

# 职业教育发展与新质生产力提升

——来自中国274个城市的证据

张安民

**摘要** 利用2010—2022年中国274个城市的数据,分析职业教育发展对城市新质生产力水平的影响及其作用机制。研究结果显示:职业教育显著提升了城市新质生产力,这一结论经稳健性检验后仍然成立。机制分析发现,职业教育通过促进技术成果市场化和产业数字化,提升了城市新质生产力水平。异质性分析表明,职业教育发展对城市新质生产力的影响呈现多维异质性,职业教育对中西部区域、教育经费投入大的城市和新质生产力分位数较高城市的促进作用更为明显。据此,应紧扣社会需求,大力推动职业教育高质量发展;畅通转化渠道,充分发挥职业教育加快技术成果市场化和产业数字化的机制作用;遵循比较优势,制定差异化职业教育发展政策。

**关键词** 新质生产力;职业教育;产业数字化;技术成果市场化

**中图分类号** G719.2 **文献标识码** A **文章编号** 1008-3219(2024)16-0028-08

新质生产力“是中国共产党人对马克思主义生产力理论的原创性贡献”<sup>[1]</sup>。“自从习近平总书记2023年9月在黑龙江省考察时首次提出‘新质生产力’这个概念以来,学术界进行了广泛而深入的研究”<sup>[2]</sup>。概括来看,这些研究大致可以分为两支。一支专注于探讨新质生产力的影响效应。宏观上,新质生产力可以赋能中国式现代化<sup>[3][4][5]</sup>、推动经济社会高质量发展<sup>[6]</sup>、保障国家经济安全<sup>[7]</sup>和助力共同富裕<sup>[8]</sup>等。中观上,新质生产力有助于会计数字化转型<sup>[9]</sup>、出版业高质量发展<sup>[10]</sup>、农业高质量发展<sup>[11]</sup>、数字乡村建设<sup>[12]</sup>和新型工业化推进<sup>[13]</sup>等。另一支文献集中于探讨新质生产力的驱动因素,包括数字经济<sup>[14][15]</sup>、金融集聚<sup>[16]</sup>、数实融合<sup>[17]</sup>、数据要素<sup>[18]</sup>、数字技术<sup>[19]</sup>、税收<sup>[20]</sup>等。

职业教育与新质生产力之间存在着密切且互补的关系。一方面,职业教育通过提供与新质生产力相适应的技术培训和专业教育,为社会输送

技术技能型人才,直接支持和促进了新质生产力的发展。另一方面,新质生产力的涌现和更新也促使职业教育不断调整教育内容和方法,以满足产业发展的新需求。与本文紧密相关的研究是教育对新质生产力的影响。代表性文献有王顶明和黄葱<sup>[21]</sup>、林夕宝、余景波和宋燕<sup>[22]</sup>、徐平利<sup>[23]</sup>、冯海芬<sup>[24]</sup>、李奕<sup>[25]</sup>等学者的相关研究成果。这些文献为深入理解教育与新质生产力的关系奠定了坚实基础,但多从泛化的教育层面,定性阐释两者间相互作用逻辑,还存在有待深入探究的空间:一是专门聚焦于职业教育与新质生产力关系的研究还比较少,尤其是缺少采用合理计量模型,准确测度职业教育对新质生产力贡献度的研究;二是由于实证研究的不足,无法科学识别出职业教育促进新质生产力发展的作用机制,以及职业教育作用效应的异质性。

为了更好地补充和完善现有文献,本文利用

## 作者简介

张安民(1981—),男,湖州职业技术学院教授,研究方向:高等职业教育(湖州,313000)

## 基金项目

湖州市宣传思想文化青年英才计划项目“共同富裕背景下旅游富民的‘湖州模式’研究”(湖市宣发[2022]19号);浙江省教育科学规划课题“酒店管理专业高职扩招‘四双’人才培养模式研究与实践”(2021SCG049),主持人:张安民

2010-2022年中国274个城市的面板数据,从职业教育的视角研究城市新质生产力水平的影响因素,构建了职业教育赋能新质生产力水平的影响模型,以期理解职业教育在新质生产力提升中的作用提供依据。

## 一、理论分析与研究假说

本文关注的是城市新质生产力水平,其以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵。拼合现有教育与新质生产力关系的片段式分析,本文构建如下理论框架,见图1。

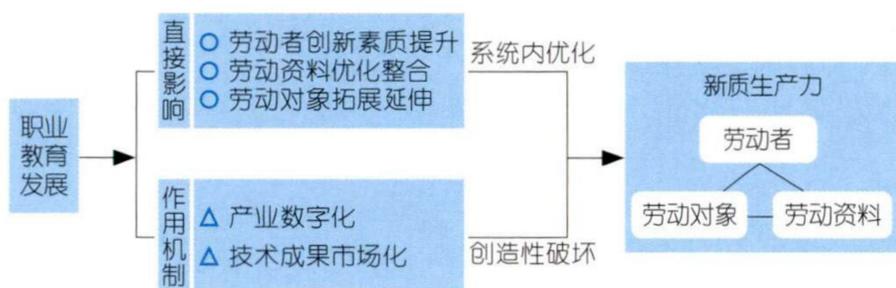


图1 理论分析框架

### (一) 职业教育发展对新质生产力水平的直接影响

“职业教育赋能新质生产力本质上就是为新质生产力的形成与发展提供要素支持。”<sup>[26]</sup>从系统观来看,新质生产力是一个包含劳动者、劳动资料和劳动对象3个基本要素的系统。职业教育发展可通过对系统内劳动者、劳动资料和劳动对象的优化组合,提升新质生产力水平。一是提升劳动者创新素质。职业教育通过融入最新行业知识和技术动态,强化实践教学和技能训练,培养学生解决问题能力和创新实践能力,使学生在真实工作环境中锻炼和提升创新素质。二是优化整合劳动资料。职业教育通过不断更新和完善课程体系,强化与行业企业的合作,将最新的生产工具、信息技术和自动化设备纳入教学内容,确保学生能够熟练掌握和运用这些劳动资料,从而有效提升劳动资料的使用效率和生产过程的智能化水平。三是拓展延伸劳动对象。职业教育不仅培养学生对传统物质产品的生产能力,还通过不断调整和优化专业设置,在智能制造、绿色能源、数字经济等新兴前沿领域提升学生的参与度和贡献能力,拓宽劳动对象的范围。基于以上理论分析,本文提出:

假设1: 职业教育发展有助于提升新质生产力水平。

### (二) 职业教育发展对新质生产力水平的作用机制

根据熊彼特的创造性破坏理论,职业教育不仅充当着知识和技能“储水池”的功能,这些知识和技能的运用,还会加速产业数字化和技术成果市场化,对现有的生产体系

产生“扰动”,通过淘汰旧的技术和生产体系,打破现有生产力均衡,逐渐建立起新的、更高级的生产力均衡。这种熊彼特式的创造性破坏效应将成为职业教育作用于新质生产力的重要媒介。一是产业数字化。职业教育通过优化专业设置、构建丰富的数字化教育资源、实施混合式教学、深化产教融合与校企合作,为产业数字化发展提供坚实的人才支持。产业数字化通过自动化和智能化手段提高生产效率,降低运营成本,优化生产流程和决策制定,从而培育新的经济增长点,实现新质生产力提升。二是技术成果市场化。一方面,职业教育通过与行业企业搭建技术成果转化平台,促进校企之间的技术交流与合作,加速技术成果的孵化和商业化应用。另一方面,职业教育通过举办各类技能竞赛、创新项目和创业指导活动,加快技术成果的市场化进程。在市场分割、信息不对称和交易成本高昂等多重因素的共同作用下,创新要素市场常常处于非瓦尔拉斯均衡状态。技术成果市场化加速了知识资本化和技术产业化的速度,促进了新技术、新工艺、新材料的应用,提高了生产效率和产品质量,消减了信息交流障碍,增加了创新资源的匹配精度和配置效率,提升了新质生产力水平。根据以上分析,本文提出:

假设2: 职业教育发展通过产业数字化、技术成果市场化提升新质生产力水平。

## 二、研究设计

### (一) 计量模型

针对本文研究的核心问题,即职业教育发展对新质生产力水平的影响,设定如下计量模型:

$$Nqp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Voedu_{it} + \delta X + \lambda_i + \phi_t + \mu_{it} \quad (1)$$

式中,  $i$ 表示城市,  $t$ 表示年份。  $Nqp$ 为被解释变量: 城市新质生产力指数;  $Voedu$ 为核心解释变量: 职业教育发展指数;  $X$ 为一系列控制变量,  $\lambda_i$ 为城市固定效应;  $\phi_t$ 为时间固定效应,  $\mu_{it}$ 为随机扰动项。  $\beta_0$ 为常数项,  $\beta_1$ 和  $\delta$ 都是模型估计参数,其中  $\beta_1$ 是本文主要关心的参数,若  $\beta_1$ 为正且显著,表明职业教育发展对城市新质生产力水平具有显著提升作用。

### (二) 内生性讨论

在基准回归模型中可能存在遗漏变量和反向因果的问题,这可能会导致回归结果出现偏差。针对遗漏变量的内生性问题,本文借鉴现有文献,在模型中尽可能多地加入控制变量,同时使用面板数据控制城市不可观测效应,因此遗漏变量的可能性较小。所以本文主要讨论由反向因果关系导致的内生性问题。一般来讲,新质生产力水平高的城市可

能提供更好的条件促进职业教育发展。因此,职业教育和城市新质生产力水平之间可能存在反向因果关系。本文借鉴罗泽尔(Rozelle)等的做法<sup>[27]</sup>,引入同一省份其他城市职业教育发展指数作为本城市职业教育发展指数的工具变量,来检验职业教育发展对城市新质生产力水平的影响。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文被解释变量是城市新质生产力指数。当前对新质生产力的测量主要有区域宏观和企业微观两种视角。区域宏观视角下,有两种主要测量思路,一是根据新质生产力的内涵,从劳动者、劳动资料和劳动对象3个维度进行指标体系设计;二是根据新质生产力的外延,从科技生产力、绿色生产力和数字生产力3个维度设计指标体系<sup>[28]</sup>。企业微观视角下,主要基于生产力二要素理论,从劳动力和生产工具2个维度进行指标体系设计<sup>[29]</sup>。本文研究的是城市新质生产力发展状况,因此,参考区域宏观视角下大多数学者的研究成果<sup>[30][31]</sup>,从劳动者、劳动资料和劳动对象3个维度构建指标体系,并运用熵值法确定各层级指标权重,计算出各城市新质生产力指数,见表1。

表1 城市新质生产力指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性	
新质生产力	劳动者	劳动者素质	文化程度	受教育程度	人均受教育年限	+	
			培育经费	培育经费强度	教育支出/财政总支出	+	
			知识积累潜能	在校学生结构	在校学生数/总人口数	+	
		劳动者精神	创新精神	创新人力投入	R&D人员全时当量	+	
			创业精神	创业活跃度	新注册企业数/万人	+	
		劳动者产出	人均产值	人均GDP	GDP/总人口	+	
	人均收入		人均工资	在岗职工平均工资	+		
	劳动对象	新质产业	战略性新兴产业	战略性新兴产业占比	战略性新兴产业增加值/GDP	+	
			未来产业	机器人安装密度	地区机器人安装数×(地区工业就业人数/全国总就业人数)	+	
		生态环境	绿色生态	绿色资源	森林覆盖率	+	
				环境保护力度	环境保护支出/政府公共财政支出	+	
			绿色生产	污染防治质量	二氧化硫排放/GDP	-	
					废水排放/GDP	-	
		绿色生产	污染防治质量	一般工业固体废物产生量/GDP	-		
				绿色发明成果	绿色专利申请量/专利申请量	+	
		劳动资料	有形资料	基础设施	传统基础设施	公路里程	+
					铁路里程	+	
	数字基础设施			光纤长度	+		
				人均互联网宽带接入端口数	+		
	能源消耗		总体能源消耗	能源消耗/GDP	-		
可再生能源消耗			可再生能源电力消耗量/全社会用电量	+			
无形资料	科技创新		人均专利数量	专利授权量/总人口	+		
			新产品经济投入	新产品开发经费/GDP	+		
	数字化水平	数字经济	数字经济指数	+			
		企业数字化	企业数字化水平	+			

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为职业教育发展指数。我国职业教育主要包括中等和高等职业教育。由于高等职业教育相关数据在国家统计中跟普通高等教育混合在一起,难以被单独剥离出来<sup>[32]</sup>。参考相关研究的做法<sup>[33]</sup>,本文用中等职业教育相关数据替代职业教育发展水平。在职业教育测量指标方面,主要存在单一指标和多维度指标体系2种方式,相对来讲多维度指标体系更为全面<sup>[34]</sup>。限于城市职业教育相关数据的可获得性,参考相关研究<sup>[35][36]</sup>,本文从教育规模、教育经费和教育成果3个维度构建指标体系,并在对原始数据标准化处理的基础上,以熵值法计算职业教育发展指数,见表2。

表2 职业教育发展指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性
职业教育发展指数	教育规模	学生规模	学生数	中等职业学校在校生人数	+
			学生占比	中等职业学校在校生人数/万人	+
		教师规模	教师数	中等职业学校教师人数	+
			教师占比	中等职业学校教师人数/万人	+
		学校规模	学校数	中等职业学校数	+
			学校占比	中等职业学校数/本地区学校总数	+
	教育经费	经费投入	生均教育经费	生均教育经费投入	+
			生均设备经费	生均教学仪器设备值	+
			学校经费	中等职业教育经费	+
	教育成果	示范院校	国家示范	国家示范性中等职业学校数	+
省级示范			省级示范性中等职业学校数	+	
育人成果		国家级奖项	全国职业教育技能大赛获奖数	+	
		省级奖项	省级职业教育技能大赛获奖数	+	

3. 控制变量

参考相关文献<sup>[37][38]</sup>,本文将以下可能影响新质生产力水平的因素作为控制变量,以最大程度降低因遗漏变量而产生的内生性偏误。一是劳动要素分配,以劳动报酬占GDP的比重来测量;二是就业率,以就业人数占总人数的比率来测量;三是固定资产投资,以各城市每年全社会固定资产投资与GDP的比值来测量;四是金融集聚度,用 $Fat_{it} = (F_{it}/GDP_{it}) / (F_i/GDP_i)$ 表示,其中F为金融业增加值;五是工业化水平,用第二产业产值占GDP的比重来测量;六是对外开放程度,用实际利用外资额表示;七是城镇化水平,用城镇人口占年末总人口的比重来测量;八是市场化水平,用非国有企业就业人员与总就业人员的比值来测量;九是政府干预,用每年地方财政一般支出占GDP的比值来测量。

(四) 数据来源

本文使用的数据来源于各城市历年统计年鉴及相关数据库,分别是《中国区域经济统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国财政统计年鉴》和各城市统计年鉴,以及国家统计局数据库等。除此之外,示范院校数据来自教育部和各省教育厅网站;技能大赛获奖信息来自“职

业院校技能大赛网(vcsc.org.cn)”“全国职业院校技能大赛网(chinaskills-jsw.org)”,以及教育部、各省教育厅、人力资源和社会保障厅、部分省大学生科技竞赛网等。对上述数据库进行匹配后得到274个城市2010-2022年的非平衡面板数据。需要说明的是:一是对数据缺失值,通过查阅该城市国民经济和社会发展统计公报或政府工作报告进行补充后,利用线性插值法进行填补;二是对于个别数据缺失严重的城市,以及设立期或终止期没有贯穿研究期始终的城市予以剔除;三是我国直辖市在教育、社会经济等方面都具有特殊性,为避免明显的政策差异和其他不可观测因素的影响,文中未统计直辖市的相关数据。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归

多重共线性检验表明,所有解释变量方差膨胀因子总值和单个变量的方差膨胀因子值都远小于10,说明基准模型的解释变量之间不存在明显的多重共线性问题。表3报告了职业教育发展对城市新质生产力水平影响的回归结果。其中第(1)列是未考虑控制变量和固定效应的估计结果,职业教育发展指数的系数为正,且通过1%的显著性水平检验,初步表明职业教育发展可以提升城市新质生产力水平。

表3 职业教育对城市新质生产力水平的影响:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
职业教育发展指数	0.199*** (0.028)	0.187*** (0.023)	0.175*** (0.062)	0.161*** (0.025)
劳动要素分配		0.142*** (0.022)	0.095 (0.065)	0.016 (0.026)
就业率		0.169*** (0.021)	0.173** (0.067)	0.205*** (0.021)
固定资本投入		0.017*** (0.003)	0.007 (0.008)	-0.001 (0.004)
金融集聚度		0.037*** (0.001)	0.032*** (0.004)	0.026*** (0.002)
工业化水平		0.035 (0.028)	0.049 (0.053)	0.021 (0.035)
对外开放程度		0.106 (0.077)	0.188 (0.175)	0.115 (0.086)
城镇化水平		0.057*** (0.012)	0.045 (0.032)	0.070*** (0.014)
市场化水平		-0.002** (0.001)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.001)
政府干预		0.198*** (0.031)	0.187** (0.093)	0.100*** (0.037)
截距	0.247*** (0.016)	-0.299*** (0.023)	-0.268*** (0.072)	-0.124*** (0.028)
年份固定效应	否	否	是	是
城市固定效应	否	否	否	是
样本数	3548	3502	3502	3502
R-squared	0.005	0.565	0.588	0.636

注:(1)括号内为稳健标准误,聚类到城市。(2)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。(3)受简洁性和篇幅限制,以下表格中不再汇报控制变量的系数。

第(2)列是在第(1)列基础上加入控制变量后的估计结果。第(3)列是在第(2)列基础上加入年份固定效应后的估计结果。第(4)列是在第(3)列基础上进一步加入城市固定效应后的估计结果。第(4)列的R<sup>2</sup>高于前三列,职业教育发展指数的系数在1%的水平上显著为正,说明一个城市职业教育发展的确能够提升其新质生产力水平。从回归系数的值来看,职业教育发展指数每提高一个单位,城市新质生产力指数将增加0.161个单位。据此,假设1得到初步验证。

#### (二) 内生性检验

为克服内生性问题,本文选取同一省份其他城市职业教育发展指数作为本城市职业教育发展指数的工具变量,进行两阶段最小二乘估计,见表4。在第一阶段回归结果中,工具变量同一省份其他城市职业教育发展指数与解释变量本城市职业教育发展指数显著相关,且F统计量为182.400,大于10,说明不存在弱工具变量问题。从第二阶段的回归结果看,在使用工具变量克服内生性后,职业教育发展对城市新质生产力水平的影响显著为正。Sargan检验的卡方统计值为5.258,对应P值为0.124,表明接受原假设,所有工具变量都是外生的。核心解释变量职业教育发展指数的回归系数为0.175,说明职业教育发展对城市新质生产力的综合影响为正,表明职业教育在新质生产力发展中能起到“催化剂”的作用。

表4 内生性检验:两阶段最小二乘法

变量	第一阶段	第二阶段
职业教育发展指数		0.175*** (0.025)
同一省份其他城市职业教育发展指数	0.553*** (0.034)	
控制变量	是	是
年份/城市固定效应	是	是
样本数	3502	
F-statistics	182.400	
Sargan statistics	5.258	
$\chi^2$ P-Value	0.124	

#### (三) 稳健性检验

考虑到基准回归结果仍可能存在一定偏差,本文从3个方面对基准回归结果的稳健性进行检验。

##### 1. 替换因变量或自变量

对因变量,借鉴卢江等构建的指标体系,从科技生产力、绿色生产力和数字生产力3个维度重新计算城市新质生产力指数,作为新的解释变量<sup>[39]</sup>。对自变量,利用主成分分析法将表2的指标体系合成职业教育发展指数1,作为新的解释变量。通过构建新的因变量和解释变量,对回归结果进行重新估计。表5第(1)、(2)、(3)列显示,无论是替换因变量还是解释变量,职业教育发展对城市新质生产力水平

都具有显著的促进作用，且估计系数在1%水平上显著。这与基准回归结果较为一致。

2.剔除2020-2022年样本

为排除COVID-19疫情对研究结论的可能影响，剔除2020-2022年的样本观测值重新进行估计。表5第(4)列显示，更换样本后，职业教育发展对城市新质生产力水平的影响依然显著为正，表明本文核心结论稳健。

3.工具变量的近似零方法(LTZ)估计

参考康利(Conley)等的做法<sup>[40]</sup>，通过指定扰动项与工具变量相关系数的先验分布，获得工具变量的有效估计值，进行近似外生工具变量检验。表5第(5)列结果显示，职业教育发展对城市新质生产力水平具有显著促进作用，表明在工具变量非完全外生时估计结果依然稳健。

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	替换因变量	替换自变量	同时替换因变量和自变量	剔除2020-2022年样本	LTZ估计
职业教育发展指数	0.149*** (0.049)			0.138*** (0.044)	0.115*** (0.042)
职业教育发展指数1		0.173*** (0.056)	0.155*** (0.032)		
控制变量	是	是	是	是	是
年份/城市固定效应	是	是	是	是	是
样本数	3502	3502	3502	2712	3502
R-squared	0.467	0.587	0.466	0.588	

四、机制检验和异质性分析

(一) 机制检验

为验证职业教育提升城市新质生产力水平的机制，本文使用中介效应模型进行检验。

$$Mdvar_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Voedu_{it} + \delta X + \lambda_i + \phi_t + \mu_{it} \quad (2)$$

$$Nqpp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Voedu_{it} + \alpha_2 Mdvar_{it} + \delta X + \lambda_i + \phi_t + \mu_{it} \quad (3)$$

式中，Mdvar为中介变量产业数字化(Indig)和技术成果市场化(Tacmk)。产业数字化参考朱继绪等的研究<sup>[41]</sup>，利用网上零售额占社会消费品零售总额的比重进行衡量。技术成果市场化参考刘卓瑶等的研究<sup>[42]</sup>，以技术市场成交额占城市生产总值的比重来衡量。其他符号与基准回归模型相同。本部分主要关注 $\gamma_1$ 、 $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ ，如果系数 $\gamma_1$ 和 $\alpha_2$ 均显著，说明中介效应成立。进一步地，如果 $\alpha_1$ 也显著且与 $\gamma_1 \times \alpha_2$ 符号一致，说明Mdvar具有部分中介效应，且其对总效应的贡献度为 $(\gamma_1 \times \alpha_2) / (\gamma_1 \times \alpha_2 + \alpha_1)$ 。

1.产业数字化的作用机制

表6第(1)列的职业教育发展指数在1%水平上显著为正，表明职业教育发展显著推动了产业数字化。第(2)列展

示了将产业数字化加入基准回归模型的估计结果，可以看出，职业教育发展对新质生产力的影响在1%水平上显著，产业数字化对新质生产力的影响在5%水平上显著。列(1)和列(2)中职业教育发展指数和产业数字化的系数均显著为正，表明职业教育通过推动产业数字化，提升城市新质生产力水平，产业数字化具有部分中介效应，且中介效应对总效应的贡献度为26.556%。

表6 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	产业数字化	新质生产力指数	技术成果市场化	新质生产力指数
职业教育发展指数	0.458*** (0.094)	0.133*** (0.045)	0.382*** (0.107)	0.152*** (0.048)
产业数字化		0.105** (0.052)		
技术成果市场化				0.274*** (0.041)
控制变量	是	是	是	是
年份/城市固定效应	是	是	是	是
样本数	3447	3447	3438	3438
R-squared	0.267	0.588	0.546	0.616

2.技术成果市场化的作用机制

表6第(3)列的结果显示，职业教育显著扩大了技术成果市场化。第(4)列结果显示，职业教育发展指数和技术成果市场化的系数均在1%水平上显著为正，表明职业教育发展通过促进技术成果市场化，提升城市新质生产力。技术成果市场化具有部分中介效应，中介效应对总效应的贡献度为40.800%。

由以上分析可知，职业教育具有产业数字化效应和技术成果市场化效应，且技术成果市场化的影响力大于产业数字化，职业教育发展能够为城市新质生产力提升提供“驱动器”式的激励效应。据此，本文假设2得到验证。

(二) 异质性检验

1.职业教育发展对不同区域新质生产力的异质性影响

为进一步探究职业教育发展对新质生产力的促进效应是否存在区域异质性，根据李建军等的区域划分标准<sup>[43]</sup>，将样本分为东部、中部和西部区域进行检验，见表7。结果显示，中部和西部区域职业教育发展的回归系数显著为正，表明职业教育发展显著提升了中西部区域的新质生产力水平。然而在东部区域，职业教育发展对新质生产力的影响没有到达显著水平。究其原因可能在于东部区域新质生产力的发展动力除了职业教育外，数字经济、普惠金融等可能更为发达，一定程度上稀释了职业教育发展的影响力。中西部区域在科学技术和数字经济等方面没有东部区域发达，凸显了职业教育的作用；这也在一定程度上表明，职业教育挖掘了中西部区域新质生产力的发展潜力，释放了职业教育的“红

利”。从影响力来看，西部区域职业教育在提升新质生产力方面的作用最强，中部区域次之，东部区域最弱，职业教育的促进效应呈现出自西向东（西>中>东）逐渐衰减的特征。这表明职业教育能够缓解区域间新质生产力发展不平衡的“马太效应”。

表7 区域异质性估计结果

变量	东部	中部	西部
职业教育发展指数	0.025 (0.057)	0.219*** (0.050)	0.362** (0.161)
控制变量	是	是	是
年份/地区固定效应	是	是	是
样本数	1242	1228	1032
R-squared	0.670	0.660	0.474

### 2. 职业教育不同方面发展的影响差异

为检验职业教育不同方面的影响是否存在差异，将教育规模、教育经费、教育成果3个维度指标分别作为核心解释变量进行估计。表8显示，职业教育规模和职业教育经费系数均为正且通过1%显著性水平检验；职业教育成果的系数在5%水平上显著为正。这说明虽然职业教育规模的扩大、经费投入的增加和成果的丰富都有助于城市新质生产力的提升，但三者的影响力存在一定程度的差异，职业教育经费投入的促进作用最为明显。

表8 职业教育各维度估计结果

变量	新质生产力	新质生产力	新质生产力
职业教育规模	0.111*** (0.040)		
职业教育经费		0.186*** (0.067)	
职业教育成果			0.105* (0.056)
控制变量	是	是	是
年份/城市固定效应	是	是	是
样本数	3502	3502	3502
R-squared	0.485	0.289	0.303

### 3. 基于城市新质生产力水平的异质性分析

进一步采用面板分位数回归模型，在新质生产力10%、30%、50%、70%和90%的分位点上，检验职业教育发展对于城市新质生产力提升的影响差异。

表9 分位数估计结果

变量	$\tau=0.1$	$\tau=0.3$	$\tau=0.5$	$\tau=0.7$	$\tau=0.9$
职业教育发展指数	0.087** (0.042)	0.092* (0.049)	0.158*** (0.032)	0.172*** (0.043)	0.183*** (0.054)
控制变量	是	是	是	是	是
年份/城市固定效应	是	是	是	是	是
样本数	3502	3502	3502	3502	3502
Pseudo R-squared	0.284	0.359	0.307	0.382	0.467

表9显示，在新质生产力水平10%~90%分位点上，职业教育发展系数均显著为正，表明本研究基于分位数回归系数的分析是有意义的。职业教育发展在5个分位处的回归系数分别为0.087、0.092、0.158、0.172、0.183，显示随着分位点的增加，其影响系数也逐渐增大，这一结果表明职业教育

发展对新质生产力的影响存在结构性差异：新质生产力水平越高，职业教育发展越有助于提升城市新质生产力水平。即新质生产力水平较高的城市，产教融合更加广泛和深入，能更充分发挥职业教育的优势，更有效地推动劳动者素质提升、劳动资料优化整合和劳动对象提质升级。

## 五、结论与政策启示

### (一) 结论

新质生产力发展是一项系统工程，需要各方力量的协同推动。以职业教育发展赋能城市新质生产力，既是党和国家赋予的重要任务，也是职业教育的当代使命。本研究采用中国274个城市2010-2022年的面板数据，探究了职业教育发展对新质生产力水平的影响。研究发现：一是职业教育发展有助于提升城市新质生产力水平，该结论在替换变量、剔除异常样本和近似外生工具变量检验后依然成立。二是职业教育通过技术成果市场化和产业数字化间接推动城市新质生产力提升，其中技术成果市场化的“驱动器”效应更为明显。三是职业教育发展对城市新质生产力的影响呈现多维异质性。中西部区域职业教育发展能显著提升新质生产力水平，然而东部区域，职业教育对新质生产力的提升作用不显著。虽然职业教育发展的3个维度（教育经费、教育规模、教育成果）均能显著促进城市新质生产力发展，然而这3个维度的影响力存在一定差异，其中教育经费投入的影响力最大。此外，职业教育发展对新质生产力水平较高城市的提升作用更明显。为此，应进一步优化职业教育发展，提升城市新质生产力水平，助力中国式现代化建设。

### (二) 政策建议

#### 1. 紧扣社会需求，大力推动职业教育高质量发展

本研究证实，职业教育可以作为提升新质生产力的动力引擎。为此，一要加强产教融合。推动企业与职业院校深度合作，共同制定符合市场需求的教育培训计划，确保教育内容与实际工作紧密对接。二要优化专业设置。根据经济社会发展趋势，及时调整和优化专业设置，增设与新兴产业和未来产业相关的专业，以满足社会对高技能人才的需求。三要提升师资水平。加大对职业教育教师的培训和发展力度，引进行业专家和企业技术人员参与教学，提高校内教师的技术水平和校外专家的教学水平。四要强化实践教学。增加实训基地和工学结合课程，让学生在真实的工作环境中学习和锻炼，提高其解决实际问题能力。

#### 2. 畅通转化渠道，充分发挥职业教育加快技术成果市

## 场化和产业数字化的机制作用

应建立健全技术成果评价和转化机制,鼓励师生参与技术创新和研发,将技术成果转化为实际的产品和服务。通过举办职业竞赛、技能展示等活动,提高技术成果的市场认知度和接受度,有效推动技术成果的市场化进程。为充分发挥职业教育在加快产业数字化方面的机制作用,应与企业合作共同开发数字化教学资源 and 实训平台,提高学生数字技术基础研发和应用能力。同时借助职业教育资源,引导企业员工提升数字技能和数据管理能力,全面系统推动企

业业务数字化转型。

### 3. 遵循比较优势,制定差异化职业教育发展政策

对东部地区和新质生产力水平较高城市,要合理引导职业教育发展,避免趋同和低水平重复建设,打造我国职业教育高地。对中西部地区和新质生产力发展水平相对较低城市,要给予针对性的政策倾斜,借鉴东部地区的优秀经验,积极增强职业教育的开放性和适应性,充分释放职业教育“红利”。

## 参考文献

- [1]张森,温军.数字经济赋能新质生产力:一个分析框架[J/OL].当代经济管理:1-12.[2024-04-06].<https://link.cnki.net/urlid/13.1356.F.20240315.1044.002>.
- [2]王朝科.从生产力到新质生产力——基于经济思想史的考察[J].上海经济研究,2024(3):14-30.
- [3]武峥.新质生产力赋能中国式现代化:理论逻辑、动力机制与未来路径[J].新疆社会科学,2024(2):20-28+148.
- [4]周文,何雨晴.新质生产力:中国式现代化的新动能与新路径[J].财经问题研究,2024(4):3-15.
- [5]张林.新质生产力与中国式现代化的动力[J].经济学家,2024(3):15-24.
- [6]文丰安,肖华健.新质生产力推动经济社会高质量发展探析[J].烟台大学学报(哲学社会科学版),2024(2):13-23.
- [7]刘瑞,郑霖豪,陈哲昂.新质生产力保障国家经济安全的内在逻辑和战略构想[J].上海经济研究,2024(1):40-47.
- [8]燕连福,牛刚刚.新质生产力赋能共同富裕的内在逻辑与推进路径[J].马克思主义理论学科研究,2024(2):82-90.
- [9]杨寅.新质生产力赋能会计数字化转型的核心要素、运行机理与逻辑框架[J].财会月刊,2024(7):25-29.
- [10]范军,邹开元,田静瑶.新质生产力推动出版业高质量发展的理论逻辑、价值意蕴、实践要求[J].科技与出版,2024(3):90-95.
- [11]侯冠宇,张震宇,董劲伟.新质生产力赋能东北农业高质量发展:理论逻辑、关键问题与现实路径[J].湖南社会科学,2024(1):69-76.
- [12]张震宇.新质生产力赋能数字乡村建设:转型逻辑与实施路径[J].学术交流,2024(1):93-107.
- [13]余东华,马路萌.新质生产力与新型工业化:理论阐释和互动路径[J].天津社会科学,2023(6):90-102.
- [14]焦方义,杜瑄.论数字经济推动新质生产力形成的路径[J].工业技术经济,2024(3):3-13+161.
- [15]姚树洁,王洁菲.数字经济推动新质生产力发展的理论逻辑及实现路径[J].烟台大学学报(哲学社会科学版):2024(2):1-12.
- [16]任宇新,吴艳,伍喆.金融集聚、产学研合作与新质生产力[J].财经理论与实践,2024(3):27-34.
- [17]张姣玉,徐政,丁守海.数实深度融合与新质生产力交互的逻辑机理、战略价值与实践路径[J].北京工业大学学报(社会科学版),2024(3):114-124.
- [18]张夏恒,刘彩霞.数据要素推进新质生产力实现的内在机制与路径研究[J].产业经济评论,2024(4):58-65.
- [19]崔云.数字技术促进新质生产力发展探析[J].世界社会主义研究,2023(12):97-109+120.
- [20]曾军平.税收该如何助推形成新质生产力? [J].税务研究,2023(12):12-15.
- [21]王项明,黄葱.以博士生教育高质量发展促进新质生产力形成[J/OL].学位与研究生教育,2024(4):58-65.
- [22]林夕宝,余景波,宋燕.高职院校助力新质生产力高质量发展探究[J].职业技术教育,2024(9):15-23.
- [23]徐平利.发展新质生产力需要中国职业教育话语体系实现新转向[J].职业技术教育,2024(9):8-14.
- [24]冯海芬.基于新质生产力锻造的职业教育创新逻辑与路径[J].职业技术教育,2024(9):24-31.
- [25]李奕.加快形成新质生产力的教育贡献——来自首都高等教育高质量发展的实践与启示[J].国家教育行政学院学报,2023(10):11-14.
- [26]闫志利,王淑慧.职业教育赋能新质生产力:要素配置与行动逻辑[J].中国职业技术教育,2024(7):3-10.
- [27]ROZELLE S, TAYLOR J E, DEBRAUW A. Migration, remittances, and agricultural productivity in China[J]. American economic review, 1999(2):287-291.
- [28][39]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J/OL].重庆大学学报(社会科学版):1-16.[2024-04-06].<https://link.cnki.net/urlid/50.1023.c.20240306.1451.002>.
- [29]宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024(6):1-11.
- [30]李松霞,吴福象.我国新质生产力发展潜力及驱动因素[J].技术经济与管理研究,2024(3):7-12.

- [31]王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024(1):31-47.
- [32]田盈,向栩,潘晓琳.职业教育能改善城乡收入差距吗?[J].教育与经济,2020(6):51-58.
- [33]阚大学,吕连菊.普通教育与职业教育对城镇化规模结构的影响——基于城市动态面板数据的分析[J].教育发展研究,2015(21):36-44.
- [34]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(4):13-23.
- [35]安雪慧,元静.中等职业教育:城乡共同富裕的基础路径——基于省级面板数据的实证研究[J].教育研究,2023(3):124-139.
- [36]苏德,薛寒,刘鸣宇.西部地区职业教育协同促进农村共同富裕的理论框架与实证测度[J].清华大学教育研究,2022(6):110-120.
- [37]罗爽,肖韵.数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展:理论机制与实证检验[J].新疆社会科学,2024(2):29-40+148.
- [38]任保平,豆渊博.新质生产力:文献综述与研究展望[J].经济与管理评论,2024(3):5-16.
- [40]CONLEY T G, HANSEN C B, ROSSI P E. Plausibly exogenous[J].The review of economics and statistics, 2012(1):260-272.
- [41]朱继绪,陈晓诗.产业数字化对珠三角城市群流通业发展的影响——基于中介效应和门槛效应的检验[J].商业经济研究,2023(14):177-180.
- [42]刘卓瑶,马浚锋.人口流动态势下区域高等教育资源配置对经济高质量发展的影响[J].教育研究,2023(12):106-120.
- [43]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(4):37-52.

## Vocational Education Development and New-quality Productivity Improvement ——Evidence from 274 Cities in China

Zhang Anmin

**Abstract** Using data from 274 cities in China from 2010 to 2022, the impact of vocational education development on the level of urban new quality productivity and its action mechanism were analyzed. The findings show that vocational education significantly enhances urban new quality productivity, and the conclusions that still holds after robustness testing. The mechanism analysis reveals that vocational education enhances the level of urban new quality productivity by promoting the marketization of technological achievements and the digitalization of industries. Heterogeneity analysis shows that the impact of vocational education development on urban new quality productivity exhibits multi-dimensional heterogeneity. Vocational education contributes more significantly to the central and western regions, to cities that invest heavily in education, and to cities with higher new quality productivity quartiles. Based on this, we should closely adhere to social needs and vigorously promote the high-quality development of vocational education; smooth transformation channels and fully leverage the mechanism of vocational education to accelerate the marketization of technological achievements and industrial digitization; develop differentiated vocational education development policies based on comparative advantages.

**Key words** new quality productivity; vocational education; industrial digitization; marketability of technological achievements

**Author** Zhang Anmin, professor of Huzhou Vocational & Technical College (Huzhou 313000)