

# 大学生运动动机对其锻炼行为的影响:实施意向与自我认同感的链式中介效应

李康<sup>1</sup>,周少林<sup>1</sup>,马国才<sup>2</sup>

(1.青海民族大学体育学院,青海 西宁 810007;2.西北师范大学体育学院,甘肃 兰州 730070)

**摘要:**目的 探讨大学生运动动机与其锻炼行为之间的关系,分析实施意向和自我认同感在大学生运动动机与锻炼行为之间的中介效应并构建链式中介模型。方法 运用分层整群抽样法选取1150名在校大学生(平均年龄为 $18.68 \pm 0.895$ 岁)作为被试,采用运动动机量表、实施意向量表、自我认同感量表、体育活动等级量表对其进行电子问卷调查。利用共同方法偏差检验、Pearson相关分析和SPSS 23.0对收集的数据进行分析。结果 1)大学生运动动机与其锻炼行为之间存在显著相关关系( $r=0.351, p<0.01$ ),运动动机对锻炼行为的直接路径有显著影响( $\beta=0.167, t=12.525, p<0.01$ )。2)运动动机对实施意向( $\beta=0.217, t=10.003, p<0.01$ )和自我认同感( $\beta=0.164, t=15.356, p<0.01$ )有正向预测作用;实施意向可以正向预测锻炼行为( $\beta=0.243, t=13.115, p<0.01$ ),自我认同感可以正向预测锻炼行为( $\beta=0.284, t=7.831, p<0.01$ )。3)实施意向和自我认同感在运动动机和锻炼行为之间发挥中介作用。中介效应包括3种路径:运动动机→实施意向→锻炼行为(中介效应值为0.051)、运动动机→自我认同感→锻炼行为(中介效应值为0.043)、运动动机→自我认同感→实施意向→锻炼行为(中介效应值为0.016)。结论 1)运动动机对锻炼行为有显著正向预测作用。2)实施意向和自我认同感在运动动机与锻炼行为之间发挥显著中介作用,包括实施意向与自我认同感的独立中介作用,以及实施意向与自我认同感的链式中介效应。

**关键词:**大学生;运动动机;实施意向;自我认同感;锻炼行为

**中图分类号:** G804.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-983X(2023)03-0193-06

## Effects of Sports Motivation on Exercise Behavior of College Students: the Chain Mediating Effect of Implementation Intention and Self-identity

LI Kang<sup>1</sup>, ZHOU Shaolin<sup>1</sup>, MA Guocai<sup>2</sup>

(1.College of Physical Education, Qinghai University for Nationalities, Xining Qinghai, 810007; 2.College of Physical Education, Northwest Normal University, Lanzhou Gansu, 730070)

**Abstract: Objective** To explore the relationship between exercise motivation and exercise behavior of college students, analyze the mediating effect of implementation intention and self-identity on the relationship between exercise motivation and exercise behavior of college students, and construct a chain mediation model. **Methods** Stratified cluster sampling method was used to select 1,150 college students (average age:  $18.68 \pm 0.895$  yrs) as subjects, and they were investigated with the Exercise Motivation Scale, Implementation Intention Scale, Self-identity Scale and Physical Activity Rating Scale. Common method deviation test, Pearson correlation analysis and SPSS 23.0 were used to analyze the collected data. **Results** 1) There was a significant correlation between exercise motivation and exercise behavior of college students ( $r=0.351, p<0.01$ ), and exercise motivation had a significant impact on the direct path of exercise behavior ( $\beta=0.167, t=12.525, p<0.01$ ). 2) Exercise motivation had positive predictive effect on implementation intention ( $\beta=0.217, t=10.003, p<0.01$ ) and self-identity ( $\beta=0.164, t=15.356, p<0.01$ ). Implementation intention could positively predict exercise behavior ( $\beta=0.243, t=13.115, p<0.01$ ), and self-identity could positively predict exercise behavior ( $\beta=0.284, t=7.831, p<0.01$ ). 3) Implementation intention and self-identity play a mediating role between exercise motivation and exercise behavior. The mediating effect included three paths: exercise motivation → implementation intention → exercise behavior (mediating effect value was 0.051), exercise motivation → self-identity → exercise behavior (mediating effect value was 0.043), exercise motivation → self-identity → implementation intention → exercise behavior (mediating effect value was 0.016). **Conclusion** 1) Exercise motivation has a significant positive predictive effect on exercise behavior. 2) Implementation intention and self-identity played a significant

收稿日期:2023-01-29

第一作者简介:李康(1990-),男,河南商丘人,硕士,助教,研究方向:运动心理学,E-mail:18397100598@qq.com。

mediating role between exercise motivation and exercise behavior, including the independent mediating role of implementation intention and self-identity, and the chain mediating effect of implementation intention and self-identity.

**Keywords:** college students; motor motivation; implementation intention; sense of self-identity; physical exercise behavior

## 1 问题的提出

大学生体质健康状况不佳已成为我国亟需解决的问题。截至 2020 年,教育部公布的一项针对 115 万各级各类在校学生的体质健康抽测数据显示,大学生的体质健康“不及格率”高达 30%,并且大学生“校园运动猝死”现象时有发生。青年兴则国运兴。新时代的大学生肩负中华民族伟大复兴的时代重任,其体质健康关乎国家强盛的百年大计,引起了国家和社会的高度关注。1985 年至今,我国开展了全国学生体质与健康调研。数据显示,我国学生的体质健康状况整体呈下降趋势,学生中“小胖墩”“豆芽菜”的患病率持续上升<sup>[1]</sup>。教育部发布的第八次全国学生体质与健康调研结果显示,全国 6~22 岁学生体质健康达标优良率仅为 23.8%,其中大学生的体质健康整体呈下滑趋势<sup>[2]</sup>。因此,大学生的体质健康状况不容乐观。现有研究表明,智能电子产品的依赖和久坐少动的生活方式致使大学生缺乏身体活动已成为当今世界公认的社会问题,也是导致肥胖率和近视率持续上升的危险因素<sup>[3]</sup>。对于即将步入社会的毕业生来说,“学业负担”和“寻找工作”占据他们生活的大部分时间,很难保证健康有规律的锻炼活动。

锻炼行为是指个体以身体活动为基本手段达到增强体质的体育活动。众多研究证实,大学生锻炼行为的减少是其体质下降、肥胖率和近视率上升的主要成因<sup>[4]</sup>。现有研究证实,有规律的锻炼行为可以提升人体的体质健康水平<sup>[5]</sup>。大学生处于人生的关键时期,掌握 1~2 项优势技能,提升其主动参与体育锻炼的积极性,有利于形成良好锻炼习惯。研究表明,影响大学生锻炼行为的因素多种多样,包括个人因素、家庭因素、学校因素和社会因素<sup>[6]</sup>。然而,不论哪一种影响因素,它们的作用机制都是从宏观到微观,或者作为中间变量或第三变量存在。综上所述,为了探讨影响大学生锻炼行为的内在机制,有必要进一步分析运动动机到锻炼行为的具体路径。

计划行为理论(TPB)作为最有效的社会认知理论之一,提出动机是决定行为的直接因素<sup>[7]</sup>。动机是指个人对自己将来从事某种行为的可能性的主观评价,及其在实施计划的过程中甘愿做出的努力程度<sup>[8]</sup>。近年来,许多心理学者从不同角度直接或间接地研究动机与行为之间存在的关联性。在体育领域,计划行为理论也得到了广泛的应用。现有研究表明,运动动机可以影响锻炼行为<sup>[9]</sup>,干预行为动机可以增加大学生的身体活动频率,从而养成有规律的锻炼习惯<sup>[10]</sup>。将动机转化为实际行动,弥合了动机与行为之间的差距,已成为计划行为理论(TPB)在体育界研究和应用的焦点<sup>[11]</sup>。由此可见,提高大学生运动动机对增强其锻炼行为发挥着重要作用。基于此,为了持续提升锻炼行为的预测能力,探讨大学生运动动机到锻炼行为的转变过程,进一步揭示影响大学生运动动机和锻炼行为的内隐性因素,我们提出以下假设。

H1: 大学生运动动机与锻炼行为之间存在正相关关系。

实施意向是指具体的行动计划,该计划规定了个人将何

时何地以及采取何种行动来达到其目的。它被设计为一种意志策略,以促进动机转化为行动,这有助于个人克服“动机-行为”差距<sup>[12]</sup>。实施意向将行动的具体状况与预先选择的目标导向行动以“如果-那么”的形式联系起来,从而有效地促进目标的实现。根据“刺激-回应”理论,实施意向是通过形成“刺激-回应”连接来改变行为的有效手段<sup>[13]</sup>。研究者们认为,意向行为的实施需要一系列的行动控制。如果在动机和行为之间添加使个体主观地感受到对行为的控制感和能力的变量,则可以弥合动机与行为之间的差距<sup>[14]</sup>。在“如果-那么”形式中,实施意向将情境线索和以目标为导向的响应联系起来,对行为的控制感使个人能够清楚地意识到何时、何地以及采取什么行动来实现他们的目标,从而帮助个体将锻炼计划与情境线索相匹配,从而提升锻炼行为的解释力<sup>[15]</sup>。在体育活动过程中,仅仅改变大学生的实施意向是远远不够的,大学生更可能利用实施意向克服眼前困难,经过深思熟虑后使行为意向自动化,从而将体育活动意向转化为实际参与行为<sup>[16]</sup>。这表明,增加实施意向并不一定意味着增加锻炼行为,这个过程可能会受到第三个变量的干扰。因此,我们推测,实施意向可能在大学生的运动动机转化为锻炼行为的过程中发挥着至关重要的作用。也就是说,当大学生产生运动动机时,他们需要一定程度的实施意向才能真正将运动动机转化为锻炼行为。因此,我们提出以下假设。

H2: 实施意向在大学生的运动动机和锻炼行为之间发挥中介作用。

中介变量的确定主要是依据学科领域的理论指导或从相关研究结果迁移而来,但对中介变量的确定仍缺乏多学科视角。本研究关注的是另一个中介机制:自我认同感的中介作用。自我认同感指的是个体根据自己的经验对自己形成的反思性理解。个体发展前后存在内在的一致性和连续性<sup>[17]</sup>。自我认同感不具有稳定的特征,它通过个体经验进行检验和反映,是个体不断发展的结果<sup>[18]</sup>。自我认同感的本质是解决“我是谁”的问题,是个体认知发展的内在动力。个体认知在计划行为理论(TPB)中起着重要作用。根据计划行为理论(TPB)的概念界定,行为是个人深思熟虑的结果。个体的认知水平越高,对行为的感知行为控制就越强<sup>[19]</sup>。因此,我们参考计划行为理论(TPB),将自我认同感作为中介变量。已有研究表明,自我认同感可以有效地预测个体未来 2 个月参加体育活动的意图<sup>[20]</sup>。还有研究发现,自我认同感在大学生运动动机与锻炼行为的关系中发挥部分中介作用,能够直接预测行为或通过动机间接影响行为,并且被认为是一个重要的预测变量<sup>[21]</sup>。换句话说,更高水平的自我认同感意味着个体具有更强的内在动机。具有提高自身价值的内在动机,将促进大学生运动动机向锻炼行为的转变。因此,我们提出以下假设。

H3: 自我认同感在大学生运动动机与锻炼行为之间发挥中介作用。

人格发展理论(Theory of personality development)认为,如

果个体在整合过去经验的过程中获得积极的结果,就会产生更高层次的自我认同感。已有研究表明,自我认同感有助于个体实现预定目标,并且可以促进个体采取更积极的行为<sup>[22]</sup>。目标实现后的赞赏和肯定会激发个体的求知欲,内心萌生更积极的实施意向<sup>[23]</sup>。因此,自我认同感与实施意向两者之间可能存在显著正相关。自我认同感在运动动机和锻炼行为之间发挥中介作用,而实施意向可能进一步增强这一中介效应。在将运动动机转化为锻炼行为的过程中,有必要通过实施意向来控制锻炼行为,这可能需要通过提升自我认同感进而增强锻炼行为。综上所述,运动动机对大学生的自我认同感具有预测作用,并对实施意向产生影响,实施可能会影响锻炼行为的形成。基于此,我们提出以下假设。

H4: 自我认同感和实施意向在运动动机与锻炼行为之间发挥链式中介作用。

综上所述,为了研究大学生的运动动机与锻炼行为之间的内在机制,本研究构建了一个链式中介模型(如图 1),并验证以下几个方面:1) 运动动机正向显著预测大学生的锻炼行为;2) 自我认同感在大学生运动动机与锻炼行为之间起着独立的中介作用;3) 实施意向在大学生运动动机与锻炼行为之间起着独立的中介作用;4) 自我认同感与实施意向在大学生运动动机与锻炼行为之间起着链式中介作用。

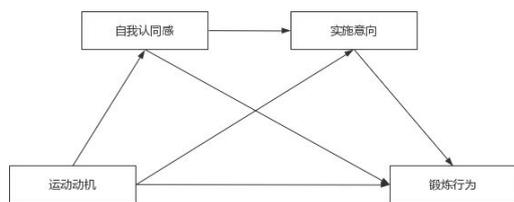


图 1 链式中介模型

## 2 研究对象与方法

### 2.1 被试

运用分层整群抽样法分别从河南、陕西、甘肃、青海、西藏选择 1 150 名在校大学生(平均年龄为 18.68±0.895 岁)作为被试并发放电子调查问卷。共发放电子问卷 1 150 份,剔除 109 份有常规答案和缺乏数据的无效问卷,收回 1 041 份,有效回收率 90.52%。其中男生 568 人,女生 473 人。

### 2.2 测量工具

#### 2.2.1 运动动机量表

采用 Pelletier 等人修订的《运动动机量表》测量大学生的锻炼动机。研究证实,该量表适用于测量大学生的运动动机<sup>[24]</sup>。量表运用李克特 7 点记分,共 6 个题项,从“1 非常不同意”到“7 非常同意”。得分越高,表明参加运动的动机越强。研究对该量表进行 KMO 和 Bartlett 球状检验(KMO=0.91; Bartlett=183 215.69,  $p<0.01$ ),解释了总方差的 74.42%(见表 1)。验证性因子分析的拟合指数为  $\chi^2/df=2.792$ , CFI=0.932, NFI=0.911, GFI=0.917, NNFI=0.925, RMESA=0.093。拟合优度显著较好,说明该量表具有较好的结构效度(见表 2)。Cronbach's  $\alpha$  为 0.79,表明量表内部一致性良好。

#### 2.2.2 实施意向量表

采用王丽娟等人修订的实施意向量表。量表采用李克特 7 点记分,共 6 个题项,从“1 非常不同意”到“7 非常同意”。得分越高,实施意向越强。已有研究证明,该量表在大学生体育锻炼过程中得到了很好的应用。研究对该量表进行 KMO 和 Bartlett 球状检验(KMO=0.93; Bartlett=8 973.64,  $p<0.01$ ),解释了总方差的 73.85%(见表 1)。验证性因子分析的拟合指数为  $\chi^2/df=2.431$ , CFI=0.961, NFI=0.933, GFI=0.964, NNFI=0.917, RMESA=0.083。拟合优度显著较好,说明该量表具有较好的结构效度(见表 2)。Cronbach's  $\alpha$  为 0.87,表明量表内部一致性良好。

#### 2.2.3 自我认同感量表

采用 Jackson 等人编制的自我认同感量表。量表采用李克特 5 点记分,12 个题项,从“1 高度不一致”到“5 高度一致”。得分越高,自我认同感越强。已有研究表明,该量表在大学生体育锻炼过程中具有良好的适用性<sup>[25]</sup>。研究对量表进行 KMO 和 Bartlett 球状检验(KMO=0.92; Bartlett=4 658.47,  $p<0.01$ ),解释了总方差的 72.62%(见表 1)。验证性因子分析的拟合指数为  $\chi^2/df=1.885$ , CFI=0.991, NFI=0.984, GFI=0.990, NNFI=0.906, RMESA=0.061。拟合优度显著较好,说明该量表具有较好的结构效度(见表 2)。Cronbach's  $\alpha$  为 0.76,表明量表内部一致性良好。

#### 2.2.4 体育活动等级量表

采用梁德清等人修订的体育活动等级量表。量表从大学生体育锻炼的强度、时间、频率 3 个维度进行评价。量表采用李克特 4 点记分,共 15 个题项(每个维度包含 5 个题项),从“1 不参加体育锻炼”到“4 大量参加体育锻炼”。等于或小于 19 分表示运动量小,20~42 分表示中等运动量,等于或大于 43 分表示运动量大。得分越高,体育锻炼量越高。已有研究证明,该量表在大学生体育锻炼过程中具有良好的适用性<sup>[26]</sup>。研究对量表进行 KMO 和 Bartlett 球状检验(KMO=0.91; Bartlett=264 360.51,  $p<0.01$ ),解释了总方差的 71.84%(见表 1)。验证性因子分析的拟合指数为  $\chi^2/df=2.332$ , CFI=0.984, NFI=0.931, GFI=0.906, NNFI=0.981, RMESA=0.037。拟合优度显著较好,说明该量表具有较好的结构效度(见表 2)。Cronbach's  $\alpha$  为 0.77,表明量表内部一致性良好。

### 2.3 数据分析

采用 SPSS 23.0 和 AMOS 21.0 统计软件对数据进行分析。对问卷调查获得的数据进行如下处理:1) 采用 SPSS 23.0 对各量表进行探索性因子分析;2) 采用 AMOS 21.0 对所有量表进行验证性因子分析;3) 采用 SPSS 23.0 对各量表进行内部一致性检验;4) 采用 Harman 单因素法进行共同方法偏差检验;5) 运用 Pearson 相关分析计算运动动机、实施意向、自我认同感与锻炼行为之间的关系,正态分布的连续变量用平均值(M)±标准差(SD)表示;6) 采用 Hayes 在 SPSS 23.0 中编写的 SPSS 宏程序分别验证实施意向和自我认同感在大学生运动动机与锻炼行为之间的中介作用,以及实施意向和自我认同感在大学生运动动机与锻炼行为之间的链式中介作用;7) 采用 Hayes 编制的 SPSS 宏程序中的模型 6 对链式中介作用进

表 1 探索性因子分析和内部一致性检验结果

变量	KMO	Bartlett( $p<0.01$ )	累积方差解释率(%)	Cronbach' $\alpha$
运动动机	0.92	183 215.69	74.42	0.79
实施意向	0.93	8 973.64	73.85	0.87
自我认同感	0.92	4 658.47	72.62	0.76
锻炼行为	0.90	264 360.51	71.84	0.77

表 2 各量表验证性因素分析

变量	$\chi^2/df$	CFI	NFI	GFI	NNFI	RMSEA
1.运动动机	2.792	0.932	0.991	0.917	0.925	0.093
2.实施意向	2.431	0.961	0.993	0.964	0.917	0.083
3.自我认同感	1.885	0.991	0.984	0.990	0.906	0.061
4.锻炼行为	2.332	0.984	0.931	0.906	0.981	0.037

行测试。在本研究中,把显著性水平设置为  $p<0.05$ 。

### 3 结果和分析

#### 3.1 共同方法偏差检验

共同方法偏差是指由于相同的数据源或评分者、相同的测量环境、项目语境以及项目自身特征所造成的预测变量和效标变量之间人为的共变。这种人为的共变对研究结果产生严重的混淆并对研究结论有潜在的误导,是一种系统误差<sup>[27]</sup>。由于本研究中的数据都是通过量表收集的,可能存在共同方法偏差的问题。因此,本研究采用了 Harman 单因素法来检验共同方法偏差。检验结果表明,主成分分析的第一个因子解释的变异量为 30.69%,低于 40%的临界值,说明本研究不存在严重的共同方法偏差。

#### 3.2 变量的描述性统计和相关性分析

观察表 1 和表 3 可以看出,运动动机( $r=0.351, p<0.01$ )、实施意向( $r=0.557, p<0.01$ )和自我认同感( $r=0.536, p<0.01$ )与

锻炼行为存在显著正相关关系。运动动机( $r=0.506, p<0.01$ )和实施意向( $r=0.607, p<0.01$ )与自我认同感存在显著的正相关关系。运动动机( $r=0.294, p<0.01$ )与实施意向之间存在显著的正相关关系。相关性分析结果为后续的假设检验提供了数据支持。

根据温忠麟对中介效应检验的建议<sup>[28]</sup>,对链式中介效应模型进行了验证,检验结果如表 4 所示。分析表 4 可知,在控制性别的情况下,运动动机能显著正向预测大学生的锻炼行为,总效应为 0.167( $p<0.01$ ),直接效应为 0.053( $p<0.01$ )。因此,假设 1 成立。当将实施意向和自我认同感纳入回归方程时,运动动机对实施意向( $\beta=0.217, p<0.01$ )和自我认同感( $\beta=0.164, p<0.01$ )具有显著正向预测作用。实施意向对自我认同感( $\beta=0.275, p<0.01$ )和锻炼行为( $\beta=0.243, p<0.01$ )具有显著正向预测作用。自我认同感对锻炼行为有显著正向预测作用( $\beta=0.284, p<0.01$ )。结果表明,运动动机可以显著正向预测锻炼行为,实施意向和自我认同感分别在运动动机和锻炼行为之间起部分中介作用。因此,假设 2 和假设 3 成立。

表 3 各变量的均值、标准差、相关系数

变量	M	SD	1	2	3	4
1.运动动机	4.78	2.06	1			
2.实施意向	2.91	1.57	0.294**	1		
3.锻炼行为	23.71	7.68	0.351**	0.557**	1	
4.自我认同感	3.26	0.91	0.506**	0.607**	0.536**	1

注:\* 在 0.05 水平下,相关性显著,\*\* 在 0.01 水平下,相关性显著;下表同

表 4 各变量回归关系分析

效应	路径	$\beta$	SE	t	p	LLCI	ULCI
直接效应	运动动机→锻炼行为	0.053	0.013	3.994	<0.01	0.026	0.076
	运动动机→实施意向	0.217	0.022	10.003	<0.01	0.176	0.262
	运动动机→自我认同感	0.164	0.010	15.356	<0.01	0.141	0.180
间接效应	自我认同感→实施意向	0.275	0.011	20.352	<0.01	0.254	0.316
	实施意向→锻炼行为	0.243	0.018	13.115	<0.01	0.195	0.265
	自我认同感→锻炼行为	0.284	0.035	7.831	<0.01	0.205	0.340
总效应	运动动机→锻炼行为	0.167	0.013	12.525	<0.01	0.137	0.188

注:LLCI 为 Bootstrap 采样 95%区间的下限,ULCI 为 Bootstrap 采样 95%区间的上限;下表同

采用 Bootstrap 对中介效应进一步检验,并构建结构方程模型。选择 SPSS 宏程序模型 6 来检验实施意向和自我认同的链式中介效应(见表 5)。实施意向在运动动机与锻炼行为之间的中介效应检验的置信区间为(0.037,0.068),不包括 0,中介效应占总效应的 30.54%,证明假设 2 成立。自我认同感在运动动机与锻炼行为之间的中介效应检验的置信区间为(0.025,0.061),不包括 0,中介效应占总效应的 25.75%,低于实施意向的中介作用,证明假设 3 成立。实施意向与自我认同感的链式中介效应检验的置信区间(0.010,0.022),不包括 0,验证了链式中介效应路径的存在,从而证明假设 4 是成立的。实施意向和自我认同感在运动动机与锻炼行为之间的链式中介效应如图 2 所示。

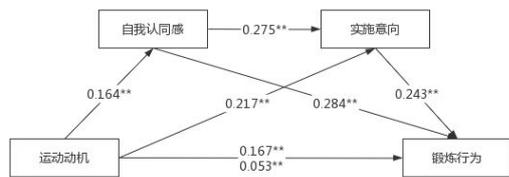


图 2 实施意向与运动动机、锻炼行为、自我认同的链式中介模型

## 4 讨论

### 4.1 运动动机与锻炼行为之间的关系

研究表明,运动动机与锻炼行为之间存在显著正相关关系,与现有的研究结果一致<sup>[29]</sup>,验证了假设 1。现有研究表明,个体参与体育锻炼的动机是内在的,运动动机的产生有利于锻炼行为的实现<sup>[30]</sup>。大学生正处于体质健康发展的关键时期,培养其终身体育的意识和养成有规律的体育锻炼习惯至关重要。本研究探讨了大学生运动动机与锻炼行为的关系,结果表明,个体的运动动机越强,参与锻炼的可能性就越大。由此可见,动机是行为最直接的预测因素,提高大学生的运动动机可以有效地促进其锻炼行为。

### 4.2 实施意向与自我认同感的独立中介效应

研究发现,实施意向在运动动机和锻炼行为之间起中介作用,验证了假设 2。本研究在验证大学生运动动机对其锻炼行为具有正向预测作用的基础上,从 3 个维度,揭示运动动机是改善实施意向和锻炼行为的重要因素。这与现有研究结果一致,即运动动机对实施意向具有显著的正向预测作用<sup>[31]</sup>。本研究还发现实施意向在大学生的运动动机与锻炼行为之间起着部分中介作用,这意味着运动动机一方面可以直接影响大学生的锻炼行为,另一方面通过实施意向间接影响大学生的锻炼行为。因此,在研究大学生运动动机与锻炼行为的关系

时,应重视实施意向的作用。

本研究还发现,自我认同感在运动动机和锻炼行为之间起着部分中介作用,验证了假设 3。这与已有的研究结果一致,即运动动机能够提升自我认同感<sup>[32]</sup>和自我认同感对锻炼行为具有正向预测作用<sup>[33]</sup>。与此同时,本研究对两者之间的关系进行了检验,结果表明,运动动机不仅是提高自我认同感的关键因素,也是促进大学生锻炼行为的重要因素。通过培养大学生的自我认同感,使其能够以更全面、更客观的自我意识“重新定义自己”,相信自己有能力完成运动任务,从而产生更积极的锻炼行为。

### 4.3 实施意向与自我认同感的链式中介效应

本研究进一步发现,实施意向和自我认同感对大学生运动动机和锻炼行为之间具有链式中介作用,验证了假设 4。这与现有的研究结果一致,即自我认同感程度越高越有助于提升大学生参与体育活动的实施意向<sup>[34]</sup>。运动动机可以为大学生提供实施意向的条件,而自我认同感则是实施意向的驱动因素。自我认同感相关性越强,个体做出实际行动的可能性越大。具有高度自我认同感的个体,对自己有较高的认知,能够对自己做出的决定进行反思,并在能力范围内积极完成任务。因此,大学生的运动动机越高,实施意向和自我认同感水平也越高,从而产生积极的锻炼行为。因此,本研究中自我认同感→实施意向的链式中介作用是可行的,且运动动机对锻炼行为的预测产生部分中介作用。因此,以实施意向和自我认同感作为“第三个变量”来弥合运动动机与锻炼行为之间的差距,有助于解释和预测意向行为转化的复杂机制,对改善大学生的锻炼行为具有一定的指导价值。本研究的链式中介效应分析结果在一定程度上提醒体育教育工作者,在鼓励大学生从“意向”向“实施”转变的过程中,提升大学生的自我认同感和实施意向是增强其运动动机和锻炼行最显著的路径。

## 5 结论

- 1) 大学生的运动动机、实施意向、自我认同感与锻炼行为具有显著正相关关系;运动动机、实施意向与自我认同感有显著正相关关系;运动动机与实施意向呈显著正相关关系。
- 2) 大学生实施意向和自我认同感在运动动机和锻炼行为之间具有显著的中介作用。包含 3 个中介路径:实施意向的独立中介效应,自我认同感的独立中介效应,以及实施意向和自我认同感的链式中介效应。
- 3) 大学生的锻炼行为在一定程度上受到自身实施意向水平和自我认同感水平的影响。因此,在改善大学生体育锻炼行为的过程中,建议以促进其身心健康发展为立足点,从培养体育锻炼意识入手,关注大学生的实施意向和自我认同感的水平,并通过提高大学生的实施意向和自我认同感水平,促进其锻炼行为的改善,从而使其养成终身体育意识和良好的运动

表 5 实施意向与自我认同感的链式中介效应分析

路径	中介效应	SE	LLCI	ULCI
运动动机→实施意向→锻炼行为	0.051	0.007	0.037	0.068
运动动机→自我认同感→锻炼行为	0.043	0.008	0.025	0.061
运动动机→自我认同感→实施意向→锻炼行为	0.016	0.005	0.010	0.022

习惯。

## 6 不足和展望

1) 研究探讨了大学生运动动机与锻炼行为的关系, 构建了链式中介模型, 揭示了运动动机对锻炼行为影响的内在机制, 这对弥合运动动机与锻炼行为之间的差距具有一定的指导价值, 也为研究变量之间的因果关系提供了理论依据。然而, 本研究采用回顾性和主观报告方法对大学生的锻炼行为进行评价, 这种方法容易受到个体主观因素的影响。未来可以采用纵向跟踪或实验干预设计来更有效地解释运动动机对大学生锻炼行为的影响。

2) 研究仅探讨了实施意向和自我认同感对大学生运动动机和锻炼行为的中介作用, 忽略了现实中其他可能的中介变量, 如情绪、自我效能感、感知社会支持等, 有待进一步研究。后续研究应以“增强体质”为导向, 深入探究体育锻炼计划的“剂量效应”及其相关变量的影响, 从而帮助大学生获得更多主动参与体育锻炼的路径。

## 参考文献:

- [1] 马 军. 第八次全国学生体质与健康调研精准科学实施及重要意义[J]. 中国学校卫生, 2021, 42(9):1283-1284.
- [2] 第八次全国学生体质与健康调研结果发布[J]. 中国学校卫生, 2021, 42(9):1281-1282.
- [3] 张文娟, 毛志雄. 青少年体育活动意向与行为的关系: 行动控制与情绪的中介作用[J]. 北京体育大学学报, 2016, 39(3):81-87.
- [4] 肖 哲, 朱 欢, 胡江平, 等. 10 周有氧运动和有无氧结合抗阻运动对肥胖大学生微循环功能的影响及机制研究[J]. 中国全科医学, 2022, 25(19):2349-2355+2362.
- [5] 马爱民, 颜 军, 傅 建, 等. 体质健康测评与大学男生主观锻炼体验及锻炼行为研究[J]. 中国健康教育, 2019, 35(1):50-53.
- [6] 于可红, 卢依娟, 吴一卓. 大学生锻炼行为影响因素的结构方程模型分析[J]. 体育学刊, 2021, 28(2):103-110.
- [7] 许登云, 乔玉成. 公民体育锻炼意识与行为悖离的影响因素探析——计划行为理论视角[J]. 西安体育学院学报, 2020, 37(6):750-757.
- [8] 王梦阳. 青少年运动行为对抑郁倾向的影响: 基于动机和主观体验的中介效应[J]. 体育与科学, 2021, 42(6):78-85+110.
- [9] 杨 剑, 刘赵磊, 季 泰. 大学生锻炼意向与行为关系——执行功能的解释作用[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2020(03):131-141, 171-172.
- [10] 张 强, 晏明霞, 唐程梦, 等. 基于计划行为理论的四川省农村青少年体育锻炼行为研究[J]. 中国学校卫生, 2021, 42(1):41-45.
- [11] HAGGER M S. Habit and physical activity: theoretical advances, practical implications, and agenda for future research [J]. Psychol Sport Exerc, 2018(42):118-129.
- [12] 胡小勇, 郭永玉. 执行意向对目标达成的促进及其作用过程[J]. 心理科学进展, 2013, 21(2):282-289.
- [13] ADRIAANSE M A, de RIDDER D T, de WIT J B. Finding the critical cue: implementation intentions to change one's diet work best when tailored to personally relevant reasons for unhealthy eating [J]. Pers Soc Psychol Bull, 2009(35):60-71.
- [14] 陈善平, 刘丽萍, 张中江, 等. 大学生体育规范行为意向量表编制及应用[J]. 北京体育大学学报, 2020, 43(10):50-58.
- [15] 葛小雨, 黄 谦, 荀 阳, 等. 利用体育类 APP 进行体育锻炼的行为意向影响研究[J]. 西安体育学院学报, 2020, 37(5):558-567.
- [16] 王丽娟, 郑丹衡. 习惯行为、执行意向与青少年身体活动意向与行为: 基于计划行为理论的扩展模型[J]. 上海体育学院学报, 2020, 44(2):22-32.
- [17] 张 亮. “元宇宙”之自我生境的“元”反思与批判——虚-实世界间的“自我认同”之论析[J]. 浙江社会科学, 2022(07):68-77+158.
- [18] 徐 强. 自我认同: 数字时代的认知、情感及其批判[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2022, 36(4):1-7.
- [19] 肖 爽, 邱烈峰. 河南大学生体育意识与行为现状及其相关性分析[J]. 中国学校卫生, 2018, 39(5):673-676+680.
- [20] 杨雨萌, 刘秋莲, 孙世月. 未来取向对大学生职业成熟度的影响: 自我认同与专业认同的链式中介作用[J]. 心理研究, 2019, 12(6):517-523.
- [21] JACKSON C, SMITH A, CONNER M. Applying an extended version of the theory of planned behaviour to physical activity [J]. J Sports Sci, 2003(21):119-133.
- [22] 许 昭, 颜春辉, 洪丝语. 大学生身体活动意向与行为的关系: 计划、情感的中介作用[J]. 山东体育学院学报, 2018, 34(6):64-69.
- [23] 王 冰, 李 莎, 王文捷, 等. 大学生自我认同感对社交回避及苦恼的影响: 负面评价恐惧的中介效应[J]. 中国医科大学学报, 2021, 50(12):1107-1111.
- [24] 刘微娜, 周成林, 孙 君. 青少年户外运动动机对运动坚持性的影响: 运动氛围的中介作用[J]. 体育科学, 2011, 31(10):41-47.
- [25] 王飞加, 王 野. 学校体育对大学生自我概念影响的实证研究[J]. 武汉体育学院学报, 2008(05):74-78+91.
- [26] 王龙洋, 金光辉, 张亚文, 等. 体育锻炼对初中生遭受校园欺凌的影响——心理韧性自我效能感的链式中介作用[J]. 体育教育学报, 2022, 38(1):67-73.
- [27] 周 浩, 龙立荣. 共同方法偏差的统计检验与控制方法[J]. 心理科学进展, 2004, 12(6):942.
- [28] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5):731-745.
- [29] 董宝林, 毛丽娟. 锻炼身份认同、内部动机、锻炼承诺与大学生锻炼行为: 链式中介模型[J]. 天津体育学院学报, 2020, 35(4):415-422.
- [30] 袁诗婧, 游茂林. 疫情期间体育参与与社会支持举措与大学生锻炼行为: 锻炼抗疲动机的中介作用[J]. 山东体育学院学报, 2021, 37(4):53-60.
- [31] 王佳卉, 王玉秀. 大学生体测增值关注与锻炼坚持性的关系——内部动机与执行意向的链式中介作用[J]. 体育学刊, 2021, 28(6):111-118.
- [32] 董文博. 锻炼意向和锻炼行为的关系——自我认同和锻炼承诺的增值贡献[D]. 北京体育大学, 2013.
- [33] 古 强, 陈开梅, 周大亮. 中介式调节作用在肥胖青少年锻炼经历与锻炼行为之间的关系研究[J]. 广州体育学院学报, 2017, 37(3):65-68.
- [34] 周君华. 不同年龄人群锻炼行为改变的调节变量探究——基于对 HAPA 与 TPB 整合模型的测评[J]. 体育科学, 2014, 34(10):21-28+58.