DOI: 10.16835/j.cnki.1000-9817.2025243

· 心理卫生 ·

家庭累积风险对大学生内化问题的影响

鲁帆[1],翟宏堃[2],霍晴晴[3],黄碧娟[4]

1.天津工业大学学生心理健康教育中心,天津 300387;2.天津师范大学教育学院;
3.天津滨海汽车工程职业学院;4.济南大学教育与心理科学学院

【摘要】 目的 探讨家庭累积风险影响大学生内化问题的模式以及领悟社会支持和自尊在二者中的作用机制,为促进大学生心理健康提供参考。**方法** 采用纵向研究设计,对天津市某高校随机抽取的 1 207 名大一年级学生分别于 2023 年 11 月(T1)和 2024 年 11 月(T2)进行 2 次追踪调查。使用家庭累积风险量表、领悟社会支持量表、自尊量表和大学生心理健康筛查量表对大学生进行问卷调查。构建结构方程模型,采用 Bootstrap 检验变量间中介效应,并比较性别差异。**结果** 大学生 T1 家庭累积风险与 T1 内化问题($r=0.30$)、T2 内化问题($r=0.32$)均呈正相关(P 值均<0.01)。中介效应检验结果表明,T1 领悟社会支持在 T1 家庭累积风险和 T2 内化问题间的独立中介效应值为 0.03(95%$CI=0.02\sim0.05$),T1 自尊在两者间的独立中介效应值为 0.08(95%$CI=0.06\sim0.10$),T1 领悟社会支持和 T1 自尊的链式中介效应值为 0.02(95%$CI=0.02\sim0.03$);路径"家庭累积风险→自尊"($\beta_{男}=-0.24$,$\beta_{女}=-0.35$)和"领悟社会支持→自尊"($\beta_{男}=0.41$,$\beta_{女}=0.25$)的性别差异均有统计学意义(P 值均<0.05)。**结论** 家庭累积风险通过内外发展资源显著降低了大学生一年后的内化问题行为,作用机制存在性别差异。

【关键词】 家庭;精神卫生;生态风险;学生

【中图分类号】 G 78 B 844.2 R 179 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1000-9817(2025)08-1142-05

Effects of cumulative family risk on internalizing problems in university students

LU Fan*, ZHAI Hongkun, HUO Qingqing, HUANG Bijuan

* *Student Mental Health Education Center, Tianjin Polytechnic University, Tianjin* 300387, *China*

【Abstract】 Objective To explore effects of cumulative family risk in university students on individuals' internalizing problems, to elucidate the mediating roles of perceived social support and self-esteem in the relationship, so as to provide a basis for promoting university student's mental health. **Methods** Using longitudinal design, 1 207 freshmen from a university in Tianjin were randomly selected and surveyed in November 2023 (T1) and November 2024 (T2). The instruments included the Cumulative Family Risk Scale, the Perceived Social Support Scale, the Self-esteem Scale, and the College Student Mental Health Screening Scale. Structural equation modeling (SEM) was constructed, with Bootstrap method used to test mediating effects and to examine gender differences. **Results** The results showed that cumulative family risk at T1 with internalizing problems at T1($r=0.30$) and internalizing problems at T2 ($r=0.32$) were significantly positively correlated (both $P<0.01$). Mediation analysis indicated that the independent mediating effect of perceived social support at T1, cumulative family risk at T1 and internalizing problems at T2 was 0.03 (95%$CI=0.02-0.05$), and the independent mediating effect of self-esteem at T1 was 0.08 (95%$CI=0.06-0.10$) (both $P<0.05$). The chain mediating effect of perceived social support and self-esteem at T1 was 0.02 (95%$CI=0.02-0.03$) ($P<0.05$). Significant gender differences were observed in the path from cumulative family risk to self-esteem ($\beta_{male}=-0.24$, $\beta_{female}=-0.35$) and in the path from perceived social support to self-esteem ($\beta_{male}=0.41$, $\beta_{female}=0.25$) (all $P<0.05$). **Conclusion** Cumulative family risk reduces internalizing behaviors in university students via internal and external development resources, with gender-specific mechanisms.

【Keywords】 Family; Mental health; Ecological risk; Students

内化问题是指个体在自身情绪方面所遭遇的困扰[1],在全世界范围内发生率约为 13.4%[2]。问题行为综合理论模型认为,个体行为反应是情境系统和个性系统相互作用的结果,各系统中的保护性因素和风险性因素对心理健康发挥着截然不同的作用机制[3]。家庭作为个体最早期的情境系统,有保护性因素,但也存在多种潜在风险因素,包括家庭结构风险、家庭氛围风险和家庭资源风险等[4]。研究发现,当个体处于多重家庭累积风险环境时,所产生内化问题的风险显著增加[5]。为破解影响学生身心健康成长的难题,

【基金项目】 天津市教委 2023 年度科研计划专项任务项目(心理健康教育)(2023YBGX44)

【作者简介】 鲁帆(1991-),女,山东滨州人,硕士,讲师,主要研究方向为心理健康教育与咨询辅导。

【通信作者】 黄碧娟,E-mail:huang_bijuan0916@163.com

教育部等十七部门联合印发了《家校社协同育人“教联体”工作方案》,旨在为学生打造良好的教育生态和育人环境[6]。在此背景下,本研究将领悟社会支持和自尊分别视为外部和内部保护性因素,深入探究“家-校-社”情境系统和个体系统如何共同影响大学生内化问题的产生,并为促进大学生的心理健康提供建议。

1　对象与方法

1.1　对象　从天津滨海汽车工程职业学院大一年级随机抽取研究对象,采用纵向研究设计,在 2023 年 11 月进行第一次调查(T1),发放问卷 1 315 份;2024 年 11 月进行第二次调查(T2)。因转专业、请假等原因,T2 共有 108 名被试流失,最终参与分析的被试共 1 207 名。其中男生 635 名(52.61%),女生 572 名(47.39%);来自城市 354 名(29.33%),城镇 301 名(24.94%),农村 552 名(45.73%)。被试第一次调查时的平均年龄为(18.96±0.92)岁。流失样本与有效样本在年龄、家庭累积风险、领悟社会支持、自尊、内化问题和家庭所在地、性别分布上差异均无统计学意义(t/χ^2 值分别为 0.29, 0.91, -0.92, -1.71, 0.22, 1.50, 1.76, P 值均>0.05)。本研究中所有被试均自愿参加,并签署知情同意书,研究通过济南大学教育心理与科学学院伦理委员会审核。

1.2　方法

1.2.1　一般情况　主要包括性别(男=0,女=1)、年龄和生源地(城市=1、城镇=2、农村=3)。

1.2.2　家庭累积风险　参考 Evans 等[7]的研究,使用二分编码的方式测量被试的家庭累积风险,其中“1”代表存在风险,“0”代表无风险。累积风险包括家庭结构风险、家庭资源风险和家庭氛围风险。家庭结构风险通过家庭结构单项题进行测评,家庭资源风险通过亲子分离、父母受教育水平、家庭经济困难进行测评,家庭氛围风险通过家庭亲密度和家庭冲突进行测评。(1)家庭结构。借鉴熊俊梅等[4]的方法,采用单一项目询问被试“您的家庭结构是”。如回答“完整”则编码为 0,其他编码为 1。(2)亲子分离。采用熊俊梅等[4]的方法,询问“在过去 6 个月里,是否因为父母外出工作而未与他们同住”。回答“是”计为 1,回答“否”计为 0。(3)父母受教育水平。参照鲍振宙等[8]的测评条目分别衡量父母受教育水平。若父母双方的教育层次均未达到高中及以上,编码为 1;反之编码为 0。(4)家庭经济困难。运用由王建平等[9]修订的家庭经济压力量表进行评估,该量表共有 4 个条目,采用 5 点计分法,从 1(从不)到 5(总是)。本研究中该量表的 Cronbach α 系数为 0.88。(5)家庭亲密度。选用费立鹏等[10]修订的家庭亲密度与适应性量表中的亲密维度测量,该维度包含 16 个条目,采用 5 点计分法,从 1(从不)到 5(总是)。本研究中,该量表的 Cronbach α 系数为 0.88。(6)家庭冲突。采用费立鹏等[10]修订的家庭环境量表中的矛盾性维度测量,该维度包含 9 个项目,回答“是”计 1 分,“否”计 0 分。本研究中该量表的 Cronbach α 系数为 0.76。其中,家庭经济困难和家庭冲突量表的得分≥P_{75}计为 1,否则计为 0;家庭亲密度量表得分≤P_{25}计为 1,否则计为 0。在本研究中,家庭累积风险指数为各风险因素之和,总范围为 0~6 分。

1.2.3　大学生内化问题　选取方晓义等[11]编制的大学生心理健康筛查问卷中的内化心理问题症状进行筛查。该部分共 30 个题目,包括焦虑、抑郁、偏执、自卑、敏感、社交恐惧和躯体化 7 个指标。问卷采用 4 点计分制,从 1(一点不像我)到 4(非常像我),量表总分范围是 30~120 分,分数越高表明个体内化问题越严重。本研究中内化问题量表在 T1、T2 的 Cronbach α 系数分别为 0.94, 0.86。

1.2.4　自尊　采用汪向东等[12]修订的自尊量表。该量表由 10 个题目组成,采用 5 点计分,从 1(非常不同意)到 5(非常同意),部分题目为反向计分。量表总分范围是 10~50 分,分值越高表明自尊发展水平越高。本研究中该量表的 Cronbach α 系数为 0.85。

1.2.5　领悟社会支持量表　采用汪向东等[13]修订的领悟社会支持问卷,共包含 12 个项目。问卷采用 7 点计分,从 1(极不同意)到 7(极同意),总分为 12~84 分,得分越高表明领悟社会支持越多。本研究中该量表的 Cronbach α 系数为 0.96。

1.3　质量控制　在问卷施测前开展工作人员的标准化培训,包括指导语宣读规范、量表解读细则、突发事件应对预案等。问卷采用问卷星线上填答,由心理教师担任主试并宣读指导语,学生在教室统一答卷并当场回收,测试时间约 15 min。筛查异常数据,确保研究规范性和结果可靠性。

1.4　统计学分析　检验结果显示所获取的数据近似服从正态分布,采用($\bar{x}\pm s$)描述,并在此基础上进行 Pearson 相关分析和独立样本 t 检验。然后,运用 AMOS 28.0 软件构建家庭累积风险、领悟社会支持、自尊和内化问题在两个时间点的链式中介模型,中介效应显著性通过偏差校正 Bootstrap 法验证(重复抽样 5 000 次),效应量计算采用完全标准化间接效应。最后,进行多群组比较,通过建构无限制模型以及限定路径系数相等的模型进行对比,探讨不同性别模型的路径差异。用以下指标评估模型的拟合度:χ^2 值与自由度比值(χ^2/df)<5、近似误差均方根($RMSEA$)<0.08、比较拟合指数(CFI)>0.90、Tucker-Lewis 指数(TLI)>0.90。检验水准 α=0.05。

2　结果

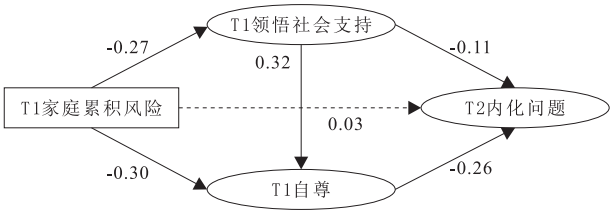
2.1　共同方法偏差检验　通过 Harman 单因素法进行检验，将家庭累积风险、大学生内化问题、自尊和领悟社会支持所有项目纳入分析。结果表明，特征值大于 1 的因子共有 17 个，其中第 1 个因子解释的变异量为 29.84%，表明不存在严重的共同方法偏差。

2.2　大学生家庭累积风险、领悟社会支持、自尊与内化问题相关分析　T1 家庭累积风险、领悟社会支持、自尊、内化问题及 T2 内化问题因子均分分别为（1.93±1.37）（4.97±1.26）（3.61±0.81）（1.74±0.55）（1.63±0.41）分。相关分析结果表明，T1 家庭累积风险与 T1、T2 内化问题呈正相关（r 值分别为 0.30，0.32）；T1 家庭累积风险与 T1 领悟社会支持、T1 自尊均呈负相关（r 值分别为−0.27，−0.36）；T1 领悟社会支持与 T1 自尊呈正相关（r=0.38）、与 T1 内化问题呈负相关（r=−0.35），T1 自尊与 T1 内化问题呈负相关（r=−0.32）；T1 领悟社会支持与 T2 内化问题呈负相关（r=−0.40），T1 自尊与 T2 内化问题呈负相关（r=−0.50），T1 内化问题与 T2 内化问题呈正相关（r=0.64）（P 值均<0.01）。

2.3　大学生领悟社会支持和自尊在家庭累积风险和内化问题间的中介模型检验　采用潜变量结构方程模型检验中介效应，在控制性别和 T1 内化问题的基础上构建 T1 家庭累积风险、T1 领悟社会支持、T1 自尊和 T2 内化问题的中介作用模型。见图 1。

结果显示，χ^2/df=4.87，CFI=0.95，TLI=0.95，$RMSEA$=0.06，模型拟合良好。采用 Bootstrap 方法对链式中介效应进行显著性检验，表 1 结果显示，T1 领悟社会支持和 T1 自尊的独立中介效应，以及两者在 T1 家庭累积风险和 T2 内化问题之间的链式中介效应均有统计学意义（P 值均<0.05）。

2.4　大学生领悟社会支持和自尊中介效应的性别间差异　首先，在控制 T1 问题行为的基础上，分别针对男生与女生群体中介模型予以验证，结果见图2。男生模型的拟合指标为：χ^2/df=3.35，CFI=0.95，TLI=0.94，$RMSEA$=0.06，女生模型各项拟合指标为：χ^2/df=3.42，CFI=0.95，TLI=0.94，$RMSEA$=0.06，双方模型拟合均可接受。随后，通过建构无限制模型 M1 以及限定路径系数相等的模型 M2 进行对比，结果显示男女模型之间差异有统计学意义（$\Delta\chi^2(6)$=14.35，P<0.05）。进一步比较路径系数，在“家庭累积风险→自尊”的路径中，男生（β=−0.24，95%CI=−0.31～−0.16）和女生（β=−0.35，95%CI=−0.43～−0.27）差异有统计学意义（P<0.05），女生受影响更大；在“领悟社会支持→自尊”的路径中，男生（β=0.41，95%CI=0.33～0.50）和女生（β=0.25，95%CI=0.16～0.34）差异有统计学意义（P<0.01），男生影响更大。



注：虚线表示系数无统计学意义。

图 1　大学生领悟社会支持和自尊在家庭累积风险和内化问题间的中介效应

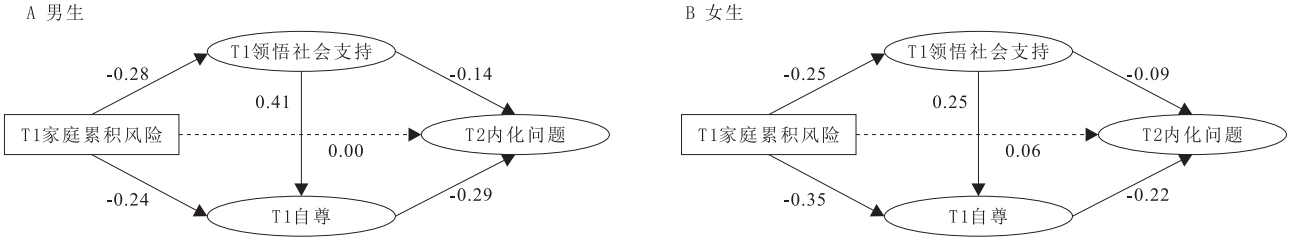
Figure 1　The mediating effect of perceived social support and self-esteem among university students between cumulative family risk and internalizing problems

表 1　大学生领悟社会支持及自尊在家庭累积风险和内化问题间的中介效应检验（n=1 207）

Table 1　Testing the mediating effects of perceived social support and self-esteem among university students between cumulative family risk and internalizing problems（n=1 207）

效应	路径	标准化效应值（95%CI）	效果量/%
直接效应	T1 家庭累积风险→T2 内化问题	0.03（−0.02～0.08）	17.09
中介效应	T1 家庭累积风险→T1 领悟社会支持→T2 内化问题	0.03（0.02～0.05）*	19.62
	T1 家庭累积风险→T1 自尊→T2 内化问题	0.08（0.06～0.10）*	48.73
	T1 家庭累积风险→T1 领悟社会支持→T1 自尊→T2 内化问题	0.02（0.02～0.03）*	14.56
总效应	T1 家庭累积风险→T2 内化问题	0.16（0.11～0.21）*	100.00

注：* P<0.05。



注：虚线表示系数无统计学意义。

图 2　不同性别大学生领悟社会支持和自尊的中介效应

Figure 2　The mediating effects of perceived social support and self-esteen among different sex university students between cumulative family risk and internalizing problems

3　讨论

积极的家庭环境对个体发展有着重要意义。有研究显示,一半的大学生同时面临 1~2 种家庭风险因素,40%的大学生面临 3 种以上家庭风险因素[13]。研究验证了家庭累积风险与大学生 1 年后内化问题的直接效应无统计学意义[14]。可能原因:首先,本研究采用纵向追踪设计,通过控制第一阶段的内化问题水平,排除了时间效应的干扰;其次,大学生的主要近端环境为学校,家庭对个体行为的潜在影响可能被学校环境所替代,从而降低了家庭对个体发展的直接影响。后续需进一步结合其他因素,以更全面地探讨内化问题的形成机制。

发展资源理论认为,个体能够通过一系列经验、关系、能力及价值观获得积极的发展成果,具体分为外部资源和内部资源两大类别[15]。本研究的纵向中介路径表明:(1)领悟社会支持作为外部资源,在家庭累积风险和大学生内化问题之间起中介作用。依据间接效应模型,一种关系情境能够通过另一关系情境对个体的行为产生作用。良好的家庭环境使得个体有效获得来自家庭的支持,并容易从家庭教育和示范中获得人际交往的技巧,家庭成员相处模式也会迁移到个体与他人交往过程中[16]。(2)自尊作为个体内部发展资源,在家庭累积风险与大学生内化问题间起中介作用。一方面,个体感知家庭压力源时会产生负罪感并整合进自我建构中,从而影响个体的自尊水平;另一方面,自尊作为信息过滤器能帮助个体过滤掉负面信息[17],低自尊的个体因信息处理能力较差,更容易受到负面信息的影响,从而加剧内化问题的发生。(3)大学生所面临的家庭累积风险可以通过“领悟社会支持→自尊”这一链式中介路径,对内化问题产生间接影响。该研究结果有力支持了发展资源理论中的水平堆积假设[18],领悟社会支持(外部资源)与自尊(内部资源)的相互作用构成了个体发展的保护因素,共同促进大学生身心健康的积极发展。

本研究发现,男生与女生的中介路径模型具有一致性,但在效应值上存在差异。进一步比较路径系数差异发现,在“家庭累积风险→自尊”路径中,女生受影响更大;而在“领悟社会支持→自尊”路径中,男生受影响更大。造成该差异的原因可能有:一方面,女生更关注家庭风险对自身构成的威胁、所承担的责任以及自身的主观认知,因而更容易形成消极的自我概念,进而导致自尊水平下降[19]。另一方面,性别角色理论认为,男女获得自尊的方式不同,男生的自尊水平与个体成就密切相关[20],当周围人给予积极的关注和支持时,男生更容易获得高自尊的体验。

本研究也存在一些局限性:首先,研究对象仅来自 1 所大学,尽管样本量较大,但缺乏广泛的代表性,未来研究应扩大样本范围。其次,家庭风险因素与大学生的问题行为可能存在双向影响,为深入探究其中的因果逻辑,后续研究可采用交叉滞后模型以进一步阐明因果关系。

利益冲突声明　所有作者声明无利益冲突。

参考文献

[1] ACHENBACH, THOMAS M, EDELBROCK, et al. Behavioral problems and competencies reported by parents of normal and disturbed children aged four through sixteen[J]. Monogr Soc Res Child Dev, 1981, 46(1): 1-82.

[2] POLANCZYK G V, SALUM G A, SUGAYA L S, et al. Annual research review: a Meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents[J]. J Child Psychol Psychiatry, 2015, 56(3): 345-365.

[3] JESSOR R, RICHARD. Reflections on six decades of research on adolescent behavior and development[J]. J Youth Adolesc, 2018, 47(3): 473-476.

[4] 熊俊梅,海曼,黄飞,等.家庭累积风险与青少年心理健康的关系:心理资本的补偿效应和调节效应[J].心理发展与教育,2020,36(1):94-102.
XIONG J M, HAI M, HUANG F, et al. Family cumulative risk and mental health in Chinese adolescents: the compensatory and moderating effects of psychological capital[J]. Psychol Dev Educ, 2020, 36(1): 94-102. (in Chinese)

[5] BUEHLER C, GERARD J M. Cumulative family risk predicts increases in adjustment difficulties across early adolescence[J]. J Youth Adolesc, 2013, 42(6): 905-920.

[6] 中华人民共和国教育部等十七部门联合印发《家校社协同育人“教联体”工作方案》的通知[EB/OL].(2024-11-01)[2024-12-31]. http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/gzdt_gzdt/s5987/202411/t20241101_1160 204.html.

[7] EVANS G W, LI D, WHIPPLE S S. Cumulative risk and child development[J]. Psychol Bull, 2013, 139(6): 1342-1396.

[8] 鲍振宙,李董平,张卫,等.累积生态风险与青少年的学业和社交能力:子女责任感的风险补偿与调节效应[J].心理发展与教育,2014,30(5):482-495.
BAO Z Z, LI D P, ZHANG W, et al. Cumulative ecological risk and adolescents' academic and social competence: the compensatory and moderating effects of sense of responsibility to parents[J]. Psychol Dev Educ, 2014, 30(5): 482-495. (in Chinese)

[9] 王建平,李董平,张卫.家庭经济困难与青少年社会适应的关系:应对效能的补偿,中介和调节效应[J].北京师范大学学报:社会科学版,2010(4):22-32.
WANG J P, LI D P, ZHANG W. Adolescence's family financial difficulty and social adaptation: coping efficacy of compensatory, mediation, and moderation effects[J]. J Beijing Norm Univ (Soc Sci), 2010(4): 22-32. (in Chinese)

[10] 费立鹏,沈其杰,郑延平,等."家庭亲密度和适应性量表"和"家庭环境量表"的初步评价:正常家庭与精神分裂症家庭成员对照研究[J].中国心理卫生杂志,1991,5(5):198-202,238.
FEI L P, SHEN Q J, ZHENG Y P, et al. Preliminary evaluation of Chinese version of FACES II and FES: comparison of normal families and families of schizophrenic patients[J]. Chin Ment Health J, 1991, 5(5): 198-202, 238. (in Chinese)

[11] 方晓义,袁晓娇,胡伟,等.中国大学生心理健康筛查量表的编制[J].心理与行为研究,2018,16(1):111-118.
FANG X Y, YUAN X J, HU W, et al. The development of College Students Mental Health Screening Scale[J]. Stud Psychol Behav, 2018, 16(1): 111-118. (in Chinese)

[12] 汪向东,王希林,马弘,等.心理卫生评定量表手册:增订版[M].北京:中国心理卫生杂志社,1999:131-133,318-320.
WANG X D, WANG X L, MA H, et al. Manual of mental health rating scale: revised edition[M]. Beijing: Chinese Mental Health Journal, 1999: 131-133, 318-320. (in Chinese)

[13] 王玉龙,赵婧斐,蔺秀云.家庭风险因素对青少年自伤的累积效应及其性别差异[J].心理发展与教育,2024,40(2):240-247.
WANG Y L, ZHAO J F, LIN X Y. Cumulative effects of family risk factors on adolescent non-suicidal self-injury and its gender difference[J]. Psychol Dev Educ, 2024, 40(2): 240-247. (in Chinese)

[14] 石绪亮,王硕,李子涵,等.青少年睡眠质量在家庭亲密度与情绪问题间的纵向中介作用:一项为期 3 年的追踪研究[J].中国临床心理学杂志,2021,29(4):789-793.
SHI X L, WANG S, LI Z H, et al. Poor sleep quality mediates the relationship between family cohesion and emotional problems in Chinese adolescents: a three-year follow-up study[J]. Chin J Clin Psychol, 2021, 29(4): 789-793. (in Chinese)

[15] BENSON P L. Developmental assets and asset-building community: conceptual and empirical foundations[M]//LERNER R M, BENSON P L. Developmental assets and asset-building communities: implications for research, policy, and practice. New York: Kluwer Academic Plenum Publishers, 2003: 19-43.

[16] 尹霞云,朱康慈,黎志华.家庭功能对低收入家庭儿童外化问题行为的影响:同伴关系与希望的链式中介[J].心理与行为研究,2022,20(6):775-781,820.
YIN X Y, ZHU K C, LI Z H. The impact of family function on children's externalizing behavior problems in low-income families: the chain mediation between peer relationship and children's hope[J]. Stud Psychol Behav, 2022, 20(6): 775-781, 820. (in Chinese)

[17] 常丽,杜建政.IAT 范式下自尊内隐性的再证明[J].心理学探新,2007,27(1):61-64.
CHANG L, DU J Z. The reconfirmation on implicitness of self-esteem under IAT paradigm[J]. Psychol Explor, 2007, 27(1): 61-64. (in Chinese)

[18] 常淑敏,张文新.人类积极发展的资源模型:积极青少年发展研究的一个重要取向和领域[J].心理科学进展,2013,21(1):86-95.
CHANG S M, ZHANG W X. The developmental assets framework of positive human development: an important approach and field in positive youth development studies[J]. Adv Psychol Sci, 2013, 21(1): 86-95. (in Chinese)

[19] 刘世宏,李丹,刘晓洁,等.青少年的学校适应问题:家庭亲密度、家庭道德情绪和责任感的作用[J].心理科学,2014,37(3):617-624.
LIU S H, LI D, LIU X J, et al. Adolescent school maladjustment: the role of family cohesion and family-based moral emotion and responsibility[J]. J Psychol Sci, 2014, 37(3): 617-624. (in Chinese)

[20] JOSEPHS R A, MARKUS H R, TAFARODI R W. Gender and self-esteem[J]. J Pers Soc Psychol, 1992, 63(3): 391.

收稿日期:2025-01-16 **修回日期**:2025-04-17 **本文编辑**:汤建军

(上接第 1141 页)

[17] TATE E B, SPRUIJT-METZ D, PICKERING T A, et al. Two facets of stress and indirect effects on child diet through emotion-driven eating[J]. Eat Behav, 2015, 18: 84-90.

[18] RA J S. Consumption of sugar-sweetened beverages and fast foods deteriorates adolescents' mental health[J]. Front Nutr, 2022, 9: 1058190.

[19] TAJIK E, LATIFFAH A L, AWANG H, et al. Unhealthy diet practice and symptoms of stress and depression among adolescents in Pasir Gudang, Malaysia[J]. Obes Res Clin Pract, 2016, 10(2): 114-123.

[20] GŁĄBSKA D, GUZEK D, GROELE B, et al. Fruit and vegetables intake in adolescents and mental health: a systematic review[J]. Rocz Panstw Zakl Hig, 2020, 71(1): 15-25.

[21] 朱雪丽,赛雪莹,耿耀国,等. 河南省中小学生健康行为现状及心理社会影响因素[J]. 中国学校卫生, 2019, 40(8): 1162-1165.
ZHU X L, SAI X Y, GENG Y G, et al. Health behaviors and psychosocial determinants among primary and middle school students in Henan Province[J]. Chin J Sch Health, 2019, 40(8): 1162-1165. (in Chinese)

[22] WHATNALL M C, PATTERSON A J, SIEW Y Y, et al. Are psychological distress and resilience associated with dietary intake among Australian university students? [J]. Int J Environ Res Public Health, 2019, 16(21): 4099.

[23] SURZYKIEWICZ J, SKALSKI S B, SOŁBUT A, et al. Resilience and regulation of emotions in adolescents: serial mediation analysis through self-esteem and the perceived social support[J]. Int J Environ Res Public Health, 2022, 19(13): 8007.

[24] THOMPSON N J, FIORILLO D, ROTHBAUM B O, et al. Coping strategies as mediators in relation to resilience and posttraumatic stress disorder[J]. J Affect Disord, 2018, 225: 153-159.

[25] BORINSKY S, GAUGHAN J P, FELDMAN-WINTER L. Perceived overweight/obesity, low resilience, and body size dissatisfaction among adolescents[J]. Obes Res Clin Pract, 2019, 13(5): 448-452.

[26] KONTTINEN H, MÄNNISTÖ S, SARLIO-LÄHTEENKORVA S, et al. Emotional eating, depressive symptoms and self-reported food consumption: a population-based study[J]. Appetite, 2010, 54(3): 473-479.

收稿日期:2025-01-03 **修回日期**:2025-02-29 **本文编辑**:汤建军