

绿色金融改革创新 试验区政策与企业绿色生产力

崔皓 路征 李华民

摘要:绿色金融改革创新试验区政策作为中国支持绿色金融发展的一项重要举措,是加快绿色生产力形成与发展的基础性金融制度支撑。新质生产力作为以创新驱动为核心、深度融合绿色发展理念的先进生产力形态,其本质特征在于通过绿色技术创新、资源循环利用和环境绩效改善推动高质量发展。本文选取2012—2024年沪深A股上市公司数据,实证检验试验区政策对企业绿色生产力的影响机理。研究发现,试验区政策对企业绿色生产力发展具有正向驱动作用。机制分析表明,试验区政策通过财务约束缓解、风险平滑、预期引导机制赋能企业绿色生产力。异质性分析发现,在非国有企业、高科技企业、外部关注度高与内部经营更为稳健的企业中,试验区政策的助推作用更为明显。特别地,政府环境保护支出能够与绿色金融改革创新试验区政策协同发力,共同驱动企业绿色生产力发展。本文的研究结论为优化金融供给侧结构性改革、完善政策协同配合提供了新启示。

关键词:绿色金融 绿色金融改革创新试验区 政策协同 企业绿色生产力 政府环境保护支出

中图分类号:F832;F279.2

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)07-0062-16

一、问题提出

作为区别于传统生产力体系的本质性突破,新质生产力是以创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力。当前,中国经济已由以数量扩张为主的高速增长阶段转向以质量和效益为首要目标的高质量发展阶段。在这一转型背景下,培育和发展新质生产力已成为推动高质量发展的内在要求和战略重点。绿色生产力是新质生产力的绿色本质,是高质量发展的实践创新^[1]。从学理上看,新质生产力与绿色生产力并非简单的等同关系,二者的内涵与外延呈现交叉互嵌的逻辑结构,前者以科技变革驱动概括了先进生产力的质态规定性,后者以生态价值规约概括了先进生产力的方向规定性,二者以递进关联揭示了21世纪先进生产力的绿色变革趋势。绿色生产力高度重视生态环境保护与经济社会发展的协同共进,推动经济效益、社会效益和生态效益的有机统一,标志着生产力理论由“增长-污染”的二元悖论向生态文明共生演化范式跃迁。企业作为国民经济的基本单

收稿日期:2025-12-20;修回日期:2026-06-23

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“金融科技对企业数字化转型的效应评估、机制分析与策略优化研究”(72202046)

作者简介:崔皓 四川大学经济学院博士研究生,成都,610065;

路征 四川大学经济学院教授,通信作者;

李华民 广东金融学院华南金融创新研究院教授,广州,510521。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

元,是践行和发展绿色生产力的重要载体,深刻把握绿色生产力发展的历史机遇对企业提升核心竞争力至关重要。

企业在发展绿色生产力时存在着高度不确定性,需要直面来自内外部的多重挑战,突出表现为“两高一长”的特征(高风险、高投入、长周期)^[2],在面对高度不确定性的未来回报时,长期坚持高强度的资源倾注,这考验了企业的财务状况和管理层的发展决心^[3]。作为国民经济的血脉,高质量的金融供给是支持企业绿色生产力的关键所在。绿色金融改革创新试验区政策正是在这一逻辑下应运而生的重要金融供给侧结构性改革举措,旨在通过市场化机制与规制引导相结合的方式,为企业绿色生产力发展提供系统性支撑。

2017年以来,中国先后在浙江、江西、广东、新疆等地设立绿色金融改革创新试验区。绿色金融改革创新试验区是为协调经济增长与环境保护而设立的专门制度创新安排,通过赋能金融机构探索实施多元化绿色金融产品、促进绿色金融基础设施建设等多种方式有效提高了绿色金融服务实体经济效率^[4]。从政策属性来看,试验区政策并非单一工具创新,而是市场化金融供给优化与柔性环境规制的制度组合拳^[5]。其核心逻辑在于通过政策引导,将金融资源的市场配置效率与环境治理的制度约束效能相结合,为企业绿色生产力发展构建多方位支撑体系。在金融供给优化与环境规制倒逼的双重作用下,试验区政策不仅丰富了绿色金融的工具箱,更重塑了资金配置的规则与信号,系统性地提升了区域内金融业识别、定价和服务绿色创新活动的能力,为企业绿色生产力发展构建了良性循环的金融生态。上述绿色金融改革创新试验区政策的脉络梳理情况如表1所示。

表1 绿色金融改革创新试验区政策的脉络梳理

出台时间	试点地区	相关政策主要内容
2017年6月	浙江省湖州市、衢州市;广东省广州市;新疆维吾尔自治区哈密市、昌吉州、克拉玛依市;贵州省贵安新区;江西省赣江新区	批准设立首批绿色金融改革创新试验区,以金融创新赋能绿色产业发展,重点推进绿色金融机构与产品创新、信息共享与信用体系建设、配套政策支持及风险防控,探索可复制、可推广的绿色金融发展模式
2019年11月	甘肃省兰州新区	批准设立第二批绿色金融改革创新试验区,立足西部地区绿色低碳高质量发展需求,构建绿色金融支持产业转型框架,完善绿色金融组织体系、产品服务、融资渠道、环境权益交易市场及风险防控机制,夯实基础设施并扩大对外交流合作,积累可复制的西部绿色金融发展经验
2022年8月	重庆市	批准设立第三批绿色金融改革创新试验区,立足长江经济带绿色发展与成渝地区双城经济圈建设定位,培育绿色金融市场与产融融合体系,建设数字化基础设施,强化跨区域及国际合作并完善保障体制,健全碳金融机制,推动重点领域产融协同,探索绿色金融标准趋同与跨境合作路径

目前,现有研究中以绿色金融改革创新试验区政策为切入点对企业绿色生产力展开深入探讨的文献相对匮乏,本文尝试基于相关文献梳理两者之间可能存在的关联机制。一方面,有学者认为,绿色金融改革创新试验区政策通过对多元化绿色金融工具(绿色信贷、绿色债券、绿色基金等)的创新运用,完善了原有金融制度安排中存在的不足,拓展了企业绿色融资渠道,为企业绿色生产力发展提供了资金支撑^[6]。另一方面,有学者认为试验区的设立促使企业将环境约束纳入投融资决策,将环境污染的负外部性转化为企业融资成本^[7],进而挤出企业绿色发展资源。尤其表现在通过短期内提升重污染企业的融资成本等惩罚性方式,抑制企业的债务投融资行为,虽然对企业产生了经营压力,但未能有效倒逼企业走上绿色驱动的发展道路。可见,目前学界关于试验区政策对企业绿色发展效能的评价尚未达成一致。本文认为,试验区政策不仅是驱动中国经济发展的关键抓手,也是促进发展方式转变的重要路径;其对金融体系的影响日益深远,已逐渐演化为中国金融机构未来战略布局的重要方向。因此,亟须对试验区政策在促进企业绿色生产力提升方面

的实际成效进行准确评估,并在微观层面探明其中的作用机制黑箱。同时,试验区政策作为驱动经济转型发展的重要措施,如何与现有政策做好配套衔接,释放政策合力,显得尤为重要。

本文尝试从三个方面作出边际贡献。第一,在研究立意上,与已有文献聚焦全局性新质生产力不同^[8],本文着眼于新质生产力的本质内涵,突出绿色化特征,从绿色维度构建并测度了新质生产力指标,弥补了现有研究的空缺。第二,在研究视角上,既有文献主要从融资约束缓解这一单一视角解释绿色金融改革创新试验区政策的微观效应,关注的核心问题是企业能否获得足够的绿色金融支持。本文认为,试验区政策对企业绿色生产力的影响远不止于资金可得性的改善,而是在资源供给、经营韧性、战略认知三个层面发挥作用。为此,本文在财务约束缓解这一基础路径之外,进一步融入风险平滑与预期引导两个分析视角,拓展了现有关于绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色生产力之间作用机制的分析框架。第三,在研究内容上,本文将孤立的政策冲击效果评估与现实环境结合,在讨论绿色金融改革创新试验区政策的效果基础上嵌入政府环境保护支出视角,试图在更为贴近现实环境的条件下探索绿色金融政策创新与地方环境治理政策的协同配合效果,进一步完善了政策效果评估的研究文献。

二、理论分析与研究假设

(一) 绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色生产力的影响

良好的金融制度环境是企业绿色生产力发展的内在动力,也是赋能企业绿色生产力跃升的必要保障。绿色金融改革创新试验区政策兼具环境规制与金融供给优化双重属性^[9],既是对环境规制政策的有益补充,也是区域金融政策创新发展的重要体现。一方面,通过多元化绿色金融工具的创新运用拓展了企业绿色融资渠道,为企业绿色生产力发展提供了资金支撑。另一方面,通过建立企业环境绩效与融资条件的联动关系,形成激励—约束双向机制,引导企业从被动合规转向主动发展绿色生产力。

基于上述分析,本文提出假设1:绿色金融改革创新试验区政策能够有效驱动企业绿色生产力发展。

(二) 绿色金融改革创新试验区政策影响企业绿色生产力的作用机制

本文分别从财务约束缓解、风险平滑与预期引导三大机制出发,具体考察试验区政策对企业绿色生产力的作用机制。其中,财务约束缓解机制是最为基础的资源层路径,解决的是绿色生产力发展的资源门槛问题。风险平滑机制从静态的资金可得性视角,考察企业能否在发展绿色生产力的长周期中保持战略定力,坚持长期投入。预期引导机制则从管理层战略认知与决策动机的维度切入,考察企业是否将发展绿色生产力视为长期理性选择。三条路径共同发力,构成试验区政策驱动企业绿色生产力发展的完整传导链条。

1. 财务约束缓解

企业绿色生产力的跃升主要涉及新质劳动者的持续培育、绿色劳动资料的更新升级、劳动对象的绿色化改造以及各要素组合效率的优化提升,上述维度的系统性投入均具有典型的资金密集特征,且回报周期长、外部性强,难以通过传统金融渠道获得充分支持。财务约束的缓解因而构成企业绿色生产力跃升的根本前提,也是试验区政策最为直接的作用路径。从金融资源供给角度看,绿色金融改革创新试验区政策通过完善绿色金融基础设施建设,激励金融机构绿色创新等方式^[10],将绿色发展理念注入经营管理的全过程中,促进金融业绿色发展。同时通过激励机制吸引绿色金融机构进驻,扩充金融资源存量。在此基础上试验区金融机构对资源进行重新整合配置,实现存量优化。通过对绿色金融工具(绿色债券、绿色基金、绿色保险等)的创新运用,在拓展了绿色金融资源边界的同时降低了企业融资成本^[11],提高了融资的便利性与可获得性^[12]。从环境规制角度看,绿色金融改革创新试验区政策作为与行政命令式环境规制政策相区别的市

场化环境规制政策,通过建立金融机构与环保部门的信息共享平台,促进了企业环境信息的传递效率提升。在此机制下,企业融资成本与环境表现直接挂钩,环境绩效优良的企业能够以更低成本获取更充裕的资金,用于支撑劳动者绿色能力培养、绿色生产设备更新及生产流程的清洁化改造,从而在各生产要素维度上持续积累绿色生产力发展动能;而高污染企业则面临融资惩罚,融资成本上升形成倒逼压力,促使其将资源配置转向有利于提升环境绩效的生产要素升级方向。上述正向激励与反向约束的协同作用,共同推动企业突破财务约束,在新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象及要素组合效率等维度实现全面提升,有效驱动企业绿色生产力跃迁^[13]。

基于上述分析,本文提出假设2:绿色金融改革创新试验区政策能够通过缓解企业财务约束,驱动企业绿色生产力发展。

2. 风险平滑

试验区政策能够提升企业风险平滑能力,进而驱动企业绿色生产力发展。从降低风险总量视角出发,试验区政策能够有效缓解资金供求双方之间的信息不对称,降低企业经营风险^[14]。从提升风险承担能力角度出发,一方面,试验区政策通过推动绿色保险、绿色担保等风险分担工具的创新运用,将企业在推进新质劳动资料升级、劳动对象绿色化改造及生产要素组合优化过程中所面临的部分不确定性风险,转移至金融体系与风险保障机构共同承担,客观上降低了企业因绿色发展过程中局部失败而独自承受损失的概率,有效拓展了企业可承受的风险边界,使企业能够在更大力度地推进各要素维度绿色化投入的同时维持经营稳定性。另一方面,根据波特假说^[15],适度的规制压力能够激发企业的内生发展动能。在政策开展初期,企业面对政策规制主动或被动投入大量资源进行绿色生产力发展,在短期内企业生产经营成本有所提升,企业绩效承压,但随着企业绿色生产力发展进程加快,企业在清洁生产工艺、资源循环利用、绿色要素组合等方面逐步积累起差异化的运营能力与技术积淀,强化了企业应对外部冲击的内生韧性。随着绿色生产力提升成效日益显现,企业核心竞争力持续强化,生产经营状况进一步稳健,有助于强化企业在面对风险挑战时的应对能力,提升企业在开展新质劳动资料更新、劳动对象清洁化改造以及要素组合持续优化过程中的风险平滑能力,为绿色生产力的持续跃升提供稳健的内部支撑。

基于上述分析,本文提出假设3:绿色金融改革创新试验区政策能够通过提升企业风险平滑能力,驱动企业绿色生产力发展。

3. 预期引导

试验区政策通过影响企业对未来制度环境的判断,从战略决策层面激发绿色生产力提升的内生驱动力。一方面,试验区政策通过明确绿色生产力的制度导向,提高企业对未来政策环境的可预见性,降低外部不确定性预期。绿色金融改革创新试验区的设立并非短期性刺激政策,而是将绿色金融标准、环境治理要求和地方政策配套安排纳入区域发展框架,因而具有较强的持续性和稳定性。对企业而言,这一制度性安排所释放的核心信号在于:绿色生产力是较长时期内产业升级和资源配置的重要方向,在新质劳动者培育、劳动资料绿色化升级、劳动对象清洁化改造等各要素维度的持续积累具有长期战略价值^[16]。随着这一信号的持续强化,企业逐步形成稳定的政策预期^[17],并认识到绿色生产力提升的长期意义,从而敢于将资源配置到回报周期长的绿色领域,由被动适应外部要求转向主动围绕绿色方向调整发展思路^[18]。另一方面,试验区政策通过重塑市场评价标准和企业竞争规则,引导企业将绿色生产力提升纳入企业中长期战略安排,提升内部未来发展前景预期。随着试验区建设持续推进,企业环境表现与绿色治理效能同外部评价之间的联系不断强化^[19],绿色属性也逐渐由单纯的合规要求转变为影响企业发展的重要因素。在此背景下,企业管理层将更加清晰地认识到,企业绿色生产力发展不仅能降低规制风险,更能提升长期盈利能力与市场地

位^[20],进而促使企业管理层将绿色生产力提升由短期应对转向长期布局,并进一步体现在各生产要素升级的经营决策与战略安排之中,从而激活企业绿色生产力整体跃升的内生驱动力。

基于上述分析,本文提出假设4:绿色金融改革创新试验区政策能够通过预期引导机制,驱动企业绿色生产力发展。

三、实证设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2012—2024年沪深A股上市企业作为研究样本,原始数据来自深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融数据库。本文在初始数据的基础上进行了如下处理:一是剔除金融类企业;二是剔除非正常交易企业(ST、*ST、PT及退市企业);三是剔除企业首次公开募股(IPO)当年样本;四是仅留存至少有连续五年无数据缺失的样本;五是对微观层面的连续型变量进行上下1%的缩尾处理。

(二) 模型设定

为研究绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色生产力的影响,本文设定如下双重差分模型;

$$GNPRO_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Treat_i \times Post_t + X'_{it}\beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (1)

其中, i 代表企业, t 代表年份; $GNPRO_{it}$ 为企业 i 在第 t 年的绿色生产力水平; $Treat_i \times Post_t$ 为绿色金融改革创新试验区政策虚拟变量; X'_{it} 为控制变量向量; γ_i 和 λ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

企业绿色生产力($GNPRO$)。本文参考现有文献^[21],在依托新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象三要素理论的基础上,在分项指标中使用更能体现企业绿色生产力发展水平的变量,同时新增对新技术研发的度量,使用熵值法构建企业绿色生产力指标^[22],其中新质劳动者由高管环保绿色认知、首席执行官(CEO)绿色背景、高学历人员占比组成;新质劳动资料由绿色发明专利数量、绿色实用新型专利数量组成;新质劳动对象由华证ESG中E得分、企业环保投资、企业绿色化转型组成;新技术研发由研发折旧摊销占比、研发租赁费占比、研发直接投入占比组成;选用企业绿色全要素生产率来度量要素组合优化程度。具体如表2所示。

表2 企业绿色生产力指标体系与测度方式

一级指标	二级指标	测度方式
劳动者	高管环保绿色认知	采用文本分析法,基于绿色竞争优势认知、社会责任认知、外部环境压力感知3个维度统计关键词词频
	CEO绿色背景	手工查找CEO以前是否接受过“绿色”相关教育和工作
	高学历人员占比	本科及以上学历员工占比
劳动资料	绿色发明专利数量	上市公司当年申请的绿色发明专利数量(对数值)
	绿色实用新型专利数量	上市公司当年申请的绿色实用新型专利数量(对数值)
劳动对象	华证ESG中E得分	华证ESG中E得分
	企业环保投资	环保投资(对数值)
企业绿色化转型	关键词词频	利用企业年报披露的文本关键词词频测度企业绿色转型
要素组合优化	企业绿色全要素生产率	基于SBM模型测度的企业绿色全要素生产率

表2(续)

一级指标	二级指标	测度方式
新技术研发	研发折旧摊销占比	研发费用中折旧摊销/营业收入
	研发租赁费占比	研发费用中租赁费/营业收入
	研发直接投入占比	研发费用中直接投入/营业收入

2. 核心解释变量

绿色金融改革创新试验区政策虚拟变量($Treat \times Post$)。本文将绿色金融改革创新试验区政策虚拟变量作为核心解释变量,基于国务院自2017年开始在全国范围内分批次推行实施的绿色金融改革创新试验区政策,在研究区间内共十个地区实施了该政策,以此作为设计准自然实验的依据来源,使用渐进式双重差分(DID)模型并设立虚拟变量 $Treat$ 和 $Post$ 构成核心解释变量,研究试验区政策与企业绿色生产力之间的关系。其中,当企业所在城市被纳入试验区政策试点时, $Treat$ 取值为1,否则为0;在处于试点政策生效时期时, $Post$ 取值为1,否则为0。 $Treat \times Post$ 的回归系数可用来展示政策实施后对企业绿色生产力的影响程度。

3. 控制变量

为提升研究精度,参考已有文献做法^[23],本文分别从微观和宏观两个维度选取如下控制变量:在微观层面,本文选取了年初企业总资产($\ln Asset$,对数化处理)、杠杆率(Lev)、净资产收益率(ROE)、账面市值比(BM ,股票市价与公司账面价值之比)、日均换手率($Turnover$,日均股票成交股数/发行总股数)、托宾Q值($TobinQ$)、两职合一($Dual$,董事长和总经理两职为一兼任时取1,反之为0)、审计意见($Audit$,无保留审计意见取0,否则为1)、实体资产配置($Allocation$,营运资金、固定资产净额、无形资产净额之和除以总资产);在宏观层面,本文选取了地区人均生产总值($PGDP$)、产业结构(TSI ,第二产业产值与GDP之比)。

(四) 变量描述性统计

如表3所示,本文样本中各变量观测值整体分布较为平稳且处于合理区间。由表3可以看出,企业绿色生产力水平($GNPRO$)的均值为2.4654,标准差为3.1247,范围介于0.0066至47.0363之间,说明样本企业间在绿色生产力上存在明显个体差异。其他变量的样本统计特征与现有研究基本一致,表明本文的样本选取具有良好的代表性。

表3 描述性统计结果

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$GNPRO$	29 182	2.465 4	3.124 7	0.006 6	47.036 3
解释变量	$Treat \times Post$	29 182	0.247 6	0.431 6	0	1
控制变量	$Asset$	29 182	1.86×10^{10}	9.43×10^{10}	8.70×10^6	3.19×10^{12}
	Lev	29 182	0.418 3	0.197 0	0.052 1	0.909 2
	ROE	29 182	0.034 5	0.538 6	-50.656 7	2.323 6
	BM	29 182	0.573 4	0.273 7	0.008 2	1.901 5
	$Turnover$	29 182	1.889 2	1.472 6	0.012 4	16.474 1
	$TobinQ$	29 182	2.056 5	1.772 0	0.611 2	122.189 5
	$Dual$	29 182	0.305 4	0.460 6	0	1
	$Audit$	29 182	0.979 0	0.143 3	0	1
	$Allocation$	29 182	0.495 7	0.196 2	-0.713 2	0.976 7
	$PGDP$	29 182	12.052 7	5.487 8	0.881 6	46.774 9
	TSI	29 182	38.905 3	11.095 8	9.600 0	87.960 0

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表4报告了试验区政策对企业绿色生产力影响的回归结果。列(1)仅纳入控制变量, $Treat \times Post$ 的回归系数为0.2521且在1%水平下显著。列(2)进一步引入了企业固定效应和年份固定效应, $Treat \times Post$ 的回归系数均为正且在1%水平下显著。从经济学意义来看,列(2)的回归结果表明,试验区政策能够使企业绿色生产力水平提升22.96%。上述实证结果显示,无论是否加入固定效应,试验区政策始终能够有效驱动企业绿色生产力发展。

(二) 平行趋势假设评估

如图1所示,本文进一步利用事件研究法对双重差分模型的平行趋势假设进行评估。结果显示,在政策正式实施前(滞后四期至一期),政策冲击项的回归系数均未能显著区别于零,置信区间均跨越零值水平线,表明在绿色金融改革创新试验区政策实施之前,处理组与控制组企业的绿色生产力水平不存在系统性的趋势差异,满足平行趋势假设。与此同时,政策实施后各期的回归系数逐渐上升,并自实施第二期起显著偏离零值,体现出政策效应随时间推移不断累积与增强。这与本文的核心假设相吻合,也为绿色金融改革创新试验区政策的有效性提供了经验证据支持。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

对本文的选题而言,企业绿色生产力的发展可能受到某些潜在和随机因素的干扰,为减少这类影响因素对核心关系的冲击,本文采用安慰剂检验进行因果识别。具体来看,本文将所有绿色金融改革创新试验区政策数据($Treat \times Post$)全部提取并使用随机分配的方式重新对样本进行匹配。在新构建的样本集合基础上,本文采用重复抽样方法进行1000次回归运算,并将每次估计结果中的核心解释变量 t 值进行收集与汇

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)
$Treat \times Post$	0.2521*** (4.4450)	0.2296*** (3.6339)
$lnAsset$	0.1197*** (2.8882)	0.0347 (0.4891)
Lev	-0.4869** (-2.0701)	-0.4839 (-1.3314)
ROE	0.0819** (2.3726)	0.0074 (0.4264)
BM	-0.9728*** (-6.2441)	-0.2775 (-0.9856)
$Turnover$	-0.1595*** (-12.9862)	0.0214* (1.9472)
$TobinQ$	-0.0338** (-2.3411)	-0.0235*** (-3.8653)
$Dual$	-0.0970* (-1.6756)	-0.1158*** (-2.9046)
$Audit$	0.0344 (0.3242)	0.1238 (1.6494)
$Allocation$	-0.6297*** (-2.8903)	-0.3740 (-0.9900)
$PGDP$	-0.0714*** (-13.3211)	0.0008 (0.1504)
TSI	0.0076** (2.0128)	-0.0040 (-0.5258)
常数项	1.6789* (1.8023)	2.0654 (1.1143)
企业固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	29182	29182
R^2	0.0113	0.1687

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为聚类稳健的 t 值。后表同。

总,形成了如图所示的绿色金融改革创新试验区政策 t 值核密度图(如图2所示)。实证结果发现,绿色金融改革创新试验区政策的 t 值分布具有典型的正态分布特征,且大多数集中于0周围,极少出现 t 值大于基准回归中 t 值(3.633 9)的情况。由此可见,政策效应的存在并非由某些不可预期的偶然因素所致,也未受到潜在遗漏变量的显著冲击,这一结果更加有力地支持了本文的核心结论。

2. 排除其他竞争性政策干扰

考虑到其他影响企业绿色生产力发展的政策可能在绿色金融改革创新试验区政策实施期间同时施行,如果忽视这些因素,可能会导致对核心政策效应的高估。为此本文在实证设计中力求净化政策与企业绿色生产力之间的关系,以获取更准确的估计结果。本文在基准回归的基础上依次纳入可能影响绿色金融改革创新试验区政策效果的其他政策变量并重新进行检验。本文认为,环保政策、金融政策、基础设施政策以及税收政策是助力实现企业绿色生产力发展的重要外部基础,借鉴余典范等^[24]的研究,本文将碳排放权交易试点(CE)纳入环保政策中;参考杨文华等^[25]的研究,本文将科技金融试点(TF)纳入金融政策中;参考沈坤荣和闫佳敏^[26]的研究,本文将开通高铁建设(HW)纳入基础设施政策中;参考余泳泽和陈建^[27]的研究,本文将“营改增”试点(RE)纳入税收政策中。表5的回归结果显示,在分别纳入环保政策、金融政策、基础设施政策、税收政策后 $Treat \times Post$ 的回归系数依旧显著为正;在整体纳入上述所有影响政策后回归结果依然保持稳健,证明在考虑其他并行政策的影响下,本文核心结论依然保持不变。

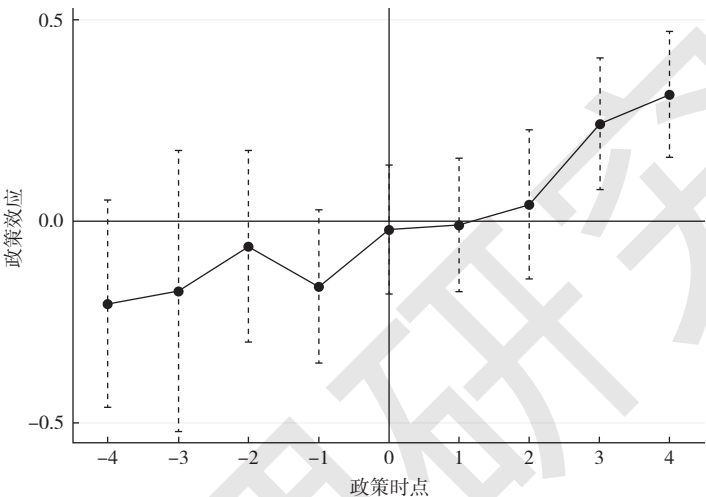


图1 平行趋势假设评估结果

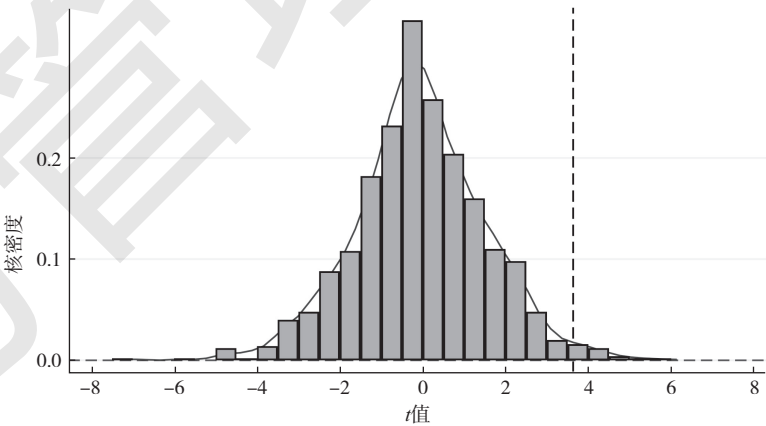


图2 安慰剂检验结果

表5 稳健性检验回归结果:排除其他政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Treat \times Post$	0.228 6 *** (3.787 5)	0.225 1 *** (3.697 4)	0.228 4 *** (3.580 9)	0.222 8 *** (3.538 7)	0.216 0 *** (3.710 6)

表5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CE	-0.011 6 (-0.155 0)				-0.012 9 (-0.168 1)
TF		0.153 6 (1.319 0)			0.154 6 (1.264 3)
HW			-0.060 2 (-1.449 9)		-0.057 3 (-1.348 7)
RE				-0.062 3 (-1.265 3)	-0.064 2 (-1.320 1)
常数项	2.064 3 (1.116 7)	1.955 5 (1.102 1)	2.108 4 (1.149 5)	2.077 6 (1.122 6)	2.006 9 (1.152 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	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
样本量	29 182	29 182	29 182	29 182	29 182
R ²	0.168 7	0.169 9	0.168 6	0.168 7	0.169 8

注:列(1)至列(5)的被解释变量均为企业绿色生产力。

3. 异质性处理效应检验

在渐进式 DID 估计中,样本受到政策处理的时间节点并不相同,这可能会导致固定效应模型的估计产生异质性处理效应偏误。因此,本文借鉴古德曼-培根(Goodman-Bacon)^[28]的分解方法对基准回归模型的异质性处理效应进行检验。结果如表 6 所示,以较早受到政策处理的地区为控制组和以较晚受到政策处理的地区为控制组的占比较小。由此可见,本文双向固定效应估计量主要来源于处理组与未处理组之间的比较,而可能受到既有处理效应污染的“坏对照组”所占权重相对较低。这说明,异质性处理效应对基准回归结果的干扰总体有限,本文基准结论较为稳健。

表 6 稳健性检验回归结果:异质性处理效应

组别	系数	权重
以从未受到政策处理的地区为控制组	0.167 7	0.993 3
以较早受到政策处理的地区为控制组	-0.225 1	0.003 0
以较晚受到政策处理的地区为控制组	-0.049 6	0.003 7

理界定为企业所在地级市是否纳入绿色金融改革创新试验区,因此从省域层面构造“同一省份内部除本地级市外是否还有其他试点地级市”(Spillover_inprov)虚拟变量,以识别潜在的政策外溢效应;同时,参考罗长远

4. 其他稳健性检验^①

本文还进行了如下稳健性检验:(1)通过剔除空间和时间层面部分特殊性较大的观测值,以尽量减少未知因素对核心结论的干扰。(2)对稳定单元处理值假设(SUTVA)进行检验。考虑到本文将政策处

① 限于篇幅,留存备案。

等^[29]的研究,构造“绿色金融改革创新试验区政策实施前一期”($Treat \times oneyr$)虚拟变量,以检验企业是否因预期政策出台而提前调整行为。(3)采用卡拉韦和圣安娜(Callaway & Sant' Anna)^[30]的方法来考察渐进式DID估计结果的稳健性。(4)使用倾向得分匹配方法更进一步地减小实验组与对照组之间的差异,本文使用半径匹配、邻近匹配与核匹配三种方式重新测度估计本文的核心结论。上述四种稳健性检验的结果均证实了本文核心结论的可靠性。

(四) 机制检验

前述研究中本文针对绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色生产力之间的整体关联进行了刻画,但尚未涉及两者间的作用机制渠道层面。本部分遵循前文的理论分析逻辑,参考江艇^[31]的研究,设定如下模型进行机制检验:

$$M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Treat_i \times Post_t + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M 表示机制变量,分别表示财务约束缓解机制、风险平滑机制和预期引导机制。具体而言,第一,在财务约束缓解机制中,本文参考庞瑞芝等^[32]的研究,采用FC指数来衡量企业面临的财务约束;第二,在风险平滑机制中,本文参考余明桂等^[33]的做法,采用企业盈余回报率的波动性($CRBC$)来衡量企业的主动风险承担水平;第三,在预期引导机制中,借鉴李世刚和蒋尧明^[34]的研究,本文使用基于企业年报信息的文本识别,以英文金融词典(LM词典)为核心依据判别并统计出企业积极语调程度,即年报语调 $Tone = (\text{积极词汇} - \text{消极词汇}) / \text{总词汇数}$ 。

1. 财务约束缓解机制

表7第一列回归中,本文从财务约束缓解机制这一视角分析试验区政策影响企业绿色生产力的作用渠道。实证研究结果表明,试验区政策能够有效舒缓企业财务约束水平。本文认为,企业在进行高资金需求的绿色生产力发展实践时,迫切需要金融供给创新来改善财务约束。绿色金融改革创新试验区政策能够增加区域内的绿色金融资源供给总量,并通过众多结构性金融工具深度拓展企业融资渠道,提升资金配置效能,有效缓解企业财务约束。

2. 风险平滑机制

表7第二列回归中,本文从风险平滑机制这一路径出发,实证检验试验区政策影响企业绿色生产力的作用机理。实证分析表明,试验区政策能够有效提升企业风险平滑能力。本文认为,绿色金融改革创新试验区政策完善了绿色金融工具的制度规则,推动建立了由多个金融市场主体共同参与的信息共建共享机制,为金融机构更为真实高效地了解企业绿色发展情况提供了渠道,有效缓解了信息不对称,增强金融机构的绿色资金供给意愿,定向资金的补充强化了企业财务的稳定性,增加了企业风险平滑能力。金融机构对企业绿色发展态度的转变,也驱动企业管理层对绿色发展认识的进一步深化,有助于驱动企业投入更多资源赋能绿色生产力发展。

3. 预期引导机制

表7第三列回归中,本文从预期引导机制这一视角出发,实证分析试验区政策对企业绿色生产力的作用渠道。研究发现,试验区政策能够有效改善企业对绿色生产力发展的长期预期进而驱动企业绿色生产力发展。本文认为,绿色金融改革创新试验区政策通过释放制度信号与清晰的市场规则,重塑了管理层对绿色发展的长期判断。不同于短期资金支持带来的临时性信心提振,试验区构建的长期制度框架,从根本上消解了企业对政策波动的顾虑,也明确了绿色生产力发展的长期市场价值。在稳定可预期的制度环境中,企业不再将绿色转型视为被动合规的短期成本,而是将其纳入长期发展的核心战略,进而主动加大绿色技术研发、生产流程改造与绿色供应链构建的投入力度,为绿色生产力的持续提升注入内生动力。

表 7 机制检验回归结果

变量	财务约束	风险承担水平	年报积极语调
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.007 9 * (-1.807 8)	0.005 4 *** (5.279 5)	0.000 4 ** (2.300 2)
常数项	3.568 5 *** (39.663 4)	-0.060 0 (-1.256 9)	-0.017 8 *** (-3.527 3)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	29 182	26 087	29 140
<i>R</i> ²	0.527 2	0.041 2	0.189 3

(五) 交互效应分析

在绿色金融改革创新试验区政策落地实施并以“金融驱动”与“环境规制”为主干政策举措,共同驱动企业绿色生产力提升的过程中,诸多企业开始走向绿色发展之路。但不容忽视的是,仍有相当部分企业囿于初期资金投入量大、行业未来发展走向不明朗等原因,难以迈出绿色生产力发展的关键一步。甚至有企业在政策作用下选择进行策略性绿色发展,以获得绿色资金支持。这虽为企业短期发展赢得了空间,但无疑造成了资金错配,也使资金供给方承担的道德风险激增,不利于银企之间的长期良性互动。上述实践表明试验区政策虽整体成效积极,但仍存在局限:单一政策工具的边界效应使其难以全面回应企业在绿色生产力发展中面临的多重约束。财政政策与金融政策是宏观调控体系的两大核心支柱,二者在功能定位与作用边界上的天然差异,使其能够形成制度互补效应。绿色金融改革创新试验区政策属于金融领域的结构性政策,政府环境保护支出则是财税政策在生态环境领域的具体体现,二者的协同配合正是推动财税金融政策同向发力的典型实践。

为回应上述问题,本文嵌入政府环境保护支出这一重要外部影响因素。参考冯典状和张卫国^[35]的研究,本文在国家统计局网站提取了地方财政环境保护科目下的数据作为政府环境保护支出变量(*GES*)。通过将绿色金融改革创新试验区政策与政府环境保护支出的交互项进行验证,以进一步强化本文的有效性。本文设定以下模型,实证检验在政府环境保护支出的作用下,绿色金融改革创新试验区政策对于企业绿色生产力的作用程度:

$$GNPRO_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Treat_i \times Post_t + \varphi_2 Treat_i \times Post_t \times L. GES_{it} + \varphi_3 \times L. GES_{it} + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在模型(3)中,将滞后一期的政府环境保护支出变量(*GES*)纳入作为交互变量,检验政府环境保护支出是否能够强化试验区政策对企业绿色生产力的促进作用。

表 8 实证结果显示,政府环境保护支出在“绿色金融改革创新试验区政策—企业绿色生产力”的作用中发挥着正向作用。本文认为,政府环境保护支出通过以下两个主要路径强化了政策效果。一方面,政府环境保护支出通过构建完善的绿色发展基础设施与公共服务体系,降低了微观个体在绿色生产力发展过程中的初始投入成本和长期运行负担^[36]。另一方面,政府环境保护支出能够发挥战略引导作用,通过持续稳定的政府环保投入向外界传递了坚定不移推进绿色发展的政策信号,有助于形成稳定的制度预期和行业共识。需要强调的是,绿色金融改革创新试验区政策与政府环境保护支出并非简单的并行关系,而是形成了

深层次的制度协同与功能互补。试验区政策侧重通过市场化金融机制引导资源配置,而政府环境保护支出则致力于夯实绿色发展的物质基础和制度环境,二者相互促进、相得益彰,有效发挥出政策组合拳,实现了“1+1>2”的政策协同效果,共同促进微观主体的绿色生产力发展。

表 8 政府环境保护支出视角下的政策优化回归结果

变量	(1)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.208 9*** (3.185 1)
L. <i>GES</i>	-0.022 0*** (-5.538 1)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> ×L. <i>GES</i>	0.006 3*** (3.680 2)
常数项	1.746 5 (1.478 0)
未控制	控制
企业固定效应	控制
年份固定效应	控制
样本量	24 808
<i>R</i> ²	0.343 3

(六) 异质性分析

1. 产权属性

表 9 报告了企业在属性差异下试验区政策对企业绿色生产力的影响。本文参考李慧和柯至炫^[37]的研究,以企业产权属性为划分标准展开异质性分析。回归结果显示,试验区政策能够有效驱动非国有企业绿色生产力发展,对于国有企业的促进作用则并不明显。一方面,国有企业与非国有企业在经营管理体系、发展定位、战略目标以及管理实践等方面存在明显不同。国有企业肩负着更多的社会责任,需要实现经济效益与社会效益相统一。另一方面,与非国有企业相比,国有企业拥有政府信誉的支撑,在金融市场上能够以更低资金成本获得更为优质的资金支持^[38]。在面对绿色金融改革创新试验区政策带来的融资约束缓解时,国有企业的融资边际改善并不明显。

2. 科技属性

在表 9 中,本文以企业科技属性为核心划分依据,对不同科技属性的企业在政策影响下的异质性反应展开分析。实证回归结果显示,试验区政策在赋能高科技企业绿色生产力发展方面具有明显的正向作用,但在非高科技企业组别中绿色金融改革创新试验区政策的促进作用不明显。本文认为,对于高新技术企业而言,走上绿色发展之路已成为企业高质量发展的战略选择。绿色金融改革创新试验区政策为企业绿色发展带来全面的绿色金融服务,为企业提供了长期稳定的资金支持,有效改善了企业因长期高强度研发投入而产生的财务状况不佳情况,矫正了资源配置机制,在抑制资金流出的同时为企业提供增量资金支持,使得资源边际约束改善更为明显。

3. 外部关注度

在表 10 中,本文参考姜付秀等^[39]的研究,使用分析师跟踪人数来反映企业的外部关注度,并以此为划分标准展开异质性分析。根据回归结果,绿色金融改革创新试验区政策能够有效驱动分析师关注度较高企业的绿色生产力发展,对于分析师关注度较低企业的促进作用则并不明显。一方面,透明度较高的企业能够减少金融机构与政府部门的搜寻成本,更为及时高效地传递出企业经营发展信息,使得外部资金供给方更愿意提供资金支持,更好地缓解绿色金融改革创新试验区政策带来的资源边界约束,进而提升企业绿色发展的动能。另一方面,较高的企业透明度能够通过资金供求方高效的双向信息互换,让外部投资者强化对企业经营稳健度的研判,进而降低企业融资成本。而较高的企业透明度,也赋予企业对外界形势动态变

化的高度感知能力^[40]。

4. 经营稳健程度

在表 10 中,本文使用 Z 得分来表示企业内部经营的稳健程度,并以此为划分标准展开异质性分析。根据回归结果显示,绿色金融改革创新试验区政策能够有效赋能内部经营稳健度较高企业的绿色生产力发展,对于内部经营稳健度较低企业的促进作用则并不明显。本文认为,日常经营较为稳健的企业通常具有完善的风险管理机制和更强的应变能力,能够对试验区政策带来的机遇和挑战做出有效识别和适当应对。在面对试验区政策带来的短期压力时能够准确把握政策导向,更好地利用试验区政策带来的发展机遇,及时通过优化资源配置,提升绿色生产力发展水平。

表 9 异质性分析回归结果:产权属性与科技属性

变量	产权属性		科技属性	
	国有企业	非国有企业	高科技行业	非高科技行业
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.188 1 (1.283 1)	0.158 5 * (1.915 1)	0.173 1 *** (9.161 8)	0.276 8 (1.684 0)
常数项	4.408 2 (1.537 4)	0.918 7 (0.423 7)	-1.388 5 *** (-11.1050)	12.807 1 *** (3.400 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9 990	19 192	18 069	11 113
<i>R</i> ²	0.292 5	0.336 6	0.348 5	0.048 0

表 10 异质性分析回归结果:外部关注度与经营稳健程度

变量	外部关注度		经营稳健程度	
	外部关注度高	外部关注度低	内部经营稳健度高	内部经营稳健度低
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.343 3 *** (3.689 0)	-0.047 8 (-0.512 5)	0.270 8 *** (5.923 4)	0.036 4 (0.330 6)
常数项	2.530 2 *** (3.545 3)	0.749 7 (0.180 8)	0.894 1 (1.371 9)	19.875 2 *** (8.566 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	19 331	9 461	14 775	14 406
<i>R</i> ²	0.325 9	0.173 1	0.295 7	0.076 9

五、结论与建议

本文以 2012—2024 年沪深 A 股上市企业为研究对象,实证检验了绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色生产力的影响。研究发现:第一,绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色生产力的发展起到积极驱动作用。在经过内生性分析和一系列稳健性检验后,研究结果依然保持不变;第二,绿色金融改革创新试验区政策通过缓解企业财务约束、提升风险平滑能力、强化预期引导三种作用机制驱动企业绿色生产力发展;第三,绿色金融改革创新试验区政策能够与政府环境保护支出政策协同配合,发挥出政策合力,有力促进企业绿色生产力发展;第四,试验区政策对企业绿色生产力的影响因企业属性的不同而异,对非国有企业、高科技企业、外部关注度高与内部经营更为稳健企业的助推作用更为明显。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,继续扎实推进绿色金融改革创新试验区政策优化完善,进一步扩充试点城市范围。支持鼓励试点地区与相关金融机构积极开展绿色金融创新改革试验,在实践中不断总结经验,可以通过形成具有普适价值的典型案例、总结提炼创新经验等方式方法,探索推广可复制的优秀经验方法,保持绿色金融改革创新试验区政策的持续性与生命力,助力试验区政策走深走实,赋能中国经济高质量发展行稳致远。

第二,以增强“宏观政策取向一致性”为政策引领,推进财税金融政策协同配合,构建财税金融协同的绿色发展政策体系,形成驱动绿色生产力发展的政策合力。由原有的重视单一政策工具释放效能,转向跨部门多元政策协同发力共同驱动,推动金融政策与财税政策在目标导向、实施节奏和作用力度上保持高度一致。建立健全跨部门政策协调机制,打通金融监管、财政、生态环境等部门的信息壁垒,实现政策制定、执行和评估的全链条协同,形成金融引导与财政支撑的有机协同,为企业绿色生产力发展提供长效的制度保障。

第三,针对不同企业的属性差异,需要制定差异化的政策安排,实现因企制宜分类施策,以更好地发挥政策效能。按照企业属性不同,应使得政策重心向非国有企业和高科技企业倾斜,应充分考虑其面临市场竞争激烈,面临创新发展风险高,缺乏长期耐心资本支持等特征,强化对其中长期资金支持力度,缓解资金期限错配问题,充分发挥金融支持实体经济绿色发展效能,重点探索如何进一步提升资金配置效率,降低企业财务风险,促进企业绿色生产力发展。针对外部关注度更高、经营管理更为稳健的企业应进一步加大专项扶持引导力度,突出模范样板企业的先锋示范作用,努力打造一批区域绿色生产力发展的领头羊企业。

参考文献:

- [1]刘勇,郭静伟. 绿色生产力:逻辑机制、价值旨归、有机系统、实践进路[J]. 江西财经大学学报,2024(6):14-24.
- [2]沈华艳,胡妍,华靖朝. 信贷专业化对企业绿色生产力的影响及作用机制:兼论“环境—金融—科技”政策体系的协同赋能[J]. 学习与实践,2025(11):89-100.
- [3]宋俊秀,方雨瑶,赵婷婷. 金融科技赋能新质生产力发展:理论机制与实证分析[J]. 兰州财经大学学报,2026,42(3):34-44.
- [4]胡剑波,叶树,张宽元. 绿色金融政策与企业 ESG 表现:基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. 金融论坛,2024,29(7):59-69.
- [5]洪瑶小雪,蒋先玲,于畅. 绿色金融与环境税政策协同对重污染企业绿色技术创新的影响[J]. 金融经济研究,2025,40(6):88-104.
- [6]周肖肖,贾梦雨,赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济,2023(6):43-61.
- [7]Yao S Y,Pan Y Y,Sensoy A,et al. Green credit policy and firm performance:what we learn from China[J]. Energy Economics,2021,101:105415.

- [8] 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,2024,46(6):1-11.
- [9] Liu S, Wang Y K. Green innovation effect of pilot zones for green finance reform:evidence of quasi natural experiment[J]. Technological Forecasting and Social Change,2023,186:122079.
- [10] 徐腾达. 绿色金融体系促进新质生产力发展的内在机制与多元路径[J]. 金融理论与实践,2026(1):1-11.
- [11] 向海凌,耿竹秀,吴非. 绿色金融改革创新试验区政策与企业绿色转型[J]. 西安财经大学学报,2025,38(3):38-52.
- [12] 王健龙,王伟龙,刘勇. 绿色金融政策何以驱动中国城市能源转型? [J]. 经济与管理研究,2025,46(11):91-109.
- [13] 陈名芹,李宝儿,邓云峰. “金融科技—实体经济”匹配如何影响企业新质生产力[J]. 金融经济研究,2026,41(2):48-64.
- [14] 于波. 绿色信贷政策如何影响重污染企业技术创新? [J]. 经济管理,2021,43(11):35-51.
- [15] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [16] 严佳佳,介琼楠. 绿色金融改革创新试验区政策如何影响城市低碳经济转型:新结构环境经济学视角[J]. 管理学报,2025,38(5):69-83.
- [17] 向海凌,吴非. 未来产业集群政策与企业新质生产力发展[J]. 财经理论研究,2026(2):70-88.
- [18] 范合君,潘宁宁. 工业机器人应用广度深度与企业绿色化转型[J]. 贵州财经大学学报,2025(4):101-110.
- [19] 王遥,王瑾喆,吴祯姝,等. 绿色金融能否促进经济“脱虚向实”:基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 金融研究,2025(12):20-38.
- [20] 张帝,徐翹楚,杨哈硕. 非环境政策工具对制造业企业绿色转型的影响:基于“营改增”政策试点的准自然实验[J]. 南开经济研究,2025(6):229-248.
- [21] 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,2024,59(3):12-19.
- [22] 邓云峰,钟永红,李华民. 财政环境支出与企业绿色生产力:影响机制与实现路径[J]. 山西财经大学学报,2025,47(4):42-55.
- [23] 史桂芬,孙铂洋,陈志臻. 数字金融对中小企业业务结构的影响:多元化还是专业化? [J]. 贵州财经大学学报,2025(6):81-89.
- [24] 余典范,蒋耀辉,张昭文. 中国碳排放权交易试点政策的创新溢出效应:基于生产网络的视角[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(3):28-49.
- [25] 杨文华,卢露,臧敦刚. 科技金融政策何以提升区域创新能力:基于技术互补和人才流动的双重视角[J]. 财经科学,2025(6):35-47.
- [26] 沈坤荣,闫佳敏. 高铁开通与企业数字化转型:基于信息学习效应与资源集聚效应的双重视角[J]. 金融研究,2024(8):150-168.
- [27] 余泳泽,陈建. 税收激励与民营经济创业:来自“营改增”的证据[J]. 经济评论,2025(1):3-19.
- [28] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics,2021,225(2):254-277.
- [29] 罗长远,李铮,智艳. “走出去”是否有助于抑制企业的“脱实向虚”行为?:基于“一带一路”倡议准自然实验的证据[J]. 经济学(季刊), 2023,23(6):2369-2386.
- [30] Callaway B, Sant' Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics,2021,225(2):200-230.
- [31] 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.
- [32] 庞瑞芝,郑思源,白雪洁. 数字产业集群政策如何影响就业? [J]. 经济与管理研究,2026,47(3):130-143.
- [33] 余明桂,李文贵,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究,2013,48(9):112-124.
- [34] 李世刚,蒋尧明. 上市公司年报文本信息语调影响审计意见吗? [J]. 会计研究,2020(5):178-192.
- [35] 冯典状,张卫国. 数据要素市场化与企业数智化转型:兼论政策协同效应如何消解数字鸿沟[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2025,45(6):42-60.
- [36] 邵剑兵,姜道平. ESG实践、绿色投资者进入与企业绩效[J]. 财经论丛,2026,42(4):65-76.
- [37] 李慧,柯至炫. 制度型开放如何提升企业韧性?:基于有效市场和有为政府的机制分析[J]. 南方经济,2026,44(5):46-68.
- [38] 张恒瑞,吕康银,陈思. 全国统一大市场背景下市场准入对就业的影响[J]. 首都经济贸易大学学报,2026,28(1):75-87.
- [39] 姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,等. 银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究,2019,54(6):72-88.
- [40] 于阳,范黎波,于心悦. 管理者短视主义会影响组织韧性吗? [J]. 首都经济贸易大学学报,2026,28(1):88-101.

Green Finance Reform and Innovation Pilot Zone Policy and Corporate Green Productive Forces

CUI Hao¹, LU Zheng¹, LI Huamin²

(1. Sichuan University, Chengdu 610065;

2. Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521)

Abstract: In China's transition toward high-quality development, green productive forces have become a key micro-level foundation for coordinating technological progress, resource conservation, and ecological improvement. Enterprises are the core vehicles of this process, but cultivating green productive forces usually requires high investment, entails uncertainty, and has long payback periods. The national Green Finance Reform and Innovation Pilot Zone (GFRIPZ) policy addresses these challenges by improving green financial infrastructure, expanding green financial instruments, strengthening environmental information sharing, and linking corporate environmental performance with financing conditions. Whether this institutional innovation promotes the development of corporate green productive forces, through which channels it operates, and whether it forms synergy with local environmental governance require systematic examination.

Using A-share listed firms in China from 2012 to 2024 as the research sample, this paper examines the effect of the GFRIPZ policy on corporate green productive forces. It measures corporate green productive forces from new-quality labor, new-quality means of labor, new-quality objects of labor, new technology development, and optimized factor combination, capturing firms' technological upgrading and ecological reconstruction. The results show that the GFRIPZ policy promotes the development of corporate green productive forces. This conclusion remains valid after a series of robustness checks. Mechanism tests indicate that the GFRIPZ policy operates through three channels: alleviates financial constraints by broadening green financing channels, reducing financing costs, and improving access to long-term funds; smoothing operational risks by reducing information asymmetry, strengthening risk-sharing arrangements, and supporting long-term green investment; and guiding long-term expectations by releasing credible institutional signals, reshaping market evaluation criteria, and encouraging managers to incorporate green development into strategic decisions. The interaction effect analysis reveals that government environmental protection expenditure can enhance the effect of the GFRIPZ policy. Heterogeneity analysis shows stronger effects for non-state-owned enterprises, high-tech firms, firms receiving greater external attention, and firms with more stable internal operations.

This paper contributes to the literature by constructing a firm-level indicator of green productive forces, extending the analysis of green financial policy beyond the financing constraint perspective to risk smoothing and expectation guidance, and identifying the synergy between green financial reform and government environmental protection expenditure. The findings suggest improving green financial infrastructure, strengthening environmental information disclosure and risk-sharing mechanisms, and coordinating fiscal and financial policies to create a stable institutional environment for corporate green productive forces.

Keywords: green finance; Green Finance Reform and Innovation Pilot Zone; policy coordination; corporate green productive forces; government environmental protection expenditure

编校:姜 莱;董启琛