



# 新质生产力对绿色全要素生产率的影响

## ——基于 282 个城市面板数据的实证研究

曾绍龙, 傅沁怡, 纪 曼

(杭州师范大学经济学院, 杭州 311121)

**摘要:** 新质生产力和绿色全要素生产率是中国式现代化建设的重要推动力量。该研究选取 2011—2022 年中国 282 个地级市的面板数据, 运用双向固定效应模型与中介效应模型, 实证分析新质生产力影响绿色全要素生产率的机理和效应。研究表明: 新质生产力对绿色全要素生产率具有显著的促进作用, 且该作用通过两条中介路径实现——提升绿色创新水平与助力绿色金融发展; 区域异质性检验表明, 东部地区与珠三角城市群的新质生产力发挥绿色效能作用更为突出, 充分论证了“因地制宜发展新质生产力”的必要性。该研究明确了新质生产力通过“驱动效应+双重中介路径”推动绿色全要素生产率提升的核心机制, 为不同区域差异化构建长效机制、助力经济社会绿色转型与高质量发展提供了实证支撑。

**关键词:** 新质生产力; 绿色全要素生产率; 绿色创新; 绿色金融; 中国式现代化

**中图分类号:** F061.1; F124

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1673-3851(2026)04-0156-11

## The impact of new quality productive forces on green total factor productivity: An empirical study based on panel data of 282 cities in China

ZENG Shaolong, FU Qinyi, JI Man

(School of Economics, Hangzhou Normal University, Hangzhou 311121, China)

**Abstract:** New quality productive forces and green total factor productivity (Gtfp) serve as important driving forces in advancing the Chinese path to modernization. Using panel data from 282 prefecture-level cities in China from 2011 to 2022, this study conducts empirical analysis through two-way fixed-effect models and mediation effect models, so as to explore the influence mechanism and effects of regional new quality productive forces on Gtfp. The results indicate that new quality productive forces exert a significant promoting effect on Gtfp by improving the level of green innovation and facilitating green finance. Meanwhile, the regional heterogeneity test shows that the green efficiency of new quality productive forces is more prominent in the eastern region and the Pearl River Delta urban agglomeration, which fully demonstrates the necessity of "developing new quality productive forces according to local conditions". This study clarifies the core mechanism through which new quality productive forces drive the improvement of green total factor productivity via the "driving effect + dual mediation pathways". It provides empirical support for building differentiated long-term development mechanisms across different regions and facilitates the green transformation and high-quality development of the economy and society.

**Key words:** new quality productive forces; green total factor productivity; green innovation; green finance; Chinese modernization

2024 年 7 月,党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》(简称《决定》)提出:“健全因地制宜发展新质生产力体制机制,以改革进一步塑造发展动能、激发经济活力”,“聚焦建设美丽中国,加快经济社会发展全面绿色转型”,“加快形成同新质生产力更相适应的生产关系,促进各类先进生产要素向发展新质生产力集聚,大幅提升全要素生产率”<sup>[1]</sup>。这一部署既是对马克思主义生产力理论的创新发展,更是我国破解经济发展“成长的烦恼”、重塑增长动能的关键抉择。新质生产力自 2023 年被提出<sup>[2]</sup>以来,已成为引领我国经济高质量发展的核心引擎。发展新质生产力,聚焦数字化、智能化、绿色化转型,强调通过科技创新重构生产要素组合方式,摒弃高能耗、高污染的传统路径。据报道,在产业智能化方面,截至 2024 年底我国已培育 421 家国家级的智能制造示范工厂、万余家省级数字化车间和智能工厂,以及超过 4500 家人工智能企业;在产业绿色化方面,2023 年单位 GDP 能耗、水耗、碳排放强度与 2012 年相比分别下降超过 26%、46%、35%<sup>[3]</sup>。上述指标的显著改善,凸显发展新质生产力与提升绿色全要素生产率同向发力态势,因此二者内在的关联机制与演化规律亟待深入探究。

在中国式现代化建设进程中,新质生产力是提升绿色全要素生产率的重要抓手。绿色发展作为高质量发展的底色,与新质生产力形成深层互动。新质生产力自提出以来便成为政策热点,现有文献多集中于理论阐释和政策解读,在新质生产力的理论机制及其促进全要素生产率的区域差异、发展路径等方面取得了显著成果,但有关新质生产力和绿色全要素生产率关系的实证研究相对滞后,相关研究聚焦于国家或省级宏观层面,在地级市层面的探讨相对较少。事实上,将研究视角聚焦到地级市绿色全要素生产率更具现实性。鉴于此,本文立足中国式现代化建设实践,紧扣新质生产力和绿色全要素生产率两大关键要素,利用 2011—2022 年全国 282 个地级市的面板数据,系统剖析新质生产力对绿色全要素生产率的影响效应、区域差异与作用机制,以期填补地级市层面机制分析的空白;同时将区域差异研究聚焦于城市群(珠三角),希望突破现有研究多聚焦宏观区域的局限,提供更精准的差异化特征证据,进而为因地制宜发展新质生产力、助力经济社会绿色转型与高质量发展提供实证支撑。

## 一、文献综述

### (一)新质生产力

新质生产力是经济学理论的重要发展和创新<sup>[4]</sup>。新质生产力是与经济高质量发展相适应的生产力“质”的变革,是实现社会主义初级阶段向更高级阶段跨越的主导力量<sup>[5]</sup>。创新是发展新质生产力的第一动力<sup>[6]</sup>。新质生产力的发展既包含物质技术属性的提升,也体现社会历史属性的演进<sup>[7]</sup>;新质生产力通过要素组合变化引发生产方式的根本性变革,从而推动新生产关系和生活方式的形成<sup>[8]</sup>。沈坤荣等<sup>[9]</sup>提出,新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑是以新技术加速生产方式变革,以新动能提高经济增长速度,以新质能提升经济发展质量。在作用机制方面,新质生产力通过优化要素配置和提高产业竞争力直接促进经济增长,并具有显著的空间溢出效应<sup>[10]</sup>。

新质生产力发展存在显著的区域差异。我国东部地区新质生产力水平及增速均领先于中西部,中部总量高于西部但增速滞后<sup>[11]</sup>。黄群慧等<sup>[12]</sup>提出,新质生产力是由“要素—结构—功能”构成的系统,其中:要素包括新型劳动者、劳动对象、劳动工具和基础设施,结构则体现为现代化产业体系。该系统性视角为理解区域差异提供了新框架,区域差异源于要素禀赋和产业结构的非均衡性。因此,应当以加快新质生产力发展为契机,深化区域协调发展战略,优化生产力布局,推动区域创新中心与产业体系融合<sup>[13]</sup>。

推动新质生产力的发展需要多维度协同。科技创新引领是关键,需加快实现高水平科技自立自强,健全科技创新体系,强化产学研融合<sup>[14]</sup>。同时,促进数据、科技人才和金融资源的高效配置,确保这些关键要素能够在不同区域和产业间自由流动,为新质生产力的发展提供坚实的资源保障<sup>[15]</sup>。此外,产业体系升级也是推动新质生产力的重要路径,以数字经济和现代化产业体系为基础,推动传统产业转型与新兴产业培育,构建具有国际竞争力的现代产业体系<sup>[6]</sup>。在此过程中,战略性新兴产业和未来产业被视为新质生产力的重要载体,需前瞻性布局并促进其快速发展<sup>[16]</sup>。在政策保障方面,完善新型举国体制,建设全国统一大市场,为新质生产力的发展提供制度保障。同时,协调政府与市场作用,加强区域间战略对接,确保政策的连贯性和一致性<sup>[13]</sup>;因地制宜推进新质生产力发展,各地区根据资源禀赋

和发展特点制定差异化的政策,确保政策的精准性和有效性<sup>[7]</sup>。

## (二)绿色全要素生产率

绿色全要素生产率的测算是在全要素生产率测算的基础上,将环境问题考虑在内,加入能源等投入要素,并将废气、废水、固体废物等视为非期望产出,作为目标函数的约束条件。多数学者认为,纳入环境因素的绿色全要素生产率更能体现生产力的真实水平。Chung等<sup>[17]</sup>开创性地将非期望产出纳入全要素生产率的测算中。国内外学者大多采用参数估计法与非参数估计法测算绿色全要素生产率。前者适用于已知分布形式的数据,统计检验能力较强;后者适用于各种数据分布形式,具有较强灵活性,应用范围较广。近年来,非参数估计法在绿色全要素生产率测算过程中较为常用。例如,张英浩等<sup>[18]</sup>采用非参数的SBM模型与指数法相结合的方法,对中国绿色全要素生产率进行了估算。王兵等<sup>[19]</sup>采用非参数的绿色Luenberger指数法测算中国绿色全要素生产率,发现1999—2012年中国绿色全要素生产率整体上不断提高。

## (三)新质生产力影响绿色全要素生产率的作用机制

发展新质生产力注重更强的生态效益,进一步减少对自然资源的消耗和对生态环境的破坏<sup>[20]</sup>。新质生产力强调“以新促质”,通过科技创新不断优化生产要素推动高质量发展<sup>[21]</sup>,从而促进绿色全要素生产率的提升。从作用路径来看,新质生产力通过创新驱动、数字赋能和政策协同等机制促进绿色全要素生产率的提升。

### 1. 创新驱动机制

新质生产力的本质是绿色生产力,其核心在于技术创新。技术创新通过提高资源利用效率、优化生产流程和推动产业升级,显著提升了绿色全要素生产率。绿色创新和产业集聚对绿色经济发展具有显著的正向作用,通过培育新质生产力促进绿色经济发展<sup>[22]</sup>。科技创新能够激发传统生产力的生态要素,形成绿色生产力,从而破解传统生产力发展的生态困境<sup>[23]</sup>。进一步,新质生产力的发展离不开科技制度的创新驱动,这种内生增长机制为新质生产力的持续发展提供了动力<sup>[24]</sup>。

### 2. 数字赋能机制

数字赋能是新质生产力的重要特征,通过数字技术与实体经济的深度融合,提升绿色全要素生产率。研究表明,数实融合促进了绿色全要素生产率

提升,并通过激励技术创新、提升人力资本水平和改善产业结构助力绿色发展<sup>[25]</sup>。绿色数字经济和新质生产力的协同发展是技术创新驱动、生产要素配置优化和产业深度转型升级的结果<sup>[26]</sup>。

### 3. 政策协同机制

政策协同是新质生产力赋能绿色全要素生产率的重要保障机制。研究表明,节能减排财政政策与绿色金融改革创新试验区政策的协同,能够对企业绿色生产力发展带来更大的正向“加速度”<sup>[27]</sup>。通过税收优惠政策引导资源合理配置和产业结构优化,加速产业绿色转型,是实现区域经济协调发展的关键路径<sup>[28]</sup>。同时,完善的市场经济体制和科学的市场规则也是构建全国统一大市场、促进新质生产力发展的重要基础。这些制度性安排为新质生产力的形成与发展提供了规范的市场基础<sup>[24]</sup>。

## 二、理论分析与研究假设

新质生产力对绿色全要素生产率的影响包括驱动效应和中介路径两方面。

### (一)新质生产力对绿色全要素生产率的驱动效应

#### 1. 优化要素配置

新质生产力通过要素数智化转型和要素配置效率提升重塑绿色全要素生产率的微观基础,突破了传统经济增长模型中要素报酬递减规律,从而实现要素配置的优化。一是要素数智化转型。基于诱导性技术创新理论<sup>[29]</sup>,当环境资源成为硬约束时,市场信号会诱导出旨在节约这些要素的技术变迁。新质生产力推动的能源智能替代,并将数据要素嵌入Solow增长模型<sup>[30]</sup>,改变了资本、劳动与能源的组合关系,优化了能源的产出弹性,有效突破传统的要素报酬递减律,形成对传统要素约束的根本性变革。二是要素配置效率提升。新质生产力通过数据要素的边际效益递增效应突破传统资源约束,重构生产要素组合方式。这一过程契合新制度经济学交易成本理论<sup>[31]</sup>与内生增长理论<sup>[32]</sup>。数字平台的算法匹配,不仅降低了“搜寻与议价成本”,缓解了资源错配,而且通过提升劳动力绿色技能供给弹性和优化人才匹配度,进一步提高了要素配置效率。

#### 2. 提升治理效能

新质生产力通过技术驱动的制度创新,有效提升环境规制的治理效能,为绿色全要素生产率增长提供了系统化路径。一是在信息层面,数字技术基础设施实现了从“信息不对称”到“数据透明化”的范

式转型,显著降低了环境规制的交易成本与监管成本,突破了传统环境规制的“信息—执行”双重约束<sup>[33]</sup>。二是在执行层面,区块链与人工智能等技术推动了环境规制从“人治”向“技治”的模式演进,通过构建可信承诺机制与实施精准靶向治理,有效解决了“承诺—执行”落差问题,促进了企业外部成本的内部化<sup>[34]</sup>。这一“技术—制度”协同机制不仅强化了“波特假说”的创新补偿效应<sup>[35]</sup>,而且将绿色要素内生性地融入全要素生产率提升过程,为环境治理与高质量发展的协同推进奠定了坚实基础。

综上所述,本文提出研究假设 H1:新质生产力对绿色全要素生产率具有显著的促进作用。

## (二)新质生产力推升绿色全要素生产率的中介路径

### 1. 绿色创新赋能

新质生产力通过“技术—要素—制度”的三维协同重构,系统性地赋能绿色创新并驱动绿色全要素生产率跃升。在技术方面,遵循“定向技术变革”逻辑<sup>[36]</sup>,利用人工智能等颠覆性技术降低绿色研发成本,将技术进步引向低碳轨道。在重塑生产要素方面,根据罗默内生增长理论中的知识溢出效应<sup>[34]</sup>与数据的边际报酬递增特性<sup>[37]</sup>,新质生产力的发展能够提升绿色创新的要素组合边际产出弹性。在制度层面,依据科斯与诺斯的制度经济学原理<sup>[33,38]</sup>,通过智能合约等算法规制工具嵌入环境标准,能够降低绿色创新的制度性交易成本。由此,新质生产力将技术革命的潜在势能,经由绿色创新这一核心中介变量,转化为绿色全要素生产率的提升。

由此,本文提出研究假设 H2:新质生产力通过提升绿色创新水平促进绿色全要素生产率增长。

### 2. 绿色金融助力

新质生产力通过优化绿色金融资本配置,将环境外部性内化为市场定价的核心参数,并借助数字技术破解传统金融体系中的信息不对称<sup>[39]</sup>。具体而言,区块链与物联网技术构建的环境数据网络,将企业碳排放等隐性信息转化为可验证、可追溯的公共知识,有效缓解了绿色投融资中的“柠檬市场”问题。在此基础上,人工智能算法通过整合多维数据,推动资本定价从静态财务评估转向涵盖环境成本外部性的动态风险定价<sup>[40]</sup>,从而形成真实反映环境成本的资本信号。进一步地,智能合约的自动执行机制<sup>[38]</sup>显著降低了绿色金融的制度性交易成本<sup>[33]</sup>,引导资本从高碳部门向绿色创新领域加速迁移。最

终,新质生产力通过提升资本配置效率、扩大绿色技术资本供给并驱动资本市场结构重组,实现绿色全要素生产率的结构性跃升。

由此,本文提出研究假设 H3:新质生产力通过绿色金融助力促进绿色全要素生产率增长。

## 三、研究设计

### (一)模型设定

本文选取2011—2022年中国282个地级市<sup>①</sup>的绿色全要素生产率( $Gtfp$ )作为被解释变量,新质生产力( $Nqp$ )为核心解释变量。选择经济发展水平、城镇化水平、外资投入程度、政府支持强度和社会消费水平为控制变量,构建以下双向固定效应模型即基准回归模型,以检验新质生产力提升绿色全要素生产率的总体效应:

$$Gtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Nqp_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $i$ 代表城市, $t$ 代表年份; $Gtfp_{i,t}$ 为 $i$ 城市 $t$ 年的绿色全要素生产率, $Nqp_{i,t}$ 为 $i$ 城市 $t$ 年的新质生产力水平, $X_{i,t}$ 为控制变量的集合, $\mu_i$ 为城市固定效应, $\nu_t$ 为时间固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

基于上文理论分析,新质生产力能够通过绿色创新赋能和绿色金融助力对城市绿色全要素生产率提升产生间接影响。为验证这一作用机制,本文采用两步法构建中介效应模型:

$$M_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Nqp_{i,t} + \delta_2 X_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中: $M_{i,t}$ 为新质生产力影响绿色全要素生产率的可能路径,包括绿色创新赋能和绿色金融助力。

### (二)变量说明

#### 1. 被解释变量

被解释变量城市绿色全要素生产率( $Gtfp$ )采用SBM-DDF和GML指数相结合的方法测算。测算指标选取资本、劳动、能源为投入指标,实际GDP和碳排放为产出指标。具体的投入产出指标见表1。

#### 2. 核心解释变量

本文以新质生产力发展水平( $Nqp$ )为核心解释

① 中国城市数据库涉及297个地级市城市,本文选取其中282个城市作为样本。考虑到实证数据的完整性,以下15个城市数据未采用:黑龙江省绥化市;海南省三沙市、儋州市;贵州省毕节市、铜仁市;西藏自治区拉萨市、昌都市、山南市、日喀则市、那曲市、林芝市;青海省海东市;新疆维吾尔自治区吐鲁番市、哈密市;广西壮族自治区钦州市。

变量。新质生产力作为推动经济高质量发展和实现中国式现代化的关键驱动力,其本质特征在于生产要素的高效配置与质量跃升。新质生产力主要由新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象三大核心要素构成。因此,本文借鉴王珏等<sup>[41]</sup>、韩文龙等<sup>[10]</sup>

研究,构建新质生产力发展综合评价指标体系(表2),该指标体系包含3个一级指标和7个二级指标。本文采用熵值法对2011—2022年全国282个地级市的新质生产力发展水平进行测度。各个二级指标说明与测算、数据来源见表2。

表1 绿色全要素生产率指标体系

指标类型	一级指标	具体指标	单位
投入指标	劳动力投入	年末就业人数	万人
	资本投入	实际资本存量	万元
	能源投入	全社会用电量	万千瓦时
期望产出	经济产出	实际GDP	亿元
非期望产出	温室气体排放	二氧化碳排放量	万吨

表2 新质生产力发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	指标说明与测算	数据来源
新质劳动者	新兴产业就业	战略性新兴产业和未来产业上市公司的总员工数	企业年报
	劳动者素质	普通高等学校数	各地区统计年鉴
	技术研发	科学技术占地方财政支出的比重	中国城市统计年鉴
新质劳动资料	创新产出	当年申请的发明专利数量 当年申请的实用新型专利数量	国家知识产权局
	人工智能	人工智能企业数量	天眼查
新质劳动对象	基础设施	互联网宽带接入用户数 电信业务总量	中国城市统计年鉴
	工业智能	以各行业就业份额为权重测算城市工业机器人渗透度	IFR数据库
	生态环境	环境污染治理投资	各地区统计年鉴

### 3. 中介变量

基于前文理论分析,本文将中介变量绿色创新和绿色金融指数引入回归模型。其中:绿色创新( $Gti$ )选用绿色专利申请总量的自然对数进行表征;绿色金融指数( $Gfi$ )则参考郭希宇<sup>[42]</sup>的研究,综合绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券、绿色支持、绿色基金和绿色权益等指标,测算得出地级市绿色金融指数。

### 4. 控制变量

在分析新质生产力( $Nqp$ )对绿色全要素生产率( $Gtfp$ )的驱动效应时,需控制其他可能影响二者关系的宏观与微观因素,具体如下:

a) 经济发展水平( $PgdP$ ): 选用人均地区生产总值衡量,将其对数化处理,以消除量级差异对回归结果的干扰。较高的经济水平为技术升级、要素重组和绿色创新提供资金、技术和人才储备,从而间接促进 $Gtfp$ 的提升。

b) 城镇化水平( $Ur$ ): 选用各地区城镇人口占年末总人口的比重衡量。城镇化是推动新质生产力发展的关键动力,它通过集聚效应提升基础设施水平、促进技术扩散与劳动力素质升级,从而提

高生产要素配置效率。城镇化带来消费结构升级与绿色需求增长,直接推动环境友好型的 $Gtfp$ 提升。

c) 外资投入程度( $Fdi$ ): 选用外商投资企业工业总产值占地区生产总值的比重衡量。该指标聚焦外资在制造业中的实际贡献,反映外资对本地产业的渗透深度。外资通过技术溢出效应与市场竞争压力,推动本土企业技术升级和管理优化,从而促进新质生产力的形成。同时,外资企业对绿色技术的引入与应用可直接提升 $Gtfp$ 的环境效益。

d) 政府支持强度( $Gov$ ): 选用政府一般公共预算收入占GDP的比重来衡量政府支出。政府政策与财政投入是新质生产力发展的制度保障。政府通过财政补贴、税收优惠和绿色规制等手段,引导资源向技术创新和绿色转型领域倾斜,从而强化新质生产力对 $Gtfp$ 的促进作用。

e) 社会消费水平( $Rscg$ ): 采用社会消费品零售总额的对数表示。社会消费水平通过市场需求传导机制影响新质生产力的培育。消费升级推动企业向绿色、高附加值产品转型,从而倒逼生产技术升级与要素重组,最终提升 $Gtfp$ 的市场响应效率。

### (三) 数据统计特征

本文利用中国 282 个地级市 2011—2022 年的数据对新质生产力与绿色全要素生产率关系进行研究。数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、《中国统计年鉴》、国泰

安数据库、各地区统计年鉴、企业年报、国家知识产权局、天眼查 App 和国际机器人联盟(IFR)发布的工业机器人数据等,并对缺失值进行插值处理,求得平衡面板数据。基准回归全部变量的描述性统计见表 3。

表 3 基准回归全部变量的描述性统计

变量	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Gtfp</i>	绿色全要素生产率	3384	0.9874	0.0264	0.7814	1.2431
<i>Nqp</i>	新质生产力	3384	0.0383	0.0491	0.0019	0.4847
<i>Gti</i>	绿色创新	3384	5.0867	1.6844	0.0000	10.3724
<i>Gfi</i>	绿色金融指数	3384	0.3376	0.1092	0.0640	0.6864
<i>Pgdp</i>	经济发展水平	3384	10.7890	0.5729	8.7730	13.0560
<i>Ur</i>	城镇化水平	3384	0.5685	0.1496	0.1815	1.0000
<i>Fdi</i>	外资投入程度	3384	0.0140	0.0241	0.0000	1.3309
<i>Gov</i>	政府支持强度	3384	0.2019	0.1016	0.0439	0.9155
<i>Rscg</i>	社会消费水平	3384	13.7438	2.2425	4.6052	19.0436

## 四、实证分析

### (一) 基准回归分析

本文采用城市和时间双向固定效应模型进行参数估计,分析新质生产力(*Nqp*)对绿色全要素生产率(*Gtfp*)的直接影响,结果如表 4 所示。在回归模型(1)中,新质生产力(*Nqp*)的系数为 0.1427,且在 1%的显著性水平下显著( $t=3.1713$ ),这一结果验证了新质生产力通过要素配置优化和治理效能提升

等路径对绿色全要素生产率的显著提升作用。在回归模型(2)—(6)中逐步引入经济发展水平(*Pgdp*)、城镇化水平(*Ur*)、外资投入程度(*Fdi*)、政府支持强度(*Gov*)和社会消费水平(*Rscg*)等控制变量后,新质生产力(*Nqp*)的系数虽小幅下降至 0.1249,但仍保持在 1%的显著性水平( $t=2.83$ ),表明其作用具有强稳健性。模型拟合度  $R^2$  从 0.5858 逐步提升至 0.5949,进一步证实了新质生产力对绿色全要素生产率的核心解释地位。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gtfp</i>	<i>Gtfp</i>	<i>Gtfp</i>	<i>Gtfp</i>	<i>Gtfp</i>	<i>Gtfp</i>
<i>Nqp</i>	0.1427*** (3.1713)	0.1393*** (3.0773)	0.1277*** (2.8631)	0.1282*** (2.8741)	0.1282*** (2.8484)	0.1249*** (2.8316)
<i>Pgdp</i>		-0.0068*** (-3.2745)	-0.0057*** (-2.6828)	-0.0057*** (-2.6543)	-0.0057** (-2.2841)	-0.0047* (-1.8489)
<i>Ur</i>			-0.0590*** (-5.2012)	-0.0587*** (-5.1764)	-0.0587*** (-5.1824)	-0.0604*** (-5.2822)
<i>Fdi</i>				0.0193*** (3.7616)	0.0193*** (3.7630)	0.0176*** (3.0960)
<i>Gov</i>					0.0001 (0.0061)	-0.0030 (-0.2905)
<i>Rscg</i>						-0.0017*** (-2.8243)
常数项	0.9819*** (578.1523)	1.0557*** (46.0443)	1.0778*** (46.9077)	1.0768*** (46.7557)	1.0767*** (39.0982)	1.0908*** (39.4788)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3384	3384	3384	3384	3384	3384
$R^2$	0.5858	0.5874	0.5931	0.5934	0.5934	0.5949

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为  $t$  值。下同。

从控制变量的作用来看,经济发展水平( $Pgdp$ )的系数为 $-0.0047$ ,表明单纯依赖经济增长可能因资源消耗加剧而抵消绿色效率增益,但新质生产力的节能降碳效应有效对冲了这一负向影响。城镇化水平( $Ur$ )的系数为 $-0.0604$ (1%显著),表明快速城镇化可能因土地扩张与基础设施建设对绿色效率产生了短期抑制。外资投入程度( $Fdi$ )系数为 $0.0176$ (1%显著),反映了外资引入通过技术溢出促进绿色生产率的提升。政府支持强度( $Gov$ )未通过显著性检验;而社会消费水平( $Rscg$ )系数为 $-0.0017$ (1%显著),表明在中国式现代化建设和高质量发展过程中,消费升级会通过绿色偏好倒逼生产方式革新,但其效应显现是渐进的。综上,尽管城镇化与经济增长进程可能对绿色效率产生短期抑制,但新质生产力通过技术渗透与制度重构形成长效驱动机制,其作用远超传统政策工具或市场因素的局部影响,为绿色转型提供了系统路径。

## (二)稳健性检验

为验证基准回归的稳健性,本文采用更换模型、滞后一期、替换核心解释变量等方法进行稳健性检验,回归结果如表5所示。

表5 稳健性检验回归结果

变量	(7)	(8)	(9)
	$Gtfp$	$Gtfp$	$Gtfp$
$Nqp$	0.1249*** (7.2017)		
1. $Nqp$		0.0899** (2.0772)	
$Nqp\_Pca$			0.0062*** (3.0190)
$Pgdp$	$-0.0047$ ** ( $-2.0304$ )	$-0.0049$ * ( $-1.8133$ )	$-0.0053$ ** ( $-2.1147$ )
$Ur$	$-0.0604$ *** ( $-7.0801$ )	$-0.0644$ *** ( $-4.9780$ )	$-0.0598$ *** ( $-5.2883$ )
$Fdi$	0.0176 (1.3475)	0.0174*** (2.7773)	0.0180*** (3.2002)
$Gov$	$-0.0030$ ( $-0.2810$ )	$-0.0088$ ( $-0.7941$ )	$-0.0012$ ( $-0.1144$ )
$Rscg$	$-0.0017$ *** ( $-3.5792$ )	$-0.0019$ *** ( $-2.9902$ )	$-0.0017$ *** ( $-2.8136$ )
常数项	1.1628*** (39.6482)	1.1016*** (36.5823)	1.0936*** (39.6851)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
$N$	3384	3102	3384
$R^2$		0.6209	0.5982

## 1. 更换模型

本文将双向固定 OLS 模型替换为 Tobit 模型,回归结果参见表5中的模型(7)。新质生产力( $Nqp$ )的系数为 $0.1249$ ,在1%显著性水平下保持稳健,这表明新质生产力对绿色全要素生产率的正向驱动效应依然显著。

## 2. 滞后一期

在现实经济中,经济行为往往具有一定的滞后性。滞后一期的解释变量相对较为平滑,能够反映出长期趋势,减少了短期波动对结果的干扰,使估计结果更加稳健。因此将新质生产力( $Nqp$ )进行滞后一期回归,结果如表5中的模型(8)所示。滞后一期的新质生产力(1.  $Nqp$ )系数为 $0.0899$ ,较基准模型系数下降,但仍在5%水平上显著。这一变化符合技术扩散的渐进性规律,即新质生产力对绿色效率的促进作用存在时滞,但其长期效应依然显著。

## 3. 替换核心解释变量

为了更好地验证本文熵值法计算结果的科学性,本文补充采用主成分分析法对指标进行重新测度,并将测度结果对核心解释变量进行替换。首先对数据进行因子分析,结果显示 KMO 值为 $0.7306$ ,该数值接近于1,表明数据的相关性较强,可进行主成分分析。回归结果如表5中的模型(9)所示。主成分重构的新质生产力指标( $Nqp\_Pca$ )系数为 $0.0062$ ,在1%水平下显著,且方向与基准模型一致。虽然系数量纲因标准化处理而缩小,但其统计显著性验证了原始熵值法测度的有效性。

## (三)异质性检验

### 1. 四大区域异质性分析

鉴于各城市及区域的发展进程不同,且区位禀赋条件存在差异,不同水平的新质生产力和绿色全要素生产率呈现出显著的异质性。接下来,针对我国四大区域进行分样本回归分析<sup>①</sup>,以深入探索新质生产力对绿色全要素生产率影响的区域异质性。从分区域回归结果来看,新质生产力( $Nqp$ )对绿色全要素生产率( $Gtfp$ )的影响呈现显著的空间异

① 限于篇幅,四大区域异质性、三大城市群异质性和中介效应检验回归结果均不列表呈现,作者留存备索。其中,根据国家统计局《统计制度及分类标准》,将我国经济地带划分为东部地区、中部地区、西部地区 and 东北地区。东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南10省(市);中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6省;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆12省(区、市),本文未采纳西藏数据;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。

质性。

a)东部地区的  $Nqp$  系数为 0.1855,在 1%水平上显著,新质生产力对  $Gtfp$  增长驱动效应最为突出。该区域凭借成熟的数字基础设施、活跃的绿色资本市场与高技能劳动力储备,有效地提升了新质生产力的绿色增益。

b)中部地区的  $Nqp$  系数为-0.0486,未通过显著性检验。中部地区受制于重工业路径锁定,新质生产力与传统技术体系的兼容成本高,导致技术替代弹性不足;同时,政策工具依赖性强而市场激励机制缺位,进一步抑制绿色创新扩散。在技术扩散受阻和传统产业路径依赖双重作用下,中部地区  $Nqp$  对  $Gtfp$  甚至产生负向影响。

c)西部地区的  $Nqp$  系数为 0.1692,未通过显著性检验。西部地区受限于数字基建滞后与人力资本短缺,新质生产力的应用场景局限于局部试点,难以实现全域渗透。这使得西部地区  $Nqp$  对  $Gtfp$  的促进作用尚未充分发挥出来。

d)东北地区的  $Nqp$  系数为 0.0986,未通过显著性检验。东北地区受制于体制刚性与重资产行业沉淀,新质生产力作用被传统路径依赖稀释,导致  $Nqp$  对  $Gtfp$  的促进作用相较于东部地区仍有较大空间。

上述区域梯度差异源于技术吸收能力、要素结构与制度环境的结构性失衡,本质上反映了我国高质量发展区域间不均衡性,需通过差异化的政策设计破解低效均衡。

## 2. 三大城市群异质性

作为国家核心增长极,京津冀、长三角与珠三角在战略定位、产业结构和制度环境上存在系统性差异,其新质生产力对绿色全要素生产率的作用机制映射出区域转型路径的分化。三大城市群的异质性检验回归结果表明,新质生产力( $Nqp$ )对绿色全要素生产率( $Gtfp$ )的影响呈现显著差异。

a)珠三角的  $Nqp$  系数为 0.2169,在 1%水平上显著。珠三角凭借民营经济主导的灵活体制、数字制造产业集群及跨境绿色金融试点,最大化新质生产力的绿色增益。回归结果表明,珠三角城市群  $Nqp$  对  $Gtfp$  的驱动效应最为突出。

b)长三角的  $Nqp$  系数为 0.1745,虽呈正向影响,但未通过显著性检验。长三角虽经济总量领先,但新质生产力与传统产业的融合存在摩擦,长三角城市群  $Nqp$  对  $Gtfp$  的驱动作用亟待提升。

c)京津冀的  $Nqp$  系数为 0.3636,虽呈正向影

响,但未通过显著性检验。京津冀受行政中心功能制约,国有经济比重高,新质生产力的应用集中于能源、交通等垄断领域。回归结果表明,京津冀城市群  $Nqp$  对  $Gtfp$  的驱动作用尚未充分显现。

综上所述,基于产业结构、制度环境与技术生态的系统性分异导致城市群发展模式存在差异,三大城市群的  $Nqp$  对  $Gtfp$  的影响呈现出显著差异。

## (四)中介效应检验

本文采用两步法检验新质生产力对绿色全要素生产率的中介效应。由中介效应检验结果可知,绿色创新( $Gti$ )和绿色金融( $Gfi$ )在新质生产力提升绿色全要素生产率的过程中发挥了积极作用。

### 1. 绿色创新

新质生产力( $Nqp$ )对绿色创新( $Gti$ )的回归系数为 0.8246( $P < 0.001$ ),表明新质生产力对绿色创新具有显著的正向驱动作用。绿色创新在新质生产力促进绿色全要素生产率提升的过程中发挥着关键中介作用。根据内生增长理论,技术进步由研发投入、人力资本积累等因素驱动。新质生产力正是将绿色创新内化为经济增长的核心动力,有效突破了传统增长模式下资源环境的约束限制,使得创新成果转化速度加快,从而提升了绿色全要素生产率。技术进步与生产过程革新是新质生产力作用于绿色全要素生产率的核心渠道,包括涉及绿色技术的数字化与智能化赋能、精准控制、预测性维护、智慧能源管理等。新质生产力推动的知识共享和协同创新机制,进一步扩大了绿色技术的外溢效应,使创新成果能够更快扩散和应用。这种从技术赋能到创新加速,最终实现效率提升的传导路径,是新质生产力促进绿色全要素生产率提升的重要机制。

### 2. 绿色金融

进一步,将绿色金融指数( $Gfi$ )引入模型回归中,结果显示,新质生产力( $Nqp$ )对绿色金融指数( $Gfi$ )的回归系数为 0.2134,且在 1%的水平上显著。这表明,绿色金融在新质生产力与绿色全要素生产率之间发挥着重要的桥梁作用。新质生产力的发展离不开绿色金融体系的支持。新质生产力项目,尤其是绿色科技项目,通常具有前期投资大、风险高的特点。绿色信贷、绿色债券、ESG(环境、社会和治理)投资等,能够将资本精准地引导至绿色创新领域。绿色金融通过降低绿色创新的交易费用和不确定性,为绿色全要素生产率的提升创造了条件。

## 五、研究结论与政策建议

### (一)研究结论

本文基于2011—2022年全国282个地级市面板数据,分析新质生产力对绿色全要素生产率的影响效应、作用机制与区域差异,得到以下结论:

第一,新质生产力是驱动绿色全要素生产率提升的关键力量,其作用逻辑与有效性得到充分验证。基准回归结果表明,新质生产力对绿色全要素生产率有显著正向影响。新质生产力通过要素数智化转型与资源错配收敛优化要素配置,同时借助信息约束突破与执行机制优化提升环境规制效能,显著促进绿色全要素生产率提升。该结果通过Tobit模型、滞后一期回归、主成分分析法等稳健性检验仍保持显著,说明新质生产力的绿色减排效果较强。

第二,新质生产力对绿色全要素生产率的驱动效应存在显著的空间异质性,其差异源于区域基础条件的分化。从四大区域看,东部地区新质生产力对绿色全要素生产率的正向驱动效应最显著;而其他三个区域驱动效应不太显著,且影响方向不一:中部地区呈现负向驱动效应;西部与东北地区呈现正向驱动效应。同时,长三角、珠三角和京津冀三大城市群也呈现显著的异质性。珠三角地区新质生产力对绿色全要素生产率驱动效应显著为正;长三角和京津冀地区的驱动效应虽然也呈正向影响,但均未通过显著性检验。可见,技术吸收能力、要素结构、产业结构与制度环境等结构性差异,在新质生产力对绿色全要素生产率驱动效应的空间异质性中得到了充分呈现。

第三,绿色创新与绿色金融是新质生产力提升绿色全要素生产率的中介路径,具有双重协同作用。利用两步法进行中介效应检验发现,新质生产力对绿色创新和绿色金融均具有显著正向促进作用。该路径完善了新质生产力的绿色作用机制框架。新质生产力既通过缩短绿色技术研发周期、扩大技术外溢效应激活绿色创新动能,又通过优化环境风险定价、引导资本向低碳领域集聚夯实绿色金融支撑,二者形成“技术—资本”协同发力的中介链条。一方面,新质生产力通过数字化技术和智能化应用赋能绿色技术研发,降低创新成本并提高创新效率。另一方面,新质生产力通过提升信息透明度和优化风险定价,显著改善了绿色金融市场的运行效率。

### (二)政策建议

基于上述结论,为有效发挥新质生产力对绿色

全要素生产率的正向驱动作用,破解区域发展不平衡与绿色转型困境,提出以下政策建议:

#### 1. 促进要素数智化转型,提高能源环保效能

聚焦新质生产力对绿色全要素生产率的直接驱动作用,需从技术与制度双维度推进。一是推动传统生产要素的数智化转型。在要素错配突出的能源、钢铁、化工等高耗能行业推广“物联网+数字孪生”技术,优化能源配置效率,减少资源浪费和污染排放。二是构建智能监管基础设施。整合遥感卫星、地面传感器与AI算法,实现污染排放实时监测与动态响应,通过区块链技术确保环境数据透明可追溯,提升环境规制的“技治”能力。三是加快建设全国统一数据要素市场。通过数据定价与交易机制降低绿色技术研发成本,例如在新能源领域试点“数据共享+联合开发”模式,实现规模经济。

#### 2. 破除瓶颈制约,加强城市群协调联动发展

针对区域异质性特征,制定分层分类支持政策。比如,在东部地区,深化技术与资本协同效应。设立“绿色金融改革创新试验区”,推动数字孪生与绿色金融融合创新;推动数智化改造,加强重要城市群数字基础设施互联互通,建立跨城市绿色技术协同创新平台。完善城市群协同发展机制。建立京津冀、长三角、珠三角地区统一的环境质量监测预警体系,推动城市群经济带绿色技术扩散走廊建设,并通过跨区域绿色金融联动与技术资源共享,实现东部技术输出与中西部产业承接的协同效应。在中西部与东北地区,补足数字基建短板。加快设立专项基金支持5G基站、工业互联网等平台建设,并依托在线教育平台建立区域性绿色技能共享机制,提升劳动力绿色技能供给弹性。

#### 3. 充分发挥绿色创新和绿色金融的中介作用

新质生产力通过绿色创新与绿色金融的双重中介效应,能够间接提升绿色全要素生产率。一方面,在绿色创新领域,设立专项资金支持绿色技术智能化应用,缩短技术转化周期;同时构建产学研协同创新网络,利用数据共享和共同研发模式降低技术研发成本。另一方面,在绿色金融领域,开发与企业碳排放数据挂钩的环保债券、保险等金融产品,让环保责任成为企业成本的一部分,强化环境外部性内部化;完善全国统一的绿色项目认证与风险评估平台,降低融资信息不对称,试点智能合约在碳配额交易中的应用,提升市场效率。

#### 4. 凝聚技术赋能、政策引导、区域协作合力

新质生产力的绿色增益需依托“技术渗透+制

度重构”的双轮驱动机制。在技术层面,通过数字技术与绿色技术的融合应用,推动高耗能行业生产流程智能化改造,提升能源利用效率和污染治理能力,实现资源节约与排放降低。在制度层面,利用数字化监管工具将环保标准嵌入生产流程,简化绿色创新的审批与合规程序,降低企业转型成本。此外,建立跨区域技术合作机制,鼓励发达地区与欠发达地区通过共建创新平台、共享知识产权、优化税收政策等方式,促进绿色技术推广与应用。通过以上举措,最终形成“技术赋能、政策引导、区域协作”的长效机制,赋能高质量发展。

## 参考文献:

- [1] 中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定 [N]. 人民日报, 2024-07-22(01).
- [2] 习近平在黑龙江考察时强调:牢牢把握在国家发展大局中的战略定位 奋力开创黑龙江高质量发展新局面[N]. 人民日报, 2023-09-09(01).
- [3] 赵昌文. 准确把握建设现代化产业体系的理论内涵和实践要求(深入学习贯彻习近平新时代中国特色社会主义思想)[N]. 人民日报, 2025-11-07(13).
- [4] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 4-11.
- [5] 曾绍龙, 傅沁怡, 纪曼. 创新视域下新质生产力的理论内涵、现实基础及挑战与对策研究[J]. 上海对外经贸大学学报, 2024, 31(5): 49-63.
- [6] 韩喜平, 马丽娟. 新质生产力的政治经济学逻辑[J]. 当代经济研究, 2024(2): 20-29.
- [7] 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, 40(3): 5-16.
- [8] 方敏, 杨虎涛. 政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 20-28.
- [9] 沈坤荣, 金童谣, 赵倩. 以新质生产力赋能高质量发展[J]. 南京社会科学, 2024(1): 37-42.
- [10] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.
- [11] 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]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
- [12] 黄群慧, 盛富强. 新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革, 2024(2): 15-24.
- [13] 贾若祥, 王继源, 窦红涛. 以新质生产力推动区域高质量发展[J]. 改革, 2024(3): 38-47.
- [14] 彭绪庶. 新质生产力的形成逻辑、发展路径与关键着力点[J]. 经济纵横, 2024(3): 23-30.
- [15] 洪银兴. 发展新质生产力建设现代化产业体系[J]. 当代经济研究, 2024(2): 7-9.
- [16] 刘志彪, 凌永辉, 孙瑞东. 新质生产力下产业发展方向与战略:以江苏为例[J]. 南京社会科学, 2023(11): 59-66.
- [17] Chung Y H, Färe R, Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3): 229-240.
- [18] 张英浩, 汪明峰, 崔璐明, 等. 数字经济水平对中国市域绿色全要素生产率的影响[J]. 经济地理, 2022, 42(9): 33-42.
- [19] 王兵, 刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长:基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2015(5): 57-69.
- [20] 胡洪彬. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J]. 经济学家, 2023(12): 16-25.
- [21] 徐政, 郑霖豪, 程梦瑶. 新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J]. 当代经济研究, 2023(11): 51-58.
- [22] 王玉茹, 王昭婷, 王盈霏. 绿色技术创新、产业集聚和绿色经济发展[J]. 经济问题, 2025(4): 101-110.
- [23] 柳思, 董军. 科技创新视域下新质生产力的生态要素研究:对“新质生产力本身就是绿色生产力”的思考[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025, 31(2): 303-316.
- [24] 张记国, 卢黎歌. 新质生产力视域下构建全国统一大市场的价值取向、逻辑理路与实现策略[J]. 南开经济研究, 2024(12): 50-66.
- [25] 张自然, 海梅红. 数实融合促进绿色全要素生产率提升研究[J]. 经济纵横, 2025(3): 54-65.
- [26] 王寅, 杨宛谕, 蔡双立. 绿色数字经济与新质生产力协同发展的理论机制与实践路径:基于“技术—要素—产业”理论框架的组态分析[J]. 南开经济研究, 2024(12): 85-103.
- [27] 向海凌, 车德欣, 吴非. 节能减排财政政策对企业绿色生产力的影响研究:基于新质生产力视角的中国证据[J]. 生态文明研究, 2025(1): 86-108.
- [28] 温来成, 莫钰杰. 新质生产力视角下促进区域经济协调发展的税收政策研究[J]. 国际税收, 2025(3): 3-13.
- [29] Acemoglu D. Directed technical change [J]. Review of Economic Studies, 2002, 69(4): 781-809.
- [30] Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312-320.
- [31] Dugger W M. The economic institutions of capitalism [J]. Journal of Economic Issues, 1987, 21(1): 528-530.
- [32] Romer P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): S71-S102.
- [33] North D C. Institutions, Institutional Change and Economic Performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990: 27-39.
- [34] Cong L W, He Z. Blockchain disruption and smart contracts [J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1754-1797.
- [35] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [36] Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. The environment and directed technical change [J]. The American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [37] Jones C I, Tonetti C. Nonrivalry and the economics of data [J]. The American Economic Review, 2020, 110(9): 2819-2858.

- [38] Coase R H. The problem of social cost[J]. The Journal of Law and Economics, 1960, 3(4): 1-44.
- [39] Akerlof G A. The market for "lemons": quality uncertainty and the market mechanism [J]. Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3): 488-500.
- [40] Malkiel B G, Fama E F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work[J]. The Journal of Finance, 1970, 25(2): 383-417.
- [41] 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, 37(1): 31-47.
- [42] 郭希宇. 绿色金融助推低碳经济转型的影响机制与实证检验[J]. 南方金融, 2022(1): 52-67.

(责任编辑: 陈丽琼)