

# 绿色金融政策如何影响 制造业企业减污降碳协同治理?

——基于国家级绿色金融改革创新试验区的准自然实验

杨玉珍 杜崇森 宋跃刚

**摘要:**协同推进减污降碳已成为中国新发展阶段经济社会发展全面绿色转型的必然选择。本文使用2011—2023年污染治理与碳排放多维微观数据测度中国制造业企业减污降碳协同治理水平,使用渐进双重差分模型考察绿色金融政策如何发挥减污降碳综合治理效能。研究结果显示,绿色金融政策提升了制造业企业减污降碳协同治理水平。从作用机制来看,绿色金融政策一方面通过要素结构化配置机制提升企业能源效率,进而推动减污降碳在治理目标、手段等方面耦合协同;另一方面通过绿色协同创新激励机制克服企业末端治理路径依赖,从而为减污降碳协同治理提供制度支撑。异质性分析结果表明,绿色金融政策的协同治理提升效应对于非资源型城市、大规模、高技术和高能耗制造业的企业更加突出。本文的研究结论为绿色金融助力美丽中国建设提供了理论依据与实践参考。

**关键词:**绿色金融政策 制造业企业 减污降碳协同治理 要素配置 创新激励

**中图分类号:**F832.0;F424.1

**文献标识码:**A

**文章编号:**1000-7636(2026)05-0050-16

## 一、问题提出

党的十八大以来,中国生态环境质量持续改善,但生态环境保护的结构性、根源性、趋势性压力尚未根本缓解<sup>[1]</sup>。2022年出台的《减污降碳协同增效实施方案》提出“基于环境污染物和碳排放高度同根同源的特征,必须立足实际,遵循减污降碳内在规律,强化源头治理、系统治理、综合治理”。党的二十届四中全会进一步强调“牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,以碳达峰碳中和为牵引,协同推进降碳、减污、扩绿、增长,筑牢生态安全屏障,增强绿色发展动能”。制造业是强国之基,但也是温室气体和污

收稿日期:2025-12-10;修回日期:2026-03-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目“城乡融合与新发展格局战略联动的内在机理与实现路径研究”(21&ZD084);国家社会科学基金一般项目“新质生产力驱动制造业全球价值链系统韧性提升的机制与路径研究”(24BJY103);河南省哲学社会科学规划年度项目“创新生态系统视域下河南省战略性新兴产业融合集群发展路径研究”(2024CJJ124)

作者简介:杨玉珍 河南师范大学商学院教授、博士生导师,新乡,453007;

杜崇森 河南师范大学商学院博士研究生;

宋跃刚 河南师范大学商学院教授、博士生导师。

作者感谢审稿快线专家的评审意见。

染物的主要排放源,其减污降碳协同治理在路径选择上面临着比一般行业更为复杂的多重阻力。首先,废气脱硫脱硝等末端治理技术,虽因其与既有生产体系兼容性强、资产专用性高且能满足企业短期减污合规要求而备受青睐,然而这类设备的高能耗反而可能增加碳排放,从而导致环境治理子系统陷入无序对立困境<sup>[2]</sup>;其次,清洁能源替代、生产工艺系统性改造等治理方案虽能够强化减污降碳协同治理<sup>[3]</sup>,但其初始投资大、改造周期长和技术不确定性高,极易使企业形成渐进式技术修补的路径依赖,加剧了末端治理和源头协同的路径冲突;最后,面对环境治理中部门职能交叉、区域标准差异及政策工具协同不足的现实,企业往往因监管信号模糊不清而难以形成稳定预期,这进一步削弱了其开展协同治理投资的意愿。因此,在把握减污降碳协同治理内在逻辑基础上,如何通过有效市场与有为政府的有机结合,破解企业在多目标环境治理中的融资瓶颈与路径冲突,引导其治理体系从无序对立走向深度协同,已成为完善多层次绿色治理实践的核心命题。

绿色金融政策旨在围绕美丽中国先行区建设、重点行业绿色低碳发展、深入推进污染防治攻坚等重点领域,按照协同推进降碳、减污、扩绿、增长的要求,运用准市场化金融手段和复合型金融工具提升金融支持精准性<sup>[4]</sup>,为破解生态环境协同治理困境提供了重要支撑。早在2016年8月,中国人民银行、财政部等七部委发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》从顶层设计上提出建立健全绿色金融体系。此后,中国通过试点先行手段批复了三个批次的国家级绿色金融改革创新试验区,2017年6月,浙江、广东、新疆、贵州、江西五省部分地区获批的绿色金融改革创新试验区围绕市场运作与政府引导相结合这一主线,从组织体系、产品创新、融资渠道、环境权益市场等方面制定了翔实的探索方案。2019年12月,甘肃省兰州新区成为第二批绿色金融改革创新试点。2022年8月,重庆市获批第三批国家级绿色金融改革创新试验区,旨在完善跨区域、跨流域的生态补偿机制,推动区域生态资源资本化转型方面提出新的探索。上述绿色金融政策的具体实施过程如表1所示。

表1 绿色金融政策实施过程

出台时间	政策文件	相关政策内容
2016年8月	《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发[2016]228号)	从发展绿色信贷、推动证券市场支持绿色投资、设立绿色发展基金、发展绿色保险、完善环境权益交易市场、发展地方绿色金融等方面提出建立健全绿色金融体系的具体指导意见
2017年6月 第一批	关于印发《浙江省湖州市、衢州市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》的通知(银发[2017]153号);关于印发《广东省广州市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》的通知(银发[2017]154号);关于印发《新疆维吾尔自治区哈密市、昌吉州和克拉玛依市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》的通知(银发[2017]155号);关于印发《贵州省贵安新区建设绿色金融改革创新试验区总体方案》的通知(银发[2017]156号);关于印发《江西省赣江新区建设绿色金融改革创新试验区总体方案》的通知(银发[2017]157号)	强化环境信息共享与披露机制,如通过将工业互联网能效管理、碳足迹追踪平台等数字化赋能项目纳入绿色项目支持体系,提高企业、金融机构和政府之间的信息透明度,从突出末端治理向全周期绿色转型转变,实现风险动态监测;引导金融机构创新绿色金融产品与服务,如开发针对节能环保和绿色基础设施建设领域的绿色信贷和债券产品,提高绿色金融服务实体效率,积极拓展绿色资产证券化;鼓励设立各类绿色产业投资基金和绿色保险,为重大技术成果转化提供源源不断的长期资金支撑;为解决不同绿色金融产品认定差异,强调统一信贷、债券、保险等全品类金融工具的标准,进而降低制造业企业绿色金融工具使用门槛和转换成本,激发市场活力,进一步助力绿色低碳转型
2019年11月 第二批	关于印发《甘肃省兰州新区建设绿色金融改革创新试验区总体方案》(银发[2019]280号)	
2022年8月 第三批	关于印发《重庆市建设绿色金融改革创新试验区总体方案》的通知(银发[2022]180号)	

从先行先试的探索到深化扩容的实践,绿色金融政策已成为驱动制造业绿色高质量发展的重要因素。具体而言,已有研究对绿色金融政策的环境治理效能聚焦在三个方面:在资源配置层面,绿色金融政策能通

过差异化融资安排和期限结构优化,为资金需求大、回报周期长的源头协同项目提供资金支持<sup>[5]</sup>;在环境规制层面,绿色金融政策能通过统一绿色标准、强化信息披露与评估认证,为企业提供清晰稳定的制度信号,降低长期绿色投资的不确定性<sup>[6-7]</sup>;在创新激励层面,绿色金融政策能降低绿色技术创新的融资成本和提供针对技术研发的政策激励,营造良好的创新环境<sup>[8]</sup>。上述研究对于研究绿色金融政策与制造业企业减污降碳协同治理具有一定的启示,但其内在协同治理仍需深入探讨。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,区别于现有文献依赖主观评分法或问卷调查测度减污降碳协同治理,本文以2011—2023年中国A股制造业上市企业为研究样本,通过深度整合企业污染治理与碳排放的多维数据,构建修正耦合协调模型,精准量化减污降碳子系统从“无序冲突”向“同频共进”演化的动态协同指数。该方法不仅客观反映了当下制造业企业环境多目标治理的真实状况,也为微观层面减污降碳协同治理研究提供了新的思路。第二,区别于既有文献孤立探讨绿色金融政策的污染治理<sup>[9-10]</sup>或碳减排<sup>[11]</sup>单边效应,本文基于减污降碳协同治理的内在逻辑,分析了绿色金融政策如何通过有效市场与有为政府的有机结合驱动制造业企业减污降碳协同治理,拓展了绿色金融协同治理效应研究的理论边界。第三,区别于既有文献较少关注绿色金融政策如何推动制造业减污降碳协同治理的内在传导路径,本文识别了绿色金融政策的要素结构化配置与绿色协同创新激励机制,这不仅为全面评估国家绿色金融改革创新试验区政策的多目标治理效应提供了实证支持,也为破解制造业企业面临的多目标治理困境、优化相关政策设计提供了理论依据与实践参考。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)绿色金融政策驱动制造业企业减污降碳协同治理的直接机理

绿色金融政策旨在借助复合型金融工具,积极引导金融资源聚焦新产业、新模式、新动能,优化绿色战略性新兴产业和未来产业布局。该政策大致包含以下几方面措施:强化环境信息共享与披露、引导金融机构创新绿色金融产品服务、鼓励设立各类绿色产业投资基金和绿色保险、统一绿色金融产品认定标准等。这些措施不仅缓解了企业绿色转型中的融资约束,更为制造业企业减污降碳协同治理提供了重要支撑。一方面,绿色金融政策借助价格引导、长期资金供给和环境信息治理等结构化配置功能,推动减污与降碳在治理目标与手段上的协同。以临沂市推出的“临碳贷”绿色金融服务模式为例,金融机构依据企业碳评级结果,为其提供差异化的贷款额度与利率支持。通过将企业降碳减排表现与融资成本深度绑定,有助于驱动企业将环境治理目标转向能源效率优化,从源头化解“减污增碳”冲突。此外,在环境信息治理维度,绿色金融政策通过完善企业碳账户体系和碳排放核算标准,推动企业建立跨部门的能源与碳排放管理体系,有助于打破“数据孤岛”,实现源头追溯与同根同治。另一方面,绿色金融政策通过融资约束缓解、风险缓释和多主体联动等功能,激励企业开展绿色协同创新,为企业突破末端治理路径依赖、实现减污降碳深度协同提供关键制度支撑。就融资约束缓解而言,绿色金融通过扩大绿色信贷投放、丰富绿色融资渠道,有效缓解了制造业企业绿色转型过程中的资金瓶颈。就风险缓释而言,绿色保险和担保机制通过“气候+保险+担保”等多轮驱动协同模式,为企业绿色技术创新和重大技改项目提供风险保障,降低企业试错成本<sup>[12]</sup>。就多主体联动而言,绿色金融政策通过构建“政产学研用金”协同生态,形成政策引导、金融机构协同、企业主体参与的多方联动格局,助力制造业企业从根本上突破末端治理的路径依赖,实现减污降碳在源头治理与过程治理中的深度协同。综上所述,绿色金融政策通过结构化配置驱动企业源头治理,以绿色创新激励克服协同治理目标冲突,为制造业企业减污降碳协同治理提供了有力的引导与保障。已有研究发现,绿色金融治理是实现区域减污降碳协同治理的重要影响因素<sup>[13]</sup>,绿色

创新涌现和产业结构优化是其关键路径。

基于上述分析,本文提出假设 1:绿色金融政策促进了制造业企业减污降碳协同治理。

## (二) 绿色金融政策驱动制造业企业减污降碳协同治理的作用机制

### 1. 要素结构化配置效应

绿色金融政策借助价格引导、长期资金供给和环境信息治理等结构化配置功能,提升企业能源效率,进而推动减污与降碳在治理目标与手段上的协同。具体而言,在价格引导方面,绿色金融政策通过差异化利率与信贷准入配额,将高碳能源环境成本显性化,并嵌入企业财务核算体系<sup>[14]</sup>。随着高碳能源的相对成本抬升,企业管理者可能将环境合规约束与能源要素价格纳入统一的投资评估框架,进而驱动企业环境治理目标向能源效率优化转变<sup>[15]</sup>。在长期资金供给方面,绿色金融政策通过固定资产贷款、项目融资和绿色债券等手段,为企业分布式清洁能源替代、全流程能源管理中心建设等系统性节能改造项目提供与回报周期相匹配的资金支持,缓解其投资期限错配<sup>[16]</sup>。在环境信息治理方面,绿色金融政策通过完善与强化当地环境信息披露框架和核验机制,推动企业建立跨部门的能源与碳排放核算体系,从组织机制上保障了能效优化与源头预防的长效性。上述机制通过要素结构化重构使能源效率提升贯穿于全生产流程,促使减污与降碳在物理层面实现协同治理。一方面,能效提升依托清洁能源的大规模替代和全生产流程的能效管理,有效减少了化石能源的投入规模。这种以清洁生产为特征的路径替代,使得常规污染物与温室气体在物理源头实现同源治理,推动两大环境治理子系统在技术路径上趋于耦合<sup>[17]</sup>。另一方面,源头能耗的下降与清洁化替代显著降低了企业对传统高耗能末端治理设备的依赖。这不仅化解了末端设备运行中可能存在的“减污增碳”冲突,也缓解了不同环境治理子系统间因资源挤占而产生的无序对立,推动减污降碳治理从分散运行走向系统性整合。

基于上述分析,本文提出假设 2:绿色金融政策通过要素结构化配置效应推动减污降碳协同治理水平提升。

### 2. 绿色协同创新激励效应

绿色金融政策通过融资约束缓解、风险缓释和多主体联动功能激励企业绿色协同创新,为企业突破末端治理路径依赖、实现减污降碳深度协同提供关键制度支撑。具体而言,在融资约束缓解方面,绿色金融政策依托绿色分类标准与环境效益评估、优惠信贷、专项融资等渠道,在充分识别绿色协同创新项目潜在价值的基础上为其提供关键性资金支持<sup>[18]</sup>。在风险缓释方面,针对绿色协同创新长周期、高风险特征,绿色金融政策借助绿色科创票据、知识产权证券化、绿色保险等多元化金融工具,为企业创新成果的转化与后续研发提供持续的资金支持。这些工具能够平滑企业研发进程中的现金流波动,降低试错成本与企业风险厌恶倾向,保障创新项目从落地到产业化的完整实施。在多主体联动方面,绿色金融政策以金融为纽带,促进了“政产学研用金”多主体间的联动合作,推动创新网络构建与异质性知识的流动重组<sup>[19-20]</sup>,为绿色协同创新持续提供丰富的技术与信息支持。绿色协同创新成果持续涌现推动技术路径跃迁,从而推动减污降碳治理目标内生统一<sup>[21]</sup>。一方面,以清洁能源替代、生产工艺重构、流程再造等源头治理为代表的绿色协同创新能够替代原有的落后生产环节,克服渐进式技术修补的路径依赖带来的目标冲突,从技术端优化环境污染物与温室气体的协同治理成本。另一方面,以智能化管理与循环化改造为载体的绿色协同创新,推动减污降碳协同治理技术贯穿生产全流程,颠覆了依靠末端设施的被动治理逻辑<sup>[22]</sup>。绿色协同创新从工艺源头实现环境治理子系统间的系统性耦合,推动两大治理目标在技术底层达成协同。

基于上述分析,本文提出假设 3:绿色金融政策通过激励企业绿色协同创新推动减污降碳协同治理水平提升。

### 三、实证设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文研究样本为 2011—2023 年中国 A 股制造业上市公司。绿色金融政策文件主要来源于中国政府网、中国人民银行网站等。减污降碳治理协同指标体系中相关文本信息和部分排放数据来源于各企业年报和社会责任报告及深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 碳中和数据库<sup>①</sup>。企业层面财务数据主要从万得(Wind)、CSMAR 中国经济金融研究数据库获取。绿色专利申请数据来源于国家知识产权专利数据库和世界知识产权组织(WIPO)的国际专利分类绿色清单匹配。

为保障数据质量与样本连续性,本文对样本期间数据核心数据异常缺失、财务状况异常(ST、\*ST)类企业样本或者样本存续期较短的制造业企业进行删除。为了克服极端值干扰,本文对连续性变量进行上下 1%分位数缩尾处理。

#### (二) 模型设定

本文采用渐进双重差分模型,通过对比绿色金融政策实施前后的处理组与控制组制造业企业减污降碳协同水平的差异,以评估绿色金融政策的减污降碳协同治理效应。具体模型设定如下:

$$SPCR_{it} = \alpha + \rho DID_{it} + X'_{it}\beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标  $i, t$  分别代表企业、年份。 $SPCR_{it}$  为企业  $i$  在第  $t$  年的减污降碳协同治理水平。 $DID_{it}$  表示第  $t$  年企业  $i$  所在城市是否实施了绿色金融政策,若企业所在城市实施了绿色金融政策且样本观测值位于政策发生年份及以后年份时,赋值为 1,反之为 0。 $X'_{it}$  是控制变量向量。 $\gamma_i$  表示企业固定效应, $\lambda_t$  表示年份固定效应, $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。为进一步控制潜在的序列相关性和异质性,本文对标准误差进行了企业层面的聚类调整。

#### (三) 变量说明

##### 1. 被解释变量

本文的核心被解释变量是制造业企业减污降碳协同治理水平( $SPCR$ )。借鉴耦合协调理论<sup>[23]</sup>,将制造业企业减污降碳协同治理定义为:以控制常规污染物为目标的减污系统( $M_1$ )与以控制温室气体排放为目标的降碳系统( $M_2$ )在企业生产运营过程中均受治理导向、资源配置及政策环境等目的性调控影响。企业可以通过技术路径、管理模式和资源配置优化来实现二者从无序、冲突向有序、共进的动态演进。因此, $M_1$  和  $M_2$  之间存在动态耦合互馈的关系,且其耦合深度和共振频率依赖于环境治理子系统自身的有序程度及其相互间匹配程度<sup>[24]</sup>。基于这一逻辑,本文采用修正后的耦合协同模型测度样本制造业企业减污降碳协同治理水平( $SPCR$ )。制造业内不同细分行业的污染物种类与产出特征差异明显,简单的数值加总难以排除行业技术特性干扰<sup>[25]</sup>,工业企业污染数据虽报告了企业二氧化硫、化学需氧量、废水废气等精细排污数据,但其更新滞后,难以覆盖绿色金融政策实施的关键时间窗口<sup>[26]</sup>。因此,本文参考吴焯伟等<sup>[27]</sup>的做法,从实际污染治理行动、环境合规等维度构建污染治理子系统指标体系作为  $M_1$  的代理变量(详见表 2)。

<sup>①</sup> 囿于企业污染信息披露缺少强制性规定,且年报中企业污染数据及碳信息缺失严重且可比性差,研究样本无法覆盖全部 A 股上市公司。

表 2 污染治理子系统指标体系

维度	指标项	度量准则与赋值说明
治理行动	污染治理描述	考察企业对废水、化学需氧量、二氧化硫、烟粉尘及固废利用与处置等治理行动的披露深度;定量描述计 2 分,定性描述计 1 分,未披露计 0 分
环境合规	环保违规事件	考察企业当年是否存在突发环境事故、环境违法事件或环境信访案件;均不存在计 2 分,部分存在计 1 分,存在严重违规计 0 分
体系认证	环境管理认证	是否通过环境管理(ISO14001)和质量管理(ISO9001)认证;均通过计 2 分,通过其一计 1 分,均未通过计 0 分
末端表现	排放达标情况	企业当前污染物排放是否达标;完全达标计 2 分,部分达标或未披露计 1 分,明确未达标计 0 分

根据合法性理论与信号传递理论,企业在环境规制压力下更倾向于在非财务报告中披露规范化的量化指标与减排承诺,以降低外部融资中的信息不对称<sup>[28]</sup>。考虑到中国制造业企业碳排放披露面临强制性约束不足、核算标准不一以及统计口径失真等桎梏,本文参考孙晓华等<sup>[29]</sup>的做法,利用文本分析提取涉及碳减排的语义特征来捕捉制造业企业降碳系统的真实状况,在此基础上结合 CSMAR 碳中和数据库进行交叉验证和补充,最终从源头投入、实质成效等维度构建碳减排子系统指标体系作为  $M_2$  的代理变量(详见表 3)。

表 3 碳减排子系统指标体系

维度	指标项	度量准则与赋值说明
源头投入	碳减排技术投入	是否存在低碳技术研发、设备更新或专项资金投入;涵盖 2 种及以上计 2 分,1 种计 1 分,无计 0 分
实质成效	碳减排成果	披露碳排放量绝对值下降、减排量上升等量化成果;包含 2 项及以上计 2 分,包含 1 项计 1 分,无计 0 分
溢出效益	碳减排增效	是否披露减排带来的环境、社会效益或政府绿色奖励;定量描述计 2 分,定性描述计 1 分,未披露计 0 分
标准识别	核查与认证标准	是否根据温室气体管理国际标准(ISO14064)进行核查,且报告经第三方机构验证;通过验证计 2 分,自愿遵循标准但未验证计 1 分,无计 0 分

减污降碳协同治理水平具体计算步骤如下:(1)为避免  $M_1$ 、 $M_2$  量级误差,对上文得到的  $M_1$ 、 $M_2$  指标有序度进行极差标准化处理;(2)为避免主观赋权的偏误,客观反映各指标在系统中的信息含量与相对重要性,本文使用熵值法分别计算每个子系统的指标比重;(3)分别计算样本企业  $M_1$  与  $M_2$  子系统的综合有序度;(4)基于修正的耦合协调模型计算样本企业减污降碳耦合协调指数:

$$D = \sqrt{C \times T} \tag{2}$$

其中, $C$  表示减污降碳子系统之间的耦合度; $T(T = aM_1 + bM_2)$  表示两个系统间的综合协调指数, $a$ 、 $b$  为待定参数,均赋值为 0.5,即表示污染治理和碳减排系统同等重要<sup>[30]</sup>;  $D$  表示减污降碳子系统间修正后的耦合协调度,若  $D$  值越趋于 1,表明制造业企业当年减污降碳协同治理水平越高。

## 2. 解释变量

本文以国家级绿色金融改革创新试验区政策虚拟变量作为绿色金融政策(DID)的代理变量。为降低制造业企业注册地和实际经营地址不一致所导致的政策效应估计误差,本文在识别企业注册地的基础上结合 CSMAR 数据库中企业生产经营场所进行交叉验证,以其生产经营场所及样本年份为匹配变量构造处理变量。由描述性统计分析可知,在研究区间内受到绿色金融政策影响的实验组样本为 177 个。

### 3. 控制变量

为控制影响制造业企业减污降碳协同治理的其他因素,本文参考相关研究<sup>[31-32]</sup>的做法,从财务特征和治理结构两个层面选取了一系列控制变量,具体包括:企业规模的对数(*lnsize*),以年末总资本的自然对数衡量;流动资产比率(*Cr*),以流动资产占资产总额的比值衡量;资产回报率(*Roa*),以净利润占平均总资产的比值衡量;净利润增长率(*Netgrowth*),以净利润增长额占上年净利润的比值衡量;企业杠杆率(*Lev*),以负债总额占资产总额的比值衡量;两职合一(*Dual*),若董事长与总经理存在兼任,则取值为1,否则为0;大股东持股比例(*Top1*),以第一大股东持股数占总股数的比值衡量;独立董事比例(*Indep*),以独立董事人数占董事会总人数的比值衡量;企业成长性(*Tobinq*),以托宾*Q*值进行衡量。

#### (四) 变量描述性统计

变量定义与描述性统计分析结果如表4所示。结果显示,被解释变量减污降碳协同治理水平均值为0.5313,标准差0.1772,范围介于0.0000和0.9750之间,表明样本制造业企业间减污降碳协同治理水平差异明显。其他变量的样本统计特征均在合理范围之内。

表4 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	<i>SPCR</i>	3 551	0.5313	0.1772	0.0000	0.9750
解释变量	<i>DID</i>	3 551	0.0498	0.2177	0.0000	1.0000
控制变量	<i>Size</i>	3 551	$3.19 \times 10^{10}$	$6.82 \times 10^{10}$	$4.36 \times 10^8$	$1.01 \times 10^{12}$
	<i>Cr</i>	3 551	0.5479	0.1663	0.0480	0.9700
	<i>Roa</i>	3 551	0.0486	0.0650	-0.3830	0.4690
	<i>Netgrowth</i>	3 551	0.1211	1.0504	-1.7490	2.5560
	<i>Lev</i>	3 551	0.4248	0.2386	0.0000	0.9550
	<i>Dual</i>	3 551	0.2858	0.4519	0	1
	<i>Top1</i>	3 551	0.3521	0.1539	0.0340	0.9000
	<i>Indep</i>	3 551	0.4608	0.1266	0.3000	0.8000
	<i>Tobinq</i>	3 551	1.8224	1.0780	0.7820	5.9660

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归

为检验绿色金融政策对制造业企业减污降碳协同治理的影响,基准回归结果如表5所示。列(1)结果显示,在仅加入控制变量的情况下,*DID*的回归系数在1%水平下显著为正,列(2)结果显示,在进一步控制企业固定效应和时间固定效应的情况下,*DID*的回归系数仍在1%水平下显著为正,这一结果表明绿色金融政策的实施提升了试点地区制造业企业的减污降碳协同治理水平。

表 5 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	0.048 3*** (0.015 7)	0.071 6*** (0.021 9)
<i>lnSize</i>	-0.008 1*** (0.002 9)	-0.006 6 (0.013 7)
<i>Cr</i>	-0.029 2 (0.024 8)	0.008 4 (0.051 0)
<i>Roa</i>	0.060 4** (0.030 1)	-0.232 7*** (0.079 0)
<i>Netgrowth</i>	0.000 8* (0.000 5)	0.006 5** (0.003 2)
<i>Lev</i>	0.010 6 (0.016 9)	-0.034 2 (0.033 6)
<i>Dual</i>	0.012 1*** (0.001 4)	0.017 3*** (0.001 1)
<i>Top1</i>	0.037 7 (0.026 9)	0.073 9 (0.075 3)
<i>Indep</i>	-0.009 3 (0.024 6)	-0.027 0 (0.026 8)
<i>Tobinq</i>	0.003 3 (0.003 3)	-0.004 5 (0.005 2)
常数项	0.715 2*** (0.227 8)	0.691 5** (0.320 1)
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	3 551	3 551
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.213 8	0.358 6

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著，小括号内为聚类到企业层面的异方差稳健的标准误。后表同。

年 (*Shock* = -1) 作为基期并予以剔除。图 1 报告了相应系数的估计值及 95% 置信区间。结果显示，绿色金融政策冲击前 (*Shock* < -1) 各年的估计系数值均不显著，即处理组与控制组制造业企业的减污降碳协同治理水平在政策实施前不存在显著差异，未拒绝事前趋势平行的假设。

### (三) 内生性分析

#### 1. 工具变量法

为减轻内生性问题对基准回归结果的影响，本文借鉴袁淳等<sup>[34]</sup>的研究思路，通过引入随时间变化变量构造面板工具变量的方法，选取“各地区 1937 年的中资银行总行数量”与“上一年全国可持续发展目标指数”的交互项作为工具变量 (*IV*) 进行工具变量估计。就相关性而言，1937 年的银行数量反映了近代中国金融地理的初始禀赋，这种初始禀赋通过金融文化积淀、人才储备与信用环境等路径影响绿色金融政策的执行效率与落地效果；而可持续发展指数则体现了地区绿色转型的内在需求，二者交互项与绿色金融政策具有较强的相关性。就外生性而言，“各地区 1937 年的中资银行总行数量”距今时间跨度较大，且经历了

从回归结果来看，制造业企业减污降碳协同治理水平在绿色金融政策实施后提升约 7.16%，这表明绿色金融政策的实施充分发挥了市场化调控的资源配置和创新激励的协同治理优势，加速制造业企业减污与降碳治理子系统在物理层面和技术底层深度耦合和同频共振，从而提升制造业企业减污降碳协同治理水平。

#### (二) 平行趋势假设评估

前文基准回归所使用的渐进双重差分模型需满足处理组与控制组制造业企业减污降碳协同治理水平在未受绿色金融政策干预时，二者具有相同时间趋势的反事实假定。因此本文借鉴雅各布森等 (Jacobson et al.)<sup>[33]</sup>，使用事件研究法构建动态效应检验模型：

$$SPCR_{it} = \chi_0 + \chi_t \sum_{2011}^{2023} Shock_{it} + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，*Shock<sub>it</sub>* 指以企业所在城市首次被纳入绿色金融改革创新试验区的当年作为参照而生成的政策冲击虚拟变量，将政策实施前 5 年及更早的年份定义为 *Shock* = -5，政策实施前 1 年 *Shock* = -1，政策实施当年 *Shock* = 0，政策实施后 1 年 *Shock* = 1，其余均以此类推，其余设定同模型 (1)。本文选取绿色金融政策实施前 1

多轮制度变迁,对企业当前协同治理路径选择直接影响较小,满足外生性要求。本文在常规工具变量两阶段回归模型中纳入反映当代地区常规金融发展水平的城市层面控制变量(包括年末金融机构各项贷款余额和年末金融机构存款余额)。工具变量回归结果如表6所示,不可识别检验结果在1%水平下显著,弱工具变量检验结果大于临界值,即IV选取拒绝不可识别和弱工具变量假设;在第一阶段回归中IV的回归系数显著为正,第二阶段估计中,DID的回归系数依然显著为正,即绿色金融政策对制造业企业减污降碳协同治理的促进效应依然稳健。

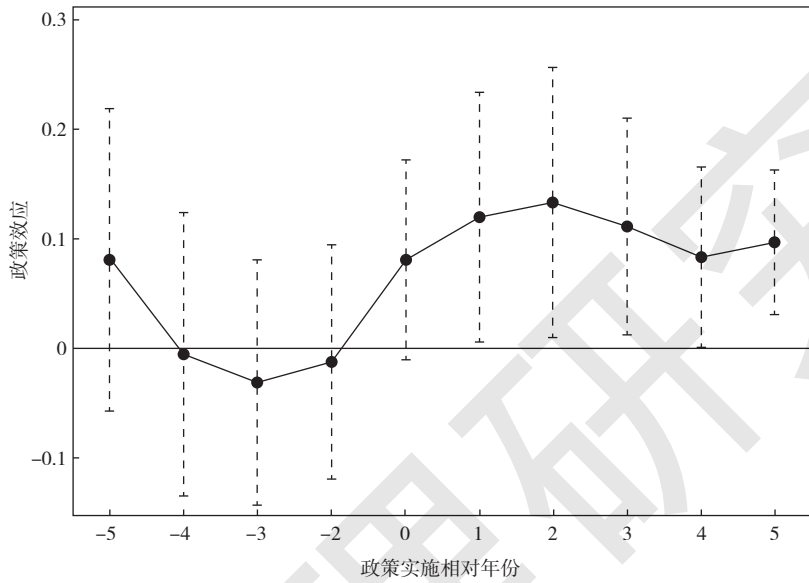


图1 平行趋势假设评估结果

2. 倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)

考虑到绿色金融政策是结合金融发展水平、环境治理基础和产业资源禀赋等多重因素考量的制度性选择,其潜在的“选择性偏差”可能造成估计结果偏误。因此,本文参考白俊红等<sup>[35]</sup>的方法,采用截面PSM和逐年PSM方法降低样本选择性偏差,并采用多时点PSM-DID进行内生性检验。检验结果表明,匹配后协变量的标准化均值偏差保持在10%范围内,均值差异显著减小,且处理组和控制组绝大多数样本位于共同取值范围,即倾向得分匹配能满足平衡性检验条件(限于篇幅,不再报告相关结果)。基于两种匹配方法的PSM-DID回归结果如表6所示,两种方法中DID的回归系数均显著为正,这表明在克服选择性偏差后本文的基准回归结论仍成立。

表6 内生性分析回归结果

变量	工具变量法		截面 PSM-DID	逐年 PSM-DID
	第一阶段	第二阶段		
IV	0.0053** (0.0021)			
DID		0.1021** (0.0502)	0.0523* (0.0283)	0.0568** (0.0278)
常数项	0.1601 (0.3883)		0.6710*** (0.0504)	0.5441** (0.2466)
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

表6(续)

变量	工具变量法		截面 PSM-DID	逐年 PSM-DID
	第一阶段	第二阶段		
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Anderson LM	35.324 1***			
	[0.000 4]			
Cragg-Donald Wald F	111.421 5			
	{16.380 0}			
样本量	3 551	3 551	3 494	2 630
R <sup>2</sup>	0.764 1	0.012 1	0.157 3	0.198 0

注:中括号内为不可识别检验的P值,大括号内为弱工具变量检验在10%显著性水平的临界值。

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 混合安慰剂检验

考虑到模型无法完全捕捉随时间变化的个体层面因素的干扰,本文借鉴伯特兰等(Bertrand et al.)<sup>[36]</sup>的思路,进行基于处理组与处理时间随机化的混合安慰剂检验。本文从全样本中随机抽取与真实处理组数量相同的企业作为“伪处理组”,并随机分配一个“伪政策时点”,并通过自助法(Bootstrap)进行500次重复抽样回归,基于此虚构政策冲击。图2报告了基于500次回归得到估计系数的核密度分布及其对应的P值。由结果可知,估计系数紧密分布在零值附近,呈现出近似的正态分布,且绝大多数估计系数在统计上不显著。这进一步表明基准回归结论并非由其他时变或特定个体层面随机因素所驱动。

##### 2. 异质性处理效应检验

考虑到绿色金融改革创新试验区是分批次设立,上述模型可能因处理组设立时间的异质性而产生负权重问题,进而导致平均处理效应的估计有偏。为克服此偏误,本文参考古德曼-培根(Goodman-Bacon)<sup>[37]</sup>的估计量分解法对基准回归模型的异质性处理效应进行检验。培根分解结果如表7所示,结果表明时变组相互间影响带来的干扰较小,两者权重仅为0.6%,即便存在逆权重问题,异质性处理效应也不会逆转前文的基准回归结论,这进一步增强了基准回归结果的可靠性。

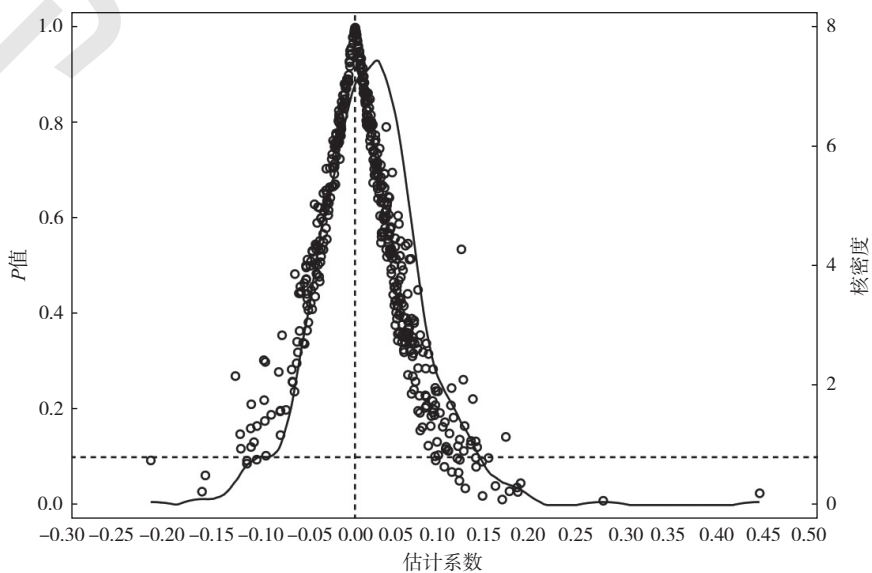


图2 混合安慰剂检验结果

表7 古德曼-培根分解结果

比较类型	权重	平均处理效应估计量
早期实验组与后期对照组	0.003	0.234
后期实验组与早期对照组	0.003	0.059
实验组与对照组	0.960	0.100

随机森林算法模型分别评估单个个体的政策平均处置效应,以从变量选择和模型设定上得到更为可靠的处理效应估计量。在筛选混淆变量重要程度的基础上,图3的结果表明个体平均处置效应差异较为明显,分散范围较大。对比图3中不同决策树数量的结果可知,随着决策树数量从500增加到8000,绿色金融政策的减污降碳协同治理效应的分布逐步向0.26左右收敛,进一步表明绿色金融政策的实施对大部分样本企业减污降碳协同水平具有一定正向作用。

4. 其他稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验:(1)控制其他政策噪声。考虑到碳排放权交易试点(ETS)政策在实施时间和试点区域上与绿色金融改革创新试验区存在部分重叠,本文在基准模型中额外加入ETS的政策虚拟变量并重新回归;(2)更换被解释变量测度方法。熵值法计算子系统指标有序度可能因权重确定方式导致指标敏感性过高,从而使基准结果依赖特定赋权方法而导致估计偏误。本文采用主成分分析法替代熵值法重新测得子系统各指标有序度,并基于耦合协调模型计算SPCR的替代变量(SPCR\_pca)重新回归;(3)控制城市间的固有差异。考虑到试点城市的金融发展水平、行政等级、地理区位和环境规制程度等差异化特征会随时间变动对企业协同治理产生影响,本文控制金融发展水平、行政等级、地理区位和环境规制程度等城市基准变量与时间线性趋势的交乘项并重新回归。上述三种稳健性检验(限于篇幅,具体结果备索)的结果显示,DID的回归系数仍然显著为正,与基准回归结果保持一致,进一步验证本文结论的稳健性。

(五) 机制检验

本文参考江艇<sup>[39]</sup>的做法,检验绿色金融政策如何通过要素结构化配置机制和绿色协同创新激励机制提升企业减污降碳协同治理水平。机制检验模型设定如下:

$$Mediation_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + X'_{it}\beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $Mediation_{it}$  为机制变量,分别代表要素结构化配置机制和绿色协同创新激励机制,其余变量的含义与基准模型相同。

3. 基于广义随机森林算法的个体处置效应讨论

考虑到传统因果推断模型可能存在高维控制变量冗余导致的“维度诅咒”或控制变量遗漏导致的有偏估计,本文参考蒋金荷和黄珊<sup>[38]</sup>的研究思路,借助广义随

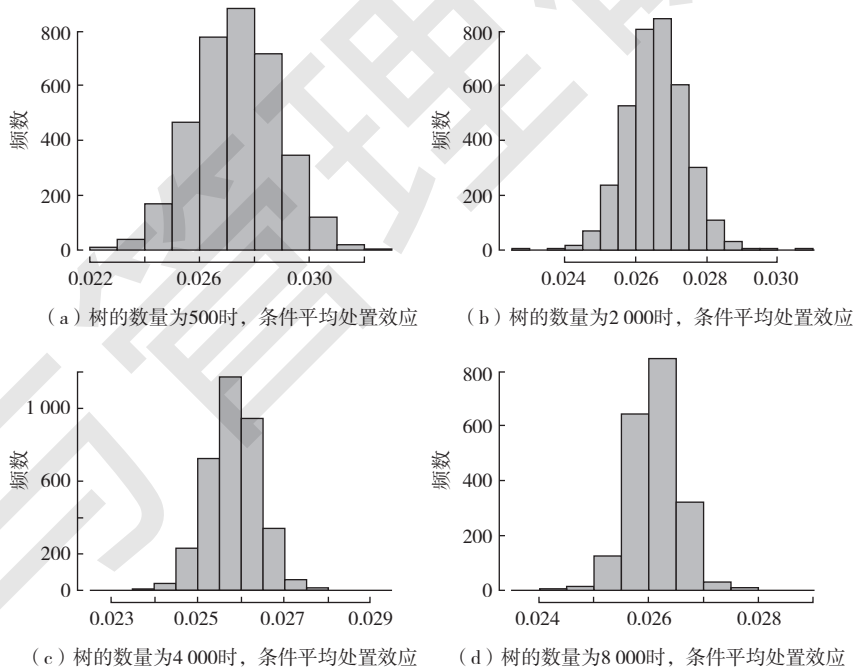


图3 随机森林算法的个体处置效应

### 1. 要素结构化配置机制

为检验前文提出的要素结构化配置机制,本文参考王亚飞等<sup>[40]</sup>的做法,选取企业能源效率作为代理变量。具体而言,本文采用企业全要素能源效率(*EEfficiency*)捕捉绿色金融政策的能效提升效应。表8第一列回归结果显示,*DID*的回归系数显著为正,表明绿色金融政策提升了试点地区制造业企业的能源效率,可能的原因是绿色金融政策有效降低了企业对传统高碳能源的要素依赖,推动资本要素向清洁能源替代、工艺系统改造等源头协同项目倾斜,并体现为能源效率的提升。要素结构化配置效应不仅化解了末端设备运行中可能存在的“减污增碳”冲突,也缓解了不同环境治理子系统间因资源挤占而产生的无序对立,推动减污降碳治理从分散运行走向系统性整合。假设2得以验证。

### 2. 绿色协同创新激励机制

为检验前文提出的绿色协同创新激励机制,本文借鉴王化成等<sup>[41]</sup>的思路,基于WIPO发布的国际专利分类绿色清单匹配得到企业绿色专利,并采用文本分析法区分绿色专利类型:将与清洁能源替代、生产工艺重构、流程再造等源头治理技术相关的专利界定为能够提升企业减污降碳协同治理水平的“源头协同型”创新。考虑到绿色专利申请量能更及时地捕捉绿色金融政策对企业研发意愿的激励效应。因此本文采用“源头协同型”绿色专利申请总量(*SynPatent*)及其占企业当年绿色专利申请总量的比例(*SynPatRatio*)作为绿色金融政策绿色协同创新激励机制的代理变量,用以捕捉绿色金融政策引导下制造业企业绿色创新路径的结构性转变。表8后两列回归结果显示,*DID*的回归系数均显著为正,表明绿色金融政策能够激励试点地区制造业企业绿色协同创新涌现。可能的原因是绿色金融政策通过融资约束缓解与产品适配机制,引导企业创新资源从末端治理向源头协同领域结构性转移,提升了企业源头协同型绿色创新的数量与占比。绿色协同创新从工艺源头实现环境治理子系统间的系统性耦合,推动两大治理目标在技术底层达成协同。假设3得以验证。

表8 机制检验回归结果

变量	<i>EEfficiency</i>	<i>SynPatent</i>	<i>SynPatRatio</i>
<i>DID</i>	0.7401*** (0.1445)	0.8247** (0.4047)	0.0513*** (0.0127)
常数项	1.4614** (0.6829)	-3.4041 (38.0966)	1.7798 (1.2995)
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	3382	3164	3164
$R^2$	0.0231	0.5285	0.3672

## (六) 异质性分析

### 1. 城市资源禀赋

本文基于《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本制造业企业注册地分为资源型城市和非资源型城市,分组回归的结果见表9。结果显示,资源型城市组*DID*的回归系数在统计意义上不显著,而非资源型城市组*DID*的回归系数在1%水平下显著为正。产生这一结果的原因可能是资源型城市经济结构调整的沉没成本和再就业成本较高,削弱企业开展绿色协同创新的动力。相较之下,由于非资源型城市对化石能源依赖度较低、产业结构多元且内生创新能力较强,转型阵痛较小,当地制造业企业得以借助更完善的产业设施和创新网络,通过绿色金融工具加速源头型绿色协同创新,有效打破路径依赖、重塑生产范式,充分释放减污降碳的协同治理效应。

## 2. 企业规模

本文借鉴苟琴和黄益平<sup>[42]</sup>的做法,以总资产是否超过样本均值为标准,把样本划分为大规模制造业企业和中小规模制造业企业,分组回归的结果见表9。结果显示,大规模企业组 *DID* 的回归系数在5%的统计意义上显著为正,但中小规模组 *DID* 的回归系数在统计意义上不显著。产生这一结果的原因可能是大规模制造业企业凭借更加完善的内部治理结构、更加规范的财务信息与环境信息披露体系,更易满足绿色信贷与绿色债券的合规要求,并凭借人才技术优势摊薄绿色协同创新单位成本,更好地发挥绿色金融政策减污降碳协同治理效应。相较之下,中小规模制造业企业的财务信息与环境信息披露体系不够成熟、内部治理体系不够完善,由此形成的银企鸿沟导致相关机构部门难以充分识别其绿色协同创新项目潜在价值,并为其提供关键性资金支持,进而导致此类企业可能无法充分借助绿色金融政策提升减污降碳协同治理水平。

## 3. 行业技术属性

本文基于《高技术产业(制造业)分类(2017)》,将样本企业划分为高技术制造业企业和非高技术制造业企业,分组回归的结果见表9。结果显示,高技术组 *DID* 的回归系数在1%水平下显著为正,非高技术组 *DID* 的回归系数在10%水平下显著为正,高技术组双重差分项的回归系数更加显著。产生这一结果的原因可能是,借助绿色金融政策所提供的资金支持,高技术制造业企业凭借研发人才资本储备及前沿技术知识存量,能够高效地识别、吸收、转化外部的绿色技术溢出,并快速形成如碳捕集、智能监测系统的前沿绿色技术的多元化应用方案,从而在协同治理上取得更显著的成效。相较之下,非高技术制造业企业通常处于价值链低端,生产工艺和技术范式较为固化、内生的技术储备不足,导致绿色金融政策的减污降碳协同治理提升效应相对较弱。

## 4. 行业能耗强度

根据国家统计局对“六大高耗能行业”的界定,本文将样本企业划分为高能耗行业企业与非高能耗行业企业进行分组回归,分组回归的结果见表9。结果显示,高能耗组 *DID* 的回归系数在1%水平下显著为正,非高能耗组 *DID* 的回归系数在10%水平下显著为正,高能耗组双重差分项的回归系数更加显著。产生这一结果的原因可能是,高能耗行业企业因能源消耗密集、资产专用性强且沉没成本高,其协同治理高度依赖大规模、长期限资金支持。绿色金融政策通过差异化信贷准入与低成本融资,有效破解其在工艺重构与能源转型中的资金瓶颈,助力其打破技术路径依赖,提升减污降碳协同治理水平。相较之下,非高能耗行业企业的环境负外部性较低,边际减排空间本就有限,加之其生产范式相对灵活,对绿色金融政策的敏感性较弱,因而政策带来的减污降碳协同治理提升效果相对有限。

表9 异质性分析回归结果

变量	城市资源禀赋		企业规模		行业技术属性		行业能耗强度	
	资源型	非资源型	大规模	中小规模	高技术	非高技术	高能耗	非高能耗
<i>DID</i>	0.056 5 (0.039 7)	0.076 8*** (0.025 5)	0.113 7** (0.046 5)	0.039 4 (0.052 2)	0.061 9*** (0.023 2)	0.011 2* (0.005 9)	0.069 8*** (0.025 4)	0.031 7* (0.017 3)
常数项	0.949 3 (0.701 5)	0.710 7* (0.370 4)	0.777 6 (0.582 9)	0.533 7 (0.484 6)	1.278 3* (0.758 6)	0.574 6 (0.355 6)	0.300 9 (0.610 7)	0.824 7** (0.370 3)
控制变量	控制	控制	控制	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	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	542	3 006	1 776	1 775	882	2 636	827	2 715
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.109 5	0.159 8	0.157 7	0.050 9	0.147 5	0.162 5	0.198 1	0.144 4
组间系数差异检验	0.000 0		0.000 0		0.008 2		0.010 2	

注:经验 *P* 值为检验两组样本回归结果中 *DID* 的回归系数是否存在显著差异的 *P* 值,使用费舍尔组合检验进行组间异质性识别。

## 五、结论与建议

本文使用2011—2023年中国制造业上市企业数据,以国家级绿色金融改革创新试验区设立为准自然实验,考察了绿色金融试点政策对制造业企业减污降碳协同治理的影响效果与作用机理。研究发现,绿色金融政策可以有效提升试点地区制造业企业减污降碳协同治理水平。机制检验结果表明,绿色金融政策通过要素结构化配置效应和绿色协同创新激励效应提升试点地区制造业企业减污降碳协同治理水平。异质性分析表明,绿色金融政策对于非资源型城市、大规模、高技术、高能耗行业的制造业企业减污降碳协同治理提升效应更突出。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:

第一,进一步深化绿色金融试点政策的空间布局。一方面,应引导金融机构开发与源头治理周期相匹配的长效金融产品,通过专项再贷款、财政贴息等工具降低长期资金成本,推动企业资源配置从末端治理设备叠加向源头协同技术集成转变,从要素配置层面夯实企业同源治理协同基础。另一方面,应加快构建全国统一的绿色金融标准体系与环境效应评估机制,完善绿色项目甄别与认证框架,稳定市场对绿色低碳项目的长期回报预期,从制度层面保障资本要素向绿色协同创新项目结构性倾斜。

第二,坚持市场主导与政府引导相结合,深化减污降碳协同治理。一方面,充分发挥资本市场的资源配置功能,通过发行绿色债券、推出绿色股票指数及绿色基金等多元化金融工具,为企业分布式清洁能源替代、全流程能源管理中心建设等系统性节能改造项目提供长期稳定的资金支持,引导其加大源头型绿色协同创新的实质性研发投入;另一方面,加快完善绿色技术产权交易市场,并借助数字化手段加强对资金用途的穿透式监管,引导金融资源更有效地配置于源头协同型创新领域,提升政策的微观传导效率,从而助力企业减污降碳协同治理水平的持续提升。

第三,实施差异化激励政策,强化绿色金融对减污降碳协同治理的精准支持。针对中小规模企业,依托绿色信息共享平台缓解银企间的信息不对称,引导金融机构开发“绿色流贷”等标准化产品,并引入政府性融资担保机制,降低其绿色协同创新的融资门槛与风险溢价,纾解减污降碳转型的资金约束。针对非高技术行业企业,借助行业协会建立绿色技术推广中心,在绿色金融评价体系中增加对技术引进、消化吸收等再创新环节的信贷支持,提升其绿色技术吸收能力与技术锁定突破能力,夯实减污降碳协同治理的技术基础。针对非高能耗行业,以绿色贴标、荣誉激励等非资金性激励为主,引导其在边际减排成本较低的生产环节持续优化减污降碳协同治理效能。

### 参考文献:

- [1] 中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见[N]. 人民日报,2024-01-12(1).
- [2] 唐湘博,张野,曹利珍,等. 中国减污降碳协同效应的时空特征及其影响机制分析[J]. 环境科学研究,2022,35(10):2252-2263.
- [3] QIAN H Q, XU S D, CAO J, et al. Air pollution reduction and climate co-benefits in China's industries[J]. Nature Sustainability, 2021, 4(5): 417-425.
- [4] 王爱萍,陈妙,胡海峰. 绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色转型的影响——基于企业战略导向与创新行动的分析[J]. 南开经济研究,2024(12):187-205.
- [5] 李鹏. 绿色金融政策的要素配置效应[J]. 经济研究,2025,60(10):83-106.
- [6] 张科,熊子怡,黄细嘉. 绿色债券、碳减排效应与经济高质量发展[J]. 财经研究,2023,49(6):64-78.
- [7] 孙慧,王凤逸,丁辰鑫. 环境信息公开、绿色金融与城市绿色创新[J]. 首都经济贸易大学学报,2023,25(1):69-83.
- [8] 任亚运,胡宇晨. 绿色金融能够兼顾碳减排的“量”与“质”吗——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 贵州财经大学学报,2025(5):1-9.

- [9]郭娟娟.绿色金融与中国制造业企业污染排放[J].南开经济研究,2025(7):146-167.
- [10]杜兴强,谢裕慧,曾泉.绿色金融政策抑制了企业的环境违规吗?——基于绿色金融改革创新试验区的一项准自然实验[J].金融研究,2024(5):132-149.
- [11]王冬梅,王学渊,赵连阁.绿色金融助推重污染企业减排效应研究[J].经济经纬,2024,41(4):137-148.
- [12]孔凡斌,张勇康,徐彩瑶,等.绿色金融发展对农业减污降碳协同增效的影响效果与作用机制[J].农村金融研究,2025(12):18-32.
- [13]聂蕊,孙慧.绿色金融政策与减污降碳:影响机制及空间溢出效应[J].技术经济与管理研究,2025(10):78-86.
- [14]陈国进,丁赛杰,赵向琴,等.中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J].金融研究,2021(12):75-95.
- [15]朱思瑜,于冰.长三角减污降碳政策的协同效应和作用机制研究[J].环境科学研究,2024,37(2):256-265.
- [16]王康仕,孙旭然,王凤荣.绿色金融发展、债务期限结构与绿色企业投资[J].金融论坛,2019,24(7):9-19.
- [17]ZHANG H C, WANG Y, WANG W M. Does renewable energy technology innovation achieve the synergistic effect of pollution and carbon reduction? [J]. Renewable Energy, 2025, 250: 123329.
- [18]马艳芹,罗良文.绿色金融改革创新的节能效应研究[J].经济与管理研究,2024,45(9):22-38.
- [19]CHANG Y, CHEN L Y, ZHOU Y, et al. Elements, characteristics, and performances of inter-enterprise knowledge recombination: empirical research on green innovation adoption in China's heavily polluting industry[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 310: 114736.
- [20]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,2024,45(3):3-22.
- [21]解学梅,韩宇航.本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究[J].管理世界,2022,38(3):76-106.
- [22]KUMAR P, CHOUDHURY D. Green technologies: theories, systems, principles and applications[M]//OGWU M C, CHIBUEZE IZAH S C. Evaluating environmental processes and technologies. Cham: Springer, 2025: 149-195.
- [23]邬彩霞.中国低碳经济发展的协同效应研究[J].管理世界,2021,37(8):105-117.
- [24]宋德勇,陈梁,王班班.环境权益交易如何实现减污降碳协同增效:理论与经验证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(2):171-192.
- [25]张江雪,蔡宁,毛建素,等.自主创新、技术引进与中国工业绿色增长——基于行业异质性的实证研究[J].科学学研究,2015,33(2):185-194.
- [26]宋跃刚,靳颂琳.绿色信贷政策对企业环境绩效的影响效果与机制检验[J].中国人口·资源与环境,2023,33(9):134-146.
- [27]吴烨伟,郝若鸿,韩宇航.增值税留抵退税的环境治理效应:绿色并购的视角[J].管理科学,2023,36(5):18-31.
- [28]闫海洲,陈百助.气候变化、环境规制与公司碳排放信息披露的价值[J].金融研究,2017(6):142-158.
- [29]孙晓华,车天琪,马雪娇.企业碳信息披露的迎合行为:识别、溢价损失与作用机制[J].中国工业经济,2023(1):132-150.
- [30]孙慧,夏学超,祝树森,等.企业降碳减污协同推进的产业链联动效应[J].中国人口·资源与环境,2024,34(3):16-29.
- [31]马平平,张明.公众环保参与对企业减污降碳协同治理的效应研究[J].系统工程理论与实践,2025,45(12):4200-4217.
- [32]李新英,吴文杰.ESG评级对企业绿色创新的影响——基于沪深A股上市公司的实证研究[J].东华理工大学学报(社会科学版),2024,43(5):410-420.
- [33]JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American Economic Review, 1993, 83(4): 685-709.
- [34]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [35]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [36]BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1): 249-275.
- [37]GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [38]蒋金荷,黄珊.贸易新业态对绿色技术创新的影响研究——来自跨境电商综合试验区政策的证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(12):133-154.
- [39]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.
- [40]王亚飞,张璐瑶,钟敏.数据要素利用对企业全要素能源效率的影响机制研究[J].软科学,2025,39(8):27-34.
- [41]王化成,李雪晨,李海彤.数字创新与企业投资效率——基于专利文本分析的证据[J].会计研究,2023(7):55-71.
- [42]苟琴,黄益平.我国信贷配给决定因素分析——来自企业层面的证据[J].金融研究,2014(8):1-17.

## How does the Green Finance Policy Affect the Pollution and Carbon Reduction Collaborative Governance of Manufacturing Enterprises?

—A Quasi-Natural Experiment Based on the National Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones

YANG Yuzhen, DU Chongmiao, SONG Yuegang  
(Henan Normal University, Xinxiang 453007)

**Abstract:** As the foundation for building a strong country and driving the transition to a green and low-carbon economy, the manufacturing industry faces multiple challenges in the pollution and carbon reduction (PCR) collaborative governance. The green finance policy uses quasi-market financial instruments and compound financial tools to provide important support for solving the dilemma of ecological environment collaborative governance. However, existing research fails to address the financing bottlenecks and path conflicts faced by enterprises in multi-objective environmental governance from the perspective of the combination of the efficient market and the well-functioning government.

To fill this gap, this paper focuses on A-share listed manufacturing companies in China from 2011 to 2023 and constructs a quasi-natural experiment based on the implementation of the national green finance reform and innovation pilot zones to systematically evaluate the impact of the green finance policy on corporate PCR collaborative governance. The results show that the green finance policy improves the PCR collaborative governance in manufacturing enterprises. Mechanism analysis indicates that this positive effect is achieved through two mechanisms. On one hand, through the structured factor allocation mechanism, it promotes the coupling and coordination of PCR in governance objectives and means. On the other hand, through the incentive mechanism of green collaborative innovation, it effectively overcomes the path dependence of enterprise end-of-pipe governance and provides continuous institutional support for the PCR collaborative governance. Heterogeneity analysis reveals that the improvement is more prominent in large-scale, high-tech, and energy-intensive manufacturing enterprises, as well as enterprises in non-resource-based cities.

The marginal contributions are threefold. First, by integrating multi-dimensional data of enterprise pollution control and carbon emissions, this paper constructs a modified coupling coordination model to accurately describe the dynamic synergy index of the evolution of the corporate PCR system from disorderly conflict to common progress, which provides a new quantitative path for the study of the PCR collaborative governance at the micro level. Second, this paper clarifies how the green finance policy relies on the efficient market and the well-functioning government to drive the PCR collaborative governance in manufacturing enterprises, and expands the research boundary of the collaborative governance effect of green finance. Third, this paper identifies and verifies how the green finance policy achieves multi-objective comprehensive governance effectiveness through the structured factor allocation mechanism and the green collaborative innovation incentive mechanism. Based on these conclusions, this paper provides a theoretical basis and practical references for solving the multi-objective governance dilemma of manufacturing enterprises and optimizing policy design.

**Keywords:** green finance policy; manufacturing enterprise; pollution and carbon reduction collaborative governance; factor allocation; innovation incentive

编校:周 斌