

doi: 10.14089/j.cnki.cn11-3664/f.2024.05.003

引用格式:孙志远.数字新质生产力对城乡高质量融合的影响与机制[J].中国流通经济,2024(5):28-40.

数字新质生产力对城乡高质量融合的影响与机制

孙志远

(广西师范大学设计学院,广西桂林 541006)

摘要:数字新质生产力能够深刻改变城市与农村生产及生活方式,对城乡高质量融合具有重要意义。基于2009—2022年我国30个省份(未含香港、澳门、台湾及西藏地区)面板数据,利用固定效应模型、中介效应模型及门限效应模型,实证检验数字新质生产力对城乡高质量融合的影响和作用机制。研究发现,数字新质生产力能够显著促进城乡高质量融合、产业结构升级、公共服务均等化,特别是资源要素配置优化在数字新质生产力对城乡高质量融合的影响中起中介作用。数字新质生产力对城乡高质量融合的促进作用具有边际效应递增的非线性特征,产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化对这种非线性影响具有强化作用。数字新质生产力对城乡高质量融合的影响具有地区异质性,从线性影响看,在东部地区最强,在中部地区其次,在西部地区最弱;从非线性影响看,数字新质生产力的影响在东部和西部地区存在单一门限效应,在中部地区存在双重门限效应。为促进城乡高质量融合,应积极推动生产要素数字化转型,加快数字新质生产力形成;驱动产业结构升级,为城乡高质量融合提供动力;畅通资源要素流动渠道,优化资源要素配置;加强公共服务配套设施建设,助力公共服务均等化;结合地区特点,因地制宜培育数字新质生产力。

关键词:数字新质生产力;产业结构升级;资源要素配置优化;公共服务均等化;城乡高质量融合

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:1007-8266(2024)05-0028-13

改革开放四十多年来,我国不断夯实农业农村发展基础,为城乡高质量融合积蓄巨大发展动能。2022年10月,党的二十大报告进一步提出,要着力推进城乡融合和区域协调发展,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长,为实现城乡高质量融合提供了政策指引。现阶段,我国第一个百年奋斗目标已经实现,经济发展逐步迈入高质量发展新阶段,但城乡二元结构并未产生实质性转变。根据2024年2月国家统计局发布的《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》,2023年我国城镇和农村居民人均可支配收入分别为5.1821万元、2.1691万元,分别比上年增长

5.1%、7.7%。可以看出,尽管城镇居民收入增速低于农村居民,但二者收入水平仍然存在差距,农村发展不充分、城乡发展不平衡、城乡融合相对缓慢等问题依然突出^[1]。如何打破城乡二元结构、构建新型城乡关系、推动城乡高质量融合,成为社会各界关注的焦点。

2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察时强调,要加快形成新质生产力。新质生产力是在传统生产力发展的基础上,以科技创新驱动内涵式发展的生产力形态。在数字经济时代,数字新质生产力是立足新一轮科技和产业变革特征,通过不断推动数字技术、数据要素向生产力三要素渗

收稿日期:2024-03-11

基金项目:国家社科基金艺术学西部项目“西南民族地区乡土景观与乡村文化高质量发展耦合创新研究”(23EH235);广西哲学社会科学规划研究课题“广西多民族地区乡土景观融入在地公共空间的耦合共生研究”(22FMZ024)

作者简介:孙志远(1982—),男,山东省邹平市人,广西师范大学设计学院副教授,硕士研究生导师,主要研究方向为乡土景观与城乡发展。

透,进而实现生产力跃迁的新型生产力。本质上,数字新质生产力是数字经济时代孕育的新形式生产力,是新质生产力的重要组成部分^[12]。数字新质生产力的发展过程,是赋予要素数字化属性的过程,能够引发劳动者、劳动资料、劳动对象的深刻变革。数字新质生产力凭借其特有优势,以数据驱动决策,推动普及性包容性增长,加快技术创新和知识迭代,成为推动经济社会进一步发展的关键新质生产力,能为城乡高质量融合带来全新契机^[13]。一方面,数字新质生产力能够借助自身数字禀赋,加强技术研发和农业产业链整合,改变传统农业生产方式,实现农业生产力跃迁和升级,推动城乡要素投入、生产、流通等环节的智能化精准化,打破城乡发展隔阂,赋能城乡高质量融合。另一方面,数字新质生产力能够通过物联网、人工智能等数字技术,高效整合农村与城市生产要素,跨地区跨行业进行资源配置,提高城乡资源利用效率和经济效率,驱动城乡高质量融合。同时,数字新质生产力能够提升生产要素质量,催生新型生产组织形态,促进农村地区新兴产业和未来产业发展,扩大城乡经济发展规模,推动城乡关系转型,进而助力城乡高质量融合。那么,数字新质生产力究竟如何影响城乡高质量融合,二者间具有何种作用机制?厘清这些问题,对于丰富数字新质生产力和城乡高质量融合相关理论、实现城乡高质量融合具有重要现实意义。

一、文献综述

对于城乡关系,国外主要形成了城乡二元结构论、乡村偏向论、城市偏向论、城乡共同发展论、次级城市发展战略论等理论观点^[14]。其中,马克思主义城乡融合思想指出,城乡关系由分离对立转向融合统一具有必然性,但需要经历一个历史过程^[15]。随着相关政策的持续出台,我国的城乡关系不断演进,逐渐从城乡对立、城乡分割、城乡一体化逐步走向城乡高质量融合。当前,我国学者主要从内涵、测度、路径三个方面探究城乡高质量融合。在内涵方面,韩文龙等^[16]认为,城乡融合是统筹处理工农、城乡、农民与市民以及城乡市场四种关系的过程;吴海峰^[17]认为,城乡市场高度统一、产业融合发展、生产力合理布局、功能优势互

补、共享高质量发展五大内容是城乡融合的内涵和特征;张子珍等^[18]认为,城乡融合系统高质量发展是城乡系统耦合协调和融合推进的过程。在测度方面,刘荣增等^[19]研究发现我国城乡高质量融合发展水平逐步提高,整体趋势向好,东部地区水平最高,中部和东北地区水平其次,西部地区水平最低;周德等^[10]运用综合评价法测度1995—2019年我国六个城市群城乡融合发展水平,发现其城乡融合水平整体呈稳步上升态势,城乡差距不断缩小,且临海城市群、省会及核心城市城乡融合水平较高;熊玲^[11]基于2012—2021年省域数据构建指标体系,测度城乡融合发展水平,发现我国城乡融合发展水平存在地区异质性,东部、中部、西部地区差距较大,城乡融合发展任务依然艰巨;张存刚等^[12]基于2012—2021年黄河流域九个省份数据进行研究,发现其城乡融合发展水平存在明显差距。在实现路径方面,朱志伟^[13]立足长江三角洲城乡融合协同治理全过程进行研究,认为应从主体、任务、资源、技术统合四条路径推动城乡融合发展;袁方成^[14]认为,明确县城功能分类、促进发展战略协同、推动要素双向流动、创新融合驱动机制,可有效助力县域城乡融合发展。

目前,关于数字新质生产力的测算及其他相关研究刚刚起步,文献较少。王琴梅等^[15]认为,应促进数字技术与传统生产力深度融合,改变传统农业生产力三要素,形成数字农业新质生产力,赋能农业高质量发展。潘凯凡等^[16]认为,数字新质生产力能够优化体育产业生产力要素,加快体育产业现代化转型,促进体育产业生产关系变革,推动体育产业高质量发展。任保平^[17]认为,发展数字新质生产力能从科技创新和产业创新两个方面推进新型工业化。现阶段,多数学者主要围绕新质生产力展开理论研究。第一,阐释新质生产力的发展逻辑。乔榛等^[18]认为,可将整个生产力的演进过程划分为传统生产力、新兴生产力、新质生产力三个阶段。第二,强调科技创新对新质生产力的促进作用。张林等^[19]认为,提升科技自立自强水平,大力发展战略性新兴产业和未来产业,促进产业转型升级与数字经济发展,对新质生产力有所助益。杜传忠等^[20]认为,科技创新在推动新质生产力形成过程中发挥重要作用。第三,探究新质生产力与产业形态的关系。焦方义等^[21]认为,

应以产业集群化、融合化,加速发展战略性新兴产业和未来产业,助力新质生产力形成。余东华等^[22]认为,新质生产力是新科学技术、生产方式、产业形态与要素供给的有机结合,而新型工业化是数字化、绿色化、服务化的相互融合,二者相互统一和共通,对推进中国特色新型工业化、建设具有国际竞争力的现代化产业体系意义重大。第四,阐释新质生产力与高质量发展的统一关系。韩江波等^[23]发现,新质生产力体现全方位、系统性、持续性变革过程,能对已有高质量发展范式和路径产生破坏性创新、爆发性升级、动态性更迭。方卿等^[24]指出,新质生产力基于新发展理念和目标,在实践中形成并展示出对出版业高质量发展的强劲推动力和支撑力。这些研究从不同侧面丰富了新质生产力的内涵和外延,对系统而准确地把握新质生产力的概念和影响以及推进中国式现代化具有重要现实意义。

综上,既有文献为关于数字新质生产力、城乡高质量融合的研究提供了部分思路和方法,但少有文献将数字新质生产力和城乡高质量融合纳入同一理论框架展开研究,鲜有文献立足产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化视角,探讨数字新质生产力对城乡高质量融合的影响机理。鉴于此,本研究将数字新质生产力与城乡高质量融合纳入同一研究框架,以产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化作为中介变量,探究数字新质生产力对城乡高质量融合的作用机理。

二、理论分析和研究假设

(一)直接影响

城乡高质量融合是城乡人口、空间、经济、产业、社会、生态的全方位融合,是推动城乡关系转变的重要一环。数字新质生产力可有效赋能城乡人口、空间、经济、产业、社会、生态高质量融合,为推动城乡高质量融合提供核心动力。第一,促进城乡人口高质量融合。人口要素是影响城乡高质量融合的关键因素之一,其双向流动是城市 and 农村发展的重要引擎^[25]。在数字新质生产力发展过程中,可借助其数字禀赋提升城乡人口双向流动便利性,打破户籍制度局限性和机制壁垒,实现人

口资源在城乡的合理配置,使城乡人口流动更富有弹性和生机,助力城乡人口高质量融合。第二,促进城乡空间高质量融合。数字新质生产力可通过搭建数字平台等方式,消除交通网络和城乡地理边界带来的隔阂,提升城乡交通运输连接功能,缩减城乡交通便利性差异以及城乡空间差异,带动城乡空间高质量融合。第三,促进城乡经济高质量融合。数字新质生产力能够通过数字技术促进生产方式变革,释放强大生产力,为农村带来更多就业信息、发展机遇和工作岗位,打破城乡二元经济结构,推动新型城镇化和乡村振兴,助力城乡经济高质量融合。第四,促进城乡产业高质量融合。数字新质生产力有助于产业数字化转型升级,消弭产业跨区域发展的空间隔阂,推动城市第三产业向农村延伸,健全城乡现代化产业体系,强化城乡产业纵向和横向关联,从而促进城乡产业交叉融合与共进互补,促使城乡产业形成有机整体,助力城乡产业高质量融合发展。第五,促进城乡社会高质量融合。数字新质生产力可最大限度地发挥网络外部性作用,健全农村信息化服务供给,使城乡居民享受同等养老、教育、医疗等服务,助力构建统筹城乡和覆盖全民的社会保障体系,进而推动城乡社会高质量融合。第六,促进城乡生态高质量融合。数字新质生产力与先进的物联网设备和智能感知技术相结合,全面嵌入城乡生态环境治理,推动实现城乡生态环境治理场景智能化感知和一体化调控,构筑城乡生态环境保护数字屏障,赋能城乡生态高质量发展。综上,提出以下假设:

H1:数字新质生产力能够促进城乡高质量融合。

(二)间接影响

第一,数字新质生产力可通过产业结构升级推动城乡高质量融合。一方面,数字新质生产力有助于推动产业结构升级。数字新质生产力可促进传统生产力向数字化、自动化、智能化方向发展,有效改善传统生产和产业组织模式,推动产业结构升级。同时,数字新质生产力借助人工智能、大数据等技术,不断催生新产业、新模式,促进高新技术产业和高端装备制造业等战略性新兴产业发展,助力产业向专业化和价值链高端迈进^[26],持续扩展产业链长度和广度,加速产业结构升级。另一方面,产业结构升级可促进城乡高质量融

合。产业结构升级能驱动农村产业科技进步,催生新业态、新模式,扩大城乡劳动力需求,弥合农村与城镇居民在就业和收入方面的差距,优化城乡收入分配格局,赋能城乡高质量融合。

第二,数字新质生产力可通过资源要素配置优化促进城乡高质量融合。一方面,数字新质生产力能够缓解信息不对称、节约交易成本、转变生产方式,进而优化资源要素供给和配置,畅通城乡资源要素平等交换和双向流动渠道,促进城乡高质量融合。另一方面,数字新质生产力能通过数字技术改善生产流程、搭建数字平台等,改变城乡市场供给与需求模式,促进城乡生产和消费双维升级,推动资源要素融入各类生产活动,提升城乡间资源要素流动效率,从而实现资源要素合理配置,助力城乡高质量融合。

第三,数字新质生产力可通过公共服务均等化促进城乡高质量融合。其一,数字新质生产力可加速农村公共服务领域的数字化转型,提升农村教育、养老、医疗等公共服务的智能化水平和可及性,解决农村公共服务覆盖盲区和短板^[27],缩小城乡公共服务差距,从而促进公共服务均等化。其二,提升公共服务均等化水平有助于推动公路、供气、供热、供水等基础设施向农村地区延伸,促进城乡基础设施一体化、医疗资源共享化、教育资源均等化,促使更多城市优秀管理经验和先进生活理念融入农村,缩小城乡发展差距,实现城乡良性互动和农村发展,助力城乡高质量融合。综上,提出以下假设:

H2: 数字新质生产力可通过产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化间接促进城乡高质量融合。

(三)非线性影响

在数字新质生产力发展初期,数字技术发展滞后,网络尚处于初始发展阶段,数字新质生产力影响力较弱,不具备充足、便携、高效的变革支撑力为城乡发展赋能,对城乡高质量融合促进作用不强。事实上,数字新质生产力在数字技术与数字经济发展背景下产生,往往具备网络外部性特征。随着我国数字经济平台参与主体数量的增加和使用规模的扩大,数字新质生产力的网络价值将以指数级增长,其对城乡高质量融合的赋能效应将进一步增强。同时,随着数字新质生产力水

平的不断提高,数字新质生产力将逐步成为推动城乡产业变革的主导力量,能够凭借自身数字属性,提升城乡产业主体学习和模仿效率,推动城乡主体间资源共享和信息互补。这有助于城乡产业主体突破时空限制进行技术合作与研发,加速城乡技术、人才、知识流动,推动城乡产业结构升级,优化城乡资源要素配置,促进城乡公共服务均等化,助力城乡高质量融合。同时,城乡产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化,亦能为城乡数据要素配置营造良好发展环境,助力城乡居民生活质量提升,催生多元化数字服务需求,增强市场主体数字化转型意愿和能力,加速数字创新。这有助于引导城乡社会资金合理流动,培育数字新质生产力,促进城乡高质量融合。综上,本研究认为数字新质生产力可以通过产业结构升级、资源要素配置优化和公共服务均等化,对城乡高质量融合产生边际效应递增的非线性影响。综上,提出以下假设:

H3: 数字新质生产力对城乡高质量融合的促进作用具有边际效应递增的非线性特征,在数字新质生产力达到一定水平后,该影响显著增强,产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化对这种非线性影响具有强化作用。

三、研究模型、变量与数据

(一)模型设定

为检验数字新质生产力对城乡高质量融合的影响,构建基准回归模型,具体如下:

$$HQDE_{it} = \beta_0 + \beta_1 DNQ_{it} + \gamma CONTROL_{it} + \theta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省份, t 表示时间, $HQDE_{it}$ 表示城乡高质量融合, DNQ_{it} 表示数字新质生产力, $CONTROL_{it}$ 表示控制变量, β_0 表示常数项, β_1 、 γ 表示估计系数, θ_i 表示地区固定效应, ν_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

在式(1)基础上,借鉴温忠麟等^[28]的研究,利用中介效应模型研究数字新质生产力对城乡高质量融合的间接影响。模型具体如下:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DNQ_{it} + \tau CONTROL_{it} + \delta_i + \kappa_t + \mu_{it} \quad (2)$$

$$HQDE_{it} = \omega_0 + \omega_1 DNQ_{it} + \omega_2 M_{it} + \pi CONTROL_{it} + \eta_i + \sigma_t + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示中介变量,包括产业结构升级、

资源要素配置优化和公共服务均等化; α_0 、 ω_0 表示常数项, α_1 、 ω_1 、 ω_2 、 τ 、 π 表示估计系数; δ_i 、 η_i 表示地区固定效应; σ_i 、 κ_i 表示时间固定效应; μ_{it} 、 ξ_{it} 为随机扰动项;其余变量含义同式(1)。

为检验数字新质生产力与城乡高质量融合之间的非线性关系,参考汉森(Hansen)^[29]的研究,设计门限效应模型,具体如下:

$$HQDE_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DNQ_{it} \times I(X \leq z_1) + \varphi_2 DNQ_{it} \times I(X > z_1) + \dots + \varphi_{n-1} DNQ_{it} \times I(X \leq z_{n-1}) + \varphi_n DNQ_{it} \times I(X > z_{n-1}) + \zeta CONTROL_{it} + \lambda_i + \rho_t + \sigma_{it} \quad (4)$$

其中, X 表示门限变量,包括数字新质生产力、产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化。 z 表示门限值, $I(\cdot)$ 为示性函数。若 $X \leq z_1$, $I(X \leq z_1)=1$;否则, $I(X \leq z_1)=0$ 。若 $X > z_1$, $I(X > z_1)=1$;否则, $I(X > z_1)=0$ 。其余以此类推。 φ_0 表示常数项, φ_1 、 φ_2 、 \dots 、 φ_{n-1} 、 φ_n 、 ζ 表示估计系数, λ_i 表示地区固定效应, ρ_t 表示时间固定效应, σ_{it} 为随机扰动项;其余变量含义同式(1)。

(二) 变量设计

1. 被解释变量

本研究被解释变量为城乡高质量融合(HQDE)。城乡融合发展是人们长期关注的话题。在我国城镇化持续快速推进过程中,城市凭借资源禀赋优势不断吸引农村劳动力、资本等生产要素流入,由此产生强大的集聚效应。同时,城市发展对农村的涓流效应相对不明显,这种单向要素流动会加剧城乡发展不平衡不充分局面,制约我国经济高质量发展和扎实推进共同富裕。进入新时代,我国经济由高速增长向高质量发展转变,这意味着要统筹协调经济增长与生态环境、成果共享、资源分配之间的关系。鉴于此,与传统城乡关系关注城乡二元经济结构不同,推动城乡高质量融合的关键在于,承认城市与农村的空间功能差异,打破城乡发展壁垒,将城镇和农村置于平等的发展环境,实现城乡人口、空间、经济、社会、产业、生态等多方面的融合发展,构建资源要素配置合理、互动共享的新型城乡关系,为扎实推进共同富裕奠定基础。因此,本研究认为,城乡高质量融合是城乡人口、空间、经济、社会、产业、生态全方位高质量融合的过程,致力于破解城乡发展不平衡和农村发展不充分的困局。借鉴周佳宁

等^[30]、王弘儒^[31]的研究,构建城乡高质量融合评价指标体系(见表1),通过熵值法测度城乡高质量融合水平。

2. 解释变量

本研究解释变量为数字新质生产力(DNQ)。作为人类技术史上的一次重大变革,数字技术的发展及其在生产领域的应用,可促使劳动者、劳动资料、劳动对象具备数字化特征,从而形成数字新质生产力。因此,本研究借鉴相关研究^[15,32-33],从数字劳动者、数字劳动资料、数字劳动对象三个维度出发,构建数字新质生产力评价指标体系(见表2),并采用熵值法进行测算。第一,数字劳动者。具备数字素养的劳动者是推动数字新质生产力发展的核心。数字劳动者是使用数字技术进行生产经营活动的社会成员,通过从事数字劳动,创造更多数字价值和使用价值。其一,数字劳动者借助数字技术从事劳动,能够有效提高劳动生产率,在相同的时间内创造出远超过传统劳动者的价值。其二,数字劳动者能够在从事生产经营活动的过程中,有效降低单位产品所耗费的抽象劳动,在单位劳动时间内促进更多生产要素运行,从而提升劳动生产力。因此,选择数字劳动者作为评价数字新质生产力发展的一个重要指标。第二,数字劳动资料。数字劳动资料是指拥有数字化特质,凭借数字技术完成升级的生产工具以及机器设施。数字劳动资料是发展数字新质生产力的关键和底座。一方面,数字劳动资料的应用能够有效优化生产活动各环节的资源要素配置,革新生产流程,节约生产成本,提高生产力水平。另一方面,数字劳动资料的发展可驱动生产工具、方法的数字化转型,切实改变传统劳动生产模式,使劳动者能借助人工智能、大数据等数字化手段实现对生产流程的精准掌控,从而大幅提升生产效率,助力数字新质生产力水平提升。因此,本研究将数字劳动资料作为衡量数字新质生产力水平的指标之一。第三,数字劳动对象。数字劳动对象是数字新质生产力的重要内容之一。随着数字技术的不断发展,数据等新一代生产要素在各行各业逐步得到广泛应用,使传统劳动对象非物质化特征凸显、具有鲜明的数字化特征,从而推动生产领域的变革和升级。基于此,本研究以数字劳动对象作为衡量数字新质生产力的重要指标之一。

表1 城乡高质量融合评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	方向
城乡高质量融合	城乡人口高质量融合	人口城镇化水平	城镇人口占总人口比重	+
		城乡人口流动	城乡人口迁移率	+
		第二、第三产业就业人员占比	第二、第三产业就业人数/地区总就业人数	+
	城乡空间高质量融合	城市空间扩张	建成区面积/地区总面积	+
		道路网密度	道路网总里程/地区总面积	+
	城乡经济高质量融合	城乡居民收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-
		城乡居民消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	-
		城乡人均GDP差距	城镇人均GDP/农村人均GDP	-
	城乡产业高质量融合	涉农产业产值占比	农林牧渔业总产值占地区生产总值比重	+
		农业现代化水平	农业机械总动力/农作物总播种面积	+
	城乡社会高质量融合	城乡人均医疗保健支出比	城镇居民人均医疗保健支出数额/农村居民人均医疗保健支出数额	-
		城乡社会保障差距	城镇居民基本养老保险参保人数/农村居民基本养老保险参保人数	-
		城乡文化生活差距	城镇文化体育与传媒支出占地方财政一般预算支出比重/农村文化体育与传媒支出占地方财政一般预算支出比重	-
		城乡居民人均医师数量比	城镇居民人均医师数量/农村居民人均医师数量	-
	城乡生态高质量融合	环境保护	地方财政环境保护支出/地方财政一般预算支出	+
		生态绿化	生活垃圾无害化处理率	+
			建成区绿化覆盖率	+
			无害化卫生厕所普及率	+
		人均城市绿地面积	城市绿地面积/年末常住人口数	+

表2 数字新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	四级指标	指标说明	属性
数字新质生产力	数字劳动者	数字劳动者数量	数字服务从业人数占比	信息传输、软件和信息技术就业人数占总就业人数比重	+
			软件研发从业人员占比	软件产业中软件研发就业人数占总就业人数比重	+
		数字劳动者质量	每万人中在校研究生数量	在校研究生人数与总人数比值	+
	数字劳动资料	有形生产资料	光缆线路长度	单位面积长途光缆线路长度	+
			人均互联网宽带接入端口数	互联网宽带接入端口数与地区总人数比值	+
			可再生能源消耗	可再生能源电力消耗总量占全社会用电总量比重	+
			移动电话基站密度	移动电话基站数与地区面积比值	+
		无形生产资料	科技创新水平	专利授权数量与总人口比值	+
			数字金融水平	北京大学数字普惠金融指数	+
			企业数字化	企业数字化水平*	+
			企业数字化	企业数字化水平*	+
	数字劳动对象	新质产业	数字战略性新兴产业占比	数字战略性新兴产业增加值占地区GDP比重	+
			数字未来产业占比	数字未来产业增加值占地区GDP比重	+
			机器人数量	机器人数量与总人口比值	+
		数字业务	电信业务占比	电信业务总量占地区GDP比重	+
			软件业务占比	软件业务总量占地区GDP比重	+
			邮政业务占比	邮政业务总量占地区GDP比重	+
			电商交易额占比	电子商务销售额占地区GDP比重	+

注:*企业数字化水平的计算方法为,先将上市企业定位到省级层面,再统计企业年报中关键词出现的频率,最后进行加总取平均。

3. 中介变量
本研究设计三个中介变量。一是产业结构升

级(INDS)。参考张芳等^[34]的研究,从产业结构高级化、产业结构合理化两个方面测度产业结构升

级。其中,产业结构高级化用第三产业增加值与第二产业增加值的比值衡量,产业结构合理化反映生产要素在产业间的合理流动和高效配置情况,用泰尔指数的倒数衡量。产业结构合理化计算公式如下:

$$SRU=1/TL=1/[\sum_{i=1}^3 \frac{Y_i}{Y} \ln \frac{Y_i/L_i}{Y/L_i}], i=1,2,3 \tag{5}$$

其中,SRU表示产业结构合理化指数,TL是泰尔指数,Y_i、L_i分别表示第*i*产业增加值和就业人数,Y、L分别表示地区生产总值和总就业人数。

二是资源要素配置优化(REL)。参考黄永春等^[35]的研究,用区域要素市场发育得分与样本中要素市场发育最高得分相对差距的倒数表征资源要素配置优化。计算公式如下:

$$REL=1/[(S^{Max}-S)/S^{Max}] \tag{6}$$

其中,REL表示资源要素配置优化,S^{Max}表示样本中要素市场发育最高得分,S表示区域要素市场发育得分。

三是公共服务均等化(PUB)。参考蒋园园^[36]的研究,利用城镇公共服务支出和农村公共服务支出测算公共服务均等化水平,公式如下:

$$PUB=(G_i/D_i)/(G/D) \tag{7}$$

其中,PUB表示公共服务均等化指数,G_i、D_i分别表示省份*i*城镇公共服务支出水平和农村公共服务支出水平,G、D分别表示我国城镇公共服务支出水平和农村公共服务支出水平。

4. 控制变量

为更精准刻画数字新质生产力与城乡高质量融合的关系,设置四个控制变量^[37-38]。一是经济发展水平(ECO),用人均国内生产总值的对数衡量。二是城镇化水平(URB),用年末城镇人口占比表征。三是基础设施建设(INF),用公路总里程与总人数比值表示。四是消费需求(CON),用社会消费品零售总额占生产总值比重度量。消费作为经济增长的“三驾马车”之一,能够反映居民收入和生活情况,是城乡高质量融合的重要影响因素。

(三)数据来源和变量描述性统计

考虑到数据选取的科学性和可行性原则,选取2009—2022年我国30个省份(香港、澳门、台湾、西藏地区数据缺失严重,未予选用)面板数据,实证分析数字新质生产力对城乡高质量融合的影响效应。相关数据来自中国工业统计年鉴、中国

城市统计年鉴、中国农村统计年鉴、中国统计年鉴和中国研究数据服务平台。此外,为消除数据量纲的可能影响,对全部变量取自然对数;为保证数据完整,对缺失数据,用插值法补充。

变量描述性统计结果见表3。

四、实证检验与分析

(一)基准回归分析

为检验数字新质生产力对城乡高质量融合的影响效果,基于豪斯曼(Hausman)检验,利用双向固定效应模型进行基准回归,结果如表4所示。其

表3 变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城乡高质量融合(HQDE)	420	0.259	0.074	0.165	0.572
数字新质生产力(DNQ)	420	0.338	0.054	0.245	0.515
产业结构升级(INDS)	420	0.589	0.356	0.234	0.789
资源要素配置优化(REL)	420	5.523	0.624	1.658	9.009
公共服务均等化(PUB)	420	0.026	0.098	0.004	0.113
经济发展水平(ECO)	420	10.891	0.573	10.132	12.026
城镇化水平(URB)	420	0.577	0.785	0.215	0.674
基础设施建设(INF)	420	0.004	0.029	0.001	0.008
消费需求(CON)	420	0.398	0.048	0.246	0.579

表4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
数字新质生产力(DNQ)	0.479*** (9.491)	0.427*** (3.366)	0.386*** (5.754)
经济发展水平(ECO)		0.824* (1.094)	0.446*** (5.392)
城镇化水平(URB)		0.159*** (4.092)	0.117*** (9.773)
基础设施建设(INF)		0.407*** (4.082)	0.558*** (9.101)
消费需求(CON)		0.039 (1.285)	0.012 (0.678)
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	否	否	是
样本量	420	420	420
决定系数(R ²)	0.313	0.500	0.632

注: *、***分别表示在10%、1%水平上显著;括号内数字为*t*值。

中,列(1)显示了未控制时间固定效应且未引入控制变量情况下的基准回归结果,列(2)显示了未控制时间固定效应但引入控制变量情况下的基准回归结果,列(3)显示了既控制时间固定效应又引入控制变量情况下的基准回归结果。可以发现,无论是否控制时间固定效应及加入控制变量,数字新质生产力均通过1%水平的显著性检验,说明数字新质生产力对城乡高质量融合赋能作用显著,H1得到验证。从控制变量看,经济发展水平、城镇化水平、基础设施建设对城乡高质量融合的促进作用均显著,而消费需求对城乡高质量融合的促进作用不显著。

(二)中介效应分析

分别以产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化作为中介变量,检验数字新质生产力对城乡高质量融合的作用机制,结果见表5。可以发现,无论是以产业结构升级、资源要素配置优化作为中介变量,还是以公共服务均等化作为中介变量,索贝尔(Sobel)检验值皆在1%水平上通过显著性检验,充分说明存在中介效应。具体而言,根据表5列(1)、列(2)显示的以产业结构升级作为中介变量时的估计结果,列(1)中数字新质生产力的系数在5%水平上显著为正,说明数字新质生产力能够促进产业结构升级;列(2)中数字新质生产力和产业结构升级的系数均显著为正,说明数字新质生产力可以通过产业结构升级驱动城乡高质量融合。根据表5列(3)、列(4)显示的以资源要素配置优化作为中介变量时的估计结果,数字新质生产力能够通过优化资源要素配置促进城乡高质量融合。根据表5列(5)、列(6)显示的以公共服务均等化作为中介变量时的估计结果,数字新质生产力能够通过促进公共服务均等化赋能城乡高质量融合。由此,H2得到验证。此外,通过对比发现,在数字新质生产力推动城乡高质量融合的过程中,相比于产业结构升级和公共服务均等化,资源要素配置优化的中介

作用明显更强。

(三)门限效应分析

为确定数字新质生产力与城乡高质量融合之间的非线性关系是否存在,利用门限效应模型进行实证分析,并采用自举法(Bootstrap)抽样300次进行检验,结果见表6。可以发现,数字新质生产力、产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化的第一和第二门限值均通过显著性检验(且至少在5%水平上显著为正),第三门限值均未通过显著性检验,说明存在单一门限效应和双重门限效应,不存在三重门限效应。

表5 中介效应分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字新质生产力(DNQ)	0.027** (6.162)	0.167*** (4.164)	0.117*** (8.240)	0.176*** (3.193)	0.108*** (7.184)	0.227*** (2.882)
产业结构升级(INDS)		0.715*** (3.160)				
资源要素配置优化(REL)				1.308*** (3.963)		
公共服务均等化(PUB)						0.919*** (2.969)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
索贝尔检验值(P值)	0.058*** (0.000 7)		0.218*** (0.000 3)		0.201*** (0.000 1)	
样本量	420	420	420	420	420	420
决定系数(R ²)	0.926	0.811	0.906	0.866	0.907	0.909

注:“*”、“***”分别表示在5%、1%水平上显著;括号内数字为t值。

表6 门限效应存在性检验结果

门限变量	门限类型	门限值	F值	P值	临界值		
					10%	5%	1%
数字新质生产力(DNQ)	第一门限值 z_1	0.264	47.335	0.006	30.209	36.404	45.739
	第二门限值 z_2	0.379	33.636	0.029	24.904	30.618	42.358
	第三门限值 z_3	0.489	22.118	0.451	39.947	44.208	62.559
产业结构升级(INDS)	第一门限值 z_1	1.357	19.357	0.007	29.119	35.037	44.488
	第二门限值 z_2	3.686	23.648	0.011	23.058	29.209	41.682
	第三门限值 z_3	4.002	10.359	0.215	37.538	42.147	61.688
资源要素配置优化(REL)	第一门限值 z_1	1.356	19.348	0.000	29.704	38.239	52.735
	第二门限值 z_2	3.686	23.577	0.009	23.686	27.134	38.677
	第三门限值 z_3	4.013	11.546	0.258	30.349	44.187	64.629
公共服务均等化(PUB)	第一门限值 z_1	1.354	19.646	0.014	28.466	36.249	50.406
	第二门限值 z_2	3.694	23.858	0.027	22.676	25.156	36.954
	第三门限值 z_3	3.985	15.107	0.205	29.537	42.160	62.597

表7显示了数字新质生产力对城乡高质量融合的门限效应分析结果。具体而言,根据表7列(1)显示的以数字新质生产力作为门限变量时的回归结果,当数字新质生产力位于门限区间1时,数字新质生产力的系数为0.038但不显著;当数字新质生产力位于门限区间2时,数字新质生产力的系数为0.105,且在1%水平上显著;当数字新质生产力位于门限区间3时,数字新质生产力的系数为0.259,且在1%水平上显著。可见,在数字新质生产力突破第一门限值后,其赋能作用不断增强,呈现边际效应递增的非线性特点。根据表7列(2)、列(3)、列(4)显示的分别以中介变量产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化作为门限变量时的回归结果,与列(1)相比,在各门限区间数字新质生产力的系数均有显著提升,且在各中介变量未突破第一门限值时,数字新质生产力对城乡高质量融合具有显著促进作用,说明三个中介变量能在一定程度上促使数字新质生产力驱动效应提前显现。整体而言,数字新质生产力的影响遵循边际效应递增规律,即数字新质生产力水平越高,越有助于产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化,进而赋能城乡高质量融合,H3得到证实。

(四)地区异质性分析

我国不同地区的发展存在差异,数字新质生产力对城乡高质量融合的赋能作用可能具有地区异质性。鉴于此,分东部、中部、西部三大地区^①,探究数字新质生产力对城乡高质量融合影响的地区差异,结果见表8。同时,以数字新质生产力作为门限变量,检验面板门限效应的存在性和类型。结果发现,东部和西部地区适用单一门限效应模型,中部地区适用双门限效应模型。

表8列(1)至列(3)显示了基于基准回归模型的地区异质性分析结

果。可以发现,在三大地区数字新质生产力对城乡高质量融合的促进作用均显著。其中,东部地区数字新质生产力的系数是0.898,在1%水平上显著;中部地区数字新质生产力的系数是0.516,在1%水平上显著;西部地区数字新质生产力的系数是0.108,在5%水平上显著。对比可知,数字新质生产力对城乡高质量融合的作用在东部地区最强,在中部地区其次,在西部地区最弱。这是因

表7 门限效应分析结果

		门限变量(X)			
		数字新质生产力(DNQ)	产业结构升级(INDS)	资源要素配置优化(REL)	公共服务均等化(PUB)
		(1)	(2)	(3)	(4)
数字新质生产力(DNQ)	门限区间1 ($X < z_1$)	0.038 (0.581)	0.187*** (3.847)	0.158*** (4.463)	0.166*** (3.387)
	门限区间2 ($z_1 \leq X < z_2$)	0.105*** (2.792)	0.306*** (7.741)	0.404*** (9.385)	0.297*** (7.484)
	门限区间3 ($X \geq z_2$)	0.259*** (7.093)	0.606*** (10.916)	0.708*** (10.950)	0.577*** (9.981)
控制变量		是	是	是	是
地区固定效应		是	是	是	是
时间固定效应		是	是	是	是
样本量		420	420	420	420
决定系数(R ²)		0.619	0.617	0.643	0.645

注:***表示在1%水平上显著;X表示门限变量,z表示门限值;括号内数字为t值。

表8 地区异质性分析结果

		基于基准回归模型			基于门限效应模型		
		东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字新质生产力(DNQ)		0.898*** (6.631)	0.516*** (2.879)	0.108** (2.092)			
	门限区间1 ($X < z_1$)				0.103 (1.043)	-0.136 (-1.177)	-0.018 (-0.184)
	门限区间2 ($z_1 \leq X < z_2$)				0.349*** (3.681)	0.199** (2.270)	0.118** (2.173)
	门限区间3 ($X \geq z_2$)					0.488*** (5.152)	
控制变量		是	是	是	是	是	是
地区固定效应		是	是	是	是	是	是
时间固定效应		是	是	是	是	是	是
样本量		154	112	154	154	112	154
决定系数(R ²)		0.755	0.806	0.579	0.705	0.767	0.488

注:*,**分别表示在5%、1%水平上显著;X表示门限变量数字新质生产力(DNQ),z表示门限值;括号内数字为t值。

为,与其他地区相比,东部地区经济水平、数字技术创新能力、产业集聚程度更高,数字新质生产力发展速度也较快,有助于驱动城乡高质量融合。

表8列(4)至列(6)显示了基于门限效应模型(以数字新质生产力作为门限变量)的地区异质性分析结果。可以发现,无论是在东部地区还是在中部和西部地区,伴随着数字新质生产力水平的提升,数字新质生产力对城乡高质量融合的影响效应均逐步提升,呈现出非线性递增特征。对比三大地区数字新质生产力的系数可知,西部地区的系数明显小于东部和中部地区,说明在西部地区数字新质生产力对城乡高质量融合的影响效应还有比较大的提升空间。

(五)内生性检验

为避免因存在反向因果关系和遗漏重要控制变量而产生内生性问题,利用基于两阶段最小二乘法的工具变量(IV-2SLS)法和基于系统广义矩估计方法(System Generalized Method of Moments, SGMM)的动态面板模型,以及门限效应模型,进行内生性检验,结果见表9。

表9列(1)显示了基于IV-2SLS法的内生性检验结果,数字新质生产力对城乡高质量融合的赋能作用依然存在,且LM统计量通过1%水平的显

著性检验,识别不足的假设被拒绝,弱工具变量检验统计量超过斯托克-约戈(Stock-Yogo)检验在10%水平上的临界值16.38,说明工具变量具有合理性。

为进一步检验结果的稳健性,基于SGMM法构建动态面板模型,以滞后一期的数字新质生产力(L1.DNQ)作为解释变量进行内生性检验,结果见表9列(2)。可以发现,滞后一期的数字新质生产力的系数为0.139,且在1%水平上显著,说明前述回归结果可靠。

表9列(3)、列(4)分别显示了基于门限效应模型的以滞后一期和滞后两期数字新质生产力为解释变量的内生性检验结果。可以发现,数字新质生产力对城乡高质量融合的影响具有显著的双重门限特点,且边际效应递增的影响效应成立,说明前述回归结果具有稳健性。

(六)稳健性检验

第一,进行缩尾处理。为规避异常值影响,对数字新质生产力和城乡高质量融合进行双侧1%的缩尾处理并再次回归,结果见表10列(1)、列(5)。分析发现,在进行缩尾处理后,数字新质生产力的系数在估计值大小、显著性、影响方向上均未发生实质性改变,证明结论稳健。

第二,剔除直辖市样本。考虑到直辖市在产业发展、基础建设、政治地位等方面享有特殊优势和扶持政策,可能对回归结果产生影响,剔除北京、天津、上海、重庆4个直辖市的样本数据并再次回归,结果见表10列(2)、列(6)。分析可知,在基于基准回归模型的稳健性检验中,数字新质生产力对城乡高质量融合的赋能作用依然显著,在基于门限效应模型的稳健性检验中,数字新质生产力对城乡高质量融合边际效应递增的非线性影响仍然存在,证明实

表9 内生性检验结果

		基于基准回归模型		基于门限效应模型	
		IV-2SLS 法	SGMM 法	门限变量为 L1.DNQ	门限变量为 L2.DNQ
		(1)	(2)	(3)	(4)
数字新质生产力 (DNQ)		0.908*** (4.662)			
滞后一期的数字新质生产力 (L1.DNQ)			0.139*** (3.451)		
滞后一期/两期的数字新质生产力 (L1.DNQ/L2.DNQ)	门限区间 1 ($X < z_1$)			0.023 (0.357)	0.207** (2.181)
	门限区间 2 ($z_1 \leq X < z_2$)			0.200** (2.679)	0.238*** (4.088)
	门限区间 3 ($X \geq z_2$)			0.298*** (6.273)	0.358*** (8.360)
控制变量		是	是	是	是
地区固定效应		是	是	是	是
时间固定效应		是	是	是	是
样本量		420	420	420	420
决定系数(R ²)		0.832		0.610	0.644

注: *、**、*** 分别表示在 5%、1% 水平上显著; X 表示门限变量数字新质生产力 (L1.DNQ/L2.DNQ), z 表示门限值; 括号内数字为 t 值。

表 10 稳健性检验结果

		基于基准回归模型				基于门限效应模型			
		进行 缩尾 处理	剔除 直辖市 样本	替换 解释 变量	缩减 样本量	缩尾 处理	剔除 直辖市 样本	替换 解释 变量	缩减 样本量
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字 新质 生产力 (DNQ)		0.885*** (4.581)	0.149*** (3.550)	0.248*** (3.518)	0.351*** (4.242)				
	门限区间 1 ($X < z_1$)					0.039* (1.890)	0.229** (2.284)	0.177** (2.239)	0.078* (1.891)
	门限区间 2 ($z_1 \leq X < z_2$)					0.224** (2.558)	0.261*** (4.163)	0.264*** (3.334)	0.118*** (3.886)
	门限区间 3 ($X \geq z_2$)					0.288*** (5.083)	0.347*** (7.052)	0.454*** (4.753)	0.368*** (5.647)
控制变量		是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应		是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应		是	是	是	是	是	是	是	是
样本量		420	364	420	210	420	364	420	210
决定系数 (R^2)		0.783	0.836	0.854	0.811	0.731	0.803	0.797	0.871

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著； X 表示门限变量数字新质生产力(DNQ)， z 表示门限值；括号内数字为 t 值。

证结果具有稳健性。

第三，替换解释变量。换用主成分分析法重新测算数字新质生产力发展水平，并将之代入模型重新进行回归，结果见表 10 列(3)、列(7)。分析可知，无论是基于基准回归模型还是基于门限效应模型进行稳健性检验，数字新质生产力的系数均显著为正，证明前述结论具有稳健性。

第四，缩减样本量。考虑到前述分析可能存在一定主观误差，截取 2016—2022 年数据样本并再次回归，结果如表 10 列(4)和列(8)所示。可以发现，缩减样本量后的结果与前述结论依然基本一致，再次证明本研究关键结论稳健。

五、结论和建议

(一) 结论

本研究基于 2009—2022 年我国 30 个省份(未含香港、澳门、台湾及西藏地区)面板数据，采用固定效应模型、中介效应模型及门限效应模型，围绕数字新质生产力对城乡高质量融合的影响效应进行实证分析，得到以下结论：

第一，数字新质生产力能够显著促进城乡高质量融合，且该结论在经过一系列内生性、稳健性

检验后仍旧成立。

第二，数字新质生产力可以通过产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化间接赋能城乡高质量融合，且相比于产业结构升级和公共服务均等化，资源要素配置优化的中介效应更强。

第三，数字新质生产力对城乡高质量融合的促进作用具有边际效应递增的非线性特征，产业结构升级、资源要素配置优化、公共服务均等化对这种非线性影响具有强化作用。

第四，数字新质生产力对城乡高质量融合的线性影响在东部地区最强，在中部地区其次，在西部地区最弱；数字新质生产力对城乡高质量融合的非线性影响在东部和西部地区存在单一门限效应，在中部地区存在双重门限效应。

(二) 建议

第一，推动生产要素数字化转型，加快数字新质生产力形成。其一，完善数字人才培育政策，提升劳动者数字技术水平、工作技能和劳动效率，鼓励企业和个人在农村投资创业，促进城乡数字人才流动融合。其二，有序布局数字新基建，对传统基础设施进行数字化、智能化改造，推动传统劳动资料数字化升级。其三，积极推广数字技术应用，使之融入各生产环节，加强跨领域大数据资源整合，全方位满足多样化需求，扩大数字劳动对象范围。

第二，驱动产业结构升级，为城乡高质量融合提供动力。一方面，应积极提升城乡产业发展水平，推动产业链加工、流通、销售等环节数字化转型升级，着力提升城乡企业生产效能、产品品质，推动产业结构优化升级，畅通数字新质生产力对城乡高质量融合的赋能通道。另一方面，应着力推动地区产业布局合理化，通过制定与当地发展适配的产业政策，引导生产要素流向低碳环保产

业,从而驱动地区产业结构升级,有效发挥数字新质生产力对城乡高质量融合的驱动作用。

第三,畅通资源要素流动渠道,优化资源要素配置。一要在数字新质生产力发展过程中,大力推动城乡资源要素整合与流通,破除阻碍资源要素流动的体制机制障碍。二要依托数字技术和数字平台,精准对接匹配供给与需求,更好地满足市场主体多元化需求,提升资源要素配置精准性。

第四,加强公共服务配套设施建设,助力公共服务均等化。要为发展数字新质生产力创造良好的公共服务基础,一方面,加强公共服务配套设施建设,从总量上增加城乡公共服务供给;另一方面,通过制定倾斜性政策完善财政转移支付、优化财政支出结构、增加税收优惠等,培育农村和欠发达地区数字新质生产力,弥补经济发展水平和资源禀赋差异造成的发展差距,从结构上推动城乡公共服务供给均衡化。

第五,结合地区特点,因地制宜培育数字新质生产力。其一,东部地区基于人才、基建、技术等方面优势,充分发挥模范示范效应和辐射带动效应,打破区域壁垒,推动跨地区合作发展。其二,中西部地区积极推动数字基础设施建设,促使其从城市向农村地区延伸,同时结合自身资源特色,与东部地区积极开展项目、人才等方面合作,吸取数字新质生产力培育先进经验。

注释:

①在本研究中,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省份;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省份;西部地区包括内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西11个省份。

参考文献:

- [1]文丰安.中国式现代化进程中数字乡村建设的高质量发展——现实问题、价值阐释与对策建议[J].中国流通经济,2024(1):12-21.
- [2]简新华,聂长飞.论新质生产力的形成发展及其作用发挥——新质生产力的政治经济学解读[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2023(6):29-36.
- [3]任保平,王子月.数字新质生产力推动经济高质量发展的逻辑与路径[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2023(6):23-30.
- [4]FASS M S. Applied methods of regional analysis: the spatial dimensions of development policy [J].Economic geography,

- 2016(4):376-379.
- [5]叶超,陈明星.国外城乡关系理论演变及其启示[J].中国人口·资源与环境,2008(1):34-39.
- [6]韩文龙,吴丰华.新时代城乡融合发展的理论内涵与实现路径[J].马克思主义与现实,2020(2):166-173.
- [7]吴海峰.论城乡经济融合发展的内涵特征与实现路径[J].中州学刊,2021(9):41-47.
- [8]张子珍,邢赵婷.数字经济下城乡融合系统高质量协调发展核心内涵及动态演化研究[J].统计与信息论坛,2023(3):84-96.
- [9]刘荣增,赵亮,陈娜,等.中国城乡高质量融合的水平测度[J].区域经济评论,2020(5):94-104.
- [10]周德,戚佳玲,钟文钰,等.城市群城乡融合发展:测度评价、障碍因素与驱动因素[J].地理研究,2023(11):2914-2939.
- [11]熊玲.中国式现代化进程下城乡融合发展——评价体系与动态测度[J].经济问题,2024(3):98-105.
- [12]张存刚,董宇.黄河流域城乡融合发展的理论溯源、水平测度与对策建议[J].改革与战略,2023(6):115-127.
- [13]朱志伟.长三角城乡融合发展推动共同富裕的协同治理与范式创新[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2024(1):33-43.
- [14]袁方成.县域城乡融合发展的整体框架及推进路径[J].人民论坛,2024(2):44-49.
- [15]王琴梅,杨军鸽.数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2023(6):61-72.
- [16]潘凯凡,沈克印.以数字新质生产力推动体育产业高质量发展的内在机理、阻滞因素与推进策略[J].体育学刊,2024(2):7-14.
- [17]任保平.以数字新质生产力的形成全方位推进新型工业化[J].人文杂志,2024(3):1-7.
- [18]乔榛,徐宏鑫.生产力历史演进中的新质生产力地位与功能[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2024(1):34-43,168.
- [19]张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023(6):137-148.
- [20]杜传忠,李钰葳.强化科技创新能力加快形成新质生产力的机理研究[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2024(1):100-109.
- [21]焦方义,张东超.发展战略性新兴产业与未来产业加快形成新质生产力的机理研究[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2024(1):110-116.
- [22]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.
- [23]韩江波,沙德春,李超.新质生产力的演化:维度、结构

- 及路径[J]. 技术经济与管理研究, 2024(1): 8-16.
- [24]方卿, 张新新. 出版业高质量发展目标之创新发展——以新质生产力推动出版业高质量发展[J]. 编辑之友, 2024(2): 29-35, 53.
- [25]牛志勇. 城乡融合背景下人口双向流动与融合制度体系构建[J]. 农业经济, 2023(3): 96-98.
- [26]王瑞峰. 数字普惠金融、农业农村高质量发展与农民共同富裕[J]. 中国流通经济, 2023(6): 90-103.
- [27]王凤羽, 王永健. 我国城乡数字鸿沟的历史演进、治理困境与弥合路径[J]. 中国流通经济, 2024(2): 3-12.
- [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(5): 731-745.
- [29]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of econometrics, 1999(2): 345-368.
- [30]周佳宁, 秦富仓, 刘佳, 等. 多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(9): 166-176.
- [31]王弘儒. 中国城乡高质量融合发展水平的地区差距及分布动态演进[J]. 经济问题探索, 2023(2): 45-64.
- [32]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.
- [33]田径, 周鹏亮, 李文俊, 等. 中国产业数字化水平的区域差异及分布动态演进[J]. 统计与决策, 2023(24): 96-101.
- [34]张芳, 蔡甜甜. 数字普惠金融、产业结构升级与共同富裕[J]. 技术经济与管理研究, 2024(1): 109-114.
- [35]黄永春, 宫尚俊, 邹晨, 等. 数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J]. 中国人口·资源与环境, 2022(10): 77-87.
- [36]蒋园园. 城乡公共服务均等化、居民消费平等化与我国消费经济发展[J]. 商业经济研究, 2021(3): 43-45.
- [37]王军, 柳晶晶, 车帅. 长三角城市群数字经济发展对城乡融合的影响[J]. 华东经济管理, 2023(8): 33-41.
- [38]陈长瑶, 雷洪博, 杨永生. 农村金融高质量发展对城乡经济融合的影响——基于空间溢出效应与门槛效应分析[J]. 中国流通经济, 2023(8): 116-127.

责任编辑: 陈诗静

The Impact of Digital New Quality Productive Forces on High-quality Urban-rural Integration and Its Mechanism

SUN Zhi-yuan

(School of Design, Guangxi Normal University, Guilin 541006, Guangxi, China)

Abstract: Digital new quality productive forces can profoundly change the production and lifestyle of urban and rural areas, and is of great significance for the high-quality integration of urban and rural areas. Based on the panel data of 30 provinces (excluding Hong Kong, Macao, Taiwan and Xizang) in China from 2009 to 2022, the author empirically tests the mechanism of digital new quality productive forces on high-quality urban-rural integration by using fixed effect model, intermediary effect model and threshold effect model. It is found that digital new quality productive forces can significantly promote high-quality urban-rural integration, and industrial structure upgrading, equalization of public services, especially resource elements allocation, play a mediating role in the impact of digital new quality productive forces on high-quality urban-rural integration. The promoting effect of digital new quality productive forces on the high-quality integration of urban and rural areas has non-linear characteristics with increasing marginal effect, and the upgrading of industrial structure, allocation of resource elements, and equalization of public services have strengthened this non-linear impact. The impact of digital new quality productive forces on high-quality urban-rural integration has regional heterogeneity: from a linear perspective, it is strongest in the eastern region, followed by the central region, and weakest in the western region; and from the perspective of non-linear effects, the impact of digital new quality productive forces has a single threshold effect in the eastern and western regions, and a double threshold effect in the central region. To promote high-quality integration between urban and rural areas, we should actively promote the digital transformation of production factors and accelerate the formation of digital new quality productive forces, drive industrial structure upgrading and provide impetus for high-quality urban-rural integration, smooth the flow channels of resource elements and optimize the allocation of resource elements, strengthen the construction of public service supporting facilities and assist in the equalization of public services, and cultivate digital new quality productive forces according to local conditions.

Key words: digital new quality productive forces; industrial structure upgrading; optimization of resource element allocation; equalization of public services; high quality integration of urban and rural areas