

# 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

毛晓蒙<sup>1</sup>, 王仁曾<sup>1,2</sup>

(1. 华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006;

2. 广州城市理工学院 经济学院, 广东 广州 510800)

**摘要:**新质生产力是推动高质量发展的核心力量,绿色金融能否成为新质生产力形成过程中的重要抓手令人关注。文章基于2011—2022年中国30个省(市、自治区)数据,通过构建新质生产力发展指数,从技术创新与环境关注度双重视角,探讨绿色金融对新质生产力的影响及其作用机制,研究发现绿色金融有助于促进新质生产力的发展。分维度来看,绿色金融对绿色生产力和数字生产力的提升效应较为显著,而对基础生产力和科技生产力的影响不明显;机制检验表明,绿色金融能够通过促进技术创新的“量质齐升”以及提升政府和公众环境关注度推动新质生产力的发展;异质性分析得出,绿色金融对新质生产力的驱动作用在东部和高经济发展水平地区更加强烈。同时,强化金融监管、发展金融科技与实施环境规制有利于加强绿色金融对新质生产力发展的促进作用,而且相较于命令型环境规制,市场型环境规制对绿色金融推动新质生产力的正向调节效应更强。研究结论为绿色金融更好地支持新质生产力发展提供经验证据。

**关键词:**绿色金融; 新质生产力; 技术创新; 环境关注度

**中图分类号:**F832    **文献标识码:**A    **文章编号:**1009-0150(2024)05-0030-16

## 一、引言

2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察时首次提出“新质生产力”这一概念。2024年《政府工作报告》将“大力推进现代化产业体系建设,加快发展新质生产力”列为推动高质量发展的首要任务。新质生产力是以创新为主导,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生,具有高科技、高效能和高质量特征,符合新发展理念的先进生产力。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,“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”。因此,发展新质生产力必须坚持绿色发展的重大原则和根本导向,将绿色低碳贯穿于经济发展的全过程。

金融是国民经济的血脉,也是发展新质生产力的重要基础。随着我国绿色发展理念的深入,绿色成为新质生产力的重要底色。新质生产力的发展离不开绿色金融的支持,2023年中央金融工作会议提到“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”。近

---

收稿日期:2024-05-06

基金项目:国家社会科学基金重点项目“金融科技驱动金融市场结构演进、效率变迁及金融稳定性演化研究”(19AJY025)。

作者简介:毛晓蒙(1994—),女,安徽宿州人,华南理工大学经济与金融学院博士研究生;

王仁曾(1964—),男,甘肃舟曲人,华南理工大学经济与金融学院教授、广州城市理工学院经济学院教授。

三年的中央经济工作会议均强调,引导金融机构加大对小微企业、科技创新和绿色发展的支持力度。因此,以绿色金融为抓手,聚焦新产业、新模式、新动能,积极投入金融资源,助力科技创新、产业升级与绿色发展。这既可以推动新质生产力跑出“加速度”,也是力争做好金融“五篇大文章”的重要举措。近年来,中国绿色金融市场发展较快,已经取得显著成效。中国人民银行数据显示,2023年末,本外币绿色贷款余额为30.08万亿元,同比增长36.5%,高于各项贷款增速26.4个百分点;绿色债券发行额达到11180.5亿元,已连续两年发行规模超万亿元。由此可见,我国绿色金融发展迅速,一定程度上为绿色、低碳产业提供了金融支持,也凸显了绿色金融在服务实体经济发展中发挥的重要作用。那么,我国绿色金融的实践是否能够助推新质生产力的发展?回答这一问题,不仅可以有效利用绿色金融工具助力新质生产力发展,还有助于平衡经济增长与生态环境之间的关系。

既有关于新质生产力的研究主要关注其内涵、形成逻辑、测度、实现路径以及经济效应。在新质生产力内涵阐释方面,方敏和杨虎涛(2024)从政治经济学视角分析了新质生产力的形成与发展,认为新质生产力是马克思主义政治经济学的范畴创新和术语革命,其发展伴随着“创造性破坏”和“创造性转型”,并且“创造性破坏”可以通过“创造性转型”实现“有序撤退”。同时,也有学者从历史唯物主义角度,聚焦“新”与“质”,阐释了新质生产力的概念和形成逻辑(任保平,2024;孟捷和韩文龙,2024),并对其主要特征、多维内涵与时代意义进行了深入的理论探讨(周文和许凌云,2023;高帆,2023)。对于新质生产力发展水平的测度,目前主要有两种方法:一是通过构建区域或企业层面的新质生产力发展水平指标体系,采用熵权法对其进行测算,得到新质生产力发展水平指数(卢江等,2024;韩文龙等,2024);二是借助Python技术,采用文本分析的方法,从不同维度统计政府工作报告或上市企业年报中与“新质生产力”相关关键词出现的频数,以此量化新质生产力发展水平(肖有智等,2024)。针对新质生产力的实现路径,现有研究主要从基础设施保障、产业结构转型、创新环境优化等角度探讨如何加快形成新质生产力(刘伟,2024;任保平,2024)。也有学者基于微观企业视角,探讨了ESG发展、数字化转型对企业新质生产力发展的影响(宋佳等,2024;赵国庆和李俊廷,2024)。在新质生产力的经济影响方面,已有研究认为发展新质生产力有助于缩小企业内部薪酬差距、激发经济增长动能、促进高质量发展以及推动中国式现代化进程(肖有智等,2024;韩文龙等,2024;贾若祥等,2024;张林,2024)。

已有文献对进一步研究新质生产力相关问题具有重要的参考价值,但这些研究在一定程度上忽视了金融在新质生产力形成中发挥的重要作用。生产力的发展是改革开放以来中国经济进程中资源禀赋、发展方式、要素构成等因素共同作用的结果,主要归结于科技创新的内生作用结果。然而,科技创新活动需要金融的大力支持。金融机构通过金融资源配置,在创新出现时赋予企业家信贷,弥合融资资金缺口,为科技创新提供不可或缺的动力(Goldsmith,1969)。绿色金融作为一种能够实现经济和环境协调发展的金融工具,不仅支持绿色低碳发展,而且还逐步满足国内可持续新型产业与科技创新的高质量发展需求,促使金融服务提质增效。由此可见,在国家制度层面加快形成新质生产力以及做好金融“五篇大文章”的背景下,是否能够从金融创新的角度出发,探讨绿色金融对新质生产力发展的影响,对于推动金融发展与加快新质生产力的形成至关重要。

综上,本文使用2011—2022年中国30个省(市、自治区)的数据,在构建新质生产力发展水平指标体系的基础上,基于技术创新和环境关注度双重视角,探究绿色金融对新质生产力发展的影响及其作用机制。与现有文献相比,可能存在的边际贡献为:第一,在研究视角上,本文研

究了绿色金融对新质生产力的影响,拓展了新质生产力影响因素的研究边界。新质生产力是一个全新的概念,虽然该概念一经提出就受到了社会各界的广泛关注,但目前学术界关于新质生产力的研究主要聚焦于对新质生产力概念、特征、形成逻辑和实现路径等理论阐释层面,实证检验方面的文献相对较少,更鲜有学者关注绿色金融这种市场化机制对新质生产力发展的影响。本文分析了绿色金融与新质生产力的因果关系,丰富了新质生产力影响因素方面的文献。第二,在研究方法上,拓展了新质生产力的量化方式。虽然现有研究中也有学者从不同维度构建指标体系,用以衡量新质生产力的发展水平,但仍存在一定的不足,尤其是忽略了基础生产力这一维度。新质生产力的本质仍是生产力,其发展与推进始终离不开基础生产力这一底座,它是在基础生产力发展前提下的变革与创新。因此,本文基于对新质生产力内涵的理解,从基础生产力、科技生产力、绿色生产力和数字生产力四方面出发,构建了一个包含4个一级指标、8个二级指标和22个三级指标的省级层面的新质生产力发展水平指标体系,并采用熵权TOPSIS方法对其进行测度,得到新质生产力发展指数,为新质生产力的量化以及开展相关研究提供参考。第三,在研究内容上,从内部动力与外部关注视角揭示了绿色金融影响新质生产力发展的作用路径。现有文献大多从产业结构、资源配置等角度讨论新质生产力的实现路径,本文则基于技术创新内部动力与环境关注度外部关注的视角,分别从技术创新的“数量”与“质量”以及政府与公众环境关注度四个维度分析了绿色金融对新质生产力影响的具体渠道,打开了绿色金融影响新质生产力的“黑箱”。同时从地理区域位置、经济发展水平、金融发展环境和环境规制方面考察了绿色金融对新质生产力发展的异质性影响,以期为更好地助力新质生产力发展提供经验证据。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)新质生产力的内涵

新质生产力的提出深刻契合我国新时期高质量发展的要求。新质生产力是一个相对于传统生产力的概念,代表着生产力发展的新时代、新趋势和新特征,旨在实现经济、文化、政治、环境与社会的全面发展,凸显了我国现代化建设的高质量追求。首先,新质生产力的本质仍是生产力,是在基础生产力发展前提下的变革与创新,只是更加强调“新”与“质”。其中,“新”是以颠覆性技术发展战略性新兴产业和未来产业,以新技术、新经济、新业态实现技术新突破、经济新发展、产业新升级的有机统一(周文和许凌云,2023)。“质”是在坚持创新驱动的基础上,通过颠覆性技术的突破产生更为强劲的驱动力,以实现新动能质的提升。其次,新质生产力是以科技创新为核心要素,更加强调科技创新的驱动作用(高帆,2023)。再次,新质生产力注重数字技术的应用,创新生产要素配置方式,促使传统生产要素与数据要素相结合,发挥数据要素的乘数效应,赋能实体经济。最后,新质生产力的形成要坚持降耗减排的绿色发展原则,践行“绿水青山就是金山银山”的理念。新质生产力的内涵较为丰富,表现形式多种多样,基于对新质生产力理论内涵的理解,本文认为新质生产力至少涵盖基础生产力、科技生产力、绿色生产力和数字生产力四方面,这也是下文新质生产力发展水平指标体系构建的理论基础。

### (二)绿色金融与新质生产力

绿色金融是金融机构将环境保护和资源利用效率纳入计量标准,在投融资决策中考虑环境影响,通过金融资源的配置功能实现经济社会的可持续发展。与传统金融相比,绿色金融不仅包括贷款、证券发行等传统融资活动,还涵盖绿色保险、碳金融等业务;金融服务更具有包容性、创新性和可持续性,可以更好地满足新质生产力发展的金融需求。

从两者的内涵来看,绿色金融与新质生产力相辅相成。总体而言,绿色金融的内涵与新质生产力的核心目标相一致。新质生产力的核心是“生产力”,目标在于“新”与“质”。绿色金融通过创新绿色金融产品以及市场机制,形成以绿色信贷和绿色债券为主、多种绿色金融工具蓬勃发展的多元化投融资模式(王杰和王军,2024),为传统产业转型、科技创新以及发展战略性新兴产业提供高效、便捷和可负担的金融支持,这与新质生产力的要求一脉相承。具体而言,绿色金融与新质生产力的四大生产力相呼应。首先,绿色金融的本质仍是金融,具备资金融通、资源配置、市场定价等功能,可以为基础生产力的升级提供金融支持;其次,绿色金融作为一种新兴金融形态,蕴含着巨大的创新潜力,通过构建高效的金融市场和创新金融工具(武英涛等,2024),引导社会资本流向兼具生态效益和经济效益的产业发展制高点,成为技术创新成功的关键,有利于满足新质生产力在技术研发方面的资金需求,有效促进科技生产力的形成;再次,绿色金融最突出的特征是具有“绿色”属性,在支持产业发展过程中,不再局限于传统金融业的盈利能力,而是更加关注该行业的生产效率、资源利用率、可持续性等附加价值,注重绿色产业的发展,强调人类社会的生存环境利益(刘华珂和何春,2021),能够为绿色生产力提供有力的资金支持;最后,绿色金融积极运用金融科技手段,将大数据、人工智能、区块链等数字技术应用到绿色金融服务中,满足了数字产业化和产业数字化转型的融资需求,推动数据与生产要素的深度融合,促进数字生产力发展。

从两者的实践内容来看,新质生产力的发展模式不同于传统生产力,旨在依托新技术升级传统生产力,形成以科技创新为引领、技术含量高、生态效益好、可持续能力强的生产力。加快形成新质生产力,需要包括绿色金融在内的高质量金融支持,推动“科技-产业-金融”的良性循环,着力打通束缚新质生产力发展的资金“瓶颈”和金融制度短板。绿色金融通过发挥资源配置、风险管理、市场定价功能(武英涛等,2024),不仅可以促进传统产业、高碳行业的转型升级,推动传统产业实现高端化、智能化、绿色化发展,还能够加强绿色战略性新兴产业和未来产业布局发展,不断增厚新质生产力的绿色底色。此外,绿色金融通过创新资本要素配置方式,以资金血脉的畅通促使优质生产要素向发展新质生产力流动,有助于推动新质生产力的发展。因此,以绿色金融为手段,有利于金融资源聚焦于新产业、新模式、新动能,助力新质生产力的发展。根据上述分析,本文提出如下研究假设:

H1: 绿色金融能够促进新质生产力发展。

### (三)绿色金融对新质生产力的作用机制

1.技术创新的促进效应。科技创新是发展新质生产力的核心要素,技术创新的“量”与“质”对新质生产力的形成至关重要。然而,并不是所有的技术创新都有利于新质生产力的发展。一方面,依据企业创新动机,大致可划分为实质性创新和策略性创新(黎文靖和郑曼妮,2016),其中,策略性创新往往是出于迎合政策目标的需要,难以真正实现技术进步,因此以技术手段提升新质生产力主要依赖实质性技术创新;另一方面,一些技术创新可能会对生态环境造成负面影响(Foray和Grübler,1996),并不具有绿色偏向性。因此,在新质生产力的形成过程中,不仅要关注技术创新“量”的积累,更要注重技术创新“质”的提升。

熊彼特创新理论指出,技术创新离不开金融的支持(Aghion等,2012)。一方面,绿色金融发展可以通过融资约束对企业技术创新产生倒逼效应,刺激企业增加创新投入,提高金融资源配置效率(胡天杨和涂正革,2022),加速创新资本流动速度,增加技术创新成果数量,从而助力新质生产力的发展。同时,绿色金融还可以提高不同产业对绿色创新风险收益的预期,缓解技术创新活动的长周期、高投入等所诱发的风险,从而提高经济主体创新的积极性,增加创新投

入(王馨和王营, 2021), 促进新质生产力的形成。另一方面, 绿色金融能够为创新项目提供外部融资支持, 在绿色发展理念的导向下, 引导绿色信贷等外部金融资源更多地流向绿色环保产业(崔惠玉等, 2023), 促使绿色行业技术创新以及高污染、高耗能行业进行低碳减排技术改造, 提高技术创新质量, 实现兼顾经济与环保的技术创新活动, 从而加快新质生产力的形成。根据上述分析, 本文提出如下研究假设:

H2: 绿色金融通过促进技术创新的数量和质量推动新质生产力发展。

2. 环境关注度的提升效应。关注度是个体将有限的时间、精力与资源分配给特定领域, 并为这类领域开展相关的资源配置活动。政府关注度与公众关注度都是一种稀缺的认知资源, 政府和公众将注意力聚焦在有限的关键点, 进而影响其决策行为(Augerp和Devinney, 2007)。其中, 政府环境关注度是政府对环境问题的关注程度, 体现地方政府在环境保护方面的态度和意愿, 其关注度决定政府制定环境政策的优先级和力度以及在环保方面的行动(王印红和李萌竹, 2017), 对推动新质生产力发展具有重要影响。一般而言, 政府环境关注度的提高可以促使政府采取更为严格的环境监管措施, 倒逼企业或经济主体绿色转型。采用新技术来升级传统生产力, 促使生产更加智能化、数字化与绿色化, 不仅可以有效提升企业生产效率, 还降低了生产过程中的能源消耗与污染排放, 有助于促进新质生产力的发展。公众环境关注度强调的是公众对待生态环境的态度。公众对环境关注度的提高, 一方面表明公众开始主动参与到环境治理之中, 在提升自身环保意识的同时还能够监督破坏环境的经济主体, 倒逼高污染行业进行绿色技术创新(阳镇等, 2024), 加大对科技、环保、节能、清洁等领域的投资, 提升全要素生产率与践行绿色发展理念, 助力新质生产力的形成; 另一方面可以促进企业披露真实的环境信息, 降低金融机构与企业之间的信息不对称, 改善融资环境, 帮助企业获取科技创新与转型升级所需的信贷资金, 以更好地助力新质生产力发展。

绿色金融的发展提升了政府和公众对环境的关注程度。第一, 绿色金融实际上也是一种政策信号。根据信号传递理论, 国家大力倡导绿色低碳发展以及积极推进绿色信贷等绿色金融激励政策, 一方面, 传达出政府高度重视绿色发展的政策信号, 提升了政府环境关注度; 另一方面, 也激励政府完善环保制度和相关监督机制, 为绿色生产力提供更好的发展环境, 将对环境的关注转化为切实的绿色行为, 助力新质生产力发展。第二, 随着绿色金融的不断创新, 绿色信贷、绿色债券、绿色基金等绿色金融产品也逐渐增多, 引起了投资者对环境的关注, 使得投资者不再单纯追求经济利益, 而是开始将环境效益纳入投资的考量标准, 注重经济效益与生态效益的双赢(武英涛等, 2024)。而且公众对环境关注度的提高, 也促使政府意识到环保问题的紧迫性, 督促政府提升治理能力, 同时政府也会为公众参与环境治理提供多元化的渠道和平台, 提高公众环保意识, 助力新质生产力的形成。根据上述分析, 本文提出如下研究假设:

H3: 绿色金融通过提升政府和公众对环境的关注程度促进新质生产力发展。

基于上述理论分析框架, 绿色金融影响新质生产力发展的作用路径如图1所示。

### 三、研究设计

#### (一) 样本与数据

本文以2011—2022年中国30个省(市、自治区)为研究样本, 其中, 新质生产力及其细分指标数据通过构建指标体系测算得出; 中国市场化总指数来自王小鲁等(2019)编写的《中国各省份市场化指数报告(2018)》, 并以历年指数的平均增长幅度扩展测算得出; 工业机器人安装密度数据来自国际机器人联盟(IFR); 其他相关数据来源于2010—2023年《中国统计年鉴》《中国

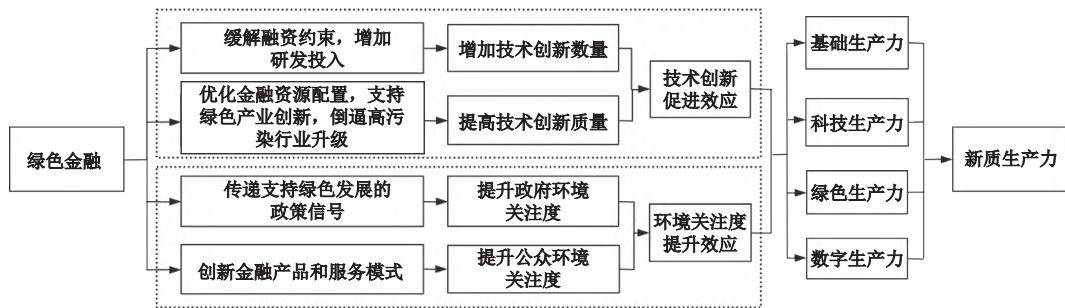


图1 绿色金融影响新质生产力发展路径

环境统计年鉴》、EPS数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)以及各省、市、自治区的统计年鉴。需要说明的是,由于西藏自治区缺失数据较多,故西藏自治区不计入本文的研究样本。部分缺失数据使用线性插补和趋势外推的方法补齐。

## (二) 变量测度与说明

1.被解释变量:新质生产力(*NP*)。在理解新质生产力内涵的基础上,参考卢江等(2024)、韩文龙等(2024)的研究,本文从基础生产力、科技生产力、绿色生产力和数字生产力四个维度出发,选择8个二级指标、22个三级指标构建了省级层面的新质生产力发展水平指标体系(见表1),并使用熵权TOPSIS方法对其进行测度,得到新质生产力总指数以及基础生产力、科技生产力、绿色生产力和数字生产力的分指数。

2.核心解释变量:绿色金融(*GF*)。参考刘华珂和何春(2021)的做法,从绿色信贷、绿色证券、绿色保险和绿色投资四个维度,选择8个二级指标构建绿色金融发展水平指标体系(见表2),采用熵权法测度得到绿色金融发展指数。

3.中介变量。本文从技术创新与环境关注度视角讨论了绿色金融对新质生产力的影响机制。对于技术创新的量化,借鉴宋德勇等(2021)的研究,使用专利授权数量的自然对数衡量技术创新数量(*PAG*),以发明专利授权数量的自然对数衡量技术创新质量(*IPAG*)。关于环境关注度的衡量,本文从政府和公众主体考察其对环境的关注程度,即政府环境关注度(*GEA*)和公众环境关注度(*PEA*)。其中,政府环境关注度借鉴陈诗一和陈登科(2018)的做法,通过获取地方政府工作报告中与环境污染和绿色发展相关词汇<sup>①</sup>出现的频数占报告全文总字数的比重衡量。参考郑思齐等(2013)的研究,采用Python技术在百度搜索引擎上抓取各省份“环境污染”“雾霾”关键词的年平均搜索次数,以此衡量公众环境关注度。

4.控制变量。本文控制了可能影响新质生产力发展的其他因素,具体如下:经济发展水平(*pgdp*),使用人均GDP的自然对数表示;政府干预程度(*gov*),采用公共财政支出与GDP的比值衡量;金融发展水平(*fina*),使用年末金融机构存贷款总额与GDP之比衡量;市场化水平(*market*),采用市场化指数表征;对外开放水平(*open*),用进出口总额与GDP之比衡量;外商直接投资(*fdi*),使用实际外商直接投资额与GDP的比值衡量。

## (三) 模型构建

为了检验绿色金融对新质生产力发展的影响效应,构建如下基准回归模型:

$$NP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

<sup>①</sup>本文选择“低碳、环境保护、空气、绿色、PM2.5、化学需氧量、二氧化碳、PM10、生态、排污、减排、污染、环保、二氧化硫、能耗”关键词。

表1 新质生产力发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计量指标	属性
基础生产力	资本	物质资本存量	$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$ (亿元) <sup>①</sup>	+
		人力资本存量	人均受教育年限与年末就业人员数的乘积 <sup>②</sup>	+
	劳动	劳动者人数	年末就业人员数(万人)	+
		劳动者结构	第三产业就业人数/年末就业人员数 大学生人数/年末人口总数	+
	劳动者创业		创业活跃度 <sup>③</sup>	+
	劳动生产率		GDP/年末就业人员数 就业人员平均工资(元)	+
科技生产力	创新生产力	创新研发	科学技术支出/财政支出 国内专利申请数量(万件)	+
		创新产业	高技术产业企业数量(个)	+
			高技术产业业务收入(亿元)	+
			高技术产业利润总额(亿元)	+
		创新产品	战略性产业发展,新兴战略产业增加值/GDP <sup>④</sup>	+
			未来产业发展,机器人安装密度 <sup>⑤</sup>	+
	技术生产力	技术效率	规模以上工业企业总产值/年末就业人员数	+
		技术研发	规模以上工业企业R&D人员全时当量(人年) 规模以上工业企业R&D经费(万元)	+
绿色生产力	资源节约型生产力	能源强度	能源消费量/国内生产总值	-
		能源结构	化石能源消费量/国内生产总值	-
		用水强度	工业用水量/国内生产总值	-
		用电强度	工业用电量/国内生产总值	-
	环境友好型生产力	废物利用	工业固废物综合利用量/(工业固废物产生量+工业固废物贮存量)	+
		废水排放	工业废水排放/国内生产总值	-
数字生产力	数字产业生产力	电子信息制造	工业二氧化硫排放/国内生产总值	-
			信息传输、软件和信息技术产业企业单位数(个)	+
		数字产业服务	信息传输、软件和信息技术产业从业人数(万人)	+
			软件业务收入(万元)	+
	产业数字化改造	数字产业服务	邮政业务总量(亿元)	+
			电信业务总量(亿元)	+
		产业数字化改造	快递业务量(万件)	+
			互联网宽带接入端口数量(万个)	+
		产业数字化交易	光缆线路长度/地区面积	+
			每家企业拥有网站个数(个)	+
			规模以上工业企业引进技术经费支出(万元)	+
			规模以上工业企业技术改造经费支出(万元)	+
		产业数字化交易	每百人使用计算机数(台)	+
			有电商交易的企业占比(%)	+
			电子商务交易额(亿元)	+

①借鉴张军等(2004)的研究,采用永续盘存法对2011—2022年各省份全社会固定资产投资额计算得出。

②借鉴陈刚等(2011)的研究,人均受教育年限计算公式为:(不识字或识字很少人口数×2年+小学学历人口数×6年+初中学历人口数×9年+高中学历人口数×12年+大专及以上学历人口数×16)÷6岁及以上人口数。

③参考李小平等(2017)做法,即(私营和个体企业数/总人口数)×(私营企业和个体就业人数/总就业人数)。

④参考《战略性新兴产业分类目录》《战略性新兴产业分类(2012)试行》等文件来确定战略性新兴产业。

⑤借鉴Acemoglu和Restrepo(2018)的研究,计算公式为: $B_{i,t} = \sum_{j=1}^n (R_{j,t} \times I_{i,j,t})$ 。其中, $B_{i,t}$ 为*i*省*t*年工业机器人安装密度, $R_{j,t}$ 为*j*行业*t*年的工业机器人安装密度, $I_{i,j,t}$ 为*i*省*j*行业*t*年城镇单位就业人数/当年城镇单位总就业人数。

表2 绿色金融发展指标体系

一级指标	二级指标	计量指标	属性
绿色信贷	环保上市公司借款规模	A股环保上市公司借款/A股上市公司借款	+
	高耗能工业利息占比	六大高耗能行业利息支出/工业利息总支出	-
绿色证券	环保企业市值占比	环保企业总产值/A股总市值	+
	高耗能行业市值占比	六大高耗能行业总产值/A股总市值	-
绿色保险	农业保险规模占比	农业保险收入/财产保险收入	+
	农业保险赔付比例	农业保险支出/农业保险收入	+
绿色投资	环境污染治理投资占比	环境污染治理投资额/GDP	+
	地方财政环境保护	财政环境保护支出/财政总支出	+

其中,  $i, t$  表示地区和时间;  $NP_{i,t}$  为新质生产力发展指数;  $GF_{i,t}$  为绿色金融发展指数;  $X_{i,t}$  为一系列控制变量;  $\mu_i$ 、 $\lambda_t$  为地区和时间固定效应;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。

为了验证H2和H3是否成立, 本文构建如下机制检验模型:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GF_{i,t} + \beta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$NP_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 GF_{i,t} + \rho_2 M_{i,t} + \rho X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,  $M_{i,t}$  为中介变量, 包括技术创新数量( $PAG$ )、技术创新质量( $IPAG$ )、政府环境关注度( $GEA$ )和公众环境关注度( $PEA$ ), 其他变量的定义同式(1)。

#### (四) 描述性统计

表3展示了变量的描述性统计结果。由表3可知, 地区新质生产力总指数的均值为0.2316, 标准差为0.2012, 最小值和最大值分别为0.0235和0.8471, 说明不同地区的新质生产力发展水平存在明显的差异。此外, 从基础生产力、科技生产力、绿色生产力和数字生产力分维度指标的描述性统计结果也可以看出, 新质生产力的发展在区域之间具有显著的非均衡性。各省份绿色金融发展指数的均值和标准差分别为0.7675和0.0776, 说明绿色金融发展水平具有明显的区域差异性。其他变量的统计特征与现有文献基本保持一致。

表3 变量的描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
新质生产力	$NP$	360	0.2316	0.2012	0.0235	0.8471
基础生产力	$BP$	360	0.2515	0.1502	0.0619	0.7667
科技生产力	$TP$	360	0.1885	0.1902	0.0116	0.9438
绿色生产力	$GP$	360	0.5376	0.1871	0.2173	0.9558
数字生产力	$DP$	360	0.1823	0.1696	0.0337	0.8794
绿色金融	$GF$	360	0.7675	0.0776	0.6200	0.9744
技术创新数量	$PAG$	360	10.2934	1.4579	6.2186	13.6788
技术创新质量	$IPAG$	360	8.3435	1.4557	4.2485	11.6534
政府环境关注度	$GEA$	360	0.3632	0.0891	0.1148	0.6999
公众环境关注度	$PEA$	360	5.3776	0.7378	2.9545	7.1499
经济发展水平	$pgdp$	360	10.9091	0.4520	9.7058	12.1564
政府干预程度	$gov$	360	0.2474	0.1018	0.1066	0.6430
金融发展水平	$fina$	360	3.4401	1.3518	1.5175	8.1310
市场化水平	$market$	360	7.0374	2.1467	2.3300	13.2000
对外开放水平	$open$	360	0.2651	0.2866	0.0076	1.5482
外商直接投资	$fdi$	360	0.4796	0.5662	0.0055	4.6069

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归

表4展示了绿色金融对新质生产力影响的基准回归结果。由列(1)可知,在控制年份和地区固定效应的情况下,绿色金融的系数为正且显著,表明绿色金融对新质生产力的发展具有显著的正向影响。进一步地,从新质生产力的分维度指标来看,绿色金融对绿色生产力和数字生产力的估计系数均显著为正,而对基础生产力和科技生产力的系数不显著,说明在研究样本期内,绿色金融对绿色生产力和数字生产力的发展具有显著的推动作用,而对基础生产力和科技生产力的影响不明显。其原因可能在于,绿色金融对科技生产力具有绿色偏向性影响以及科技生产力成果转化具有一定的时间滞后性。另外,从估计值大小与显著性来看,绿色金融对绿色生产力的促进作用更强。究其原因,绿色金融重在支持清洁能源、绿色交通和节能环保等领域的发展,创新绿色信贷、绿色债券等绿色金融产品以满足绿色项目的资金需求,同时激励更多的投资者关注绿色产业与可持续项目,推动绿色生产力发展。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	NP	BP	TP	GP	DP
<i>GF</i>	0.2279 **(0.1084)	-0.0094(0.0741)	0.0566(0.0600)	0.5491 ***(0.1515)	0.3460 *(0.1873)
<i>pgdp</i>	0.1394 **(0.0507)	0.0454 *(0.0243)	0.1302 **(0.0571)	0.0560(0.0494)	0.0937(0.0596)
<i>gov</i>	-0.0522(0.1583)	-0.0523(0.0787)	0.2204(0.1772)	-0.9753 ***(0.2163)	0.3081(0.2119)
<i>fina</i>	0.0271 **(0.0106)	-0.0126(0.0080)	0.0145(0.0137)	0.0273 *(0.0160)	0.0115(0.0141)
<i>market</i>	0.0182 *(0.0094)	0.0086(0.0077)	0.0102(0.0116)	0.0035(0.0126)	0.0015(0.0126)
<i>open</i>	0.1021 *(0.0566)	0.1171(0.0870)	0.0895(0.0599)	0.0488(0.0988)	0.1722(0.1220)
<i>fdi</i>	0.0088(0.0120)	0.0029(0.0046)	0.0018(0.0122)	0.0127(0.0168)	0.0023(0.0088)
<i>Year/Pro FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	360	360	360	360	360
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.9702	0.9718	0.9548	0.8175	0.9250

注: \*、\*\*、\*\*\*为在 10%、5%、1% 水平上显著; 括号内为聚类到地区层面的稳健标准误, 下同。

### (二) 内生性检验

在实证检验过程中,可能存在以下内生性问题:一是绿色金融与新质生产力发展之间可能存在一定的反向因果关系;二是新质生产力发展的影响因素较多,而本文选择的控制变量有限,可能会出现因遗漏变量导致的内生性问题;三是由于变量的测量误差导致的内生性问题。为了缓解上述可能存在的内生性问题,本文选择工具变量方法和双重差分方法进行解决。

1. 工具变量方法。本文选择两类工具变量作为绿色金融的工具变量。一是借鉴Bartik (2009) 的做法,构建工具变量(Bartik instrument),即滞后一阶的绿色金融指数与绿色金融指数在时间上一阶差分的交互项作为绿色金融的工具变量(*IV1*);二是参考刘修岩 (2014)的研究,采用地理位置与地形特征变量作为外生工具变量。本文依据交通部发布的《全国沿海港口布局规划》,以谷歌地图为参照标准,选择各省份到沿海港口最短距离的对数与上一年全国金融机构各项贷款总额对数的交互项作为工具变量(*IV2*)。另外,本文还从地表与地形特征出发,借鉴柏培文和张云 (2021)的做法,使用各地区地形起伏度与上一年全国金融机构各项贷款总额对数的交互项作为工具变量(*IV3*),对模型进行稳健性检验。

以上工具变量首先满足了与绿色金融的相关性条件,到沿海港口距离越近,说明该地区的

经济发展水平越高,组织结构与制度环境越完善,也越有助于绿色金融的发展,满足了相关性条件。然后,到沿海港口距离的远近不太可能直接对地区新质生产力发展产生较大的影响,满足了外生性条件。同理,地区地形起伏度越平坦,越有利于金融业、数字信息技术、人力资本等基础设施的建设与集聚,从而促进当地绿色金融的发展。地形起伏度并不会对新质生产力的形成产生直接影响,因此满足工具变量的“强相关”与“严外生”条件。基于以上工具变量,使用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行回归。由表5的列(1)–(4)可知,第一阶段中工具变量的系数均显著,且Kleibergen-Paap rk LM统计量的p值为0,Cragg-Donald Wald F统计量和Kleibergen-Paap rk Wald F统计量大于弱识别检验在10%水平上的临界值,说明工具变量通过了不可识别、弱工具变量与过度识别检验。由第二阶段结果可知,绿色金融的系数仍显著为正,表明绿色金融促进新质生产力发展这一结论较为稳健。

表5 内生性检验结果

变量	工具变量方法				DID方法
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	GF	NP	GF	NP	
GF		0.1104*(0.0634)		1.4542*** (0.2828)	
IV1	0.7573*** (0.0195)				
IV2			-0.0041*** (0.0004)		
Treat×Time					0.0745*** (0.0207)
_cons	0.5471*(0.3000)	-1.6467** (0.6586)	-0.3343*** (0.0880)	-1.0247*** (0.2701)	-0.4745** (0.2392)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	330	330	360	360	360
Adj-R <sup>2</sup>	0.9479	0.9738	0.6936	0.6785	0.7861
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	114.6850[0.0000]		52.4230[0.0000]		—
Cragg-Donald Wald F 统计量	359.9320{16.3800}		88.0100{16.3800}		—
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	515.1810{16.3800}		74.8820{16.3800}		—

注:[]里为p值,{}内为Stock-Yogo弱识别检验在10%水平上的临界值。

2.双重差分法估计(DID)。本文进一步采用双重差分方法来缓解内生性问题。2017年6月,国务院决定在浙江、广东、贵州、江西和新疆五个省份设立绿色金融改革创新试验区,旨在增强金融体系韧性,促进绿色金融服务提质增效。考虑到这一政策由中央提出,对于推动绿色金融快速发展是一个相对较好的外生冲击,而且各地区绿色金融发展水平的不同致使这种冲击存在差异,这为本文构造双重差分模型以识别绿色金融发展与新质生产力之间的因果关系提供了契机。因此,参考宋敏等(2021)的做法,引入绿色金融改革创新试验区作为政策冲击来构建DID模型。首先,定义对照组和处理组识别指标Treat<sup>①</sup>,将试验区涉及省份取值为1,否则为0;随后,设置试验区政策变量Time,政策提出时间为2017年,若在政策实施期(2018年及以后)取值为1,否则为0。具体DID模型为:

$$NP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_{i,t} \times Time_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,Treat<sub>i,t</sub>为试验区涉及省份的虚拟变量;Time<sub>i,t</sub>为政策实施时间的虚拟变量;其他变量的

①本文选择2017年6月23日启动的第一批试验区涉及省份为处理组,包括浙江省、贵州省、广东省、江西省和新疆维吾尔自治区。

定义与前文一致。[表5](#)的列(5)报告了DID估计结果,可以看出,  $Treat_{i,t} \times Time_{i,t}$  的系数显著为正,说明受政策冲击较大的地区对新质生产力的促进作用更强,即绿色金融发展能够推动地区新质生产力发展,与预期一致。此外,本文还进行了平行性假定检验,通过在模型中加入  $Treat$  与年份虚拟变量的交互项来观察政策实施前后两组样本在新质生产力上是否存在显著差异。结果显示,  $Treat_{i,t} \times Time_{i,t}$  的系数均为正,而且  $Treat$  与事前年份虚拟变量的交互项均不显著异于0,表明在政策实施前,两组样本在新质生产力发展水平上的差异并不显著,满足DID的平行性假定;  $Treat$  与事后年份虚拟变量的交互项则显著为正,较好地缓解了潜在内生性问题。

### (三) 稳健性检验

为了确保研究结论的可靠性,本文采取以下方法进行稳健性检验:第一,替换核心解释变量的衡量方法。使用绿色信贷、绿色债券和绿色基金指标作为绿色金融的替代变量重新进行回归。其中,绿色信贷使用各省份环保项目信贷总额与全省信贷总额的比值来刻画;绿色债券采用绿色债券发行总额与所有债券发行总额之比来衡量;绿色基金使用绿色基金总市值与所有基金总市值的比值来量化。第二,滞后变量。将所有控制变量滞后一期后,对模型进行再检验。第三,替换工具变量。使用工具变量(*IV3*)对模型重新进行检验。第四,缩尾处理。对所有连续变量进行上下1%缩尾处理。第五,改变聚类层面。将聚类层面替换为聚类到时间和个体层面。对样本进行以上处理后再回归,结果显示,绿色金融的估计系数均显著为正,说明绿色金融对新质生产力具有显著的驱动作用,表明结论是稳健的。<sup>①</sup>

### (四) 机制检验

1.技术创新的促进效应。从[表6](#)的列(1)可以看出,绿色金融对专利授权数量的系数显著为正,表明绿色金融发展有助于提高专利授权数量,增加技术创新数量。列(2)显示,绿色金融与专利授权数量的系数均为正且显著,表明增加专利授权数量有利于推动新质生产力发展,且技术创新数量的增加可以作为绿色金融驱动新质生产力的作用渠道。列(3)和列(4)的结果显示,绿色金融对发明专利授权数量的系数显著为正,表明绿色金融与发明专利授权数量呈正相关关系。绿色金融和发明专利授权数量的系数均显著为正,说明绿色金融可以通过提高技术创新质量推动新质生产力发展。

**表6 作用机制检验:技术创新**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PAG	NP	IPAG	NP
GF	2.0676*** (0.6673)	0.2135** (0.1039)	1.3975** (0.5131)	0.2284** (0.1091)
PAG		0.0453** (0.0201)		0.0019* (0.0011)
IPAG				
Controls/Year/Pro FE	控制	控制	控制	控制
N	360	360	360	360
Adj-R <sup>2</sup>	0.9713	0.9724	0.9786	0.9701

2.环境关注度的提升效应。由[表7](#)的列(1)可知,绿色金融对政府环境关注度的系数为正且显著,表明绿色金融可以提升政府对环境的关注程度。列(2)结果显示,加入环境关注度变量之后,绿色金融系数仍显著为正,表明政府环境关注度可以作为绿色金融驱动新质生产力发展的中介。从列(3)和列(4)可以看出,绿色金融对公众环境关注度的系数显著为正,表明绿色金

<sup>①</sup>限于篇幅,稳健性检验结果未予列示,留存备索。

融可以提升公众对环境的关注程度。绿色金融与公众环境关注度的系数均显著为正,说明绿色金融能够通过提高公众环境关注度的方式助力地区新质生产力发展。

表7 作用机制检验:环境关注度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GEA	NP	PEA	NP
GF	0.1260*(0.0691)	0.2070*(0.1096)	0.7395***(0.3599)	0.2357***(0.1070)
GEA		0.0283*(0.0161)		
PEA				0.0613*(0.0342)
Controls/Year/Pro FE	控制	控制	控制	控制
N	360	360	360	360
Adj-R <sup>2</sup>	0.5717	0.9706	0.9572	0.9704

### (五)异质性分析

#### 1.区域异质性

本文从地理区域位置和经济发展水平两方面来探讨绿色金融对新质生产力的区域异质性。对于区域地理位置的划分,按照一般做法,将区域分为东部地区和中西部地区两个子样本,其中,东部地区赋值为1,中西部地区为0。此外,根据各省份人均GDP的中位数,将样本分为高经济发展水平地区和低经济发展水平地区,若高于中位数,则为1,否则为0。在模型(1)中引入地区虚拟变量与绿色金融的交互项以及经济发展水平虚拟变量与绿色金融交互项。由表8的列(1)可知,GF×pro的系数在1%水平上显著为正,表明绿色金融对东部地区新质生产力发展的促进作用较强。列(2)结果显示,GF×pgdp的系数显著为正,说明绿色金融对新质生产力的促进效应在高经济发展水平地区更明显。其原因可能在于,较发达地区的基础设施、市场制度、金融环境等更加完善,能够较好地与绿色金融和新质生产力的发展相匹配,从而有效发挥绿色金融对新质生产力的驱动作用。

#### 2.金融发展环境和环境规制强度异质性

本文进一步探讨绿色金融影响新质生产力的金融发展环境和环境规制异质性。从金融监管程度与金融科技发展两方面考察金融发展环境对绿色金融与新质生产力关系的异质性。借鉴王博峰(2021)的研究,采用地区金融监管支出占财政支出的比重来衡量金融监管程度(FS)。金融科技发展水平(FT)使用金融科技专利数量来刻画,其中,金融科技专利数据是通过Python技术和机器学习算法对中国专利之星检索系统(CPRS)平台公开发布的专利申请文本进行抓取、识别与分类得出。对于环境规制的衡量,参考熊灵等(2023)的研究,运用地方性环保法规数量的自然对数量化命令型环境规制强度(ER1),以一般公共预算支出中绿色科学技术支出衡量市场型环境规制强度(ER2)<sup>①</sup>。基于以上分组变量,将高于变量中位数的样本赋值为1,否则为0,并在模型(1)中依次纳入绿色金融与金融监管、金融科技和环境规制虚拟变量的交

表8 区域异质性检验

变量	(1)	(2)
	地理区域位置	经济发展水平
GF	0.1212(0.2081)	0.2093***(0.0818)
GF×pro	0.0941****(0.0218)	
GF×pgdp		0.0210***(0.0092)
Controls/Year/Pro FE	控制	控制
Adj-R <sup>2</sup>	0.7894	0.9706
N	360	360

<sup>①</sup>由于各省份统计年鉴中并未直接给出绿色科学技术支出数据,因此,本文使用规模以上工业企业研发投入中对清洁型行业投入占比乘以各地区科学技术支出,以此表征各地区政府对绿色科学技术的支出。

互项进行回归。

由表9结果可知,  $GF \times FS$ 、 $GF \times FT$ 、 $GF \times ER1$ 与 $GF \times ER2$ 的系数均显著为正, 说明强化金融监管、发展金融科技与实施环境规制, 有利于加强绿色金融对新质生产力发展的驱动作用。究其原因, 一方面, 地区金融监管力度越强, 越能够为绿色金融提供良好的发展环境, 有效指导金融机构真正把环境、社会与治理要求纳入全业务流程, 通过创新绿色信贷、绿色债券等融资工具支持经济绿色低碳发展, 有利于加快新质生产力的形成; 另一方面, 在强金融监管环境下, 能够防止“漂绿”行为的发生, 促使绿色金融更好地服务新质生产力。金融科技基于对大数据、人工智能与区块链等数字技术的应用, 全面赋能绿色金融发展, 不仅拓宽了绿色金融服务范围、降低服务成本和提升服务效率, 还能够在绿色金融监管、贷前审查与贷后跟踪等方面发挥重要作用, 从而提高绿色金融服务, 强化绿色金融对新质生产力的促进作用。同时, 在环境规制的引导和约束下, 金融部门通常会将更多的信贷、债券等金融资源向绿色生产部门倾斜, 有助于绿色产业的发展, 加快形成新质生产力。值得注意的是, 绿色金融与不同类型环境规制交互项的系数存在显著差异, 无论从显著性还是估计值的大小来看, 均呈现“市场型环境规制 > 命令型环境规制”的特征, 因此, 相较于命令型环境规制, 提升市场型环境规制强度对于绿色金融驱动新质生产力的影响较为强烈。

表9 金融发展环境和环境规制强度异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融监管程度	金融科技发展	命令型环境规制	市场型环境规制
$GF$	0.2286**(0.1088)	0.1960*(0.1046)	0.1950*(0.1015)	0.0731(0.2404)
$GF \times FS$	0.0500*(0.0268)			
$GF \times FT$		0.0243*(0.0141)		
$GF \times ER1$			0.0142*(0.0077)	
$GF \times ER2$				0.0890***(0.0259)
<i>Controls/Year/Pro FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.9701	0.9709	0.9706	0.7921
<i>N</i>	360	360	360	360

## 五、结论与启示

本文使用2011—2022年中国30个省(市、自治区)的数据, 探讨了绿色金融对新质生产力发展的影响。本文得到如下主要结论: 首先, 绿色金融促进了新质生产力的发展, 在采用工具变量方法、DID方法处理内生性问题以及其他稳健性检验后结论依然成立。分维度来看, 绿色金融对绿色生产力和数字生产力的促进作用较为明显。其次, 绿色金融可以通过促进技术创新以及提升政府和公众对环境关注度的方式推动新质生产力的发展。最后, 绿色金融对新质生产力的驱动作用在东部和高经济发展水平地区更加显著; 同时金融监管、金融科技与环境规制对绿色金融促进新质生产力具有正向调节效应, 且相较于命令型环境规制, 提升市场型环境规制强度更加有助于强化绿色金融对新质生产力的驱动作用。

基于以上研究结论, 本文提出如下几点政策启示:

第一, 金融机构应进一步丰富与创新绿色金融产品, 提升金融服务质效, 强化绿色金融的政策支持和引导作用, 更好地助力新质生产力发展。一方面, 金融市场要构建多层次的绿色金融产品与服务体系, 不仅要扩展传统绿色金融产品的应用, 还要依据需求主体的特征, 推进绿

色保险、绿色基金和绿色信贷等产品的创新,及时调整金融服务的投融资结构,大力支持科技创新、清洁能源、绿色产业等领域的发展,加快新质生产力的形成。另一方面,金融机构要利用金融科技手段助力绿色金融,协同做好“绿色金融”与“科技金融”大文章。在金融服务中,积极运用大数据、区块链、人工智能等数字技术,提高信息的透明度,精准识别绿色项目,并对绿色信贷资金的使用去向进行实时跟踪与检测,确保资金真正用于绿色项目与技术创新,有效助力新质生产力发展。

第二,立足地区和行业在资源禀赋、经济结构和发展环境等方面的差异,因地制宜地推动绿色金融和新质生产力的发展。本文的结论显示,绿色金融对新质生产力的促进效应在发达地区以及金融环境发展较好的地区更加明显。因此,在政策方面,政府要适当地将政策向欠发达地区倾斜,通过税收优惠、减税降费等激励机制为绿色产业提供绿色信贷,引导资金支持相关产业集群,推动欠发达地区新质生产力发展。同时,在制定环境规制政策时,要加强环境政策与绿色金融之间的协同性,适当提升市场型环境规制强度,最大限度地强化绿色金融对新质生产力发展的促进作用。在监管方面,要积极完善金融监管制度,确保绿色金融服务真正落实到实体经济发展中,防止“漂绿”等行为的发生,提升风险管理能力。在教育方面,加大地区的教育投入,培养高素质的绿色金融人才。比如,定期组织专家学者交流活动,开展绿色金融前瞻性学习与实践,为新质生产力发展创造良好的金融环境。

第三,促进技术创新,提高政府和公众对环境的关注程度,畅通绿色金融影响渠道,有效支持新质生产力的发展。研究表明,技术创新能力、政府与公众环境关注度的提升是绿色金融促进新质生产力发展的作用机制。因此,首先,应制定符合新质生产力发展要求的行业目录,开展对应的产业评估,加大对新兴战略产业、未来产业、绿色产业等重点领域的关注,激励和监督金融机构朝正确的方向投融资,提高技术创新能力,推动新质生产力发展。其次,提高地方政府对环境的关注度,向市场释放绿色信号,带动更多的市场主体关注环境问题,吸引绿色投资,加快新质生产力发展。最后,增加公众参与环境治理的渠道,完善公众参与机制,通过搭建公众参与平台,促进政府、企业与公众之间的良性互动,让公众亲身参与到环境保护之中,提高环保的主动性和积极性,从而提升公众环境关注度,助力新质生产力发展。

#### 主要参考文献:

- [1] 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).
- [2] 崔惠玉,王宝珠,徐颖.绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J].中国工业经济,2023,(10).
- [3] 陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,(2).
- [4] 陈刚,李树,吕惠娟.中国的腐败与城镇居民收入不平等——基于收入来源的分解分析[J].制度经济学研究,2011,(4).
- [5] 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,(3).
- [6] 高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2023,(6).
- [7] 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).
- [8] 胡天杨,涂正革.绿色金融与企业高质量发展:激励效应与抑制效应[J].财经科学,2022,(4).
- [9] 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).
- [10] 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).
- [11] 李小平,李小克.企业家精神与地区出口比较优势[J].经济管理,2017,(9).

- [12] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, (4).
- [13] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 经济研究, 2024, (3).
- [14] 刘修岩. 空间效率与区域平衡: 对中国省级层面集聚效应的检验[J]. 世界经济, 2014, (1).
- [15] 刘华珂, 何春. 绿色金融促进城市经济高质量发展的机制与检验——来自中国272个地级市的经验证据[J]. 投资研究, 2021, (7).
- [16] 孟捷, 韩文龙. 新质生产力论: 一个历史唯物主义的阐释[J]. 经济研究, 2024, (3).
- [17] 任保平. 生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J]. 经济研究, 2024, (3).
- [18] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, (6).
- [19] 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).
- [20] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (4).
- [21] 武英涛, 张云, 倪道涵. 绿色金融能够实现城市生态效益与经济效益的双赢吗?——基于环境规制与资本配置的双重视角[J/OL]. 上海财经大学学报, 2024.
- [22] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于30个省市政府工作报告(2006-2015)文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, (2).
- [23] 王杰, 王军. 绿色金融发展与能源利用效率提升: 理论与中国经验[J]. 金融论坛, 2024, (5).
- [24] 王馨, 王菅. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, (6).
- [25] 王博峰. 金融监管对中国实体经济增长的影响研究[J]. 财经论丛, 2021, (8).
- [26] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [27] 肖有智, 张晓兰, 刘欣. 新质生产力与企业内部薪酬差距——基于共享发展视角[J]. 经济评论, 2024, (3).
- [28] 熊灵, 闫炼, 杨冕. 金融发展、环境规制与工业绿色技术创新——基于偏向性内生增长视角的研究[J]. 中国工业经济, 2023, (12).
- [29] 阳镇, 凌鸿程, 陈劲. 城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新[J]. 世界经济, 2024, (1).
- [30] 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).
- [31] 赵国庆, 李俊廷. 企业数字化转型是否赋能企业新质生产力发展?——基于中国上市企业的微观证据[J]. 产业经济评论, 2024, (4).
- [32] 张林. 新质生产力与中国式现代化的动力[J]. 经济学家, 2024, (3).
- [33] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, 2004, (10).
- [34] 郑思齐, 万广华, 孙伟增, 等. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界, 2013, (6).
- [35] Acemoglu D, Restrepo P. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment [J]. *American Economic Review*, 2018, 108(6): 1488–1542.
- [36] Aghion P, Askenazy P, Berman N. Credit constraints and the cyclical of R&D investment: Evidence from France [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(5): 1001–1024.
- [37] Augerp P, Devinney T. Do what consumer say matter?The misalignment of preference with unconstrained ethical intentions [J]. *Journal of Business Ethics*, 2007, 76(4): 361–383.
- [38] Bartik T. How do the effects of local growth on employment rates vary with initial labor market conditions[R]. Upjohn Working Paper No. 2009-005.
- [39] Goldsmith R. Financial structure and development[M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [40] Foray D, Grübler A. Technology and the environment: An overview [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 1996, 53(1): 3–13.

# Green Finance and New Quality Productive Forces: Promotion or Inhibition? From the Perspectives of Technological Innovation and Environmental Concern

Mao Xiaomeng<sup>1</sup>, Wang Renzeng<sup>1,2</sup>

(1. School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangdong Guangzhou 510006, China; 2. School of Economics, Guangzhou City University of Technology, Guangdong Guangzhou 510800, China)

**Summary:** New quality productive forces is the core force to promote high-quality development. As a key part of the inclusive financial system, whether green finance can become an important starting point in the formation of new quality productive forces deserves attention. Based on the data of 30 provinces (municipalities and autonomous regions) in China from 2011 to 2022, this paper firstly constructs an index system of new quality productive forces development from the four dimensions of basic productive forces, scientific and technological productive forces, green productive forces, and digital productive forces, and uses the entropy weight TOPSIS method to measure the index. Secondly, from the perspectives of technological innovation and environmental concern, the influence mechanism of green finance on new quality productive forces is discussed. Finally, the heterogeneous effect of green finance on the development of new quality productive forces is investigated from the aspects of geographical location, economic development level, financial development environment, and environmental regulation. The study finds that green finance can help promote the development of new quality productive forces. In terms of dimensions, green finance has a significant effect on green productive forces and digital productive forces, but not on basic productive forces and scientific and technological productive forces. Mechanism testing shows that green finance can promote the development of new quality productive forces by promoting the quantitative and qualitative improvement of technological innovation and increasing the environmental concern of the government and the public. Heterogeneity analysis shows that the driving effect of green finance on new quality productive forces is more intense in eastern areas and areas with a high level of economic development. Strengthening financial supervision, developing Fintech, and implementing environmental regulations are conducive to strengthening the promotion effect of green finance on the development of new quality productive forces. Moreover, compared with command-based environmental regulations, market-based environmental regulations have a stronger positive regulatory effect on green finance's promotion of new quality productive forces. The conclusions of this paper provide empirical evidence for green finance to better support the development of new quality productive forces.

**Key words:** green finance; new quality productive forces; technological innovation; environmental concern

(责任编辑:王西民)