

新质生产力对绿色发展的影响分析

陆丽芬, 赵月旭

杭州电子科技大学经济学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年11月25日; 录用日期: 2024年12月21日; 发布日期: 2024年12月26日

摘要

本研究旨在深入探讨新质生产力对中国绿色发展的影响机制, 基于2018~2022年全国31个省份的统计数据, 构建了基于熵权法的新质生产力评价指标体系与基于DPSIR模型的绿色发展指标体系, 建立了双向固定效应基准模型, 并结合稳健性检验, 验证了模型的稳健性。研究表明, 科技创新和研发投入显著增强了新质生产力的水平, 并且新质生产力对绿色发展发挥了显著的正向促进作用, 特别是在生产要素的创新性配置方面。进一步分析发现, 新质生产力对绿色发展的推动不仅体现在本地区, 还具有明显的空间溢出效应, 通过空间杜宾模型揭示了新质生产力与邻近地区绿色发展之间的互动关系。

关键词

新质生产力, 绿色发展, 面板回归模型, 空间溢出效应

Analysis of the Impact of New Quality Productivity on Green Development

Lifen Lu, Yuexu Zhao

School of Economics, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou Zhejiang

Received: Nov. 25th, 2024; accepted: Dec. 21st, 2024; published: Dec. 26th, 2024

Abstract

This study aims to explore the impact mechanism of new-type productive forces on green development in China. Based on statistical data from 31 provinces across the country from 2018 to 2022, an evaluation index system for new-type productive forces is constructed using the entropy weight method, and a green development index system is developed using the DPSIR model. The study establishes a two-way fixed-effects baseline model, and applies robustness tests to validate the model's reliability. The results show that technological innovation and R&D investment significantly enhance the level of new-type productive forces, and new-type productive forces have a significant

positive effect on green development, especially in the innovative allocation of production factors. Further analysis reveals that the promotion of green development by new-type productive forces is not only evident within the region but also has a notable spatial spillover effect. The spatial Durbin model uncovers the interactive relationship between new-type productive forces and green development in neighboring regions.

Keywords

New Quality Productivity, Green Development, Panel Regression Model, Patial Spillover Effect

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2024 年 1 月 31 日, 习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时强调, “加快发展新质生产力, 扎实推进高质量发展”。发展新质生产力对全球可持续发展和经济转型有重要意义, 旨在通过绿色低碳技术、数字化转型以及人工智能等新兴科技推动经济增长, 实现经济与环境的协同进步。

与传统工业化发展模式相比, 绿色发展更加复杂且具有较长的储备周期, 迫切需要系统化的科技创新和政策支持。构建绿色低碳循环经济体系不仅是实现高质量发展的基础, 也是推动绿色生产力的重要动力。加快绿色科技创新和先进绿色技术的应用, 已成为推动绿色产业链形成、优化资源配置和实现产业可持续发展的关键措施。

习近平总书记进一步指出, 科技创新能够催生新产业、新模式、新动能, 是发展新质生产力的核心要素。新质生产力作为经济社会高质量发展的新引擎, 深度融合了数字化和绿色化两大趋势。这一融合不仅为传统行业注入了新的活力, 也为经济结构优化提供了新的路径。人工智能作为新质生产力的重要组成部分, 正在通过技术迭代和应用创新, 提升各行业的生产效率, 改善生态环境, 进而促进现代化产业体系的构建。

在上述背景下, 本文基于全国省域的统计数据, 利用面板基准回归模型, 分析了新质生产力对绿色发展的影响程度与显著性, 探究了新质生产力对绿色发展的影响机制。希望研究结果能为当前加快实现绿色低碳转型、推动高质量发展提供科学依据, 同时也为相关政策制定提供切实可行的参考建议。

2. 文献综述

卢江等(2024)分析了我国各省新质生产力水平的显著差异, 特别是发展领先省份与相对落后省份之间的差距不断扩大[1]。这一“俱乐部趋同”现象反映了区域间经济发展不平衡的问题, 进一步凸显了科技创新在不同地区作用的显著不均衡性。许红丹(2024)基于中国 30 个省级面板数据, 运用 TVP-VAR 模型和空间动态计量模型分析, 指出实现高质量经济增长需要科技、资本、基础设施和制度环境的多因素协同作用, 这种模式为经济可持续发展提供了有效的理论框架[2]。唐飞(2023)则通过主成分分析法和熵值法构建的耦合协调度模型研究了长三角城市群的科技创新与经济高质量发展, 强调科技创新在推动区域经济可持续发展中起到了关键性作用, 建议加大创新投入以进一步提升地区绿色发展水平[3]。

中国生产力促进中心协会提出, 新质生产力理论应包括科技的革命性突破、生产要素的创新性配置及产业深度转型, 并特别指出人工智能等先进技术是推动新质生产力的重要引擎。人工智能不仅能够提

升劳动生产率, 还能提高资源使用效率, 成为推动绿色发展不可忽视的力量。杨新梅(2022)基于 2003 至 2019 年中国 286 个城市的面板数据, 分析了经济增长压力与城市绿色发展水平之间的倒 U 型关系, 表明适度的经济增长压力有助于绿色发展, 而过大的压力则可能产生负面效应。这一结论凸显了在经济增长与环境保护之间保持平衡的复杂性和挑战性[4]。

张艳(2019)利用数据包络分析(DEA)方法和 Tobit 模型, 提出新时代中国绿色发展的系统路径选择, 强调在微观、中观和宏观层面上进行政策协同与创新实践。通过这些研究, 尽管科技创新对绿色发展的正向影响逐渐得到了学界的共识, 但关于如何有效协调各区域间的差异性发展, 以及新质生产力的具体影响路径, 仍未形成一致的理论结论[5]。谢雨桐(2022)通过耦合协调模型分析中国科技创新与绿色发展的关系, 发现全国整体协调水平逐步提升, 但在空间上仍然呈现“东高、中平、西低”的分布格局, 显示出明显的区域不平衡性[6]。

以往的研究表明, 科技创新、生产要素优化配置以及政策扶持在推动绿色经济转型方面发挥着至关重要的作用, 肯定了这一领域研究的必要性。尽管已有大量研究探讨了这些关系, 然而关于新质生产力的具体影响机制仍存在诸多探究的空间。此外, 多数区域性研究仍以长三角和京津冀等经济发达地区为研究对象, 未能全面覆盖全国不同区域的差异性及其内在原因, 导致难以有效揭示全国范围内的空间异质性问题。

本研究通过文献调查, 从科技革命性突破、生产要素的创新配置、以及产业深度转型升级这三个关键维度探索新质生产力的演进。在此基础上, 构建基准模型来具体分析新质生产力对各地区绿色发展的影响力度与机制。为了深入解析地区间的异质性和潜在的协同效应, 本研究创新性地引入空间杜宾模型探索新质生产力的空间溢出效应, 即地区间的新质生产力发展如何影响邻近地区的绿色发展表现。增强了对新质生产力和绿色发展互动机制的理解, 促进了可持续发展目标的实现。

3. 研究设计与模型构建

3.1. 指标体系构建

Table 1. Evaluation index of new quality productivity

表 1. 新质生产力评价指标

一级指标	权重(%)	二级指标	权重(%)	三级指标	权重(%)	指标属性
科学技术革命性突破	38.851	研发投入	25.160	R&D 经费	9.729	正向
				R&D 全时当量	11.660	正向
				R&D 经费投入强度	3.771	正向
		科技成果	13.692	专利申请数量	13.692	正向
生产要素创新性配置	41.621	资本结构创新	23.600	外商投资总额	13.411	正向
				科学研究和技术服务业投资增长率	10.189	正向
		产业创新	18.021	电子商务销售额	4.058	正向
				互联网宽带接入端口数	7.993	正向
				电信业务量	4.241	正向
				光缆线路长度	1.729	正向
产业深度转型升级	19.528	产值结构	0.442	第三产业的比重	0.442	正向
		政策支持力度	8.839	财政科学技术支出	8.839	正向
		产业升级优化	10.247	人工智能产业数量	10.247	正向

通过文献梳理, 本文以王昌林(2024)所提出的新质生产力的三大主要表现—科学技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级作为一级指标[7], 来构建相应的解释变量。

本文选取了 3 个一级指标, 13 个三级指标来构建新质生产力指标体系, 以尽可能全面、准确地反映新质生产力的发展状况。具体评价指标见表 1。

“驱动力 - 压力 - 状态 - 影响 - 响应”模型(DPSIR)是一种用于环境管理和政策分析的概念框架。该模型旨在系统地分析和描述人类活动如何通过各种驱动力对环境产生压力, 导致环境状态的变化, 进而对人类社会产生影响。

本文参考了李双双(2023)所构建的生态安全动态评价 DPSIR 模型[8], 借鉴朱帮助(2019)所构建的绿色发展评价指标体系[9], 利用 5 个一级指标, 14 个三级指标构建了本文的绿色发展综合评价指标体系, 如表 2 所示。

Table 2. Evaluation indicators for green development
表 2. 绿色发展评价指标

一级指标	二级指标	指标说明	指标性质	指标权重(%)
D 驱动力	人均 GDP	地区经济发展水平(元)	正指标	3.6159291
	人均用水量	衡量水资源的人均消耗(m^3 /人)	负指标	0.4599636
P 压力	总氮排放量	整个地区排放到环境中含氮元素的物质总量(公顷)	负指标	0.8154112
	电力消费量	地区生产生活用电总量(千瓦时)	负指标	1.0749289
	二氧化硫排放量	二氧化硫排放的总量情况(吨)	负指标	1.0747691
	森林覆盖率	森林面积/区域总面积(%)	正指标	3.1707642
S 状态	年均温	按月求均值后的年均温(摄氏度)	正指标	2.2884194
	人均水资源量	水资源总量/人口数量(m^3 /人)	正指标	25.2344058
I 影响	第二产业占比	第二产业产值/总生产总值(%)	负指标	1.4131545
	人口自然增长率	$\frac{\text{出生人数} - \text{死亡人数}}{\text{总人口数}} \times 100\%$	负指标	1.3452067
R 响应	垃圾无害化处理量	采用无污染技术处理的垃圾总量(万吨)	正指标	44.4183121
	有效灌溉面积	灌溉设施实际覆盖和服务的农业用地范围(千公顷)	正指标	5.195861
	林业草原投资	用于林业草原生态修复的投资总额(万元)	正指标	5.4749037
	造林总面积	新造林面积、更新造林面积以及扩展造林面积(公顷)	正指标	4.4179707

在研究新质生产力对绿色发展的影响中, 本文选择了劳动人口数、普通本专科毕业生数、规模以上工业企业开发新产品经费和技术市场成交额这四个控制变量, 变量覆盖了人力资源、教育水平、技术创新和技术商业化四个关键领域, 可以有效控制外部干扰因素, 帮助更准确地识别新质生产力对绿色发展的影响路径和作用机制。

- (1) 劳动人口数: 采用一定年龄范围内, 具有劳动能力并可能参与社会劳动的人口数量来衡量;
- (2) 规模以上工业企业开发新产品经费: 采用规模以上工业企业开发新产品而投入的全部经费来衡量;
- (3) 普通本、专科毕业生数: 采用一定时期内普通高等教育机构中完成本科或者专科教育并获得相应学历证书的学生总数来衡量;

(4) 技术市场成交额：采用一定时期内通过技术市场进行的技术交易合同的总金额来衡量；

3.2. 数据来源

为了确保数据来源的真实可靠性，本研究中的实证模型中所涉及的相关数据主要来源于《中国统计年鉴》和《中国高科技统计年鉴》。这些年鉴由中国官方机构发布，提供了详尽可靠的统计数据，覆盖了全国各级行政区域。为了保证数据的完整性以及时效性，我们选取了我国 31 个省份(除港澳台) 2018~2022 年的数据，总数据量为 4805 个，以反映最新的科技发展、社会发展情况以及绿色发展情况。

3.3. 数据处理

数据预处理能够确保数据的质量和一致性，以便能够从中提取有用的信息和构建有效的模型。预处理过程主要包括对缺失值、异常值和重复数据的处理。对于异常值和重复数据，我们识别并直接删除；对于缺失值，我们利用牛顿插值法进行拟合数值。

具体而言，以原始数据表中 2021 年上海造林总面积(公顷)的缺失值为例，我们利用牛顿插值法进行拟合数值，拟合曲线如图 1 所示，因此填充数值为 3967.621。

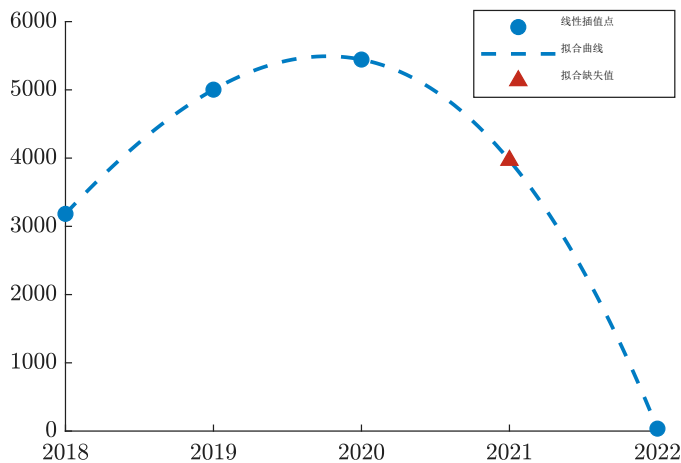


Figure 1. Newtonian interpolation fits the curve
图 1. 牛顿插值法拟合曲线图

在获得完整数据表的基础上进一步依托熵权法客观反映了各个指标的相对重要性，各指标权重如表 1 和表 2 所示，使用新质生产力与绿色发展情况的综合得分作为自变量和因变量进行回归分析，有效消除指标选择的偏差并确保回归模型结果的可靠性与准确性。构建起评价各地区发展水平的新质生产力指数和绿色发展指数。其中，指数的分数越高表示该地区在该方面的表现越好。

3.4. 模型选择

为了确定最优模型，我们进行了 F 检验和 Hausman 检验，检验结果见表 3。

Table 3. Results of the F -test and Hausman's test
表 3. F 检验和 Hausman 检验的结果

F 检验		Hausman 检验	
F	15.91	χ^2	6.39
p	0.0000	p	0.2704

首先, 我们进行了 F 检验。根据 F 分布表和给定的显著性水平(0.05), 找到临界 F 值。如果计算出的 F 值大于临界值, 则拒绝简化模型, 认为完全模型中包含的额外变量是显著的。对模型进行 F 检验后, 我们得到 $p = 0.000$, 这表明拒绝使用简化模型。

其次, 我们进行了 Hausman 检验, 其中检验统计量服从卡方分布。若 F 值大于给定自由度下的卡方分布临界值, 则拒绝随机效应模型, 选择固定效应模型。根据 Hausman 检验结果, p 值大于 0.1, 不拒绝原假设。可见选择两种模型均可, 考虑到个体和时间产生的双重影响, 本文最终选择使用双向固定效应模型。

为检验新质生产力对绿色发展指数的影响, 由此构建了以下基准回归模型:

$$Ingreen_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NQ_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \sum year_t + \sum area_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中, i 和 t 分别代表各省份和年份, 被解释变量 $Ingreen_{i,t}$ 表示绿色发展指数, 核心解释变量 $NQ_{i,t}$ 表示新质生产力, $controls_{i,t}$ 表示控制变量, $\sum year_t$ 和 $\sum area_i$ 分别表示年份固定效应和省份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

4. 实证分析

4.1. 基准回归分析

利用 Stata 软件, 我们对全国 31 个省份进行了基准回归, 最终得到了基准回归模型的结果, 如表 4 所示。其中, 列(1)未加入控制变量, 即只控制了省份和年份的固定效应。列(2)到列(4)逐步加入了控制变量劳动人口数、规模以上工业企业开发新产品经费、普通本专科毕业生数以及技术市场成交额, 最后我们考虑了在新质生产力指数及四个控制变量对绿色发展的整体基准回归模型。

Table 4. Benchmark regression analysis results
表 4. 基准回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>
新质生产力指数	1080*** (0.154)	1.311*** (0.175)	1.082*** (0.270)	0.839** (0.264)	0.829*** (0.270)
劳动力人口数		-4.132* (1.611)	-4.724** (1.695)	-3.080 (1.668)	-3.101 (1.678)
规模以上工业企业 开发新产品经费			0.245 (0.220)	-0.005 (0.219)	-0.014 (0.224)
普通本专科毕业生数				0.526*** (0.140)	0.514** (0.153)
技术市场成交额					0.022 (0.106)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注: ()里为稳健标准误差, 显著性水平* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

表 4 中列(1)为新质生产力对绿色发展指数的回归系数为 1.08, 在 0.1%水平上显著, 可见新质生产力

对绿色发展存在较强的正向促进效应。列(2)至列(4)依次加入控制变量，使得新质生产力系数有所变动，但仍然保持在 1%的显著性水平，由此认为新质生产力能够促进绿色发展。

在控制变量中“普通本专科毕业生”和“技术市场成交额”系数为正，且“普通本专科毕业生”回归系数较高，说明两者对绿色发展产生都起到了促进作用而“普通本专科毕业生”效果更为显著；“劳动人口数”和“规模以上工业企业开发新产品经费”呈现负的回归系数，原因可能是部分传统生产被机器取代，尽管提高了生产效率，但也可能在生产开发过程中加剧了环境污染，从而对绿色发展产生抑制作用。

4.2. 稳健性检验

稳健性检验是评价方法和指标解释能力的强壮性的一种检验方式，能够帮助我们评估模型的鲁棒性。通过删除一级指标、OLS 回归以及缩尾处理，我们对拟合的回归模型进行稳健性检验，具体结果如表 5 所示。

Table 5. Robustness test of regression models
表 5. 回归模型的稳健性检验

	(1) 原回归系数	(2) 剔除一级指标	(3) OLS 回归	(4) 缩尾处理
新质生产力指数	0.829** (0.270)	0.942** (0.280)	0.839** (0.283)	0.896*** (0.262)
劳动力人口数人	-3.101 (1.678)	-3.276 (1.671)	-0.173 (0.203)	-3.224 (1.653)
规模以上工业企业 开发新产品经费	-0.014 (0.224)	0.205 (0.190)	-0.206 (0.229)	0.026 (0.226)
普通本专科毕业生数	0.514** (0.153)	0.522*** (0.151)	0.593*** (0.164)	0.548*** (0.158)
技术市场成交额	0.022 (0.106)	0.020 (0.105)	0.029 (0.131)	-0.014 (0.108)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	155	155	155	155
R ²	0.494	0.490	0.494	0.494

注：()里为稳健标准误差，显著性水平* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

表 5 中，四列分别运用了四种不同的处理方法，列(1)是原回归结果，列(2)剔除了一级指标，列(3)和列(4)分别进行 OLS 和缩尾处理且都控制了地区固定效应和年份固定效应，这有助于减少遗漏变量对估计结果的影响，从而提高模型的可靠性。分析发现四种处理方法下回归系数都为正且与原回归系数相差不大，均在 1%水平上显著，这表明新质生产力指数对绿色发展指数具有正向影响，且这一结果在多种处理下均保持稳定这说明了模型的估计结果相对稳健。

4.3. 区域异质性分析

由于各省之间发展水平存在着差异，所建立的总基准模型尚有一定的瑕疵。为了更好地刻画新质生

产力与绿色发展之间的关系，综合考虑了行政区划、城乡分类、地理分区以及绿色发展水平等因素，对全国 31 个省份(除港澳台)进行地区划分成了五个区域，结果如表 6 所示。然后再利用 ArcGIS 软件绘制了区域划分图如图 2 所示。然后，我们对各个区域重新拟合了基准回归模型。以区域一为例，其基准回归结果如表 7 所示。

Table 6. Regional division table of 31 provinces (excluding Hong Kong, Macao and Taiwan) in China
表 6. 全国 31 个省份(除港澳台)区域划分

区域划分	区域中所包含省份	区域平均绿色发展指数
区域一	浙江、江苏、广东、山东	0.4859999
区域二	北京、上海、安徽、福建、江西、湖南、湖北、四川	0.4139123
区域三	重庆、河北、河南、广西、陕西、辽宁	0.3719019
区域四	贵州、云南、天津、山西、海南、甘肃、内蒙古	0.3151793
区域五	吉林、新疆、宁夏、黑龙江、青海、西藏	0.3404327

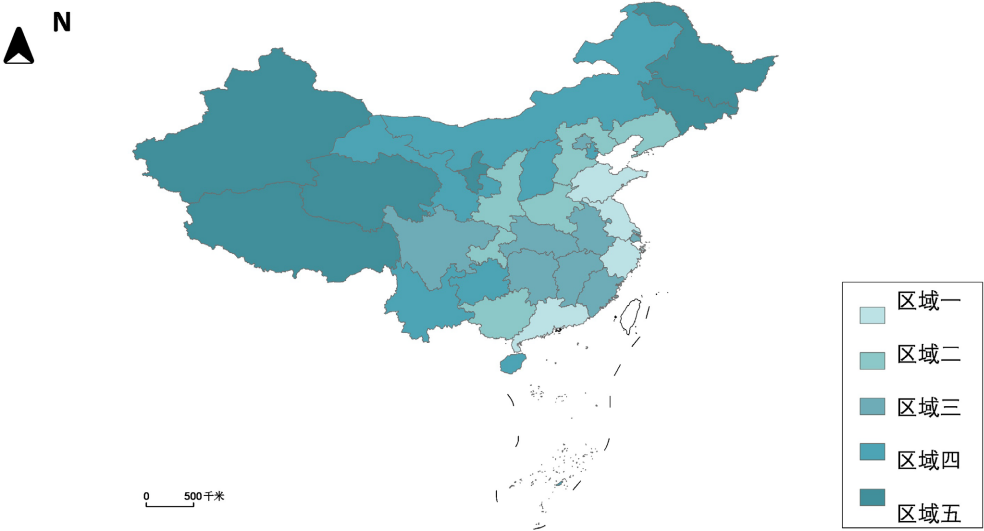


Figure 2. Regional division map of 31 provinces (excluding Hong Kong, Macao and Taiwan) in China
图 2. 全国 31 个省份(不含港澳台)区域划分图

Table 7. Baseline regression results for region 1
表 7. 区域一的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>	<i>Ingreen</i>
新质生产力指数	1.694*** (0.188)	2.277*** (0.227)	2.155*** (0.376)	2.477*** (0.257)	2.804*** (0.188)
劳动力人口数		-0.967** (0.299)	-1.063* (0.387)	-1.925*** (0.341)	-2.195*** (0.230)
规模以上工业企业 开发新产品经费			0.052 (0.124)	0.412* (0.126)	0.661*** (0.106)
普通本专科毕业生数				-0.703** (0.190)	0.802*** (0.124)

续表

技术市场成交额					-0.178** (0.050)
R ²	0.847	0.918	0.911	0.963	0.985
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注：()里为稳健标准误差，显著性水平* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

从表 7 中可以看出，区域一的新质生产力对绿色发展指数的回归系数为 1.694，在 0.1%水平上显著，并且逐步加入控制变量后依然保持在 0.1%的显著性水平，而且 R^2 检验值达到 0.847，说明模型拟合较好。在区域一中，新质生产力指数的正向影响系数更大，范围为 1.694 到 2.804。这意味着在该区域内，新质生产力对绿色发展的促进作用更为强烈。

此外，我们对其它四个区域也进行了模拟拟合，由于篇幅受限，其它各区域的拟合结果不作展示。从拟合结果中，我们发现各区域的新质生产力对绿色发展指数的回归系数相差较明显，这说明各区域的新质生产力和绿色发展存在异质性。

4.4. 空间溢出效应分析

为了进一步探讨新质生产力对绿色发展指数是否存在空间溢出影响，以及是何种作用效果，本研究选择空间杜宾模型(SDM)来研究我国各地区新质生产力发展与绿色发展指数间的空间关联和影响效应，并建立了以下空间计量模型：

$$Ingreen_{i,t} = \beta_0 + \rho WIngreen_{i,t} + \beta_0 NQ_{i,t-1} + \beta_j X_{ij} + \theta_1 Wdig_{i,t-1} + \theta_j \beta_j X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 ρ 表示空间滞后系数， $W \cdot dig$ 表示新质生产力的空间滞后变量， W 代表空间地理矩阵，由城市经纬度计算的城市 i 和 j 的距离 d_{ij} 构建以考察区域间的相互作用和影响。

通过构建空间杜宾模型，我们获得了回归结果，如表 8 所示。表中 $Coef_1$ 列是各指标的回归系数， $Coef_2$ 列是邻域对本区域产生影响的变量的系数。

Table 8. Analysis results of the spatial Durbin model
表 8. 空间杜宾模型的分析结果

变量名称	Coef ₁	Coef ₂	Spatial	Variance
新质生产力指数	2.208154 (1.12)	1.98804** (0.27)		
劳动力人口数	0.4732041 (2.17)	1.46158 (0.73)		
规模以上工业企业开发新产品经费	-0.1524799 (-1.01)	-0.1524799 (-2.01)		
普通本专科毕业生数	0.1007668 (0.83)	-0.1524799 (-2.55)		
技术市场成交额	-0.0289608 (0.680)	4.014503 (2.76)		

续表

ρ	0.1846154 (0.73)	
σ_e^2		0.001244 (7.68)
Lgt_θ		-0.0289608 (-14.66)

注：()里为稳健标准误差，显著性水平。 $*p < 0.05$ ， $**p < 0.01$ ， $***p < 0.001$ 。

在表 8 中，新质生产力的回归系数为 2.208，在统计学角度上验证了新质生产力对绿色发展具有正面推动作用的假设。新质生产力的空间滞后项在 1% 的显著性水平上呈现出显著性，表明地区新质生产力的提升不仅是本区域内部因素的结果，同时也受到周边地区新质生产力水平的显著影响。新质生产力在一定程度上具有包容性，有助于加速各生产要素的流动，进而促进区域间的技术交流与人才流动。这种交互作用促成了技术合作，推动了产业数字化的同步发展，拓展了区域间的技术交流，并增强了技术的区域影响力。由此，高耗能产业的比重得到了有效降低，为绿色发展铺平了道路。因此可以认为新质生产力对绿色发展存在一定的空间溢出效应。

5. 结论与建议

5.1. 结论

首先，关于新质生产力的指标评价体系，通过采用熵权法，并结合科学技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级这三个核心维度我们成功地建立了一个全面且合理的指标体系。研究发现通过科技成果创新和提高研发投入能够显著增强新质生产力的效度，符合“科学是第一生产力”的推理论断。

其次，新质生产力对于中国绿色发展的正向促进作用得到了充分验证。通过构建基准模型，我们发现新质生产力对绿色发展指数具有较强的正向影响，其中生产要素创新性配置起主要作用，随着外商投资数额、科学研究和技术服务业投资不断增长，促使企业对绿色技术创新投入增多，专利申请和成果转化应用率大大提高。同时，随着产业深度转型升级，政府支持力度加大，新质生产力指数也随之增加。在基准回归中加入控制变量后，发现普通本专科生毕业生数增加对于绿色发展起正向作用，表明随着教育水平提升，高等教育人数增多对于新质生产力促进绿色发展具有显著影响，通过稳健性检验，进一步证实了结论。

最后，通过构建空间杜宾模型，我们深入探讨了新质生产力对相邻地区绿色发展的空间溢出效应。研究结果表明，各省的绿色发展存在一定的空间关系，且各地间发展不平衡，由绿色发展指数表可以看出：北京、江苏、山东等地年平均绿色发展指数均在 0.5 以上，远远超过其他城市，而西藏、宁夏、青海等地却不足 0.25，显著表现出各地绿色建设差异化明显。由空间杜宾模型分析可以看出新质生产力有空间溢出效应，新质生产力的提升不仅有助于本地区的绿色发展，而且能够对相邻地区的绿色发展产生积极影响，在一定程度上促进了各生产要素的流动，进而促进区域间的技术交流与人才流动。这种交互作用促成了技术合作，推动了产业数字化的同步发展，并增强了技术的区域影响力。这一结论不仅拓宽了我们对于新质生产力作用机制的理解，而且为区域协调发展提供了新的视角。

新质生产力作为中国绿色发展的重要推动力量，其指标体系的建立、对绿色发展的正向影响以及空间溢出效应的研究，都具有重要的理论和实践意义。这些结论不仅有助于我们更深入地理解新质生产力的内涵和作用机制，而且为中国的绿色发展战略和区域协调发展提供了有力的支撑和指导。

5.2. 政策建议

首先, 加速发展新质生产力, 为经济增长提供新动力。我国应强化绿色技术创新主体培育, 支持企业加大绿色技术创新投入、专利申请和成果转化应用, 增加中国人均 GDP。科技创新引领绿色发展, 应加快关键核心技术攻克, 加快绿色低碳技术推广, 减少废气排放, 通过技术提高降低全球污染率, 大力推进绿色、低碳技术成果转化应用, 同时积极培育绿色发展新动能, 加快相关标准、技术规范的制修订, 促进关键领域绿色发展。

其次, 加快推动传统制造业转型升级。推动未来产业创新发展, 强调以传统产业的高端化升级和前沿技术的产业化落地为主线, 以前沿技术突破引领未来产业发展, 加强原创性、颠覆性技术创新, 以场景为牵引, 贯通研发与应用, 加快产业化进程; 未来战略性新兴产业将聚焦创新, 大力发展新质生产力, 推动产业高质量发展, 产业结构优化升级, 推动形成绿色低碳的产业结构和生产方式。

第三, 促进人才培育政策。鼓励科研创新型人才发展, 提供科研资金和资源用于支持基础研究和应用研究, 建立研究与产业界的合作平台加速知识转化, 为实施绿色校园计划和可持续项目的教育机构提供财政和政策支持。提高全民节约意识、环保意识, 促使全体人民共享绿色福祉。

最后, 减少区域发展差距。长江三角洲城市群应该不断提高新质生产力, 同时也应该带动周围城市群, 提供绿色发展动力, 对相邻地区的绿色发展产生积极影响, 促进区域协调发展; 对于边缘城市, 中国应该加大政策力度, 积极开展地区深化改革, 鼓励城市积极发展绿色创新生产力, 从而促进全国绿色发展。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 许红丹. 科技创新驱动经济高质量增长的机理与测度研究[D]: [博士学位论文]. 北京: 北京科技大学, 2024.
- [3] 唐飞. 科技创新对长三角城市群经济高质量发展的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 南昌: 南昌大学, 2024.
- [4] 杨新梅. 中国城市绿色发展研究: 理论、测度与影响因素[D]: [博士学位论文]. 南昌: 江西财经大学, 2022.
- [5] 张艳. 新时代中国特色绿色发展的经济机理、效率评价与路径选择研究[D]: [博士学位论文]. 西安: 西北大学, 2019.
- [6] 谢雨桐. 我国区域科技创新与绿色发展耦合协调及影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 重庆: 重庆大学, 2022.
- [7] 王昌林. 深化对新质生产力核心要义、重大意义和基本要求的认识[N]. 光明日报, 2024-04-17(004).
- [8] 李双双, 姚德利. 长江经济带生态安全动态评价[J]. 河北北方学院学报(社会科学版), 2023, 39(6): 22-28.
- [9] 朱帮助, 张梦凡. 绿色发展评价指标体系构建与实证[J]. 统计与决策, 2019, 35(17): 36-39.