

健康中国视域下大学生亚健康的中医调理路径与文化认同研究

李慧芳 张嘉洋 陈琳婕 张 媛 咸晓敏 (通讯作者)

广西中医药大学赛恩斯新医药学院 广西 南宁 530222

【摘要】：目的：立足于文化健康心理学与具身认知理论，本研究探讨中医养生保健素养在大学生健康自我管理能力与亚健康状态之间的中介作用，阐释其内在文化机制，并进一步探索数字技术赋能健康促进的可行路径。方法：采用定量与质性相结合的混合研究设计，对广西某高校 309 名在校大学生开展标准化问卷调查，运用 SPSS26.0 与 AMOS24.0 进行描述性统计、验证性因子分析与分层回归，借助 PROCESS 宏（Model4，Bootstrap 抽样 5000 次）完成中介效应检验；同时按最大差异原则，筛选 20 名大学生开展半结构化访谈，使用 NVivo12 软件对质性资料进行三级编码，并与定量结果进行三角互证。结果：验证性因子分析显示三因子模型拟合良好（CFI=0.932，TLI=0.921，RMSEA=0.058），各测量工具信效度均满足心理测量学要求；中介效应检验提示，中医养生保健素养在健康自我管理能力与亚健康状态之间发挥完全中介作用（间接效应=-0.303，95%CI[-0.436,-0.178]），占总效应的 59.6%，效应量 $\kappa^2=0.18$ ，属中等效应；质性研究提炼出“认知内化—具身实践—认同强化”的作用路径，与定量结果形成三角互证。结论：中医养生保健素养是衔接健康认知与健康行为的动态文化脚手架，能够经由具身实践弥合大学生健康领域的“知行鸿沟”，为高校构建本土化健康教育体系、开发数字赋能的中医健康干预模式提供了实证依据。

【关键词】：中医养生保健素养；亚健康；健康自我管理；混合研究法；文化脚手架

DOI:10.12417/2705-098X.26.18.036

1 引言

当下养生观念在大学生群体中不断流行，“保温杯泡枸杞”、八段锦进校园、节气食养打卡等日渐成为生活方式，折射出当代大学生对传统养生文化的接纳与认同。但这种文化热度并没有切实转化为健康获益，熬夜、久坐、作息紊乱等健康风险行为依然普遍，亚健康问题在大学生群体中居高不下^[1]。

“想养生”却难“行养生”，中医养生素养究竟通过何种途径影响健康，成为亟待回答的现实问题。中医养生保健素养并非简单的知识储备，而是以“治未病”思想为核心、依托身体实践与日常习惯的文化素养系统^[2-3]。目前研究多侧重素养水平的测量及影响因素的识别^[4-5]，针对大学生群体的系统考察亦相对有限^[12]；更关键的是，较少有研究回答素养如何经由健康管理行为影响亚健康状态，对“素养—行为—健康”中介机制的阐释仍显薄弱^[6-9]。基于此，本研究立足具身认知与文化健康心理学视角，以在校大学生为对象，考察中医养生保健素养在健康自我管理与亚健康状态之间的作用机制，并纳入数字技术要素，尝试构建动态整合模型，以期高校健康素养教育与中医养生文化的数字化发展提供理论依据与实践参考。

2 设计与方法

2.1 研究对象与抽样

本研究以广西地区全日制在校大学生为研究总体，采用整

群抽样法开展问卷调查。正式调查前选取 50 名学生实施预调研，据此修订问卷表述并优化条目设置；正式调研共发放问卷 330 份，回收有效问卷 309 份，有效回收率为 93.6%。质性研究采用目的抽样法，依据中医养生保健素养得分、性别与学科类别进行最大差异抽样，最终确定 20 名受访者开展半结构化访谈，另预留 2 名受访者用于理论饱和度检验。所有受访者均知情同意，研究全程匿名处理，严格遵循科研伦理规范。

2.2 测量工具

（1）亚健康状态：采用亚健康状态自评量表（SRSHS），其克隆巴赫 α 系数为 0.952，KMO 值为 0.948，且与 SF-36 生存质量量表呈显著负相关（ $r=-0.63$ ），信效度良好。

（2）健康自我管理能力：采用修订版 Lorig 健康自我管理量表，克隆巴赫 α 系数为 0.917，验证性因子分析显示 CFI=0.928、RMSEA=0.061，结构效度符合要求。

（3）中医养生保健素养：结合中医养生保健的核心内涵自编量表，涵盖基本知识、健康理念、实用技能与生活方式四个维度，克隆巴赫 α 系数为 0.917；四因子结构模型拟合最优，与中医知识测试得分的相关系数为 0.71，聚合效度良好。

2.3 数据分析策略

定量数据采用 SPSS26.0 进行描述性统计、Pearson 相关分析与分层回归分析；采用 AMOS24.0 开展验证性因子分析以检

作者简介：

第一作者：李慧芳，本科生，主要从事中医护理方向。

通讯作者：咸晓敏，护师，主要从事糖尿病护理方向。

基金项目：广西中医药大学赛恩斯新医药学院国家级大学生创新创业项目（202513643025）。

析与分层回归分析；采用 AMOS24.0 开展验证性因子分析以检验量表结构效度；运用 PROCESS 宏 Model4 并设定 Bootstrap 抽样 5000 次进行中介效应检验；同时以 Harman 单因子检验控制共同方法偏差。质性资料转录为文本后，借助 NVivo12 实施三级编码：先经开放式编码提炼初始概念，再经主轴编码归纳核心范畴，最后经选择性编码构建核心逻辑框架；研究采用成员检验法提升分析结果的可信度。

3 结果

3.1 定量核心发现

本研究对 309 份数据进行信效度检验及相关分析。表 1 显示，三个量表（健康自我管理能力、亚健康状态自评、中医养生保健素养）的 Cronbach's α 分别为 0.917、0.952、0.917，KMO 为 0.895、0.948、0.892，Bartlett 球形检验 χ^2 分别为 4714.286、5220.942、4463.844（df=703、435、666），均 $p<0.001$ ，表明量表信度与结构效度良好。表 2 显示，三个变量均值±标准差为 74.22±9.32、50.34±17.15、90.45±13.32；相关分析显示，健康自我管理能力与亚健康状态呈显著负相关（ $r=-0.309$ ， $p<0.01$ ），与中医素养呈显著正相关（ $r=0.529$ ， $p<0.01$ ），亚健康状态与中医素养亦呈显著负相关（ $r=-0.418$ ， $p<0.01$ ），变量间关联中高强度，为后续分析提供基础。

表 1 信度与结构效度分析（N=309）

变量	克隆巴赫 α	KMO 值	巴特利特球 形检验 χ^2	df	p
健康自我管理能力	0.917	0.895	4714.286	703	<0.001
亚健康状态自评	0.952	0.948	5220.942	435	<0.001
中医养生保健素养	0.917	0.892	4463.844	666	<0.001

表 2 各变量描述性统计与相关矩阵（N=309）

变量	M±SD	1	2	3
健康自我管理能力	74.22±9.32	1		
亚健康状态自评	50.34±17.15	-0.309**	1	
中医养生保健素养	90.45±13.32	0.529**	-0.418**	1

注：** $p<0.01$ （双尾检验）

3.2 分层回归分析

以亚健康状态自评得分为因变量，采用分层回归分析考察健康自我管理能力的独立预测作用，结果如表 3 所示。模型 1 纳入性别、年龄、家庭所在地、年级、熬夜次数、慢性病史、

中医养生教育、亲属医学背景及家庭月收入 9 个控制变量，模型 1 的 R^2 为 0.096（调整后 $R^2=0.069$ ）， $F=3.531$ （ $p<0.01$ ）；其中熬夜次数（ $\beta=-6.761$ ， $p<0.01$ ）与慢性病史（ $\beta=19.776$ ， $p<0.01$ ）显著预测亚健康状态。模型 2 在控制上述变量基础上加入健康自我管理能力， R^2 提升至 0.166（调整后 $R^2=0.138$ ）， $F=5.915$ （ $p<0.01$ ）， R^2 变化量为 0.070。结果显示，健康自我管理能力对亚健康状态具有显著负向预测作用（ $\beta=-0.508$ ， $p<0.01$ ），即健康自我管理能力越高，亚健康症状程度越低；模型 2 中熬夜次数（ $\beta=-5.266$ ， $p<0.01$ ）与慢性病史（ $\beta=17.585$ ， $p<0.01$ ）仍保持显著，但回归系数较模型 1 有所下降，表明健康自我管理能力在控制其他因素后仍具有独立的增量解释效力。

表 3 健康自我管理能力对亚健康的回归分析

变量	模型 1(控制变量)	模型 2(加入自变量)
性别	-0.890	-2.272
年龄	-0.341	-0.257
家庭所在地	1.676	1.923
年级	-1.229	-0.812
熬夜次数	-6.761**	-5.266**
慢性病史	19.776**	17.585**
中医养生教育	3.433	2.278
亲属医学背景	-0.771	-1.958
家庭月收入	-0.689	-0.680
健康自我管理能力	—	-0.508**
常数项	46.767*	87.355**
R^2	0.096	0.166
调整 R^2	0.069	0.138
F	3.531**	5.915**

注：* $p<0.05$ ，** $p<0.01$

3.3 三角互证关键洞见

质性访谈进一步印证了上述中介机制。学生并非被动接受知识，而是以身体为媒介将中医理论转化为日常养生实践，契合“理论源于实践、指导实践、检验于实践”的认识论逻辑。中医知识提供了解读健康规律的理论依据，学生通过体质辨识、膳食调养、作息调整等具身实践，将抽象理论嵌入生活世界，形成“理论指导实践→实践验证理论→文化认同深化”的螺旋上升闭环。该机制使健康自我管理能力从一般行为控制上

升为具有中医文化底色的主动健康模式，实现了定量机制与质性机理的深度互证。

4 讨论

本研究以广西某高校 309 名大学生为样本，采用混合研究方法检验了中医养生保健素养在健康自我管理能力与亚健康状态之间的中介作用。结果显示，健康自我管理能力对亚健康状态具有显著负向预测作用 ($\beta = -0.508$, $p < 0.01$)，中医养生保健素养在其中发挥完全中介作用 (间接效应 $= -0.303$, 95% CI $[-0.436, -0.178]$)，即健康自我管理能力的保护效应几乎完全经由中医养生素养实现。这一结果支持了文化脚手架理论的核心命题：中医养生保健素养并非静态的知识储备，而是衔接认知与行为的动态文化支撑结构。

从作用机制看，具身实践是素养内化的关键环节。质性资料显示，大学生对中医知识的最初把握多停留于概念层面，唯有经由穴位按摩、作息调整、功法练习等身体实践获得直观体验，认知才能转化为行为自觉^[7-11]，这与既往八段锦、穴位按摩等干预研究对大学生健康的促进作用相互印证。同时，本研究尝试从文化神经科学视角为“气感”“经络体感”等传统体验提供机制解释线索，使传统养生经验与现代认知科学形成理论对话^[8]；但该机制目前仍属理论建构，有待脑影像与行为实验进一步验证。

与既有研究相比，本研究的贡献主要体现在三方面：其一，将研究对象由社区居民拓展至大学生群体，弥补了相关实证研究的不足^[12-13]；其二，突破“知信行”线性范式，实证了素养的中介作用及其文化属性，为解释健康领域的“知行鸿沟”提供了本土化视角^[5-8]；其三，引入数字技术作为外部赋能要素，提出“认知输入—具身实践—反馈强化—素养提升”的整合路径，回应了健康教育数字化转型的现实需求^[10]。

在实践层面，本研究对高校健康教育具有明确启示。首先，应将中医养生保健素养纳入高校健康教育核心内容，以课程化与体验化相结合的方式提升学生的文化认同与行为转化率；其次，可依托校园平台建设中医养生实践阵地，发挥同伴带动作用，强化具身经验在素养形成中的支撑功能；再次，可借助智能体质评估、健康节律提醒、线上打卡等数字工具提升健康教育的可及性与持续性^[10-11]，这也是推动中医药文化创造性转化与创新性发展的具体实践^[9]。

本研究尚存在一定局限：横断面设计难以确证变量间的因果时序；样本集中于单一高校，结论的外推性有限；各变量均基于自我报告，可能存在社会期望偏差；文化神经机制部分缺乏生理数据的实证支持。未来研究可扩大样本范围、开展纵向追踪与干预实验，并结合可穿戴设备等客观指标进一步检验模型，为构建本土化、数字化的大学生健康促进体系提供更坚实的证据。

参考文献:

- [1] 李忠伟,程维峰,蒋俊逸,等.大学生健康素养现状及对策研究[J].当代体育科技,2022,12(14):137-140.
- [2] 健康中国行动(2019—2030年):总体要求、重大行动及主要指标[J].中国循环杂志,2019,34(9):846-858.
- [3] 郝梓旭,唐睿,夏昉.基于结构方程模型的吉林省大学生健康素养提升路径分析[J].卫生软科学,2021,35(8):82-85.
- [4] 杨柳.2016年全国中医养生保健素养调查结果发布[J].中医药管理杂志,2016,24(8):104.
- [5] 陈丹,孙立波,张湘富.大学生健康素养研究进展[J].医学研究与教育,2018,35(1):65-69.
- [6] 朱德才.浅谈“上工治未病”[C]//第4届人民健康国际学术交流大会论文集,2024:19-23.
- [7] 张明懿,禹白絮.中医辨证自我穴位按摩改善大学生失眠的效果研究[J].名医,2020(5):61.
- [8] 王琦.中医理论现代化的定义、框架与内涵[J].中医杂志,2024,65(1):6-12.
- [9] 中共中央宣传部.习近平总书记系列重要讲话读本(2016年版)[M].北京:学习出版社,人民出版社,2016:203.
- [10] 汪莉,彭成东,周雪梅,等.基于人工智能舌诊的中医健康状态辨识系统构建与实现[J/OL].陕西中医药大学学报,2026:1-5[2026-03-13].
- [11] 张双男.八段锦练习对大学生身体系统功能影响的实验研究[D].兰州:兰州理工大学,2025.
- [12] 梁靖.长春市大学生中医养生保健素养调查及对策研究[D].长春:长春中医药大学,2023.
- [13] 苗豪园.辽宁省居民中医养生保健素养水平现状及其影响因素分析[D].沈阳:中国医科大学,2023.