新质生产力对绿色发展效率的影响

孙恒莉，罗 岚

（四川师范大学地理与资源科学学院，成都 610101）

摘要：运用超效率SBM模型测算中国282个地级及以上城市绿色发展效率，探究新质生产力对绿色发展效率影响的作用机理。研究表明：新质生产力对绿色发展效率有显著推动作用；新质生产力通过产业结构升级与绿色技术创新为绿色发展效率提供有力支持；新质生产力对绿色发展效率的影响受到人口密度、城镇化率、医疗卫生水平、财政投资力度、金融发展水平5大环境因素的正向影响；新质生产力对绿色发展效率的影响存在区域异质性差异，东部和中部地区新质生产力对绿色发展效率存在显著的正向影响。

关键词：新质生产力；绿色发展效率；影响机制；时空分异

中图分类号：F124.3 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)09－0114－09

自党的十八届五中全会首提“绿色发展”理念以来，其已成为国家发展关键指标。绿色发展是高质量发展的核心[1]。新质生产力本身就是绿色生产力”[2]。研究新质生产力对绿色发展效率的影响，有助于厘清二者关系，识别新质生产力的优势与改进方向，从而推动中国绿色经济向更高水平发展。

相关文献主要集中于3类：①绿色发展的政策演进与战略深化。自2015年起，绿色发展在国家战略层面系统推进。党的十八届五中全会正式提出“绿色发展”理念。党的十九大深化为“绿水青山就是金山银山”与“建设美丽中国”目标，部署污染防治攻坚战。随后的党的十九届五中全会和党的二十大持续强调绿色发展转型，构建绿色低碳生产生活方式。这一系列顶层设计为研究提供了政策背景。②新质生产力的提出及其与绿色发展的理论关联。学界普遍认为，新质生产力以创新为驱动，通过绿色技术创新与产业转型，内在具有绿色生态属性，是推动绿色发展的核心动能[3-5]。党的二十届三中全会提出的发展高技术、高效能、高质量生产力，亦与此内涵契合。③新质生产力与绿色发展效率的测度及二者关系的实证研究。在测度上，新质生产力多采用综合评价体系[如熵值法、TOPSIS（逼近理想解排序）模型]进行全国、省域等层面的评估[6-10]。绿色发展效率则广泛采用数据包络分析（data envelopment analysis，DEA）模型，特别是SBM（slack-based measure）模型，研究对象涵盖区域与产业[11-13]。在关系研究方面，现有成果包括理论机制探讨与初步实证检验。理论研究多从要素升级、产业转型、技术创新等维度分析赋能路径[14-16]。实证研究处于起步阶段，部分文献从省域或城市层面，或从数字生产力等子维度出发探讨影响，但结论不一且有待深入[17-20]。

综上所述，学界已在政策梳理、理论阐释与测度方法上奠定了基础。然而，现有研究多侧重于理论阐发或局部实证检验，直接将系统测度的新质生产力综合指标与城市绿色发展效率进行大样本实证分析的研究尚显不足，对新质生产力影响绿色发展的具体机制与效应仍需系统、深入的定量探讨。在考察新质生产力对绿色发展效率的影响时，在方法上采用熵权法-TOPSIS模型（而非传统熵权法）测度核心解释变量新质生产力发展水平。该方法生成的连续型综合得分可直接用于回归分析，克服了传统熵权法仅产出权重、需主观合成指数所引入的偏误，从而为精确量化前者对后者的影响提供了更可靠的测度基础。在内容上聚焦于新质生产力驱动绿色发展效率的双重路径与协同条件，系统揭示其绿色赋能的内外部机制，以期为理解新质生产力绿色效应的区域差异提供深层解释，并为构建系统性的区域绿色转型政策体系提供实证依据。

收稿日期：2026-01-25

作者简介：孙恒莉（2001— ），女，四川绵阳人，硕士研究生，研究方向为区域经济；通信作者罗岚（1980—），女，四川广安人，博士，副教授，研究方向为区域经济。

1 理论机制与研究假设

1.1 新质生产力对绿色发展效率的直接影响机制与假说

新质生产力是以技术革命性突破、生产要素创新性配置与产业深度转型为内核的先进生产力形态,其高科技、高效能、高质量的特征内在地要求并推动绿色发展效率的提升,本质上是绿色生产力。它为破解经济发展与环境保护的矛盾提供了新的系统性路径[21]。一方面,新质生产力通过要素赋能深刻重塑传统要素结构。数字技术、人工智能等融入资本与劳动,提升要素智能化水平与配置精准性,从源头减少资源消耗与排放[22]。数据作为新型生产要素,其流通与价值挖掘能够优化流程设计、降低环境负荷。同时,新质生产力推动人力资本结构向绿色化、高端化转型,为绿色创新提供人才支撑[22]。另一方面,新质生产力推动生产与运营过程的全面优化,渗透于研发、制造、管理等全链条。在研发端,数字孪生等技术实现产品全生命周期环境评估;在生产端,工业互联网实现能耗与物耗的实时监测与动态调控;在运维端,基于大数据的预测性维护提升了设备运行效率[23]。这些变革促使生产过程趋于精益化与清洁化,有效降低单位产出的资源环境成本[24]。更重要的是,新质生产力驱动经济系统的整体绿色转型。新质生产力促进共享制造、柔性生产等新模式,提升资源循环利用效率;直接催生并壮大新能源汽车、光伏、节能环保等绿色新兴产业,优化产业结构[21];并通过环境大数据平台等工具,增强环境治理的精准性与时效性[25]。

由于各地区在创新基础、产业结构和制度环境等方面存在差异,新质生产力对绿色发展效率的影响可能呈现非均衡特征。基于上述分析,提出如下假设。

H1:新质生产力对绿色发展效率具有显著的正向促进作用,且该影响存在区域异质性。

1.2 新质生产力对绿色发展效率的中介效应

新质生产力对绿色发展效率的直接影响是宏观且概括性的。为深入揭示其具体作用路径,引入"产业结构升级"与"绿色技术创新"两个关键中介变量,构建并行双中介模型。两条路径分别从"宏观结构优化"和"微观技术创新"维度,阐释新质生产力驱动绿色发展的核心传导机制[26-27]。

1.2.1 产业结构升级的中介效应

产业结构升级是资源从低效部门向高效部门流动的过程,能显著提升全要素生产率[28]。新质生产力通过"创造效应"催生绿色新兴产业(如数字经济、高端装备),直接提升绿色产业比重;同时通过"替代效应"改造传统产业,推动高耗能产能退出。这一"增量崛起"与"存量优化"并举的过程,推动产业结构向高级化、绿色化演进[26]。升级后的产业结构重塑区域经济"代谢模式"——高技术产业和现代服务业的能耗与排放远低于传统工业,其比重上升带来显著节能与减排效应,促进循环经济产业链形成[29]。因此,产业结构升级是新质生产力提升绿色发展效率的关键宏观通道。基于此,提出中介假说。

H2:产业结构升级在新质生产力与绿色发展效率的关系中起中介作用。

1.2.2 绿色技术创新的中介效应

根据"波特假说"[27],新质生产力作为内生的绿色创新诱导力量,通过提供技术工具、创造市场需求(如电动汽车偏好)和优化创新生态(如风险资本聚集),有效激励企业增加绿色研发投入,提升创新产出[30]。绿色专利授权数作为可商业化环境友好型技术的可靠度量,其积累直接促进绿色发展效率提升[31]:末端治理技术减少污染排放;过程优化技术降低资源消耗;循环技术推动资源再生[32]。因此,绿色技术创新是新质生产力提升绿色发展效率的直接微观技术通道。基于此,提出中介假说。

H3:绿色技术创新(以绿色专利授权数为表征)在新质生产力与绿色发展效率的关系中起中介作用。

1.3 调节效应与门槛效应分析

新质生产力及其传导路径对绿色发展效率的赋能效果,深刻嵌入区域社会经济环境中。5大环境条件——人口密度、金融发展水平、城镇化率、财政投资力度、医疗卫生水平,共同构成影响"核心-中介-结果"链条效能的关键情境因素。这些条件主要发挥调节作用,可能呈现非线性门槛特征,即跨越"临界点"后调节作用被充分激活。基于此,提出综合性调节假说。

H4:外部环境条件正向调节新质生产力对绿色发展效率的促进作用;

H4a(人口密度):基于集聚经济理论,较高人口密度意味着密集的经济活动、频繁的交流与完善的基础设施共享,为新质生产力的绿色技术(如共享交通、智慧能源管理)提供规模化应用场景,促进知识溢出与企业协同,强化绿色技术扩散与应用效应[33];

H4b(金融发展水平):依据绿色金融理论,发达的金融体系能有效识别绿色项目长期价值,通过绿色信贷、债券等工具将社会资本精准导入绿色产业与技术创新,提供关键资金支持,并通过环境风险定价引导资源远离“褐色”经济[34];

H4c(城镇化率):根据紧凑城市理论,较高城镇化率意味着人口与经济活动的空间集中,创造对绿色建筑、清洁能源、智能交通等多元化需求,形成“需求拉力”,通过规模经济降低绿色产品与服务成本,加速市场渗透[35];

H4d(财政投资力度):基于环境公共品理论,绿色技术创新与基础设施建设具有正外部性,市场供给不足。积极的财政投资(如绿色研发补贴、环保基础设施投资)能弥补市场失灵,引导社会投资方向,为新质生产力绿色转型提供启动与支撑力量[36];

H4e(医疗卫生水平):依据健康人力资本理论,良好的医疗卫生体系保障劳动者身心健康与预期寿命,提升人力资本质量。健康的、高素质劳动力是吸收、应用和管理绿色新技术的关键,增强区域对绿色技术的吸收、应用和再创新能力[37]。

2　研究设计与数据来源

2.1　变量选取

2.1.1　被解释变量

核心被解释变量为区域绿色发展效率(GDE)。借鉴裴梦迪和刘乃全[38]的研究,采用非期望产出的超效率 SBM 模型测算绿色发展效率。具体指标见表 1。

表 1　绿色发展效率评价指标体系

指标类型	一级指标	二级指标	单位	指标说明
投入	资本投入	固定资本存量	万元	表征长期积累的资本规模
	劳动力投入	从业人员数	万人	反映劳动力资源投入量
	土地资源投入	建成区面积	km^2	表征城市建设用地规模
	能源投入	能源消耗总量	万吨标准煤	反映地区能源消耗总水平
期望产出	经济效益	实际 GDP	亿元	剔除价格因素的经济产出
非期望产出	污染排放	工业二氧化硫排放量	万 t	表征大气污染物排放
		工业烟粉尘排放量	万 t	反映工业颗粒物污染

2.1.2　核心解释变量

核心解释变量为新质生产力发展水平(NPQ)。借鉴韩文龙和张国毅[39]的研究,基于新质生产力的理论内涵与时间特征、马克思主义政治经济学,从新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料 3 个维度构建评价指标体系,运用熵权法 TOPSIS 模型客观赋权。具体指标见表 2。

表 2　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	单位	变量说明	属性
新质劳动者	人才规模	市-R&D 人员	人	从事研发活动的核心人员数量	正向
	专业结构	信息传输计算机服务软件从业人员数	万人	数字经济核心产业从业人员规模	正向
	人才储备	普通高等学校在校学生数	人	未来高素质劳动力的供给潜力	正向
新质劳动对象	数据要素	人工智能企业存量对数	—	数据要素产业集聚与发展水平	正向
	知识产品	专利授权数	万人	可供转化和再创新的知识成果存量	正向
	信息资源	互联网普及率	千户/万人	信息资源的覆盖与可获取程度	正向
新质劳动资料	资本投入	市-R&D 内部经费支出	万元	创新的资本性投入与支持强度	正向
	政策支撑	科学教育支出/地方一般财政支出	—	政府对科技教育的重视与投入力度	正向
	数字工具	移动电话普及率	—	现代化的信息接入与协同工具	正向

2.1.3　中介变量

为揭示新质生产力影响绿色发展效率的内在传导路径,引入产业结构升级(ISU)与绿色创新水平(GI)两个中介变量。采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来表征地级市产业结构升级水平(ISU)。具体的计算方法为 $ISU=\frac{VATI}{VASI}$,其中,VATI 表示第三产业增加值,VASI 表示第二产业增加值。当外部条件相同时,ISU 值越高,表明城市产业结构高级水平越高,反之越低。

采用地区绿色专利授权总数来表征地级市绿色技术创新水平。绿色专利是绿色技术创新的直接成果体现,该指标能够量化地区在节能环保、清洁能源等领域的创新产出能力,是新质生产力转化为绿色竞争优势的核心媒介。

2.1.4　调节变量

进一步探究外部环境条件对新质生产力绿色发展效应的边界作用,选取了 5 类宏观环境变量:人口密度(DEN)、城镇化水平(URB)、医疗卫生水平

(HLC)、财政投资力度(FI)、金融发展水平(FIN)作为调节变量,以检验其在核心机制中的差异化调节效应。采用地区户籍人口与行政区域土地面积的比值(取对数)衡量,用以反映人口密度(PD);城镇化水平(URB)以非农业人口占户籍总人口的比重表示;医疗卫生水平(HLC)以每百人拥有的医院、卫生院床位数表征,财政投资力度(FI)以固定资产投资额占地方政府一般公共预算支出的比例来刻画;金融发展水平(FIN)以年末金融机构本外币存贷款余额之和占地区生产总值的比重表示。

2.1.5 控制变量

城市绿色发展效率还受到其他要素的影响。结合城市绿色发展的实际,控制了第二产业增加值占 GDP 比(SD)、政府干预程度(Gov)、人均 GDP(GDPpc)、对外开放程度(Open)。主要变量定义见表 3。

2.2 样本选取与数据来源

基于数据的可得性,选取 2009—2023 年全国 282 个地级及以上城市作为研究样本。数据主要源于《中国城市统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》,部分缺失值通过相应省、市统计年鉴和公报补充获得。主要变量的描述性统计结果见表 4。

2.3 实证策略与模型设定

2.3.1 固定效应模型设定

选用双向固定效应模型,探究新质生产力对城市绿色发展的影响效果。

$$GDE_{it} = \beta_0 + \beta_1 NQP_{it} + \beta_2 SD_{it} + \beta_3 Gov_{it} + \beta_4 GDPpc_{it} + \beta_5 Open_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:NQP_{it} 为第 i 个地区第 t 年份的新质生产力;GDE_{it} 为第 i 个地区第 t 年份的绿色发展效率;控制变量包括 SD_{it}、Gov_{it}、$GDPpc_{it}$ 和 $Open_{it}$;μ_i 为不随时间变化的个体固定效应;λ_t 为时间固定效应;ε_{it} 为随机误差项。

2.3.2 中介效应模型

为检验研究假说 H2 与 H3,即新质生产力通过促进产业结构升级与增加绿色专利数量两个中介来间接影响绿色发展效率,以新质生产力为核心解释变量模型进行中介效应检验,采用江艇[40]的两步法进行检验分析。

新质生产力对绿色发展效率的影响;

$$GDE_{it} = \alpha + \beta_1 NQP_{i,t} + \sum_{k=1}^{4} \theta_k Control_{k,i,t} + \sum_{t=2009}^{2023} \delta_t Year_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

新质生产力对中介变量的影响:

$$Mediator_{it} = \alpha + \beta_1 NQP_{i,t} + \sum_{k=1}^{4} \theta_k Control_{k,i,t} + \sum_{t=2009}^{2023} \delta_t Year_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 4 变量描述性统计

变量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
GDE	0.448 1	0.389 9	0.102 5	2.216 9	0.205 3
NPQ	0.034 4	0.014 6	0.004 7	0.734 8	0.057 9
GI	1.062 1	0.920 1	0.108 7	6.387 4	0.608 8
ISU	0.042 1	0.008 2	0.000 0	1.895 9	0.125 1
DEN	5.746 5	5.894 4	1.603 6	8.175 6	0.929 3
FIN	2.561 3	2.255 9	0.587 9	21.301 5	1.242 8
URB	0.394 7	0.339 2	0.075 0	1.000 0	0.210 9
FI	5.879 7	4.889 2	0.010 3	41.677 1	4.195 5
HLC	0.465 1	0.435 6	0.105 5	1.376 6	0.181 7
SD	44.018 1	44.150 0	11.590 0	89.700 0	10.993 5
Gov	0.197 4	0.170 8	0.043 9	1.026 8	0.101 3
GDPpc	5.502 0	4.572 4	0.449 1	26.469 9	3.534 5
Open	0.246 4	0.159 7	0.000 0	2.944 4	0.268 7

表 3 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色发展效率	GDE	超效率 SBM 模型计算绿色全要素生产率
核心解释变量	新质生产力发展水平	NPQ	熵权法 TOPSIS 模型计算中国新质生产力发展水平
中介变量	绿色创新水平	GI	绿色专利授权数代表绿色创新水平
	产业结构升级	ISU	第三产业增加值与第二产业增加值的比值进行测度
调节变量	人口密度	DEN	地区户籍人口与行政区域土地面积的比值(取对数)衡量
	城镇化水平	URB	以非农业人口占户籍总人口的比重
	医疗卫生水平	HLC	以每百人拥有的医院、卫生院床位数表征
	财政投资力度	FI	以固定资产投资额占地方政府一般公共预算支出的比例
	金融发展水平	FIN	以年末金融机构本外币存贷款余额之和占地区生产总值的比重
控制变量	第二产业增加值占 GDP 比	SD	第二产业增加值占 GDP 比重
	政府干预程度	Gov	地方政府一般公共预算支出占 GDP 比重
	人均 GDP	GDPpc	取对数处理的人均地区生产总值
	对外开放程度	Open	进出口总额与 FDI 之和占 GDP 比重

式中：GDE_{it} 为 i 地区 t 年的绿色发展效率；$NQP_{i,t}$ 为 i 地区 t 年的新质生产力；$Mediator_{i,t-1}$ 为 i 地区 t 年的中介变量（产业结构升级、三产增加值/二产增加值、绿色专利授权数）；$Control_{k,i,t}$ 为一系列控制变量；$Year_t$ 为年份固定效应；μ_i 为个体固定效应；α 为常数项；β_1、θ_k、δ_t 为系数。

2.3.3　调节效应模型

为了分析新质生产力与绿色发展效率之间的调节效应，以双向固定效应回归模型为基础，通过引入交乘项 $NQP_{i,t} \times M_{it}$ 来检验调节效应。若交乘项系数 γ_1 显著，则说明调节效应存在。

$$GDE_{it} = \alpha + \beta_1 NQP_{i,t} + \beta_2 M_{it} + \gamma_1 NQP_{i,t-1} \times M_{it} + \theta Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中：GDE_{it} 为个体 i 在年份 t 的被解释变量；$NQP_{i,t-1}$ 为个体 i 在年份 t 的核心自变量；M_{it} 为个体 i 在年份 t 的调节变量；$NQP_{i,t-1} \times M_{it}$ 为核心自变量与调节变量的交互项；δ_t 为时间固定效应。

3　实证结果分析

3.1　新质生产力对绿色发展效率的影响效应

表 5 展示了新质生产力对绿色发展效率影响的回归分析结果。列（1）为混合最小二乘法（ordinary least squares，OLS）估计结果，列（2）控制了时间固定效应，列（3）控制了个体固定效应，列（4）为同时控制时间和个体固定效应的双向固定模型。

回归结果显示，在混合 OLS 与仅控制时间固定的模型中，新质生产力（NQP）的系数不显著。然而，在控制个体固定效应［列（3）］和双向固定效应［列（4）］后，NQP 的系数均显著为正，分别为 1.064 和 0.820，且均在 1%的统计水平上显著。这表明在充分考虑个体异质性与时间趋势后，新质生产力的提升对绿色发展效率具有显著的促进作用。以同时控制时间与个体固定效应的模型［列（4）］为基准，新质生产力每提高一个单位，平均而言绿色发展效率将提升约 0.820 个单位。因此，研究结果支持新质生产力对绿色发展效率具有积极推动作用的假设。

表 6 报告了针对基准回归结果的 3 项稳健性检验。①排除特殊样本的影响，剔除了北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市的样本后进行回归；②替换被解释变量，将绿色发展效率取对数后重新估计；③为缓解内生性问题，将所有解释变量滞后 1 期进行回归。3 项检验结果均显示，新质生产力对区域绿色发展效率具有显著促进作用，结论稳健。

表 5　新质生产力对绿色发展效率的影响回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	混合 OLS	时间固定	个体固定	双向固定
NQP	0.015	−0.001	1.064***	0.820***
	（0.071）	（0.068）	（0.194）	（0.189）
SD	−0.001***	−0.001***	−0.001***	−0.000*
	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）
Gov	0.327***	0.378***	0.051	0.220***
	（0.041）	（0.045）	（0.067）	（0.078）
GDPpc	0.013***	0.013***	0.011***	0.004
	（0.001）	（0.001）	（0.002）	（0.003）
Open	−0.050***	−0.050***	0.004	−0.001
	（0.012）	（0.012）	（0.016）	（0.015）
常数项	0.372***	0.347***	0.372***	0.370***
	（0.018）	（0.019）	（0.018）	（0.026）
时间固定	No	Yes	No	Yes
个体固定	No	No	Yes	Yes
样本数	4 230	4 230	4 230	4 230
R^2	0.053 0	0.138 1	0.531 2	0.611 2
adj. R^2	0.051 9	0.134 2	0.497 2	0.581 5

注：***、**、* 分别表示 $P<0.01$、$P<0.05$、$P<0.1$；括号内为标准误。

表 6　新质生产力推动绿色发展效率稳健性、内生性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）
	缩小样本范围	替换被解释变量	滞后 1 期解释变量
NQP	0.874***	1.654***	
	（0.284）	（0.297）	
SD	−0.000	−0.001*	
	（0.000）	（0.000）	
Gov	0.232***	0.378***	
	（0.078）	（0.115）	
GDPpc	0.004	0.009**	
	（0.003）	（0.004）	
Open	0.007	−0.010	
	（0.015）	（0.025）	
L. NQP			0.760***
			（0.212）
L. Sec			−0.000
			（0.000）
L. Gov			0.258***
			（0.097）
L. GDPpc			0.005*
			（0.003）
L. Openness			−0.012
			（0.001）
常数项	0.368***	−1.036***	0.337***
	（0.027）	（0.040）	（0.014）
样本数	4 170	4 230	3 948
Within R^2	0.611	0.704	0.623
Within adj. R^2	0.581	0.681	0.592
个体效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes

注：***、**、* 分别表示 $P<0.01$、$P<0.05$、$P<0.1$；括号内为标准误。

3.2 新质生产力推动绿色发展效率的中介机制检验

表7报告了基于产业结构高级化与绿色专利授权数(第三产业与第二产业增加值之比)的中介效应检验结果。

表7 中介效应检验结果

变量	基准回归	(1)中介机制1	(2)中介机制2
	绿色发展效率	产业结构高级化	绿色专利授权数
NPQ	0.820***	3.132***	2.767***
	(0.189)	(0.434)	(0.245)
SD	−0.000*	−0.002***	−0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Gov	0.220***	1.404***	0.117***
	(0.078)	(0.171)	(0.021)
GDP_{PC}	0.004	−0.056***	0.013***
	(0.003)	(0.004)	(0.002)
Open	−0.001	−0.030	−0.038***
	(0.015)	(0.029)	(0.007)
常数项	0.370***	1.074***	−0.136***
	(0.026)	(0.050)	(0.012)
样本数	4 230	4 230	4 230
R^2	0.611	0.879	0.841
adjR^2	0.582	0.870	0.828

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$、$P<0.05$、$P<0.1$;括号内为标准误。

检验产业结构高级化的中介作用(H2),回归结果显示其系数为3.132,且在1%水平上显著,表明产业结构向技术密集、知识密集和绿色低碳方向转型,能显著提升绿色全要素生产率。新质生产力通过驱动生产要素向高技术高效能领域集聚,促进产业升级,进而为绿色技术创新提供市场牵引与应用场景,最终提升绿色发展效率[41-42]。

检验绿色专利授权的中介作用(H3),结果显示新质生产力系数为2.767,在1%水平上显著,说明其能显著促进绿色专利授权数量增加。绿色专利是经过实质性审查的创新成果,更能真实反映绿色技术研发的最终产出与质量。新质生产力通过催生前沿技术和提高研发成功率,推动高质量绿色创新成果形成,进而为绿色发展效率提升提供坚实技术支撑,强化其积极影响[43]。

3.3 新质生产力推动绿色发展效率的调节效应检验

为进一步探究外部环境条件对新质生产力绿色发展效应的边界作用,对5大环境条件(人口密度、城镇化率、医疗卫生水平、财政投资力度、金融发展水平)的调节效应进行检验。回归结果见表8,核心解释变量(新质生产力)与各调节变量的交互项系数及其显著性,共同揭示了不同环境因素的差异化调节机制。

表8 调节效应检验结果

变量	人口密度	城镇化率	医疗卫生水平	财政投资力度	金融发展水平
NPQ	0.066 4	−0.281 7	−1.315 0	0.808 2	−0.110 1
DEN	−0.055 4				
NPQ×DEN	0.691 8**				
	(0.310 6)				
URB		0.115 8			
NPQ×URB		2.673 9***			
		(0.818 6)			
HLC			−0.024 9		
NPQ×HLC			3.504 8***		
			(0.959 2)		
FI				−0.003 9	
NPQ×FI				0.072 1**	
				(0.036 4)	
FIN					0.003 8
NPQ×FIN					0.219 0***
					(0.070 1)
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$、$P<0.05$、$P<0.1$;括号内为标准误。

总体来看,研究假说H4得到部分验证。具体而言:新质生产力对绿色发展效率的促进作用受到外部环境的显著正向调节。实证结果显示,人口密度、城镇化率、医疗卫生水平、财政投资力度及金融发展水平5个调节变量与新质生产力交互项的系数均为正,且均在5%或1%水平上显著,研究假说H4a~H4e在影响方向上均得到验证。各调节变量的调节强度存在明显差异。医疗卫生水平的调节效应最强,其后依次为城镇化率、人口密度、金融发展水平和财政投资力度。这表明,以健康人力资本和社会韧性为代表的"软环境"基础,以及以经济集聚和市场规模为代表的"硬环境"支撑,是放大新质生产力绿色潜能最关键的驱动力。相比而言,直接财政投资的调节效应相对有限,这或反映出单靠政府投入在引导和撬动市场资源方面存在一定约束。

值得关注的是,在引入调节变量后,新质生产力自身的主效应系数在多数模型中不再显著甚至转为负值。这一结果印证了新质生产力的绿色效应并非无条件自动实现,其实际效能高度依赖于外部环境的协同支撑。在城镇化、医疗卫生等基础条件薄弱的地区,新质生产力可能因与传统经济结构的巨大摩擦和转型成本高昂,而难以在短期内显现

出积极的绿色效益。该发现与现实中的“转型阵痛”和“数字鸿沟”现象相呼应，凸显了系统性环境建设对于全面释放新质生产力绿色潜力的重要性[39]。

3.4　新质生产力推动绿色发展效率的区域异质性分析

为考察新质生产力对绿色发展效率影响的区域异质性，依据国家统计局划分的标准，将样本城市划分为东部、中部、西部及东北部4大区域进行分组回归，结果见表9。实证结果表明，新质生产力对绿色发展效率的影响存在显著的区域差异。

新质生产力（NQP）对绿色发展效率的促进效应存在显著的区域分化。实证结果显示，东部地区NQP系数为0.781，在1%水平上显著为正，表明其促进作用稳健。中部地区系数高达1.784，在10%水平上显著，显示出突出的边际贡献。而西部地区（系数0.461）和东北地区（系数−0.549）均未通过显著性检验，说明新质生产力的绿色驱动效应在这两个区域尚未系统显现。

这种空间格局的成因主要在于各地区发展阶段、产业结构与要素禀赋的差异[44-45]。中部地区工业基础较为完善，兼具承接东部技术外溢和推动本地产业绿色升级的双重优势，使得新质生产力带来的“扩绿”与“增长”协同效应最为明显，转化效率最高。东部地区虽然绿色创新体系成熟、发展水平基数较高，但由于部分产业转型已进入深化阶段，新质生产力的边际贡献呈现一定递减趋势，因此系数低于中部但显著性更强。西部地区受限于技术转化能力薄弱、要素集聚程度较低，新质生产力与绿色发展的联动机制尚未完全建立[44]。东北地区则因产业结构偏重、转型成本高昂，加之体制机制改革相对滞后，导致新质生产力未能有效转化为绿色效率提升的动力[45]。

表9　4大区域新质生产力对绿色发展效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北部地区
NQP	0.781***	1.784*	0.461	−0.549
	(0.206)	(1.038)	(0.289)	(0.725)
SD	−0.000	−0.001**	−0.000	−0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Gov	0.008	0.852***	−0.137	−0.087
	(0.183)	(0.273)	(0.113)	(0.198)
Open	0.000	0.018***	0.013**	0.011
	(0.004)	(0.007)	(0.006)	(0.009)
GDPpc	0.007	0.097**	0.042	0.030
	(0.034)	(0.039)	(0.048)	(0.020)
常数项	0.445***	0.136**	0.407***	0.449***
	(0.052)	(0.065)	(0.051)	(0.073)
样本数	1 290	1 200	1 245	495
adj. R^2	0.630	0.626	0.604	0.646

注：***、**、*分别表示$P<0.01$、$P<0.05$、$P<0.1$；括号内为标准误。

综上所述，新质生产力对绿色发展效率的影响呈现“中部引领、东部跟进、西部与东北尚未显效”的差异化格局。这一发现为实施精准化、差异化的区域绿色转型政策提供了重要的实证依据。

4　结论和政策建议

4.1　结论

（1）新质生产力对绿色发展效率具有显著的正向促进作用，这一结果在控制内生性问题与多种稳健性检验后依然成立，说明新质生产力的发展是推动区域绿色转型的重要直接驱动力。

（2）新质生产力对绿色发展效率的影响存在明显的区域异质性。东部和中部地区的新质生产力表现出显著且较强的正向效应，而东北与西部地区的影响在统计上不显著，表明当前新质生产力的绿色赋能效果尚未在这两个区域系统显现。

（3）产业结构升级与绿色创新水平在新质生产力影响绿色发展效率的过程中起到了重要的正向中介作用。新质生产力通过推动产业结构向高级化演进、促进绿色专利授权等实质性创新产出，进而提升了绿色发展效率。

（4）调节效应检验显示，新质生产力的绿色促进作用存在显著的外部调节效应，其效能发挥高度依赖人口集聚、城镇化、医疗健康、金融与财政等外部环境的协同赋能。政策应聚焦构建“软硬兼施”的系统性支撑体系，以突破“赋能门槛”，避免“转型陷阱”，从而有效释放其绿色潜力。

4.2　对策建议

（1）实施差异化区域推进策略，破解绿色赋能非均衡难题。针对东部、中部地区效应显著，西部与东北地区尚未显现的系统性差异，政策需精准施策。东部地区应聚焦绿色技术源头创新与标准引领，支持在集成电路、生物医药等领域建设“零碳工厂”与“零碳园区”示范项目，参与制定国际领先绿色制造标准。中部地区应推动传统产业绿色化改造，支持汽车、装备制造等行业与数智技术融合，建设工业互联网平台与区域性绿色技术中试基地，促进绿色技术应用转化。西部地区需优先完善数字基础设施，依托清洁能源优势发展风电光伏基地与绿色算力产业，探索跨区域绿电交易与生态补偿机

制。东北地区应设立老工业基地绿色转型专项基金，支持钢铁、石化等行业节能改造，并发展冰雪经济、现代化大农业等绿色增长点。

（2）强化产业结构与绿色创新双轮驱动，畅通“生产力-绿色效率”转化路径。产业结构升级与绿色创新是关键中介机制。应针对区域产业特点，在中部布局化工新材料项目，在西部支持铝、钛等金属精深加工，并给予技术改造专项贷款贴息。同时，设立绿色技术攻关专项基金，支持清洁能源、碳捕集利用与封存等技术研发，鼓励校企共建绿色技术创新联盟，在重点园区设立绿色技术孵化基地，提供从研发到市场的全链条支持，加速绿色专利产业化。

（3）系统性优化外部支撑环境，降低转型“赋能门槛”。新质生产力的绿色效应依赖外部环境协同。需实施差异化人才策略：在东部、中部建设人才高地，吸引全球顶尖人才；在西部、东北通过对口支援与本土人才培养项目增强内生动力。完善多层次绿色金融体系，鼓励开发适合绿色中小企业的“无还本续贷”产品，在西部与东北探索设立绿色金融改革创新试验区，配套财政贴息与风险补偿基金。健全区域协同机制，通过共建产业园区、探索“东部研发＋西部制造”合作模式、建立横向生态补偿机制，促进要素跨区域流动，系统性降低转型成本。

参考文献

[1] 周绍东，胡华杰. 新质生产力推动创新发展的政治经济学研究[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版)，2024(5)：26-35.

[2] 王丽双，傅新红，蒋浩，等. 农业新质生产力测度、区域差异及耦合协调研究[J]. 农林经济管理学报，2025，24(1)：55-64.

[3] 罗铭杰. 新质生产力的绿色生态属性及其生成逻辑[J]. 经济学家，2024(3)：5-15.

[4] 齐承水. 论新质生产力作为绿色生产力的理论内涵与实践路径[J]. 中国人口·资源与环境，2024，34(4)：1-10.

[5] 岳奎，李丹. 新质生产力：绿色化发展新范式与生态赋能[J]. 管理世界，2024，40(5)：20-35.

[6] 卢江，郭子昂，王煜萍. 新质生产力、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版)，2024，30(3)：117-131.

[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)：5-11.

[8] 吴继飞，万晓榆. 中国新质生产力测度、区域差距及动态规律[J]. 技术经济，2024，43(4)：1-14.

[9] 卢江，郭子昂. 市域新质生产力：水平测度、时空演化与影响因素：基于2012—2021年全国277个城市面板数据的研究[J]. 社会科学辑刊，2024(4)：124-133.

[10] 傅联英，蔡煜. 中国市域新质生产力：时序演变、组群特征与发展策略[J]. 产业经济评论，2024(4)：5-22.

[11] 王兵，黄人杰. 中国区域绿色发展效率与绿色全要素生产率：2000-2010：基于参数共同边界的实证研究[J]. 产经评论，2014，5(1)：16-35.

[12] 刘健，刘鸿福，姚西龙. 我国煤炭产业绿色发展效率研究[J]. 工业技术经济，2015，34(10)：145-150.

[13] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research，2001，130(3)：498-509.

[14] 孙健健，李宗明. 何以·以何·如何：新质生产力赋能绿色发展的三重审思[J]. 太原理工大学学报(社会科学版)，2025，43(1)：35-42.

[15] 朱红晨，李才华. 新质生产力赋能绿色发展：逻辑必然、困境释源与路径探赜[J]. 华北理工大学学报(社会科学版)，2024，24(3)：1-7.

[16] 曹得宝. 新质生产力赋能绿色发展的理论逻辑、现实挑战与推进路径[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版)，2024，55(5)：96-106.

[17] 王灏，张秋红. 新质生产力对区域绿色发展的影响研究：基于省级面板数据的实证分析[J]. 经济问题探索，2025(1)：1-15.

[18] 王家庭，宋德骞. 新质生产力对城市绿色发展的影响机理研究[J]. 中国软科学，2025(2)：1-14.

[19] 曾钰凌. 数字生产力对绿色经济效率的影响研究[D]. 杭州：浙江大学，2024.

[20] 胡本田. 数字经济、绿色技术创新与工业绿色全要素生产率[J]. 科技进步与对策，2024，41(10)：58-68.

[21] 田曼曼. 新质生产力对经济学原理的创新性贡献及实践要求[J]. 河北企业，2025(5)：18-21.

[22] 胡海晨，赵瑞彤，杨濛，等. 数实融合演进中新质生产力发展路径：基于动态QCA的分析[J]. 科技进步与对策，2024，41(22)：37-47.

[23] 曾鹏，覃意晗，周联超. 中国城市新质生产力水平的测算及时空格局[J]. 地理科学进展，2024，43(6)：1102-1117.

[24] 方创琳，孙彪. 新质生产力的地理学内涵及驱动城乡融合发展的重点方向[J]. 地理学报，2024，79(6)：1357-1370.

[25] 安健吉，员学锋，苏强俊. 中国新质生产力发展水平时空格局、区域差异与演变趋势[J]. 地球科学与环境学报，2025，47(1)：106-127.

[26] 刘思明，张世瑾，朱惠东. 国家创新驱动力测度及其经济高质量发展效应研究[J]. 数量经济技术经济研究，2019，36(4)：3-23.

[27] PORTER M E，LINDE C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives，1995，9(4)：97-118.

[28] 干春晖，郑若谷，余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[C]//上海学术报告(2012—2013). 上

海：上海财经大学产业经济系，上海财经大学科研处，中国工业经济学会，上海市经济学会，上海财经大学国际工商管理学院，上海财经大学500强企业研究中心，2015：57-58.

[29] 陈诗一. 中国各地区低碳经济转型进程评估[J]. 经济研究，2012，47(8)：32-44.

[30] 李婉红，毕克新，孙冰. 环境规制强度对污染密集行业绿色技术创新的影响研究：基于2003—2010年面板数据的实证检验[J]. 研究与发展管理，2013，25(6)：72-81.

[31] 王班班，齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应：基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济，2016(6)：91-108.

[32] 齐绍洲，张倩，王班班. 新能源企业创新的市场化激励：基于风险投资和企业专利数据的研究[J]. 中国工业经济，2017(12)：95-112.

[33] CICCONE A，HALL R E. Productivity and the density of economic activity[J]. The American Economic Review，1996，86(1)：54-70.

[34] SALAZAR J. Environmental finance：linking two world[J]. Financial Innovations for Biodiversity，1998，1(1)：2-13.

[35] GLAESER E L，KAHN M E. The greenness of cities：carbon dioxide emissions and urban development[J]. Journal of Urban Economics，2010，67(3)：404-418.

[36] JAFFE A B，NEWELL R G，STAVINS R N. Environmental policy and technological change[J]. Environmental and Resource Economics，2002，22：41-70.

[37] BLOOM D E，CANNING D，SEVILLA J. The effect of health on economic growth：a production function approach[J]. World Development，2004，32(1)：1-13.

[38] 裴梦迪，刘乃全. 国家自主创新示范区能否促进城市绿色发展?[J]. 经济体制改革，2024(2)：176-183.

[39] 韩文龙，张国毅. 新质生产力赋能高质量发展的理论逻辑与实践路径[J]. 政治经济学评论，2024(5)：72-94.

[40] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100-120.

[41] 程希宁. 金融集聚、产业结构升级与经济增长质量[D]. 蚌埠：安徽财经大学，2022.

[42] 原毅军，谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究：基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济，2014(8)：57-69.

[43] POPP D. Induced innovation and energy prices[J]. American Economic Review，2002，92(1)：160-180.

[44] 林毅夫. 新结构经济学：反思经济发展与政策的理论框架(增订版)[M]. 北京：北京大学出版社，2014.

[45] 陆铭，陈钊. 中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚[M]. 上海：格致出版社，上海人民出版社，2017.

Impact of New Quality Productive Forces on Green Development Efficiency

SUN Hengli，LUO Lan

(College of Geography and Resource Sciences，Sichuan Normal University，Chengdu 610101，China)

Abstract：The super-efficiency SBM model was adopted to measure the green development efficiency of 282 prefecture-level and above cities in China，and the impact mechanism of new-quality productive forces on green development efficiency was explored. It is found that new quality productive forces have a significant promoting effect on green development efficiency. New quality productive forces provide strong support for green development efficiency through industrial structure upgrading and green technological innovation. The impact of new quality productive forces on green development efficiency is positively affected by five major environmental factors，namely population density，urbanization rate，medical and health level，fiscal investment intensity and financial development level. There is regional heterogeneity in the impact of new-quality productive forces on green development efficiency，and new-quality productive forces have a significant positive impact on green development efficiency in the eastern and central regions of China.

Keywords：new quality productive forces；green development efficiency；impact mechanism；spatiotemporal differentiation