

教学自主性对县域高中青年教师职业认同的影响： 工作负荷的调节作用

王 希（硕士，榆林大学）

周冉玲（重庆市云阳高级中学校，一级教师）

摘 要：在国家推进县域普通高中发展与教师队伍建设的时代背景下，青年教师职业认同关乎其专业成长与县域高中教师队伍的稳定性。本研究基于工作要求—资源理论，探究教学自主性对县域高中青年教师职业认同的影响，检验工作负荷在二者间的调节效应。以重庆市某县40周岁及以下高中青年教师为样本，通过问卷调查获取数据，采用相关分析、层次回归与简单斜率分析开展实证检验。结果显示，教学自主性对青年教师职业认同具有显著正向预测作用；工作负荷具有显著负向调节作用，工作负荷越高，教学自主性对职业认同的正向影响越弱。进一步分析表明，低工作负荷情境中，教学自主性可显著提升职业认同感，而高工作负荷下该效应显著较弱。由此可见，教学自主性的增益效果受工作负荷约束。县域高中提升青年教师职业认同，应当削减非必要的工作负担，并结合教师发展阶段适度赋予教学自主权，保障教学自主性有效发挥积极效用。

关键词：县域；青年教师；职业认同；教学自主性；工作负荷

一、问题提出

县域普通高中（以下简称“县中”）是县域基础教育的重要组成部分，也是完善公平优质基础教育体系的重要着力点。近年来，县中教师队伍建设受到持续关注。2021年，教育部等九部门印发《“十四五”县域普通高中发展提升行动计划》^[1]，将部分地区县中教师流失较严重列为亟待解决的问题，并从教师补充、岗位设置、待遇激励和规范教师流动等方面提出具体要求。2025年，教育部等六部门进一步印发《县域普通高中振兴行动计划》^[2]，将县中振兴的目标延伸至2030年，提出及时补充紧缺薄弱学科教师，并在职称评聘、待遇保障等方面加大支持力度。值得注意的是，在这一政策出台时，教育部仍指出一些地区县中存在优秀教师“招不来、留不住”的问题^[3]。对正处于职业建立和发展阶段的青年教师而言，职业发展、家庭生活和社会融入等多方面因素相互

交织^[4]，如何稳定县域高中青年教师队伍，仍是县中振兴需要面对的现实问题。

已有政策和实践较多从编制补充、待遇保障、职称晋升以及教师流动等方面改善县中教师的外部工作条件，但教师能否长期从教，还与其如何认识和评价自身职业密切相关。职业认同反映的是教师对教师职业的认知、情感体验和价值判断，是连接外部工作环境与个体职业行为的重要心理因素。已有研究发现，教师职业认同与离职意向存在密切联系^[5]。因此，相较于单纯讨论教师“能不能留下”，进一步考察青年教师是否认同自身职业，以及何种工作条件有助于形成这种认同，更有助于理解县域高中青年教师稳定发展的内在机制。

在教师日常工作中，教学自主性是一项与其专业角色直接相关的工作资源。它体现为教师能否依据自身专业判断，对教学内容、教学方法、教学进度以及教学评价等作出一定程度的自主选

择。对于青年教师而言,拥有教学自主权不仅意味着具有一定的教学决策空间,也意味着其专业判断能够融入实际教学过程。已有研究发现,教学自主性与教师工作满意度、工作投入等积极职业体验密切相关^[6]。从工作要求—资源理论(JD—R)来看^[7],教学自主性具有典型的工作资源属性,可以帮助教师实现工作目标、增强工作中的控制感和专业价值体验。由此推测,当青年教师能够在教学过程中较充分地发挥专业判断时,更容易形成积极的职业体验,并强化对教师职业的价值认可和情感归属。

然而,教学自主性并不一定在所有工作情境下产生同样的作用。县域高中教师除承担课堂教学外,还需要面对备课、作业批改、考试评价、班级管理以及各类非教学事务^[8]。在工作要求—资源理论中,工作负荷属于典型的工作要求,会持续占用个体的时间、精力和心理资源^[9];教学自主性则属于能够支持教师完成工作、获得积极职业体验的重要工作资源。当工作负荷处于较低水平时,教师有更多时间和精力利用自主空间进行教学设计和专业判断,教学自主性的积极作用可能得到充分发挥;而当工作负荷过高时,教师可用于教学决策和专业发展的资源受到挤压,即使拥有一定自主权,也可能难以将其转化为积极的职业体验^[8]。因此,工作负荷可能构成教学自主性影响职业认同的重要边界条件。

现有研究主要关注了教师教学自主性、工作负荷和职业认同,但针对县域高中青年教师这一群体,教学自主性如何影响职业认同,以及这种影响是否会因工作负荷不同而发生变化,仍有进一步考察的空间。基于此,本研究以县域高中青年教师为对象,在工作要求—资源理论框架下考察教学自主性对教师职业认同的影响,并检验工作负荷在二者关系中的调节作用,以期从教师日常工作体验的角度深化对县域高中青年教师职业认同形成机制的认识,并为县中教师队伍建设提

供经验依据。

二、文献综述与假设提出

下文将从职业认同的内涵及县域情境出发,进一步分析教学自主性与职业认同的关系及工作负荷的调节作用。

(一) 教师职业认同及其影响因素

教师职业认同是教师对其职业角色内化、积极认知与情感归属的综合表征,具体体现在对职业价值的深度认可、对职业身份的情感依恋,体现为对教师职业持续投入的倾向^[5]。职业认同并非进入教师岗位后便保持不变。孙梦梦等对师范生从职前到职初的追踪发现,职业认同会随职业阶段发生变化,表明职初阶段仍是教师职业认同持续调整的重要时期^[10]。对处于职业起步和发展阶段的青年教师而言,进入学校之后“如何工作”以及“在怎样的环境中工作”,可能成为职业认同继续形成的重要条件。

县域高中青年教师的职业认同形成于特定的工作情境之中。受区域资源差异和教育资源流动影响,县中在师资稳定、专业发展机会和学校支持等方面面临现实约束^[11]。已有研究发现,职业幸福、发展空间和学校支持均会影响县中教师的留任^[12];针对县域高学历青年教师的研究还发现,职业发展以及婚育、社会交往等现实问题都会进入其职业选择^[13]。

因此,理解其职业认同,需要进一步关注教师在日常工作中获得的工作资源与承担的工作要求。近期对“县中模式”的研究发现,在升学竞争和组织要求的共同作用下,一些县中教师的工作呈现出高负荷和边界不断扩张的特点^[14]。相关调查显示,县中教师存在工作时间投入较多、工作压力较大的现实情况^[15]。基于这一工作情境,有必要进一步考察工作要求与工作资源对青年教师职业认同的作用。

(二) 工作要求—资源理论与研究假设

工作要求—资源理论将工作环境中的特征区

分为工作要求与工作资源。前者要求个体持续投入体力、认知或情绪努力，长期处于较高水平时可能造成资源消耗；后者则能够帮助个体完成工作任务、应对工作要求，并维持积极的职业状态。随着理论发展，两类工作特征之间的相互作用也成为工作要求—资源模型的重要内容^[9]。教师研究已经发现，工作要求和工作资源并非彼此独立发挥作用，不同的资源配置会改变工作要求与教师职业状态之间的关系^[16]。

在工作要求—资源理论框架下，教学自主性可以视为一种重要的工作资源。当教师能够依据自身专业判断开展教学时，其专业知识和能力更容易在工作中得到体现，并形成积极的职业体验，从而增强对教师职业价值和职业角色的认可。据此提出假设 H1：教学自主性显著正向影响县域高中青年教师职业认同。

但工作资源能够发挥多大作用，还取决于教师同时承受的工作要求。工作负荷越高，意味着教师需要投入更多时间和精力完成任务。已有教师研究发现，较高的工作要求会损害积极职业体验，且工作要求与工作资源之间存在交互关系，如高工作负荷会抑制某些个体资源的积极作用^[16]。对县域高中青年教师而言，当工作负荷处于较低水平时，教师有较充分的时间和精力利用教学自主权进行教学设计和专业判断；而当大量资源被教学任务、考试评价和事务性工作占用时，自主权虽然仍然存在，其转化为积极职业体验的空间可能受到压缩。由此推测，工作负荷可能削弱教学自主性对职业认同的促进作用。据此提出假设 H2：工作负荷负向调节教学自主性与职业认同的关系，即工作负荷越高，教学自主性对职业认同的正向作用越弱

三、研究方法

为检验前述研究假设，本研究通过问卷调查获取样本数据，对教学自主性、职业认同和工作负荷进行测量，并对变量之间的作用关系进行统

计检验。

（一）研究对象与数据收集

本研究采用问卷调查法，以重庆市某县 4 所县域高中 40 周岁及以下的在职青年教师为调查对象。样本覆盖县城城区、县城郊区（含城郊结合部）和乡镇等不同学校区位。调查于 2026 年 8 月开展，问卷填写前向教师说明研究目的、匿名原则及数据用途，在征得知情同意后由教师自愿参与。

调查共获得问卷 214 份。数据整理过程中，对三个核心量表的作答模式进行检查，将教学自主性、职业认同和工作负荷全部题项均选择同一选项、呈现完全直线作答特征的问卷予以剔除，共剔除 24 份，最终保留有效问卷 190 份，有效率为 88.79%。有效样本中，男性 77 人，占 40.53%，女性 113 人，占 59.47%；年龄主要集中在 26—35 岁，其中 26—30 岁教师占 35.26%，31—35 岁教师占 27.37%。从学校区位看，县城城区教师 55 人，占 28.95%；县城郊区（含城郊结合部）教师 8 人，占 4.21%；乡镇教师 127 人，占 66.84%。样本基本情况见表 1。

（二）变量测量

1. 教学自主性

教学自主性是指教师在教学活动中对教学内容、教学方式及相关教学事务所拥有的自主决定程度。本研究参考姚计海和申继亮（2007）修订的《中小学教师教学自主权量表》^[17]，并结合朱进杰、姚计海和吴曼（2018）^[6]的对相关题项的选取与应用，以及县域高中教学实际，对题项进行选取和调整，形成 6 个题项，内容涉及教学内容、教学方法、教学进度、学生评价和作业安排等方面。具体题项如“我能够自主决定所教课程的教学内容”“我能够自主选择教学方法”“我能够自主决定教学进度和节奏”等。量表采用 Likert 5 点计分，1 表示“非常不符合”，5 表示“非常符合”，得分越高，表示教师的教学自主性

表1 本基本特征 (N=190)

变量	类别	n	%
性别	男	77	40.53
	女	113	59.47
年龄	25 岁及以下	25	13.16
	26—30 岁	67	35.26
	31—35 岁	52	27.37
	36—40 岁	46	24.21
教龄	3 年及以下	73	38.42
	4—10 年	61	32.11
	11—15 年	26	13.68
	16 年以上	30	15.79
学历	本科	145	76.32
	硕士及以上	45	23.68
是否担任班主任	是	82	43.16
	否	108	56.84
职称	未定级	48	25.26
	二级教师	62	32.63
	一级教师	57	30.00
	高级教师及以上	23	12.11
学校区位	县城城区	55	28.95
	县城郊区（含城郊结合部）	8	4.21
	乡镇	127	66.84
每周工作时间	40 小时及以下	20	10.53
	41—50 小时	59	31.05
	51—60 小时	44	23.16
	61—70 小时	39	20.53
	71 小时及以上	28	14.74

注：百分比因四舍五入可能存在尾差

越高。本研究中该量表的 Cronbach's α 系数为 0.942。

2. 职业认同

职业认同的测量主要参考魏淑华、宋广文和

张大均（2013）编制的《中小学教师职业认同量表》^[18]。结合研究对象和研究目的，从原量表选取并适当调整 10 个题项，内容涉及职业价值、角色认同、职业归属和职业行为等方面。代表性

表2 主要变量的描述性统计与相关系数 (N=190)

变量	M	SD	1	2	3
1. 教学自主性	4.003	0.904	1		
2. 职业认同	4.086	0.793	0.254**	1	
3. 工作负荷	3.816	0.839	0.001	0.018	1

注：**p<0.01

题项包括“我为自己是一名教师而感到自豪”“从事教师职业能够实现我的人生价值”“我认为教师的工作对促进学生的成长与发展很重要”等。量表采用 Likert 5 点计分，1 表示“非常不符合”，5 表示“非常符合”，得分越高表示教师的职业认同水平越高。本研究中该量表的 Cronbach's α 系数为 0.941。

3. 工作负荷

本研究将工作负荷界定为教师对工作任务量、时间压力、情绪消耗、升学考试压力以及非教学事务等工作要求形成的综合负荷感知。测量题项主要参考伍新春等（2014）编制的《中小学教师工作特征问卷》^[19]中有关工作要求的内容，并结合齐亚静、伍新春和胡博（2016）^[20]的相关研究及县域高中教师实际工作情境进行调整，最终形成 6 个题项。代表性题项包括“我的日常工作量大且时间紧迫”“我需要同时处理多项任务”“我面临很大的升学 / 考试成绩压力”“我需要花费大量时间在非教学行政事务上”等。量表采用 Likert 5 点计分，1 表示“非常不符合”，5 表示“非常符合”，得分越高表示教师感知到的工作负荷越高。本研究中该量表的 Cronbach's α 系数为 0.908。

（三）数据分析

本研究采用 SPSSAU 26.0 进行数据整理与统计分析。对样本基本情况进行频数和百分比统计，并计算教学自主性、职业认同和工作负荷的均值

与标准差；采用 Cronbach's α 系数检验三个量表的内部一致性，并通过探索性因子分析考察量表的因子结构；采用 Pearson 相关分析检验教学自主性、职业认同和工作负荷之间的相关关系。

在相关分析基础上，采用层次回归检验工作负荷的调节作用。以职业认同为因变量、教学自主性为自变量、工作负荷为调节变量。构建交互项前，对教学自主性和工作负荷进行中心化处理。模型 1 纳入教学自主性，模型 2 加入工作负荷，模型 3 进一步加入教学自主性与工作负荷的交互项，并结合交互项回归系数、模型解释率增量（ ΔR^2 ）及 F 变化量判断调节效应。若交互项达到统计显著水平，则进一步进行简单斜率分析，分别考察工作负荷处于低水平（M-1SD）、平均水平（M）和高水平（M+1SD）时，教学自主性与职业认同之间关系的变化。实际分析中，教学自主性和工作负荷均进行了中心化处理。考虑到教学自主性、职业认同和工作负荷均由同一被试通过自陈问卷进行报告，本研究采用 Harman 单因子检验考察共同方法偏差。

四、研究结果

在完成数据质量检验的基础上，本文依次考察各变量的基本特征及相关关系，并进一步检验教学自主性对职业认同的影响及工作负荷的调节作用。

（一）共同方法偏差、描述性统计与相关分析

对教学自主性、职业认同和工作负荷三个量

表3 教学自主性对职业认同的影响及工作负荷的调节效应

变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
教龄:	0.169	0.189	0.188	0.199
4—10 年	-1.208	-1.39	-1.379	-1.511
教龄:	0.139	0.156	0.155	0.146
11—15 年	-0.765	-0.883	-0.872	-0.853
教龄:	0.051	0.132	0.131	0.139
16 年以上	-0.293	-0.779	-0.769	-0.85
未担任	0.064	0.027	0.032	0.021
班主任	-0.543	-0.231	-0.272	-0.189
教学自主性	—	0.226***	0.226***	0.251***
		-3.593	-3.578	-4.088
工作负荷	—	—	0.019	0.062
			-0.284	-0.924
教学自主性 × 工作负荷	—	—	—	-0.287***
				(-3.711)
R ²	0.012	0.077	0.077	0.142
Adjusted R ²	-0.010	0.051	0.047	0.109
Δ R ²	—	0.065	0	0.065
F	0.552	3.052*	2.544*	4.301***
Δ F	—	12.910***	0.081	13.775***

注：表中报告非标准化回归系数 B，括号内为 t 值；教龄以“3 年及以下”为参照组，班主任身份以“是”为参照组。*p<0.05，**p<0.01，***p<0.001。相关模型参数见 SPSSAU 进阶调节分析结果。

表共 22 个题项进行探索性因子分析。结果如表 2 所示，KMO 值为 0.903，Bartlett 球形检验达到显著水平（ $\chi^2=3388.551$ ，df=231，p<0.001）。经最

大方差法旋转后，共提取 3 个特征根大于 1 的因子，累计解释总方差的 70.861%，各题项在所属因子上的载荷均在 0.70 以上，与三个理论构念的

划分基本一致。

考虑到三个核心变量均来自教师自陈问卷,采用 Harman 单因子法检验共同方法偏差。未旋转情况下,第一个因子的方差解释率为 33.638%,低于 40% 的常用判断标准,未发现严重的共同方法偏差。三个核心变量的均值、标准差及相关系数见表 2。教学自主性与职业认同呈显著正相关($r=0.254, p<0.001$),初步支持两者之间的正向关系。工作负荷与职业认同的相关系数为 0.018($p=0.800$),与教学自主性的相关系数为 0.001($p=0.989$),均未达到显著水平。

(二) 教学自主性对职业认同的影响及工作负荷的调节作用

为检验教学自主性对职业认同的影响及工作负荷的调节作用,以职业认同为因变量进行层次回归分析,具体分析结果如表 3 所示。

Model 1 纳入教龄和是否担任班主任两个控制变量;Model 2 加入教学自主性;Model 3 进一步加入工作负荷;Model 4 加入教学自主性与工作负荷的交互项。教龄和班主任身份按分类变量处理,其中,教龄以“3 年及以下”为参照组,班主任身份以“是”为参照组;教学自主性和工作负荷在构建交互项前进行了中心化处理。

Model 1 中,教龄和班主任身份对职业认同的解释率为 1.2%,模型整体未达到显著水平($R^2=0.012, F=0.552, p=0.698$)。Model 2 加入教学自主性后,模型解释率提高至 7.7%,较 Model 1 增加 6.5 个百分点($\Delta R^2=0.065, \Delta F=12.910, p<0.001$)。教学自主性对职业认同具有显著正向影响($B=0.226, t=3.593, p<0.001$),表明在控制教龄和班主任身份后,教学自主性仍能够显著正向预测教师职业认同, H1 得到验证。

Model 3 加入工作负荷后,工作负荷的回归系数未达到显著水平($B=0.019, t=0.284, p=0.776$),模型解释率没有明显增加。Model 4 加入教学自主性与工作负荷的交互项后,模型解

释率提高至 14.2%,较 Model 3 增加 6.5 个百分点($\Delta R^2=0.065, \Delta F=13.775, p<0.001$)。交互项的回归系数显著为负($B=-0.287, t=-3.711, p<0.001, 95\% CI=[-0.439, -0.134]$),说明工作负荷会削弱教学自主性与职业认同之间的正向关系, H2 得到验证。

(三) 工作负荷调节作用的进一步检验

为进一步观察工作负荷在不同水平下的作用差异,对显著交互效应进行简单斜率分析。在低工作负荷水平($M-1SD$)下,教学自主性对职业认同具有显著正向影响($B=0.480, SE=0.092, t=5.233, p<0.001, 95\% CI=[0.299, 0.661]$);在高工作负荷水平($M+1SD$)下,教学自主性对职业认同的影响接近于零,且未达到显著水平($B=-0.001, SE=0.086, t=-0.010, p=0.992, 95\% CI=[-0.171, 0.170]$)。如图 1 所示,低工作负荷条件下,职业认同随教学自主性的提高而明显上升;高工作负荷条件下,这一关系基本趋于平缓。因此,教学自主性的积极作用具有一定的情境条件,当教师承受较高工作负荷时,提高教学自主性所带来的职业认同增益明显减弱。这一结果进一步验证了 H2。

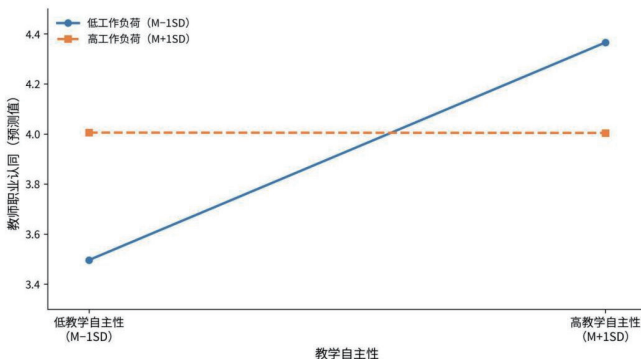


图1 工作负荷调节教学自主性与职业认同关系的简单斜率分析

五、讨论

实证结果表明,教学自主性显著正向影响县域高中青年教师职业认同,工作负荷则显著削弱二者之间的正向关系。以下结合县域高中青年教

师的工作实际，对研究结果作进一步讨论，并提出相应启示。

（一）教学自主性与职业认同

本研究发现，教学自主性能够显著正向预测县域高中青年教师的职业认同。这一结果说明，青年教师对职业的认同并非仅来自教师职业本身的社会价值，也形成于日常教学过程中。教师能够依据学情和自身经验作出教学判断，意味着其专业知识和能力能够真正作用于教学实践。对青年教师而言，这种专业判断被落实的过程，也是其逐步确认教师角色、认识自身专业价值的过程。

因此，教学自主性的意义不能简单理解为教师拥有更多的选择权。对青年教师来说，更重要的是其能否从“按照要求完成教学”逐渐转向“能够基于专业判断开展教学”。前者强调任务完成，后者则包含教师对教学过程的实际参与和责任承担。当教师能够看到自己的判断对课堂、学生和教学结果产生影响时，对自身专业角色的认识也会更加明确。这可能是教学自主性促进职业认同的重要原因。

（二）工作负荷的调节作用

工作负荷的调节效应进一步表明，教学自主性对职业认同的促进作用受到工作负荷水平的制约。低工作负荷条件下，教学自主性对职业认同的促进作用较为明显；随着工作负荷升高，这一作用逐渐减弱，并在高工作负荷条件下不再显著。

按照工作要求—资源理论，教学自主性作为一种工作资源，其作用需要一定的时间和精力条件。工作负荷升高意味着教师需要将更多资源用于应对既定任务，可用于教学设计、课堂调整和专业反思的空间相应受到挤压。由此，即使教师拥有一定的教学自主权，也可能难以将其充分转化为积极的职业体验。

（三）实践启示

青年教师需要自主空间，但自主并不等于学校完全放手。特别是在职业发展的早期阶段，如

果缺少经验、教研支持和反馈机制，过度强调个人独立决策也未必有利于其专业成长。因此，可以根据青年教师的教学经验调整自主程度。对入职时间较短的教师，学校可以通过师徒结对、备课组研讨和课堂反馈等方式提供必要支持，同时在教学方法和课堂组织等方面给予试错空间；随着教学经验增加，再逐步扩大其参与课程建设、教学评价和教学改进的范围。管理者的作用不是替教师作出所有教学决定，也不是把责任完全交给教师，而是在必要支持下让教师逐渐形成独立的专业判断。

六、结论与展望

本研究以重庆市某县县域高中青年教师为调查对象，考察教学自主性对职业认同的影响及工作负荷的调节作用。研究结果显示，教学自主性显著正向影响教师职业认同，工作负荷对二者关系具有显著负向调节作用，即随着工作负荷升高，教学自主性对职业认同的促进作用逐渐减弱。由此可见，提升青年教师职业认同既需要关注其教学自主性，也需要考虑工作负荷对自主性发挥的制约。

本研究仍存在一定局限。一是研究采用横截面问卷数据，能够揭示变量之间的关联，但难以对其因果关系和动态变化作出进一步判断。二是调查对象来自重庆市某县，样本的区域范围相对有限，不同地区县域高中在资源条件、学校管理和教师工作环境等方面存在差异，研究结论仍需在更广泛样本中加以检验。三是教学自主性、职业认同和工作负荷均采用教师自陈数据，虽然共同方法偏差检验未发现严重问题，但单一信息来源仍可能受到个体主观判断等因素影响。

后续研究可进一步采用纵向追踪设计，考察教学自主性、工作负荷与职业认同在不同职业阶段的变化及其相互关系；扩大不同地区、不同类型县域高中的调查范围，比较不同区域和学校情境下变量关系是否具有 consistency；同时结合访谈等

质性资料,进一步了解青年教师如何实际使用教学自主权,以及工作负荷通过哪些具体工作过程影响自主性作用的发挥。

参考文献

- [1]教育部等九部门.“十四五”县域普通高中发展提升行动计划[EB/OL].(2021-12-14)[2026-08-17].http://www.moe.gov.cn/srcsite/A06/s7053/202112/t20211216_587718.html.
- [2]教育部等六部门.县域普通高中振兴行动计划[EB/OL].(2025-09-19)[2026-08-17].http://www.moe.gov.cn/srcsite/A06/s3732/202509/t20250926_1415037.html.
- [3]教育部基础教育司负责人就《县域普通高中振兴行动计划》答记者问[EB/OL].(2025-09-26)[2026-08-01].http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s271/202509/t20250926_1415032.html.
- [4]张鹏飞,杨鑫.青年教师扎根县域的现实困境、根源剖析与对策建议[J].当代教师教育,2024,17(4):90-97.
- [5]魏淑华,宋广文.教师职业认同与离职意向:工作满意度的中介作用[J].心理学探新,2012,32(6):564-569.
- [6]朱进杰,姚计海,吴曼.教师的教学自主权与工作满意度的关系:教学自主性的中介作用[J].心理发展与教育,2018,34(3):338-345.
- [7]LI B, LI Z, FU M C. Understanding beginning teachers' professional identity changes through job demands-resources theory[J]. Acta Psychologica,2022,230:103760.
- [8]史俊云,杜屏,孙冉.初中教师工作时间投入的影响因素分析——基于工作要求——资源模型视角[J].教育科学研究,2024(11):66-75.
- [9]齐亚静,伍新春.工作要求—资源模型:理论和实证研究的拓展脉络[J].北京师范大学学报(社会科学版),2018(6):28-36.
- [10]孙梦梦,姬雅静,吴胤霖,等.教师职业认同感和教师情绪的纵向关联:职前到职初的追踪研究[J].心理科学,2024,47(1):61-69.
- [11]陈先哲,曾晓.嵌入城镇化进程的县域普通高中的塌陷与振兴——基于东中西5省6县的调查[J].教育研究,2023,44(8):91-101.
- [12]熊万曦,高文心,陈志文.优秀人才在县域普通高中何以能“招得进、教得好、留得住”——以国家公费师范生教师为例[J].教师教育研究,2022,34(2):61-68.
- [13]张鹏飞,徐继存.落差与逃离:县域高素质青年人才流动的质性研究——以高学历青年教师离职为例[J].中国青年研,2021(7):5-14.
- [14]熊万曦.“县中模式”下的班主任工作负担:表征、原因与再生产[J].全球教育展望,2025,54(12):148-160.
- [15]苗学杰,王惠.县域普通高中振兴的现实困境、理论逻辑与路径探索[J].福建教育,2025(22):7-13.
- [16]魏晓宇,钱晓敏,苏娜.上海初中教师工作满意度影响因素研究[J].全球教育展望,2021,50(9):92-107.
- [17]姚计海,申继亮.中小学教师教学自主权量表的修订[J].应用心理学,2007(4):329-333.
- [18]魏淑华,宋广文,张大均.我国中小学教师职业认同的结构与量表[J].教师教育研究,2013,25(1):55-60+75.
- [19]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.
- [20]齐亚静,伍新春,胡博.教师工作要求的分类——基于对职业倦怠和工作投入的影响研究[J].教育研究,2016,37(2):119-126.