DOI:10.13546/j.cnki.tjyjc.2025.23.002

新质生产力与城乡融合发展:理论机制与实证检验

黄庆庆[1,2a],郭文旌[2b],叶　举[3]

(1.盐城师范学院 商学院,江苏 盐城 224007;2.南京财经大学a.粮食和物资学院;b.金融学院,南京 210003;
3.浙江外国语学院 国际商学院,杭州 310012)

摘　要:新质生产力作为经济高质量发展的内在驱动,对推动城乡融合发展具有重要意义。文章基于2011—2022年中国31个省份的面板数据,深入探讨新质生产力对城乡融合发展的影响效应及作用机制。研究发现:新质生产力能够显著促进城乡融合发展,且经过一系列稳健性检验后该结论依旧成立。中介效应分析结果表明,新质生产力能够通过产业结构升级促进城乡融合发展;异质性分析结果表明,新质生产力对东部、中部地区和非粮食主产区的城乡融合发展具有显著的促进作用;门槛效应检验结果表明,新质生产力对城乡融合发展的促进作用是非线性的;空间杜宾模型回归及空间效应分解结果表明,新质生产力对城乡融合发展的促进作用存在空间溢出效应。

关键词:新质生产力;城乡融合发展;产业结构升级;空间溢出效应

中图分类号:F061.1;F323　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1002-6487(2025)23-0011-06

0　引言

党的二十大报告指出,“全面建设社会主义现代化国家,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”。根据国家统计局公布的数据可知,2024年城乡居民人均可支配收入比值为2.34,城乡收入依旧存在较大差距。虽然我国一直致力于促进城乡一体化发展,但是城乡二元结构体制矛盾突出,城乡经济发展不平衡等问题依旧存在[1],亟须强有力的内在驱动力来畅通城乡经济循环,缩小城乡发展差距,推动城乡融合发展,实现共同富裕。新质生产力为城乡融合发展提供了新的契机。数字化、网络化、智能化等新技术在农业、工业和服务业中的广泛应用,极大地提高了生产效率,为农村地区带来了新的发展机遇。新质生产力的发展有望重塑城乡经济关系,打破城乡二元结构,促进城乡间要素自由流动,为农村经济发展注入新的动力;同时,也有利于推进城乡基本公共服务均等化,拓宽就业渠道,促进乡村产业兴旺,完善农村社会保障体系,促进城乡生活融合。

与本文相关的研究多聚焦于以下三个方面:一是新质生产力的内涵阐释与水平测度。新质生产力是以科技创新为内核,依托新兴产业,促进国民经济快速发展的生产力质态[2-4]。学者们基于生产力的三大要素或对新质生产力的理解,构建指标体系对其发展水平进行测度[5-7]。二是城乡融合的水平测度及实现路径。有学者将城乡收入差距作为衡量城乡融合水平的指标[8];也有文献基于对城乡融合的理解,构建指标体系进行测度和分析[9,10]。现有文献大多认为,数字经济[11]、数字普惠金融[12]、数字乡村建设[13]等因素能促进城乡融合发展。三是新质生产力与农业农村发展的关系研究。学者们普遍认为新质生产力有助于实现乡村振兴[14],推动农业高质量发展[15],促进农业农村现代化[16]。现有文献较少系统研究新质生产力与城乡融合发展的关系。新质生产力是强劲的社会发展内驱力,因此在乡村振兴背景下,研究新质生产力与城乡融合发展的关系,是一个极具现实意义的议题。本文首先实证检验新质生产力与城乡融合发展的关系;其次,将产业结构升级作为中介变量,进一步分析其具体作用机制;再次,通过门槛效应模型探究新质生产力与城乡融合发展之间的非线性关系;最后,基于空间杜宾模型,验证新质生产力的空间溢出效应。

1　理论分析及研究假设

1.1　新质生产力与城乡融合发展

(1)新质劳动者为城乡融合发展提供人才保障

人才是第一资源,城乡融合发展离不开劳动者的支持[17]。新质生产力可为城乡融合发展提供高素质人才。一是培养高素质新农民。他们掌握专业、科学的种植及养殖技术,可有效提高产出,从而增加农民可支配收入。二是吸引高素质人才扎根农村。新质劳动者可基于农村资

基金项目:国家社会科学基金资助项目(22VRC007);江苏省社会科学基金项目(20EYB008);南京财经大学粮食和物资学院2023年度服务国家特殊需求博士人才科研专项课题(BSZX2023-01)

作者简介:黄庆庆(1991—),女,江苏启东人,博士研究生,讲师,研究方向:农业经济、数字化转型。
郭文旌(1971—),男,湖南新宁人,教授,博士生导师,研究方向:组合投资与金融风险管理。
叶　举(1995—),男,湖北武汉人,博士,讲师,研究方向:粮食安全与产业政策。

中国知网　https://www.cnki.net

源禀赋，发展适合农村的产业，从而促进农村产业振兴。土地流转的进一步规范会加快农业规模化经营。新质劳动者具备信息技术技能，可加速智慧农田建设，提高农业劳动生产效率。同时，新质劳动者还能充分利用农村电子商务平台，拓宽农产品销售渠道，带动农村相关产业发展，增加农民收入，提升农民信息素养[18]。

（2）新质劳动资料可提高城乡融合发展效率

根据马克思对劳动资料的定义，劳动资料是指劳动者置于自己和劳动对象之间、用来把自己的活动传导到劳动对象上去的物或物的综合体。随着新质生产力的发展，数字技术和智能技术得到广泛运用，使得劳动资料的科技含量不断提高，劳动过程更加智能化。

一方面，新质劳动资料的应用能显著提升农村地区的生产力。新型农机设备的使用、智能设备的推广、新型种子的普及、智能管理的农田，都能提升农业全要素生产率；另一方面，新质劳动资料可以促进城乡产业升级，城市通过技术创新发展高科技产业，城市传统产业向农村转移，有助于农村产业结构调整与升级。

新质劳动资料的运用可以促进城乡生活及文化融合。随着信息技术的普及应用，城乡交通基础设施的进一步完善，城市和乡村之间的信息交流和文化传播更加便捷，这有助于消除城乡文化隔阂。城乡间合作交流日益频繁，有效促进了医疗与教育资源的均衡配置，进一步加速了城乡公共服务均等化的进程。

（3）新质劳动对象可提升城乡融合发展质量

新质劳动对象是指随着科技进步和产业升级而出现的新的劳动对象，其不再局限于物质形式，而是出现了很多非物质形式的劳动对象。这些新的劳动对象在当下经济发展过程中发挥了举足轻重的作用，对于推动城乡融合发展具有重要意义。

一方面，新质劳动对象促进城乡产业升级，乡村可根据自身优势结合新质劳动对象发展特色产业，提高产业附加值和竞争力；另一方面，随着新质生产力的发展，远程工作和在线教育进一步普及，可以缓解信息不对称，促进城乡劳动力自由流动，合理配置人力资源，促进城乡融合发展。基于以上分析，本文提出假设1。

假设1：新质生产力能显著促进城乡融合发展。

1.2 新质生产力、产业结构升级与城乡融合发展

1.2.1 新质生产力可促进产业结构升级

（1）新质生产力可推动新兴产业发展。新质生产力催生的新产业主要体现在数字产业、人工智能、新能源、生物科技等战略性新兴产业和未来产业，这类产业属于知识密集型产业，辐射面广，能有效整合各项科技创新资源。新兴产业的出现和蓬勃发展不仅惠及城市，也有利于农业农村现代化。（2）新质生产力赋能传统产业升级改造。数字产业化与产业数字化深度融合，不仅为传统产业增添了数字色彩，还能发挥人工智能对传统产业的优化升级作用，引领传统产业智能化升级。（3）新质生产力是绿色生产力，可降低碳排放，保护生态环境，促进产业可持续发展。

1.2.2 产业结构升级可促进城乡融合发展

第一，产业结构升级可促进城乡产业协同发展。高新技术产业和先进制造业的发展促进产业链延伸，辐射农村地区，促进城乡产业融合。农村地区借助电子商务平台，可解决农产品销售问题，带动物流、仓储产业的发展，增加农民收入，缩小城乡发展差距。第二，产业结构升级可畅通城乡之间的要素流动渠道。城乡产业结构升级可推动合理配置资本、劳动力等要素，不仅可促进城乡经济协同发展，还可加速公共服务的均等化进程。第三，产业结构升级可提升农村发展动能。城乡融合发展的关键在于促进农村发展，缩小城乡差距。在产业结构升级的作用下，农村可通过引进新的技术和管理模式推动农业农村现代化；同时，还可充分利用农村自有资源，发展农村新兴产业，培育一批具有市场竞争力的农村企业和品牌，为农村地区经济的持续发展提供强有力的支持。

综上，基于新质生产力、产业结构升级与城乡融合发展三者的关系，提出假设2。

假设2：产业结构升级在新质生产力赋能城乡融合发展的过程中发挥中介效应。

2 研究设计

2.1 变量说明

2.1.1 核心解释变量

本文的核心解释变量为新质生产力发展水平。参考已有研究和马克思对生产力的定义，本文从新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料三个维度构建评价指标体系，具体指标见表1。本文采用熵值法进行测算。

表1 新质生产力发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	权重
新质劳动者	劳动者技能	普通高等学校数	正	0.0241
		年度科普经费筹集额	正	0.0557
	劳动生产率	人均GDP	正	0.0324
		城镇单位就业人员平均工资	正	0.0339
	劳动者结构	城镇非私营单位就业人员数	正	0.0387
		职业技能等级认定中本年认定为高级的人次	正	0.0899
新质劳动资料	物质生产资料	互联网域名数	正	0.1074
		光缆线路长度	正	0.0506
		移动电话普及率	正	0.0181
	无形生产资料	三种专利有效量	正	0.1211
		高等学校发表科技论文数	正	0.0448
		北京大学数字普惠金融指数	正	0.0140
新质劳动对象	绿色环保	森林覆盖率	正	0.0316
		财政环保支出/一般公共预算支出	正	0.0187
	污染物排放	一般工业固体废物产生量/GDP	负	0.0016
		工业废水排放量/GDP	负	0.0093
		工业二氧化硫排放量/GDP	负	0.0033
	新质产业	高技术产业企业数	正	0.1115
		高技术产业利润总额	正	0.1935

2.1.2 被解释变量

被解释变量为城乡融合发展水平。根据城乡融合发展的含义，本文从城乡经济融合、城乡生活融合及城乡生

中国知网 https://www.cnki.net

态融合三个维度构建评价指标体系。具体指标见表2。本文采用熵值法进行测算。

表2　城乡融合发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	权重
城乡经济融合	产业融合与升级	第二、三产业增加值/第一产业增加值	正	0.5953
	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	负	0.0304
城乡生活融合	城乡医疗水平	城镇每万人医疗卫生机构床位数/农村每万人医疗卫生机构床位数	负	0.0162
	城乡教育水平	小学、初中、高中在校生数/小学、初中、高中专任教师数	正	0.0506
	城乡交通便利程度	私人汽车拥有量/年末常住人口	正	0.0768
城乡生态融合	污染治理	工业污染治理完成投资额	正	0.1845
	城市绿化水平	人均公园绿地面积	正	0.0329
	农村生态环境	农药使用量/农作物播种面积	负	0.0132

2.1.3　控制变量

影响城乡融合发展的因素还有很多，参考已有研究，本文选取政府干预程度（*Gov*）、社会消费水平（*Scl*）、信息化水平（*Inl*）、人口增长率（*Sop*）、交通基础设施（*Ti*）作为控制变量，分别用一般公共预算支出/GDP、社会消费品零售总额/GDP、邮电业务总量/GDP、人口出生率、等级公路里程数表示。

2.1.4　中介变量

借鉴相关学者的研究，将产业结构升级分为产业结构合理化（*Rai*）与产业结构高级化（*Uai*）。其中，产业结构合理化由泰尔指数衡量，产业结构高级化则参考赵涛等（2020）[19]的研究，用第三产业产值与第二产业产值之比衡量。

2.2　数据来源

本文以2011—2022年中国31个省份（不含港澳台）的面板数据作为研究样本。相关数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》，以及CSMAR数据库、国家统计局官网、北京大学数字金融研究中心等。对于部分缺失数据，采用线性插值法补齐。

2.3　模型设定

为了探究新质生产力与城乡融合发展的关系，构建基准回归模型如下：

$$URI_{it}=\alpha_0+\alpha_1 NQP_{it}+\alpha_2 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，α_0为常数项，*URI*是被解释变量城乡融合发展水平，*NQP*是核心解释变量新质生产力发展水平，*Controls*为一系列控制变量，*i*为地区，*t*为时间，μ_i为地区固定效应，δ_t为时间固定效应，ε_{it}为随机扰动项。

为了进一步探究新质生产力赋能城乡融合发展的作用机制，借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）[20]的研究，构建中介效应模型如下：

$$M_{it}=\alpha_0+\alpha_1 NQP_{it}+\alpha_2 Controls+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$URI_{it}=\alpha_0+\alpha_1 NQP_{it}+\alpha_2 Controls+\alpha_3 M_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，M_{it}为中介变量，其余变量的含义与式（1）一致。

为深入探究新质生产力与城乡融合发展之间的非线性关系，本文构建面板门槛模型如下：

$$URI_{it}=\varphi_0+\varphi_1 NQP_{it}\times I(NQP\leqslant\xi)+\varphi_2 NQP_{it}\times I(NQP>\xi)+\varphi_3 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，φ_1、φ_2、φ_3为待估系数；$I(\cdot)$为示性函数，当括号内条件满足时，取值为1，否则为0；其余变量的含义与式（1）相同。

为了探究新质生产力对城乡融合发展的空间溢出效应，本文构建空间杜宾模型（SDM）如下：

$$URI_{it}=\alpha_0+\rho W\times URI_{it}+\gamma_1 W\times NQP_{it}+\alpha_1 NQP_{it}+\gamma_2 W\times Controls_{it}+\alpha_2 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，ρ为空间自回归系数；*W*是空间权重，选择空间地理距离权重，采用基于经纬度得到的两个省份距离平方的倒数衡量；其余变量的含义与式（1）相同。

3　实证分析

3.1　基准回归结果分析

表3为新质生产力与城乡融合发展关系的基准回归结果。本文分别采用了随机效应模型和双向固定效应模型进行基准回归，并进行豪斯曼检验，最终发现双向固定效应模型更符合实际情况。通过实证检验发现，不管是否加入控制变量，新质生产力对城乡融合发展的正向促进作用都在1%的水平上显著，假设1得到验证。随着新质生产力的发展，其可进一步优化城乡资源配置，发挥以工促农、以城促乡的优势，增加农民可支配收入，深化城乡生活一体化。此外，新质生产力可推动绿色技术创新，并倡导绿色生活方式，共同促进城乡生态融合。

表3　基准回归结果

	随机效应		双向固定效应	
	URI	*URI*	*URI*	*URI*
NQP	0.4701***	0.5054***	0.3707***	0.4113***
	（11.27）	（11.20）	（2.88）	（3.19）
Gov		−0.0244		−0.0831**
		（−1.14）		（−2.29）
Scl		0.0748		−0.1140**
		（1.29）		（−2.31）
Inl		0.0005		−0.0103**
		（0.02）		（−2.00）
Sop		−0.0054***		0.0015
		（−4.17）		（1.02）
Ti		−0.0051***		−0.0059***
		（−10.06）		（−3.46）
地区固定效应	NO	NO	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	YES	YES
常数项	0.0911***	0.1907***	0.2864***	0.3246***
	（11.34）	（8.33）	（6.55）	（7.16）
N	372	372	372	372
R^2	0.2554	0.4501	0.8754	0.8882

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内为t值。下同。

中国知网　https://www.cnki.net

3.2 稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验：一是为了防止样本异常值对回归的影响，进行1%的缩尾处理；二是选取城乡收入差距（*RUD*），即城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值，作为反映城乡融合发展水平的代理变量；三是采用主成分分析法对新质生产力发展水平进行测度；四是以人均专利数（*PPC*）替换核心解释变量。表4中列（1）至列（4）的结果显示，前文的研究结论依旧成立。

表4 稳健性检验结果

	缩尾	替换被解释变量	替换测度方法	替换核心解释变量	2SLS	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	URI	*RUD*	*URI*	*URI*	*NQP*	*URI*
NQP	0.4465*** （3.43）	−0.0827*** （−4.17）	0.0283*** （3.08）			1.8828*** （7.24）
PPC				0.0024*** （3.88）		
IV					0.0652*** （8.31）	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.3175*** （7.39）	0.3705*** （46.93）	0.4008*** （10.36）	0.3110*** （7.43）	−0.3712*** （−4.79）	−0.0249 （−0.35）
N	372	372	372	372	372	372
R^2	0.9065	0.9865	0.8865	0.9014	0.9476	0.7615

新质生产力与城乡融合发展之间可能互为因果。本文借鉴王妍霏等（2023）[21]的研究，将1984年每百人固定电话数量作为新质生产力的工具变量。一方面，新质生产力的发展离不开电话等通信工具的发展，符合相关性要求；另一方面，城乡融合发展与固定电话数量关联甚微，符合外生性要求。故将1984年每百人固定电话数量与上一年该地区互联网宽带接入端口数的交互项作为新质生产力发展水平的工具变量（*IV*）。同时，本文还进行了一系列检验，其中，Kleibergen−Paap rk LM检验的统计量为30.2260，对应的P值为0.0000；Kleibergen−Paap rk Wald F检验的统计量为56.2260，其值显著大于Stock−Yogo弱识别检验10%水平上的临界值16.38，以上结果表明不存在不可识别和弱工具变量问题。两阶段最小二乘法（2SLS）的回归结果如表4中列（5）和列（6）所示。结果显示，在考虑内生性问题之后，新质生产力对城乡融合发展的促进效应依旧显著成立。

3.3 中介效应检验

为了进一步探究新质生产力与城乡融合发展的关系，本文借助中介效应模型检验产业结构升级在其中的中介效应，结果见表5。产业结构合理化和产业结构高级化均通过了三步法中介效应检验，新质生产力对产业结构合理化和产业结构高级化的影响系数均显著为正，且均至少通过了5%水平上的显著性检验，验证了假设2，即产业结构升级在新质生产力赋能城乡融合发展的过程中具有中介效应。

表5 中介效应检验结果

	Rai	*URI*	*Uai*	*URI*
NQP	0.4611*** （3.57）	0.3731*** （2.96）	1.1535** （2.24）	0.3063*** （2.83）
Rai		0.0828*** （2.70）		
Uai				0.0910*** （4.06）
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.1725*** （3.82）	0.3103*** （6.75）	4.0796*** （20.42）	−0.0467 （−0.43）
N	372	372	372	372
R^2	0.8666	0.8901	0.9643	0.9069

3.4 异质性分析

由于各省份资源禀赋不同，社会经济条件、历史文化背景及政策支持等多种因素均存在差异，因此各省份的城乡融合发展可能存在明显的异质性特征。依据国家统计局的划分标准，将样本省份分为东、中、西三大地区，分别进行回归分析，具体结果如表6所示。新质生产力提升城乡融合发展这一结论在东部、中部地区成立，在西部地区系数虽为正，但未通过显著性检验。可能是因为东部及中部地区省份新质生产力发展水平较高，人力资源较为丰富，有利于促进城乡融合发展。而西部地区省份经济欠发达，人才流失严重，自然条件较差，基础设施不完善，所以新质生产力对城乡融合发展的促进作用在西部地区并不显著。未来应该加大对西部地区的支持力度，助力其建立完善的人才培养体系，充分利用本地丰富的生态资源，提高新质生产力发展水平，促进城乡融合发展。

表6 异质性分析结果

	全样本	东部地区	中部地区	西部地区	粮食主产区	非粮食主产区
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	URI	*URI*	*URI*	*URI*	*URI*	*URI*
NQP	0.4113*** （3.19）	0.2755* （1.98）	0.3233* （1.77）	0.0122 （0.16）	0.1253 （1.13）	0.4198** （2.46）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.3246*** （7.16）	0.3329*** （3.58）	0.0689*** （2.77）	0.2016*** （16.40）	0.0741** （2.55）	0.3612*** （6.06）
N	372	132	96	144	156	216
R^2	0.8882	0.8846	0.8634	0.9180	0.8823	0.8999

将样本分成粮食主产区与非粮食主产区①，通过分组回归发现，新质生产力助力城乡融合发展的结论在非粮食主产区成立，在粮食主产区未通过显著性检验。可能的原因是，粮食主产区承担了粮食供给的主要任务，产业结构相对固化；而且粮食主产区仍以农业为主，城镇与农村各自承担的责任明显不同，城乡融合发展的速度相对较慢，因此未通过显著性检验。非粮食主产区产业相对多样，随着新质生产力的发展，产业结构转型升级更加快速，从而促进了

①粮食主产区包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、四川；非粮食主产区包括北京、天津、山西、上海、浙江、福建、广东、广西、海南、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

中国知网 https://www.cnki.net

城乡融合发展。

3.5 门槛效应检验

本文采用面板门槛模型检验新质生产力与城乡融合发展之间是否存在非线性关系。以新质生产力发展水平作为门槛变量，通过Bootstrap方法进行重复抽样500次，结果显示，新质生产力发展水平存在单一门槛效应，门槛值为0.4082。

表7为门槛效应检验结果。当新质生产力发展水平小于或等于0.4082，以及大于0.4082时，其对城乡融合发展的影响系数均显著为正，但新质生产力对城乡融合发展的边际效应呈下降趋势，说明两者之间存在非线性关系。当新质生产力发展水平跨过门槛值后，其对城乡融合发展的促进作用呈现减弱趋势，表现出边际递减效应。

表7 门槛效应检验结果

	URI
$NQP \times I(NQP \leqslant 0.4082)$	0.9752***(3.03)
$NQP \times I(NQP > 0.4082)$	0.7103***(2.95)
控制变量	YES
地区固定效应	YES
时间固定效应	YES
常数项	0.1434***(3.80)
N	372

3.6 空间溢出效应

本文先进行全局莫兰指数检验，发现2011—2022年中国各省份的城乡融合发展水平与新质生产力发展水平均存在显著空间自相关性。再进行模型选择，LM、Hausman、LR和Wald检验结果显示，SDM最为合适。

表8为SDM回归及空间效应分解结果。根据SDM回归结果可知，新质生产力对城乡融合发展有显著的促进作用；空间地理距离权重与新质生产力的交互项的系数显著为正，即新质生产力对城乡融合发展的促进作用具有空间溢出效应，可能是因为新质生产力的发展依托于科技创新和信息技术，可加速周边地区资本、劳动力、土地等生产要素的流动，有利于突破城乡二元结构，加速邻近地区的城乡融合发展。新质生产力对城乡融合发展的空间效应分解结果显示，直接效应、间接效应和总效应均通过了1%水平上的显著性检验，再次说明本地区城乡融合发展同时受到本地区和邻近地区新质生产力的影响。

表8 SDM回归及空间效应分解结果

	URI	*URI*	*URI*	直接效应	间接效应	总效应
NQP	0.3228*** (6.42)	0.4483*** (5.23)	0.4035*** (5.13)	0.3608*** (4.13)	0.3786*** (2.65)	0.7394*** (5.65)
*W*NQP*	0.1483 (1.00)	0.6936*** (4.50)	0.7411*** (3.87)			
ρ	−0.1206 (−1.37)	−0.1464 (−1.84)	−0.5483*** (−6.60)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	NO	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	NO	YES	YES	YES	YES
Log-likelihood	509.9037	755.2152	795.8471	795.8471	795.8471	795.8471
N	372	372	372	372	372	372
R^2	0.3511	0.4165	0.2791	0.2791	0.2791	0.2791

4 结论与建议

本文以中国2011—2022年31个省份作为研究对象，探究新质生产力与城乡融合发展的关系，得出如下结论：新质生产力显著促进城乡融合发展，经过一系列稳健性检验后，该结论仍然成立。新质生产力对东部、中部地区及非粮食主产区的城乡融合发展有显著的促进作用，但西部地区及粮食主产区未通过显著性检验。产业结构升级在新质生产力与城乡融合发展之间发挥中介效应。新质生产力对城乡融合发展的促进作用是非线性的，且存在空间溢出效应。

基于上述研究结论，本文提出以下建议：

第一，提升劳动者素质，促进劳动力流动。打破城乡分割的劳动力市场，充分利用互联网等信息技术，提供就业信息、就业指导及就业培训，促进劳动力在城乡之间充分流动。

第二，加大科技创新投入力度，推动产业结构升级。推动先进技术在农业生产、工业制造、服务业等领域广泛应用，加速产业升级与转型；促进城乡资源合理配置，形成城乡产业协同、产业互补的良好格局。

第三，以绿色生产为导向，促进可持续发展。通过绿色技术创新，提高资源利用效率，发展循环经济。在农业生产过程中，推广新型化肥和农药，保护耕地资源，妥善处理农业废弃物，保护农村生态环境。

第四，强化城乡间的交流互动，建立城乡交流合作机制。一方面，促进人才流动和知识共享；另一方面，通过推动产业链深度融合来提高资源配置效率，缩小城乡发展差距。

参考文献：

[1]Zhang C, Fan Y, Fang C. When Will China Realize Urban-rural Integration? A Case Study of 30 Provinces in China [J].Cities,2024(153).

[2]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).

[3]魏崇辉. 新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J].理论与改革,2023(6).

[4]令小雄,谢何源,安亮,等.新质生产力的三重向度:时空向度、结构向度、科技向度[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024(1).

[5]Liu Y, He Z. Synergistic Industrial Agglomeration, New Quality Productive Forces and High-quality Development of the Manufacturing Industry [J].International Review of Economics & Finance,2024(94).

[6]丁仕潮,魏引娣,张飞扬.中国新质生产力:发展水平与动态演进特征[J].统计与决策,2024,40(10).

[7]孙丽伟,郭俊华.新质生产力评价指标体系构建与实证测度[J].统计与决策,2024,40(9).

[8]Li L, Zhou H, Chen Y, et al. Investigating the Influence of Transport Accessibility on Urban-rural Income Gaps [J].Applied Economics, 2023.

中国知网 https://www.cnki.net

[9]Niu K, Xu H. Urban-rural Integration and Poverty: Different Roles of Urban-rural Integration in Reducing Rural and Urban Poverty in China [J].Social Indicators Research,2023,165(3).
[10]李泽锦,刘强,姜玉英.数字经济促进城乡融合发展:立竿见影还是长期影响?[J].农村经济,2024(3).
[11]熊云飚,代宇杰.数字经济与城乡融合发展:理论机制与实证检验[J].干旱区资源与环境,2024,38(6).
[12]刘维奇,吴明月,张金龙.数字普惠金融赋能城乡融合——基于产业和城乡协同发展视角[J].世界农业,2024(5).
[13]刘春莲,陈扬扬,李茂林.数字乡村建设赋能农村高质量发展:理论和实证[J].当代经济研究,2024(3).
[14]杨美勤,唐鸣.新质生产力赋能乡村振兴的内在逻辑与实践路径[J].理论视野,2024(5).
[15]Lin L, Gu T, Shi Y. The Influence of New Quality Productive Forces on High-Quality Agricultural Development in China: Mechanisms and Empirical Testing [J].Agriculture,2024,14(7).
[16]王洋.数字新质生产力对农业农村现代化的影响:指标体系构建与影响效应检验[J].统计与决策,2024,40(14).
[17]吴宸梓,白永秀.数字技术赋能城乡融合发展的作用机理研究——基于马克思社会再生产理论视角[J].当代经济科学,2023,45(6).
[18]展进涛,周静鑫,俞建飞.汇聚涓涓细流:农村电商的收入效应与溢出效应研究——基于全国1809个县的证据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(2).
[19]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10).
[20]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).
[21]王妍霏,叶举,曹杰.数字金融提升粮食体系韧性的机理及效应研究[J].经济经纬,2023,40(5).

(责任编辑/张高琼)

New Quality Productivity and Urban-Rural Integrated Development: Theoretical Mechanisms and Empirical Tests

Huang Qingqing[1,2a], Guo Wenjing[2b], Ye Ju[3]

(1.College of Business, Yancheng Teachers University, Yancheng Jiangsu 224007, China; 2.a.Institute of Food and Strategic Reserves, b.School of Finance, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210003, China; 3.School of International Business, Zhejiang International Studies University, Hangzhou 310012, China)

Abstract: As an intrinsic driver of high-quality economic development, new quality productivity is of great significance in promoting urban-rural integrated development. Based on the panel data of 31 provinces in China from 2011 to 2022, this paper explores the effects of new quality productivity on urban-rural integrated development and its mechanisms. The study finds that new quality productivity can significantly promote urban-rural integrated development, and that the conclusion still holds after a series of robustness tests. The results of the mediating effect analysis show that new quality productivity can promote urban-rural integrated development through industrial structure upgrading. The results of the heterogeneity analysis indicate that new quality productivity significantly promotes urban-rural integrated development in the eastern and central regions and in the non-major grain-producing areas. The results of the threshold effect test show that the promotion effect of new quality productivity on urban-rural integrated development is non-linear. The results of spatial Durbin model regression and spatial effect decomposition show that there is a spatial spillover effect on the promoting effect of new quality productivity on the integrated development of urban and rural areas.

Key words: new quality productivity; urban-rural integration development; industrial structure upgrading; spatial spillover effect

中国知网 https://www.cnki.net