

绿色金融政策能抑制 高环境风险企业策略性绿色创新吗?

王俊豪 谢倩莹 张宇力

摘要:推动高环境风险企业开展实质性绿色技术创新,是构建绿色金融体系、实现经济社会全面绿色转型的重要抓手。本文选取2012—2023年沪深A股上市公司数据,运用双重差分模型,深入探讨绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新行为的影响及作用机制。研究发现,绿色金融政策抑制了高环境风险企业的策略性绿色创新倾向。机制分析表明,绿色金融政策主要通过融资约束效应和内外部监管效应发挥对策略性绿色创新行为的硬约束作用。异质性分析结果显示,在环境监管强度、财政透明度、地区绿色金融发展水平及市场化程度较高的地区,以及在私营企业中,上述抑制效应更为突出。本文的研究结论为进一步完善绿色金融制度设计、强化漂绿行为监管、引导社会资本精准赋能企业绿色转型提供了有益的经验启示。

关键词:绿色金融体系 绿色低碳转型 高环境风险企业 策略性绿色创新 融资约束

中图分类号:F832;F273.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)09-0079-17

一、问题提出

党的二十届三中全会提出“聚焦建设美丽中国,加快经济社会发展全面绿色转型”,并强调“健全绿色低碳发展机制”“促进绿色低碳循环发展经济体系建设”。绿色金融的提出与发展,把经济体系血脉——金融与可持续发展理念交织融合,为破解传统发展模式下的环境外部性问题、推动企业绿色转型提供了重要制度支撑^[1]。特别是对于高环境风险企业^①而言,绿色金融不仅改变了其外部融资约束条件,也重塑了其在环境监管压力下的创新收益预期与策略选择^[2]。

中国绿色金融政策体系经历了由绿色信贷单一工具向综合性绿色金融制度框架演进的过程。自2007年以来,绿色金融政策不断从信贷风险防范、环境风险管理拓展至绿色债券、绿色基金、绿色保险、环境信息披露和转型金融支持等领域。

收稿日期:2025-09-16;修回日期:2026-06-22

基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘双碳’目标下我国新型能源监管体系构建与监管政策优化研究”(23&ZD102)

作者简介:王俊豪 浙江财经大学中国政府监管与公共政策研究院教授、博士生导师,杭州,310018;

谢倩莹 上海中侨职业技术大学讲师,通信作者,上海,201514;

张宇力 南开大学经济学院博士研究生,天津,300071。

① 高环境风险企业是指原中国银监会2014年发布的《绿色信贷实施情况关键评价指标》中定义的A类行业企业,其所属行业因环境和社会风险较高,被列为绿色信贷限制类行业。这些企业面临着较为严格的信贷准入和融资约束。具体而言,A类环境和社会风险类型企业所属行业包括核力发电、水力发电、水利和内河港口工程建筑、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业等9个行业。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

中国绿色金融政策的主要演进过程如表 1 所示。

表 1 中国绿色金融政策体系演进过程

出台时间	政策文件	主要内容
2007 年 7 月	《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》(环发[2007]108 号)	将环保政策要求纳入信贷管理,强调通过信贷手段防范环境风险,引导金融资源支持环保领域
2012 年 2 月	《绿色信贷指引》(银监发[2012]4 号)	要求银行业金融机构建立环境和社会风险管理机制,严格控制高污染、高耗能行业信贷风险
2015 年 9 月	《生态文明体制改革总体方案》(中发[2015]25 号)	将绿色金融体系建设纳入生态文明体制改革总体框架,明确绿色金融的制度建设方向
2016 年 8 月	《关于构建绿色金融体系的指导意见》(银发[2016]228 号)	从绿色信贷、绿色债券、绿色基金、绿色保险、环境权益交易市场等方面提出系统性安排,标志着中国绿色金融体系建设进入制度化阶段
2021 年 4 月	《绿色债券支持项目目录(2021 年版)》(银发[2021]96 号)	统一国内绿色债券支持项目标准,并推动绿色债券市场规范发展,强化绿色债券对环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用的支持作用
2024 年 4 月	《关于进一步强化金融支持绿色低碳发展的指导意见》(银发[2024]70 号)	进一步强化金融对绿色低碳发展的支持,推动绿色金融标准体系、信息披露、激励约束和风险管理机制完善,促进金融支持绿色低碳转型

2016 年《关于构建绿色金融体系的指导意见》是中国绿色金融政策体系由分散化探索走向系统化建设的重要制度节点。其有助于通过建立绿色信贷评估体系、发展绿色债券市场、完善环境信息披露制度以及健全绿色金融激励机制,引导社会资本向节能环保、清洁能源、绿色交通等领域集聚。对于高环境风险企业而言,绿色金融政策一方面通过环境风险评估、授信约束和融资成本调整,提高其依赖高污染、高能耗发展路径的资金成本;另一方面通过绿色项目识别和金融支持激励,引导其将环境绩效纳入创新决策过程。在这一制度安排下,企业可能更加重视实质性绿色技术创新,以获取持续的金融支持和稳定的市场认可。

现有文献多从企业绿色创新动机出发,将绿色创新区分为实质性绿色创新和策略性绿色创新。不同于旨在提升企业市场竞争力和环境绩效的实质性绿色创新,策略性绿色创新主要是企业为迎合资本市场偏好和响应政府环境监管而实施的低质量绿色创新活动^[3-4]。围绕绿色金融政策对绿色创新质量的影响,既有研究尚未形成一致结论。一方面,绿色金融政策作为环境监管工具,能够通过环境准入、融资约束和资源配置引导,促进企业开展绿色技术创新^[3,5]。根据“波特假说”,适度环境监管可通过创新补偿效应提升企业技术创新效率^[6],绿色金融政策由此可能推动企业将环境绩效纳入创新决策过程,进而提升绿色创新质量^[7]。另一方面,绿色金融可能产生“挤出效应”,在强化融资约束和提高资金使用门槛的同时,挤占企业长期研发投入空间;尤其是在信贷环境趋紧时,高环境风险企业可能为降低短期合规成本和维护绿色声誉而选择策略性绿色创新^[8-9]。因此,绿色金融政策如何抑制高环境风险企业的策略性绿色创新行为,仍有待进一步检验。进一步,绿色金融能否真正发挥“手术刀”作用,激发高环境风险企业的绿色创新内生动力,从根本上改善其环境绩效?抑或部分企业可能利用绿色金融政策中的信息不对称和识别偏差,通过策略性绿色创新活动获取资金支持和绿色声誉,使绿色金融沦为企业漂绿宣传的“麦克风”?为回答上述问题,本文从企业绿色创新动机的角度出发,以 2012—2023 年沪深 A 股上市公司为研究样本,以《关于构建绿色金融体系的指导意见》的发布与实施作为准自然实验,系统考察绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新的影响

效应及其内在作用机制。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,区别于既有研究主要从绿色创新行为考察绿色金融政策的相关效应,本文基于创新动机视角,将研究对象聚焦于高环境风险企业的策略性绿色创新,分析绿色金融政策如何抑制企业的策略性绿色创新,从而为理解绿色金融政策影响企业绿色创新质量提供新的经验证据。第二,区别于现有文献较少关注绿色金融政策影响企业策略性绿色创新行为的内在机制,本文从融资约束和内外监管约束两个方面识别其作用路径,有助于打开绿色金融政策抑制企业策略性绿色创新的机制黑箱。第三,本文进一步考察地区环境监管强度、财政透明度、绿色金融发展水平、市场化程度和企业所有制等因素的异质性影响,为优化绿色金融政策设计提供政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一)绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新的影响

绿色金融政策作为兼具政府引导与市场调节功能的环境治理工具,本质上是将环境约束嵌入金融资源配置过程中的市场化环境规制。现有文献主要围绕绿色债券、绿色基金、绿色信贷等政策工具,考察其对企业投融资、资源利用效率、绿色创新等方面的影响^[10-11]。与传统命令控制型环境监管依赖行政命令、排污标准和事后处罚不同,绿色金融政策更多通过信贷约束、融资筛选和持续性绩效评估,将企业绿色发展能力与外部融资条件相联系,进而重构企业成本收益边界并影响其创新决策^[12]。高环境风险企业面临更高环境合规压力和外部监督约束,绿色金融政策所引致的资源配置调整与治理机制重塑,将对其绿色创新策略产生更为显著的影响。根据信息不对称理论,在环境信息披露不充分和绿色创新质量难以准确识别的情况下,高环境风险企业可能出于获取政策支持等目的,采取低成本的策略性绿色创新,以塑造绿色形象并传递绿色声誉信号,但此类创新对环境绩效改善的作用较为有限。

绿色金融政策的实施改变了高环境风险企业策略性绿色创新的收益与成本结构。一方面,绿色金融政策通过限制高污染、高耗能企业融资渠道,提高金融机构对环境风险和绿色项目的审查强度,促进资源向绿色发展能力较强的企业倾斜。随着金融机构逐步建立环境表现识别体系,技术含量低的绿色创新难以持续获得外部融资支持,其信号传递功能和预期收益随之下降。相反,绿色金融政策通常附带优惠融资条件,高环境风险企业在满足相关要求后能够获得融资成本优势,从而增强绿色创新资金保障^[7]。研究表明,获得绿色金融支持的企业通常能够建立更广泛的融资渠道,进而降低绿色创新的不确定性和失败风险^[13]。另一方面,绿色金融政策要求金融机构对绿色资金使用、项目执行和环境绩效改善进行持续跟踪与动态评估,从而提高了企业实施策略性绿色创新的声誉成本和处罚风险^[14]。由此,高环境风险企业为满足绿色金融市场准入门槛和合规审查要求,更可能提升绿色创新效率,减少策略性绿色创新行为。

此外,绿色金融政策还能够通过强化约束机制倒逼高环境风险企业减少策略性绿色创新。绿色金融政策并非单纯的金融支持,而是具有硬约束特征的契约安排,要求减少对高环境风险企业的贷款,并优先支持绿色项目融资。与传统政府环保补助不同,绿色金融的实施主体是金融机构,其不仅须在事前甄别企业环境信息披露的真实性^[14],还要动态追踪绿色绩效并将评估结果与融资条件挂钩。这种外部金融机构主导的市场化监管,提高了高环境风险企业实施策略性创新的寻租成本,也降低了企业与外部市场之间的信息不对称及绿色金融资本风险。高环境风险企业为缓解融资压力、增强长期竞争能力,更可能减少策略性绿色创新动机和投入^[15],将有限资源转向更具技术含量和环境治理效果的绿色创新活动。

由此,本文提出假设 1:绿色金融政策对高环境风险企业的策略性绿色创新具有抑制作用。

(二) 绿色金融政策影响高环境风险企业策略性绿色创新的作用机制

1. 融资约束效应

现有研究表明,融资约束是绿色金融政策影响企业绿色创新活动的重要因素^[10,16]。由于绿色创新具有资源密集、周期较长以及技术和环境双重外部性等特征,企业仅依靠内源融资难以维持绿色技术创新的可持续性^[17],绿色金融政策因而通过重塑外部融资环境影响企业绿色创新决策。一方面,基于波特假说,适度环境规制能够产生正向创新补偿效应,促使企业通过提升生产效率、技术水平和市场竞争力抵消环境合规成本^[5,18]。绿色金融政策通过构建差异化融资成本体系,将企业环境表现与融资条件相联系,有助于倒逼企业提升绿色创新绩效。另一方面,也有研究指出,融资约束程度越高,企业绿色创新动机越弱,企业越可能倾向于通过策略性绿色创新规避监管压力与社会责任要求^[19]。

对于高环境风险企业而言,绿色金融政策通过将环境表现、污染风险和绿色发展能力纳入信贷审批与融资定价体系,显著抬高外部融资门槛并强化融资约束效应^[20]。政策实施后,银行等金融机构基于环境风险识别和差异化授信原则,对高环境风险企业采取更审慎的信贷策略,通过压缩贷款规模、提高融资成本和收紧授信条件等方式,倒逼高环境风险企业调整绿色创新决策^[12]。在融资约束加剧的情形下,策略性绿色创新虽具有低成本和短期声誉收益特征,但会占用企业资金、管理层注意力和组织资源^[19]。当企业面临更高的融资门槛时,其资源配置重心更可能转向维持核心业务,低效率、象征性的绿色创新活动则可能被优先削减。同时,随着绿色金融政策持续推进,金融机构和资本市场对绿色创新质量的识别能力不断增强,策略性绿色创新在缓解融资约束、获取绿色声誉和争取外部资源支持方面的边际效用逐渐下降。高环境风险企业难以从策略性绿色创新中获得与投入相匹配的融资回报,反而可能因“言行不一致”面临融资惩罚和声誉损失^[21]。因此,绿色金融政策通过强化高环境风险企业融资约束,改变企业绿色创新活动的收益与成本权衡,削弱企业策略性绿色创新的实施动机,进而抑制其策略性绿色创新行为。

由此,本文提出假设2:绿色金融政策通过加大融资约束,抑制高环境风险企业的策略性绿色创新。

2. 内外部监管效应

绿色金融政策不仅通过融资约束影响高环境风险企业的绿色创新决策,还能够通过提升信息透明度与完善公司治理,重塑企业外部约束环境和内部决策逻辑,进而抑制其策略性绿色创新行为。高环境风险企业在环境信息披露不充分和绿色创新质量难以甄别的情境下,可能通过策略性绿色创新塑造绿色形象,以缓解外部融资压力并获取金融资源支持。绿色金融政策的实施有助于缓解企业与外部利益相关者之间的信息不对称,为内外部监管机制有效运行提供制度基础和市场条件。

一方面,绿色金融政策能够强化外部监督机制,压缩高环境风险企业策略性绿色创新的操作空间。绿色金融政策通常要求企业披露更为详尽的环境绩效,并将环境风险识别和绿色绩效评价纳入金融机构授信决策体系,从而提升企业绿色创新行为的可观察性和可验证性,缓解企业与外部投资者、监管部门及社会公众之间的信息不对称^[22]。当企业绿色项目缺乏实质成效时,外部利益相关者能够更及时地识别其真实绿色创新水平,并通过缩减融资规模、加强环境监管等方式施加约束,从而提高企业依靠策略性绿色创新获取外部认同和资源支持的门槛。另一方面,绿色金融政策有助于改善高环境风险企业内部治理结构,缓解委托代理问题,进而抑制管理层推动策略性绿色创新的短视行为。相较于周期较长、风险较高但更具长期价值的实质性绿色创新,策略性绿色创新具有成本和时间优势,能够在短期内缓解管理层业绩压力和职业风险。在内部治理薄弱、监督机制不足的情况下,管理层可能倾向于以较低成本换取绿色声誉和融资便利,从而形成策略性绿色创新的内在诱因^[23]。绿色金融政策通过将环境绩效考核、信息披露要求与融资条件挂钩,降低内部监督成本,促使企业更加关注绿色创新的长期价值,并有效抑制管理层机会主义行为和短视倾向,由

此削弱高环境风险企业开展策略性绿色创新的动机。

由此,本文提出假设3:绿色金融政策通过强化内外部监管,抑制高环境风险企业的策略性绿色创新。

三、实证设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2012—2023年沪深A股上市公司作为研究样本,依据以下标准进行样本筛选:剔除金融保险业和房地产业公司,剔除资产负债率小于0和大于1的公司,剔除异常交易的公司(包括ST、*ST及PT类公司)。数据来源主要包括三部分:一是公司特征数据,源自深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融研究数据库;二是市场化程度数据,源自王小鲁等^[24]的《中国分省份市场化指数报告(2021)》;三是企业策略性创新数据,采用上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)提供的授权绿色专利引用数量作为衡量指标。同时,考虑到企业可能存在自我引用以提高专利引用率的情况,本文对该数据库的专利自引用量实施匹配和数量相应剔除。将上述数据匹配后,为了克服极端值干扰,本文对主要连续变量进行了1%分位数的缩尾处理。

(二) 模型设定

本文设定关于绿色金融政策的双重差分计量模型,选取《关于构建绿色金融体系的指导意见》发布后一年作为政策冲击点,考察该政策前后绿色金融对高环境风险企业绿色创新绩效影响的效果差异。具体计量模型如下:

$$SGI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + X'_{it}\gamma + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示企业,*t*表示年份。 DID_{it} 代表核心解释变量,由时间虚拟变量和企业类型虚拟变量相乘得出,其中若样本观测值位于2017年及之后,时间虚拟变量取值为1,否则取0;若企业属于原中国银监会在《绿色信贷实施情况关键评价指标》中所明确的A类环境和社会风险类型,则企业虚拟变量取值为1,否则取0。 SGI_{it} 是企业策略性绿色创新的指标; X'_{it} 表示控制变量向量; μ_i 为个体效应, η_t 为时间效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文将策略性绿色创新(SGI_{it})界定为企业以获取政府补贴、税收优惠以及营造企业绿色形象等非市场性利益为目的,但对真实绿色技术进步和环境绩效改善贡献有限的绿色创新。在变量测度方面,既有研究常借助专利类型识别策略性绿色创新,但该方法主要依据专利法律形式进行划分,难以直接反映企业创新行为背后的策略性动机,且可能将部分具有真实技术价值的绿色专利误判为策略性绿色创新^[3]。本文参考刘相锋等^[4]对企业策略性绿色创新行为的识别策略,采用绿色专利在授权后固定窗口内是否获得前向引用来识别其后续技术的影响和扩散程度。以2023年作为观测窗口,将企业当年未被引用的绿色授权专利数量占当年绿色授权专利总量的比重作为测度企业策略性绿色创新水平的指标,该指标数值越大,表明企业策略性绿色创新倾向越强。考虑到较“年轻”的专利由于观察期较短而天然具有较低的被引用概率,本文进一步控制专利年龄因素,以尽可能缓解由专利年龄差异带来的识别偏误。

2. 解释变量

本文的解释变量为绿色金融政策效应(DID_{it}),即高环境风险企业虚拟变量($Treat_i$)与政策时间虚拟变量($Post_t$)的交互项。其中, $Treat_i$ 为分组虚拟变量。本文依据原中国银监会2014年发布的《绿色信贷实

施情况关键评价指标》识别高环境风险企业,将其中 A 类环境和社会风险行业的上市公司划分为实验组 ($Treat_i = 1$); 其余行业上市公司划分为对照组 ($Treat_i = 0$)。 $Post_t$ 为政策时间虚拟变量。2016 年是中国绿色金融体系建设的重要制度节点,这一年中国人民银行等七部委发布了《关于构建绿色金融体系的指导意见》。考虑到相关分工方案和配套政策主要自 2017 年起逐步推进,本文将 2017 年设定为政策冲击时点。若样本观测期处于 2017 年及以后,则 $Post_t = 1$; 否则取值为 0。样本上市公司中,高环境风险企业共有 78 家(实验组),非高环境风险企业共有 1 443 家(对照组)。

3. 控制变量

本文借鉴阿莫尔和本内森(Amore & Bennedsen)^[25]、齐绍洲等^[18]的做法,选取如下控制变量:机构投资者持股比例 ($Inst$),以机构投资者持股数量与公司总股本的比例衡量;独董比例 (Ind),以独立董事人数与董事会总人数的比例衡量;现金流量比率 ($Cash_rate$),以经营活动产生的现金流量净额与流动负债的比值衡量;资本支出比例 ($Capital$),以资本支出与经营性现金流的比值衡量;固定资产比率 (Ppe),以固定资产与资产总额的比例衡量;公司规模 ($lnSize$),以企业总资产的自然对数衡量;营业总收入 ($lnRevenue$),以营业总收入的自然对数衡量;账面市值比 (BM),以公司账面价值与市场价值的比值衡量。

(四) 变量描述性统计

表 2 报告了对连续变量进行上下 1%缩尾后的描述性统计结果。被解释变量策略性绿色创新 (SGI) 的均值为 0.164 6,标准差为 0.325 7,介于 0.000 0 和 1.000 0 之间,表明样本企业整体的策略性绿色创新水平存在一定差异,企业策略性绿色创新水平呈现出分化特征。核心解释变量 DID 的均值为 0.022 3,在样本期内约 2.23%的观测值属于绿色金融政策实施后的高环境风险企业样本。其余变量的样本统计特征均在合理范围内,适合开展进一步的基准回归分析。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	SGI	16 354	0.164 6	0.325 7	0.000 0	1.000 0
核心解释变量	DID	16 354	0.022 3	0.147 5	0	1
控制变量	$Inst$	16 354	0.457 9	0.237 7	0.001 3	0.926 7
	Ind	16 354	0.379 7	0.072 0	0.199 1	0.625 0
	$Cash_rate$	16 354	0.192 2	0.121 9	0.001 8	0.701 9
	$Capital$	16 354	2.208 4	2.220 5	0.002 1	20.374 5
	Ppe	16 354	0.228 3	0.158 6	0.000 1	0.735 2
	$Size$	16 354	1.64×10^{10}	3.69×10^{10}	4.39×10^8	3.07×10^{11}
	$Revenue$	16 354	1.48×10^{10}	2.37×10^{10}	9.61×10^6	2.18×10^{11}
	BM	16 354	0.717 5	0.279 6	0.098 8	1.568 7

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

本文以式(1)为基准模型,采用双向固定效应模型检验绿色金融政策对企业策略性绿色创新的影响。表 3 报告了高环境风险企业策略性绿色创新 (SGI) 对绿色金融政策的基准回归结果。实证结果显示:第

一,所有模型中 *DID* 的回归系数均显著为负,这表明绿色金融政策抑制了企业的策略性绿色创新行为,这就验证了假设 1;第二,在引入时间和个体双固定效应的模型中, *DID* 变量的回归系数为-0.065 6,即绿色金融政策实施后,企业的策略性绿色创新行为概率会平均减少 6.5%。本文认为,这一结果的可能原因是绿色金融政策通过减弱高环境风险企业的信贷资源获取能力,抑制了这些企业的外部融资能力,从而降低了其进行策略性绿色创新的动力。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	-0.105 8 *** (-5.685 6)	-0.065 6 ** (-2.530 1)
<i>Inst</i>	0.053 3 *** (2.936 1)	-0.025 8 (-1.569 0)
<i>Ind</i>	0.013 0 (0.308 1)	0.052 3 (1.520 4)
<i>Cash_rate</i>	-0.189 8 *** (-7.813 5)	-0.007 0 (-0.305 5)
<i>Capital</i>	0.006 8 *** (5.764 0)	0.003 1 *** (2.865 8)
<i>Ppe</i>	-0.046 1 * (-1.813 3)	-0.068 4 *** (-3.103 0)
<i>lnSize</i>	0.062 9 *** (13.564 6)	0.032 7 *** (9.193 8)
<i>lnRevenue</i>	-0.039 3 *** (-14.517 8)	0.027 7 *** (7.804 2)
<i>BM</i>	-0.152 0 *** (-11.759 2)	0.028 0 ** (2.057 7)
常数项	-0.289 2 *** (-2.914 3)	-1.155 4 *** (-11.321 8)
个体固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
<i>R</i> ²	0.083 9	0.223 3
样本量	16 354	16 354

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著,括号内为 *t* 值(使用稳健标准误计算),后表同。

流通系数主要由区域性自然气候、地形和风速等因素决定,并不受企业策略性绿色创新行为的反向影响,具有一定外生性,因此满足工具变量的外生性要求。基于此,本文采用两阶段最小二乘法进行工具变量估计,利用企业所在城市的空气流通系数构造空气环境风险暴露指标,将其作为核心解释变量的工具变量。表 4 的结果显示,第一阶段中工具变量与核心解释变量 *DID* 显著正相关,工具变量满足相关性要求。第二阶段结果显示, *DID* 的回归系数仍显著为负,说明在采用工具变量法缓解潜在内生性问题后,绿色金融政策对高环境风险企业

(二) 平行趋势假设评估

为了考察绿色金融政策的平均处理效应,需要确保双重差分模型满足平行趋势假设,即在绿色金融体系建设政策实施前,高环境风险行业(实验组)与非高环境风险行业(对照组)企业在策略性绿色创新方面不存在显著差异。本文借鉴雅各布森等(Jacobson et al.)^[26] 提出的事件研究法进行平行趋势假设评估。具体而言,以绿色金融政策出台的前一年(2016 年)作为基期年份,分析政策出台前后各个年度的效应变化,结果如图 1 所示。可以看出,在绿色金融政策干预前,高环境风险与非高环境风险企业的策略性绿色创新变化趋势无系统性差异,绿色金融政策干预后的效应值有下降趋势,表明绿色金融政策产生了预期效果,该模型满足平行趋势假设。

(三) 内生性分析

1. 工具变量法

为进一步缓解高环境风险企业分组可能引致的内生性问题,本文采用工具变量法进行补充检验。参考沈坤荣等^[27] 的研究,本文选取企业所在城市的空气流通系数作为工具变量。空气流通条件会影响地区污染物扩散能力,在相同污染排放水平下,空气流通能力较弱的地区更容易形成较高环境风险暴露,企业受到绿色金融政策差异化约束的可能性更大。同时,空气

策略性绿色创新的抑制作用依然成立,本文核心结论可靠。

2. 倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)法

为缓解不同地区企业发展水平差异可能引致的样本选择偏差,本文采用 PSM-DID 方法提高高环境风险企业与非高环境风险企业的可比性。考虑到混合匹配可能忽略时间序列特征,而逐年匹配可能因样本分散降低匹配效

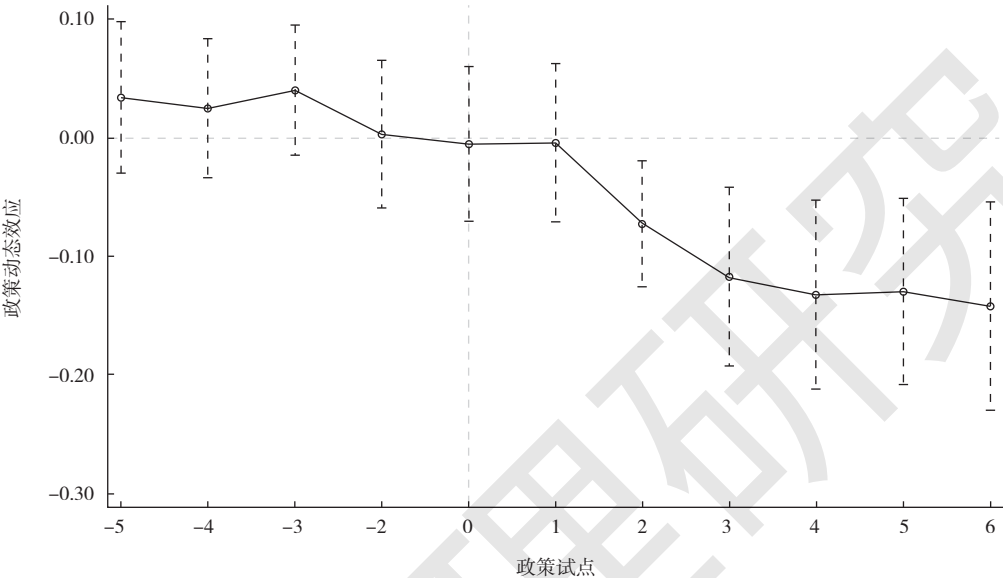


图 1 平行趋势假设评估结果

率,本文同时采用混合最近邻匹配和逐年最近邻匹配两种策略,并结合“满足共同支撑”的调整方式,利用评定(Logit)模型估计企业进入实验组的概率,按照最近邻 1 : 2 匹配方法为实验组匹配对照组。表 4 报告了混合匹配和逐年匹配后的回归结果。结果显示,不同匹配方式下 DID 变量的回归系数均显著为负,表明在控制样本选择偏差后,绿色金融政策对企业策略性绿色创新的抑制作用依然成立。为进一步提高实验组与对照组样本的可比性,并缓解由样本选择偏差引致的潜在内生性问题,本文在倾向得分匹配基础上,进一步借鉴海因米勒(Hainmueller)^[28]的相关研究,采用熵平衡方法进行稳健性检验。相较于传统倾向得分匹配方法,熵平衡法能够在不造成明显样本损失的情况下,通过重新赋权使实验组与对照组在控制变量分布上实现更高程度的平衡。本文选取政策前企业控制变量,并纳入其一阶矩和二阶矩进行熵平衡处理,在获得熵平衡权重后将其引入双重差分模型重新估计。表 4 的回归结果显示,核心解释变量 DID 的回归系数仍显著为负,说明在进一步缓解样本特征差异后,本文核心结论依然可靠。

表 4 内生性分析回归结果

变量	工具变量法		混合最近邻 1 : 2 匹配	逐年最近邻 1 : 2 匹配	熵平衡匹配
	第一阶段	第二阶段			
DID		-0.214 1 ** (-2.162 2)	-0.070 0 *** (-4.007 4)	-0.061 8 *** (-3.421 0)	-0.068 0 ** (-2.165 4)
IV	0.152 0 *** (9.061 8)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.541 5	0.040 1	0.490 1	0.486 1	0.585 1
样本量	14 801	14 801	15 925	13 950	15 982

(四) 稳健性检验

为进一步排除随机因素和遗漏变量对基准回归结果的干扰,本文在平行趋势假设评估的基础上进行安慰剂检验。参考坎托尼等(Cantoni et al.)^[29]的研究,本文随机抽取与真实实验组数量相同的企业作为伪实验组,将其余企业作为对照组,并据此构造伪政策虚拟变量,利用基准回归模型重新估计。将上述过程重复 1 000 次,并依据回归结果绘制估计系数的核密度图。由于伪实验组具有随机性,若基准结果并非由随机因素或遗漏变量导致,则伪政策变量的估计系数应主要分布在 0 附近且不具有显著性。图 2 的结果显示,企业策略性绿色创新指数的估计系数近似呈正态分布,并集中于 0 附近,说明绿色金融政策对企业策略性绿色创新的抑制作用并非由随机因素或遗漏变量驱动,进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。此外,为确保基准回归结果的稳健性,本文还进行了一系列稳健性检验,包括排除同期其他政策干扰(“营改增”政策、碳排放交易试点和《环保法修订案》)、更换被解释变量(参考黎文靖和郑曼妮^[3]的做法重新测度策略性绿色创新)、调整样本范围、改变标准误差聚类层级以及进一步控制地区与时间交互固定效应。以上稳健性检验结果均表明, DID 的回归系数仍显著为负,验证了本文结论的稳健性^①。

(五) 机制分析

1. 融资约束渠道机制分析

前文的分析结果表明,绿色金融政策会抑制高环境风险企业的策略性绿色创新行为。为检验绿色金融政策影响高环境风险企业策略性绿色创新的融资机制,本部分基于前文理论分析,从融资约束、融资规模和债务结构三个维度展开机制检验。绿色创新具有双重外部性,企业开展绿色创新通常面临较高的成本和风险,仅依靠内源融资难以充分激发其创新积极性。《关于构建绿色金融体系的指导意见》的出台,一方面通过提高高环境风险企业获得外部融资的门槛,促使企业内部化环境成本,并在差异化融资成本和融资规模约束下倒逼其开展实质性绿色创新^[30];另一方面也可能通过拓展绿色融资渠道,引导企业争取外部资金支持以缓解融资压力。因此,本文进一步设定如下模型进行机制检验:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, M_{it} 为衡量融资约束、融资规模和债务结构的机制变量,其余变量与基准模型相同。

本文借鉴怀特德和吴(Whited & Wu)^[31]的做法,采用 WW 指数作为融资约束的代理变量,该指数除了考虑企业自身的财务特征之外,还考虑到企业所处的外部行业特征,且该指标的计算剔除托宾 Q 值,也提高了精确度,数据来源于 CSMAR 数据库。结果见表 5 列(1), DID 的回归系数显著为正,说明绿色金融政策实施后,高环境风险企业相较于非高环境风险企业所面临的融资约束会明显增加,表明政策通过提高融资难度和成本限制了企业的外部资金获取。此外,企业的融资方式主要分为权益融资和债务融资,本文采用筹

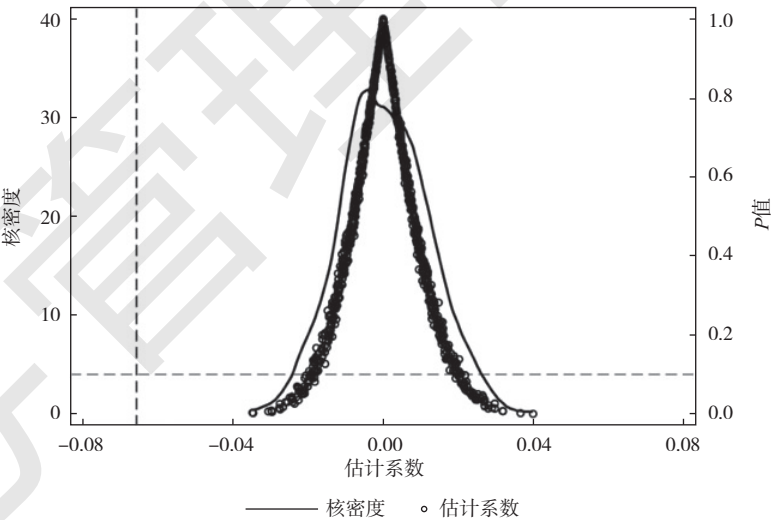


图 2 安慰剂检验

① 因篇幅所限,详细的稳健性检验结果略,备案。

资活动产生的现金流量净额作为融资规模的代理变量,并参考章尹赛楠等^[32]的做法,采用长期负债占负债总额的比重作为债务结构的代理变量。表5列(2)中 *DID* 的回归系数显著为负,说明绿色金融政策实施后,高环境风险企业的筹资能力下降,融资规模明显减少。表5列(3)中 *DID* 的回归系数显著为负,说明高环境风险企业在政策实施后长期负债比重显著减少,债务期限结构趋于短期化,短期偿债和再融资压力上升。进一步加大了企业内部财务压力。

表5结果表明,绿色金融政策通过强化高环境风险企业融资约束、增加外部融资压力,抑制了其策略性绿色创新倾向,假设2得到验证。具体而言,政策实施后,高环境风险企业融资约束明显增强,融资规模缩小,债务结构恶化,说明其外部融资可得性明显下降。由于策略性绿色创新具有合规动机和信号传递特征,其持续开展依赖于相对宽松的融资环境与外部资金支持。当绿色金融政策引发融资成本上升和资金供给收缩时,企业维持低质量、象征性创新活动的资源基础被削弱。在资源有限的情境下,高环境风险企业更可能优先削减低效率的策略性绿色创新投入,以保障核心经营活动和更具市场竞争力的项目。因此,融资约束是绿色金融政策抑制高环境风险企业策略性绿色创新的重要传导路径。

表5 融资约束渠道检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.110 8*** (5.149 5)	-1.290 3** (-1.994 9)	-0.127 8*** (-7.209 2)
常数项	0.339 3** (2.449 7)	-1.258 0 (-0.523 3)	-0.335 8*** (-6.467 1)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.096 6	0.027 4	0.087 1
样本量	13 848	16 037	14 946

注:列(1)、列(2)和列(3)的被解释变量分别为融资约束、融资规模和债务结构。

2. 内外部监管效应分析

根据前文理论分析可知,策略性绿色创新依赖于信息不对称、外部甄别缺失及内部治理弱化的制度环境。对于高环境风险企业而言,当绿色金融政策通过提高环境信息披露要求与加强信贷契约约束激励企业改善信息披露质量并完善内部治理时,内外部监管的强化可有效减少管理层运用信息优势进行寻租的空间,进而抑制高环境风险企业策略性绿色创新的动机。为检验上述机制,本部分分别从外部监督和内部治理两个维度展开实证分析。具体而言,参考莱哈维等(Lehavy et al.)^[33]的研究,采用分析师关注度衡量企业受外部利益相关者关注的程度,以关注某股票的分析师个数加1后取自然对数表示;同时参考王婉菁等^[34]的研究,采用上市公司环境管理、环境负债、环境业绩等维度的信息披露综合得分衡量企业环境信息披露质量。内部治理方面,借鉴周宏等^[35]的研究,采用主成分分析法构建企业内部治理质量综合评价指数;参考胡楠等^[36]的研究,基于“短期视域”词汇构建管理者短视主义指标,刻画管理层短期化行为倾向。表6的结果显示,列(1)和列(2)中 *DID* 的回归系数均显著为正,说明绿色金融政策提高了高环境风险企业的外部关注度和环境信息披露质量,提高了企业绿色创新行为的透明度。列(3)中 *DID* 的回归系数显著为正,表明绿色金融政策有助于改善企业内部治理水平;列(4)中 *DID* 的回归系数显著为负,说明绿色金融政策能够降低管

理者短视程度并纠正机会主义倾向。上述结果表明,绿色金融政策通过强化外部监督、提升信息披露质量、改善内部治理并抑制管理层短视行为,增大了企业实施策略性绿色创新的成本与风险,从而有效抑制高环境风险企业策略性绿色创新行为,假设 3 得到验证。

表 6 内外部监管效应检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.349 0*** (2.796 3)	0.016 8** (2.049 0)	0.074 0* (1.729 2)	-0.010 3*** (-2.925 1)
常数项	-0.091 4 (-0.251 6)	0.452 3*** (18.940 1)	0.552 1*** (3.847 5)	0.053 5*** (5.836 0)
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
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.131 7	0.220 7	0.056 8	0.032 5
样本量	14 860	14 860	14 860	14 860

注:列(1)、列(2)、列(3)和列(4)的被解释变量分别为外部关注度、环境信息披露质量、内部管理水平和管理者短视程度。

(六) 异质性分析

1. 外部环境

地方环境监管强度体现了地方政府环保政策执行力,直接影响企业环保行为和绿色创新激励^[37],财政透明度则反映了地方政府财政管理和政策执行的公开性社会信任程度。在明确绿色金融政策抑制高环境风险企业策略性绿色创新的基础上,本文进一步考察地方环境监管背景对政策效果的影响。本文采用各省份工业污染治理投资完成额占第二产业比重来衡量环境监管强度,并据此将样本划分为强环境监管省份和弱环境监管省份。表 7 结果显示,*DID* 的回归系数在环境监管较强省份显著为负,而在环境监管较弱省份并不显著。可能的原因在于,较强的环境监管能够增大高环境风险企业的合规压力,压缩低质量绿色创新空间,并促使企业优化创新资源配置;而在环境监管较弱的地区,环保执法约束不足,绿色金融政策的传导效果相对有限。同时,本文采用上海财经大学发布的《中国财政透明度报告》中的省级财政透明度指数,将样本划分为高财政透明度省份和低财政透明度省份。表 7 结果显示,*DID* 的回归系数在财政透明度较高地区显著为负,而在低财政透明度地区不显著。原因可能在于,财政透明度较高的地区通常具有更高的政策执行透明度和公众监督力度,有助于提升绿色金融政策的约束效果;而在财政透明度较低的地区,政策执行效率和监管约束相对不足,企业可能以较低的成本进行政策规避,从而削弱绿色金融政策的治理效应。此外,考虑到绿色金融政策效果还可能受到地区绿色金融发展基础的影响,本文进一步采用省级绿色金融指数来衡量各地区绿色金融发展水平,并按照指数分位将样本划分为高绿色金融发展省份和低绿色金融发展省份。表 7 结果显示,在绿色金融发展水平较高的地区,*DID* 的回归系数显著为负且绝对值较大,而在绿色金融发展水平较低地区不显著,表明绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新的抑制作用更为明显。原因可能在于,绿色金融发展水平较高地区通常具有更完善的绿色金融市场体系、更丰富的绿色金融工具以及更成熟的环境信息披露和风险识别机制,能够更有效地将企业环境表现与融资条件相挂钩;而绿色金融发展水平较低的地区相关制度和工具供给相对不足,政策传导效果相对较小。

表 7 外部环境异质性分析回归结果

变量	环境监管强度		财政透明度		绿色金融发展水平	
	强	弱	高	低	高	低
<i>DID</i>	-0.067 2** (-2.170 2)	-0.009 1 (-0.219 0)	-0.091 8** (-2.085 6)	-0.006 1 (-0.216 3)	-0.378 7*** (-4.534 4)	-0.035 3 (-0.951 5)
常数项	-1.262 6*** (-6.059 7)	-1.256 6*** (-7.063 9)	-1.519 8*** (-8.585 0)	-1.177 6*** (-4.461 7)	-0.570 7*** (-3.167 4)	-1.235 4*** (-5.671 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.059 2	0.099 8	0.129 4	0.057 9	0.159 7	0.209 6
样本量	6 379	6 367	5 482	5 779	3 502	4 175

2. 市场化程度

区域市场化程度差异会影响企业竞争环境、要素配置效率以及政府与市场关系,进而可能导致绿色金融政策对企业策略性绿色创新的作用效果存在差异。本文依据王小鲁等^[37]的《中国分省份市场化指数报告(2021)》,选取市场化总指数、政府与市场关系指数、非国有经济发展指数、要素市场发育程度指数以及中介组织和法律市场环境指数,考察不同市场化环境下绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新的影响。表8的结果显示,各类市场化指标(*Index*)与政策双重差分项(*DID*)的交互项的回归系数均显著为负,表明地区市场化程度越高,绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新的抑制作用越强。原因可能在于,市场化程度较高的地区通常具有更透明的营商环境、更低的信息获取壁垒和更高的资源配置效率,策略性绿色创新难以持续获得市场认可和政策资源支持,因而绿色金融政策能够更有效地发挥治理约束作用。从细分指标看,政府与市场关系、非国有经济发展和要素市场发育程度等指标均在不同程度上强化了绿色金融政策的抑制效应。其中,政府与市场关系指标的交互项的回归系数绝对值较大且具有统计显著性,说明良好的政府与市场关系有助于提升绿色金融政策效果。其原因可能在于,政府与市场之间的良性互动能够为企业提供更稳定的制度预期和投资环境,从而提高企业开展实质性绿色创新的积极性,并发挥绿色金融政策的资源配置功能。

表 8 市场化程度异质性分析回归结果

变量	市场化程度 总指标	市场化程度细分指标			
		政府与市场关系	非国有经济发展	要素市场的 发育程度	市场中介组织的发育和 法律制度环境
<i>DID</i> × <i>Index</i>	-0.015 6*** (-4.341 2)	-0.011 7*** (-2.906 7)	-0.007 1*** (-2.910 4)	-0.007 3*** (-3.094 3)	-0.006 8*** (-2.795 7)
常数项	0.241 3*** (4.534 4)	0.163 2*** (7.844 6)	0.306 1*** (6.408 8)	0.199 1*** (7.906 1)	0.178 0*** (6.991 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

表8(续)

变量	市场化程度 总指标	市场化程度细分指标			
		政府与市场关系	非国有经济发展	要素市场的 发育程度	市场中介组织的发育和 法律制度环境
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.203 5	0.223 7	0.223 9	0.223 7	0.224 2
样本量	16 060	15 957	15 957	15 957	15 957

3. 企业性质

企业所有权异质性是影响绿色金融政策效果的重要因素。不同所有制企业在融资能力、资源获取和政策敏感性方面存在差异,绿色金融政策对其策略性绿色创新行为的影响可能有所不同。因此,本文借鉴黎文靖和郑曼妮^[3]的做法,根据企业性质将上市企业划分为国有企业、私营企业及中外合资企业。表 9 的结果显示,在三类企业中,仅私营企业组别的 *DID* 的回归系数显著为负,表明绿色金融政策抑制了私营企业的策略性绿色创新行为,而对国有企业和中外合资企业的影响并不显著。原因可能在于,国有企业具有较强的战略地位和政府关联,更容易获得政策倾斜、财政支持和金融资源^[38],因此绿色金融政策对其策略性绿色创新行为的约束作用相对有限。中外合资企业通常具有更广泛的融资渠道和较强的资源整合能力,对国内绿色金融政策引致的融资约束变化敏感性较低。相比之下,私营企业原本面临更强融资约束,外部资金获取能力相对较弱,在绿色金融政策实施后更容易受到融资约束强化和外部监管加严的影响,因而更倾向于减少策略性绿色创新投入。

表 9 企业所有权异质性分析回归结果

变量	国有企业	私营企业	中外合资
DID	0.000 0 ^①	-0.067 9 ^{***}	-0.075 1
		(-2.592 0)	(-0.660 1)
常数项	-1.466 8 ^{***}	-1.582 5 ^{***}	-0.718 9 ^{***}
	(-3.221 1)	(-10.691 2)	(-4.854 8)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.278 6	0.252 6	0.199 5
样本量	765	7 367	7 928

五、进一步研究——持续绿色创新产出分析

前文重点考察了绿色金融政策能否抑制高环境风险企业策略性绿色创新及这一作用的传导路径,本部

① 国有企业中个体内变异过小,导致固定效应模型下国有企业样本的 *DID* 的回归系数无法估计。为此,本文采用混合普通最小二乘法与随机效应模型作为替代估计方法,结果显示 *DID* 的回归系数均为负向但不显著。

分进一步检验这一约束效应是否能够转化为持续的绿色创新产出。低质量、象征性绿色创新难以真正提升企业绿色创新能力,反而可能挤占有限创新资源,削弱长期技术积累。由此可以推测,绿色金融政策若能够有效压缩企业策略性绿色创新空间,则可能释放被低效率创新占用的资源,进而改善企业后续绿色创新产出,且这一作用在高策略性绿色创新企业中可能更为明显。

本部分参考王琦等^[39]的研究,采用未来两期企业绿色发明专利授权数量加1后取自然对数($\ln Output$)衡量企业后续绿色创新产出,并将其作为被解释变量。同时,考虑到绿色金融政策对策略性绿色创新的约束作用主要发生于高策略性绿色创新企业,本文进一步依据企业策略性绿色创新水平进行分组,分别对全样本、高策略性绿色创新企业 and 非高策略性绿色创新企业进行回归分析。表10结果显示, DID 的回归系数显著为正,表明从全样本看,绿色金融政策对策略性绿色创新的约束整体上有助于提升企业后续绿色创新产出。在高策略性绿色创新企业样本中, DID 的回归系数显著为正且数值更大,说明绿色金融政策对这类企业后续绿色创新产出的促进作用更为明显。原因可能在于,高策略性绿色创新企业原本更依赖策略性绿色创新应对外部监管和市场压力,政策实施后,其受到的融资约束和内外外部监管作用更强,进而推动创新资源向更具实质价值的绿色创新活动转移。在非高策略性绿色创新企业样本中, DID 的回归系数不显著,说明绿色金融政策对其后续绿色创新产出的影响相对有限。总体来看,绿色金融政策在抑制企业策略性绿色创新的同时,并未导致绿色创新活动整体收缩,反而有助于提升高策略性绿色创新企业的后续绿色创新产出。

表 10 持续绿色创新产出分析回归结果

变量	全样本	策略性绿色创新水平	
		高	非高
DID	0.0541*** (2.8480)	0.1197*** (4.2558)	-0.0222 (-1.2920)
常数项	1.2520*** (27.2367)	1.1260*** (21.9188)	1.3487*** (17.0038)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.0043	0.0282	0.0029
样本量	16041	8033	8008

六、结论与建议

绿色金融政策是提升企业绿色创新质量、推动经济高质量绿色发展的重要制度工具。本文选取2012—2023年沪深A股上市公司数据,利用双重差分法考察绿色金融政策对高环境风险企业策略性绿色创新的影响及作用机制。研究发现:绿色金融政策抑制了高环境风险企业的策略性绿色创新行为。机制检验结果表明,绿色金融政策主要通过强化融资约束和增强内外部监管两条路径抑制高环境风险企业的策略性绿色创新。绿色金融政策的作用存在异质性,其抑制效应在环境监管强度、财政透明度、市场化程度和绿色金融发展水平较高的地区更为明显,且在私营企业中表现更为突出。拓展分析发现,绿色金融政策在抑制策略性

绿色创新的同时,并未导致企业绿色创新活动整体收缩,反而有助于提升企业后续绿色创新产出。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:

第一,完善绿色金融制度框架,提升绿色金融资源配置效率。政府应进一步完善绿色信贷、绿色债券等绿色金融产品的标准化认证体系,强化金融机构环境信息披露要求,为绿色金融市场扩容提供制度保障。同时,应鼓励金融机构开发绿色供应链金融、碳减排支持工具等多元化绿色金融产品,拓宽企业绿色项目融资渠道。还应积极运用数字技术提升绿色金融动态监管能力,提高资金流向识别和项目匹配效率,推动绿色金融资源精准配置到高质量绿色创新活动中。

第二,优化金融机构绿色信贷决策机制,提高绿色创新识别能力。金融机构在提供绿色信贷支持时,应注重甄别企业绿色创新动机,区分实质性绿色创新与策略性绿色创新,避免企业利用绿色金融政策进行“漂绿”。对于真正开展绿色技术研发和工艺改进的企业,应给予利率优惠、额度倾斜和审批便利;对于主要依靠低质量绿色创新获取资源支持的企业,则应建立绿色创新绩效与信贷供给相匹配的动态约束机制。同时,应避免简单依据行业属性进行授信分类,构建更加动态、精准的企业绿色创新评价体系,缓解高环境风险行业中优质绿色创新主体的融资歧视。

第三,健全绿色金融激励与监管机制,提升政策执行效能。政府部门应针对高环境风险企业设计更加精准的绿色转型支持方案,推动环境成本内部化与绿色创新补偿机制相结合,对开展实质性绿色创新的企业给予金融资源倾斜。同时,应完善绿色金融资金全周期跟踪体系,加强对绿色项目融资审批、资金流向、项目运营和环境绩效的动态监管,防止企业通过短期合规策略进行“监管套利”。此外,还应健全绿色创新质量评价和惩戒机制,对低质量绿色创新和“漂绿”行为实施信用评级下调、融资限制等约束措施,确保绿色金融政策真正服务于高质量绿色技术创新。

第四,实施区域差异化绿色金融政策,构建多层次绿色金融体系。应充分考虑地区环境监管强度、绿色金融发展基础、市场化水平和财政透明度等差异,避免“一刀切”式的绿色金融政策设计。对于绿色金融基础较好的地区,应进一步强化市场化资源配置和环境信息披露机制;对于金融发展水平较低或环境治理压力较大的地区,可探索财政担保、风险补偿和绿色转型专项资金等配套工具,提升绿色金融政策适配性。同时,应促进不同所有制企业间绿色金融资源公平配置,引导企业从策略性绿色创新转向实质性绿色创新,推动绿色全要素生产率持续提升。

参考文献:

- [1] 马骏. 中国绿色金融的发展与前景[J]. 经济社会体制比较, 2016(6): 25-32.
- [2] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [3] 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, 51(4): 60-73.
- [4] 刘相锋, 丁猛杰, 金暄喧, 等. 激励性政策能否导致发电企业实施策略性绿色创新: 兼论政策协同与内外监管效应[J]. 中国工业经济, 2025(2): 137-155.
- [5] 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.
- [6] Ambec S, Cohen M A, Elgie S, et al. The Porter Hypothesis at 20: can environmental regulation enhance innovation and competitiveness? [J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2013, 7(1): 2-22.
- [7] Liu C, Xiong M X. Green finance reform and corporate innovation: evidence from China[J]. Finance Research Letters, 2022, 48: 102993.

- [8]刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究,2022,57(1):72-88.
- [9]杨玉珍,杜崇森,宋跃刚. 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[J]. 经济与管理研究,2026,47(5):50-65.
- [10]Flammer C. Green bonds:effectiveness and implications for public policy[J]. Environmental and Energy Policy and the Economy,2020,1(1):95-128.
- [11]Fan H C,Peng Y C,Wang H H,et al. Greening through finance? [J]. Journal of Development Economics,2021,152:102683.
- [12]文书洋,刘浩,王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究,2022(8):1-17.
- [13]Sun C W,Zeng Y F. Does the green credit policy affect the carbon emissions of heavily polluting enterprises? [J]. Energy Policy, 2023, 180:113679.
- [14]吴秋生,任晓姝. 绿色信贷政策与企业“漂绿”行为治理:基于国家金融学框架下的实证研究[J]. 金融经济学研究,2023,38(1):146-160.
- [15]吴育辉,田亚男,陈韞妍,等. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界,2022,38(6):176-193.
- [16]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.
- [17]De Marchi V. Environmental innovation and R&D cooperation:empirical evidence from Spanish manufacturing firms[J]. Research Policy,2012,41(3):614-623.
- [18]齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?:基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018,53(12):129-143.
- [19]Delmas M A,Burbano V C. The drivers of greenwashing[J]. California Management Review,2011,54(1):64-87.
- [20]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.
- [21]方颖,郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效:基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究,2018,53(10):158-174.
- [22]李慧云,刘倩颖,李舒怡,等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究,2022,39(12):38-54.
- [23]陆正飞,胡诗阳. 股东—经理代理冲突与非执行董事的治理作用:来自中国A股市场的经验证据[J]. 管理世界,2015(1):129-138.
- [24]王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.
- [25]Amore M D,Bennedsen M. Corporate governance and green innovation[J]. Journal of Environmental Economics and Management,2016,75:54-72.
- [26]Jacobson L S,LaLonde R J,Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American Economic Review,1993,83(4):685-709.
- [27]沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究,2017,52(5):44-59.
- [28]Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects:a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political Analysis,2012,20(1):25-46.
- [29]Cantoni D,Chen Y Y,Yang D Y,et al. Curriculum and ideology[J]. Journal of Political Economy,2017,125(2):338-392.
- [30]朱小刚,刘博,刘春年. 数字化提升企业绿色创新质量的机制研究[J]. 首都经济贸易大学学报,2024,26(1):18-33.
- [31]Whited T M,Wu G J. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies,2006,19(2):531-559.
- [32]章尹赛楠,李青原,李昱. 不破不立:绿色信贷政策下重污染企业的应对[J]. 经济评论,2023(5):34-52.
- [33]Lehavy R,Li F,Merkley K. The effect of annual report readability on analyst following and the properties of their earnings forecasts[J]. The Accounting Review,2011,86(3):1087-1115.
- [34]王婉菁,朱红兵,张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学,2021,34(6):29-42.
- [35]周宏,周畅,林晚发,等. 公司治理与企业债券信用利差:基于中国公司债券 2008-2016 年的经验证据[J]. 会计研究,2018(5):59-66.
- [36]胡楠,薛付婧,王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗?:基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界,2021,37(5):139-156.
- [37]王俊豪,谢倩莹,史丹. 绿色技术创新对能源效率的影响研究[J]. 财贸经济,2024,45(6):143-159.
- [38]Tong T W,He W L,CHEN L,et al. Patent regime shift and firm innovation strategy:evidence from the Second Amendment to China's Patent Law[J]. Strategic Management Journal, 2026,47(7):2062-2097.
- [39]王琦,王孔文,马茜群. 资本市场开放能抑制企业研发操纵吗?:基于信息效应的实证研究[J]. 管理评论,2025,37(8):91-104.

Can Green Finance Policy Inhibit Strategic Green Innovation in High Environmental Risk Firms?

WANG Junhao¹, XIE Qianying², ZHANG Yuli³

(1. Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018;

2. Shanghai Zhongqiao Vocational and Technical University, Shanghai 201514;

3. Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: Against the backdrop of building a green finance system and achieving a comprehensive green and low-carbon transition in the economy and society, green finance policy has become an important institutional tool for aligning financial resource allocation with environmental objectives and promoting corporate green transformation. By embedding environmental considerations into financing decisions, such a policy is expected to improve green innovation quality and guide firms away from symbolic compliance. However, whether the policy genuinely inhibits strategic green innovation remains an empirical question, especially for firms facing high environmental risks.

Using data from A-share listed companies in China from 2012 to 2023 and treating the release of the Guidelines for Establishing the Green Financial System as an exogenous policy shock, this paper employs a difference-in-differences design to identify the policy effect. Firms classified as A-category industries under the Key Performance Indicators for Green Credit Implementation of the former China Banking Regulatory Commission are identified as high environmental risk firms. Strategic green innovation is measured by the share of authorized green patents that remain uncited within the observation window after controlling for patent-age bias. The findings show that green finance policy can inhibit strategic green innovation among high environmental risk firms. This conclusion holds after endogeneity analysis and a series of robustness checks.

Mechanism analyses show that green finance policy operates through two channels. First, it intensifies financing constraints for high environmental risk firms, thereby weakening the resource base that sustains low-quality symbolic innovation. Second, it strengthens external and internal governance by improving information transparency and governance quality, thus reducing firms' incentives for opportunistic green innovation. Further analyses indicate that the policy effect is more pronounced in provincial-level regions with stronger environmental regulation, higher fiscal transparency, more developed green finance, and better marketization, as well as among privately owned firms. In addition, the reduction in strategic green innovation is accompanied by higher subsequent green innovation output.

This paper provides new evidence on how green finance policy shapes firms' green innovation strategies under environmental constraints. It enriches the literature on strategic green innovation by focusing on high environmental risk firms and highlights the governance role of green finance as a policy tool that combines financial constraints with environmental regulation. The findings suggest that policymakers should improve green finance systems, strengthen financing screening and regulatory enforcement, enhance environmental information disclosure, and optimize regional governance conditions, thereby curbing greenwashing and encouraging more substantive and sustained green innovation.

Keywords: green finance system; green and low-carbon transition; high environmental risk firm; strategic green innovation; financing constraint

编校:姜 莱;姚望春