

# “双减”背景下义务教育阶段体育教师工作要求、 工作资源对工作投入的影响

李昆龙<sup>1,2</sup>, 樊铭<sup>1</sup>, 曹景川<sup>2</sup>, 方向丽<sup>3</sup>

(1.北京体育大学 艺术学院, 北京 100084; 2.长治学院 体育系, 山西 长治 046011;  
3.廊坊师范学院 体育学院, 河北 廊坊 065000)

**摘要:**以工作要求-资源(JD-R)理论为基础,对594位义务教育阶段体育教师进行问卷调查,利用结构方程模型检验工作要求、工作资源、心理资本对工作投入的路径影响,同时利用多群组分析探究人口学变量的调节作用。结果表明:实施“双减”政策以来,体育教师的工作要求增加,工作资源和工作投入降低;工作要求正向影响工作投入,工作资源正向预测工作投入;心理资本在工作资源和工作投入之间起部分中介作用;性别、地区、学校类型的调节作用不显著,而年龄、学段、婚姻状况和学历显著调节心理资本在工作资源和工作投入之间的中介作用。研究认为,学校应根据体育教师的不同人口特征,在适当提高工作要求的同时,重点增加体育教师工作意义、硬件条件等工作资源,从而提升心理资本水平,促进其形成积极工作投入状态。

**关键词:**学校体育; 体育教师; 结构方程模型; JD-R模型; 工作投入; “双减”政策  
**中图分类号:** G807 **文献标志码:** A **文章编号:** 1006-7116(2024)02-0127-07

## The influence of job demands and job resources on the work investment for physical education teachers in the compulsory education stage under the background of "double reduction"

LI Kunlong<sup>1,2</sup>, FAN Ming<sup>1</sup>, CAO Jingchuan<sup>2</sup>, FANG Xiangli<sup>3</sup>

(1.School of Art, Beijing Sport University, Beijing 100084, China;

2.Department of Physical Education, Changzhi University, Changzhi 046011, China;

3.School of Physical Education, Langfang Normal University, Langfang 065000, China)

**Abstract:** A questionnaire survey was conducted on 594 physical education teachers in compulsory education based on the JD-R theory, and the structural equation model was also used to test the path hypothesis of job demands, job resources, and psychological capital on work investment, and likewise, the multi-group analysis was also used to explore the moderating effect of various demographic variables here. The results showed that since the implementation of the "double reduction" policy, the job demands of physical education teachers in compulsory education have increased, but the job resources and work engagement have decreased; the job demands have a positive impact on work engagement, and job resources also positively predict work engagement; the psychological capital have played a partial mediating role between job resources and work engagement; the moderating effect of gender, region and school type is not significant, while age, grade, marital status and educational background could significantly moderate the mediating effect of psychological capital between job resources and work engagement. Based on these above, the study holds that according to the different demographic characteristics of physical

收稿日期: 2023-09-04

基金项目: 山西省高校教学改革创新项目(J20231273); 河北省社会科学基金项目(HB18TY016); 山西省高等教育“1331工程”提质增效建设计划项目。

作者简介: 李昆龙(1989-), 男, 讲师, 博士研究生, 研究方向: 学校体育学。E-mail: lklsuer1989@126.com 通信作者: 樊铭

education teachers, schools should focus on increasing the job resources such as the work significance and hardware conditions of physical education teachers while appropriately improving the job demands, so as to improve the level of psychological capital and then to promote the formation of positive work engagement among them.

**Keywords:** school physical education; physical education teachers; structural equation model; JD-R model; work investment; "double reduction" policy

教师的工作投入是激活教师队伍、决定教育改革成败的关键<sup>[1]</sup>。“双减”政策将体育纳入课后服务,势必会加大义务教育阶段体育教师的工作压力,使其工作状态受到全新的挑战<sup>[2]</sup>。与此同时,体育教师的社会地位不断上升,也能获得良好的职业发展机遇<sup>[3]</sup>。在压力与机遇并存的背景下,探讨义务教育阶段体育教师工作投入的影响因素对体育师资队伍建设和深入贯彻“双减”政策具有重要意义。

工作投入是个体在工作中表现出的一种积极的、完满的情绪和认知状态,包括活力、专注和奉献 3 个维度<sup>[4]</sup>。国内关于义务教育阶段体育教师工作投入的研究较少,仅验证学科教学知识对教学投入的正向效益<sup>[5]</sup>。而中小学教师工作投入作为其上位概念,可借鉴相关研究成果。学者们多从个体因素(如人口学因素、心理健康、成就目标)、工作特征(如角色认同、心理授权、工作压力)以及组织因素(如组织公平、组织支持、不同领导风格)3 个方面,来讨论其对工作投入的影响<sup>[6-7]</sup>,忽视三者同时影响工作投入的复杂关系<sup>[8]</sup>。而且,体育教师相对于其他学科教师具有明显身体性和实践性特征,其工作投入的影响因素仍需验证<sup>[7]</sup>。此外,“双减”政策使得义务教育体育教师的工作要求和工作资源发生重大变化,可见在这种特殊背景下其工作投入的影响机制尚需探索。工作要求-资源(Job Demands-Resources, JD-R)模型能较好解释工作要求、工作资源与工作投入之间的关系,而心理资本作为重要的个体资源也被纳入模型之中,且该理论在教育领域的适用性已得到验证<sup>[9]</sup>。因此,本研究基于 JD-R 理论,运用结构方程模型探讨“双减”背景下工作要求、工作资源、心理资本对义务教育阶段体育教师工作投入的作用机理,以期对体育师资队伍建设和“双减”政策的深入贯彻提供实践指导。

## 1 研究假设

### 1.1 工作要求对工作投入的影响

工作要求是指工作的物理、社会和组织方面的要求,需要个体持续不断地付出身体和心理方面的努力<sup>[9]</sup>。伍新春等<sup>[10]</sup>对工作要求在中小学教师领域进行本土化验证,并将其分为工作负荷、角色压力、情绪要求、学生不良行为、升学考试压力和职业道德要求 6 个维度。

JD-R 模型中损耗路径的假设指出,较高的工作要

求可能耗费个体的精力和资源,对个体和组织造成负面影响,并可能导致更高程度的职业倦怠。随着积极心理学研究的深入,“工作投入”这一概念得以提出且与职业倦怠并列,被视作工作状态的两种极端形态<sup>[11]</sup>。由此可见,较高的工作要求不仅增加职业倦怠,同时也减少员工的工作投入。“双减”政策实施以来,体育成为课后服务的主要内容,体育教师的工作压力增大,生理和心理损耗增加,体育教师易产生疲劳感、无力感、厌烦情绪及抵触行为,降低其工作积极性,从而负向影响体育教师的工作投入<sup>[3]</sup>。基于以上分析,本研究提出假设:H1 工作要求负向影响工作投入。

### 1.2 工作资源对工作投入的影响

工作资源是指能为工作者提供支持和帮助的工作因素,这些因素通常具有实现工作目标、促进个人发展、减少心理消耗的作用<sup>[9]</sup>。在教师职业领域,伍新春等<sup>[10]</sup>构建我国教师工作资源的 6 维度结构模型,其中包括工作自主、工作意义、组织支持、同事支持、硬件条件和工作回报。

JD-R 模型中增益路径的假设认为,工作自主、同事支持、领导支持、薪资报酬等工作资源具有工具性效能,可以作为补充性资源,使员工形成资源充足感,帮助员工快速实现工作目标,释放更多的经历投入到工作中。同时,工作资源还具备动机效能,可以不断激发员工的内在动机,调动员工的积极性和能动性,从而提高其工作投入<sup>[12]</sup>。目前,国内外学者已对工作资源的“工作自主”“领导支持”“同事支持”“工作意义”“硬件条件”“工作回报”等不同维度与教师工作投入的关系进行探索且都具有正向预测作用<sup>[13]</sup>。“双减”政策的出台,改善义务教育阶段体育教师的学校环境、社会环境和经济环境,这些外部工作环境的优化能够补充足够的资源,从而激发体育教师的工作动机,促使体育教师达到积极的工作状态<sup>[3]</sup>。基于以上论述,本研究提出假设:H2 工作资源正向影响工作投入。

### 1.3 心理资本对工作资源与工作投入之间关系的影响

心理资本指的是个体在成长和发展过程中表现出的积极心理状态,涵盖自信、希望、乐观和韧性 4 个核心维度<sup>[14]</sup>。资源保存理论指出,个体资源是有限的,资源的损失会加剧个体紧张,资源的获取却令个体感到愉悦<sup>[15]</sup>。由此可知,工作资源有助于个体心理资本

的提升。其中,“工作自主”和“工作意义”能够提高员工对于自身角色和职业的认同程度,使员工感到自信。领导和同事的情感支持以及硬件条件和工作回报的物质支持,不仅会影响员工对自身能力及价值的看法,而且能提高员工的归属感和克服困难的动机。在工作中,情感和物质支持的增加能够丰富个体的希望感,提升情绪的乐观程度,并使其在面临困难时更加充分地做好准备<sup>[6]</sup>。与此同时,心理资本作为一种可开发的内源性个体资源,能够使个体更有可能带着活力和热情面对工作,从而表现出更高水平的工作投入<sup>[7]</sup>。

基于工作资源、心理资本和工作投入的关系,国内外学者将心理资本纳入到 JD-R 模型之中,认为资源性的工作环境能够激活员工的心理资本,从而促进员工的工作投入。心理资本及不同维度对工作资源和工作投入的中介效应,在高校教师群体中得到证实<sup>[8]</sup>。“双减”政策通过外部工作环境提升体育教师的工作资源,增加体育教师个体的职业荣誉感和自信心,使体育教师在心理上产生更多希望<sup>[9]</sup>。这种个体积极心理资本的提升,不仅增强体育教师职业认同,激发其内在动力,而且体育教师必然愿意付出更多努力,并在工作中保持积极投入。基于以上分析,本研究提出如下假设: H3 工作资源正向影响心理资本, H4 心理资本正向影响工作投入, H5 心理资本在工作资源与工作投入之间起中介作用。

## 2 研究对象与方法

### 2.1 样本和数据

由于全国义务教育阶段体育教师数量众多,本研究采用便利抽样和滚雪球抽样的方式招募被试者。具体过程如下:首先在全国每个省份确定2名小学体育教师和1名初中体育教师,然后让其在同事微信群或朋友圈内转发电子问卷二维码,2022年12月29日—2023年1月10日,共收回705份问卷,剔除无效问卷111份,最终得到有效问卷594份,有效率为84%。有效样本中,男性362人(60.9%),女性232人(39.1%);青年体育教师327人(55.1%),中年体育教师267人(44.9%);本科及以上学历327人(71.4%),硕士及以上学历170人(28.6%);已婚455人(76.6%),未婚136人(22.9%),其他3人(0.5%);村镇169人(28.5%),城市425人(71.5%);小学404人(68.0%),初中190人(32.0%);东部地区272人(45.8%),中西部地区322人(54.2%)。被试者的基本统计信息分布与教育部2021年中国教育统计信息基本一致<sup>[18]</sup>。

### 2.2 变量测量

本研究使用的量表均来自于国内外成熟量表,然

后结合义务教育阶段体育教师工作特点和“双减”政策环境,对部分题项进行修订。所有变量均采用 Likert 5 级量表进行测量,其中,“1”代表完全不符合,“5”代表完全符合。在拟定测量项后,本研究开展一轮包含60个有效样本的预调查,对问卷中的题项进行优化。

鉴于未发现适用于义务教育阶段体育教师的量表,本研究参考伍新春等<sup>[10]</sup>编制的《中小学教师工作特征问卷》中的“工作要求”分量表。量表中包括工作负荷、角色压力、升学考试压力、情绪要求、职业道德要求及学生不良行为6个维度。根据预调查信度检验结果,删除工作要求中“职业道德要求”维度、“学生不良行为”1个题项、“角色压力”1个题项,最终保留5个维度、19个题项。

工作资源量表同样参考伍新春等<sup>[10]</sup>编制的《中小学教师工作特征问卷》中的“工作资源”分量表。根据 CITC 分析结果,剔除“工作回报”维度,最终包括领导支持、同事支持、工作意义、硬件条件和工作自主5个维度,共26个题项。

心理资本及其各维度测量采用张文<sup>[14]</sup>改编的《中小学教师心理资本问卷》。该问卷在我国中小学教师群体中的适用性得到验证。量表中包含自信、乐观、希望、韧性4个维度共19个题项。根据信度检验结果,删除“乐观”中的1个题项,保留18个题项。

工作投入量表采用由张轶文等<sup>[11]</sup>修订的中文版 Utrecht 工作投入量表。该量表具有良好的信效度,且在中小学教师群体的适用性得到验证。该量表共包含活力、奉献和专注3个维度,总计15个题项。

通过对测量题项的优化处理,最终形成包含4个潜变量、17个维度及78个题项的测量量表。在变量测量前,问卷同时收集受试者的人口统计信息,包括性别、年龄、学历、婚姻状况、所在学段、学校类型、地区和工作内容。为甄别有效问卷,在问卷中设置一道不计分题,若该题得分为4或5,则相应的问卷将被判定为无效。

### 2.3 信效度检验

利用 SPSS 26.0 统计软件,采用 Cronbach's  $\alpha$  系数对潜在变量及观测变量进行内部一致性分析。检验结果显示,潜变量工作要求、工作资源、心理资本和工作投入的 Cronbach's  $\alpha$  值分别为 0.905、0.953、0.969 和 0.951,均高于 0.9,说明测量模型具有较好的内部一致性和稳定性。

本研究中所有变量的测量题项均源自经过验证的国内外量表,并针对本研究的具体情景进行相应修订。同时组织焦点小组对题项进行分析,以确保其准确性和全面性,从而保证测量题项具有良好的内容效度。

使用验证性因子分析法,利用 AMOS 24.0 软件,通过标准化因子载荷量计算出组合信度 CR 与平均方差提取值 AVE,以检验问卷的收敛效度。经计算,“升学考试压力”的标准化因子载荷量的值为 0.486(小于 0.5),将该变量的相关题项删除。同时,4 个潜变量的 AVE 值分别为 0.562、0.584、0.872 和 0.832(均大于 0.5);CR 值分别为 0.834、0.875、0.965、0.937(都大于 0.8)。检验结果表明模型具有良好的收敛效度。区分效度通过 AVE 值的平方根与潜变量间的相关系数比较进行检验,AVE 的平方根分别是 0.749、0.764、0.982 和 0.912,每个值均大于所在行和列的其他值,即 4 个潜变量 AVE 值的平方根大于其他变量的相关系数,说明测量模型具有较理想的区分效度。

### 3 结果与分析

#### 3.1 描述性与相关性分析

根据统计结果(见表 1),本研究潜变量平均值介于 2.213~3.725,标准差小于 0.8,数据波动性较小,各变量间拟合度较佳。总体来看,在“双减”政策背景下,体育教师的工作要求平均得分为 2.213,这一分数处于中等偏下水平;而其他 3 个变量的平均得分均超过 3.5,显示出中等偏上水平。

课后服务是“双减”政策颁布后体育教师增加的最主要工作内容,因此以“是否承担课后服务”为分组依据进行独立样本 *T* 检验。结果显示(见表 1),承担课后服务的体育教师人数为 364 人,未承担课后服务的为 230 人,承担课后服务的体育教师具有较高的工作要求、较少的工作资源和较低的工作投入,心理资本并没有明显差异。

表 1 变量描述及独立样本 *T* 检验结果 (*M*±*SD*)

是否承担 课后服务	<i>n</i>	工作要求	工作资源	心理资本	工作投入
是	364	2.267±0.593	3.465±0.729	3.688±0.688	3.476±0.796
否	230	2.127±0.534	3.623±0.707	3.294±0.678	3.641±0.746
总得分		2.213±0.575	3.526±0.724	3.725±0.685	3.540±0.780
<i>t</i>		2.966 <sup>2)</sup>	-2.615 <sup>2)</sup>	-1.841	-2.557 <sup>1)</sup>

1)*P*<0.05; 2)*P*<0.01

从潜变量之间的相关性来看(见表 2),工作要求与其他 3 个潜变量间皮尔逊相关系数均为负值,工作资源、心理资本和工作投入 3 个潜变量之间相关系数为正值,初步证实以上研究假设。

表 2 变量相关性及区分效度检验结果<sup>3)</sup>

	工作要求	工作资源	心理资本	工作投入
工作要求	0.749			
工作资源	-0.335 <sup>2)</sup>	0.764		
心理资本	-0.206 <sup>2)</sup>	0.743 <sup>2)</sup>	0.982	
工作投入	-0.088 <sup>1)</sup>	0.686 <sup>2)</sup>	0.751 <sup>2)</sup>	0.912

1)*P*<0.05; 2)*P*<0.01; 3)黑体数字表示 AVE 的平方值

#### 3.2 模型拟合度检验

运用 AMOS 24.0 软件对模型拟合度进行检验。由于初始模型拟合不佳,因此本研究通过增加路径对模型进行修正。基于协方差修正指数(MI)及实际情况,在“组织领导支持”与“硬件条件”“工作意义”与“奉献”两对变量间建立共变关系,从而分别降低卡方值 42.31 和 34.84。模型修正后的拟合指数为: $\chi^2/df=2.732$ , GFI=0.905、NFI=0.93、CFI=0.959、IFI=0.960、RMSEA=0.074,各拟合指标均符合理想数值要求,表明该模型与数据拟合效果良好。

#### 3.3 路径检验与分析

为检验研究假设,本研究使用 AMOS 24.0 软件进行结构方程模型路径分析,各潜变量之间的路径分析结果如表 3 所示,结构方程模型见图 2。

表 3 结构方程模型路径系数结果

路径	标准化路径系数	C.R.	<i>P</i>	假设检验
工作要求→工作投入	0.199	4.486	<0.001	不成立
工作资源→工作投入	0.632	7.055	<0.001	成立
心理资本→工作投入	0.307	3.797	<0.001	成立
工作资源→心理资本	0.834	16.236	<0.001	成立

根据结果可知,虽然工作要求对工作投入的影响存在显著性( $\beta=0.199$ ,  $P<0.001$ ),但方向为正,因此研究结果并没有支持 H1。工作资源对工作投入存在显著正向影响( $\beta=0.632$ ,  $P<0.001$ ),说明研究假设 H2 成立。工作资源对心理资本具有显著的正向效应( $\beta=0.834$ ,  $P<0.001$ ),即 H3 成立。心理资本对工作投入具有显著的正向影响( $\beta=0.307$ ,  $P<0.001$ ),即 H4 成立。从路径系数的大小来看,工作资源对与工作投入的影响效果最为明显,心理资本次之,工作要求的影响最小。

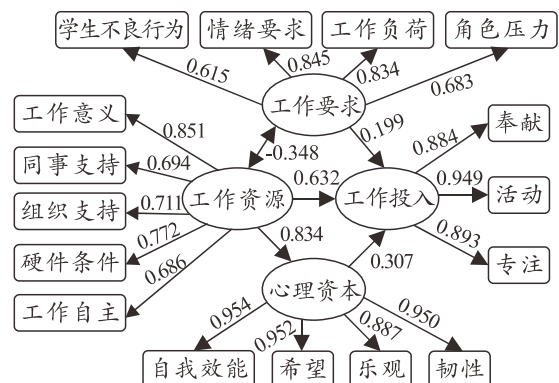


图 2 结构方程模型路径

### 3.4 中介效应检验与分析

在主效应基础上,采用 Bootstrap 检验方法,检验心理资本在工作资源和工作投入之间的中介效应。在 AMOS 24.0 软件中设定 Bootstrap 抽样 5 000 次,置信区间设为 95%。若间接效应置信区间不包含 0 且显著性  $P$  小于 0.05,代表中介效应显著。检验结果显示(见表 4),工作资源对工作投入的直接效应值为 0.517,占总效应值的 63.6%,间接效应值为 0.296,占比 36.4%;在 95%的置信水平上限与下限之间均不包含 0 值,且  $P$  值均小于 0.05,表明心理资本在工作资源和工作投入之间的中介效应显著,即 H5 成立。

表 4 中介效应检验结果

心理资本的中介效应检验	效应值	95%置信区间		$P$ 值
		下限	上限	
工作资源→	总效应	0.813	0.763 0.855	0.000
	直接效应	0.517	0.340 0.693	0.000
工作投入	间接效应	0.296	0.143 0.445	0.000

### 3.5 多群组路径分析

以往研究验证人口统计变量对中小学教师工作投入的影响,但为探究不同群体间工作要求、工作资源、心理资本对工作投入影响路径的差异,本研究根据性别、年龄、学历、婚姻状况、地区、学校类型、学段等属性进行群组划分。利用 AMOS 24.0 软件执行多群组路径分析,对每个变量的预设模型、测量加权模型、结构加权模型、结构协方差模型、结构协误差模型和测量误差模型这 6 种模型进行适配度检验。检验结果显示,所有模型的 RMSEA 值均低于 0.08, GFI 和 CFI 值均超过 0.9,且卡方值范围在 1 至 3 之间。这说明 6 种模型与观察数据适配。再根据竞争模型策略,对 6 种模型的 AIC、ECVI 值进行比较。结果显示,除“地区”和“学校类型”变量以测量加权模型适配最佳外,其他变量均以预设模型的适配最佳,本研究选择最佳适配模型进行不同群组路径系数的事后检

表 5 多群组路径分析中标准化路径系数及系数差异的临界比值<sup>4)</sup>

路径假设	性别			年龄			学历			婚姻状况		
	男	女	临界比率	青年	中年	临界比率	本科及以下	硕士及以上	临界比率	未婚	已婚	临界比率
H1	0.196 <sup>3)</sup>	0.198 <sup>3)</sup>	1.277	0.179 <sup>3)</sup>	0.260 <sup>2)</sup>	1.177	0.211 <sup>3)</sup>	0.174 <sup>2)</sup>	-1.918	0.221 <sup>3)</sup>	0.177 <sup>3)</sup>	-0.897
H2	0.643 <sup>3)</sup>	0.612 <sup>3)</sup>	0.456	0.720 <sup>3)</sup>	0.010	-3.764	0.583 <sup>3)</sup>	0.720 <sup>3)</sup>	-0.179	0.875 <sup>3)</sup>	0.429 <sup>3)</sup>	-4.821
H3	0.804 <sup>3)</sup>	0.873 <sup>3)</sup>	1.921	0.832 <sup>3)</sup>	0.846 <sup>3)</sup>	1.872	0.852 <sup>3)</sup>	0.798 <sup>3)</sup>	-3.695	0.836 <sup>3)</sup>	0.828 <sup>3)</sup>	-0.026
H4	0.328 <sup>3)</sup>	0.268 <sup>2)</sup>	-0.314	0.219 <sup>3)</sup>	0.907 <sup>3)</sup>	4.313	0.319 <sup>3)</sup>	0.302 <sup>3)</sup>	-0.081	-0.077	0.511 <sup>3)</sup>	4.310

路径假设	学段			地区			学校类型		
	小学	初中	临界比率	东部	西部	临界比率	村镇	城市	临界比率
H1	0.166 <sup>3)</sup>	0.239 <sup>3)</sup>	1.384	0.289 <sup>3)</sup>	0.151 <sup>3)</sup>	-1.538	0.300 <sup>3)</sup>		-1.512
H2	0.711 <sup>3)</sup>	0.417 <sup>3)</sup>	-2.389	0.627 <sup>3)</sup>	0.658 <sup>3)</sup>	-0.115	0.527 <sup>2)</sup>	0.668 <sup>3)</sup>	1.379
H3	0.801 <sup>3)</sup>	0.858 <sup>3)</sup>	1.911	0.836 <sup>3)</sup>	0.835 <sup>3)</sup>	-1.443	0.893 <sup>3)</sup>	0.814 <sup>3)</sup>	-1.824
H4	0.227 <sup>3)</sup>	0.523 <sup>3)</sup>	2.959	0.300 <sup>3)</sup>	0.289 <sup>3)</sup>	-0.013	0.352 <sup>1)</sup>	0.299 <sup>3)</sup>	0.098

1) $P < 0.05$ ; 2) $P < 0.01$ ; 3) $P < 0.001$ ; 4)黑体数字表示临界比值的绝对值大于 1.96

在进行多群组路径系数比较时,首先检查各路径系数在模型中的显著性,其次分析不同群组模型中路径系数差异的临界比值大小。若路径系数显著性与原模型一致,且临界比值的绝对值小于 1.96,则说明在 0.05 的显著性水平下两个群组模型的系数差异不显著,否则差异显著。多群组分析结果显示(见表 5),性别、地区和学校类型 3 个群组的模型路径系数显著性与原模型一致,且系数差异的临界比值的绝对值都未超过 1.96,说明模型的路径系数在性别、地区和学校类型上不存在差异。中年组模型中“工作资源对工作投入”的影响不显著,临界比值绝对值大于 1.96 且“心理资本对工作投入”的临界比值大于 1.96,说明中年体育教师工作资源并不影响工作投入,而心理资本对

工作投入有较大的影响。依此类推,可以得出:较高学历体育教师的心理资本受工作资源的影响较小;未婚体育教师工作资源对工作投入影响巨大,但心理资本未对工作投入起作用;初中体育教师工作资源对工作投入的影响强度比小学更大,而对心理资本的影响强度较小。

## 4 讨论

“双减”政策的实施使得体育教师的工作要求和资源发生改变,这些变化如何影响体育教师工作投入,需要深入探索。目前关于“双减”背景下体育教师工作状态相关的研究,基本停留在宏观的理论思辨层面,对工作资源、工作要求与工作投入的关系与

机制揭示不足。本研究基于“JD-R”理论,通过量化实证的方法,检验“双减”政策对体育教师工作状态的影响,探明体育教师群体中工作要求、工作资源、心理资本和工作投入的关系,揭示体育教师不同人口学变量对心理资本中介模型的调节机制。此外,还证明 JD-R 模型中工作要求在低分数状况下对工作投入预测的局限性。

研究发现,“双减”政策的实施提高体育教师的工作要求,这一结果与邵伟德<sup>[2]</sup>的观点一致。体育教师作为体育课后服务主要承担者,其工作负荷较“双减”政策实施之前必然提高。“双减”政策的实施使工作资源下降,这一结果却与已有研究不同<sup>[3]</sup>。以往研究着眼于宏观理论视角,认为“双减”政策会使体育教师的社会声望、薪酬待遇、职业发展等工作资源得到提升,然而体育教师在进行课后服务时,由于服务时间比较集中,平均场地使用面积和器材数量反而减少。此外,课后服务薪酬保障制度并未成熟,体育教师的薪资期望得不到满足,从而造成工作资源的下降<sup>[9]</sup>。

结构方程模型显示,工作资源是对工作投入影响最大的前因变量,这支持 JD-R 模型中的增益路径假设<sup>[9][11]</sup>。已有研究并未清晰地指出工作资源不同维度对工作投入影响的强弱。本研究显示工作意义和硬件条件对体育教师工作投入的影响强度较大。这可能是因为在长期应试教育背景下体育教师的地位较低,职业价值感和认同度较差<sup>[20]</sup>,而且学校体育活动与其他教育活动相比,对体育器械和场地等硬件资源的需求较高,但又长期难以得到满足。资源保存理论指出,心理资本属个体一种可开发的内源性心理力量,可为个体在持续的能量消耗中提供支持<sup>[17]</sup>。因此,除了探究工作资源对工作投入的直接影响外,还将心理资本这一个体特征作为中介变量加入模型中并得到验证,这与石变梅等<sup>[16]</sup>研究相一致。这一结果也进一步证明社会认知理论的部分观点:个体是连接外在环境与行为的关键因素,个体在与外部环境互动的过程中感知和利用资源<sup>[21]</sup>。令人意外的是,研究中的工作要求不但没有减弱体育教师的工作投入,反而适当提升他们的工作状态,这与大部分的研究结果不一致<sup>[7, 9, 16]</sup>。可能原因有两方面:首先,工作要求与工作投入的关系似乎并非非线性,而是倒“U”型,适当的工作压力能够激发一定的工作动机,从而促进工作投入的提高<sup>[22]</sup>。调查结果中,体育教师的工作要求平均得分为 2.213,说明体育教师整体的工作要求偏低,很可能处于倒“U”曲线的上升期。其次,工作要求可以分为阻碍性和挑战性两种,阻碍性工作要求负向预测工作投入,但挑战性工作要求能够激发员工工作动机,促进其工

作投入<sup>[23]</sup>。对于体育教师群体,大部分工作要求可能是一种挑战性的。这一结果说明,JD-R 模型中工作要求对工作投入的预测具有一定局限。然而,本研究的调查时间处于新冠疫情全面爆发阶段,学校体育教学活动无法正常开展,这一社会背景也可能是导致工作要求得分较低的现实原因。

多群组分析结果表明,工作要求对工作投入的影响并没有群体间差异,而青年、未婚及小学阶段体育教师的工作投入则更容易受到工作资源的直接影响,中年、已婚和初中阶段体育教师工作投入的提升更依赖于心理资本。青年体育教师事业属于上升期,教学经验的缺乏更加依赖工作资源来支持教学活动,而中年体育教师可能面临职场“天花板”效应<sup>[24]</sup>,感觉未来的发展空间有限,工作资源难以直接激发他们充分的工作热情,更多依靠长期积累的个体心理资源来弥补工作中损耗的资源。有研究表明,家庭工作促进可以正向预测教师的工作投入<sup>[25]</sup>,已婚体育教师可以通过这条路径对工作投入产生影响,而未婚体育教师则无法得到家庭因素对工作投入的正向效益,只能通过工作资源补充工作压力带来的能量消耗。体育教师学段之间的差异性可能是因为体育中考的存在,使得初中体育教师的社会地位和社会支持高于小学体育教师,而小学体育教师的工作资源相对缺乏,导致其对工作资源更加敏感。研究结果还显示,工作资源对低学历体育教师心理资本的影响比高学历者更为显著,可能是因为低学历体育教师的专业发展受限,难以获得专业知识的学习与培训机会,工作资源自然成为其获得专业发展的重要途径。

“双减”背景下,本研究在提升体育教师工作投入的实践层面具有一定的管理启示。首先,应借助“双减”政策对学校体育发展的正面影响,增强体育教师对于体育教育工作的认同感和价值感;同时利用“双减”政策对学校体育的利好,完善学校体育所必需的场地、器械等硬件设施,提供体育教师在教学工作中的客观保障;还要构建体育教师良好的组织关系,增大领导和同事对体育教师的工作支持,并给予体育教师更广阔的工作自主空间。其次,加强体育教师开展情绪管理方面的培训,适当提高体育教师的情绪要求,同时适当增加体育教师的工作负荷和角色压力,提升体育教师的工作融入度和职业获得感。此外,根据体育教师的职业特性,开发专门针对提升心理资本的课程并定期实施培训,旨在增强体育教师的自我效能、希望感、乐观态度和心理韧性。需要注意的是,对待不同特征的体育教师在政策上应有所区别,尤其注重加大对青年、未婚、低学历和小学体育教师工作资源

的投入力度,同时关注中年、已婚和初中体育教师的个人积极情感体验及心理资本水平的保持与提升。

然而,本研究同样存在不足:首先,全国义务教育阶段体育教师的总体数量庞大,本研究的样本量偏小且采用便利抽样方法可能会带来一定选择性偏倚。其次,研究在“双减”政策颁布初期节点上进行横向调查,并未在政策颁布之前后的长期时间线上进行纵向研究。最后,未对工作要求进行分类,无法揭示工作要求对工作投入更深入的影响机制。因此,后期研究应使用概率抽样方法进行更大规模调查,还应结合“双减”政策的持续推进对体育教师工作投入进行纵向研究。同时,对体育教师的工作要求进行更加细致的分类,并探寻工作要求对工作投入正向影响的临界值。

### 参考文献:

- [1] 李新翠. 中小学教师工作投入与工作量状况调查[J]. 中国特殊教育, 2016, 21(5): 83-90.
- [2] 邵伟德, 谭乔尹, 栗家玉, 等. “双减”政策促进学校体育改革的内在逻辑、问题检视与推进策略[J]. 体育学刊, 2023, 30(3): 99-105.
- [3] 闫纪红, 吴文平, 代新语. “双减”背景下中小学体育教师专业发展的生态化路径研究[J]. 体育学研究, 2022, 36(2): 9-20.
- [4] 张轶文, 甘怡群. 中文版 Utrecht 工作投入量表(UWES)的信效度检验[J]. 中国临床心理学杂志, 2005, 13(3): 268-270+281.
- [5] 王琪, 项鑫. 中小学体育教师学科教学知识对教学投入的影响机制:有调节的中介模型[J]. 北京体育大学学报, 2022, 45(8): 85-95.
- [6] 盛建森. 教师工作投入:结构与影响因素的研究[J]. 心理发展与教育, 2006, 20(2): 108-112.
- [7] 李敏. 中学教师工作投入感的现状及成因研究——基于我国 13 省市调查数据的实证分析[J]. 教师教育研究, 2019, 31(5): 94-99.
- [8] 陈运平, 李婷, 罗序斌. 教师工作投入研究动态与未来展望[J]. 现代教育管理, 2018(4): 61-66.
- [9] BAKKER A, DEMEROUTI E. Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward[J]. Journal of Occupational Health Psychology, 2017, 22(3): 273.
- [10] 伍新春, 齐亚静, 吴亮, 等. 中小学教师工作特征问卷的编制[J]. 心理与行为研究, 2014, 12(1): 67-73.
- [11] BAKKER A, DEMEROUTI E, SANZ-VERGEL A. Burnout and work engagement: The JD-R approach[J]. Annual Review of Organizational Psychology & Organizational Behavior, 2014, 1(1): 389-411.
- [12] 马君, 赵爽. 算法管理与员工创造力的整合分析框架[J]. 科学学研究, 2022, 40(10): 1811-1820.
- [13] 伍新春, 齐亚静. 职业心理健康视角下教师工作资源的分类及其启示[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2021, 64(5): 48-55.
- [14] 张文. 中小学教师心理资本问卷的编制及其特征分析[D]. 重庆: 西南大学, 2010.
- [15] HOBFOLL S. The influence of culture, community, and the nested-self in the stress process: Advancing conservation of resources theory[J]. Applied Psychology, 2001, 50(3): 337-421.
- [16] 石变梅. 高校教师心理资本、工作资源与工作投入关系的实证研究[J]. 现代教育管理, 2013, 31(11): 50-55.
- [17] LUTHANS F. The need for and meaning of positive organizational behavior[J]. Journal of Organizational Behavior, 2002, 23(6): 695-706.
- [18] 教育部. 2021 年教育统计数据 [EB/OL]. (2022-12-30)[2023-01-27]. [http://www.moe.gov.cn/jyb\\_sjzl/moe\\_560/2021](http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/moe_560/2021).
- [19] 刘转青, 刘华荣, 贺启令, 等. “双减”背景下社会组织参与中小学体育治理的逻辑、困境与理路[J]. 体育学刊, 2023, 30(1): 90-98.
- [20] 徐正旭, 龚正伟. 当代我国体育教师“污名化”现象分析[J]. 体育学刊, 2018, 25(5): 89-94.
- [21] 张勇, 刘海全, 王明旋, 等. 挑战性压力和阻碍性压力对员工创造力的影响:自我效能的中介效应与组织公平的调节效应[J]. 心理学报, 2018, 50(4): 450-461.
- [22] SAWANG S. Is there an inverted U-shaped relationship between job demands and work engagement: The moderating role of social support?[J]. International Journal of Manpower, 2012, 33(2): 178-186.
- [23] LEPINE J A, PODSAKOFF N P, LEPINE M A. A meta-analytic test of the challenge stressor - hindrance stressor frame job: An explanation for inconsistent relationships among stressors and performance[J]. Academy of Management Journal, 2005, 48(5): 764-775.
- [24] 李健. 领导者如何引导中年员工远离“油腻”工作状态[J]. 领导科学, 2018, 32(19): 27-29.
- [25] 卢长城, 罗生全. 幼儿园教师工作家庭促进与工作满意度的关系:心理资本和工作投入的多重中介效应[J]. 学前教育研究, 2021, 317(5): 59-74.