引用格式：程时雄，陈慧，汤李琛，等. 绿色金融试点政策与企业碳排放——来自重污染企业的证据［J］. 技术经济，2025，44(9)：111-126.
Cheng Shixiong，Chen Hui，Tang Lichen，et al. Pilot zones for green finance and corporate carbon emissions：Evidence from heavy-polluting enterprises［J］. Journal of Technology Economics，2025，44(9)：111-126.

企业技术经济

绿色金融试点政策与企业碳排放
——来自重污染企业的证据

程时雄[1]，陈 慧[1]，汤李琛[2]，陈 宓[3]
（1. 湖北大学商学院，武汉 430062；2. 中国人民大学生态环境学院，北京 100872；
3. 中国人民大学人口与健康学院，北京 100872）

摘 要：重污染企业是中国工业体系的重要组成部分，其低碳转型是实现双碳目标的关键环节。本文以2017年五省八市绿色金融改革创新试验区政策（简称“绿色金融试点政策”）为外生冲击，基于2012—2021年A股上市企业数据构建三重差分模型，系统评估政策对重污染企业碳排放的影响效应及传导路径。研究发现，绿色金融试点政策显著降低重污染企业碳排放量，该效应在政策实施后呈先增强后减弱的趋势。机制检验表明，绿色金融试点政策通过“资金+技术+意识”三轮驱动发挥作用。其中，在区域层面，绿色金融试点政策推动绿色信贷规模扩张与绿色保险进一步发展进而降低碳排放；在企业层面，该试点政策既引导绿色创新的数量质量双提升，又通过增强高管环保意识促进碳减排。异质性分析显示，政策效果在国有企业、高金融化企业及高资本配置效率企业中更为显著，进一步说明绿色金融试点政策可通过企业的金融工具使用和资本合理利用为碳减排提供有效支撑。研究为优化绿色金融政策工具组合、建立差异化区域推广机制提供了微观证据。

关键词：绿色金融改革创新试验区；重污染企业；碳减排；三重差分模型
中图分类号：F830 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2025)09-0111-15
DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J25011012

一、引言

温室气体的过量排放不断加剧着全球变暖和气候变化，增加了极端天气和自然灾害的发生概率，已严重影响人类的生存和发展[1]。党的二十届三中全会强调，必须完善生态文明制度体系，协同推进降碳、减污、扩绿、增长，积极应对气候变化。实现“降碳”目标和推动绿色转型不仅需要碳排放权交易市场等一系列市场机制构建，也需要绿色金融等货币金融政策，二者互为补充，相辅相成。2017年6月，国务院常务会议审议通过了绿色金融改革创新试验区政策（简称“绿色金融试点政策”），批准在浙江、贵州、江西、新疆、广东五省（区）的8个城市先行先试。绿色金融试点政策旨在为有环境保护意愿的重点企业、行业和活动分配资金，支持碳减排和绿色转型，同时为进一步推广绿色金融试点政策创造可复制的经验[2]。随着绿色金融试点政策的深化，该试点政策对中国碳排放是否存在抑制作用值得进一步探究。在中国碳排放结构中，重污染行业占比为83.92%①，而这些行业大部分为工业部门，它们既是国民经济的支柱，也是吸纳就业的重要渠道。推动重污染企业的碳减排与可持续发展，不仅可直接减少碳排放总量，也能倒逼产业结构与能源消费模式的转型，为中

收稿日期：2025-01-10
基金项目：国家社会科学基金重点项目“数字贸易促进我国创新体系效能提升的机制及对策研究”（23AJL010）；国家自然科学基金项目“数绿技术融合赋能减污降碳协同增效的机制与福利效应研究”（72404080）
作者简介：程时雄（1984—），博士，湖北大学商学院教授，博士研究生导师，研究方向：技术经济与贸易；陈慧（2000—），湖北大学商学院硕士研究生，研究方向：环境经济与技术经济；汤李琛（1998—），中国人民大学生态环境学院博士研究生，研究方向：环境经济与管理；陈宓（1997—），中国人民大学人口与健康学院博士研究生，研究方向：环境经济与管理。

① 数据来源于中国碳核算数据库（https://www.ceads.net.cn/）。

国高质量绿色发展注入核心动力。因此,研究绿色金融试点政策如何影响重污染企业的碳减排,对于积极应对气候变化,进一步深化中国生态文明建设,实现“双碳”目标均具有重要的理论和实践意义。

关于绿色金融政策和碳排放的内在关系,已有研究进行了许多有益的探讨。21世纪初,随着首个绿色信贷标准《赤道原则》的提出[3],各国银行陆续自愿采取这一原则,确保其资助的项目以对社会负责的方式开发,并承担相应的环境责任[4]。随着中国2007年开始启动绿色信贷政策,国内的学者也开始关注绿色信贷政策和绿色债券政策。Hou等[5]的研究指出,绿色信贷政策在2008年之前对碳生产率可产生抑制作用,但2008年后这一影响转变为反向促进作用。由于绿色信贷政策涉及政府、银行等金融机构和企业三大主体,银行主体的意愿也将影响对企业碳减排的促进力度[6]。随着绿色金融试点政策的出台,越来越多的学者聚焦于这一综合性的绿色金融试点政策。该试点政策代表了国内推动绿色金融发展的最新探索与实践,并允许试点内的企业使用更加多样的绿色金融工具。现有研究表明该试点政策可通过对违反产业政策或环境法规的企业实施金融限制,引导企业减少“高消耗、高排放”的生产活动,从而减少碳排放量[7]。此外,该试点政策还为绿色投资提供资金支持,并通过放宽资金限制来促进环境保护技术的发展[8],进而鼓励绿色生产活动,减少碳排放[9]。

企业作为经济发展的微观主体,探究企业尤其是重污染企业在面临绿色金融政策时的发展策略和生产决策应成为研究的关注重点。上述研究内容大多聚焦于省市层面,探讨政策对空间碳排放的宏观层面影响,少有研究从企业微观层面展开探讨[7-8]。在具体研究内容上,目前较多研究更聚焦于绿色金融政策如何影响企业的经营状况和绿色转型,尤其是工业企业。这主要是由于工业领域的企业大多同时具有高能耗、高污染、高碳排放的特点,是受绿色金融政策影响最直接、最显著的对象,也容易承担更多财务风险和压力[10]。具体而言,绿色金融试点的设立可通过融资约束缓解和声誉风险倒逼两个途径促进企业绿色转型[11]。进一步地,也可有效减少企业的环境违规次数,改善企业的环境表现[12]。对重污染企业而言,虽然绿色金融试点政策可促进企业优化要素配置效率,但抑制了企业创新行为,可短期提升企业生产率却无法提供长期动力[13]。同时,也有学者指出绿色金融试点政策仅促进非重污染企业绿色转型,对重污染企业无激励作用[14]。此外,仅有部分研究涉及绿色金融试点政策对重污染企业的碳减排作用[15]。

综上所述,尽管现有文献已经探讨了绿色金融试点的政策效果,也存在少量文献对重污染企业的探讨,但大多数学者仍多关注该试点政策对重污染企业经营情况的影响[13-14],鲜有文献关注重污染企业的碳排放行为。因而,绿色金融试点政策是否促使重污染企业减少碳排放有待进一步探究。本文选取2012—2021年中国A股上市公司作为样本,采用三重差分(difference-in-differences-in-differences,DDD)模型,实证检验并系统评估了绿色金融试点政策对重污染企业碳排放行为的影响路径及其作用机制。同时,本文对基准回归结果进行了稳健性检验,包括平行趋势检验、安慰剂检验等。在此基础上,本文详细探讨了绿色金融试点政策如何通过影响绿色金融工具、绿色技术创新和高管环保意识,进而作用于企业碳排放,并对不同所有制、金融化程度和资本配置效率的企业进行异质性分析。

本文可能的边际贡献是:首先,现有研究大多集中于讨论绿色金融试点政策对重污染企业经营状况的影响[16-17],而本文将研究视角聚焦于碳排放,重点关注该试点政策如何影响重污染企业碳减排实践,较为准确评估了绿色金融试点政策对重污染企业碳排放的影响,有助于进一步完善绿色金融试点政策的研究框架。其次,现有文献主要关注绿色金融试点政策影响碳减排的微观机制,如企业绿色创新或金融资源配置[18]。本文将宏观机制和微观机制整合至统一框架中,包括地区层面的绿色金融工具发展水平和企业层面的绿色技术创新与高管环保意识提升,回答了绿色金融试点政策如何“由上至下”最终促进重污染企业主体碳减排的问题。最后,现有文献大多探究绿色金融试点政策对不同产权性质企业碳排放的异质性影响[15]。本文从企业金融化水平和资本配置效率视角深入分析了绿色金融试点政策对重污染企业碳减排效应的异质性,为绿色金融试点政策促进重污染企业减排提供新的有力证据。本文研究不仅为理解绿色金融试点政策的作用提供了可行的路径,也为绿色金融政策的进一步推进与实现绿色转型提供了宝贵的参考依据。

二、理论框架与研究假设

（一）绿色金融试点政策的碳减排效应

绿色金融试点政策作为一种以应对气候变化、支持环境质量改善和资源节约高效利用为主要目的的市场激励型新兴金融政策，可提高绿色资源的配置水平[19]，并可由上至下作用于企业尤其是重污染企业主体。首先，绿色金融试点政策作为一项政策信号，可将低碳环保理念传递至企业和消费者两端，通过供应和消费行为将可持续发展意识融入到行业发展的蓝图中，进而鼓励企业主体直接参与环境治理，从而逐步对“降碳”活动产生实质性影响。其次，绿色金融试点的建立可经由投资端的金融主体发行绿色信贷、绿色债券等绿色金融工具，将更多资本注入绿色环保领域，为基础设施创新性绿色化改造、清洁能源领域项目和节能环保产业发展等提供流动性支持[20]。最后，在企业层面，碳减排行为作为企业主体的决策之一，具有成本高收益缓慢的特点[21]。由于企业的碳排放为具有负外部性的非期望产出，控制和减少碳排放需要企业的技术进步和长期资金支持。绿色金融试点政策可通过优先审批和差异化信贷优惠，引导企业将资源投向绿色技术创新和绿色低碳项目，激励企业实现碳减排。其中，相较于清洁产业，重污染产业因同时存在高污染和高排放受到更大的政策压力。但重污染企业若积极响应政策，开展绿色转型则可形成“减污降碳”协同效应，利用组合政策优势转向减碳发展。

基于以上分析，本文提出假说 1：

绿色金融试点政策的实施对重污染企业碳排放可产生显著抑制作用（H1）。

（二）基于促进地区绿色金融工具发展的宏观机制

绿色金融试点设立后，将显著提升绿色金融发展的监督功能，引导金融机构依据考核评价办法、政策举措，向绿色企业配置绿色金融资源[22]。同时，绿色金融有信号传导效应，可通过杠杆和信用助力有限的绿色金融资本快速获得更多的社会资本投资[23]。资本的聚集可以为试点地区带来先进的环保技术和管理经验，同时也可以通过技术溢出效应提升地区内企业的污染治理水平，这与“污染光环”假说相一致[24]。首先，绿色金融工具的投资期普遍较长，能在长时间内为企业的绿色创新研发提供稳定的资金流，保证绿色减排活动的可持续性；其次，绿色金融工具具有严格的信息披露要求，能有效地约束企业的行为[25]；最后，得益于国家政策，发行绿色金融工具的主体能够得到贴息和财政补贴，进一步解决企业在减排过程中的资金来源问题。

基于此，本文提出假说 2：

绿色金融试点政策的实施有利于促进绿色金融工具的发展，从而降低重污染企业的减排成本，激发企业进行碳减排（H2）。

（三）基于激励企业绿色创新的微观机制

企业进行绿色技术创新活动可分解为两个层面的问题。一方面，绿色技术创新活动是企业的一类生产经营活动。根据詹姆斯·摩尔提出的“企业生态论”，企业被看作一个有机体，与其外部环境共同构成了一个由众多因素组成的复杂网络系统——系统内各成员相互关联，企业的生产经营活动也受到外部环境中每一个企业或组织的影响[26]。处于绿色金融试点试验区的企业，也同样受到该试验区内部的强政策利好和强行业竞争水平的影响，面临比试验区外企业更多的外部压力，因而可有效克服惰性，通过技术创新提升企业盈利能力，进而在同行业中占据有利地位[27]。另一方面，绿色技术创新活动可有效解决外部性问题。从波特假说的“倒逼”效应框架出发[28]，试验区内的环境规制存在一定的“创新补偿”效应，可与上述的企业内部治理机制形成互补关系[29]。命令控制型环境政策的实施仅通过高昂的环境污染成本倒逼企业开展绿色技术创新，绿色金融试点政策这一市场激励型环境政策，则直接鼓励金融机构增加对绿色低碳项目的信贷投放，为重污染企业的低碳转型项目提供低息贷款或专项补贴。该试点政策通过降低绿色生产活动成本帮助企业进行技术创新和设备更新，同时限制对高污染、高耗能企业或项目的贷款，促进企业进行绿色转型。而大量重污染企业的绿色技术创新，最终将形成超额性收益，实现污染产业的绿色转型升级[30]。

基于上述理论分析，本文提出研究假说 3：

绿色金融试点政策的实施通过促进重污染企业绿色技术创新而发挥碳减排效果（H3）。

(四)基于提升高管环保意识的微观机制

最早系统研究“高管环保意识”的理论基础可追溯至 Hambrick 和 Mason[31]提出的“高阶理论”。该理论指出,高层管理者的个人价值观、认知模式和过往经验会显著影响其环保意识的形成,进而对企业战略决策产生决定性作用。基于这一理论框架,高管环保意识开始被学界普遍认为是影响企业环境治理绩效的关键因素。具体而言,高管环保意识可解构为两个维度:环保风险意识和环保收益意识[32]。环保风险意识反映为高管对企业环境负面影响的警觉程度。绿色金融试点政策的实施通过提供专项金融工具,为区域内重污染企业创造了绿色转型的制度环境。当同类竞争者率先利用政策红利进行环保升级时,将可能获得市场先发优势、政策优惠及声誉溢价,从而对滞后企业形成竞争压力。这种“制度同构”压力会促使高管增强环境风险感知,进而采取前瞻性的碳减排策略以避免竞争劣势[33]。环保收益意识则体现为高管对环保投资回报的预期判断。绿色金融试点政策通过创新性金融支持(如绿色信贷、环境权益抵押等)显著降低了企业的环保改造成本,同时通过税收优惠、补贴等激励措施提高了环保行为的边际收益。当高管预期到“早期采纳者”可能获得超额收益时,则更倾向于主动实施碳减排战略[34]。高管的环保风险意识与环保收益意识共同构成了绿色金融政策影响企业碳减排行为的传导路径。

综上所述,本文提出研究假说 4:

绿色金融试点政策的实施通过提升重污染企业高管环保意识而发挥碳减排效果(H4)。

三、研究设计

(一)模型构建

只有当政策实施前后同一地区的重污染企业和非重污染企业的碳减排趋势是一致的,才可以使用传统双重差分模型分析绿色金融试点政策的实施效果。然而已有研究表明在绿色金融试点政策实施后,重污染企业和非重污染企业受到的政策影响不同,即存在现实中不可观测的异质性时间趋势,因而本文构建 DDD 模型评估绿色金融试点政策对重污染企业碳减排效果的影响。使用该模型可同时控制试验区与非试验区、政策前后、重污染与非重污染企业的交互效应,并精确捕捉绿色金融试点政策对重污染企业的异质性影响。

本文的具体操作为,选取 2012—2021 年 A 股上市公司为样本,将位于绿色金融试点内的重污染企业作为处理组,同时设置双重对照组。第一对照组为试验区内的非重污染企业,用于控制地区特定因素。由于绿色金融试点政策可能对所有企业均存在减排效应,为更精准识别绿色金融试点的设立是否作用于重污染企业,本文将试验区内的非重污染企业作为第一对照组。第二对照组为非试验区内的所有企业,用于控制时间趋势因素。一方面,由于除绿色金融试点政策外可能存在其他经济环境变化因素影响企业的减排行为,通过引入非试验区企业作为第二对照组,可控制此类全国性时间趋势,确保观测到的政策效应并非源于普遍性环境变化。另一方面,由于试验区设立可能并非完全随机,进而导致试验区与非试验区存在系统性差异,利用非试验区企业作为外生对照,可缓解因试验区选择偏误导致的估计偏差。基于此识别策略,绘制示意图如图 1 所示,并构建如式(1)所示的模型。

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_r \times Post_t \times Pollute_i + \beta_2 Treat_r \times Post_t + \beta_3 Treat_r \times Pollute_i + \beta_4 Time_t \times Pollute_i + \rho X_{it} + \upsilon_t + \mu_j + \varphi_r + \varepsilon_{itjr} \quad (1)$$

其中:被解释变量 $\ln C_{it}$ 指企业的碳排放;解释变量 $Treat_r$ 为政策地区虚拟变量,将位于绿色金融试点政策试验区的企业取值为 1,否则为 0;$Post_t$ 为政策时间虚拟变量,2017 年及以后取值为 1,否则为 0;$Pollute_i$ 为是否为重污染企业的虚拟变量,将重污染企业取值为 1,非重污染企业取值为 0;i 为企业;t 为时间;j 为行业;r 为地区;X_{it} 为一系列控制变量;ε_{itjr} 为随机干扰项;υ_t、μ_j、φ_r 分别为年份、行业和地区的固定效应。

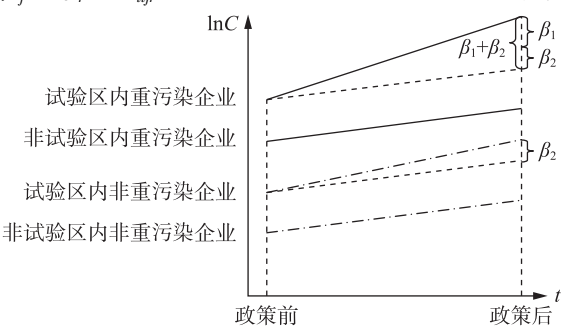


图 1　三重差分模型

（二）变量设定

1. 被解释变量

企业碳排放（ln*C*）为本文的被解释变量，由企业碳排放量（*CE*）取自然对数后得到，用于衡量企业的碳减排情况，其中企业碳排放量数据单位为 10 万吨。本文的企业碳排放量数据分为测算与收集两大类，且以第一类测算为主。第一类是参考 Chapple 等[35]的做法和《IPCC 国家温室气体排放清单指南》，由于企业层面能源结构的微观数据可得性限制，本文使用式（2）以行业基准值对企业碳排放量进行测度。第二类是从上市公司的环境、社会和治理（ESG）报告、可持续发展报告和年度报告中人工收集碳排放和能源消耗数据。考虑到中国上市公司未强制披露碳排放相关信息，自愿披露的企业数量较少，将披露数据作为主体数据可能存在缺失量较大的问题，若作为部分数据可能存在数据获取方式异质性造成无法对齐的问题，因而本文将披露数据作为参考，整体以测算为主。

$$CE_{it} = \frac{c_{it}}{C_t} \times E_t \times EF \tag{2}$$

其中：CE_{it} 为第 i 家企业在第 t 期的碳排放量；c_{it} 为第 i 家企业在第 t 期的运营成本；C_t 为第 t 期的行业运营成本；E_t 为第 t 期的行业化石燃料消耗量；EF 为能源的碳排放因子。其中，由于各地区的行业运营成本和行业化石燃料消耗量数据收集可能性较低，本文参考沈洪涛和黄楠[36]的做法，选取全国的行业运营成本和行业化石燃料消耗量进行近似计算。

2. 核心解释变量

本研究的关键识别策略建立在三重差分交互项（*Treat*×*Post*×*Pollute*）的构造上，该设定能够有效分离绿色金融试点政策对重污染企业的净效应。在式（1）中，系数 β_1 表示了绿色金融试点的建立对试验区内重污染企业碳排放的影响效应，若系数为正，则表示该试点政策提高了企业的碳排放量；若系数为负，则表示该试点政策降低了企业的碳排放量。此外，根据企业上市注册地所处的地级市可判断企业是否位于绿色金融试点内。

3. 机制变量

本文的机制变量包括企业绿色技术创新（*Innovation*）、企业高管环保意识（*Protect*）和地区绿色金融工具（*GFinance*）。企业绿色技术创新的度量分为两个维度：一是企业绿色创新数量，使用上市企业当年的绿色专利获得量（$Innovation_1$）进行度量；二是企业绿色创新质量，由于发明授权专利往往比一般专利更具技术含量和创新价值，其审查程序更为严格，能够更好地反映企业的绿色技术创新水平和实际应用能力，本文使用上市公司当年的绿色专利授权量（$Innovation_2$）衡量绿色创新质量[37]。企业高管环保意识的度量来自上市公司环境管理披露情况表，并选取环保理念（$Protect_1$）和环保荣誉或奖励（$Protect_2$）两个主要变量进行测度。地区绿色金融工具分别由地区绿色信贷（$GFinance_1$）和地区绿色保险（$GFinance_2$）来衡量。$GFinance_1$ 指各市绿色项目信贷总额占地区信贷总额的比例[38]；$GFinance_2$ 指各市绿色保险收入占地区保费收入总额的比例[39]。

4. 控制变量

本文使用以下控制变量：公司规模（ln*AT*）由上市公司每年年末的总资产取对数后衡量；主营业务收入（*Gincome*）由上市公司核心业务经营所产生的收入进行衡量，单位为百亿元；出口比率（*Fincome*）由海外销售收入占总销售收入的比例进行衡量；企业存续年限（*Age*）由上市公司自上市以来的经营时间进行衡量；杠杆率（*Lev*）由上市公司在报告期末的负债总额与资产总额之比进行衡量；董监高是否持股（*Holdshares*），若是=1，或否=0；净资产收益率（*Roe*）由净利润占所有者权益总额的百分比进行衡量；营业收入增长率（*Opicrt*）由本期和上年同期调整数之差与上年同期调整数的绝对值的比例进行衡量；资产现金回收比率（*Ascscvrt*）是指在企业的经营活动周期内，通过运营活动产生的现金流量净额相对于期末总资产规模所占的比例。这一指标用于衡量企业利用其资产产生现金流的能力。

（三）数据说明

本文基于准自然实验设计，整合 2012—2021 年中国 A 股上市公司微观财务数据与绿色金融试点政策数据，构建 DDD 模型，深入探究绿色金融政策试点对重污染企业碳排放的因果效应。参考潘爱玲等[40]的做法，根据《上市公司环保核查行业分类管理名录》关于重污染行业的界定，将行业代码为 B06、B07、B08、B09、

C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32、D44的企业定义为重污染企业，其他企业定义为非重污染企业。数据处理方面，考虑样本的有效性，本文按照以下标准进行样本处理：①剔除金融行业的样本和本期ST(special treatment)类、*ST类上市公司的样本；②剔除数据缺失较多和企业碳排放量缺失的上市公司；③剔除观测期内上市公司样本(2012年以后上市的公司)。经过上述筛选，本文共得到1466家企业，其中重污染企业401家，非重污染企业1065家，总计14596条观测值。行业层面的能源消耗数据和能源结构数据来自《中国能源统计年鉴》的行业分项统计。企业微观财务指标，包括主营业务成本等，来自国泰安(CSMAR)金融数据库的上市公司财务模块。宏观层面的行业成本数据来源于国家统计局发布的《中国统计年鉴》。企业绿色技术创新数据和企业高管环保意识测度数据分别来源于国家知识产权局和CSMAR。绿色金融发展水平的测度指标，如绿色信贷余额、绿色保险等，均来自中国人民银行发布的《中国金融年鉴》。产业结构相关数据采自《中国工业统计年鉴》的细分行业统计。此外，用于构建控制变量的公司治理、研发投入等微观数据，主要来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)和CSMAR数据库的专题数据库。表1为变量的描述性统计。

表1 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
ln*C*	14596	11.812	1.537	5.974	18.680
Treat	14596	0.050	0.218	0.000	1.000
Post	14596	0.500	0.500	0.000	1.000
Pollute	14596	0.273	0.446	0.000	1.000
lnAT	14596	22.564	1.375	18.927	28.636
Gincome	14596	1.583	10.127	0.001	296.619
Fincome	14596	0.197	1.224	0.000	74.067
Age	14596	16.745	6.267	9.000	30.000
Lev	14596	0.435	0.205	0.008	5.418
Holdshares	14596	0.771	0.420	0.000	1.000
Roe	14596	5.193	49.542	−4573.680	780.520
Opicrt	14596	14.365	64.366	−95.903	5504.443
Ascscvrt	14596	5.117	6.800	−107.957	60.037

四、实证结果

(一)基准回归结果

本文构建DDD模型，探究绿色金融试点政策对重污染企业碳排放量的影响，表2列出了实证分析的结果。(1)列为不加控制变量的回归结果，简单分析绿色金融试点政策对重污染企业的政策效应，可以发现*Treat*×*Post*×*Pollute*的系数为−0.921且在1%的水平上显著，说明绿色金融试点政策可鼓励重污染企业有效实施碳减排策略，符合了本文的研究假说H1的预期。(2)列增加了控制变量，核心解释变量*Treat*×*Post*×*Pollute*的系数为−0.485，且通过了1%的显著性检验。这表明，在控制其余可能的影响因素后，绿色金融试点政策对重污染企业的碳减排效应依然显著，进一步验证了政策的有效性。(3)列~(5)列依次增加行业、年份和省份的固定效应，用于控制不同行业和不同省份的时变与非时变差异，结果依然在−0.437~−0.461且保持高度显著，说明政策效果具有强稳健性，结果有力地支持了假说H1。由于高维固定效应的引入可能会导致多重共线性问题，本文补充进行了多重共线性检验，结果为4.24，可排除多重共线性问题，说明在不同时段的经济发展情况下，绿色金融试点政策在全行业和全国范围内，均可对重污染企业产生碳排放的抑制作用。(6)列增加了企业层面的聚类效应，可以控制同一企业内部由于管理、技术等因素所引致的相关性。结果显示，核心解释变量的系数仍为负，且通过了1%的显著性检验。这表明，即使考虑了企业内部的异质性，绿色金融试点的政策效应依然显著。这与已有关于绿色金融的文献发现较为一致，相较于既有文献主要关注政策对整体经济的普惠效应[41]，本文聚焦重污染企业的研究发现更具政策靶向性。研究表明绿色金融试点的建立对于重污染企业的碳排放有较明显的抑制作用，凸显了绿色金融政策在产业结构转型中的杠杆作用，这也为后续推行“两高”行业精准调控提供了实证依据，并将在平衡“稳增长”与“双碳”目标方面贡献重要力量。

表 2　基准回归结果

变量	解释变量 ln*C*					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×*Post*×*Pollute*	−0.921***	−0.485***	−0.461***	−0.438***	−0.437***	−0.437**
	(−3.435)	(−3.183)	(−3.199)	(−3.041)	(−3.035)	(−2.465)
Treat ×*Post*	0.590***	0.242***	0.251***	0.228***	0.225***	0.225***
	(6.512)	(4.695)	(5.127)	(4.603)	(4.340)	(2.847)
Treat ×*Pollute*	0.184	0.038	0.089	0.089	0.116	0.116
	(1.044)	(0.382)	(0.923)	(0.922)	(1.156)	(0.675)
Post ×*Pollute*	0.546***	0.174***	0.131***	0.087***	0.086***	0.086***
	(14.573)	(8.105)	(4.949)	(2.811)	(2.827)	(2.947)
Constant	11.726***	−6.460***	−6.747***	−6.695***	−6.473***	−6.473***
	(850.901)	(−46.112)	(−48.169)	(−46.170)	(−44.326)	(−20.352)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes
Observations	14596	14596	14596	14596	14596	14596
R^2	0.017	0.683	0.721	0.722	0.727	0.727

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 *t* 值。

(二) 稳健性检验

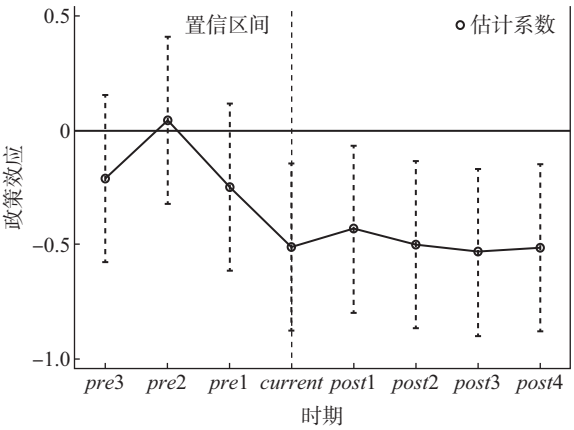
1. 平行趋势检验

上述 DDD 模型的基准回归结果表明绿色金融试点政策降低了企业的碳排放量。然而，仍需进一步验证 DDD 模型估计的处理组和对照组的共同或平行趋势，即确保未观测到的因素在时间上不对控制组和实验组产生影响。具体而言，一方面，需确定在政策实施之前，两者存在共同趋势或者平行趋势，即事前不显著。另一方面，政策实施后至少出现一期的政策冲击影响，即事后至少一期显著。考虑到 2016 年发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》中已指出建立绿色金融相关试点，支持地方发展绿色金融，因而本文将政策冲击时点前置。

如图 2 所示，在绿色金融试点政策实施前，政策冲击的显著性较低，表明控制组与实验组之间存在平行趋势。在政策实施后各时期均显著，说明该试点政策对重污染企业产生显著的碳减排效应，表明该 DDD 模型通过了平行趋势检验。

2. 安慰剂检验

由于三重差分模型的回归结果可能是除政策冲击一期。平行趋势检验结果如图 2 所示。外其他因素导致的变化，这些因素包括未解释分析的遗漏因素或偶然因素，通常被称为“安慰剂”效应。为了确保结论不受随机误差、模型设定偏差等的影响，本文分别进行了两类安慰剂测试，分别为虚构政策时间和虚构处理组。通过随机抽样方法从原始对照组中选取与处理组样本量相匹配的企业构成伪处理组，同时保持政策冲击时点与真实试验区设立时间严格一致，以模拟绿色金融试点内的重污染企业所面临的政策冲击，其余对照组仍作为对照组存在，并重新在三重差分基准回归方程下回归 500 次。图 3 展示了该安慰剂检验的实证结果，*Treat*×*Post*×*Pollute* 的估计系数集中分布在零附近，说明虚构处理组的估计系数与真实情形下交乘项的估计系数存在显著差异，表明本文的发现并非由偶然因素造成，证实了 DDD 模型基准回归结果的稳健性。



pre 为政策实施前；*current* 为政策实施年份；*post* 为政策实施后

图 2　平行趋势检验

此外,本文也进行了虚构政策时间的安慰剂检验。假设绿色金融试点政策在 2013—2016 年存在,并通过重新回归以检验是否存在除了该试点政策因素外其他的安慰剂因素。若假设该试点政策在 2017 年之前实施,核心解释变量的预期系数在这段时间内应不显著,即如果在虚构的政策时点上未发现显著的政策效应,则说明真实政策效应是稳健的。如果核心解释变量的系数显著较大,则说明政策的减排效果可能受到其他因素的影响。安慰剂检验结果如表 3 所示,当政策影响年份设置在 2017 年之前时,主变量 *Treat*×*Post*×*Pollute* 的估计值系数不显著。这一结果表明,在本文分析中可以有效排除其他未观察到的因素对重污染企业碳减排的影响。

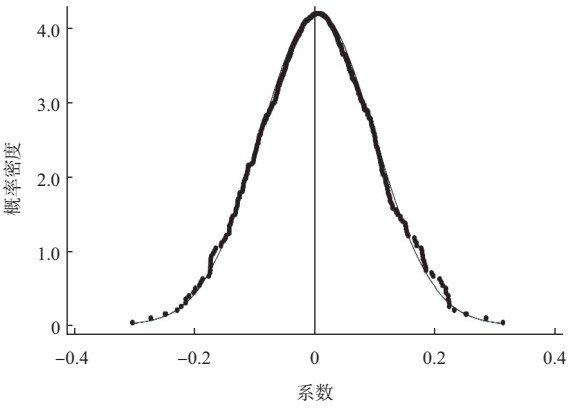


图 3　安慰剂检验

表 3　安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2013	2014	2015	2016
Treat×*Post*×*Pollute*	−0.254 (−1.017)	−0.137 (−0.730)	−0.250 (−1.507)	−0.244 (−1.575)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×省份×年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14594	14594	14594	14594
R^2	0.730	0.730	0.723	0.723

注:***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

3. 考虑滞后期

考虑到绿色金融试点政策对企业碳排放的影响可能存在时滞效应,本文将碳排放量滞后 1 期(ln*C_after*1)、滞后 2 期(ln*C_after*2)和滞后 3 期(ln*C_after*3)作为被解释变量并进行回归。结果显示在表 4 的(1)列~(3)列中,表示绿色金融试点政策对政策实施后 1 期~后 3 期的重污染企业碳排放的影响,核心解释变量 *Treat*×*Post*×*Pollute* 的系数分别为−0.505、−0.549 和−0.386,仍然显著为负,与基准回归结论一致。将该结果与基准回归结果进行纵向比较,可知第 0 期~第 2 期,该试点政策对重污染企业的碳减排效应逐渐加强;在第 3 期,该试点政策的碳减排效应逐渐减弱。一是,这一结果符合政策实施的渐进性和企业适应过程。在绿色金融试点政策的实施初期,可能由于企业对政策的理解和适应需要一定时间,导致政策效应不显著或较弱。随着企业逐渐熟悉政策要求并调整其生产和运营策略,政策的碳减排效应开始显现并逐渐增强。然而,随着时间的推移,企业可能已完成了大部分必要的调整,政策的激励和约束作用被逐渐抵消,导致政策的边际效应递减。二是,由于绿色金融试点政策通过多种机制影响企业碳排放,如融资约束等金融工具可能在短期内促使企业减少高碳排放的生产活动,而技术创新和能源结构调整则可能在中长期内发挥较大的作用,因而政策成效在不同时期存在显著差异。

4. 排除其他政策干扰

2014 年《关于进一步推进排污权有偿使用和交易试点工作的指导意见》的发布,推动了排污权有偿使用和交易试点制度的建立,江苏、浙江、天津、内蒙古、重庆、河北、陕西、河南、青岛等地方被三部委批准实施试点。为排除排污权交易试点项目对基准回归的研究结果可能产生的影响,本文在剔除了试点地区的企业样本后重新进行回归分析。表 4 的(4)列结果表明,在考虑混杂因素后,*Treat*×*Post*×*Pollute* 的系数结果仍然稳健且显著为负。

基于《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》的战略部署,中国在 2011 年首次推行了碳排放权交易体系(ETS)的区域性试验项目。此项目初期覆盖了包括北京、天津、上海、重庆 4 个直

辖市，以及湖北、广东（含广州）、深圳几个具有显著代表性的区域经济枢纽在内的首批试点区域。7 个试点碳市场在 2013—2014 年相继投入运行，这一制度创新标志着中国碳市场建设的实质性起步。为解决碳市场试点对实证结果可能产生的影响，本文参考相关研究[36]，排除试点地区企业样本后重新进行回归分析。结果如表 4 的（5）列所示，证实了在消除混杂因素后，*Treat*×*Post*×*Pollute* 的系数结果显著为负，与基准回归结果保持一致。

表 4　稳健性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	ln*C_after*1	ln*C_after*2	ln*C_after*3	排除排污权试点	排除碳交易试点
Treat×*Post*×*Pollute*	−0.505***	−0.549***	−0.386*	−0.418***	−0.343*
	（−3.302）	（−3.214）	（−1.894）	（−2.776）	（−1.816）
Constant	−6.406***	−5.453***	−4.526***	−6.762***	−6.715***
	（−38.465）	（−29.605）	（−21.964）	（−41.222）	（−42.425）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	13100	11641	10183	12989	14216
R^2	0.718	0.695	0.660	0.735	0.729

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 *t* 值。

5. 更改聚类层级

为消除政策实施过程中同一行业内部或同一省份内部的扰动项存在相关性，本文将标准误分别聚类到行业层面和省份层面进行分析。具体而言，在行业层面进行聚类，以控制行业内可能存在的共同因素对估计结果的影响；在省份层面进行聚类，以考虑同一省份内各观测值之间可能存在的空间相关性。回归结果见表 5 的（1）列和（2）列，在两种不同的聚类方式下，核心解释变量 *Treat*×*Post*×*Pollute* 的回归系数均保持负向显著。这一结果进一步验证了本文关键结论，即绿色金融试点政策实施对重污染企业的负向影响是稳健的，并非由行业或省份层面的特定因素所驱动。

表 5　稳健性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	更换聚类至省份	更换聚类至行业	ln*C*	ln*C*	PSM-DDD
Treat×*Post*×*Pollute*	−0.437***	−0.437**		−0.524**	−0.685*
	（−5.700）	（−2.257）		（−2.443）	（−1.702）
IMR				0.307**	
				（2.060）	
Port			0.027***		
			（3.663）		
Constant	−6.473***	−6.473***	−55.548***	3.795**	−0.576
	（−16.955）	（−15.247）	（−3.548）	（2.478）	（−0.315）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14596	14596	150	150	345
R^2	0.727	0.727		0.835	0.757

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 *t* 值。

6. Heckman 检验

为控制样本均来自位于绿色金融试点的重污染企业而产生的样本选择偏误，本文进行 Heckman 两阶段回归检验[42]。在一阶段回归中，将三重差分项 *Treat*×*Post*×*Pollute* 作为因变量，将企业距离港口距离作为工具变量，并将基准回归的控制变量加入构成自变量。在使用 Probit 模型进行一阶段回归后，求得逆米尔斯比率（*IMR*）。在二阶段回归中，将基准回归中的企业碳排放继续作为被解释变量，将逆米尔斯比率加入基准回

归方程中,用于纠正主回归中的选择偏误。Heckman 第一阶段和第二阶段回归的结果见表5的(3)列和(4)列,在(4)列中 *Treat*×*Post*×*Pollute* 的系数结果显著为负,表明控制样本选择偏误后,基准回归结果仍然保持稳健。

7. 内生性处理

考虑到绿色金融试点政策的实施更倾向于设立在绿色金融发展较好的地区,导致政策实施本身存在内生性问题,为克服政策实施地区相关特征对实证结果的干扰,本文采用倾向得分匹配法(PSM)进行估计。以政策实施虚拟变量作为因变量,并引入基准回归的控制变量,通过 Logit 模型估计得到预测值后,将预测值作为得分将对照组和处理组进行匹配。由于本文按照近邻匹配方法进行 1∶1 匹配时存在样本数量较少的问题,因而本文将样本进行 1∶4 配对。由表5的(5)列的检验结果表明,重污染企业碳减排并非由绿色金融试点政策外的其他因素驱动的,进一步验证了结论的稳健性,有效排除了样本自选择的内生性问题。

五、机制分析

本文通过建立宏观和微观两方面的机制分析,详细考察了绿色金融试点政策如何影响重污染企业的碳排放。在宏观层面,绿色金融试点政策的实施有利于促进当地绿色金融工具的使用[43],包括绿色信贷、绿色债券和绿色保险等,提升地区的绿色金融发展水平。一方面绿色金融发挥信号传导效应吸引社会资本,为企业绿色减排活动提供稳定资金流;另一方面绿色金融具有严格的信息披露要求,可有效约束企业行为,优化了地区金融资源配置,引导资金流向绿色产业和绿色项目。绿色金融试点政策通过绿色金融工具的发展,推动区域经济向低碳、环保方向转型,从而在整体上降低地区的碳排放水平。在微观层面,一是绿色金融试点政策可激发技术进步。一方面,良好的市场环境和政策激励机制,为企业营造强政策利好和强行业竞争的创新温床,促使企业加强与高校、科研机构的合作,加速绿色技术研发成果的转化和应用。另一方面,绿色金融试点政策有效解决了企业绿色技术创新的外部性问题,将企业的创新方向引导至绿色技术领域,推动企业不断优化生产流程、采用先进节能减排技术和设备,从而有效降低碳排放强度,提高企业的环境绩效和市场竞争力,实现经济效益与环境效益的双赢。二是绿色金融试点的设立,能够增强企业高管的环保意识,进而抑制企业碳排放。其通过提升高管的环保风险与收益意识,促使其调整环保策略,推动企业战略向低碳转型。因此,本文选择绿色金融工具发展、绿色技术创新和企业高管环保意识作为机制变量,建立如式(3)~式(5)所示的模型探索绿色金融试点政策框架下碳减排的影响机制。

$$GFinance_{it} = a_0 + \alpha_1 Treat_r \times Post_t \times Pollution_i + pX_{it} + v_t + \mu_j + \varphi_r + \varepsilon_{itjr} \quad (3)$$

$$Innovation_{it} = a_0 + a_1 Treat_r \times Post_t \times Pollution_i + pX_{it} + v_t + \mu_j + \varphi_r + \varepsilon_{itjr} \quad (4)$$

$$Protect_{it} = a_0 + a_1 Treat_r \times Post_t \times Pollution_i + pX_{it} + v_t + \mu_j + \varphi_r + \varepsilon_{itjr} \quad (5)$$

如表6的(1)列、(2)列所示,在控制了其他变量且考虑了不同行业和不同省份的时变与非时变因素后,对于重污染企业主体,核心解释变量的回归系数显著为正。这一结果表明绿色金融试点政策的实施可有效促进试验区内部绿色金融工具的发展,通过绿色信贷和绿色保险等调整金融资源配置,引导资金流向低能耗、环境友好的项目,淘汰高污染、高能耗的落后产能[7],真正实现了政策出台到落地的全流程,结果有力地支持了假说 H2。党的二十届三中全会提出"深化金融体制改革""积极发展科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融"。绿色金融试点政策通过不同绿色金融工具的组合与创新,有效提高了试验区内部的绿色金融发展水平,也与党的二十届三中全会决议的目标高度契合。在(3)列和(4)列中,控制了不可观测因素后,绿色金融试点政策变量对企业绿色技术创新的回归系数也呈现正向显著,符合本文提出的假说 H3。由此可见,绿色金融试点政策对企业绿色技术创新具有正向影响,这进一步拓展了"波特假说"的适用范围[28],即市场激励型环境规制政策的实施也有利于倒逼重污染企业开展绿色技术创新,进而实现碳减排。这也为落实《2030年前碳达峰行动方案》提供推动力,丰富了绿色金融政策效果的实证研究。在(5)列和(6)列中,在控制其他不可观测变量后,绿色金融试点政策对企业高管环保意识的提高有显著促进作用,进而实现企业碳减排,验证了本文提出的假说 H4。在当前中国经济转型升级的关键阶段,相较于国际成熟的 ESG 披露

表 6　机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	*GFinance*1	*GFinance*2	*Innovation*1	*Innovation*2	*Protect*1	*Protect*2
Treat×*Post*×*Pollute*	0.328**	0.202***	0.936**	0.649**	0.101*	0.088**
	(2.411)	(3.088)	(2.288)	(2.151)	(1.785)	(2.046)
Constant	5.521***	2.479***	−11.791***	−7.005***	0.443***	0.154***
	(25.681)	(23.932)	(−3.658)	(−3.358)	(51.769)	(23.665)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14596	14596	14596	14596	14596	14596
R^2	0.663	0.634	0.343	0.347	0.016	0.013

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；括号内是 t 值。

体系对企业的严格规范要求，中国企业的绿色低碳转型亟须从提升企业管理者的环保意识入手，以此为基础推动企业碳减排目标的实现。综上所述，通过鼓励地区绿色金融工具、企业绿色技术创新和企业高管环保意识提升，绿色金融试点政策可以对企业碳排放产生抑制作用，满足本文所提出的假说 H2、假说 H3 和假说 H4。更为重要的是，地区绿色金融工具、企业绿色技术创新与企业高管环保意识的协同效应值得关注。绿色金融试点政策通过促进三者发展，相辅相成，形成“资金+技术+意识”三轮驱动模式，共同推动了重污染企业向绿色低碳方向转型，这也为地方政府落实“双碳”战略提供了可复制路径。

六、异质性分析

基于所分析的企业样本，本文根据股权所有制、金融化程度和资本配置效率将重污染企业分为国有企业和非国有企业、高金融化水平企业和低金融化水平企业、高资本配置效率企业和低资本配置效率企业六大类，以更精确地检验绿色金融试点政策实施对重污染企业碳减排的因果效应。

（一）企业股权异质性

本文按照股权性质，即企业最终控制权属性，将样本划分为国有控股与非国有控股两个子样本，运用分组回归模型检验绿色金融试点政策效应的产权异质性。表 7 的（1）列和（2）列的结果表明，*Treat*×*Post*×*Pollute* 交互项的系数在国有企业的子样本中显著为负，而在非国有企业的子样本中不显著。这一发现表明绿色金融试点政策显著约束了国有企业的碳排放，可由中国制度特点和政策网络理论进行解释。一方面，国有企业受国家的监管约束更强，且具有一定的政治示范作用，因而承担更大的制度压力，其碳减排动力也更强。另一方面，从政策网络理论视角出发，国有企业在银企对接、绿色债券发行等方面具有制度性通道优势。以绿色债券为例，其发行流程涉及项目申报、审核、信息披露等多个环节，国有企业凭借与政府部门的紧密联系和政策资源支持，在项目申报时可获得专业指导，加快审批速度。同时，因国有企业常承担国家重大战略项目，具有稳定现金流和偿债能力，发行后监管也更具规范性，所以绿色债券审核标准对其也更为宽松。例如，2021 年国有企业绿色债券发行额占比达 97.48%②，这种政策性资源获取能力差异易形成“制度性套利空间”，进而利于国有控股的重污染企业实现碳减排。因此，考虑到不同股权所有制的特殊性，政策制定者需构建非国有企业绿色转型补偿机制，如建立中小企业绿色信贷风险分担基金。同时，应警惕“国进民退”的隐性政策歧视，建立跨所有制绿色金融信息平台，提升政策红利的普惠性。

（二）金融化程度异质性

企业的金融化水平指企业的金融资源分配和利用程度，即企业灵活使用金融工具的能力。金融化程度越高表明企业将更多份额的资源投向金融市场，反映了企业通过金融渠道获取收益的倾向越高[18]。本文企业金融化水平变量的构建为货币资金、交易性金融资产等金融投资之和与企业总资产的比值，并将处于中位数以上的划分为金融化水平高的企业，余下的为金融化水平低的企业。表 7 的（3）列和（4）列的结果表

② 数据来源于《2021 年绿色债券运行报告》。

明，*Treat*×*Post*×*Pollute* 系数在“高金融化水平”企业子样本中的系数显著为负，说明对于不同金融化水平的企业，绿色金融试点政策对碳排放的影响存在显著异质性特征。金融配置力较强的企业通常具备较强的“动态适应能力”，即在潜在的不利条件或不确定性条件下创造并获取价值的能力[44]，通过金融衍生工具对冲绿色技术投资风险，进而优化自身的资金配置和运营策略。此外，也需警惕“金融化悖论”，即过度金融化可能诱发短期套利行为。针对这一问题，可建立 ESG 导向的金融化程度评价体系，将绿色金融工具使用效率纳入企业金融化水平考核指标，引导企业合理使用金融工具，使其在实现绿色发展方面更具优势和动力。具体而言，监管机构应加强对企业金融化程度的监测与评估，定期审查企业运用绿色金融工具的合规性，确保其资金流向真正的绿色项目而非短期套利行为。同时，应完善相关法律法规，对违规行为设定严格处罚机制，提高企业违规成本，从而遏制短期套利行为。

（三）资本配置效率异质性

资本配置效率高的企业可以敏锐捕捉政策信号并优化资本投向，而效率低的企业则难以做出及时响应，可能导致资本长期错配。同样地，以处理组和对照组中的重污染企业为研究样本，探究不同资本配置效率是否会影响绿色金融政策的实施效果。本文参考 Richardson[45] 的做法，先估计企业本年的合理投资水平，然后计算过度投资来衡量企业资本配置效率，并将过度投资位于中位数以上的划分为资本配置效率低组，余下的为资本配置效率高组。由表 7 的（5）列和（6）列可知，在资本配置效率高的企业 *Treat*×*Post*×*Pollute* 系数为负向显著，表明在资本配置效率较高的重污染企业中，该试点政策的碳减排效能表现得更为显著。一方面，由于资本配置效率高的企业自身可更有效利用绿色金融试点政策的优势缓解融资需求并进行绿色转型和低碳发展；另一方面，在重污染行业内部，绿色金融政策也可引导资本从低效率企业流向高效率企业，通过内部的资本配置优化，使得资本配置效率较高的重污染企业获得更多的资金支持。值得注意的是，低资本配置效率组的非显著结果揭示了“政策传导阻滞”现象，这与 Aghion 等[46] 提出的环境政策粘性理论相契合。基于此，需因地制宜实施差异化的绿色金融穿透式监管，对高效率企业侧重过程导向监管，如设定减排技术路线图，对低效率企业采用结果导向的碳配额清缴机制，促进不同效率的重污染企业实现碳减排。

表 7　异质性分析结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	国有企业	非国有企业	金融化程度高	金融化程度低	资本配置效率高	资本配置效率低
Treat×*Post*×*Pollute*	−0.489*** （−2.799）	−0.187 （−0.734）	−0.631*** （−3.165）	−0.225 （−1.090）	0.304 （1.173）	−0.643*** （−3.894）
Constant	−6.166*** （−27.962）	−5.969*** （−25.485）	−5.974*** （−25.681）	−6.615*** （−30.741）	−5.361*** （−18.806）	−6.447*** （−33.538）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6663	7889	7296	7296	3802	10790
R^2	0.758	0.677	0.725	0.741	0.830	0.682

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 *t* 值。

七、结论与政策建议

（一）研究结论

2017 年，绿色金融改革创新试验区的创建，旨在构建稳健绿色金融服务体系，形成可复制推广的经验。基于 2012—2021 年 A 股上市公司数据，本文以 2017 年绿色金融试点设立为政策冲击，运用 DDD 模型，探究其对重污染企业的碳减排效应，并分析作用机制与异质性特征。研究结果表明：①绿色金融试点政策对重污染企业碳排放具有显著抑制效应，可鼓励企业进行碳减排，并且该碳减排效应随时间推移呈先递增后递减的趋势。②绿色金融政策的实施可通过“资金+技术+意识”三轮驱动影响重污染企业碳减排。在宏观层面，促进地区对绿色金融工具的使用，提升地区的绿色金融发展水平，促进企业进行碳减排活动；在微观层

面，可通过促进高管环保意识提升和倒逼企业的技术进步，优化生产过程，减少企业的碳排放量。③异质性分析表明，国有企业、高金融化企业和高资本配置效率企业受绿色金融试点政策的影响更为显著，也为绿色金融试点政策可通过企业的金融工具使用和资本合理利用等渠道为碳减排提供有效支撑。

（二）政策建议

一是适时推动绿色金融改革创新试验区再扩容。由本文分析可知，试验区的建立对于重污染企业的碳排放有显著的抑制作用，说明绿色金融试点政策契合中国国情，能够有效推动重污染企业实现绿色转型。目前，国家级绿色金融改革创新试验区均已产出各有侧重、各具特点的绿色金融实践经验和创新成果[47]，考虑到广大企业尤其是重污染企业存在长期限、低成本的绿色融资需求，因而可适时扩大绿色金融改革创新实验区建设。依据不同地区的经济发展水平、产业结构及金融体系成熟度，分阶段、分区域推进绿色金融改革创新试验区的扩容。可优先考虑高污染或低金融化的地区设立新的试验区，如中西部资源富集但工业结构落后的地区，充分发挥绿色金融试验区的建立对重污染企业的绿色转型起的引导作用。在扩容过程中也需注意实操障碍，如地方财政压力和跨部门协作成本等。一方面，需设计财政配套方案，可借鉴欧盟公正转型基金的经验设立专项基金，用于支持因绿色转型而受到影响的地区和人群，平衡减排与就业保障。因在推动绿色转型的过程中，不可避免地会对部分企业和行业产生就业冲击，设立基金用于职业培训、再就业帮扶等措施，可确保受影响的员工能够顺利过渡到新的工作岗位，也帮助中小企业进行平稳转型，实现绿色转型与就业保障的双赢。另一方面，应建立健全跨部门及政策间的协调机制，降低协作成本，提高政策效率。实施的绿色金融政策可与已有政策如碳交易试点相结合，通过绿色金融手段为参与碳交易的企业提供资金支持，降低其减排成本，形成更强大的政策合力，推动企业减排和绿色转型。

二是实施绿色金融配套制度，以激励企业绿色创新并减少资本错配。研究发现，绿色金融试验区通过推动重污染企业绿色技术创新实现碳减排，且政策效果在资本配置效率较高的企业中更为显著。“创新是生产要素的重新配置”，需在发挥绿色金融改革创新试验区的创新激励成效的基础上，实施配套措施持续激励企业进行绿色技术创新，实现要素的优化配置。一方面，进一步重视并构建绿色金融和转型金融的标准体系，并实施差异化的绿色金融穿透式监管。对高效率企业侧重过程导向监管，包括设定减排技术路线图，对低效率企业采用结果导向的碳配额清缴机制，促进不同效率的重污染企业实现碳减排。另一方面，由政府主导，联合金融机构、科研机构和企业等多方力量，共同搭建绿色技术创新协同平台。通过平台实现信息共享、资源对接和技术交流，促进产学研用的深度融合，加速绿色技术的研发、转化和推广。

三是进一步提高重污染企业的金融工具使用能力。由于中国大部分的重污染企业均为国家的基础性工业企业，绿色金融改革创新试验区的建立可通过促进地区绿色金融工具的发展，督促重污染企业的碳减排，以激励中国产业结构的绿色转型。然而绿色金融改革创新试验区对非国有企业和金融化水平较差的企业没有显著的减排作用，说明融资渠道畅通对重污染企业减排有重要作用。针对这几类企业融资困难的问题，需降低对重污染企业的不合理门槛，综合考虑企业的减排潜力、技术创新能力等因素，提高金融工具的可获得性。同时，建立专门的绿色金融服务团队或窗口，为重污染企业提供专业的金融咨询服务。针对非国有重污染企业融资困难问题，可构建非国有企业绿色转型补偿机制，如建立中小企业绿色信贷风险分担基金，引入担保机构、保险公司等第三方机构参与绿色金融业务，通过风险共担模式提高金融工具的整体稳定性和可持续性，为重污染企业的绿色项目投资和运营提供更有力地资金保障。此外，也可建立跨所有制绿色金融信息平台，为小微企业提升政策红利的普惠性。

参考文献

[1] LI J, XU X. Can ESG rating reduce corporate carbon emissions? —An empirical study from Chinese listed companies[J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 434: 140226.

[2] 张振华，汪京，冯严超，等. 绿色金融改革创新试验区对臭氧污染的影响效应[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(12)：52-65.

[3] 陈丹丹，史代敏，祁丹越，等. 绿色金融统计标准的国际比较与中国实践[J]. 统计研究，2025，42(1)：75-87.

[4] SCHOLTENS B, DAM L. Banking on the equator. Are banks that adopted the equator principles different from non-adopters?[J]. World Development, 2007, 35(8): 1307-1328.

[5] HOU P, LUO S, LIU S, et al. Time-varying impacts of green credit on carbon productivity in China: New evidence from a non-parametric panel data model[J]. Journal of Environmental Management, 2024, 360: 121132.
[6] YAN M, GONG X. Impact of green credit on green finance and corporate emissions reduction[J]. Finance Research Letters, 2024, 60: 104900.
[7] 张振华, 陈曦, 汪京, 等. 绿色金融改革创新试验区政策对碳排放的影响效应——基于 282 个城市面板数据的准实验研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(2): 32-45.
[8] 吕承超, 姜延杰, 何加豪. 绿色金融政策的碳减排效应——来自绿色金融改革创新试验区的实践[J]. 中国管理科学, 2025, 33(3): 360-368.
[9] 李慧, 佟孟华, 张国建. 绿色金融改革创新试验区的碳减排效应——基于空间溢出效应与城市异质性的视角[J]. 统计研究, 2024, 41(9): 44-58.
[10] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗？——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 109-118.
[11] 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.
[12] 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.
[13] 董景荣, 张文卿, 李隋佳, 等. 绿色金融政策、企业行为与中国工业非对称转型[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(10): 72-88.
[14] 郝向举, 何爱平, 薛琳. 绿色金融改革创新试验区对企业绿色转型的影响机理[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(6): 124-135.
[15] 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.
[16] 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): 118-136.
[17] ZHAO L, WANG D, WANG X, et al. Impact of green finance on total factor productivity of heavily polluting enterprises: Evidence from green finance reform and innovation pilot zone[J]. Economic Analysis and Policy, 2023, 79: 765-785.
[18] YU C, WU X, ZHANG D, et al. Demand for green finance: Resolving financing constraints on green innovation in China[J]. Energy Policy, 2021, 153: 112255.
[19] 王遥, 潘冬阳, 张笑. 绿色金融对中国经济发展的贡献研究[J]. 经济社会体制比较, 2016(6): 33-42.
[20] 金佳宇, 韩立岩. 国际绿色债券的发展趋势与风险特征[J]. 国际金融研究, 2016(11): 36-44.
[21] 沈心如, 封世蓝, 谭娅, 等. 环境信息规制、企业碳减排与地理溢出效应[J]. 技术经济, 2024, 43(9): 109-125.
[22] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
[23] WANG Y, LEI X, LONG R, et al. Green credit, financial constraint, and capital investment: Evidence from China's energy-intensive enterprises[J]. Environmental Management, 2020, 66(6): 1059-1071.
[24] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-south trade and the environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109: 755-787.
[25] HYUN S, PARK D, TIAN S. The price of going green: The role of greenness in green bond markets[J]. Accounting and Finance, 2020, 60(1): 73-95.
[26] 谢洪明, 刘跃所. 战略网络、战略生态与企业的战略行为[J]. 科学管理研究, 2005(1): 33-36.
[27] 裴晨艺, 许晓娟. 碳交易政策与高耗能企业绿色技术创新[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 39-52.
[28] PORTER M E. The competitive advantage of nations[M]. London: Palgrare Macmillan, 1998.
[29] 杨莉莎, 朱俊鹏, 贾智杰. 中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角[J]. 经济研究, 2019, 54(11): 118-132.
[30] 张庆君, 黄玲. 绿色金融改革创新试验区设立能促进企业技术创新吗？[J]. 经济体制改革, 2023(1): 182-190.
[31] HAMBRICK D C, MASON P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. Academy of Management, 1984: 9(2), 193-206.
[32] 彭雪蓉, 魏江. 利益相关者环保导向与企业生态创新——高管环保意识的调节作用[J]. 科学学研究, 2015, 33(7): 1109-1120.
[33] 边明英, 俞会新. 供应商绿色压力对交通运输企业绿色创新行为的影响[J]. 技术经济, 2022, 41(5): 25-38.
[34] 王建新, 辛晓楠, 李元亨, 等. 无心插柳柳成荫: 地方政府债务治理与企业绿色创新[J]. 财经论丛, 2025: 1-13. [2025-08-29]. https://doi.org/10.13762/j.cnki.cjlc.20250312.002.
[35] CHAPPLE L, CLARKSON P M, GOLD D L. The cost of carbon: Capital market effects of the proposed emission trading scheme (ETS)[J]. Abacus, 2013, 49(1): 1-33.
[36] 沈洪涛, 黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. 财贸经济, 2019, 40(1): 144-161.
[37] JIA J, HE X, ZHU T, et al. Does green finance reform promote corporate green innovation? Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 82: 102165.
[38] WU S, ZHOU X, ZHU Q. Green credit and enterprise environmental and economic performance: The mediating role of eco-innovation[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 382: 135248.
[39] NING J, YUAN Z, SHI F, et al. Environmental pollution liability insurance and green innovation of enterprises: Incentive tools or self-interest

means?[J]. Frontiers in Environmental Science, 2023, 11: 1077128.
[40] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.
[41] 王娇, 孙慧, 廖振良, 等. 碳减排"双试点"政策能否发挥"减污降碳试验田"效能[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 124-139.
[42] 李博文, 陆正飞. 股权激励工具选择的自利性问题——来自A股上市公司执行董事获授权益的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(12): 113-131.
[43] 信瑶瑶, 唐珏岚. 碳中和目标下的我国绿色金融: 政策、实践与挑战[J]. 当代经济管理, 2021, 43(10): 91-97.
[44] TEECE D J. Fundamental Issues in Strategy: Time to Reassess?[J]. Strategic Management Review, 2020, 1(1): 103-144.
[45] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies. 2006, 11(2): 159-189.
[46] AGHION P, BÉNABOU R, MARTIN R, et al. Environmental preferences and technological choices: Is market competition clean or dirty?[J]. American Economic Review: Insights, 2023, 5(1): 1-20.
[47] 马挺, 韩廷春. 金融发展影响创新发展和绿色发展的实证研究——基于中国产业链的视角[J]. 宏观经济研究, 2023(7): 21-34.

Pilot Zones for Green Finance and Corporate Carbon Emissions: Evidence from Heavy-polluting Enterprises

Cheng Shixiong[1], Chen Hui[1], Tang Lichen[2], Chen Mi[3]
(1. Business School, Hubei University, Wuhan 430062, China; 2. School of Ecology & Environment, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 3. School of Population and Health, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Heavy-polluting enterprises are a vital component of China's industrial system, and their low-carbon transition serves as a critical pathway for achieving carbon peaking and carbon neutrality goals. The pilot zones for green finance reform and innovation (PZGFRI) in five provinces and eight cities from 2017 were employed as an exogenous shock, and the data from A-share listed enterprises during the period from 2012 to 2021 were utilized. A difference-in-differences-in-differences model (DDD) was constructed to systematically evaluate the policy's impact on the carbon emissions of heavy-polluting enterprises and its transmission mechanisms. The results reveal that PZGFRI significantly reduces carbon emission among these enterprises. This effect is found to initially strengthen and subsequently weaken post-implementation. Mechanism tests indicate that the policy functions through three channels: fund support, technological innovation, and environmental awareness. At the regional level, the expansion of green credit scale and the further development of green insurance are promoted in the pilot areas. At the enterprise level, the policy is shown to guide improvements in both the quantity and quality of green innovation. It is also found to enhance the environmental protection awareness of senior executives. Heterogeneity analysis indicates more pronounced policy effects in state-owned enterprises, highly financialized firms, and enterprises with superior capital allocation efficiency. This further demonstrates that PZGFRI effectively supports carbon reduction through corporate utilization of financial instruments and rational capital allocation. It provides micro-level evidence for optimizing green finance policy portfolios and establishing differentiated regional promotion mechanisms.

Keywords: pilot zones for green finance reform and innovation; heavy-polluting enterprises; carbon emission reduction; difference-in-differences-in-differences model