

● 民族传统体育 ●

文化自信、文化认同与民族传统体育数字传播意愿的纵向关系

陈 泉^{1,2}, 杨齐顺³, 宋明亮⁴

(1. 天津体育学院 运动训练学院, 天津 301617; 2. 中南财经政法大学 体育部, 湖北 武汉 430073; 3. 武汉商学院 体育学院, 湖北 武汉 430056; 4. 武汉体育学院 足球学院, 湖北 武汉 430079)

摘要: **目的** 探究文化自信对大学生民族传统体育数字传播意愿的纵向影响及文化认同的中介作用。**方法** 基于社会认同理论和计划行为理论, 构建“文化自信—文化认同—数字传播意愿”交叉滞后模型, 对790名大学生开展间隔4个月的三波次追踪调查, 并采用交叉滞后分析与Bootstrap法检验纵向中介效应。**结果** 文化自信对数字传播意愿具有显著且持续的正向预测作用, T1→T2与T2→T3路径系数分别为0.165和0.223 ($p < 0.01$); 文化自信可显著预测后续文化认同, 文化认同进一步显著预测后续数字传播意愿; 文化认同在二者关系中发挥显著纵向中介作用, 间接效应为0.085 (95% CI: 0.038 ~ 0.140), 中介效应占总效应的39.1%; 3项核心变量在8个月内均呈上升趋势。**结论** 文化自信可通过强化文化认同提升大学生民族传统体育数字传播意愿, 文化认同是文化心理向传播行为转化的重要心理通道。

关键词: 民族传统体育; 文化自信; 文化认同; 数字传播意愿; 交叉滞后模型

中图分类号: G812.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-983X(2026)03-0106-07

DOI: 10.20185/j.cnki.1003-983X.2026.03.017

A Longitudinal Study on the Interrelationships Between Cultural Confidence, Cultural Identity, and Intentions to Digitally Transmit Traditional National Sports

CHEN Xiao^{1,2}, YANG Qishun³, SONG Mingliang⁴

(1. Tianjin University of Sport, School of Athletic Training, Tianjin 301617, China; 2. Zhongnan University of Economics and Law, Department of Physical Education, Wuhan Hubei, 430073; 3. Wuhan Business University, School of Physical Education, Wuhan Hubei, 430056; 4. Wuhan Sports University, Football College, Wuhan Hubei, 430079)

Abstract: **Objective** To investigate the longitudinal influence of cultural confidence on college students' digital communication willingness for traditional ethnic sports and the mediating role of cultural identity. **Methods** Based on social identity theory and planned behavior theory, a cross-lag model of "cultural confidence—cultural identity—digital communication willingness" was constructed. A three-wave follow-up survey was conducted among 790 college students with a 4-month interval, and cross-lag analysis and Bootstrap method were used to test the longitudinal mediating effect. **Results** Cultural confidence had a significant and sustained positive predictive effect on digital communication willingness, with path coefficients of 0.165 (T1→T2) and 0.223 (T2→T3) ($p < 0.01$). Cultural confidence significantly predicted subsequent cultural identity, which further significantly predicted subsequent digital communication willingness. Cultural identity played a significant longitudinal mediating role in the relationship between the two, with an indirect effect of 0.085 (95% CI 0.038–0.140), accounting for 39.1% of the total effect. All three core variables showed an upward trend over 8 months. **Conclusion** Cultural confidence can enhance college students' digital communication willingness for traditional ethnic sports by strengthening cultural identity, which serves as a crucial psychological channel for the transformation of cultural psychology into communication behavior.

Keywords: Ethnic traditional sports; cultural confidence; cultural identity; digital communication willingness; Cross-lagged model

收稿日期: 2026-01-09

基金项目: 2024年度湖北省教育科学规划课题一般项目(2024GB046)。

第一作者简介: 陈 泉(1989~), 男, 湖北武汉人, 博士, 副教授, 研究方向: 教育数字化转型。

通信作者简介: 杨齐顺(1992~), 男, 湖北武汉人, 博士, 讲师, 研究方向: 教育数字化转型, E-mail: yangqishun0422@sina.com。

民族传统体育作为中华文明的重要组成部分, 凝聚着中华民族的文化基因, 是文化强国建设中不容忽视的宝贵文化资源^[1]。党的二十大报告提出“推进文化自信自强, 铸就社会主义文化新辉煌”^[2], 凸显了中华优秀传统文化在现代化强国建设中的重要地位。在文化数字化战略推动下, 数字技术为民族传统体育的创造性转化与创新性发展提供了新路径, 对建设文化强国、数字中国、体育强国具有重要意义^[3]。近年来, 民族

传统体育在数字平台上的传播呈现出新态势,如八段锦等传统健身项目通过数字化形式走进大众生活,推动中华优秀传统文化以更加鲜活的姿态传播^[4]。然而,研究表明,大学生群体对民族传统体育的主动传播率仅为13.64%，“认知—行为”转化断层仍是制约其数字化发展的关键瓶颈^[5]。因此,从大学生视角出发,探究民族传统体育数字传播意愿的影响因素及其作用机制,成为推动传统体育文化创造性转化的现实诉求。

文化自信作为一种重要的文化心理资源,体现了个体对本民族文化价值的认同与信心,在文化认知、情感体验及行为取向中发挥着关键作用^[6]。从国家发展的战略高度看,文化自信不仅是个体层面的文化认知与情感体验,更是民族精神力量的重要体现,为中华文明在数字时代的创新传播提供了内生动力。数字传播意愿是指个体在数字渠道中主动分享、推广民族传统体育内容的心理倾向^[7]。既有研究表明,文化自信能够增强个体的文化认同感,并进一步提升其在数字平台上的文化创作与分享意愿^[8]。然而,现有研究仍存在明显局限:一方面,多数研究采用横断面设计,难以揭示文化自信与传播行为之间的因果关系;另一方面,对于“文化自信如何转化为传播意愿”的心理机制缺乏过程性验证,尤其缺少基于纵向数据的实证分析^[9]。

文化认同是指个体对特定文化群体的归属感。社会认同理论指出,个体通过社会分类形成群体归属感,并由此产生内群体偏好^[10]。当文化成员身份被内化为自我概念的重要组成部分时,个体更可能采取支持该文化群体的行为方式^[11]。已有横断面研究为这一中介路径提供了初步证据:文化自信能够显著预测个体的文化认同水平^[12],而较高的文化认同则有助于提升个体的文化内容传播与口碑扩散意愿^[13]。然而,文化认同在“文化自信—民族传统体育数字传播意愿”关系链中的具体中介路径,仍有待通过纵向数据进行系统性检验。

有鉴于此,本研究聚焦2个核心问题:其一,文化自信能否显著提升大学生的民族传统体育数字传播意愿;其二,这一影响是否通过文化认同的中介作用实现。基于此,本文以中国大学生为研究对象,采用三波次交叉滞后设计,利用多时点纵向数据系统检验文化自信的动态影响效应及文化认同的中介机制。研究结果将为高校民族传统体育文化教育提供针对性策略,为数字时代传统文化的创造性转化与创新性发展提供实证支持,助力民族传统体育在数字语境下的有效传承与广泛传播。

1 理论基础与研究假设

1.1 文化自信与民族传统体育的数字传播意愿

文化自信(Cultural Confidence, CC)是指个体对自身文化价值的充分肯定以及对文化生命力持有的坚定信心,在民族传统体育领域具体表现为大学生对民族传统体育文化价值的认同程度及由此产生的自豪感^[14]。大学生在接触民族传统体育文化时,文化自信水平越高,越能形成积极的文化态度和情感体验,从而更倾向于通过数字媒介主动传播相关内容^[15]。计划行为理论指出,个体对特定对象的态度是行为意愿形成的核心前因变量,积极态度能够显著预测行为意愿的强度^[16]。因此,当大学生对民族传统体育文化具有较强的文化自信时,更可能产生主动传播该文化的意愿,通过数字平台分享相关内

容^[17]。基于此,本研究假设:H1:文化自信对大学生民族传统体育数字传播意愿具有显著的正向预测作用。

1.2 文化认同在文化自信与大学生民族传统体育数字传播意愿之间起到纵向中介作用

文化认同(Cultural Identity, CI)是指个体对特定文化群体的归属感、认同感及情感联结,包含认知认同、情感认同和行为承诺3个递进维度^[18]。针对中国大学生的实证研究表明,文化认同遵循“认知认同→情感认同→理念认同→行为认同”的纵向发展路径,其中情感认同和理念认同在认知认同与行为认同之间起显著中介作用^[19]。根据社会认同理论,群体认同通过群体规范的内化过程影响个体的态度和行为,个体的认同程度越高,越倾向于表现出支持群体的行为模式^[20]。自我认同作为重要的中介变量,在控制态度、主观规范和知觉行为控制后,仍能额外解释6%—9%的行为意愿方差,元分析结果显示自我认同与行为意愿的平均相关系数达到 $r=0.47$ ^[21]。因此,文化自信通过增强大学生对民族传统体育文化的认同感,进而在时间维度上促进其数字传播意愿的形成与稳定,形成纵向中介效应。基于此,本研究假设:H2:文化认同在文化自信与大学生民族传统体育数字传播意愿之间起到纵向中介作用。

2 研究对象与方法

2.1 调查程序与研究对象

本研究严格遵循纵向追踪研究规范与心理测量标准。首先,量表经体育教育学、体育传播学及体育心理学领域专家联合评审,确保理论框架的科学性与内容效度。初稿于2024年1月对45名大学生进行预测试,其中包括东部地区(北京、上海、广州)15名、中部地区(武汉、长沙、郑州)15名和西部地区(成都、西安、兰州)15名;年级分布为大一12名、大二11名、大三12名、大四10名。根据预测试反馈,进行了3项修订:一是删除因子载荷低于0.50的冗余题项,精简量表结构;二是修正语义模糊或双重否定表述,提升问卷在大学生群体中的可读性;三是将答题时长控制在10 min内,降低被试疲劳效应。

依据分层整群抽样原则,将全国划分为东部、中部及西部三大区域,综合考虑高校层级与地域代表性,每区域选取3所高校(含1所“双一流”建设高校、1所省属重点高校、1所普通本科院校),共计9所高校。所选高校均开设体育教育或体育相关专业,其中体育专业学生占样本总数的32.4%,非体育专业学生占67.6%。每所高校按年级分层后,各年级随机抽取1个自然班级(共36个班级)为调查对象。随机抽取自然班级的主要缘由在于:一方面确保样本的自然代表性,避免选择性偏差;另一方面便于追踪调查的组织实施,提高纵向数据收集的完整性和可靠性。研究采用三波追踪设计^[22],分别于2025年3月(T1)、2025年7月(T2)和2025年11月(T3)实施测量,时间间隔均为4个月,总历时8个月,以系统捕捉文化自信与数字传播意愿的动态交互效应及其时滞特征。

通过“问卷星”平台向目标样本分批发放电子问卷,采用实名制登记与匿名编码相结合的方式,确保纵向数据的可追踪性与隐私保护。数据管理结果如下:T1发放900份问卷(每班级平均25人),回收890份,以“关键变量数据缺失”等标准剔除无效问卷^[23],保留有效问卷875份;T2与T3分别回收850

份和 820 份,经相同标准筛选后保留有效问卷 832 份和 808 份。通过匿名编码与学号信息核验,三波数据成功匹配 790 名大学生的完整纵向记录,占基线样本的 90.3%,总体流失率 9.7%,远低于纵向研究中缺失数据导致偏差的警戒阈值^[24]。

最终有效样本 790 人的人口学特征为:男性 398 人(50.4%),女性 392 人(49.6%);年龄范围 18~23 岁,平均年龄(19.87±1.42)岁;大一 201 人(25.4%),大二 205 人(26.0%),大三 197 人(24.9%),大四 187 人(23.7%);东部地区 268 人(33.9%),中部地区 261 人(33.0%),西部地区 261 人(33.1%)。为检验样本流失的随机性^[25],对流失样本与保留样本在性别、年龄、年级、地域分布及 T1 时刻的关键变量(文化自信、数字传播意愿)得分进行差异检验,结果显示卡方检验与独立样本 t 检验均无显著差异($\chi^2<3.84$, $t<1.96$, $p>0.05$),表明样本流失为非结构性流失,不会对研究结论产生系统性偏差。

表 1 人口学统计信息

维度	类别	人数	百分比/%
性别	男	398	50.4
	女	392	49.6
年级	大一	201	25.4
	大二	205	26.0
	大三	197	24.9
	大四	187	23.7
地域	东部地区	268	33.9
	中部地区	261	33.0
	西部地区	261	33.1
专业	体育专业	256	32.4
	非体育专业	534	67.6

2.2 测量工具

2.2.1 文化自信

本研究采用毕研玲等学者编制的《大学生文化自信量表》^[26],该量表共 36 个题项,采用李克特 5 点评分制(1=非常不同意,5=非常同意),旨在系统评估大学生对中华文化的认知、情感、动机与行为层面的自信水平。量表结构包括 4 个分量表:文化自信认知分量表(含内容认知、价值认知、身份认知 3 个维度,共 13 题);文化自信情感分量表(含自豪感、依恋感 2 个维度,共 8 题);文化自信动机分量表(含内部动机、外部动机 2 个维度,共 8 题);以及文化自信行为分量表(含传承创新、践行保护 2 个维度,共 7 题)。

总量表 Cronbach's α 系数为 0.95,各分量表 α 系数分别为 0.87(认知)、0.87(情感)、0.83(动机)和 0.75(行为),显示出良好的内部一致性信度。验证性因子分析结果显示各分量表模型拟合指标均达到理想水平:文化自信认知分量表($\chi^2/df=6.01$, $CFI=0.95$, $TLI=0.94$, $GFI=0.95$, $RMSEA=0.07$);文化自信情感分量表($\chi^2/df=2.68$, $CFI=0.99$, $TLI=0.99$, $GFI=0.99$, $RMSEA=0.04$);文化自信动机分量表($\chi^2/df=5.52$, $CFI=0.98$, $TLI=0.96$, $GFI=0.98$, $RMSEA=0.06$);文化自信行为分量表($\chi^2/df=5.42$, $CFI=0.97$, $TLI=0.95$, $GFI=0.98$, $RMSEA=0.06$)。此外,聚合与区分效度检验显示,各分量表维度与总分的相关系数(0.67—0.92)均高于维度间相关系数(0.21—0.53),证实了该

量表具有良好的测量信度与结构效度。

2.2.2 文化认同感

本研究采用黄薇、毕重增编制的《简易一般文化认同感问卷》^[10],用于系统评估个体对中华文化的认同感及其在情感与行为层面的承诺程度。该量表包含 9 个题项,涵盖情感承诺、行为承诺 2 个维度。其中,情感承诺维度包括对文化的依恋和赞扬(5 个题项,如“我对中华文化充满了骄傲和自豪”“我对中华文化有着强烈的归属感”等);行为承诺维度包括对文化的学习和实践意愿(4 个题项,如“我愿意花时间去学习中华文化,如它的历史、传统和习俗”“我愿意继承和弘扬中华文化的传统美德”等)。所有题项均采用李克特 7 点量表进行评分(1=非常不同意,7=非常同意),得分越高表示个体对文化的认同感越强。

信效度检验结果表明:总量表 Cronbach's α 系数为 0.86,各维度的 α 系数分别为 0.78(情感承诺)和 0.79(行为承诺),内部一致性信度良好。验证性因子分析显示模型拟合指标优秀($\chi^2=23.61$, $df=22$, $p=0.37$, $CFI=0.99$, $GFI=0.97$, $AGFI=0.94$, $RMSEA=0.02$),双因子模型的项目标准载荷介于 0.59—0.78 之间,均在 0.001 水平上显著。此外,效标关联效度检验显示,文化认同感与文化自信显著正相关($r=0.68$, $p<0.01$),各维度与文化自信的相关系数介于 0.55—0.68 之间,均达到心理测量学推荐标准。

2.2.3 民族传统体育数字传播意愿

本研究改编了分享意愿量表^[27]和电子口碑量表^[28],形成包含 3 个维度、8 个题项的测量工具:1)传播意向强度(3 题项,如“我愿意在社交媒体上分享民族传统体育相关的内容”);2)传播内容倾向(3 题项,如“我会分享民族传统体育的精彩视频或图片”);3)传播行为承诺(2 题项,如“即使周围人不太关注,我也愿意主动传播民族传统体育”)。采用 Likert 5 点计分法(1=完全不同意,5=完全同意)。经过专家评审和认知访谈修订后,验证性因子分析显示三因子模型拟合良好($\chi^2/df=2.34$, $RMSEA=0.056$, $CFI=0.968$, $TLI=0.952$)。总量表 Cronbach's $\alpha=0.91$,各维度 α 值在 0.83—0.88 之间,组合信度(CR)在 0.84—0.89 之间,平均方差萃取量(AVE)在 0.67—0.73 之间,重测信度 $r=0.82$ ($p<0.001$),表明量表具有良好的信效度和时间稳定性。

2.3 统计处理

本研究借助 SPSS 25.0 软件进行描述性统计、相关分析及差异性检验;采用 Mplus 8.3 软件构建交叉滞后模型并检验纵向中介效应,以揭示各研究变量随时间演化的动态关系及其内在作用机制。所有变量在纳入模型前均进行了标准化处理。

3 研究结果

3.1 共同方法偏差检验

为评估共同方法偏差,分别对三波次问卷数据实施 Harman 单因子检验,将文化自信、文化认同与数字传播意愿共计 53 个题项纳入探索性因子分析。结果显示,3 次测量分别提取出 9 个、10 个与 8 个特征根大于 1 的公因子,第一公因子对总方差的解释率依次为 19.47%、21.23%与 18.85%,均低于共同方法偏差检验中常用的经验判断阈值(40%)^[29],且提取因子

数量接近理论因子结构,表明共同方法偏差风险总体可控。

3.2 描述统计与相关分析

为系统揭示文化自信、文化认同与数字传播意愿 3 项核心变量之间的基本关联模式,本研究分别于 3 个观测时点(T1、T2 与 T3)计算了皮尔逊相关系数,结果如表 2 所示。

描述性统计结果表明,3 项变量的均值随时间呈稳定上升趋势:文化自信由 T1 的 3.31 提升至 T3 的 3.64;文化认同由 3.42 增至 3.69;数字传播意愿由 3.38 升至 3.74。各变量标准差介于 0.69—0.85,显示样本在整体稳步提升的同时保持适度离散度。这一趋势表明,随着时间推移,大学生的文化自信、文化认同与传播意愿均呈现出良性发展态势,符合文化心理发展的一般规律。

相关分析显示,T1 阶段文化自信与文化认同($r=0.456, p<0.01$)、文化自信与数字传播意愿($r=0.378, p<0.01$)以及文化认同与数字传播意愿($r=0.461, p<0.01$)之间均呈显著正相关;这一关联模式在 T2 和 T3 阶段保持一致,表明三项核心变量之间存在较稳定的正向关系。其中,文化认同与数字传播意愿在 3 个时间点的相关系数分别为 0.461、0.503 和 0.465,呈现出相对稳固的相关联系。

进一步看,文化自信、文化认同和数字传播意愿在相邻测量波次间的自相关系数均处于适中水平,表明各变量具有必要的时间稳定性,同时保留了识别交叉滞后效应的分析空间^[30]。此外,各变量间最大相关系数为 0.524,未达到高度相关标准,说明变量之间具有较好的区分性,能够满足后续模型估计的基本要求^[31]。综上,三变量在 3 个测量波次上均呈现持续、稳定且方向一致的正相关关系,为后续交叉滞后路径估计与纵向模型比较提供实证基础^[32]。

3.3 模型分析

本研究采用 Mplus 8.3 对三波追踪数据进行交叉滞后中介模型分析,系统检验文化自信、文化认同与数字传播意愿三变量之间的自相关路径、交叉滞后效应,以及文化认同的纵向中介作用。模型采用潜变量结构方程建模,以各量表维度均值作为观测指标。结果显示: $\chi^2(142)=378.64, p<0.001; \chi^2/df=2.67; CFI=0.938; TLI=0.912; RMSEA=0.051$ (90% $CI[0.044, 0.059]$); $SRMR=0.045$ 。依据结构方程模型常用拟合指数判断标准,交叉滞后中介模型整体拟合达到可接受水平^[33]。

3.4 路径分析

为进一步揭示文化自信、文化认同与数字传播意愿在纵向过程中的动态结构关系,本研究基于三波追踪数据构建了交叉滞后模型。模型同时估计了 1)同时间段的结构性预测路径;2)变量的稳定路径;3)跨时间的交叉滞后效应。图 1 呈现了完整模型结构。

首先,在同时间段的预测关系方面,文化自信在 T1、T2 与 T3 均能显著正向预测文化认同 ($T1: \beta=0.282, p<0.01; T2: \beta=0.301, p<0.001; T3: \beta=0.271, p<0.01$), 表明文化自信水平越高,大学生当期的文化认同感越强。同时,文化认同在 3 个时间点均显著预测数字传播意愿 ($T1: \beta=0.317, p<0.001; T2: \beta=0.347, p<0.01; T3: \beta=0.308, p<0.01$), 显示文化认同在每一测量波次中都发挥着对数字传播意愿的重要影响。

其次,在三变量的时间稳定性方面,文化自信、文化认同与数字传播意愿均呈现出显著的回归效应。文化自信在 $T1 \rightarrow T2 (\beta=0.331, p<0.01)$ 与 $T2 \rightarrow T3 (\beta=0.312, p<0.01)$ 之间保持良好的时间连续性;文化认同在 $T1 \rightarrow T2 (\beta=0.436, p<0.01)$ 与 $T2 \rightarrow T3 (\beta=0.491, p<0.01)$ 之间表现出更高的稳定性;数字传播意愿在 $T1 \rightarrow T2 (\beta=0.412, p<0.01)$ 与 $T2 \rightarrow T3 (\beta=0.332, p<0.01)$ 之间也呈显著的自我延续性,说明三变量在研究期间递进式增长且内部结构具有稳定性。

在控制同时间段预测路径与变量稳定效应后,模型进一步揭示了关键的跨时间交叉滞后关系。结果显示,文化自信对数字传播意愿具有显著而持续的跨时影响: $T1$ 文化自信显著预测 $T2$ 数字传播意愿($\beta=0.165, p<0.01$), $T2$ 文化自信亦显著预测 $T3$ 数字传播意愿($\beta=0.223, p<0.01$),且 $T1$ 文化自信对 $T3$ 数字传播意愿的跨期效应仍保持显著 ($\beta=0.132, p<0.05$),体现了文化自信的累积性作用。文化自信对文化认同的跨时影响同样稳健, $T1 \rightarrow T2 (\beta=0.287, p<0.01)$ 与 $T2 \rightarrow T3 (\beta=0.254, p<0.01)$ 两条路径均显著,说明文化自信不仅当期影响文化认同,也能持续推动其在后续阶段的增强。与此同时,文化认同显著预测后续阶段的数字传播意愿 ($T1 \rightarrow T2: \beta=0.318, p<0.01; T2 \rightarrow T3: \beta=0.295, p<0.01$), 进一步证明文化认同在传递文化心理效应过程中发挥重要中介作用。

综上所述,本研究的三波交叉滞后结果支持“文化自信→文化认同→数字传播意愿”的动态作用机制。

表 2 描述性与相关性分析

变量	Mean ± SD	T1CC	T2CC	T3CC	T1CI	T2CI	T3CI	T1DDW	T2DDW	T3DDW
T1CC	3.31 ± 0.79	1.000								
T2CC	3.47 ± 0.73	0.367**	1.000							
T3CC	3.64 ± 0.70	0.341**	0.358**	1.000						
T1CI	3.42 ± 0.79	0.456**	0.412**	0.386**	1.000					
T2CI	3.55 ± 0.76	0.389**	0.471**	0.423**	0.518**	1.000				
T3CI	3.69 ± 0.69	0.362**	0.405**	0.448**	0.489**	0.524**	1.000			
T1DDW	3.38 ± 0.81	0.378**	0.345**	0.321**	0.461**	0.432**	0.408**	1.000		
T2DDW	3.56 ± 0.80	0.329**	0.392**	0.356**	0.417**	0.503**	0.471**	0.469**	1.000	
T3DDW	3.74 ± 0.85	0.298**	0.334**	0.382**	0.391**	0.458**	0.465**	0.423**	0.371**	1.000

注: * 表示 $p<0.05$, ** 表示 $p<0.01$; CC 表示文化自信, CI 表示文化认同, DDW 表示数字传播意愿。

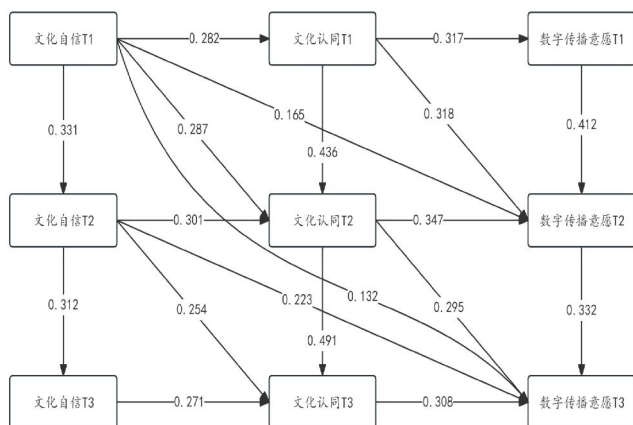


图 1 交叉滞后模型图

3.5 纵向中介效应检验

采用 Bootstrap 重抽样 5 000 次,计算 95%置信区间,并以“区间不含 0”作为显著性判据。结果显示,文化认同在“文化自信→民族传统体育数字传播意愿”关系中的纵向中介效应显著:间接效应为 0.085,95%置信区间为[0.038,0.140]。同时,文化自信在 T1 对民族传统体育数字传播意愿在 T3 的直接效应显著,标准化系数 0.132,95%置信区间为[0.020,0.245],据此判定为部分中介。总效应为 0.217(置信区间为[0.160,0.280]),其中中介效应占总效应的比例为 39.1%。上述发现与交叉滞后模型的主路径方向与强度一致,结论稳健,具体内容如表 3 所示。

4 讨论

4.1 文化自信对数字传播意愿的直接促进作用与累积效应

本研究发现文化自信对民族传统体育数字传播意愿具有显著且持续的正向预测作用,路径系数从 T1→T2 的 0.165 增至 T2→T3 的 0.223($p<0.01$),验证了假设 1。这一结果表明,文化自信对数字传播意愿的跨时预测效应不仅稳定存在,且在 8 个月的追踪期内呈现出效应递增趋势,提示文化自信的影响力可能随时间推移而持续强化。

社会认同理论认为,个体通过社会分类将自己归入特定群体,并从群体成员身份中获得积极的自我评价^[34]。文化自信本质上是个体对所属文化群体价值的认可和自豪感,构成社会认同的核心心理资源。当大学生对民族传统体育文化产生强烈自信时,将其“中华文化传播者”这一群体身份内化为自我概念的重要组成部分。身份理论的研究进一步指出,身份显著性(identity salience)是指特定身份在跨情境中被激活的概率,身份显著性越高,个体越倾向于按照该身份的规范行事^[34]。在

本研究 8 个月的追踪期内,大学生通过多次接触民族传统体育文化内容,“中华文化传播者”这一群体身份被反复激活,其在自我概念中的显著性与中心性逐步提升^[35]。Brenner 等基于三波纵向数据的实证研究表明,身份的主观重要性(prominence)对身份显著性(salience)具有稳定的因果优先性,且这种关系在 18 个月的追踪期内持续维持^[36]。这意味着,随着文化自信所激发的群体身份价值感不断积累,该身份在自我概念层级中的位置持续上移,进而更加频繁地引导个体的行为决策,表现为更强的传播意愿。因此,路径系数从 0.165 增至 0.223,恰好反映了群体身份内化程度加深后对行为引导力的正向强化。

此外,在全球化背景下,民族传统体育文化面临西方体育文化的冲击,这种文化间的比较情境恰好构成了社会认同理论所强调的群际比较框架。高文化自信的大学生在反复经历群际比较的过程中,对民族传统体育文化独特价值的认知不断被强化,从而更倾向于通过数字平台传播相关内容,以彰显中华文化的独特价值,实现群体间的积极区分。Harwood 从媒介传播的角度指出,社会认同理论可以有效解释个体基于群体成员身份的选择性媒介消费与内容生产行为,媒介使用本身又进一步巩固了群体认同^[37],形成“认同—传播—再认同”的正向循环。本研究中路径系数的增强趋势为这一循环机制提供了纵向证据支持。

需要指出的是,本研究仅包含 3 个测量波次(2 次跨时间段),当前数据尚无法确定效应增强的具体动态轨迹。未来研究可通过增加测量波次(如四波次或五波次设计)或采用密集追踪设计,进一步刻画文化自信累积效应的长期变化轨迹及其可能存在的非线性特征,以期更全面地揭示文化心理影响传播行为的动态过程。

4.2 文化认同的纵向中介机制

本研究的纵向中介分析表明,文化认同在“文化自信→数字传播意愿”关系中发挥了显著的中介作用,间接效应为 0.085(95% CI:0.038~0.140),占总效应的 39.1%,验证了假设 2。通过三波测量明确区分了预测变量、中介变量与结果变量的时间序列(T1 文化自信→T2 文化认同→T3 数字传播意愿),有效规避了横断数据中同步测量导致的共同方法偏差问题,为中介效应的因果推断提供了更为稳健的证据支持。

从理论层面审视,文化认同之所以能够承担中介角色,其深层机制可从认知转化与行为驱动 2 个层面加以阐释。在认知转化层面,文化自信本质上是个体对本民族文化价值的积极评价,属于一般性的文化态度资源,但这种态度并不能直接驱动具体的传播行为,而需经由认同过程完成从“我认可这种文化”到“这种文化是我的一部分”的心理跃迁。社会认同理论

表 3 中介效应显著性检验的 Bootstrap 分析

路径	标准化间接效应值	效果量/%	95%置信区间	
			下限	上限
文化自信→文化认同→数字传播意愿	0.085	39.1	0.038	0.140
总中介效应	0.085	39.1	0.038	0.140
直接效应(T1 文化自信→T3 数字传播意愿)	0.132	60.9	0.020	0.245
总效应	0.217	100	0.160	0.280

指出,当个体将群体成员身份内化为自我概念的核心要素时,群体规范便转化为个人行为准则^[20]。Reicher等进一步指出,社会认同对行为的影响取决于认同内容的具体建构方式^[38],这意味着大学生对民族传统体育文化的认同包含了对该文化独特价值的认知理解和对传承责任的行为承诺,正是这种具体化的认同内容赋予了传播行为以心理动力。González-Soriano等的研究亦证实,个体的群体认同越强,越倾向于在社交媒体上产生与群体身份一致的口碑传播行为^[39]。因此,在民族传统体育这一强文化属性的传播情境中,文化认同作为连接文化态度与传播行为的关键心理通道,其中介效应可能较一般商业领域更为显著。

综上,文化认同并非文化自信向传播行为转化过程中的伴随变量,而是实现从“文化态度”到“行为承诺”跃迁的核心心理机制。

5 结论与建议

5.1 研究结论

本研究证实了文化心理因素在民族传统体育数字传播中的核心作用,揭示了从宏观文化战略到微观传播行为的心理传导机制。基于三波次纵向数据的交叉滞后分析,得出3项重要结论:1)文化自信对数字传播意愿具有显著正向预测作用,且呈现累积效应,表明文化自信的影响具有时间稳定性和增强性;2)文化认同在文化自信与数字传播意愿之间发挥纵向中介作用,中介效应占总效应的39.1%,证实了文化认同是连接文化自信与传播行为的关键心理机制;3)3个核心变量在8个月内均呈上升趋势,验证了文化心理发展与传播行为形成的同步性。这些发现不仅丰富了文化自信影响传播行为的动态作用机制理论,也为民族传统体育数字化传播策略提供了实证依据,对推进文化强国建设和体育强国建设具有重要的理论与实践价值。

5.2 实践建议

针对不同主体,提出以下差异化策略:

对高校而言,将民族传统体育文化元素融入体育课程体系,设计多层次的文化体验活动,建立文化传播实践学分认证机制,培养具备文化素养和数字技能的复合型教师。

对体育组织而言,开发适合数字传播的短视频内容库,构建全平台传播矩阵,培育“文化推广大使”和数字传播IP,提供专业的媒介培训和内容策划支持。

对政府部门而言,设立“民族传统体育数字传播专项基金”,建设数字传播云平台整合资源,将文化传播纳入文化产业扶持政策,建立体育、教育、文化等多部门的联席会议制度,形成政策合力。

6 不足与展望

本研究仍存在若干局限。数据来源方面,核心变量均基于大学生自陈问卷,可能受社会期许偏差影响。未来研究可结合行为追踪、实验操纵与神经生理指标,构建多源数据框架,提升测量信效度。样本代表性方面,尽管样本覆盖东、中、西三大区域,但集中于特定类型高校,对民办高校、高职院校及不同民族地区学生的外推效度有限。后续可采用分层配额抽样,纳

入体育院校、民族院校等特殊群体,并开展跨文化比较,检验模型在不同文化背景下的适用性。研究设计方面,虽然三波次设计优于横断研究,但4个月的测量间隔可能无法捕捉文化自信与认同发展的微观动态。未来研究可采用密集追踪设计或混合方法,结合定量与定性数据,深入揭示文化心理变化的复杂过程与关键转折点,为精准干预提供更细致的理论指导。

参考文献:

- [1] 王明建,董金鹏,马林.坚持守正创新,推动民族传统体育在文化强国建设中发挥更大作用[J].成都体育学院学报,2025,51(5):26-31.
- [2] 中华人民共和国中央人民政府.习近平:高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗:在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[EB/OL].(2022-10-25)[2025-10-25].https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm.
- [3] 张琪琳,洪浩.数字时代民族传统体育文化创造性转化和创新性发展研究[J].沈阳体育学院学报,2024,43(4):131-137+144.
- [4] 徐彪,王纪信.数字赋能体育非遗保护与传承的推进困囿及实践路径[J].湖北体育科技,2025,44(6):76-80+112.
- [5] 薛可,龙靖宜.消弭数字鸿沟:中国非物质文化遗产数字传播新思考[J].中国非物质文化遗产,2021(2):99-106.
- [6] 李建华,丁丽娜.论文化自信的心理机制[J].思想理论教育,2025(10):64-70.
- [7] 郑奥成,郑家鲲,王学彬.后疫情时代体育非物质文化遗产数字化传播的现实挑战与推进路向[J].广州体育学院学报,2021,41(1):57-61.
- [8] CHU H T. Cultural confidence and self-confidence education of socialism with Chinese characteristics[J]. Frontiers in Educational Research, 2019, 2(1): 34-39.
- [9] 李南,庄泽棕.当前我国大学生文化自信研究综述[J].现代交际,2019(15):19-21.
- [10] 黄薇,毕重增.简易一般文化认同感问卷的编制[J].心理学进展,2021,11(2):620-626.
- [11] 白晓丽,七十三.群体中的亲环境行为:社会认同过程视角[J].心理科学,2022,45(2):439-445.
- [12] 周欣彤,李婵艳,韦庆旺.中国社会变迁知觉的“美好明天效应”:文化认同与文化自信的作用[J].中国社会心理学评论,2021(1):251-266+274-275.
- [13] 付方达.观众文化认同对新主流电影口碑传播的影响研究[J].当代电影,2023(5):86-91.
- [14] 梅萍,白如.新时代青年文化自信的价值内涵、生成机理与提升进路[J].社会主义核心价值观研究,2025,11(3):55-64.
- [15] 陶恩海,程传银.民族传统体育现代化传承的内涵、现状及发展路径[J].体育文化导刊,2020(1):54-60.
- [16] AJZEN I. The Theory of Planned Behavior[J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1991, 50(2): 179-211.
- [17] 万国良.网络舆情下大学生文化自信认知态度现状的实证研究[J].运筹与模糊学,2023,13(3):1791-1802.
- [18] KIM M J, THOMAS M. Identity in intercultural communication: An interpretive perspective[J]. Theories of Intercultural Communication: International and Intercultural Communication Annual, 1988, 12: 9-20.
- [19] ZHU D, LIN X. A Study on the Psychological Structure and Mecha-

- nism of Shared Chinese Cultural Identity of University Students[J]. Frontiers in Psychology, 2022, 13: 943989.
- [20] TAJFEL H, TURNER J C. The social identity theory of intergroup behavior[M]. London: Psychology Press, 2004: 276-293.
- [21] RISE J, SHEERAN P, HUKKELBERG S. The Role of Self-Identity in the Theory of Planned Behavior: a Meta-Analysis[J]. Journal of Applied Social Psychology, 2010, 40(5): 1085-1105.
- [22] 方俊燕, 温忠麟, 黄国敏. 纵向关系的探究: 基于交叉滞后结构的追踪模型[J]. 心理科学, 2023, 46(3): 734-741.
- [23] 温忠麟, 黄彬彬, 汤丹丹. 问卷数据建模前传[J]. 心理科学, 2018, 41(1): 204-210.
- [24] 叶素静, 唐文清, 张敏强, 等. 追踪研究中缺失数据处理方法及应用现状分析[J]. 心理科学进展, 2014, 22(12): 1985-1994.
- [25] 胥彦, 李超平. 追踪研究在组织行为学中的应用[J]. 心理科学进展, 2019, 27(4): 600-610.
- [26] 毕研玲, 黄宇昊, 宋彦颖, 等. 大学生文化自信量表的编制[J]. 心理学探新, 2025, 45(4): 378-384.
- [27] CHUA A Y K, BANERJEE S. Intentions to Trust and Share Online Health Rumors: an Experiment with Medical Professionals[J]. Computers in Human Behavior, 2018, 87: 1-9.
- [28] GOYETTE I, RICARD L, BERGERON J, et al. E-WOM Scale: Word-of-Mouth Measurement Scale for E-Services Context [J]. Canadian Journal of Administrative Sciences / Revue Canadienne des Sciences de L'Administration, 2010, 27(1): 5-23.
- [29] PODSAKOFF P M, MACKENZIE S B, LEE J Y, et al. Common Method Biases in Behavioral Research: a Critical Review of the Literature and Recommended Remedies[J]. The Journal of Applied Psychology, 2003, 88(5): 879-903.
- [30] HAMAKER E L, KUIPER R M, GRASMAN R P P P. A Critique of the Cross-Lagged Panel Model[J]. Psychological Methods, 2015, 20(1): 102-116.
- [31] CHEUNG G W, COOPER-THOMAS H D, LAU R S, et al. Reporting Reliability, Convergent and Discriminant Validity with Structural Equation Modeling: a Review and Best-Practice Recommendations [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2024, 41(2): 745-783.
- [32] ORTH U, CLARK D A, DONNELLAN M B, et al. Testing Prospective Effects in Longitudinal Research: Comparing Seven Competing Cross-Lagged Models[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2021, 120(4): 1013-1034.
- [33] HU L T, BENTLER P M. Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives[J]. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 1999, 6(1): 1-55.
- [34] STRYKER S, SERPE R T. Serpe. Identity Salience and Psychological Centrality: Equivalent, Overlapping, or Complementary Concepts? [J]. Social psychology quarterly, 1994, 57(1): 16-35.
- [35] MARKOWSKI K L, SERPE R T. Continued Refinements of Identity Salience: A Multidimensional Specification [J]. Social Psychology Quarterly, 2025, 88(2): 161-182.
- [36] BRENNER P S, SERPE R T, STRYKER S. The Causal Ordering of Prominence and Salience in Identity Theory: An Empirical Examination[J]. Social Psychology Quarterly, 2014, 77(3): 231-252.
- [37] HARWOOD J. Social Identity Theory [G]// JENSEN K B. The International Encyclopedia of Media Psychology. New York: Wiley - Blackwell, 2020: 1-7.
- [38] REICHER S, SPEARS R, HASLAM S A. The Social Identity Approach in Social Psychology [M]. London: SAGE Publications Ltd, 2010: 45-62.
- [39] GONZÁLEZ-SORIANO F J, FELDMAN P S M, RODRÍGUEZ-CAMACHO J A. Effect of Social Identity on the Generation of Electronic Word-of-Mouth (eWOM) on Facebook [J]. Cogent Business & Management, 2020, 7(1): 1738201.

(上接第48页)

- [12] 张毅, 贺欣萌. 数字赋能可以纾解公共服务均等化差距吗? 资源视角的社区公共服务价值共创案例[J]. 中国行政管理, 2021(11): 131-137.
- [13] 姜晓萍, 杨舒雯. 技术价值互构: 数智赋能城市社区公共服务均衡可及的生成机理[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2025(2): 65-73+231-232.
- [14] 杨斌. 新基建促进养老服务高质量发展: 内在机理、现实困境及路径选择[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2023, 37(6): 109-115.
- [15] 张博, 黄芳桂. 数字政府驱动公共服务效率提升: 内在机理、现实困境与实践进路[J]. 人文杂志, 2025(3): 129-140.
- [16] 任欣怡, 周亚虹. 我国数字鸿沟的形成因素、影响及其治理路径[J]. 经济问题, 2024(9): 50-58.
- [17] 何长辉, 焦德武. 共同富裕视角下弥合数字鸿沟与实现数字正义研究[J]. 中州学刊, 2024(7): 160-167.
- [18] 周文, 杨正源. 论智能经济: 内涵特征、发展态势与战略选择[J]. 改革, 2025(9): 1-15.
- [19] 吕佩安. 数字政府大语言模型应用的风险及其调适路径: 以风险社会理论为视角[J]. 湖南社会科学, 2025(4): 87-96.
- [20] 范柏乃, 盛中华. 数字风险治理: 研究脉络、理论框架及未来展望[J]. 管理世界, 2024, 40(8): 208-239.
- [21] 陈弘, 李英杰, 赵李洋. 数字智能技术助推城乡公共文化服务均等化: 作用机制与行动逻辑[J]. 图书馆, 2024(11): 24-33.
- [22] 中华人民共和国中央人民政府. 《政务数据共享条例》助力打破“数据孤岛”(政策解读)[EB/OL]. (2025-06-17) [2025-10-17]. https://www.gov.cn/zhengce/202506/content_7028257.htm.
- [23] 中华人民共和国中央人民政府. 我国人工智能专利数占全球总量60%数据企业数量超40万家[EB/OL]. (2025-08-15) [2025-10-15]. https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202508/content_7036554.htm.
- [24] 中华人民共和国中央人民政府. 全民数字素养与技能发展水平调查报告(2024)[EB/OL]. (2024-10-28) [2025-10-28]. https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202410/content_6983266.htm.
- [25] 傅才武, 秦然然. 人工智能语境下我国文化体制改革的趋向与策略[J]. 行政管理改革, 2025(9): 4-14.
- [26] 刘方泰, 钟丽萍, 张超越. 社区体育智慧化建设中的企业参与: 模式、困境与路径[J]. 湖北体育科技, 2025, 44(5): 71-76.