

# 绿色金融对新质生产力的影响研究

## ——基于全国统一大市场视角

□郭齐洋 安 琪

**[摘 要]** 在当前经济高质量发展与绿色转型的关键阶段,绿色金融作为连接生态环境保护与经济社会发展的重要纽带,对培育和提升新质生产力具有积极意义。基于 2012—2023 年 30 个省级(除港澳台地区及西藏地区)面板数据,实证探究绿色金融对新质生产力的影响效应以及全国统一大市场对二者关系的调节作用。研究结果表明:绿色金融能显著促进新质生产力发展。调节效应检验结果显示,全国统一大市场有助于强化绿色金融对新质生产力的赋能作用。中介效应检验结果证实,技术创新在绿色金融与新质生产力关系中发挥机制作用。进一步检验发现,绿色金融对新质生产力的影响存在地理区位异质性。基于此,提出着力推动绿色金融发展、加速全国统一大市场建设进程、制定区域差异化绿色金融发展机制的政策建议,以期加速培育新质生产力、推动我国现代化进程提供理论参考。

**[关键词]** 新质生产力;绿色金融;全国统一大市场;技术创新

**[中图分类号]** F124;F832 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1006-5024(2025)10-0142-10

**[DOI]** 10.13529/j.cnki.enterprise.economy.2025.10.014

**[基金项目]** 江苏省教育厅项目“Green AI 赋能江苏省新能源汽车产业链式绿色技术创新的路径研究”(项目编号:KZ2024004)

**[作者简介]** 郭齐洋,南宁学院商学院讲师,博士,研究方向为绿色金融、工商管理;(广西 南宁 541699)

安 琪,三江学院法商学院讲师,博士,研究方向为绿色技术创新。(江苏 南京 210012)

**Abstract:** At the current critical stage of high-quality economic development and green transformation, green finance, as an important link connecting ecological environmental protection and economic and social development, holds positive significance for fostering and enhancing new quality productivity. Based on the panel data of 30 provinces (excluding Hong Kong, Macao, Taiwan and Xizang) from 2012 to 2023, this paper empirically explores the impact of green finance on new quality productivity and the moderating effect of the unified national market on the relationship between them. The research results indicate that green finance can significantly promote the development of new quality productivity. The results of the moderation effect test show that a unified national market can help strengthen the empowering effect of green finance on new quality productivity. The results of the mediating effect test confirm that technological innovation plays a mechanism role in the relationship between green finance and new quality productivity. Further inspection finds that the impact of green finance on new quality productivity has geographical heterogeneity. Based on this, policy recommendations are proposed to focus on promoting development of green finance, accelerating the construction process of a unified national market, and formulating regional differentiated green finance development mechanisms, in order to provide theoretical reference for accelerating the cultivation of new quality productivity and promoting China's modernization process.

**Keywords:** new quality productivity; green finance; unified national market; technical innovation

## 一、引言及文献综述

伴随新一轮科技革命和产业变革纵深发展,“新质生产力”作为这一变革的核心驱动力,已然成为助力我国经济实现由高速增长向高质量发展转变的关键所在。然而需注意,在培育新质生产力的路径中,仍存在创新体制机制滞后、创新能力供给不足、创新人才匮乏等诸多挑战。<sup>[1-2]</sup>基于此,如何突破创新技术壁垒,已成为加速培育新质生产力,助推我国现代化发展的关键所在。2024 年 1 月,习近平总书记于二十届中共中央政治局第十一次集体学习时表示“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力”。可见,培育发展新质生产力就是要加快推动发展方式绿色低碳转型,以绿色发展新成效持续激发新质生产力发展动能。而绿色金融是聚焦环境与经济协同发展的新型金融模式<sup>[3]</sup>,旨在引导资本投向低碳领域,助推产业结构向绿色低碳方向转型,对培育新质生产力具有重要作用。绿色金融可引导资源精准、高效地投向关键领域,助力传统产业绿色转型、战略性新兴产业及未来产业布局,与新质生产力发展需求高度契合。此外,全国统一大市场建设作为调控宏观经济的重要手段,能够提高金融一体化发展程度<sup>[4]</sup>,加快绿色金融产业创新与跨区域流通,从而提高绿色金融市场效率和活力,为新质生产力的培育创造广阔外部环境。基于上述论断,本文从全国统一大市场视角出发,系统探究绿色金融与新质生产力的逻辑关系,以期为加快新质生产力涌现提供理论支撑。

与本文研究关联性较高的文献大致分为以下两点:一方面,全国统一大市场与金融发展的研究。余明桂等(2024)<sup>[5]</sup>证实全国统一大市场有助于带动金融高质量增长。程雪军和尹振涛(2023)<sup>[6]</sup>指出全国统一大市场可推动金融科技市场稳定发展。李雯昕和范英(2025)<sup>[7]</sup>认为全国统一大市场建立有助于降低地区市场分割程度,缓解绿色金融发展的空间衰减困境。另一方面,绿色金融与新质生产力的研究。理论层面,部分学者指明绿色金融可为新质生产力的高端化、绿色化发展提供充足金融动力。<sup>[8]</sup>吴卫星和陈晓仪(2024)<sup>[9]</sup>表示,新质生产力需要绿色金融提供大量且持续的资金支持、更为完备的风险管理服务及创新性绿色金融产品。实证层面,毛晓蒙和王仁曾(2024)<sup>[10]</sup>研究得出,绿色金融对新质生产力具有显著的赋能效应,且技术创新与环境关注度是二者间有效的传导路径。周兵和李艺(2024)<sup>[11]</sup>提及绿色金融和技术创新的耦合协调是发展新质生产力的重要推手。

既有文献为本研究奠定了一定基础,但仍尚存以下局限:一是尚未有研究系统考察全国统一大市场背景下绿色金融对新质生产力的影响机制,缺乏将三者纳入统一框架的实证分析;二是绿色金融对新质生产力的影响可能不仅局限于本地,更存在跨区域技术扩散或资本流动的空间溢出效应。然而,既有文献普遍忽视对区域间互动关系的考察,未能揭示绿色金融如何通过空间关联作用于新质生产力,亦缺乏对潜在空间关系的实证检验。基于此,本文的边际贡献可能在于:第一拓展理论框架。立足金融“五大篇章”政策背景,将全国统一大市场纳入“绿色金融—新质生产力”分析框架,深度剖析三者间作用关系,以弥补相关研究领域不足。第二明晰实证视角。在考察绿色金融与新质生产力两者间作用关系基础上引入全国统一大市场,通过调节效应检验揭示全国统一大市场对绿色金融资源配置效率的强化作用,为激活绿色金融市场整合效能提供实证锚点。第三识别传导机制。验证技术创新在绿色金融推动新质生产力过程中发挥的路径传导作用,强化“金融工具—技术载体—生产力跃升”的逻辑链。

## 二、理论研究假设

### (一)绿色金融对新质生产力的直接影响

绿色金融以绿色发展为核心内涵,强调不单纯追求短期经济效益最大化,而是激发内生增长潜力,力求实现经济、社会和环境三个维度的可持续发展。在生态文明建设背景下,绿色金融的发展不断影响金融资源的配

置方向,提高金融资源在绿色发展领域的应用效率,对推动地方经济绿色转型,激发微观主体活力,进一步培育新质生产力增长引擎具有积极意义。一方面,绿色金融依托大数据、云计算等数字技术手段,能够更精准地评估项目风险和收益,实现资源最优配置<sup>[12]</sup>,并进一步通过引导资本从高污染高排放领域流入绿色发展领域,为绿色技术创新提供充足融资支持,带动相关产业链逐步完善,从而增强新质生产力的整体竞争力。另一方面,绿色金融通过构建包括绿色信贷、绿色债券、绿色基金等在内的绿色金融体系,有助于缓解融资约束对企业投资决策效果和绿色技术创新的不利影响,从而加快科技成果转化以及应用效率,破除新质生产力发展制约。综上提出:

假设 H1:绿色金融能够直接促进新质生产力发展。

### (二)全国统一大市场的调节作用机制

全国统一大市场建设能够打破地区间隐性政策藩篱及壁垒,缓解金融市场分割问题,为生产要素有序流动创造条件,从而降低绿色项目实施成本,加速绿色金融发展进程,进而强化其对新质生产力的赋能效应。具体而言,构建全国统一大市场能打破区域壁垒,促进资本、技术等要素自由流动,为绿色金融扩大服务半径、降低跨区域交易成本创造条件,进而推动绿色金融供需对接和创新发展。在此基础上,绿色金融可以更好结合大数据、物联网、人工智能等新技术,为不同类型、需求、发展阶段的企业进行远程精准画像,以此突破绿色金融服务的物理距离限制,扩大服务覆盖面的同时提高服务精准度,加快产业绿色转型升级,赋能新质生产力涌现。并且,全国统一大市场能够通过构建内外标准一致、动态平衡以及运作高效的营商环境<sup>[13]</sup>,促进国内绿色金融资源有效配置的同时,还显著增强市场对外资的吸引力,为国际资本参与我国绿色金融市场提供了更为广阔和便利的平台。得益于上述全国统一大市场环境,企业更易获得绿色债券、绿色基金等方面支持,用以推动技术创新与成果转化,强化对于培育新质生产力的支撑作用。此外,全国统一大市场建设背景下,绿色金融相关政策支持和监管环境将更健全、更透明,这有助于降低企业市场准入门槛和经营成本,鼓励低碳环保型企业开展创新实践,进一步激发绿色金融创新活力,为新质生产力发展提供良好的外部环境。由此提出:

假设 H2:全国统一大市场能够强化绿色金融对新质生产力的赋能作用。

### (三)绿色金融对新质生产力的间接影响

熊彼特创新理论中提出,技术创新是一种“创造性破坏”过程,即技术创新会重塑生产方式,推动产业结构优化升级,从而催生新的经济增长点,这与绿色金融赋能新质生产力的“金融—技术—产业”路径相契合。具体而言,绿色金融通过引导社会资本投入从高污染高能耗产业转向绿色产业和环保项目<sup>[14]</sup>,不仅可有效降低绿色企业融资成本,显著缩短绿色专利产业化周期,推动新技术快速转化为新质生产力核心要素,还能够凭借环境效益量化评估要求倒逼高污染企业加速绿色技术创新研发,从而助力新质生产力涌现。需要注意的是,技术创新,尤其是前沿绿色技术创新具有显著正外部性,表现在其创新收益由社会共享,但研发成本则由企业承担,且因绿色技术研发活动具有高投入、长周期、高风险特征,致使私人收益低于社会收益,抑制企业创新动力。而绿色金融可通过绿色信贷贴息、绿色债券税收优惠等政策,为技术创新提供了更加稳定和可持续的资金支持,降低企业融资成本和风险,推动企业私人收益向社会收益趋近,以此激发企业创新活力,加速实现生产力从“量”到“质”的跃升。据此提出:

假设 H3:绿色金融可通过技术创新间接赋能新质生产力发展。

基于上述理论分析,构建绿色金融促进新质生产力的理论框架图,如图 1 所示。

## 三、研究设计

### (一)模型构建

#### 1.基准回归模型

为检验绿色金融对新质生产力的直接影响效应,设定如下双向固定效应模型:

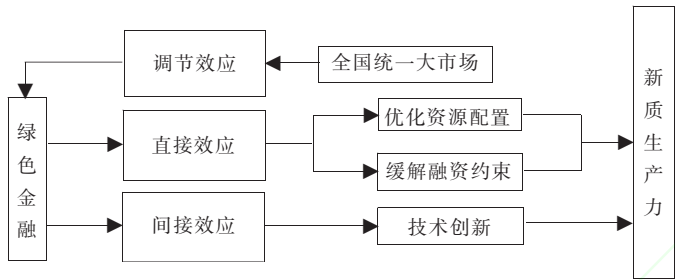


图 1 绿色金融促进新质生产力的理论框架图

$$Nqpf_{it}=\alpha_0+\alpha_1Gf_{it}+\alpha_2X_{it}+\omega_i+v_t+\varepsilon_{it}$$
 (1)

式(1)中: $Nqpf_{it}$ 、 $Gf_{it}$  分别代表被解释变量和核心解释变量,即新质生产力与绿色金融; $X_{it}$  为可能影响新质生产力的控制变量集合; $\omega_i$  与  $v_t$  分别表示个体固定效应与时间固定效应; $\alpha_0$  表征常数项, $\alpha_1$  与  $\alpha_2$  均表示待求取的变量系数; $\varepsilon_{it}$  为截距项。

2.调节效应模型

基于前文理论分析,在式(1)基准回归模型基础上构建如下调节效应模型:

$$Nqpf_{it}=\delta_0+\delta_1Gf_{it}+\delta_2Num_{it}+\delta_3Gf_{it}\times Num_{it}+\delta_4X_{it}+\omega_i+v_t+\varepsilon_{it}$$
 (2)

其中: $Num_{it}$  指代  $i$  地区  $t$  年全国统一大市场建设水平; $Gf_{it}\times Num_{it}$  表示绿色金融与全国统一大市场的交互项,其余变量含义均与式(1)一致。

3.中介效应模型构建

为检验假设 H3,沿袭江艇(2022)<sup>[15]</sup>研究思路,设定下述中介效应模型:

$$Gf_{it}=\beta_0+\beta_1Ti_{it}+\beta_2X_{it}+\omega_i+v_t+\varepsilon_{it}$$
 (3)

上式中, $Ti_{it}$  表示中介变量技术创新;其余变量含义同式(1)。

(二)变量选取与数据说明

1.被解释变量:新质生产力( $Nqpf$ )

结合已有研究<sup>[16-17]</sup>,从新质劳动者、新质生产资料和新质劳动对象三个层面出发,构建如表 1 所示的新质生产力评价指标体系,并借助熵权法确定各层级指标权重,以衡量新质生产力发展水平。

表 1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	指标衡量	属性
新质劳动者	人力资本投入	数字行业从业人员数/地区就业总人数	正向
		人均平均受教育年限	正向
	人力资本产出	地区 GDP/总人口	正向
		计算机行业从业人数/地区就业总人数	正向
新质生产资料	新基础设施	5G 移动用户数	正向
		每百人使用计算机台数	正向
		数据交易所数量	正向
	新生产工具	集成电路产量	正向
		机器人数量/总人口	正向
		数字经济发展指数 <sup>①</sup>	正向
新质劳动对象	产业发展水平	战略性新兴产业增加值/地区 GDP	正向
		人工智能企业数量	正向
	绿色发展水平	可再生能源电力消耗量/社会总用电量	正向
		工业二氧化硫排放量/地区 GDP	负向
		一般工业固体废物产生量/地区 GDP	负向
		工业用水总量/地区 GDP	负向



## 2. 核心解释变量:绿色金融(Gf)

借鉴相关学者的研究思路<sup>[18-19]</sup>,从绿色投资、绿色信贷、绿色保险、绿色证券和碳金融五个指标测算绿色金融,具体衡量方式分别为地方环境保护支出/财政总支出、六大高耗能<sup>②</sup>行业利息支出/工业利息总支出、农业保险支出/农业保险收入、六大高耗能行业总市值/A股总市值以及二氧化碳排放量/地区GDP。在此基础上,使用熵权法测度绿色金融发展指数。

## 3. 调节变量:全国统一大市场(Num)

参考赵静梅等(2023)<sup>[20]</sup>的研究方法,从国家统计局对居民生活消费的分类中选取8种商品<sup>③</sup>,并采用相对价格法获取这些商品零售价格指数,以表征全国统一大市场指数。

## 4. 中介变量:技术创新(Ti)

沿袭宋德勇等(2021)<sup>[21]</sup>思路,采用专利申请量的自然对数测算技术创新水平。

## 5. 控制变量

(1)对外开放水平(Open),利用进出口总额与GDP比值表征。(2)政府干预程度(Gil),使用各省份财政支出占地区生产总值比重衡量。(3)劳动力就业规模(Lab),以城镇就业人数与乡村就业人数加总值的自然对数表征。(4)生产约束(Pc),使用生产税净额的自然对数表示。

## (三)数据来源

采用2012—2023年我国30个省级(除港澳台地区及西藏地区)面板数据为研究样本,考察绿色金融对新质生产力的影响效应与作用机制。相关数据主要源自《中国金融年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》,其他相关数据源于万得数据库以及国家统计局官网,并运用线性插值法填补个别缺失数据。

# 四、研究结果分析

## (一)基准回归结果

借助式(1)检验绿色金融对新质生产力的直接影响,结果汇报于表2。观察表中数据,绿色金融的估计结果均通过1%统计水平的显著性检验。这一实证结论为绿色金融推动新质生产力发展的理论机制提供稳健的计量证据,初步支持研究假设H1的成立。

## (二)稳健性检验

### 1. 剔除特殊样本

将北京、上海、重庆及天津四大直辖市从样本中剔除并再次展开回归检验,结果由表3列(1)汇报。

### 2. 替换核心解释变量

采用绿色债券规模作为绿色金融的替代变量,并重新进行回归分析,结果见表3列(2)。绿色债券规模采用地区绿色债券发行总额与地区GDP的比值来衡量。

### 3. 系统广义矩估计

在基准回归模型的基础上纳入新质生产力滞后一期构建动态面板模型,采用系统广义矩估计法展开检验,结果见表3列(3)。

分析表3列(1)—列(3)稳健性检验结果可见,核心解释变量的影响系数始终显著为正,证实假设H1具备较好稳健性。

## (三)内生性问题处理

使用社会信任水平作为工具变量(IV),具体由地区每万人非政府组织数量测度,采用两阶段最小二乘法重新对回归模型进行检验,详见表3。观察数据可知,工具变量具备有效性,且绿色金融估计系数与基准回归结果大体一致。这说明在考虑内生性问题后,绿色金融仍能正向影响新质生产力发展。

表 2 基准回归检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Gf	0.698***	0.659***	0.631***	0.583***
	(4.51)	(5.17)	(4.78)	(7.04)
Open			0.193**	0.185**
			(2.37)	(2.33)
Gil			0.223***	0.214***
			(5.08)	(4.83)
Lab			0.217***	0.207***
			(5.13)	(4.62)
Pc			-0.256***	-0.231**
			(-3.85)	(-2.19)
cons_	2.815***	1.983***	2.489***	2.145***
	(9.37)	(8.54)	(8.33)	(10.29)
个体固定效应	N	Y	N	Y
时间固定效应	N	Y	N	Y
Adjusted_R <sup>2</sup>	0.670	0.691	0.712	0.731
N	360	360	360	360

注:\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5%统计水平上显著,( ) 内为检验 t 值。

表 3 稳健性检验及内生性问题处理结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除特殊样本	替换核心解释变量	系统广义矩估计	第一阶段	第二阶段
Gf	0.488***	0.358***	0.522***		0.542***
	(5.21)	(4.59)	(6.40)		(4.78)
IV				0.463***	
				(7.54)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
cons_	1.845***	3.108***	1.528***	2.458***	2.302***
	(11.26)	(9.16)	(7.95)	(12.76)	(7.51)
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
Adjusted_R <sup>2</sup>	0.694	0.701		0.682	0.779
N	312	360	330	360	360
K-P rk LM				46.395	
				[0.0000]	
K-P Wald F				29.981	
				{16.38}	
AR(1)			0.029		
AR(2)			0.621		
Hansen J statistic			1.838	2.714	
			[0.1587]	[0.2388]	

注:\*\*\* 表示在 1%统计水平上显著,( ) 内为检验 t 值;[] 内数值表示 P 值;{} 内数值表示 Stock-Yogo 弱工具变量检验的 10% 显著性水平临界值。

(四)调节机制检验

全国统一大市场的调节效应检验结果如表 4 所示。分析数据可知,全国统一大市场与绿色金融的交互项系数通过 1%显著性水平检验,意味着全国统一大市场建设能够显著强化绿色金融对新质生产力的赋能效果,为研究假设 H2 成立提供了实证支撑。

表 4 全国统一大市场的调节效应检验结果

变量	Nqpf
Gf	0.607***
	(4.39)
Num	0.211***
	(2.79)
GfxNum	0.632***
	(4.96)
控制变量	Y
cons_	1.735***
	(9.61)
个体固定效应	Y
时间固定效应	Y
Adjusted_R <sup>2</sup>	0.708
N	360

注:\*\*\* 表示在 1%统计水平上显著;()内为检验 t 值。

(五)中介效应检验

基于上述中介效应模型,实证探析技术创新在绿色金融与新质生产力关系中发挥的作用机制。观测表 5 列(1)数据,绿色金融的估计系数均于 1%统计水平显著为正,表明绿色金融可推动技术创新。进一步地,有研究证实技术创新与新质生产力存在正相关。<sup>[22]</sup>综上可知,技术创新在绿色金融影响新质生产力过程中发挥中介传导作用,佐证假设 H3 成立。

此外,采用如下三种方法验证中介效应检验结果的稳健性:第一,进行 Sobel 和 Bootstrap 中介效应检验。表 5 结果显示,Sobel 检验 Z 值通过 1%水平显著性检验,同时抽样 500 次后 Bootstrap 中介效应检验 95%置

表 5 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Gf	0.327***	0.291***	0.304***
	(4.15)	(4.38)	(3.97)
控制变量	Y	Y	Y
cons_	1.845***	2.073***	1.079***
	(10.73)	(8.56)	(7.11)
个体固定效应	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y
Adjusted_R <sup>2</sup>	0.761	0.725	0.708
N	360	360	360
Sobel 检验	5.287***	4.634***	4.915***
Bootstrap 检验	[0.0143,0.0397]	[0.0152,0.0408]	[0.0147,0.0405]

注:\*\*\* 表示在 1%统计水平上显著;()内为检验 t 值;[]内数值表示 P 值。

信区间不含 0,证实技术创新的中介效应显著存在。第二,替换中介变量测度方式。采用专利授权量、R&D 经费支出/地区 GDP 分别替代原有测算方式测度技术创新水平,重新展开回归检验。表 5 列(2)、列(3)数据显示,绿色金融估计系数的方向、显著性较列(1)未发生实质性改变,印证中介效应检验结果较为稳健。第三,基于工具变量法的因果中介效应检验。考虑到中介变量技术创新与被解释变量新质生产力存在一定互为因果关系,可能致使中介效应检验结果产生有偏差的估计,故参照 Dippel 等 (2020)<sup>[23]</sup> 的处理方式,使用 IVMEDIANTE 模型对中介效应进行验证,结果如表 6 所示。从回归结果来看,技术创新的中介效应占总效应 82.66%,佐证中介效应检验结果具有稳健性。

表 6 因果中介回归结果

	系数	Z 值	P >  Z
总效应	1.459	11.583	0.000
直接效应	0.253	4.762	0.003
间接效应	1.206	5.919	0.000

五、异质性检验

从经济地理学视角看,我国南北方地区存在地理环境、气候条件、历史演变等因素差异,致使南北方在经济社会发展等方面呈现出不同特点。从产业结构特征观察,南方地区依托多元化产业基础与活跃的金融市场,通常具备较为丰富的绿色技术应用场景和市场化资源配置空间;北方地区受产业结构历史路径影响,可能更需要借助政策工具的设计与实施来优化市场激励机制<sup>[24]</sup>,这种区域差异可能使绿色金融对新质生产力的影响呈现异质性特征。对此,以“秦岭—淮河”为分界线,将样本划分为南方、北方地区两个组别依次进行回归检验,得到表 7 列(1)、列(2)的结果。观察可知,在南北地区两个子样本中绿色金融的估计系数均显著为正,而南方地区绿色金融的估计系数要略大于北方地区,且更为显著。

表 7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)
	南方地区	北方地区
Gf	0.781***	0.379*
	(8.05)	(1.77)
控制变量	Y	Y
cons_	1.406***	2.173***
	(8.75)	(6.41)
个体固定效应	Y	Y
时间固定效应	Y	Y
Adjusted_R <sup>2</sup>	0.714	0.671
N	180	180
组间系数差异 P 值	0.002	

注:\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10%统计水平上显著,()内为检验 t 值。

六、结论与建议

(一)结论

基于 2012—2023 年我国 30 个省级(除港澳台地区及西藏地区)面板数据,系统检验绿色金融、全国统一



大市场与新质生产力之间的关联机制。研究表明:第一,绿色金融可显著促进新质生产力发展;第二,全国统一大市场在绿色金融赋能新质生产力过程中发挥正向调节作用;第三,绿色金融能够通过技术创新间接助力新质生产力涌现;第四,绿色金融在南方地区对新质生产力的促进效应更显著。

## (二)建议

### 1.着力推动绿色金融发展

相关部门应建立统一的绿色金融业务监测与风险评估平台,实施对绿色信贷、绿色债券等业务的穿透式监管,确保资金切实流向绿色低碳项目。进一步地,相关部门需通过对金融机构绿色业务实施差异化存款准备金率和再贷款贴息、对绿色项目提供企业所得税减免和增值税即征即退等税收优惠、设立国家级绿色产业引导基金撬动社会资本等方式,显著降低绿色项目融资成本,提升市场竞争力,加快新质生产力涌现。

### 2.加速全国统一大市场建设进程

一方面,相关部门全面推行“全国一张清单”管理模式,严格落实“非禁即入”原则,通过大幅精简行政审批事项与流程,推广“一照多址”“证照分离”改革全覆盖,实质性放宽绿色技术、绿色产业的市场准入门槛,充分激发各类市场主体发展活力。另一方面,有关部门着力升级国家综合立体交通网,保障物流高效畅通,并通过打造统一开放的数据要素市场平台,促进技术、资本、人才、数据等要素在绿色产业领域的自由流动与优化配置,为绿色金融精准、高效赋能新质生产力奠定坚实的市场基础。

### 3.制定区域差异化绿色金融发展机制

先发地区应设立国家级绿色科技攻关专项基金,集中突破新能源、新材料、低碳技术等“卡脖子”环节,并建立概念验证中心、中试基地等产学研用深度融合的绿色技术转化平台,进而加速绿色金融领域新生态的构建与发展,为新质生产力发展提供优质环境基础。后发地区需通过建设区域性数据共享平台、引导金融科技企业开发普惠型绿色金融风控工具、务实推进绿色金融改革创新试验区建设等方式,优化绿色金融发展环境,为培养新质生产力提供政策、土地、人才等集成支持。

注:

①数据来源于中国电子信息产业发展研究院发布的《中国数字经济发展研究报告》。

②根据《2010年国民经济和社会发展统计报告》,我国确定的六大高耗能行业包括:石油加工炼焦及核燃料加工业、黑色金属冶炼及压延加工业、电力热力的生产和供应业、有色金属冶炼及压延加工业、非金属矿物制品业、化学原料及化学制品制造业。

③粮食、蔬菜、饮料烟酒、服装鞋帽、文化办公用品、书报杂志及电子出版物、医疗保健用品、日用品。

参考文献:

- [1]叶振宇,徐鹏程.中国新质生产力指数:理论依据与评价分析[J].兰州大学学报(社会科学版),2024,(3):23-35.
- [2]高亚飞,关皓天,秦朗.数字经济对农业转移人口和城市人口收入差距的影响[J].农业技术经济,2023,(9):54-69.
- [3]龙云安,陈国庆.“美丽中国”背景下我国绿色金融发展与产业结构优化[J].企业经济,2018,(4):11-18.
- [4]齐鹰飞,管鑫.市场统一如何促进企业吸纳就业?:基于长三角一体化的准自然实验[J].财经研究,2025,(1):33-47.
- [5]余明桂,安剑锋,郑馨睿,等.全国统一大市场建设与金融高质量发展:基于打破债券市场分割的研究[J].管理世界,2024,(3):1-16.
- [6]程雪军,尹振涛.全国统一大市场下的金融科技创新与监管体系重构[J].经济问题,2023,(9):1-10+76.
- [7]李雯昕,范英.绿色金融发展对工业产能利用率的影响[J].中国人口·资源与环境,2025,(1):87-98.
- [8]刘建平,祝伟.“金融强国”背景下新质生产力赋能发展研究[J].中州学刊,2024,(12):47-54.
- [9]吴卫星,陈晓仪.绿色金融与新质生产力:国际经验、典型事实和实践路径[J].国际贸易问题,2024,(11):26-35.
- [10]毛晓蒙,王仁曾.绿色金融与新质生产力:促进还是抑制?:基于技术创新与环境关注度的视角[J].上海财经大学学报,2024,(5):30-45.

- [11]周兵,李艺.绿色金融与技术创新耦合协调对低碳经济发展的影响[J].经济与管理研究,2024,(3):3-22.
- [12]许超亚,冯典状,张卫国.新质生产力对区域经济韧性的影响[J].企业经济,2025,(4):119-128.
- [13]徐兰.新发展格局下全国统一大市场建设:困境与突围路径[J].企业经济,2023,(2):17-27.
- [14]张小可,张居营.绿色金融如何影响绿色企业的技术创新?:基于绿色债券发行的准自然实验[J].企业经济,2024,(1):139-149.
- [15]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.
- [16]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,(1):31-47.
- [17]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):5-25.
- [18]林木西,肖宇博.绿色金融促进经济高质量发展的测度及其作用机制研究[J].当代经济科学,2023,(3):101-113.
- [19]胡文涛,孙俊娜,陈亮.绿色金融、产业结构生态化与地区绿色发展[J].当代经济管理,2023,(5):88-96.
- [20]赵静梅,李钰琪,钟浩.数字经济、省际贸易成本与全国统一大市场[J].经济学家,2023,(5):89-99.
- [21]宋德勇,李超,李项佑.新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”:来自国家智慧城市试点的证据[J].中国人口·资源与环境,2021,(11):155-164.
- [22]田庆锋,易磊.战略性新兴产业技术创新驱动新质生产力发展的组态研究[J].科研管理,2025,(5):23-34.
- [23]Dippel C., Ferrara A., Heblich S.. Causal Mediation Analysis in Instrumental-variables Regressions [J].The Stata Journal, 2020,20(3):613-626.
- [24]杨典,董书昊.中国式现代化进程中的城乡与区域结构变迁[J].北京工业大学学报(社会科学版),2025,(1):1-13.

[责任编辑:方 平]