

职业教育赋能乡村振兴的作用机制研究

陈湘满¹, 杨婧雯¹, 卢金平²

¹湘潭大学商学院, 湖南 湘潭

²长沙商贸旅游职业技术学院商务管理学院, 湖南 长沙

收稿日期: 2025年1月2日; 录用日期: 2025年2月21日; 发布日期: 2025年2月28日

摘要

职业教育与乡村振兴关系密切, 如何赋能乡村振兴? 本文基于2013~2022年31个省级行政单位(不包含港、澳、台)的面板数据, 利用固定效应模型、中介效应模型以及面板门槛模型考察了职业教育赋能乡村振兴的作用机制。研究表明职业教育能够促进乡村振兴建设; 中部地区职业教育对乡村振兴促进作用最大; 职业教育能够通过优化人力资本, 提高人力资本利用率, 以人才振兴带动乡村振兴; 随着职业教育发展水平的提升, 职业教育对于乡村振兴的促进作用可能会下降, 即职业教育与乡村振兴存在非线性影响关系。基于此提出建议: 大力发展职业教育, 需兼顾对接当地农村产业, 推动产教融合, 培养本地人才, 营造职业技能人才良好的就业空间和提升人才福利待遇, 推动区域职业教育协同发展。

关键词

职业教育, 乡村振兴, 人力资本, 作用机制

Research on the Mechanism of Vocational Education Empowering Rural Revitalization

Xiangman Chen¹, Jingwen Yang¹, Jinping Lu²

¹Business School, Xiangtan University, Xiangtan Hunan

²Commerce Management School, ChangSha Commerce & Tourism College, Changsha Hunan

Received: Jan. 2nd, 2025; accepted: Feb. 21st, 2025; published: Feb. 28th, 2025

Abstract

Vocational education optimizes rural human capital and promotes comprehensive rural revitalization.

文章引用: 陈湘满, 杨婧雯, 卢金平. 职业教育赋能乡村振兴的作用机制研究[J]. 职业教育发展, 2025, 14(2): 205-219.
DOI: 10.12677/ve.2025.142109

This article is based on panel data from 31 provincial-level administrative units (excluding Hong Kong, Macao, and Taiwan) from 2013 to 2022, and uses fixed effects model, mediation effect model, and panel threshold model to examine the mechanism of vocational education empowering rural revitalization. Research has shown that vocational education can promote the improvement of rural revitalization level; Vocational education in the eastern region can significantly promote rural revitalization; Vocational education can promote rural revitalization through optimizing human capital and revitalizing talents; With the improvement of the development level of vocational education, its promoting effect on rural revitalization may decrease, indicating a non-linear relationship between vocational education and rural revitalization. Based on this, it is suggested to vigorously develop vocational education, taking into account the connection with local rural industries, promoting the integration of industry and education, cultivating local talents, creating good employment space and welfare benefits for vocational skilled talents, and promoting the coordinated development of regional vocational education.

Keywords

Vocational Education, Rural Revitalization, Human Capital, Mechanism of Action

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2021 年, 国务院颁布《关于推动现代职业教育高质量发展的意见》中指出职业教育要为乡村振兴服务, 培养乡村振兴人才。2023 年中央一号文件《关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》再次明确提出要求加快发展面向农村的职业教育, 支持职业院校培养乡村振兴所需的专业技术人才。我国出台的一系列指导性文件为职业教育赋能乡村振兴提供了方向和根本遵循。由此可见, 集合“产业域”、“教育域”和“社会域”的职业教育能够有效为乡村振兴赋能增量。关于职业教育如何服务乡村振兴, 学术界已有理论阐述和实证分析。但现有文献对于职业教育赋能乡村振兴的作用机制的深入研究相对较少。因此, 本文基于 2013~2022 年中等职业教育和乡村振兴的省级面板数据, 分析职业教育赋能乡村振兴的具体作用机制, 将职业教育、人力资本以及乡村振兴三个方面指标纳入统一分析框架下展开探究, 丰富职业教育服务乡村振兴的理论内容。

2. 理论分析

2.1. 职业教育赋能乡村振兴的直接作用

职业教育高度契合乡村振兴战略五个维度的需要, 对乡村振兴具有显著的积极作用, 对其直接作用主要包括以下五个方面。

第一, 在产业兴旺方面, 现阶段我国农业劳动力已达到“刘易斯拐点”[1]。农村地区劳动力大量外流, 农村劳动力红利难以维系。加快传统农业向高质量农业转型, 加快农村地区产业转型升级是助力农村产业升级的关键。转型要点在于通过教育提升农村劳动力的素质, 为农业培养技术性专业人才, 不断适应市场发展的需要, 为产业转型升级提供智力支持, 以解决农村结构性失业的问题。而职业教育精准对接企业岗位需求, 创造性的设立地方特色性的专业, 使职业教育人才供给与乡村产业人才需求高度契合, 进而加快农业现代化, 夯实现代农村产业体系建设基础。

第二,在生态宜居方面,职业教育提升居民环保意识以及农业科技运用水平,强化乡村污染治理水平和技术,强调乡村绿色发展和生态振兴的协同。职业教育赋能生态振兴,在提升农业农村产业生产水平的同时,既集中解决突出环境污染问题,又提升乡村污染治理水平。

第三,在乡风文明方面,职业教育担负传承创新文化的使命,提升农民文化教育水平,丰富农村居民精神世界,不断移风易俗、推陈出新,培养学生成为文化传播的主力军,职业教育学校和机构成为开展传统乡风文化教育和引领新风尚的文化交流平台。

第四,在治理有效方面,乡村基层治理是社会治理的薄弱环节,因此提升乡村基层治理水平是提升社会总体治理的痛点。一方面,职业教育能够为乡村基层党组织领导提供具备专业技术知识的复合型治理人才,另一方面提升农村居民平均素质水平,提高农村基层群众自治治理能力。因此职业教育能够提高乡村治理的水平、有效性及持续性。

第五,在生活富裕方面,在乡村振兴过程中,需要不断提高居民收入水平,缩小城乡收入差距,实现共同富裕。职业教育为农民增收提供动力,不断满足农民更高层次的生活需求,提升农村生活的幸福感,实现生活富裕。吸引人才返乡就业,营造乡村振兴人力资源的内源性动力。

基于此,提出假设 H1:职业教育的发展能够显著促进全面乡村振兴。

2.2. 人力资本的中介作用

职业教育主要通过提升人力资本质量赋能乡村振兴。人力资本理论揭示,人力资本指从事生产活动的人的数量和质量。教育是提高人力资本最基本的主要手段,所以也可以把人力投资视为教育投资问题。生产力三要素之一的人力资源显然还可以进一步分解为具有不同技术知识程度的人力资源。高技术知识程度的人力带来的产出明显高于技术程度低的人力。职业教育兼顾了知识传播与技术实践,依托“产教融合”的理念,能够为乡村振兴注入内生发展动力。加快职业教育发展可以促进农村人力资本投资和人力资源开发,破解乡村振兴人才瓶颈。

人力资本有效利用才能将针对人力资源的投入转化成相应的生产力,就业便是人力资本转化生产自我效能的主要途径。职业教育基于农村实际生产情况进行专业知识和技能的传授,将理论与实际运用更好地结合起来。同时其培养的大批技术人才与高素质新农人,能够在应用现代化农业生产上区别于传统农业从业者,在帮助提升农业生产力的同时不断适应市场与技术的变化,促进乡村人力资本结构升级,职业教育在乡村振兴过程不仅能够优化农村人力资本,还能提升生产要素的利用效率^[2]。人力资本通过内生效应、外溢效应和聚合效应三种方式来推动经济增长,在农村地区实现以人力资本为主导的经济发展模式,能够提升农业现代化水平。跨“产业域”、“教育域”和“社会域”的职业教育能够充分人力资本外溢效应,搭建起职业教育和乡村振兴的桥梁,巩固农村劳动力红利,解决人力资本存量的就业难题,提升人力资源生产要素的利用效率,以人才振兴带动乡村振兴。

基于此,提出假设 H2:职业教育通过提高人力资本质量促进乡村振兴发展。

2.3. 职业教育发展水平的门槛效应

职业教育能够通过提升人力资本有效促进乡村振兴的发展,但是也有研究表明职业教育对乡村振兴贡献率与乡村振兴速度呈现出无规律性的偏差。一是部分职业教育学校专业设置缺乏区域服务意识,扎堆设置热门专业,忽视地域产业特色及区域劳动力需求市场状况;二是职业教育注重专业技能的教授,忽视人才挽留和管理,导致具备专业技能的人才大量外流;三是过度的资源投资于职业教育可能导致教育资源的浪费,挤兑普通教育和高等教育对乡村振兴的贡献。

基于此,提出假设 H3:职业教育对乡村振兴的贡献存在边际效应下降的非线性影响。

3. 研究设计

3.1. 变量选取

3.1.1. 被解释变量

乡村振兴水平。参考徐雪(2022)的研究[3],从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕5个维度,筛选出30个基础指标,构建乡村振兴水平测度指标体系。对于个别年份缺失值,运用线性插值法将其补充完整。利用熵值法将基础指标进行客观赋权,权重见表1,具体步骤如下。

Table 1. Comprehensive evaluation system and weight of rural revitalization level

表 1. 乡村振兴水平综合评价体系及权重

一级指标	指标	计算	属性	权重
产业兴旺	农业生产力	人均农业机械总动力(千瓦)	+	0.0330
		粮食综合生产能力(万吨)	+	0.0384
	农业生产效率	农业劳动生产率(元/人)	+	0.0348
	产业融合水平	规模以上农产品加工企业主营业务收入(亿元)	+	0.0389
生态宜居	农业绿色发展	农药、化肥施用量(万吨)	-	0.0390
		畜禽粪污综合利用率(%)	+	0.0356
	农村人居环境治理	对生活污水进行处理的行政村占比(%)	+	0.0354
		对生活垃圾进行处理的行政村占比(%)	+	0.0343
		卫生厕所普及率(%)	+	0.0347
	农村生态保护	农村绿化率(%)	+	0.0340
乡风文明	农民受教育程度	农村居民教育文化娱乐支出占比(%)	+	0.0343
		农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例(%)	+	0.0360
		农村居民平均受教育年限(年)	+	0.0357
	传统文化传播	有线电视覆盖率(%)	+	0.0357
		开通互联网宽带业务的行政村比重(%)	+	0.0355
	乡村公共文化建设	乡村文化站数量(个)	+	0.0387
治理有效	治理能力	村主任、书记“一肩挑”比例(%)	-	0.0086
	治理成果	已编制村庄规划的行政村占比(%)	+	0.0356
		已开展村庄整治的行政村占比(%)	+	0.0359
生活富裕	农民收入水平	农民人均纯收入(元)	+	0.0350
		农民人均收入增长率(%)	+	0.0085
		农村贫困发生率(%)	-	0.0354
		城乡居民收入比(%)	+	0.0222
	农民消费结构	农村居民恩格尔系数(%)	-	0.0352
	农民生活条件	每百户汽车拥有量(辆)	+	0.0349
		农村居民人均住房面积(平方米)	+	0.0348
	基础设施建设水平	安全饮用水普及率(%)	+	0.0351
		村庄道路硬化率(%)	+	0.0348
		人均道路面积(平方米)	+	0.0350
	基本公共服务保障水平	农村每千人拥有卫生技术人员数(人)	+	0.0351

注:平均受教育年限 = (文盲人数 × 1 + 小学学历人数 × 6 + 初中学历人数 × 9 + 高中和中专学历人数 × 12 + 大专及本科以上学历人数 × 16)/6 岁以上人口总数。

1) 标准化处理。为消除原始数据的量纲差异，对数据进行标准化处理。正向指标的标准化公式为：

$$ZX_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_i)}{\max(X_i) - \min(X_i)} \tag{1}$$

2) 负向指标公式为：

$$ZX_{ij} = \frac{\min(X_i) - X_{ij}}{\max(X_i) - \min(X_i)} \tag{2}$$

3) 式(1)和式(2)中， i 表示年份， j 表示第 j 个指标， X_{ij} 表示原始数据， ZX_{ij} 表示处理后的数据， $\max(X_i)$ 和 $\min(X_i)$ 分别表示原始数据的最大值和最小值。

4) 计算第 j 个指标在年份 i 所占的比重

$$P_{ij} = \frac{ZX_{ij}}{\sum_{i=1}^n ZX_{ij}} \tag{3}$$

5) 计算信息熵

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(P_{ij}) \tag{4}$$

6) 计算权重

$$w_{ij} = \frac{1 - e_j}{\sum_{i=1}^n (1 - e_j)} \tag{5}$$

7) 计算综合评价得分

$$Score_{ij} = \sum_{i=1}^n w_{ij} ZX_{ij} \tag{6}$$

3.1.2. 核心解释变量

职业教育发展水平。参考谯欣怡(2024)的研究，从硬件设施、师资队伍、经费投入、培养成效四个维度共 11 个指标构建职业教育发展水平评价体系(见表 2)。利用熵值法将指标进行客观赋权，具体方法同上。

Table 2. Comprehensive evaluation system and weights for vocational education
表 2. 职业教育综合评价体系及权重

维度	指标	计算	属性	权重
投入指标	硬件设备	生均图书册数(册)	+	0.0896
		生均校舍面积(平方米)	+	0.0514
		每百名学生拥有计算机数(台)	+	0.1098
		生均教学实习仪器设备价值(万元)	+	0.2094
	师资队伍	师生比	+	0.0738
		高级职称专任教师占比(%)	+	0.0251
		本科以上学历专任教师占比(%)	+	0.0171
	经费投入	生均教育经费指数(%)	+	0.1237
产出指标	培养成效	生均一般公共预算共用经费(元)	+	0.1548
		生均一般公共预算教育事业费支出(元)	+	0.1212
		毕业生获得职业资格证书占比(%)	+	0.0241

3.1.3. 中介变量

1) 人力资本质量。结合上述分析,职业教育通过提升人力资本质量服务于乡村振兴。有研究表明职业教育通过改善就业市场的劳动力质量能够产生人力资本规模效应[4]。因此,参考龚浩的研究成果,选取人力资本质量作为中介变量,该指标用人均受教育年限来衡量。

2) 人力资本规模。人力资本通过落实就业将教育资源的投入转化成生产力,人力资本切实有效利用才能为乡村振兴创造价值。因此选取得到有效利用的人力资本规模作为中介变量,该指标用就业规模来衡量。

3.1.4. 控制变量

考虑到乡村振兴水平受多种因素影响,最终选定 4 个控制变量: 1) 经济发展水平(PCG),用人均实际 GDP 进行对数化处理; 2) 产业结构调整(IS),用二三产业产值占总产值的比重衡量; 3) 技术发展水平(TECH),用技术市场成交额占地区生产总值的比重衡量; 4) 地方财政支持力度(GF),用财政一般预算支出占地区生产总值的比重衡量。

3.2. 数据来源与描述性统计

选择我国 31 个省级行政单位(港、澳、台除外)的面板数据,时间跨度为 2013~2022 年,主要数据来源包括各省《统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国教育经费执行公告》《中国人口和就业统计年鉴》等。对于个别地区、年份缺失数据采取插值法进行补全。在实证研究前对数据做以下处理: 第一,为剔除价格水平变动因素影响,对产值类的数据进行平减处理。第二,为减轻数据异方差问题,对非比值类数据进行对数化处理(见表 3)。

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

变量类型	变量	符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	乡村振兴发展水平	RURAL	310	0.349	0.191	0.02	0.982
解释变量	职业教育发展水平	EDU	310	0.194	0.122	0.051	0.881
控制变量	经济发展水平	CPG	310	9.218	0.387	8.54	10.329
	产业结构调整	IS	310	0.905	0.051	0.749	0.998
	技术发展水平	TECH	310	0.019	0.03	0	0.191
	财政支持力度	GF	310	0.291	0.204	0.105	1.354
中介变量	人力资本质量	HC	310	0.194	0.088	0.051	0.506
	人力资本规模	HQ	310	7.523	0.864	5.16	8.86

3.3. 模型构建

3.3.1. 固定效应模型

为了检验职业教育赋能乡村振兴的直接效应,使用面板固定效应模型作为基准回归模型,模型设定如下:

$$RURAL_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EDU_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

其中, $RURAL_{it}$ 为被解释变量,即乡村振兴水平, i 为省份, t 为年份; EDU_{it} 为职业教育发展水平; $Controls_{it}$ 为控制变量; α_0 为截距项; α_1 为职业教育发展对乡村振兴的影响系数; α_2 为控制变量的待估

计系数； μ_i 为省份固定效应； φ_t 为时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

3.3.2. 中介效应模型

构建中介效应模型检验职业教育赋能乡村振兴的作用机制，模型构建如下：

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 EDU_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

$$RURAL_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EDU_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

其中 M_{it} 为中介变量，代表人力资本质量和人力资本规模； β_1 为职业教育对中介变量的影响系数； γ_1 为加入中介变量之后职业教育对乡村振兴的影响系数； γ_2 为中介变量对乡村振兴的影响系数。

3.3.3. 门槛效应模型

为了研究职业教育对乡村振兴的非线性影响，利用 Hansen 门槛效应模型进行检验，模型设定如下：

$$RURAL_{it} = \theta_0 + \theta_1 EDU_{it} \times IF(EDU_{it} \leq \delta) + \theta_2 EDU_{it} \times IF(EDU_{it} > \delta) + \theta_3 Control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

其中 θ_1 和 θ_2 分别表示不同职业教育发展水平区间下，职业教育对乡村振兴的影响系数； $IF(\cdot)$ 为指示函数； δ 为待估计的门槛值。

4. 实证分析结果

4.1. 基准回归

利用模型(1)进行基准回归分析。表 4 中，列(1)为未引入控制变量和固定效应下的回归结果。列(2)为引入控制变量后的回归结果，在加入控制变量后，由于部分影响乡村振兴的因素被控制变量吸收，职业教育的影响系数有所下降，但方程的拟合优度有所上升，表明控制变量的选取具有一定的合理性。列(3)为引入省份固定效应的结果，列(4)为引入省份及时间双向固定效应的结果，在加入双向固定效应之后，虽然职业教育发展水平的系数有所波动，但是仍然在 1% 显著性水平上成立。且列(1)至列(4)均在 1% 显著性水平上成立且系数为正，职业教育发展能够有效带动乡村振兴水平的提升，验证了研究假设 H1。为防止多重共线性问题产生，进行方差膨胀因子(VIF)检验，结果显示各变量及变量均值的 VIF 值均低于 5，变量间不存在多重共线性问题。

Table 4. Benchmark regression results
表 4. 基准回归结果

变量	被解释变量:乡村振兴水平(RURAL)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
EDU	0.3698*** (15.0369)	0.1770*** (7.8223)	0.1736*** (7.7452)	0.0562*** (2.7178)
PCG		0.2239*** (6.8889)	0.2485*** (7.3054)	-0.0216 (-0.6420)
IS		0.2832** (2.4331)	0.3221*** (2.7625)	-0.0800 (-0.8488)
TECH		1.3813*** (9.4947)	1.3706*** (9.4857)	0.6698*** (5.5840)
GFS		0.1227** (2.5512)	0.1736*** (3.4927)	0.1852*** (5.0178)

续表

constant	0.2771*** (8.3629)	-2.0683*** (-6.4032)	-2.3444*** (-6.9080)	0.4972 (1.4986)
个体固定	NO	NO	YES	YES
时间固定	NO	NO	NO	YES
N	310	310	310	310
R ²	0.4449	0.6972	0.6984	0.8546

注：括号内为标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，下同。

4.2. 稳健性检验

4.2.1. 工具变量法

为了解释变量与误差项相关，导致结果有偏估计，以及职业教育与乡村振兴之间可能存在的因果关系，采取 Bartik 工具变量法进行内生性检验，可以有效解决遗漏变量、反向因果等问题[5]。Bartik 工具变量用内生变量的初始份额构成和所属总体增长率计算得到其相对外生的模拟数值。根据这一构造思想，由于初始地区份额与全国平均值存在相关性，所以该估计值与其真实值高度相关，满足了工具变量相关性要求。又因为 Bartik 工具变量要求所选择份额和外部温和型冲击需满足外生性前提，在适当控制了年份、地区固定效应后，Bartik 工具变量与残差项的相关性较弱，满足工具变量排他性条件[6]。因此，文章以 2013 年作为研究基期，将 2013 年各省份职业教育发展水平占 2013 年全国平均水平平均值的比重，与各年份全国职业教育水平平均值构造的交乘项作为职业教育的 Bartik 工具变量(IV)。一方面，由于 Bartik 份额是基于基期数据和全国性行业增长率构建的，职业教育赋能乡村振兴的作用存在一定滞后效应，而这些数据在形成时并未受到当前模型中关注的具体经济活动的影响，因此可以认为这些份额是外生的，故选取初始年份作为基准能够相对于后续年份具有一定的外生性，满足了工具变量外生性的要求。另一方面，全国职业教育发展水平平均值由 31 个省级行政单位共同构成，是具有全局性质的宏观变量，能够有效剔除地区特性造成的影响，即剔除地区特定误差项，提供广泛、全面的信息，反映了全国整体职业教育发展水平，对于乡村振兴来说相对外生。

Table 5. Instrumental variable method
表 5. 工具变量法

	第一阶段 EDU	第二阶段 RURAL
IV	1.3347*** (10.2065)	
EDU		0.3201* (1.8330)
constant	-1.2205 (-1.4680)	-0.5086 (-1.2709)
控制变量	YES	YES
固定效应	YES	YES
N	310	310
Adjusted-R ²	0.6727	0.3956

由于工具变量需要满足一定条件，工具变量数量等于解释变量数，因此不存在过度识别问题。需要进行弱工具变量检验及不可识别检验。Cragg-Donald Wald F 统计量为 276.783，显著大于 10%临界值水平 16.38，因此本文选取的工具变量不存在弱工具变量问题。Anderson canon. corr. LM 统计量为 147.736 (P = 0.0000)拒绝了工具变量不可识别的假设，即工具变量是可识别的。

如表 5 所示，进行 2SLS 回归，第一阶段工具变量通过 1%显著性水平检验，说明工具变量与解释变量高度相关。第二阶段职业教育系数仍然在 10%显著性水平上显著为正，这表明在内生性问题处理之后，职业教育对乡村振兴仍然具有促进作用，进一步验证了假设假设 H1。

4.2.2. 剔除异常值

考虑极端值和异常值可能会对估计结果造成影响，例如疫情时期教育和乡村振兴以及宏观经济发展均可能受到影响。因此，对所有连续型变量进行双向 1%缩尾处理。如表 6 第(1)列结果显示，在处理异常值后结果依然稳健。

4.2.3. 解释变量滞后一阶

由于教育的影响会在学生毕业后显现，因此教育具有滞后性，前期职业教育水平的改变可能在今后一段时间内产生影响。同时滞后变量通常不会和当期的误差项相关，能够有效控制内生性问题。滞后变量也可以平滑数据中的短期波动，使模型更加稳定。表 6 第(2)列结果显示，将解释变量进行滞后一期处理后，结果依然稳健，前期职业教育水平能够对当期乡村振兴水平产生积极影响。

Table 6. Robust test
表 6. 稳健性检验

变量	剔除异常值	滞后一期	替换解释变量	替换被解释变量
	RURAL	RURAL	RURAL	U
	(1)	(2)	(3)	(4)
EDU	0.0590*** (2.7446)			0.1112*** (4.0299)
L.EDU		0.1548*** (7.2172)		
FA			0.0072*** (6.6045)	
PCG	-0.0256 (-0.7755)	0.2333*** (7.3662)	0.2573*** (7.3650)	0.3050*** (7.2815)
IS	-0.0765 (-0.8061)	0.1759 (1.5302)	0.4165*** (3.5125)	0.9220*** (6.4217)
TECH	0.4832*** (4.1032)	1.2171*** (8.9180)	1.3621*** (9.0169)	0.3950** (2.2201)
GF	0.2040*** (5.3754)	0.1623*** (3.5591)	0.2114*** (4.1768)	0.0008 (0.0126)
constant	0.5274 (1.6207)	-2.0570*** (-6.4923)	-2.5132*** (-7.2843)	-3.0712*** (-7.3497)
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
N	310	279	310	310
Adjusted-R ²	0.8290	0.6691	0.6423	0.4767

4.2.4. 替换解释变量

将职业教育发展水平综合评价指标替换为代表职业教育硬件设施投入水平的生均固定资产价值(FA)。如表 6 第(3)列所示, 替换解释变量之后, 模型依然显著为正, 职业教育投入能够促进乡村振兴发展。

4.2.5. 替换被解释变量

新型城镇化和乡村振兴是城乡融合发展的“一体两翼” [7], 是和谐共生、互利共赢的有机整体。已有研究表明, 我国新型城镇化与乡村振兴之间的耦合协调水平整体偏低, 但随时间呈现向更高水平的耦合协调类型稳步优化趋势[8]。因此表 6 第(4)列中, 用城镇化水平(U)替换乡村振兴发展水平, 回归结果依然显著为正。由此可见职业教育能有效促进乡村振兴发展。

4.3. 异质性检验

我国各个地区自然地理条件及经济发展状况均存在一定差异, 西部地区拥有更加丰富的自然资源以及优良的农业发展条件, 但是经济发展受地理位置限制, 教育水平也明显落后于东、中部地区; 东部地区经济发展水平农业机械化、现代化水平更高, 农村产业结构优化乡村发展处于相对成熟阶段, 并且东部沿海地带具备优越的自然资源禀赋, 高等教育发展水平、高校数量以及地方政府教育经费投入力度远高于其他地区。因此, 考虑到可能存在区域异质性, 参考李建军研究[9], 将全国划分为东、中、西三大区域考察职业教育对乡村振兴的影响的异质性。

如表 7 所示, 东中西部地区职业教育对乡村振兴影响系数均显著为正, 说明职业教育能够促进乡村振兴发展。Chowtest 检验结果均显著, 显示存在显著组间差异。东部地区职业教育发展水平系数为 0.0780, 显著低于中西部地区。原因可能是东部地区普通教育和高等教育资源较为丰富, 对职业教育产生竞争挤兑关系, 同时东部地区乡村发展处于较为发达的阶段, 乡村振兴建设优化空间有限, 导致职业教育对乡村振兴的促进作用相对有限; 中部地区职业教育对乡村振兴影响系数最大, 原因可能是职业教育培养了大量具备职业教育技能知识的人才, 提高乡村劳动力本地落实就业的可能性, 技能型人才反哺乡村, 进而促进了中部地区乡村发展; 西部地区乡村振兴存在广阔发展空间, 但是受限于资源禀赋, 职业教育对乡村振兴的积极作用尚不能最大化。中西部地区需要加强职业教育投入水平, 结合本地乡村振兴人才市场需求状况发展地区特色化教育, 培养本土人才, 推动技能型人才返乡就业创业, 反哺农村农业发展。

Table 7. Heterogeneity test
表 7. 异质性检验

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)
EDU	0.0780** (2.5599)	0.4924*** (6.5866)	0.1644*** (3.6280)
constant	-4.7565*** (-5.7686)	-0.4423 (-0.7170)	-1.5658*** (-2.8963)
控制变量	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES
N	110	90	110
Adjusted-R ²	0.7888	0.6828	0.5615
Chowtest	4.05***	2.28***	3.85***

4.4. 机制检验

根据前文理论分析可知，职业教育通过提高人力资本质量水平和人力资本规模的充分有效利用，进而推动乡村振兴建设。因此，在温忠麟等[10]研究基础上，构建中介效应模型。

4.4.1. 人力资本质量中介效应

具体回归结果如表 8 所示，列(1)检验职业教育赋能乡村振兴的总效应，职业教育发展水平的影响系数显著为正，说明职业教育对乡村振兴有显著的正向影响。列(2)将人力资本质量作为中介变量纳入模型，模型主要检验职业教育对中介变量人力资本质量的提升，结果显示职业教育发展水平每提升 1%，人力资本质量将提升 1.0713，且在 1%水平上显著。列(3)中，职业教育发展水平及人力资本质量均显著，且职业教育的影响系数较列(1)显著提升，说明人力资本质量的提升在职业教育赋能乡村振兴的影响过程中发挥部分中介作用。这表明职业教育能够通过提升人力资本质量，通过提升教育资本的投入，提高劳动力的质量、劳动者的工作能力和技术水平，从而提高劳动生产率，反哺乡村建设，促进乡村振兴的发展，进一步印证了假设 H2。

4.4.2. 人力资本规模中介效应

如表 8 所示，列(4)将人力资本规模作为中介变量纳入模型中，检验职业教育发展水平对人力资本利用规模的影响，结果显示职业教育发展水平每提升 1%，人力资本利用规模便会提升 0.2743，且在 1%水平上显著。列(5)中，职业教育发展水平及人力资本规模均显著，说明人力资本利用规模的提升在职业教育赋能乡村振兴的影响过程中发挥部分中介的作用。通过提升职业教育发展水平，强化乡村闲置人力资本存量的资源统筹，提升就业水平和人力资本利用规模，将人力转化成乡村建设的生产力，推动乡村振兴，进一步验证了假设 H2 的合理性。

Table 8. Intermediary effect test
表 8. 中介效应检验

变量	RURAL	HC	RURAL	HQ	RURAL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EDU	0.0562*** (2.7178)	1.0713*** (4.6221)	0.0663*** (3.0958)	0.2743*** (4.1099)	0.0449** (2.1168)
HC			-0.0094* (-1.7264)		
HQ					0.0415** (2.1945)
constant	0.4972 (1.4986)	12.2405*** (3.2940)	0.6126* (1.8167)	8.5620*** (8.0000)	0.1419 (0.3866)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
N	310	310	310	310	310
Adjusted-R ²	0.8304	0.6622	0.8317	0.2486	0.8328

5. 进一步分析

5.1. 门槛效应检验

采用面板门槛模型研究职业教育发展水平对乡村振兴呈现非线性影响。参考 Hansen 的研究对门槛存在性进行检验。设置自助法抽样(Bootstrap) 1000 次后,以核心解释变量职业教育发展水平作为门槛变量时,分别获得单一门槛、双门槛、三门槛的检验结果。如表 9 所示,全国范围内职业教育对乡村振兴的影响在单一门槛效应检验下显著,未通过双重门槛和三重门槛检验;东部地区职业教育对乡村振兴的影响在双重门槛效应检验下显著;中部地区职业教育对乡村振兴的影响在单一门槛效应检验下显著;西部地区职业教育对乡村振兴的影响在双重门槛效应检验下显著。

Table 9. Threshold effect test
表 9. 门槛效应检验

区域	门槛类型	F 值	P 值	临界值		
				10%	5%	1%
全国	单一门槛	40.45	0.0240	30.1086	36.3424	43.5305
	双重门槛	17.26	0.1700	21.3132	25.7526	37.8265
	三重门槛	9.54	0.5620	20.7261	25.1455	38.4373
东部	单一门槛	23.33	0.0470	17.5723	22.5133	32.0678
	双重门槛	17.09	0.0970	16.3780	31.2457	55.1831
	三重门槛	3.69	0.8160	18.6504	27.9114	46.5636
中部	单一门槛	27.18	0.0170	16.7844	20.3846	30.9550
	双重门槛	3.89	0.8360	12.8206	15.2016	23.3205
	三重门槛	4.67	0.7510	14.1896	17.6415	22.8808
西部	单一门槛	15.05	0.0920	14.8561	16.9459	22.9007
	双重门槛	12.06	0.0680	11.1667	12.7987	17.0217
	三重门槛	5.49	0.7700	16.4149	20.2598	27.6172

5.2. 门槛效应回归

基于门槛效应检验,分区域运用门槛模型估计门槛值和不同门限阈值下的系数,结果如表 10 所示。中部地区单一门槛下参数估计值不显著,全国、东部和西部参数值均在 1%水平下显著为正,这进一步说明了职业教育发展能够有效促进乡村振兴,验证了假设 H3。但是全国、东部、西部门槛回归结果显示,当职业教育发展水平跨越门槛值时,参数估计值有所下降,呈现门槛递减效应。原因是对于职业教育过度的投入可能会造成教育资源的不均衡和浪费,可能会挤兑普通教育和高等教育的发展,从而稀释部分职业教育对乡村振兴的促进作用,因此对于职业教育不能盲目投入,需结合区域发展水平因地制宜投入,确保教育资源充分合理的利用。

Table 10. Threshold effect parameter estimation
表 10. 门槛效应参数估计

区域	变量	参数估计值
全国	EDU ($\gamma \leq 0.3212$)	0.3200***
	EDU ($\gamma > 0.3212$)	0.1871***
	PCG	0.1955***
	IS	0.2778
	TECH	1.3876***
	GF	0.1409
	constant	-1.8286***
东部	EDU ($\gamma \leq 0.2867$)	0.3565***
	EDU ($0.2867 < \gamma \leq 0.6013$)	0.2512***
	EDU ($\gamma > 0.6013$)	0.1275***
	PCG	0.3692***
	IS	0.5462***
	TECH	1.5253***
	GF	0.4074**
	constant	-3.7766***
中部	EDU ($\gamma \leq 0.1263$)	-0.0110
	EDU ($\gamma > 0.1263$)	0.2947*
	PCG	0.0841
	IS	-0.3744*
	TECH	1.0435**
	GF	-0.3361
	constant	-0.0418
西部	EDU ($\gamma \leq 0.1415$)	0.5173***
	EDU ($0.1415 < \gamma \leq 0.2467$)	0.3713***
	EDU ($\gamma > 0.2467$)	0.2143***
	PCG	0.1861**
	IS	0.1131
	TECH	1.4897***
	GF	0.0753
	constant	-1.6563**

6. 结论与启示

职业教育发展为乡村振兴提供了内源性的人才动力。基于 2013~2022 年全国 31 个省级行政单位(不含港、澳、台)的面板数据,运用固定效应模型、中介效应模型、面板门槛效应模型研究职业教育对乡村

振兴的影响,得出以下结论:第一,职业教育对乡村振兴具有显著的促进作用,这一结论在使用工具变量法、滞后解释变量以及替换解释变量和被解释变量等稳健性检验后依然成立。第二,我国不同地区职业教育对乡村振兴影响具有异质性,虽然东中西部地区职业教育对乡村振兴均体现出了显著的促进作用,但是中部地区职业教育对乡村振兴促进作用最大,东部地区职业教育的促进作用显著低于其他区域。第三,职业教育能够通过提升人力资本质量和人力资本运用水平,以人才振兴引领乡村振兴。第四,职业教育对乡村振兴存在非线性影响,当职业教育评价指标高于门槛值时,对乡村振兴的促进作用有所稀释。据此,提出如下建议:

第一,加快职业教育基础设施投入建设,提高职业教育投入水平及教师质量。打通职业教育发展渠道,兼顾职业教育投入与产出成果,为职业教育营造良好的发展环境和政策支持。加快职业教育与乡村产业融合发展,发展高质量的职业教育培养职业技能人才带动农村产业结构升级,培养“新农人”引领农业现代化发展,以职业教育赋能全面乡村振兴。

第二,将人才“流出”转变为人才“留住”。加强对中西部地区职业教育发展政策经费支持力度,坚持实施“西部计划”吸引人才振兴地区乡村。强化东部地区对中西部地区发展的带动作用,推动职业教育东部地区试点改革推向全国,不断缩小东中西部教育水平和经济水平发展差异。同时要进一步畅通职业教育毕业升学及就业发展渠道,农村产业与职业教育更好的对接,培养本土化的职业技能人才,推动产教融合,改变职业教育的“离农”倾向,营造更广阔的农村就业空间,以推动形成反向创业就业热潮,为乡村振兴培养内生发展动力。

第三,职业教育可以通过扩大农村群体招生面,进而提升农村居民整体技能水平,提高人力成本,增加农民收入。职业教育加快农村人力资本积累,提升人力资本质量。跨“产业域”、“教育域”和“社会域”的职业教育能够充分人力资本外溢效应,亟需搭建起职业教育和乡村振兴的桥梁,巩固农村劳动力红利,加大农村人力资源的开发,提升农村人力资本质量以及对人力资源生产要素的利用效率,以人才振兴带动乡村振兴。

第四,对职业教育的投入和建设力度需要结合现有职业教育发展水平以及未来职业教育发展预期估计。不能盲目扩大投入和政策倾斜,易造成教育资源的浪费,在大力发展职业教育的同时仍然要重视普通教育的发展。政策主要抓手在于消除社会对职业教育的歧视,提高技能型人才的福利待遇,营造健康的就业环境,由此才能更好的发挥出职业教育对乡村振兴的正向促进作用。

基金项目

湖南省教育科学“十四五”规划重点项目“县域职业教育赋能乡村振兴的机制与路径研究”(XJK24AZY001);湖南省教育厅重点项目“乡村振兴背景下绿色金融对县域经济韧性的作用机理及效应研究”(22A0080);国家社科基金项目“数字乡村驱动县域城乡融合高质量发展的机理与路径研究”(23BJL115)。

参考文献

- [1] 本刊编辑部. 职业教育赋能乡村振兴的路径[J]. 教育研究, 2023, 44(8): 122-129.
- [2] 张金山, 彭述华, 袁航. 人力资本理论及对我国乡村振兴的启示[J]. 税务与经济, 2019(3): 38-44.
- [3] 徐雪, 王永瑜. 中国乡村振兴水平测度、区域差异分解及动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(5): 64-83.
- [4] 龚浩, 孙天翊, 高珂. 赋能与共享: 发展职业教育对推进共同富裕的作用机制研究[J]. 教育与经济, 2023, 39(4): 13-23.
- [5] Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I. and Swift, H. (2020) Bartik Instruments: What, When, Why, and How. *American*

Economic Review, **110**, 2586-2624. <https://doi.org/10.1257/aer.20181047>

- [6] 张茂聪, 黎敏辉, 范晓婷. 教育何以促进共同富裕——基于 2003-2020 年省级面板数据的实证检验[J]. 教育研究, 2024, 45(5): 132-149.
- [7] 袁红英. 论统筹新型城镇化和乡村全面振兴[J]. 中共中央党校(国家行政学院)学报, 2024, 28(1): 33-40.
- [8] 薄文广, 钱镱, 屈建成, 谭鑫. 新型城镇化与乡村振兴耦合协调及交互影响研究: 基于 156 个地级市面板数据的实证分析[J]. 中国软科学, 2023(9): 106-116.
- [9] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 37-52.
- [10] 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.