的区分能力更优。

据此建立针对 8~20 岁群体生活正向预测的 Logistic 回归方程如下:

$$Y_{12\_1} = \frac{1}{1 + e^{0.316 - 0.886x_1}} \quad (2)$$

根据最终模型的回归系数分析: 风险偏好(X1)的优势比  $\text{Exp}(B)=2.426$ , 表明在控制其他变量后, 风险偏好每增加 1 个单位, 青少年“生活正向”状态的发生比将提升至原来的 2.426 倍。这一结果从统计上量化了风险偏好对生活方式的影响, 提示风险偏好可作为校园冲突预防的间接干预, 提升青少年风险偏好有助于增强其生活正向状态, 从而减少校园冲突的卷入倾向。

### 3.4. 随机森林模型预测

Logistic 回归识别了风险偏好对生活方式的线性显著影响, 而后续随机森林模型将进一步揭示认知需要、决策风格变量的非线性贡献, 二者结合可更全面地解析校园冲突视角下青少年生活方式的影响机制。

**Table 8.** Feature importance table of random forest model**表 8.** 随机森林模型特征重要性表

特征名称	特征重要性
风险偏好	34.00%
认知需要	49.80%
决策风格	16.20%

由表 8 可以看出, 随机森林模型识别出青少年生活方式认知需要是影响生活方式状态的核心特征(49.80%), 高认知需要的青少年更易形成理性生活方式, 从而减少校园冲突的卷入倾向。风险偏好为次级核心特征(34.00%), 进一步验证了风险偏好对生活正向状态的正向作用。两者共同解释了 83.8%的生活方式变异, 而决策风格(16.20%)作为补充特征, 虽然影响力相对较小, 但仍具有一定的预测价值。

**Table 9.** Classification evaluation metrics for random forest model training and test sets  
**表 9.** 随机森林模型训练集与测试集分类评价指标表

	准确率	召回率	精确率	F1	AUC
训练集	0.986	0.986	0.986	0.986	1
测试集	0.567	0.567	0.613	0.556	0.529

表 9 展示了随机森林模型在训练集和测试集上的分类效果, 其中准确率为预测正确的样本占总样本的比例、召回率为实际正样本中被正确预测为正样本的比例、精确率为预测正样本中实际确为正样本的比例, F1 值是综合反映模型性能的精确率和召回率的调和平均数, AUC 值为 ROC 曲线下的面积, 以上指标数值均越高代表模型分类性能越好。

#### 4. 结论与讨论

本研究揭示了认知需要、风险偏好与决策风格对生活正向状态的预测作用。具体而言, 高认知需要有助于提升情绪调节能力, 促进理性判断, 显著增强生活正向状态; 风险偏好通过影响个体在不确定情境下的行为倾向与挑战应对意愿, 显著增强生活正向状态; 决策风格作为补充性因素, 虽然 Logistic 回归未显著( $p = 0.143$ ), 但仍具一定预测价值(16.20%)。

总体而言, 三个变量主要通过影响个体“生活正向状态”, 其中认知需要最具干预潜力, 认知需要(首要因子)与风险偏好(显著因子)是生活正向状态核心预测因素, 风险偏好每增加 1 单位, 生活正向状态发生比提升 2.426 倍。提升学生认知调控能力、引导理性决策、管理风险偏好, 有助于构建积极校园生态、提升学生整体的生活正向状态和心理韧性。建议在心理健康教育中融入认知行为训练, 强化学生内在抗逆力, 此外, 随机森林模型存在过拟合, 可能与未纳入家庭、同伴等环境变量有关, 生活正向状态测量依赖问卷存在主观偏差, 使实验结果具有一定的局限性。本研究为提升生活正向状态提供了可干预的认知心理因子, 后续可通过优化样本结构、补充环境变量, 采用追踪研究与质性方法, 深化变量关系内在机制进行探索。

#### 基金项目

2024 年大学生创新创业训练项目(S202411305056); 蚌埠学院校级自然科学研究一般项目(2024ZR05); 蚌埠学院产学研合作项目(000009067)。

#### 参考文献

- [1] 邓凡. “校园欺凌”治理的法律困境与出路——基于法社会学的视角[J]. 教育学术月刊, 2019(10): 71-77.
- [2] 卜塔娜. 我国校园欺凌问题的研究现状[J]. 社会科学前沿, 2022, 11(4): 1252-1256.
- [3] 林菲. 4-6 年级小学生受欺凌与自尊、焦虑的关系及干预研究[D]: [硕士学位论文]. 南京: 南京师范大学, 2017.
- [4] Bronfenbrenner, U. (1981) *The Ecology of Human Development*. Harvard University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv26071r6>
- [5] 刘洁, 崔维维, 王澍. 人格和攻击行为: 对近 20 年学生群体的元分析[J]. 心理与行为研究, 2025, 23(2): 168-176.
- [6] Kowalski, R.M., Limber, S.P. and McCord, A. (2019) *A Developmental Approach to Cyberbullying: Prevalence and*

Protective Factors. *Aggression and Violent Behavior*, **45**, 20-32. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2018.02.009>

- [7] 黄嘉鑫. 青少年校园欺凌风险与身心症状: 一项条件过程分析[J]. 中小学心理健康教育, 2025(6): 16-21.
- [8] 张紫凌. 基于社会心理学的校园霸凌成因及干预对策[J]. 心理学进展, 13(9): 3623-3628.
- [9] Poon, K. (2016) Understanding Risk-Taking Behavior in Bullies, Victims, and Bully Victims Using Cognitive- and Emotion-Focused Approaches. *Frontiers in Psychology*, **7**, Article No. 1838. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01838>