

【区域绿色发展】

新质生产力对城市包容性绿色增长的影响研究*

胡艳 陈再勤 李彦

摘要:新质生产力为推动城市包容性绿色增长提供了契机,基于2011—2022年中国272个地级及以上城市面板数据,实证检验新质生产力对城市包容性绿色增长的影响及作用机制。结果表明,新质生产力能促进城市包容性绿色增长。机制分析表明,绿色技术创新是新质生产力赋能城市包容性绿色增长的有效途径。异质性分析表明,新质生产力对城市包容性绿色增长的促进作用在市场化程度和区域协调水平更高的城市表现更为明显。空间溢出效应表明,新质生产力对周边城市包容性绿色增长存在负向溢出效应。为进一步发挥新质生产力对城市包容性绿色增长的促进作用,需提升城市新质生产力的发展水平,加速市场化进程和强化区域间协同效应。

关键词:新质生产力;包容性绿色增长;绿色技术创新

中图分类号:F124;F299.2 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-5766(2025)04-0099-10 **收稿日期:**2025-03-14

***基金项目:**国家社会科学基金一般项目“长江经济带跨界污染协同治理及政策研究”(20BJL101);安徽省高校人文社会科学研究重点项目“数字经济对长三角地区双循环协调发展的影响及优化路径研究”(2023AH050016)。

作者简介:胡艳,女,安徽大学经济学院教授,博士生导师(合肥 230039)。

陈再勤,女,安徽大学经济学院硕士生(合肥 230039)。

李彦,男,安徽大学创新发展研究院讲师,经济学博士,通信作者(合肥 230039)。

一、引言与文献综述

自2023年9月习近平总书记在地方考察时提到新质生产力概念以来,其重要性被多次强调。据国家统计局数据,2024年国内生产总值超134万亿元,经济高速增长的同时也带来了不容忽视的社会公平问题和环境保护问题,是经济增长“绿色化”缺失和“包容性”不强的具体体现。当下,中国亟须转变原有的粗放型经济增长方式,在不断解放和发展生产力、提高经济产出的同时,既实现社会福利保障公平,又践行环保低碳的绿色发展理念,即推动包容性绿色增长。新质生产力的价值不仅在社会

进步与经济发展方式转型方面有所体现,在维护社会公平与正义方面也发挥着关键作用,为促进包容性绿色增长提供了新思路。因此,本文以中国272个地级及以上城市为研究对象,实证探讨新质生产力对城市包容性绿色增长的影响效果及作用路径。本文主要的边际贡献有:第一,在研究方法上,使用非期望产出的超效率SBM模型和全局参比MLI,解决了测度过程中存在的跨期不可比和不可行解问题。第二,在研究内容上,从绿色技术创新和环境关注度视角展开机制分析,考虑市场化程度和区域协调水平不同所导致的异质性,并进一步研究新质生产力促进城市包容性绿色增长的空间溢出效应,丰富了新质生产力和城市包容性绿色增长

的相关研究,也为城市高质量发展、贯彻新发展理念提供了有益参考。

2012年,世界银行将包容性绿色增长定义为一种兼顾环境友好与社会公平的可持续发展方式,涵盖创新、协调、绿色、共享理念,其本质是经济增长、包容性增长和绿色增长的协同发展。关于包容性绿色增长的内涵,Kessler(2015)认为包容性绿色增长意在兼顾社会公平和环境可持续性的同时,改善社会福利。张涛等(2023)认为推动包容性绿色增长是中国经济高质量发展面临的艰巨挑战。基于对包容性绿色增长内涵的讨论,一系列测度指标应运而生。徐辉等(2025)从经济增长、社会公平和环境可持续性角度构建指标体系来衡量包容性绿色增长水平。马玉林等(2025)把区域协调纳入指标范畴。另有学者从效率测度视角衡量包容性绿色增长水平,陈明华等(2024)采用EBM模型的全局参比Luenberger指数测算包容性绿色增长绩效。马茜等(2024)则使用非期望产出的Super-EBM模型进行定量测度。城市作为经济增长的重要抓手,探索其包容性绿色增长的实现路径是当下研究的重点。

新质生产力是以高科技、高效能、高质量为特征的先进生产力,对现有生产力提出了更高要求。现阶段关于新质生产力的文献多聚焦于以下方面:一是新质生产力的概念解读和相关理论分析,周文等(2023)认为新质生产力是数字时代摆脱了传统增长路径、符合高质量发展要求的生产力。任保平等(2024)指出发展新质生产力融合了新技术、新领域、新模式、新业态、新要求、新功能,同时体现高效率、高质量、高科技等基本特征。二是新质生产力发展水平的测度,韩文龙等(2024)围绕实体性要素和渗透性要素构建新质生产力指标体系,具体涉及新劳动者、新劳动资料、新劳动对象、新技术等方面。三是新质生产力的赋能作用,杜传忠等(2023)指出新质生产力是当今推动社会进步最活跃的要素,能够助力经济高质量发展。徐政等(2024)认为培育新质生产力是化解区域发展不平衡不充分矛盾、统筹推进区域协调发展的重要抓手。

然而,新质生产力与社会公平和经济绿色转型,即包容性绿色增长的关系,在理论分析与实证计量方面均较缺乏,有待对二者关系及影响机制进行进一步探索。对此,本文首先计算包容性绿色全要素生产率和构建新质生产力综合评价体系;其

次,选取中介变量绿色技术创新水平深入探讨新质生产力对城市包容性绿色增长的影响机制;最后,利用空间杜宾模型就新质生产力对周边城市包容性绿色增长的空间溢出效应进行研究,以期为新质生产力发展和城市包容性绿色增长水平提高提供有价值的决策参考。

二、理论分析与研究假说

新质生产力以科技创新为核心要素,摆脱传统生产力的发展路径和经济增长方式,为城市实现包容性绿色增长提供了新机遇。一方面,在新时代背景下,深入把握新质生产力的发展规律,通过制度建设和政策调整,促进社会公平正义,确保发展成果惠及全体人民。首先,新质生产力的发展能在一定程度上推动产业数字化、智能化转型,带动传统经济增长模式产生根本性转变。伴随着新产业、新业态的涌现,向社会提供大量就业岗位。其次,发展新质生产力离不开新质劳动者,关键要加强人力资源的培养和利用,有利于提高整体劳动力素质。最后,新质生产力可以打破地理和资源的限制,缩小地区发展差异,实现资源的均衡分配,进而推动区域协调发展。新质生产力对于促进中国经济社会全面进步和共同富裕至关重要,体现出包容性增长特征。另一方面,新质生产力在“新技术”“新能源”“新产业”方面蕴含丰富的绿色意蕴,在“质”的方面追求高质量、绿色化、可持续的发展,与绿色发展的目标相吻合,通过不断促进传统产业的智能化改造并催生新的产业形态,有效推动绿色创新和研发,促进绿色产业的发展,推动绿色消费和绿色生活,提升资源利用效率,促进社会经济绿色、可持续发展,体现出绿色增长特征。据此,提出假说1:新质生产力能促进城市包容性绿色增长。

在生产力发展中,科技创新不仅可以帮助企业降低运营成本和产品质量,而且可打破传统产业的发展局限,推动整个国民经济实现更好更快发展。与传统生产力相比,新质生产力的创新性是科学技术持续突破的高层次、新质态的创新。新质生产力能提升城市绿色技术创新水平,其形成伴随新技术的产生,大数据、人工智能、互联网等绿色技术的广泛应用降低了创业资源的搜索成本和交易成本,也为城市绿色创新主体提供了技术支撑,有助

于降低创业门槛,增强创业者创新创业意愿。同时,新的科技手段和技术应用使生产过程更加智能化、自动化和高效化,对战略型人才和应用型人才的需求不断增加,不断培养出创新型、复合型、应用型的高素质劳动者,为经济发展注入活力,为创业者提供更多的创新创业机会。此外,创新创业和技术进步是促进经济增长的重要源泉,可以提高要素生产率和节约要素投入,持续提升绿色全要素生产率,对城市包容性绿色增长产生正向积极作用。据此,提出假说2:新质生产力能够通过提升绿色技术创新水平促进城市包容性绿色增长。

除机制外,新质生产力对城市包容性绿色增长的作用效果往往能够跨越地理空间限制,通过技术与知识吸引、人才和资本流动等多种途径蔓延到邻近地区,对周边城市包容性绿色增长产生影响。增长极理论认为优势要素会优先集中到发达地区,通过带动效应实现区域共同发展,新质生产力可能产生新的发展不平衡现象,引致“虹吸效应”。由于周边城市的网络基础设施、数字应用设施等硬设备相对落后,制度支持、政策引导等软环境相对欠缺,新质生产力的发展会加快各类要素从周边城市向中心城市的流动,同时作为新质生产力发展重要载体的战略性新兴产业和未来产业的快速发展将带来更多创业就业机会,促进周边地区高素质人才和资本向中心城市流动,导致“弱者更弱,强者更强”的马太效应,进一步扭曲要素配置,阻碍周边城市包容性绿色增长发展。忽视空间溢出效应可能导致错估新质生产力对城市包容性绿色增长的综合影响效应,据此,提出假说3:新质生产力对周边城市包容性绿色增长水平产生反向空间溢出效应。

三、研究设计

基于上述理论分析,本文以中国272个地级及以上城市为研究对象,构建固定效应模型,分析新质生产力发展对城市包容性绿色增长的影响,利用中介效应模型和空间计量模型做进一步检验,并说明变量测度、数据来源和描述性统计结果。

1. 模型构建

其一,基准模型。为研究新质生产力对城市包容性绿色增长的影响,本文构建如下基准模型:

$$IGG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NP_{it} + \sum_m \alpha_m Controls + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, IGG 为被解释变量,即城市包容性绿色增长水平, NP 为解释变量新质生产力发展水平, $Controls$ 表示一系列控制变量, ε 为随机扰动项。

其二,中介效应模型。为探讨新质生产力对城市包容性绿色增长影响机制中的中介效应,引入绿色技术创新水平作为中介变量。参考江艇(2022)对因果推断研究中的中介效应分析建议,构建如下机制检验模型。

$$green_{it} = \beta_0 + \beta_1 NP_{it} + \sum_m \beta_m Controls + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$IGG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 NP_{it} + \gamma_2 green_{it} + \sum_m \gamma_m Controls + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $green$ 表示中介变量绿色技术创新水平,若 β_1 、 γ_1 、 γ_2 显著为正,则证明绿色技术创新在新质生产力对城市包容性绿色增长水平提升中发挥着中介作用,且作用显著。

其三,空间计量模型。本文构建空间杜宾模型(SDM)检验新质生产力对周边城市包容性绿色增长的空间溢出效应,在式(1)中引入新质生产力、城市包容性增长与各控制变量的空间交互项,从空间视角探讨新质生产力与城市包容性绿色增长之间的关系。

$$IGG_{it} = \alpha_0 + \rho WIGG_{it} + \varphi_1 WNP_{it} + \alpha_1 NP_{it} + \sum_m \varphi_m WControls + \sum_m \varphi_m Controls + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, ρ 为空间自回归系数, W 为空间邻接矩阵, φ_1 和 φ_m 分别为新质生产力和一系列解释变量空间交互项的影响系数。

2. 变量测度与说明

一是被解释变量。城市包容性绿色增长(IGG)为本文的被解释变量,用城市包容性绿色全要素生产率进行衡量。参考李华等(2021),本文采用基于U-SE-SBM-DEA模型(非期望产出的超效率SBM模型)的全局参比Malmquist-Luenberger指数(简称MLI)对城市包容性绿色全要素生产率进行测度。非期望产出的超效率SBM模型克服了传统DEA模型的缺陷,可以同时多个决策单元进行评价并将非期望产出纳入考虑范畴。需要指出的是,MLI是基于样本期内所有决策单元的投入产出数据构造全局最佳生产前沿,在规模报酬可变情况下一直存在解。另外,由于MLI存在传递性,本文以2011年的MLI为基期进行逐年累乘得到样本期内其他年份的效率增长率作为包容性绿色全要素生产率的代理变量。包容性绿色全要素生产率的提升需要

经济增长、环境保护和社会公平三者协调发展,测算指标如表1所示。二是核心解释变量。新质生产力(NP)为本文的核心解释变量。新质生产力强调生产力要素禀赋和组合方式的深刻变革以及基本制度和生产方式的变革,是由劳动者、劳动资料、劳动对象的优化组合所产生质变的新生产力形态。本文借鉴韩文龙等(2024),从新劳动者、新劳动资料、新劳动对象3个维度出发,构建新质生产力评价指标体系,如表2所示。进一步,借助熵权TOPSIS

法测算各城市新质生产力水平。三是控制变量。参考相关文献,本文选取如下控制变量。金融发展水平(*finance*):各地区年末金融机构人民币存贷款总额与地区生产总值之比;政府干预程度(*gov*):各地区财政支出与地区生产总值之比;社会消费水平(*shop*):各地区社会消费品零售总额与地区生产总值之比;产业结构高级化(*struc*):各地区第三产业增加值与第二产业增加值之比;人口密度(*pop*):各地区人口总数与土地面积之比。

表1 城市包容性绿色全要素生产率指标体系

一级	二级	三级	衡量变量
投入	投入要素	资本投入	固定资产投资总额
		劳动投入	第三产业从业人员比重
		能源投入	能源消费强度 ^①
产出	期望产出	地区生产总值	城市实际GDP
	非期望产出-环境污染	工业废水排放量	工业废水排放量
		气体废物产生量	工业二氧化硫产生量
		烟尘排放量	工业烟尘排放量
	非期望产出-社会不公	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	城镇居民消费支出/农村居民消费支出
		失业情况	城镇登记失业率

资料来源:作者整理。

表2 城市新质生产力水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标含义	方向
新劳动者	新人力资本投入	科学投入	地方财政科学事业费支出	+
		教育投入	地方财政教育事业费支出	+
	新人力资本产出	高等教育情况	普通高等学校在校学生人数	+
新劳动资料	有形劳动资料	互联网普及	每百人互联网宽带接入用户数	+
		移动电话普及	每百人移动电话用户数	+
	无形劳动资料	数字金融水平	数字普惠金融指数	+
		数字创新能力	数字经济相关发明专利授权数 ^②	+
新劳动对象	数字业务	电信业务	电信业务总量	+
		邮政业务	邮政业务总量	+
	新质产业	传统产业转型升级	创新创业指数	+
		新兴产业发展	人工智能企业数量	+

资料来源:作者整理。

3.数据来源及描述性统计

本文基于2011—2022年中国272个地级及以上城市,共3264个城市一年份平衡面板观测值展开研究。数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》、EPS数据库、CSMAR数据库以及各地级市统计公报等。为保证数据的准确性,在进行实证

分析前,本文对数据进行了如下处理:剔除主要变量严重缺失的样本以及研究期内发生行政变更的城市,如伊春、铜仁、毕节等;对少量缺失值采用线性插值法补齐;出于数据量级统一的考虑,将新质生产力数据扩大十倍。表3展示了变量的描述性统计结果。

表3 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>NP</i>	3264	0.388	0.445	0.054	6.893
<i>IGG</i>	3264	1.237	0.455	0.213	5.227
<i>finance</i>	3264	2.56	1.234	0.588	21.302
<i>gov</i>	3264	0.195	0.087	0.044	0.704
<i>shop</i>	3264	0.386	0.107	0.000	1.013
<i>struc</i>	3264	1.066	0.591	0.175	5.650
<i>pop</i>	3264	445.654	326.929	5.093	2648.256

数据来源:作者整理。

四、实证分析

结合上述模型设定和变量测度,本文通过基准回归、一系列稳健性检验和内生性检验对新质生产力影响城市包容性绿色增长的直接效应进行检验,并从市场化程度和区域协同水平高低两方面展开异质性分析。

1.基准回归

表4显示了基准回归结果,列(1)系数为0.601,在1%水平上显著;列(2)—(4)是在列(1)基础上加入控制变量和控制固定效应,系数都为正且在1%水平上显著。表明新质生产力对城市包容性绿色增长有显著的正向促进作用,前文假说1成立。

表4 基准回归

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>IGG</i>	<i>IGG</i>	<i>IGG</i>	<i>IGG</i>
<i>NP</i>	0.601*** (25.457)	0.247*** (9.281)	0.444*** (16.961)	0.252*** (9.370)
<i>finance</i>			0.025** (2.392)	-0.029*** (-2.720)
<i>gov</i>			0.323* (1.888)	0.530*** (3.082)
<i>shop</i>			0.006 (0.072)	-0.207** (-2.443)
<i>struc</i>			0.202*** (9.391)	0.038 (1.598)
<i>pop</i>			-0.000*** (-3.363)	-0.000*** (-3.561)
常数项	1.004*** (94.690)	0.960*** (54.611)	0.914*** (13.423)	1.162*** (17.266)
年份固定效应	No	Yes	No	Yes
城市固定效应	No	Yes	No	Yes
N	3264	3264	3264	3264
R ²	0.178	0.324	0.237	0.332

资料来源:作者计算整理。

注:*、**和***分别表示回归系数在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为*t*值,下表同。

2.稳健性检验

第一,缩尾处理。为避免极端值对研究结果的影响,对连续变量进行前后1%的双边缩尾处理。表5列(1)显示,NP系数在1%水平上显著为正,表明在剔除极端值后,新质生产力对城市包容性绿色增长仍有正向促进作用,原基准回归结论不受极端数据影响,本文假说1得以验证。第二,剔除特殊年份。在样本期间内,2020年新冠疫情对城市经济发展和社会治理产生重大影响,为了避免异常年份对研究结果的影响,剔除2020—2022年三年的数据。表5列(2)显示,NP系数为0.209,在1%水平上显著为正,表明在剔除异常年份后,新质生产力发展仍能促进城市包容性绿色增长,原基准回归结论不受特殊年份的影响,本文假说1得以验证。第三,剔除直辖市样本。由于直辖市经济发展基础较好,为了减少上述城市对研究结果的影响,删除北京、上海、天津、重庆4个直辖市。表5列(3)显示,NP系数在1%水平上显著为正,表明在我国各地区,新质生产力发展对城市包容性绿色增长有显著的正向促进作用,验证本文假说1。

表5 稳健性检验结果

模型	(1)	(2)	(3)
变量	<i>IGG</i>	<i>IGG</i>	<i>IGG</i>
<i>NP</i>	0.230*** (6.048)	0.209*** (4.530)	0.221*** (6.472)
<i>finance</i>	-0.025* (-1.764)	-0.019* (-1.920)	-0.026** (-2.474)
<i>gov</i>	0.359** (2.025)	0.199 (1.097)	0.519*** (3.007)
<i>shop</i>	-0.275*** (-3.350)	-0.108 (-1.053)	-0.202** (-2.370)
<i>struc</i>	0.062*** (2.588)	0.064** (2.229)	0.032 (1.309)
<i>pop</i>	-0.000*** (-3.219)	-0.000 (-1.130)	-0.000*** (-3.499)
常数项	1.186*** (16.532)	1.038*** (12.990)	1.161*** (17.438)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	3264	2448	3216
R ²	0.344	0.324	0.319

资料来源:作者计算整理。

3.内生性处理

其一,核心解释变量滞后一期。新质生产力为城市包容性绿色增长提供了机遇,同时包容环保的

社会环境为新质生产力提供可靠的基础设施和背景支撑。因此,新质生产力和城市包容性绿色增长之间可能存在相互影响的反向因果问题。本文将解释变量滞后一期带入基准回归模型中进行检验。由表6列(1)可得,回归系数为0.339,在1%水平上显著,再次验证本文假说1。其二,工具变量法。城市包容性增长受多方面因素影响,为了避免遗漏变量和反向因果所导致的内生性问题,本文参考柏培云等(2021),选取外生地理因素地形起伏度(*terrain*)作为新质生产力的工具变量。由于地形起伏度为截面数据,因此构造地形起伏度与样本年份的交互项使工具变量具有时变性。一方面,地形起伏度会影响物质基础设施的投放与调试,进而对新质生产力发展水平产生影响。另一方面,地形起伏度与城市包容性绿色增长之间不存在直接联系,符合工具变量外生的特征,采用两阶段最小二乘法(2SLS)来识别因果关系。由表6列(2)、列(3)可得,在考虑了变量的内生性后,新质生产力对城市包容性绿色增长的影响仍然在1%水平下显著为正,且不存在工具变量识别不足问题,通过了工具变量弱识别的检验。

表6 内生性检验结果

模型	(1)	(2)	(3)
变量	<i>IGG</i>	<i>NP</i>	<i>IGG</i>
<i>NP</i>	0.339*** (9.623)		1.122*** (0.306)
<i>terrain</i>		0.006*** (0.001)	
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	1.120*** (15.601)	0.053** (0.027)	0.872*** (0.047)
K-P rk LM统计量			10.1409(0.002)
K-P Wald rk F统计量			26.6313>16.38
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	2992	3,264	3,264
R ²	0.324	0.475	

资料来源:作者计算整理。

4.异质性分析

本部分将从两方面考虑新质生产力对城市包容性绿色增长的异质性影响。第一是市场化程度。市场化改革进程的推进改善了资源配置效率和微观经济效率,是提高整个经济社会生产效率的重要条件。第二是区域协同水平。区域协同发展是我

国缩小地区间差距、实现共同富裕的必然要求。

本文参考樊纲(2003)对于市场化水平的测算方法,计算各城市市场化指数,将全样本划分为高市场化程度组(大于或等于中位数)和低市场化程度组(小于中位数)。表7列(1)、列(2)报告了市场化程度异质性的估计结果。可以发现,新质生产力对城市包容性绿色增长的促进作用在市场化程度较高的城市中更为明显。在市场化程度高的城市中,企业等经济主体享有更多生产经营自主权,市场整体自由度提高、竞争加剧,有助于激发市场主体活力,促进创新创业效率和劳动力质量的提升。同时,市场化程度提高也意味着政府职能的转变,逐步从直接干预微观经济活动转向宏观顶层设计和整体资源配置,有利于推动构建全国统一大市场,建立统一开放、公平竞争的市场体系。由此可见,市场化程度的差异使得各地区发展新质生产力的条件存在差别,市场化程度较低的地区缺乏新质生产力发展的社会和经济基础,市场主体活力和创新能力不足,社会自由度和公平性欠佳,进而抑制城市包容性绿色增长的提高。

本文将样本属于京津冀、长三角、珠三角、成渝和长江中游城市群中的城市划分为区域协同水平高组,其余城市为区域协同水平低组。结果如表7列(3)、列(4)所示,区域协同发展水平高的地区新质生产力对城市包容性绿色增长的促进作用更强,区域协同发展水平低的地区这一作用相对较弱。这是由于低区域协同水平城市新质生产力发展红利的释放晚于高区域协同水平城市,因而新质生产力对低区域协同水平城市包容性绿色增长的促进作用有待进一步发挥。此外,相比低区域协同水平城市,高区域协同水平城市经济基础完善、整体经济结构成熟、生产要素配置效率高、城市主体环保意识强,对包容性绿色增长存在正向影响。

五、拓展性分析

前述研究已经表明,新质生产力能够显著促进城市包容性绿色增长,本部分关注新质生产力激励城市包容性绿色增长的作用机制以及空间溢出效应。

1.中介效应检验

理论分析表明,新质生产力的形成所伴随的新

表7 异质性分析结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	高市场化程度	低市场化程度	高区域协调水平	低区域协调水平
<i>NP</i>	0.253*** (6.493)	0.158** (2.342)	0.272*** (8.879)	0.176** (2.337)
<i>finance</i>	-0.043** (-2.093)	-0.017 (-1.599)	-0.054 (-1.471)	-0.030*** (-2.605)
<i>gov</i>	0.124 (0.419)	0.844*** (3.899)	-0.789** (-2.312)	1.035*** (4.875)
<i>shop</i>	-0.171 (-1.358)	-0.190 (-1.608)	-0.049 (-0.266)	-0.288*** (-2.863)
<i>struc</i>	0.019 (0.448)	0.117*** (3.648)	0.032 (0.619)	0.018 (0.642)
<i>pop</i>	-0.001*** (-3.878)	-0.000 (-0.772)	-0.000 (-0.257)	-0.000*** (-3.262)
常数项	1.426*** (10.533)	0.962*** (6.735)	1.215*** (6.439)	1.098*** (14.837)
城市/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1632	1632	1284	1980
R ²	0.227	0.339	0.376	0.324
p-chow	4.55***		2.94***	

资料来源:作者计算整理。

技术的运用为社会培育出高素质复合型人才,提升城市绿色技术创新水平,从而促进包容性绿色增长。为了防止单一指标衡量可能存在的估计偏误,使用绿色发明专利申请数(*app*)和绿色发明专利授权数(*grant*)对绿色技术创新水平作用机制进行探讨(见表8)。其中,在回归时对绿色发明专利申请数和授权数加1取对数。由表8列(2)、列(3)可得,解释变量*NP*对中介变量*app*和*grant*的回归系数至少在5%水平上显著为正,说明新质生产力对城市绿色技术创新水平有正向影响,即新质生产力的形成可以通过提升城市绿色技术创新水平,进而促进包容性绿色增长。验证本文假说2。

2.空间效应检验

在进行空间杜宾模型回归前,对新质生产力水平和城市包容性绿色全要素生产率两大变量进行空间自相关检验,判断是否存在空间依赖性。由表9可知,2011—2022年样本城市新质生产力水平和包容性绿色全要素生产率在空间邻接矩阵权重下的Moran's I至少在5%的水平下显著,即2011—2022年样本内全国272个城市的新质生产力与城市包容性绿色增长存在显著的空间自相关性,两者

表8 中介效应回归结果

模型	(1)	(2)	(3)
变量	<i>IGG</i>	<i>app</i>	<i>grant</i>
<i>NP</i>	0.252*** (9.370)	0.042** (2.300)	0.122*** (5.828)
<i>finance</i>	-0.029*** (-2.720)	-0.010 (-1.320)	-0.013 (-1.518)
<i>gov</i>	0.530*** (3.082)	-0.176 (-1.489)	-0.213 (-1.585)
<i>shop</i>	-0.207** (-2.443)	-0.155*** (-2.660)	0.070 (1.055)
<i>struc</i>	0.038 (1.598)	-0.057*** (-3.470)	-0.127*** (-6.813)
<i>pop</i>	-0.000*** (-3.561)	0.000 (0.749)	0.000 (1.105)
常数项	1.162*** (17.266)	1.449*** (31.416)	0.814*** (15.517)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	3264	3264	3264
R ²	0.332	0.667	0.595
F	86.966	350.825	256.666

资料来源:作者计算整理。

在空间分布上存在集聚现象,可以进一步选择恰当的空间计量模型进行研究。本文选择空间杜宾模型(SDM)进行分析^③。

表9 2011—2022年有关变量的空间相关性检验结果

年份	Moran's I			
	<i>NP</i>	Z值	<i>IGG</i>	Z值
2011	0.075**	1.964	0.181***	4.531
2012	0.087**	2.277	0.181***	4.481
2013	0.087**	2.266	0.121***	3.024
2014	0.084**	2.187	0.091**	2.287
2015	0.093**	2.432	0.079**	1.997
2016	0.098***	2.577	0.149***	3.675
2017	0.140***	3.604	0.159***	3.916
2018	0.091**	2.426	0.170***	4.207
2019	0.086**	2.293	0.128***	3.186
2020	0.092**	2.416	0.185***	4.578
2021	0.088**	2.315	0.170***	4.207
2022	0.076**	2.016	0.129***	3.212

资料来源:作者计算整理。

表10为空间计量模型即式(4)在空间邻接矩阵权重下的回归结果,由表10列(3)可得,新质生产力对城市包容性绿色增长的影响系数为0.275,且在1%水平上显著,相比基准回归系数变大,不能忽视

表10 空间杜宾模型回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	SEM	SAR	SDM	W*NP	直接效应	间接效应	总效应
变量	IGG	IGG	IGG	IGG	IGG	IGG	IGG
<i>NP</i>	0.274*** (10.69)	0.259*** (10.34)	0.275*** (10.66)	-0.167*** (-3.54)	0.270*** (10.16)	-0.125* (-2.11)	0.145** (2.16)
<i>finance</i>	-0.030** (-2.96)	-0.029** (-2.89)	-0.032** (-3.09)	0.024 (1.28)	-0.031** (-3.19)	0.020 (0.89)	-0.011 (-0.48)
<i>gov</i>	0.408* (2.38)	0.441** (2.75)	0.318 (1.77)	0.503 (1.89)	0.373* (2.20)	0.736* (2.37)	1.108*** (3.32)
<i>shop</i>	-0.256** (-2.98)	-0.214** (-2.70)	-0.275** (-2.98)	0.353** (2.59)	-0.259** (-2.98)	0.365* (2.38)	0.106 (0.69)
<i>pop</i>	-0.000* (-2.10)	-0.000** (-2.83)	-0.000** (-2.75)	-0.001*** (-4.66)	-0.000*** (-3.44)	-0.002*** (-5.11)	-0.002*** (-5.47)
<i>struc</i>	0.056* (2.44)	0.048* (2.14)	0.035 (1.51)	-0.125*** (-3.30)	0.030 (1.30)	-0.142** (-3.11)	-0.113* (-2.18)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>rho</i>		0.249*** (10.95)	0.242*** (10.58)				
N	3264	3264	3264	3264	3264	3264	3264
R ²	0.041	0.022	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002

资料来源：作者计算整理。

新质生产力与城市包容性绿色增长之间存在空间交互影响。本文还列出了SEM和SAR模型进行对照。进一步将解释变量对被解释变量的效应分为直接效应和间接效应,如列(5)―(7)所示,可以看出其直接效应在1%水平上显著为正、间接效应显著为负,总效应显著为正。综上所述,本地区新质生产力发展会促进当地城市包容性绿色增长,对周边城市包容性绿色增长起抑制作用。究其原因,由于本地区新质生产力发展带来的经济效益和社会效益会吸引周边城市劳动力和资本,促使优质生产资源的流动和再分配,产生“虹吸效应”,使周边城市缺少发展动力。同时,有限的资源下中心城市所具有的相对政策优势和市场竞争力会抢占周边城市的发展机会,从而削减周边城市包容性绿色增长的速度,验证本文假说3。

六、结论与启示

在新质生产力迅猛发展的背景下,如何以更加包容和绿色的方式助推社会进步,即兼顾经济增长、社会公平和绿色转型成为一个重要议题。在此背景下,本文基于2011—2022年中国272个地级及以上城市的面板数据,采用固定效应模型和中介效

应模型探讨新质生产力对城市包容性绿色增长的影响及机制。研究发现,新质生产力对城市包容性绿色增长有显著的正向影响。机制分析表明,新质生产力能够通过提升城市绿色技术创新水平促进城市包容性绿色增长。异质性分析表明,新质生产力促进城市包容性绿色增长的效果在市场化程度较高和区域协同水平较高的城市中更为明显。通过空间计量模型检验后证实,新质生产力发展可能会导致“虹吸效应”,抑制周边城市包容性绿色增长。基于以上研究结论,本文提出以下建议,以期为新质生产力促进城市包容性绿色增长提供政策参考。

第一,加快培育和发展新质生产力,为城市包容性绿色增长提供新动能。一是强化顶层设计。在国家整体部署和战略规划下探寻新质生产力发展路径,优化制度保障环境,强化资金保障体制,构建多层次协同机制,引导重点产业发展,调整生产力空间布局。二是构建高质量基础设施建设。基础设施链接着供给与需求,能促进技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级和进一步提高全要素生产率,是贯通国内大循环、畅通国内国际双循环的关键,要打造“数字化”“绿色化”技术双轮驱动的高质量基础设施。三是培养创新

型人才。人才是科技创新的根本源泉和衡量国家竞争力的重要指标,要多措并举推进人才培养工作,完善高等教育学科体系和人才支持体系,强化技能型人才储备,为发展新质生产力注入源头活水。

第二,增强城市经济主体绿色创新活力,激发全民参与创新创业动力。创新创业拓宽了新质生产力与城市包容性绿色增长之间的传导路径,也是促进经济增长的重要引擎。绿色技术创新将“低碳化”“清洁化”融入传统创新概念中,是培育和发展新质生产力的关键驱动力。一方面,应引导新质生产力为城市创新创业主体提供必需的技术和资金支持,降低创业成本和难度,同时也要为欠发达地区居民提供创业机会与资源,促进区域间合作与社会公平,缩小地区间差异,同时强化政策引领、简化创业流程、降低创业门槛、减轻税负压力、营造良好创业环境。另一方面,绿色技术创新作为驱动经济低碳转型的关键,要构建多维度政策支持体系、完善绿色转型市场激励机制,聚焦绿色创新核心技术攻关,加速科技成果转化落地。培育绿色创新交易平台,为各类创新创业主体开展针对性的绿色创新指导和培训,打造新型绿色产业集群,鼓励传统产业转型升级,提升整体绿色技术创新水平。

第三,正确处理政府与市场关系,构建府市协同治理框架,培育市场化创新生态。新质生产力的发展既需要政府通过政策引导和制度构建破除发展壁垒,也需要市场机制对要素进行高效配置,妥善处理政府与市场的关系是经济体制改革的核心问题,也是发展新质生产力的关键。市场化是培育和发展新质生产力的重要制度引擎,新质生产力赋能城市包容性绿色增长离不开高水平的社会主义市场经济体制。首先,优化政府职能,政府应减少对市场的干预,职能转变为宏观顶层设计和政策监管,强化法制保障,明确职能边界,积极谋求“有为政府”和“有效市场”的动态平衡。其次,深化要素市场化改革,健全要素产权与交易制度,破除要素流通壁垒,全面释放新型生产要素的创新驱动力与市场辐射力。最后,破除地方保护主义和市场分割,营造公平良好的市场环境,严格落实竞争中性原则,构建包容开放的监管体系,着力培育有活力、竞争力的市场主体,建设规范、公平的国内统一大市场。

第四,缩小地区间发展差距,强化空间协同效能。区域间发展差距会导致优质资源向中心城市的流入,从而抑制新质生产力对城市包容性绿色增长的促进作用。因此,一方面要积极发挥中心城市在技术和资源上的辐射带动和战略支点作用,中心城市凭借完善的产业要素配置,形成新型技术和资源的首发优势,通过都市圈一体化打造区域创新发展共同体,构建跨行政区合作发展新机制,突破地区间壁垒,促进要素高效流动和优化配置,发挥市场在资源配置中的决定作用。同时,要结合区域资源禀赋与产业基础,明确不同城市区域在新质生产力培育和发展中的战略地位和功能定位,实施差异化发展战略,优化产业区域协调布局,突出因地制宜发展新质生产力。另一方面,努力谋求区域间发展机会均等化,矫正资源分配机制,依据地方发展情况和人口规模等合理量化分配资源,避免资源错配,重点向偏远地区和欠发达地区实施教育、医疗等基础资源倾斜,加速“包容性”“普惠性”资源积累,消除由于地理因素导致的发展机会差异。

注释

①能源消费强度指标表示为能源消费总量与GDP之比。能源消费总量指标选取参见杨刚强等:《数字经济的减排效应:理论穿析与经验证据》,载《中国工业经济》2023年第5期,第80—98页。②数字经济相关发明专利授权数指标选取参见孙勇等:《数字技术创新对产业结构升级的影响及其空间效应——以长江经济带为例》,载《软科学》2022年第10期,第9—16页。③限于篇幅,未能展示LM和Wald检验结果,如有需要可联系作者索取。

参考文献

- [1]刘成坤,张茗泓.城市能否因“智慧”而“绿色包容”:基于中国智慧城市试点的准自然实验[J].中国人口·资源与环境,2024(1).
- [2]KESSLER J J, SLINGERLAND S. Study on public private partnerships for contribution to inclusive green growth[R]. Amsterdam, Netherlands: PBL Netherlands environmental assessment agency, 2015.
- [3]张涛,李均超.网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距:基于双重机器学习的因果推断[J].数量经济技术经济研究,2023(4).
- [4]徐辉,武彦青.可持续发展目标下全球包容性绿色增长指数测度研究[J].经济地理,2025(1).
- [5]马玉林,马运鹏.数字经济对城市包容性绿色增长的影响

- 研究[J/OL].科研管理,1—13[2025-07-03].
- [6]陈明华,谢琳霄,李倩,等.黄河流域包容性绿色增长绩效评价及地区差距:基于减污降碳和共同富裕双重目标的经验考察[J].资源科学,2023(3).
- [7]马茜,廖薏,张红兵.网络基础设施建设、知识流动与城市包容性绿色增长:基于调节中介与链式中介的综合分析框架[J].统计研究,2024(8).
- [8]周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10).
- [9]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).
- [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(6).
- [11]杜传忠,疏爽,李泽浩.新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J].经济纵横,2023(12).
- [12]徐政,郑霖豪,丁守海.新质生产力促进共同富裕的内在机理与策略选择[J].改革,2024(4).
- [13]杨秋菊,王文福.数字普惠金融、新质生产力与城乡共同富裕[J].中国流通经济,2024(6).
- [14]侯冠宇,张震宇.新质生产力赋能共同富裕的理论逻辑、关键问题与现实路径[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2024(3).
- [15]杨仕菊,叶晓宣.新质生产力赋能绿色发展的逻辑理路、价值意蕴与实践路径[J].北京理工大学学报(社会科学版),2024(6).
- [16]王柯丹,刘颖,汪寿阳.数据要素与绿色创新:基于新质生产力视角[J].财经问题研究,2024(9).
- [17]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).
- [18]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(3).
- [19]刘玉斌,赵天宇,郭树龙.战略性新兴产业创业投资引导基金能促进企业创新吗?[J].产业经济研究,2023(1).
- [20]王林辉,王辉,董直庆.经济增长和环境质量相容性政策条件:环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验[J].管理世界,2020(3).
- [21]宋清华,周学琴.金融科技能提升城市包容性绿色全要素生产率吗?[J].中南财经政法大学学报,2024(2).
- [22]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).
- [23]李华,董艳玲.中国经济高质量发展水平及差异探源:基于包容性绿色全要素生产率视角的考察[J].财经研究,2021(8).
- [24]刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024(3).
- [25]黄群慧,盛方富.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).
- [26]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(6).
- [27]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021(5).
- [28]樊纲,王小鲁,张立文,等.中国各地区市场化相对进程报告[J].经济研究,2003(3).

The Impact of New Quality Productive Forces on Inclusive Green Growth in Cities

Hu Yan Chen Zaiqin Li Yan

Abstract: New quality productive forces provides an opportunity to promote inclusive green growth in cities. Based on panel data from 272 prefecture level and above cities in China from 2011 to 2022, this study empirically examines the impact and mechanism of new quality productive forces on inclusive green growth in cities. The results indicate that new quality productive forces can promote inclusive green growth in cities. Mechanism analysis shows that new quality productive forces can promote inclusive green growth by enhancing the level of urban green technology innovation. Heterogeneity analysis shows that the empowering effect of new quality productive forces on inclusive green growth in cities is more pronounced in cities with higher levels of marketization and regional coordination. The spatial spillover effect test shows that there is a negative spillover effect of new quality productive forces on inclusive green growth in surrounding cities. To further leverage the role of new quality productive in promoting inclusive green growth, it is necessary to enhance the development level of new quality productive in cities, accelerate the marketization process, and strengthen the synergy among regions.

Key Words: New Quality Productive Forces; Inclusive Green Growth; Green Technology Innovation

(责任编辑:江 夏)