



马兆良,费正东.绿色金融发展能够改善企业 ESG 绩效吗:基于演化博弈视角的分析[J].中国人口·资源与环境,2026,36(4):160-175. [MA Z L, FEI Z D. Can the development of green finance improve corporate ESG performance: an analysis from the perspective of evolutionary game[J]. China population, resources and environment, 2026, 36(4): 160-175.]

绿色金融发展能够改善企业 ESG 绩效吗?

——基于演化博弈视角的分析

马兆良^{1,2}, 费正东¹

(1. 安徽大学经济学院,安徽 合肥 230601; 2. 安徽大学创新发展研究院,安徽 合肥 230039)

摘要 企业践行环境、社会与治理(environmental, social and governance, ESG)理念是推动全面绿色低碳转型的关键。探究绿色金融发展影响企业 ESG 绩效的微观机制,对中国完善绿色金融体系、更好地引导企业改善 ESG 绩效、实现绿色低碳发展具有重要意义。该研究构建金融机构-低环境风险企业-高环境风险企业三方演化博弈模型,讨论企业进行绿色技术创新或漂绿策略成立的理论情形,并进行数值仿真分析。在理论分析基础上,采用中国 2010—2022 年 A 股上市公司非平衡面板数据,实证检验绿色金融发展对企业 ESG 绩效的差异化影响及其机制。研究发现:①绿色金融发展整体上对提高企业 ESG 绩效具有促进效应,这一结果在使用工具变量法、SYS-GMM 方法替换基准模型以及 DID 方法检验外生政策冲击等一系列稳健性检验后依旧可靠;促进效应在高融资约束企业和低声誉企业中更为显著。②对于低环境风险企业,绿色金融发展有助于推动其绿色技术创新,促进其 ESG 绩效提升。③对于高环境风险企业,绿色金融发展诱发漂绿,虚假地提高其 ESG 绩效。④政府奖补强化绿色金融发展对低环境风险企业 ESG 绩效的促进作用,而环境规制则弱化绿色金融发展对高环境风险企业 ESG 绩效的促进作用。研究结果深化了对绿色金融差异化影响企业 ESG 绩效及其微观机制的认识,为绿色金融促进绿色技术创新的同时抑制漂绿,推动经济社会全面绿色低碳转型提供一定的理论支撑与政策启示。

关键词 绿色金融; ESG 绩效; 环境信息披露; 绿色技术创新; 漂绿; 演化博弈

中图分类号 F425 **文献标志码** A **文章编号** 1002-2104(2026)04-0160-16 **DOI**: 10. 12062/cpre. 20250910

加快发展方式绿色转型、推动实现碳达峰碳中和目标,需要越来越多企业践行环境、社会与治理(environmental, social and governance, ESG)理念,不断改善 ESG 绩效。传统金融政策下,企业缺乏主动承担环境和社会责任的动力,往往导致 ESG 投资不足。为此,中国人民银行联合生态环境部、财政部等先后印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》《关于进一步强化金融支持绿色低碳发展的指导意见》,提出支持和鼓励绿色投融资的一系列激励措施,做好绿色金融大文章,积极支持绿色低碳发展。绿色金融把企业 ESG 绩效纳入评价体系,引导企业坚持绿色低碳发展改善 ESG 绩效,已成为推动企业绿色低碳转型的重要政策工具。绿色金融通过绿色信贷利率优惠、ESG 债券风险溢价补偿等差异化定价机制和定向资金供给,引导资本向绿色低碳领域配置,同时,绿色金融信息披露的要求降低信息不对称,提升 ESG 资产的识

别度和流动性,有助于形成“ESG 溢价—资本集聚—技术创新”的正向循环。

绿色金融通过资源配置与信号传递功能对企业实践 ESG 理念形成激励约束,但不同类型市场主体在绿色金融政策下,会基于各自状况及利益诉求进行动态博弈。低环境风险企业与高环境风险企业可能采取不同行为策略,导致绿色金融发展对不同类型企业 ESG 绩效的影响及机制具有差异性。既有文献多聚焦于绿色金融对企业 ESG 表现的线性影响,未能较好区分低环境风险与高环境风险企业在政策响应中的差异化行为逻辑,对不同类型市场主体间的策略互动及博弈均衡关注不足。深入讨论不同类型市场主体间的策略互动情形下,绿色金融发展对企业 ESG 绩效的影响,以及环境规制与政府奖补的调节作用,对提高绿色金融政策靶向性,促进绿色技术创新,同时降低企业漂绿风险,促进绿色低碳转型具有现实指导意义。

收稿日期:2025-03-07 修回日期:2025-09-23

作者简介:马兆良,博士,副教授,主要研究方向为绿色金融、企业 ESG 绩效与绿色低碳转型。E-mail: mzlhdh@163. com。

基金项目:国家社会科学基金项目“‘双循环’新格局下制造业高质量发展的驱动机制、效果测度及提升研究”(批准号:21CJY050);安徽省社会科学创新发展研究课题攻关项目“数字赋能安徽制造业绿色转型的机制与路径优化研究”(批准号:2023CX029)。



1 文献综述

与本研究联系较为密切的文献主要集中在两个方面。

一是关于绿色金融发展的经济效应。已有文献表明,绿色金融发展能够在一定程度上缓解融资约束^[1-2]、引导资金流向^[3]和促进技术创新^[4]。绿色金融发展通过影响企业漂绿决策,进而对绿色低碳转型产生影响,但现有研究对此未能形成较为一致的看法。一部分文献认为,绿色金融通过严格的ESG评级标准和融资条件,能有效抑制企业漂绿行为^[5-7]。相较于单一财政补贴政策的实施,绿色金融政策能借助银行等金融机构的风险管控优势。金融机构在绿色信贷审批和贷后监督中发挥专业甄别能力,审查企业环境治理的真实性,能有效识别漂绿企业,形成对漂绿行为的事前防范和事中监督,从而抑制企业漂绿行为,促使企业开展实质性环境治理,实现绿色金融与企业履行环境社会责任良性互动^[5],促进绿色低碳转型。绿色金融要求银行将企业环境绩效纳入信贷决策,对高污染企业形成融资约束,不仅强制要求企业披露ESG信息,还需实际改善环境和社会绩效,企业在真实绿色投入与信息披露投机间权衡,增加漂绿的机会成本^[6]。此外,绿色金融通过引导金融资源流向低碳产业,传递政府对绿色发展的政策导向,促使企业为维持融资可得性和社会声誉,减少技术性环境信息披露,转向更真实的环境责任履行^[7]。另一部分文献研究结论相左,认为企业出于追求短期利益最大化的动机,为获取更多的绿色金融资源和政策支持,可能会采取策略性技术创新或选择性披露环境信息等方式进行漂绿^[8-11]。绿色信贷等绿色金融政策旨在引导金融资源流向绿色产业,促进ESG绩效提升;但因信息不对称,企业可能通过“重数量、轻质量”的环境信息披露策略进行监管套利,导致企业漂绿风险上升。企业为迎合政策导向与市场期待,选择性披露正面ESG信息,掩盖实际环境绩效不足的问题,以获取制度合法性和融资优势,引发环境信息披露失真和绿色资源错配问题^[8]。绿色金融对高污染企业形成的融资“歧视”,可能诱使高污染企业在短期利润目标与绿色低碳转型之间权衡,采用漂绿策略而非高风险高成本的绿色技术创新。同时,企业管理层可能因短期考核压力,优先通过漂绿来塑造企业绿色形象,而非致力于长期可持续发展^[11],不利于绿色低碳转型。

二是有关绿色金融政策实施对企业ESG绩效的影响。主要研究以绿色金融相关政策实施作为准自然实验,使用DID方法分别检验《绿色信贷指引》实施^[4]、《关于构建绿色金融体系的指导意见》实施^[1]以及设立绿色金融改革创新试验区^[2],对企业ESG绩效产生的影响。研究结果表明,上述政策实施均能显著改善企业ESG绩效。

绿色金融政策实施通过绿色信贷、绿色债券等政策工具将环境和社会风险纳入金融机构评估体系,对污染企业和重污染企业施加融资约束,提高其融资成本并限制信贷规模,倒逼其减少污染排放、加大环保投入以满足绿色融资标准,进而提升ESG绩效^[1-2]。绿色金融试点地区通过奖补等激励措施,促进绿色金融机构集聚,增加绿色金融供给,推动试点地区绿色产业链与金融链深度融合,为企业绿色创新提供资金支持,促进企业ESG绩效提升^[12]。从内部治理看,绿色金融通过内部控制效应,促使企业强化内控,加强环境社会风险管理,完善公司治理;从外部监督看,媒体监督形成舆论压力,行业竞争驱动企业提升竞争力,内部治理与外部监督相互作用增强了绿色金融对ESG绩效的提升效应^[4]。另一部分研究则从绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券及绿色基金等维度,构建绿色金融发展指标体系,实证分析绿色金融发展对企业ESG绩效的影响。研究表明,绿色金融发展能够改善企业ESG绩效,且绿色金融存在同群效应,绿色金融行为通过竞争合作与制度同构等方式扩散至其他企业,形成协同发展^[13]。此外,绿色金融政策实施有助于提高内部供应链效率^[14]、缓解融资约束^[15]、加强区域环境监管^[16]、培养管理层环保意识^[17],进而推动企业ESG实践。

已有文献为进一步研究绿色金融发展与企业ESG绩效提供了良好基础与借鉴,但尚存在较为明显的不足:其一,对绿色金融发展诱发或抑制企业漂绿观点未能取得一致,需要进一步研究;其二,分析绿色金融发展与企业ESG绩效关系时,未能较好地捕捉金融机构、低环境风险企业与高环境风险企业之间的复杂互动关系。事实上,低环境风险企业与高环境风险企业可能采取不同策略,绿色金融发展对不同环境风险水平企业ESG绩效具有差异性影响。为此,本研究尝试构建演化博弈模型,并对演化博弈结果进行数值仿真分析,在此基础上实证检验绿色金融发展对不同环境风险水平企业ESG的影响,特别地,深入讨论绿色金融发展对高环境风险企业漂绿的影响机制。

本研究可能的边际贡献在于:①对演化博弈视角的分析。从演化博弈视角出发,构建三方演化博弈模型,在理论上分析金融机构、低环境风险企业与高环境风险企业等不同主体的动态策略选择,分析绿色金融发展对低环境风险与高环境风险企业ESG绩效影响的不同机制。②高环境风险企业漂绿机制的甄别。指出低环境风险企业因融资成本下降和政策支持更易实现绿色技术创新,从而实质性改善ESG绩效。而高环境风险企业面临融资收紧与环保压力,可能选择策略性创新等漂绿行为以虚假提升ESG评级,而非实质性改善ESG绩效。研究结论为理解绿色金融发展下不同类型企业行为策

略,促进企业绿色技术创新以及抑制企业漂绿,实现绿色低碳转型提供理论支撑和政策启示。

2 演化博弈分析

2.1 三方主体关系

绿色金融是为支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用的经济活动所提供的金融服务。绿色信贷、绿色债券及绿色发展基金等金融工具和相关支持经济向绿色化转型的制度安排构成绿色金融体系,其中,绿色信贷在绿色金融体系中发挥基础性作用,占据重要地位^[18]。截至2023年9月末,中国ESG投资规模达33万亿元,其中绿色信贷占比高达86.2%^[19]。绿色信贷与其他绿色金融工具对企业ESG绩效的影响逻辑存在一致性。绿色金融工具均通过激励-约束机制作用于企业ESG决策:激励机制在于企业通过提升ESG绩效,可获得绿色金融资源,降低融资成本并提高长期收益;约束机制在于绿色金融工具通过环境信息披露、资金用途监管或风险定价等,增加企业漂绿或环境违规成本。本研究以绿色信贷业务为例,剖析绿色金融各主体间的博弈关系,以及绿色金融发展如何影响企业ESG绩效。

演化博弈强调市场主体各方根据其他参与者的策略调整自身行为并优化自己的策略,从而达到一个稳定状态。绿色信贷市场存在银行(金融机构)、低环境风险企业与高环境风险企业等主体,各主体之间的关系是相互依存且动态变化的。金融机构在绿色信贷决策时,除考虑不同类型企业的信用状况、还款能力、担保措施等因素外,还基于绿色信贷的认定标准,严格评估信贷项目是否符合绿色标准,决定是否对企业提供绿色信贷。企业发现金融机构愿意提供绿色信贷给绿色项目,更加倾向采取绿色技术或策略性开展绿色技术创新;金融机构评估认为越来越多的企业有绿色信贷需求,会提供更多绿色信贷支持企业绿色发展。因此,银行金融机构的资金流向会影响企业的行为选择,而企业行为选择同时影响金融机构的绿色信贷策略。

一般来说,高环境风险企业往往面临较高污染治理成本负担,这在一定程度上限制了其开展绿色技术创新的能力与积极性。从产业链协同治理视角出发,低环境风险企业主动践行可持续发展理念,通过签署收益共享协议与高环境风险企业形成技术合作联盟。低环境风险企业以自身绿色认证资质为依托,为合作方争取低碳转型专项资金,同时通过契约条款分享环境治理产生的超额收益。因此,低环境风险企业和高环境风险企业之间通常存在成本分担-收益共享机制^[20]。

成本分担-收益共享机制鼓励低环境风险企业积极

承担利益攸关者绿色转型的社会责任。低环境风险企业通过为高环境风险企业提供信用担保,签订成本分担-收益共享合同,分担高环境风险企业部分转型成本,分享高环境风险企业绿色技术创新带来的收益,实现自身利益最大化;高环境风险企业在获得绿色信贷和技术支持后,能够有效降低环境风险,有利于提升企业ESG绩效。而高环境风险企业与低环境风险企业之间的成本分担-收益共享机制降低了金融机构提供绿色信贷的风险,这在供应链管理实践中已得到验证^[21]。然而,高环境风险企业多因其高污染高排放特征,短期实现减污降碳需要较多资金投入,加之企业比金融机构拥有更多关于自身环保及ESG绩效的信息,为获得低利率绿色信贷支持,可能通过信息优势进行漂绿^[10]。漂绿行为虚假地提高了企业ESG绩效,需要通过外部监督及内部治理水平提升等措施,抑制漂绿行为,真正改善企业ESG绩效。

2.2 演化博弈假设

为研究银行类金融机构-低环境风险企业-高环境风险企业三方演化博弈,作如下假设。

假设1:演化博弈模型中博弈主体集合为 $\Omega = \{\text{金融机构, 低环境风险企业, 高环境风险企业}\}$ 。各博弈主体有限理性且信息不完全,能够通过动态学习改变决策以达到均衡状态。

假设2:金融机构的策略空间为 $S_1 = \{S_{11}, S_{12}\} = \{\text{绿色金融, 非绿色金融}\}$,绿色金融策略代表银行金融机构为企业提供绿色信贷服务,而非绿色金融策略代表银行金融机构不为企业提供绿色信贷服务。金融机构采取绿色金融策略的概率为 $x(0 \leq x \leq 1)$,采取非绿色金融策略的概率为 $1 - x$ 。低环境风险企业的策略空间为 $S_2 = \{S_{21}, S_{22}\} = \{\text{绿色技术创新, 非绿色技术创新}\}$,高环境风险企业的策略空间为 $S_3 = \{S_{31}, S_{32}\} = \{\text{漂绿, 不漂绿}\}$ 。绿色技术创新策略表示企业积极推动绿色技术创新,以绿色技术创新促进企业ESG绩效提升;而漂绿策略表示企业通过策略性技术创新或报告虚假环保及ESG绩效信息以营造企业的绿色形象,通过绿色金融的资格审查。低环境风险企业采取绿色技术创新策略的概率为 $y(0 \leq y \leq 1)$,采取非绿色技术创新策略的概率为 $1 - y$ 。高环境风险企业采取漂绿策略的概率为 $z(0 \leq z \leq 1)$,采取不漂绿策略的概率为 $1 - z$ 。

假设3:金融机构绿色金融资金总额为 w ,其中,有 α 比例的资金用于低环境风险企业, $1 - \alpha$ 比例的资金用于高环境风险企业。绿色金融信贷利率为 r_g ,常规信贷利率为 r_l ,且 $r_g < r_l$ 。金融机构选择绿色金融策略时,其履行绿色低碳发展社会责任获得的政策补贴和声誉收益等外部



收益为 b_1 ,绿色产品研发、环境资格审查和监管等总成本为 c_1 ($b_1 > c_1$),而金融机构选择非绿色金融策略的外部收益和额外成本均为0。

假设4:企业经营所需资金源自金融机构贷款及企业外部收入。低环境风险企业与高环境风险企业之间存在收益共享-成本分担关系^[21],收益共享-成本分担比例为 δ 。

假设5:低环境风险企业选择绿色技术创新策略时,产生外部收益 b_2 ,绿色技术创新所花费成本 c_2 ($b_2 > c_2$)。低环境风险企业选择非绿色技术创新策略时,获得常规贷款利率为 r_l ,声誉损益为 φ 。

假设6:当高环境风险企业选择漂绿策略时,获得绿色信贷利率为 r_g ,金融机构发现企业漂绿的概率为 β ($0 \leq \beta \leq 1$)。当漂绿行为被发现时,高环境风险企业受到的违约处罚为 f ;当漂绿行为未被发现时,高环境风险企业获得低利率绿色信贷带来的收益、政府奖补、环境声誉和社会效益等总收益 b_3 。高环境风险企业选择不漂绿策略时,受到绿色转型压力、融资约束和社会声誉压力等影响 c_3 ($b_3 > c_3$),额外收益为0。

模型参数的含义见表1。

表1 模型参数含义

参数	含义
w	金融机构信贷资金总额
α	用于低环境风险企业的信贷比例
r_g	绿色信贷利率
r_l	常规信贷利率
b_1	金融机构选择绿色金融策略产生的外部收益
c_1	金融机构选择绿色金融策略产生的总成本
δ	收益共享-成本分担比例
b_2	低环境风险企业选择绿色技术创新策略产生的外部收益
c_2	低环境风险企业选择绿色技术创新策略产生的成本
φ	低环境风险企业选择非绿色技术创新策略产生的声誉损益
β	金融机构发现高环境风险企业漂绿的概率
b_3	高环境风险企业选择漂绿策略未被发现产生的总收益
f	高环境风险企业选择漂绿策略被发现产生的违约处罚
c_3	高环境风险企业选择不漂绿策略产生的损失

2.3 演化博弈模型求解

基于前述假设,通过计算得到银行金融机构-低环境风险企业-高环境风险企业三方演化博弈收益矩阵,见表2。

在博弈收益矩阵基础上,计算金融机构、低环境风险企业和高环境风险企业的收益期望。

金融机构的收益期望为:

$$V_1 = xV_{11} + (1-x)V_{12} \quad (1)$$

式中: V_1 为金融机构的收益期望, V_{11} 为金融机构选择绿

色金融策略的收益期望, V_{12} 为金融机构选择非绿色金融策略的收益期望。

V_{11} 和 V_{12} 的计算公式为:

$$V_{11} = E(S_{11}) = (r_g w + b_1 + \beta f - c_1)yz + [\alpha r_g w + (1-\alpha)r_l w + b_1 - c_1](1-z)y + [\alpha r_l w + (1-\alpha)r_g w + b_1 + \beta f - c_1](1-y)z + (r_l w + b_1 - c_1)(1-y)(1-z) \quad (2)$$

$$V_{12} = E(S_{12}) = (r_l w + \beta f)yz + r_l w(1-z)y + (r_l w + \beta f)(1-y)z + r_l w(1-y)(1-z) \quad (3)$$

低环境风险企业的预期收益为:

$$V_2 = yV_{21} + (1-y)V_{22} \quad (4)$$

式(4)中: V_2 为低环境风险企业的收益期望, V_{21} 为低环境风险企业选择绿色技术创新策略的收益期望, V_{22} 为低环境风险企业选择非绿色技术创新策略的收益期望。

V_{21} 和 V_{22} 的计算公式分别如下:

$$V_{21} = E(S_{21}) = [b_2 - \delta(1-\alpha)r_g w - \delta\beta f - \alpha r_g w - c_2]xz + [b_2 - \delta(1-\alpha)r_l w - \delta\beta f - \alpha r_l w - c_2](1-x)z + [b_2 - \delta(1-\alpha)r_l w - \alpha r_g w - c_2](1-z)x + (b_2 - \alpha r_g w - c_2)(1-x)(1-z) \quad (5)$$

$$V_{22} = E(S_{22}) = [-\delta(1-\alpha)r_g w - \delta\beta f - \alpha r_l w - \varphi]xz + [-\delta(1-\alpha)r_l w - \delta\beta f - \alpha r_l w](1-x)z + [-\delta(1-\alpha)r_l w - \alpha r_l w - \varphi](1-z)x + [-\delta(1-\alpha)r_l w - \alpha r_l w](1-x)(1-z) \quad (6)$$

高环境风险企业的预期收益为:

$$V_3 = zV_{31} + (1-z)V_{32} \quad (7)$$

式(7)中: V_3 为高环境风险企业的收益期望, V_{31} 为低环境风险企业选择绿色技术创新策略的收益期望, V_{32} 为低环境风险企业选择非绿色技术创新策略的收益期望。

V_{31} 和 V_{32} 的计算公式为:

$$V_{31} = E(S_{31}) = [b_3 - (1-\alpha-\delta)r_g w - (1-\delta)\beta f]xy + [b_3 - (1-\alpha-\delta)r_l w - (1-\delta)\beta f](1-x)y + [b_3 - (1-\alpha-\delta)r_g w - (1-\delta)\beta f](1-y)x + [b_3 - (1-\alpha-\delta)r_l w - (1-\delta)\beta f](1-x)(1-y) \quad (8)$$

$$V_{32} = E(S_{32}) = [-(1-\alpha-\delta)r_l w - c_3]xy + [-(1-\alpha)r_l w - c_3](1-x)y + [-(1-\alpha-\delta)r_l w - c_3](1-y)x + [-(1-\alpha-\delta)r_l w - c_3](1-x)(1-y) \quad (9)$$

表 2 金融机构-低环境风险企业-高环境风险企业演化博弈收益矩阵

博弈主体及策略		高环境风险企业	多边金融机构	
			绿色金融 x	非绿色金融 $1 - x$
低环境风险企业	绿色技术创新 y	漂绿 z	$r_g w + b_1 + \beta f - c_1,$	$r_l w + \beta f,$
			$b_2 - \delta(1 - \alpha)r_g w - \delta\beta f - \alpha r_g w - c_2,$	$b_2 - \delta(1 - \alpha)r_l w - \delta\beta f - \alpha r_l w - c_2,$
		不漂绿 $1 - z$	$b_3 - (1 - \alpha - \delta)r_g w - (1 - \delta)\beta f$	$b_3 - (1 - \alpha - \delta)r_l w - (1 - \delta)\beta f$
			$\alpha r_g w + (1 - \alpha)r_l w + b_1 - c_1,$	$r_l w,$
	非绿色技术创新 $1 - y$	漂绿 z	$b_2 - \delta(1 - \alpha)r_l w - \alpha r_g w - c_2,$	$b_2 - \alpha r_g w - c_2,$
			$-(1 - \alpha - \delta)r_l w - c_3$	$-(1 - \alpha)r_l w - c_3$
		不漂绿 $1 - z$	$\alpha r_l w + (1 - \alpha)r_g w + b_1 + \beta f - c_1$	$r_l w + \beta f,$
			$-\delta(1 - \alpha)r_g w - \delta\beta f - \alpha r_l w - \varphi,$	$-\delta(1 - \alpha)r_l w - \delta\beta f - \alpha r_l w,$
		$b_3 - (1 - \alpha - \delta)r_g w - (1 - \delta)\beta f$	$b_3 - (1 - \alpha - \delta)r_l w - (1 - \delta)\beta f$	
		$r_l w + b_1 - c_1,$	$r_l w,$	
		$-\delta(1 - \alpha)r_l w - \alpha r_l w - \varphi,$	$-\delta(1 - \alpha)r_l w - \alpha r_l w,$	
		$-(1 - \alpha - \delta)r_l w - c_3$	$-(1 - \alpha - \delta)r_l w - c_3$	

根据博弈三方收益期望,进一步写出三方复制动态方程。

金融机构的复制动态方程为:

$$F(x) = dx/dt = x(V_{11} - V_1)$$

$$= -x(x-1)(b_1 - c_1 + r_g wz - r_l wz + \alpha r_g wy - \alpha r_l wy - \alpha r_g wz + \alpha r_l wz) \quad (10)$$

低环境风险企业的复制动态方程为:

$$F(y) = dy/dt = y(V_{21} - V_2)$$

$$= -y(y-1)[b_2 - c_2 + \varphi x + (z-1-xz)\alpha r_g w + \alpha r_l w + \delta r_l w(1-\alpha-x+\alpha x + \alpha z + 2xz - \alpha xz) - (\alpha + \delta)r_l wz] \quad (11)$$

高环境风险企业的复制动态方程为:

$$F(z) = dz/dt = z(V_{31} - V_3)$$

$$= -z(z-1)(b_3 + c_3 + (\delta-1)\beta f + (r_l - r_g + \alpha r_g - \alpha r_l + \delta r_g)wx + \delta r_l w(y-x-xy)) \quad (12)$$

令 $F(x)=0, F(y)=0, F(z)=0$, 解出演化博弈模型的均衡点为: $E1(0,0,0)$ 、 $E2(0,0,1)$ 、 $E3(0,1,0)$ 、 $E4(0,1,1)$ 、 $E5(1,0,0)$ 、 $E6(1,0,1)$ 、 $E7(1,1,0)$ 、 $E8(1,1,1)$ 。

根据三方复制动态方程,计算得到演化博弈模型的雅可比矩阵:

$$J = \begin{bmatrix} (1-2x)\begin{pmatrix} b_1 - c_1 + r_g wz - r_l wz + \alpha r_g wy - \alpha r_l wy - \alpha r_g wz + \alpha r_l wz \end{pmatrix} & x(1-x)\alpha w(r_g - r_l) & x(1-x)w\begin{pmatrix} r_g - r_l - \alpha r_g + \alpha r_l \end{pmatrix} \\ y(1-y)\begin{pmatrix} \varphi - z\alpha r_g w + (\alpha + 2z - \alpha z - 1)\delta r_l w \end{pmatrix} & (1-2y)\begin{pmatrix} b_2 - c_2 + \varphi x + \begin{pmatrix} z-1 \\ -xz \end{pmatrix}\alpha r_g w + \delta r_l w\begin{pmatrix} 1-\alpha-x+\alpha x \\ +\alpha z + 2xz - \alpha xz \end{pmatrix} + \alpha r_l w - (\alpha + \delta)r_l wz \end{pmatrix} & y(1-y)\begin{pmatrix} (1-x)\alpha r_g w + \delta r_l w(\alpha + 2x - \alpha x) - (\alpha + \delta)r_l w \end{pmatrix} \\ z(1-z)\begin{pmatrix} r_l - r_g + \alpha r_g \\ -\alpha r_l + \delta r_g \end{pmatrix}w - \delta r_l w(1+y) & z(1-z)(1-x)\delta r_l w & (1-2z)\begin{pmatrix} b_3 + c_3 + (\delta-1)\beta f + \begin{pmatrix} r_l - r_g + \alpha r_g \\ \alpha r_l + \delta r_g \end{pmatrix}wx + \delta r_l w(y-x-xy) \end{pmatrix} \end{pmatrix} \quad (13)$$

将均衡点代入雅可比矩阵,求得各均衡点对应的矩阵特征值,详见表3。

进一步分析不同情形下各均衡点对应特征值的正负情况及演化稳定策略。

情形 1: 金融机构实施绿色金融策略的外部净收益大于利息收益损失, 即 $b_1 - c_1 > w(r_l - r_g)$ 。高环境风险企业选择漂绿策略, 其可能面临的处罚超过漂绿策略产生的收益,

即 $f > A$, 其中 $A = [b_3 + c_3 + (r_l - r_g)(1 - \alpha - \delta)w] / (1 - \delta)\beta$ 。此情形下, 存在鞍点 $E2(0, 0, 1)$, 演化稳定策略为 $E7(1, 1, 0)$ 。

情形 2: 金融机构实施绿色金融策略的外部净收益大于其利息收益损失, 即 $b_1 - c_1 > w(r_l - r_g)$ 。高环境风险企业选择漂绿策略, 其可能面临的处罚小于漂绿产生的



表3 均衡点及其对应的特征值

均衡点	特征值1	特征值2	特征值3
E1(0,0,0)	$b_1 - c_1$	$b_2 - c_2 + w(\alpha r_l - \alpha r_g + \delta r_l - \alpha \delta r_l)$	$b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f$
E2(0,0,1)	$b_1 - c_1 + (1 - \alpha)(r_g - r_l)w$	$b_2 - c_2$	$-[b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f]$
E3(0,1,0)	$b_1 - c_1 + \alpha w(r_g - r_l)$	$-[b_2 - c_2 + \alpha w(r_l - r_g) + (1 - \alpha)\delta r_l w]$	$b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f + \delta r_l w$
E4(0,1,1)	$b_1 - c_1 + w(r_g - r_l)$	$-(b_2 - c_2)$	$-[b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f + \delta r_l w]$
E5(1,0,0)	$-(b_1 - c_1)$	$b_2 - c_2 + \varphi + \alpha w(r_l - r_g)$	$b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f + (r_l - r_g)(1 - \alpha - \delta)w$
E6(1,0,1)	$-[b_1 - c_1 + (1 - \alpha)(r_g - r_l)w]$	$b_2 - c_2 + \varphi - \alpha r_g w + \delta r_l w$	$-[b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f + (r_l - r_g)(1 - \alpha - \delta)w]$
E7(1,1,0)	$-[b_1 - c_1 + \alpha w(r_g - r_l)]$	$-[b_2 - c_2 + \varphi + \alpha w(r_l - r_g)]$	$b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f + (r_l - r_g)(1 - \alpha - \delta)w$
E8(1,1,1)	$-[b_1 - c_1 + w(r_g - r_l)]$	$-(b_2 - c_2 + \varphi - \alpha r_g w + \delta r_l w)$	$-[b_3 + c_3 + (\delta - 1)\beta f + (r_l - r_g)(1 - \alpha - \delta)w]$

收益,即 $f < A$ 。此情形下,存在鞍点E1(0,0,0),演化稳定策略为E8(1,1,1)。

情形3:金融机构实施绿色金融策略的外部净收益小于利息收益损失,即 $b_1 - c_1 < w(r_l - r_g)$ 。高环境风险企业选择漂绿策略,其可能面临的处罚超过漂绿产生的收益,即 $f > A$ 。此情形下,存在鞍点E6(1,0,1),演化稳定策略为E3(0,1,0)。

情形4:金融机构实施绿色金融策略的外部净收益大于利息收益损失,即 $b_1 - c_1 > w(r_l - r_g)$ 。高环境风险企业选择漂绿策略,其可能面临的处罚小于漂绿产生的收益,即 $f < A$ 。此情形下,存在鞍点E1(0,0,0)、E5(1,0,0),演化稳定策略为E4(0,1,1)。

2.4 演化博弈结果分析

情形1中,政策支持绿色金融发展,金融机构获得政策补贴和社会声誉收益,其实施绿色金融策略的外部净收益大于利息收益损失;同时监管机构对漂绿行为的严厉处罚使得高环境风险企业不采取漂绿策略,演化稳定策略E7(1,1,0)得以形成。金融机构倾向于提供绿色金融服务,低环境风险企业在获得绿色金融支持下开展绿色技术创新,高环境风险企业选择不漂绿,寻求非绿色金融支持,通过治理提升改善环境与ESG绩效。

情形2中,尽管金融机构实行绿色金融策略的外部净收益大于利息收益损失,但高环境风险企业漂绿所受处罚低于漂绿产生的收益,导致演化稳定策略变为E8(1,1,1)。金融机构依然倾向于提供绿色金融,但需加强对企业环保及ESG绩效等信息的审查。低环境风险企业继续推动绿色技术创新,而高环境风险企业可能因处罚较低而采取漂绿策略获取绿色信贷。

情形3中,绿色金融政策支持力度较小或金融机构认为成本过高时,外部净收益小于利息收益损失,高环境风险企业漂绿会受到较高处罚,演化稳定策略为E3(0,1,

0)。金融机构可能更倾向于提供非绿色金融,低环境风险企业仍会选择绿色技术创新,高环境风险企业不漂绿,寻求绿色转型,提高环保及ESG绩效。

情形4中,金融机构实行绿色金融策略的外部净收益小于利息收益损失,且高环境风险企业漂绿受到较低处罚,演化稳定策略为E4(0,1,1)。金融机构不愿提供绿色金融服务,低环境风险企业面临融资压力但仍选择绿色技术创新,高环境风险企业采取漂绿策略。

演化博弈均衡解因不同情形而异。就中国过去一个时期及当前而言,情形2更为符合实际。一方面,绿色金融直接的利息收益低于传统金融产品,但地方政府鼓励金融机构发展绿色金融,给予财政补贴、一次性奖励和考核激励等鼓励措施。金融机构实行绿色金融策略时,其外部净收益一般大于利息收益损失,鼓励措施有效推动绿色金融发展;低环境风险企业在获得绿色金融支持下开展绿色技术创新。另一方面,相关法规对企业环境信息披露范围界定模糊,企业低碳与可持续发展相关的信息纳入有限,且企业不实披露环境信息的法律后果并不严重,企业漂绿遭受的处罚期望值小于其收益期望值。在此情形下,E8(1,1,1)为演化博弈模型的演化稳定策略,即金融机构采取绿色金融策略,低环境风险企业采取绿色技术创新策略,高环境风险企业采取漂绿策略。

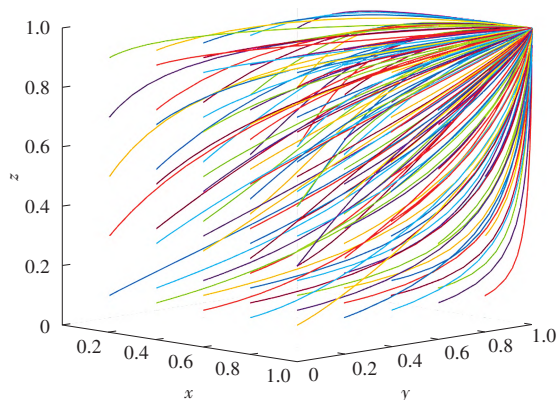
2.5 数值仿真分析

为验证理论模型的有效性,使用MATLAB软件对系统的演化轨迹以及各主体的策略选择进行仿真分析。

参考2024年绿色信贷总额,设定 $w = 25$ 万亿元;参考中国工商银行数据,令用于低环境风险企业的贷款比例 $\alpha = 0.2$;参考中国人民银行数据,取整绿色信贷利率 $r_g = 0.03$,常规贷款利率 $r_l = 0.05$ 。由于金融机构选择绿色金融策略产生的外部收益与成本难以度量,参考2024年中国工商银行的成本收入比29.43%,取整设定 $b_1 : b_2 =$

10:3。参考已有文献[21-22],设定成本共担-收益共享的比例 $\delta = 0.3$,设定低环境风险企业的收益成本比 $b_2:(c_2 + \varphi) = 13:6$,设定高环境风险企业的收益成本比 $b_3:(c_3 + f) = 7:4$ 。对2022年上市公司环保处罚情况进行分析,发现受到环保处罚的高环境风险企业有108家,企业总数为5 148家。由于金融机构发现高环境风险企业漂绿的概率 β 难以准确度量,使用高环境风险企业受到环保处罚概率代替,令 $\beta = 2\%$ 。

在基准参数设定下,对各主体策略选择概率变化进行50次模拟的策略演化如图1所示。结果表明,从不同策略概率出发,存在唯一稳定演化策略组合(1,1,1),与情形2结论一致。



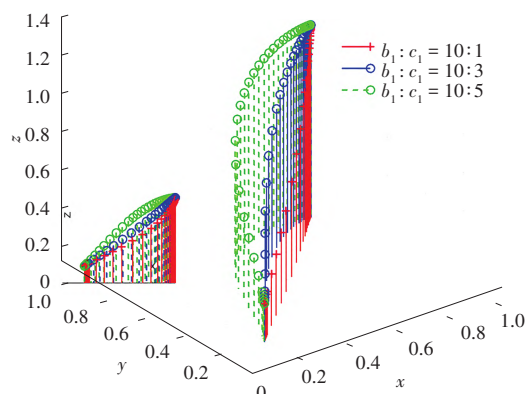
注: x 为提供绿色金融的概率, y 为低环境风险企业绿色技术创新的概率, z 为高环境风险企业漂绿的概率。

图1 基准参数设定下各主体策略选择概率变化50次模拟结果

重新设定两组金融机构收益成本比,金融机构收益成本比变动的策略演化如图2所示。结果发现,在收益成本比变动大于基准参数设定时,金融机构选择绿色金融策略的边际概率大于基准参数设定的边际概率,反之则相反。在其他条件不变的情况下,绿色金融策略的收益成本比增加,将激励金融机构更倾向提供绿色金融服务。

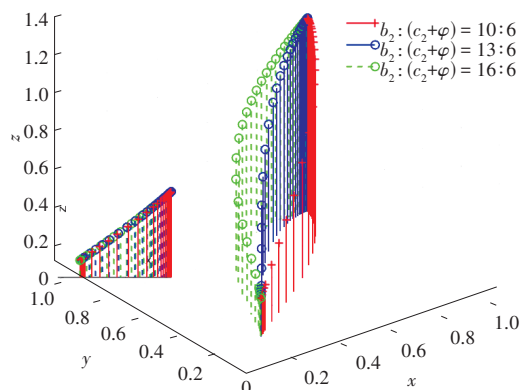
图3为低环境风险企业收益成本比变动的策略演化图,与金融机构收益成本比变动的策略演化类似。图4为发现高环境风险企业漂绿概率的策略演化图。结果表明,金融机构监管强度能够影响高环境风险企业策略选择。当发现漂绿概率 β 值较小时,存在稳定演化策略组合(1,1,1),高环境风险企业漂绿;而当 β 值较大时,稳定演化策略组合转变为(1,1,0),高环境风险企业不再漂绿。仿真分析结果与演化博弈分析结论一致。

• 166 •



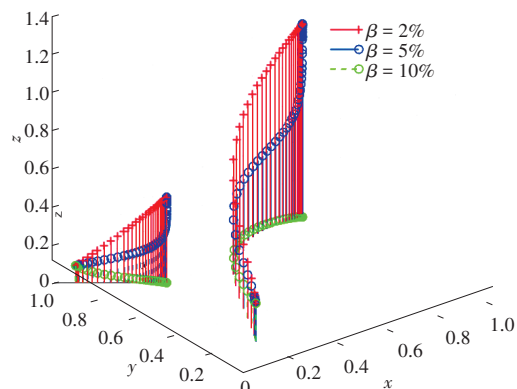
注: x 为提供绿色金融的概率, y 为低环境风险企业绿色技术创新的概率, z 为高环境风险企业漂绿的概率。

图2 金融机构收益成本比变动的策略演化图



注: x 为提供绿色金融的概率, y 为低环境风险企业绿色技术创新的概率, z 为高环境风险企业漂绿的概率。

图3 低环境风险企业收益成本比变动的策略演化图



注: x 为提供绿色金融的概率, y 为低环境风险企业绿色技术创新的概率, z 为高环境风险企业漂绿的概率。

图4 高环境风险企业漂绿被发现概率 β 的策略演化图

3 实证研究设计

3.1 研究假说提出

由演化博弈分析得到,在金融机构采取绿色金融策

略下,低环境风险企业将采取绿色技术创新策略,而高环境风险企业倾向采取漂绿策略,初步表明绿色金融发展可能对企业 ESG 绩效产生不同影响。

绿色金融通过优化资源配置,提高资金使用效率,促进经济高质量发展^[23]。同时,绿色金融通过引导资金流向环保项目和企业,减少高污染、高耗能行业投资,降低环境污染和生态破坏风险,促进生态环境改善^[24]。从环境方面来看,由于外部性的存在,企业可能缺乏足够的动力进行环保投资^[4],绿色金融提供优惠的融资条件,对企业环保投资的外部性进行一定程度的内部化^[25],能有效引导企业投向低碳、环保的新兴产业或对传统产业业务单元进行绿色化改造,实现资源的优化配置^[26-27],促进企业环境绩效的提升。从社会方面来看,金融机构通常将企业的社会责任表现作为是否提供绿色金融服务的重要评估内容。这种机制引导企业主动披露其社会责任绩效,以证明其符合绿色金融产品要求,从而更容易获得绿色金融融资^[28]。良好的社会责任表现则有助于提升企业的品牌形象和市场竞争能力,从而吸引更多消费者和投资者的关注^[29],企业在权衡成本与收益后,会倾向于主动提升社会责任绩效^[30]。从公司治理方面来看,企业为满足金融机构对信息透明度的要求,需要提高其信息披露的质量,这种信息披露的改善有助于减少企业和投资者之间的信息不对称,从而吸引更多的绿色投资者。这也促使企业加强内部治理,确保信息披露的真实性和准确性,进而提高公司的治理水平。

基于此,提出研究假说 H1。

H1:绿色金融发展整体上有助于改善企业 ESG 绩效。

绿色金融发展对低环境风险企业的影响可能存在双重效应。一方面,低环境风险企业虽然本身环境风险较低,具有较好的绿色技术创新能力,但其技术创新仍面临研发周期长、技术开发风险大等共性问题^[31]。绿色金融体系通过建立环境风险评估标准和差异化定价机制,能够精准识别低环境风险企业的绿色技术投资需求。绿色信贷的长期限结构与绿色债券的专项融资功能,可有效解决绿色技术研发投入与从研发到应用的时间错配问题。此外,绿色保险等绿色金融工具进一步分散了技术创新的市场风险,使得低环境风险企业能够以低于市场均衡利率的成本获取资金^[32]。当绿色金融融资成本低于企业自主创新资金机会成本时,低环境风险企业倾向于选择技术创新,改善其 ESG 绩效。

另一方面,绿色金融的政策刚性也可能引发低环境风险企业的策略性应对行为,抑制绿色技术创新。低环境风险企业因其环境合规优势,往往面临较低的监管压力,其现有生产技术已能满足多数环保标准。进行突破性技术创新的边际收益较小^[33],甚至边际收益无法覆盖研发投

入、认证评估、设备改造等成本,导致绿色技术创新意愿不足。环境风险较低的主体特征使其在权衡创新收益与成本时,可能选择维持现有技术路径而非进行实质改善型创新。此时,绿色金融支持未能有效改善企业 ESG 绩效。

基于此,提出竞争性假说 H2a、H2b。

H2a:绿色金融发展促进低环境风险企业绿色技术创新,改善 ESG 绩效。

H2b:绿色金融发展难以促进低环境风险企业绿色技术创新并改善 ESG 绩效。

绿色金融发展可能对高环境风险企业漂绿产生双向影响。一方面,高环境风险企业环境绩效往往相对偏低,可能会在利益驱动下采取策略性技术创新,或选择性披露有利于自身形象的环境信息,利用其信息优势进行漂绿,以获得低利率的绿色信贷等绿色金融支持。目前,企业环境信息监测和披露系统尚不完善,高环境风险企业可能通过“重数量、轻质量”的方式进行漂绿,部分企业的环境信息披露可能缺乏翔实的数据。信息披露质量的差异不仅影响绿色金融市场的效率,也为高环境风险企业漂绿提供可乘之机,甚至可能出现环境造假的行为^[8]。绿色金融要求企业披露更多的环境信息,可能成为高环境风险企业漂绿的诱因。

另一方面,绿色金融发展也可能抑制高环境风险企业的漂绿动机。随着环境信息披露规则的细化和第三方鉴证机制的引入,企业漂绿成本呈现递增趋势,漂绿策略需要支付更高的信息伪造成本以应对穿透式监管,声誉折损风险显著提升^[34]。高环境风险企业作为环境规制的重点监控对象,其漂绿行为一旦被发现,不仅面临行政处罚,还将因信用评级下调而丧失绿色融资资格,甚至引发资本市场估值缩水。各种漂绿成本的累积可能超过绿色融资收益,促使企业转向合规性策略。此外,绿色金融标准体系的完善与 ESG 投资理念的普及,推动金融机构建立更严格的环境风险评估模型。在监管威慑与市场选择的共同作用下,高环境风险企业可能更倾向于通过渐进式技术创新或产业链协同减污降碳实现绿色转型,而非冒险进行漂绿^[35]。

基于此,提出竞争性假说 H3a、H3b。

H3a:绿色金融发展加剧高环境风险企业漂绿风险,不利于改善其 ESG 绩效。

H3b:绿色金融抑制高环境风险企业漂绿风险,有利于改善其 ESG 绩效。

3.2 基准回归模型设定

为实证检验绿色金融发展对企业 ESG 绩效的影响,构建以下计量模型:

$$ESG_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 GF_{j,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

式中:ESG 代表上市公司的 ESG 绩效水平, i 为企业, j 为行业, t 为时间, β_0 与 β_1 为回归系数,GF 为城市层面的绿色金融发展水平,Controls 代表一系列控制变量, γ 为控制变量回归系数集, λ_i 为个体固定效应, μ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

3.3 变量说明

解释变量:绿色金融发展水平(GF)。参考李素峰等^[36]、刘兴华等^[37]对绿色金融指标体系的构建,选取绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券、绿色支持、绿色基金和绿色权益 7 个维度,使用熵值法计算得到城市层面的绿色金融发展水平。其中,绿色信贷使用环保项目信贷总额占信贷总额比重表示,绿色债券用绿色债券发行总额占所有债券发行总额比重表示,绿色保险用环境污染责任保险费收入占总保费收入比重表示,绿色投资用环境污染治理投资占地区生产总值比重表示,绿色支持用环境保护财政支出占财政一般预算支出比重表示,绿色基金用绿色基金总市值占所有基金总市值比重表示,绿色权益用碳交易、用能权交易、排污权交易占权益市场交易额比重表示。

被解释变量:ESG 绩效水平(ESG)。目前常用的 ESG 评分体系有华证 ESG、和讯 ESG、彭博 ESG、商道融绿 ESG 和中国研究数据服务平台 ESG。其中,和讯 ESG 评分不仅包括企业整体 ESG 绩效评分,还将企业不同维度的 ESG 绩效进行细分处理,分为五大类:环境责任、股东责任、员工责任、供应商责任、客户和消费者权益责任、社会责任。这种细致的评分体系有助于更全面地评估企业的 ESG 绩效。本研究在实证分析时使用和讯 ESG 评分测度 A 股上市公司 ESG 绩效。

控制变量:参考已有研究^[38],选取上市公司资产负

债率(Lev)、两职合一情况(Dual)、公司规模(Size)、独立董事人数(Indep)、资产性质(Soe)、股权集中度(Top)和净利润率(Roa)作为企业层面的控制变量。选取人均地区生产总值(PGDP)、政府干预程度(GI)和第二产业占比(SE)作为城市层面的控制变量。其中,两职合一是指董事长与总经理是否由一人兼任,是取值 1、否则取值 0;公司规模用公司总资产的自然对数值表示;资产性质是指企业是否国有控股;股权集中度为公司第一大流通股股东持股比例;政府干预度是一般公共预算支出与地区生产总值的比值。

3.4 数据来源与描述性统计

由于部分样本数据存在缺失,使用 2010—2022 年 A 股上市公司非平衡面板数据。相关数据来自和讯网、Wind 数据库、《中国城市统计年鉴》、CSMAR 数据库、CNRDS 数据库和各地政府官网。为防止异常值影响,删除 ST 和 PT 样本,且对连续变量进行 1% 的缩尾处理。主要变量的描述性统计见表 4。

4 实证结果分析

4.1 基准回归结果分析

表 5 展示了绿色金融发展对企业 ESG 绩效影响。表 5 列(1)、列(2)回归结果表明,绿色金融发展对企业 ESG 绩效改善在 10% 水平上具有统计显著性。列(3)、列(4)结果表明,在加入企业控制变量后,绿色金融发展对企业 ESG 绩效的促进作用仍然显著。考虑到各城市之间发展水平差异,加入城市控制变量,列(5)、列(6)回归结果表明,在控制企业和城市变量后,绿色金融发展对企业 ESG 绩效改善作用仍然显著,初步验证了研究假说 1。

4.2 稳健性检验

绿色金融发展与企业 ESG 绩效之间可能存双向因果关系。为缓解内生性问题,分别使用工具变量法、SYS-

表 4 主要变量描述性统计

变量	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ESG 绩效水平	ESG	38 063	23.230	14.429	-18.450	90.870
绿色金融发展水平	GF	47 550	0.407	0.114	0.062	0.657
净利润率	Roa	50 711	0.052	0.076	-0.278	0.277
两职合一	Dual	40 118	0.298	0.457	0	1
公司规模	Size	43 079	22.147	1.496	18.943	27.139
独立董事人数	Indep	41 044	3.165	0.576	2	5
资产性质	Soe	46 513	0.324	0.468	0	1
股权集中度	Top	41 050	34.161	14.988	8.413	74.566
资产负债率	Lev	50 688	0.425	0.212	0.053	0.945
人均地区生产总值	PGDP	42 783	104 577	45 235	21 787	203 489
政府干预程度	GI	42 783	0.157	0.054	0.077	0.349
第二产业占比	SE	42 783	40.598	11.068	15.830	63.420



表5 基准回归结果

变量	未加入控制变量		加入企业控制变量		加入城市控制变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GF	6.423 [*] (3.835)	6.425 [*] (3.775)	7.655 [*] (4.157)	7.981 [*] (4.096)	9.397 ^{**} (4.133)	9.488 ^{**} (4.077)
Dual			-0.540 [*] (0.281)	-0.529 [*] (0.279)	-0.529 [*] (0.282)	-0.527 [*] (0.279)
Size			3.897 ^{***} (0.227)	3.560 ^{***} (0.226)	3.936 ^{***} (0.226)	3.598 ^{***} (0.225)
Indep			0.351 (0.376)	0.266 (0.363)	0.390 (0.376)	0.303 (0.362)
Soe			-0.615 (0.747)	-0.573 (0.732)	-0.538 (0.743)	-0.512 (0.730)
Top			0.022 (0.019)	0.034 [*] (0.018)	0.021 (0.019)	0.033 [*] (0.018)
Roa			67.824 ^{***} (1.657)	67.923 ^{***} (1.637)	67.773 ^{***} (1.658)	67.909 ^{***} (1.640)
Lev			-4.422 ^{***} (0.917)	-4.263 ^{***} (0.907)	-4.369 ^{***} (0.918)	-4.218 ^{***} (0.907)
PGDP					-0.000 [*] (0.000)	-0.000 (0.000)
GI					6.348 (5.178)	5.874 (5.193)
SE					-0.137 ^{***} (0.043)	-0.144 ^{***} (0.042)
Constant	20.793 ^{***} (1.509)	20.794 ^{***} (1.486)	-67.486 ^{***} (5.329)	-60.376 ^{***} (5.339)	-63.293 ^{***} (5.702)	-56.022 ^{***} (5.715)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	No	Yes	No	Yes	No
Industry × Year	No	Yes	No	Yes	No	Yes
N	35 609	35 597	28 647	28 638	28 488	28 479
R ²	0.516	0.536	0.608	0.625	0.608	0.625

注: * $P < 0.10$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; 括号内数值为稳健标准误。

GMM方法、DID方法等,尽可能排除混淆因素干扰以检验基准回归结果的稳健性。

4.2.1 工具变量法

使用份额移动工具法(Shift-Share IV)构造工具变量。参考邹克等^[39]的研究,使用绿色金融发展水平平均值的滞后一期与绿色金融发展水平在时间上一阶差分的交乘项,作为工具变量(IV1)。IV1主要捕捉绿色金融发展的历史趋势和当前变化率的交互效应,而这些效应通常通过宏观经济环境、政策导向等间接方式影响企业ESG绩效。由于工具变量本身并不直接反映企业ESG绩效的具体状况,因此可认为IV1具有较强的外生性。绿色金融发展水平平均值的滞后一期反映绿色金融在过去一段时间内的积累效应,而绿色金融发展水平在时间上一阶差分则揭示其动态变化的趋势。其交乘项不仅包含绿色金融发展的历史信息,还纳入其变化的速度和方向,较好地反映

绿色金融发展的综合特征,表明IV1与绿色金融发展存在相关性。表6列(1)、列(2)分别展示了IV1的一阶段和二阶段回归结果。一阶段回归结果表明,IV1与绿色金融发展水平之间存在显著的正相关关系,且KP-LM统计量为1 924.569,其 P 值为0.000,验证了IV1的相关性。二阶段回归结果则表明,在经过IV1缓解内生性问题后,绿色金融依然能够显著提高企业ESG绩效。KP- F 统计量为45 000,远大于10%偏误下的临界值16.38,因此可认为IV1通过了弱工具变量检验。

使用省(区)内其他城市绿色金融发展水平年度均值的滞后项作为工具变量(IV2)。其他城市的绿色金融发展水平通常不直接影响本地企业的ESG绩效,此外,由于工具变量是其他城市绿色金融发展水平的滞后项,它与本地企业的绿色金融发展水平之间存在一定的时差,减少了工具变量与ESG绩效之间的直接相关性。由于省

表 6 稳健性检验回归结果

变量	IV1		IV2		IV3		(7)SYS-GMM	(8) DID
	(1)GF	(2)ESG	(3)GF	(4)ESG	(5)GF	(6)ESG		
GF		7.612* (3.970)		29.237* (16.392)		429.758* (231.033)	0.680*** (0.129)	
IV1	1.237*** (0.005)							
IV2			0.340*** (0.013)					
IV3					-0.271*** (0.536)			
DID								1.698* (0.986)
L. ESG							0.048 (0.032)	
Constant	0.311*** (0.010)		0.194*** (0.009)		0.321*** (0.011)			-61.184*** (5.492)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	30 632	26 661	30 632	26 661	32 487	28 488	23 093	28 576
R ²	0.984	0.145	0.973	0.144	0.971	0.419		0.608

注: * $P<0.10$, *** $P<0.01$; 括号内数值为稳健标准误。

(区)内各城市间存在一定的经济联系和政策协同,其他城市的绿色金融发展水平可能会对本地企业的绿色金融发展产生一定的影响。这种相关性有助于确保工具变量与解释变量之间的联系,有助于提高回归估计的准确性。表6列(3)、列(4)分别展示了IV2的一阶段和二阶段回归结果。一阶段回归结果表明,IV2与绿色金融发展水平之间存在显著的正相关关系,且KP-LM统计量为777.059,其 P 值为0.000,验证了IV2的相关性。二阶段回归结果则表明,在经过IV2缓解内生性问题后,绿色金融发展依然能够显著提高企业ESG绩效。KP- F 统计量为854.548,远大于10%偏误下的临界值16.38,因此可认为IV2通过了弱工具变量检验。

使用城市绿色覆盖率作为衡量绿色金融发展水平的工具变量(IV3)。一般说来,城市绿色覆盖率较高的地区,其产业绿色化水平也较高,符合绿色金融标准的金融需求规模较大,绿色金融发展水平较高,城市绿化覆盖率与绿色金融发展具有相关性。城市绿色覆盖率通常由自然地理条件(如气候、地形)、城市历史风貌等外生因素决定,而非直接由企业ESG绩效或绿色金融发展所驱动。其核心决定因素与企业ESG决策中的市场选择、战略偏好等内生变量之间不存在系统相关性,可认为IV3满足工具变量的外生性要求。表6列(5)、列(6)分别展示了IV3的一阶段和二阶段回归结果。结果表明,经工具变量缓解内生性

后,绿色金融发展显著提高了企业ESG绩效。回归结果的KP-LM统计量为9.150,其 P 值为0.0025,验证了IV3的相关性;KP- F 统计量为17.225,大于10%偏误下的临界值16.38,因此可认为IV3通过了弱工具变量检验。

可见,不同工具变量的两阶段回归结果表明,绿色金融有助于提高企业ESG绩效,基准回归结果具有稳健性。

4.2.2 SYS-GMM方法

绿色金融发展有助于提高企业ESG绩效,但这一结论可能受内生性的影响。ESG绩效较好的企业可能更容易获得绿色金融支持,而同时绿色金融的发展也会促使企业提高其ESG绩效。这种双向因果关系可能导致OLS回归结果产生偏误。为此,使用SYS-GMM方法来缓解内生性问题,从而提高估计准确性。参考已有文献[40],构建以下SYS-GMM模型:

$$ESG_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,j,t-1} + \beta_2 GF_{j,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

表6列(7)显示了使用SYS-GMM方法的回归结果。其中,AR(1) P 值为0.000,AR(2) P 值为0.203,通过自相关检验。SYS-GMM模型回归结果表明,绿色金融发展对企业ESG绩效改善具有正向影响。

4.2.3 DID方法

进一步使用DID方法,检验绿色金融发展对企业



ESG绩效影响的稳健性。2016年8月,中国人民银行等7部门联合发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》(以下简称《指导意见》),提出构建绿色金融体系,支持地方发展绿色金融。2017年6月,国务院常务会议决定,在浙江省湖州市、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,贵州省贵安新区和江西省赣江新区等5省(区)8地建设绿色金融改革创新试验区。其后,又进行了几次扩容。双重差分能够准确评估绿色金融政策实施前后试验区和非试验区在企业ESG绩效上的差异,从而判断绿色金融政策实施对企业ESG绩效的直接影响。因此,以《指导意见》发布后,绿色金融改革创新试验区设立作为外生政策冲击,检验绿色金融政策实施是否提高企业ESG绩效。参考文献[41-43],构建以下双重差分模型:

$$ESG_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,j,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

式中,DID表示政策实施的双重差分项,其他变量含义同前文。表6列(8)汇报了绿色金融改革创新试验区设立对企业ESG绩效的回归结果,表明绿色金融改革创新试验区设立有助于提高企业ESG绩效,与绿色金融发展能够促进企业ESG绩效的基准回归结论一致。此外,绿色金融改革创新试验区设立作为政策冲击,通过了平行趋势假设检验。

4.3 异质性分析

融资约束程度可能会影响企业在ESG实践方面的决策。为进一步检验绿色金融发展对不同融资约束水平企业的ESG绩效影响,参考文献[44],构造企业融资约束指数(FC指数),将融资约束指数按照年度均值分为高融资约束组 and 低融资约束组,分组进行回归分析。表7列(1)、列(2)分别显示了企业在低融资约束程度和高融资约束程度下,绿色金融发展影响企业ESG绩效的回归结果。结果表明,绿色金融发展对不同融资约束程度的企业ESG绩效影响存在异质性。企业在高融资约束程度下,绿色金融发展对企业ESG绩效的改善作用较大且在10%水平上显著,但在低融资约束程度下其影响较小且不显著。可能原因在于,高融资约束企业往往面临资金紧张的困境,绿色金融不仅为企业提供更多元化的融资渠道,还通过差异化融资成本机制降低企业的融资成本。这种资金上的支持有助于激励企业加强环境管理、提升社会责任意识和改善公司治理,从而促进企业的ESG绩效。此外,获得绿色金融支持的企业还能向市场传递出积极信号,提升市场形象和声誉,进一步增强企业提升ESG绩效的内在动力。然而,在低融资约束程度下,绿色金融发展对企业ESG绩效的促进作用较小且不显著,这可能是因

为企业拥有充裕的资金来源和多样的融资渠道时,对绿色金融的依赖程度相对较低,对长期的环境、社会和治理重视不够,不利于企业改善其ESG绩效。

表7 异质性分析回归结果

变量	(1) 低融资约束组	(2) 高融资约束组	(3) 低声誉组	(4) 高声誉组
GF	-1.712 (7.702)	8.371* (4.396)	14.527*** (4.920)	3.121 (6.246)
Constant	-82.378*** (12.257)	-37.486*** (6.639)	-42.561*** (7.753)	-82.068*** (8.266)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11 366	16 518	12 287	15 527
R ²	0.628	0.671	0.591	0.659

注:* $P < 0.10$, *** $P < 0.01$;括号内数值为稳健标准误。

绿色金融发展对企业ESG绩效的促进效果,可能在不同企业声誉下存在差异。参考已有文献[45]的研究,将企业声誉按照年度均值分为高声誉组和低声誉组。表7列(3)、列(4)分别显示了企业低声誉组和高声誉组的回归结果。结果表明,在低声誉组中,绿色金融发展对企业ESG绩效改善作用较大且显著,但在高声誉组中影响较小且不显著。这可能是因为低声誉企业通常面临更严重的信息不对称问题,在获取融资时面临更高的成本和更严格的条件,为获取优惠的绿色金融服务,必须更加重视ESG建设,促进其ESG绩效。高声誉企业可能已经拥有高效的环境管理和完备的社会责任计划,因此绿色金融发展对企业ESG的影响可能较小。

4.4 机制分析

为甄别绿色金融发展对企业ESG绩效影响的可能机制,构建如下模型:

$$M_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 GF_{j,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

式中: M 为机制变量,包括绿色技术创新(GIT)和漂绿(GW),其他变量含义同前文。绿色技术创新(GIT)采用绿色技术专利占专利总量的比重来衡量。参考文献[11],使用如下公式测算企业漂绿程度(GW):

$$GW_{i,t} = \left(\frac{ESG_k - \overline{ESG}_k}{\sigma_k} \right)_{i,t} - \left(\frac{ESG_p - \overline{ESG}_p}{\sigma_p} \right)_{i,t}, k \neq p \quad (18)$$

式中:GW表示企业漂绿程度, ESG_k 和 ESG_p 代表不同的ESG评级得分, $\overline{ESG}$ 代表年度ESG均值, σ_k 则代表ESG的标准差,其他变量含义同上。由于商道融绿ESG评分数据年份较少,仅选取其他4种ESG评分进行测算。为增加



结论的可靠性,通过上述公式,将4种评分数据分别带入,求取企业ESG评级的波动程度均值作为企业漂绿的代理变量。根据国家统计局认定的高污染产业分类,将研究样本划分为低环境风险企业和高环境风险企业,分别检验绿色技术创新和漂绿这两个分样本机制。高环境风险企业包括以下行业企业:石油、煤炭及其他燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业,电力、热力、燃气及水生产和供应业。其他行业企业被归为低环境风险企业。

表8列(1)、列(2)分别表明了绿色金融发展对低环境风险企业与高环境风险企业绿色技术创新影响的回归结果。回归结果表明,绿色金融发展有助于促进低环境风险企业绿色技术创新,但对高环境风险企业绿色技术创新促进效果并不显著。绿色金融为绿色技术和环保项目提供资金支持,降低其融资成本,从而激励企业加大在绿色技术创新上的投入^[46-47]。绿色技术创新通过减少环境污染和资源消耗,提升企业的环境和社会责任表现,提高了企业ESG绩效。同时,绿色技术创新还能降低企业的运营成本,提高资源使用效率,增强企业的经济效益,有利于提升企业治理绩效。表8列(3)、列(4)回归结果表明,绿色金融发展对低环境风险企业漂绿程度的影响不显著,但扩大了高环境风险企业漂绿程度。高环境风险企业通过策略性创新或选择性披露环境信息,可能会在

ESG评级中获得较高的环境及社会责任绩效得分,提高其ESG绩效。然而,这种基于虚假信息提高ESG绩效评分的实践会损害企业的长期声誉和可持续发展,并降低资源配置效率。

机制分析表明,对高环境风险企业与低环境风险企业来说,绿色金融发展提高其ESG绩效的机制路径不同。事实上,政府奖补水平和环境规制强度等因素对不同环境风险水平企业的策略可能产生不同影响。为进一步识别政府奖补水平和环境规制强度对ESG绩效存在的差异性影响,构造如下模型:

$$ESG_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 GF_{j,t} + \beta_2 GF_{j,t} \times Z_{i,j,t} + Z_{i,j,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

式中, Z 为调节变量,包括奖补水平(GS)与环境规制强度(ER),其他变量含义同前文。

相较而言,低环境风险企业可能获得较多政府对绿色低碳发展的奖补支持。将企业年报中收到的政府奖补占营业收入比例作为奖补水平的代理变量^[48]。表8列(5)、列(6)分别报告了在低环境风险企业和高环境风险企业中,奖补水平对绿色金融发展影响ESG绩效的调节效应。回归结果表明,相较于高环境风险企业,低环境风险企业获得政府奖补显著强化了绿色金融发展对ESG绩效的促进作用。事实上,低环境风险企业通常已具备较好的环保基础和绿色技术能力,政府奖补能够更直接地转化为绿色技术升级或环境治理投入,与绿色金融协同

表8 影响机制回归结果

变量	GTI		GW		奖补水平		环境规制	
	(1)低环境风险组	(2)高环境风险组	(3)低环境风险组	(4)高环境风险组	(5)低环境风险组	(6)高环境风险组	(7)低环境风险组	(8)高环境风险组
GF	0.387* (0.228)	0.174 (0.487)	0.771 (0.582)	2.023* (1.114)	10.386*** (3.568)	7.849 (8.461)	7.595* (4.161)	20.705* (10.814)
GF × GS					13.298* (8.056)	42.650 (47.869)		
GS					-5.787* (3.193)	-19.445 (17.398)		
GF × ER							2.032 (2.747)	-14.458** (7.052)
ER							-1.277 (1.133)	4.500* (2.625)
Constant	0.274 (0.337)	0.005 (0.761)	-7.684*** (0.917)	-6.731*** (1.650)	-63.339*** (4.469)	-52.725*** (11.768)	-60.775*** (4.291)	-61.836*** (12.175)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20 652	4 130	8 520	1 931	22 823	4 417	23 658	4 449
R ²	0.436	0.303	0.477	0.507	0.618	0.582	0.622	0.580

注:* $P<0.10$,** $P<0.05$,*** $P<0.01$;括号内数值为稳健标准误。



发力,从而更高效地提高ESG绩效。而高环境风险企业的环境治理成本高、周期长,即使获得少量奖补,也可能被优先用于合规整改,且金融机构对其风险评估更为审慎,导致绿色金融发展对高环境风险水平企业ESG绩效的改善效应减弱。

环境规制通常对高环境风险企业产生外在约束,可能影响这类企业漂绿。参考文献[49],使用政府工作报告中的环保词频强度作为环境规制强度的代理变量。表8列(7)、列(8)分别报告了在低环境风险企业和高环境风险企业中,环境规制对绿色金融发展影响ESG绩效的调节效应。回归结果表明,较高环境规制强度显著抑制了绿色金融发展对高环境风险企业ESG绩效的促进作用。可能的原因在于,高环境风险企业面临更严格的环保标准时,需将大量资金投入污染治理等强制性合规领域,可能导致绿色金融资源被应对监管挤占,而非用于绿色技术研发或企业治理。此外,高环境风险企业通常存在较高的污染排放或环境治理短板,提高环境规制强度会直接增加其合规成本,挤压其绿色转型资源空间。而低环境风险企业因合规压力较小,环境规制水平提高对低环境风险企业环保活动影响并不显著。

5 结论与政策启示

在绿色金融市场三方演化博弈分析基础上,该研究基于2010—2022年A股上市公司的非平衡面板数据,实证检验绿色金融发展对企业ESG绩效的影响。研究结论主要如下:绿色金融发展整体上有助于改善企业ESG绩效。绿色金融发展推动低环境风险企业绿色技术创新,促进其改善ESG绩效;绿色金融发展易诱发高环境风险企业漂绿,虚假地提高其ESG绩效。政府奖补强化了绿色金融对低环境风险企业ESG绩效的促进作用,较高环境规制强度可能会在一定程度上弱化绿色金融对高环境风险企业ESG绩效改善的影响。上述研究结论具有丰富的政策启示。

第一,完善绿色金融产品体系。金融机构应健全差异化绿色技术创新激励政策,构建分行业分层级的绿色金融产品体系,需根据行业环境风险与减排特征设计差异化金融工具。将提供绿色金融服务与企业碳排放下降率、清洁能源使用比例等可核查指标绑定,对低环境风险企业提供绿色金融服务。推进碳排放权交易市场建设,逐步扩大适合中国碳市场发展的交易主体范围。健全绿色金融支持绿色技术成果转化机制,针对低环境风险企业创新知识产权证券化模式,根据技术成熟度实施动态质押融资定价。针对高环境风险企业开发阶梯式利率工具组合,若未达成减排目标则触发利率上浮。转型专项

债券可定向支持企业设施改造,募集资金用途需符合低碳转型要求,同时设置阶梯利率条款。企业提前达成目标可享受利率优惠,强化正向激励,提升企业ESG绩效。

第二,深化绿色创新链与资金链融合。强化低环境风险企业在绿色技术创新中的引领作用,聚焦绿色能源、先进制造等重点领域,通过统筹天使投资、创业投资及私募股权基金等资源,结合绿色信贷、绿色债券与绿色基金等工具,为绿色技术创新项目提供全方位融资支持。金融机构加大对石化、钢铁、水泥等高排放行业提供绿色转型金融支持的力度,探索通过可持续挂钩债券、转型金融贷款等过渡性金融工具,支持高排放行业开展绿色创新,实现低碳转型,避免“一刀切”式融资约束。政府管理部门需建立健全绿色金融与技术创新协同机制,如构建全国统一的绿色项目库与绿色专利数据库,推动财政奖补、绿色信贷和产业政策形成合力,引导绿色金融精准对接绿色技术研发、成果转化及产业化环节,实现以绿色金融促进绿色创新。

第三,强化漂绿监管措施。监管机构构建从漂绿预防、识别到惩戒的全链条监管机制。事前应借鉴可持续金融披露条例框架下的可持续与过渡产品分类标准,明确漂绿界定标准,通过经济处罚、违规信息披露、融资资格限制等多层级惩戒体系。强制要求企业公开转型计划实施路线图,明确技术路径、年度减排目标及资本开支等核心内容。将漂绿纳入信用评级体系,对数据造假企业实施融资限制、绿色债券发行冻结等惩戒措施。事后采取分级追责制度,对违规主体实施黑名单公示、信贷额度削减等处罚,对虚报环境绩效者实施阶梯式罚款并强制公开整改方案。建立跨部门联合惩戒机制,将环境处罚信息纳入金融信用数据库,限制失信企业参与政府采购及招投标。完善监管措施,降低高环境风险企业漂绿率,倒逼企业开展绿色技术创新履行社会责任,提升治理水平,从根本上改善高环境风险企业ESG绩效。

参考文献

- [1] 程庆庆,刘志铭. 绿色金融政策对污染企业ESG绩效的影响:来自中国工业企业的证据[J]. 学术研究, 2024(2): 101-109.
- [2] 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.
- [3] 张佐敏,吴英珏,王红蕾. 绿色创新与绿色金融支持共生的空间溢出效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(5): 102-113.
- [4] 徐妍,王艳艳. 绿色信贷政策提升了企业ESG表现吗:来自A股上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2024(2): 59-72.
- [5] 洪祥骏,林炯,陈丽芳. 地方绿色信贷贴息政策效果研究:基于财政与金融政策协调视角[J]. 中国工业经济, 2023(9): 80-97.
- [6] 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]. 金融经济研究, 2023, 38(1): 146-160.
- [7] ZHANG D Y. Does green finance really inhibit extreme hypocritical ESG risk: a greenwashing perspective exploration [J]. Energy economics, 2023, 121: 106688.
- [8] 苏冬蔚, 刘子茗. 绿色金融改革是否影响企业绿色绩效与漂绿风险?[J]. 国际金融研究, 2023(4): 74-85.
- [9] 张岳, 周应恒. 绿色金融“漂绿”现象的成因与防范: 来自日本的经验启示[J]. 现代日本经济, 2021, 40(5): 79-94.
- [10] 马凌远, 王姝晨. 欧洲绿色金融“漂绿”治理经验及启示[J]. 金融发展研究, 2022(2): 35-41.
- [11] ZHANG D Y. Green financial system regulation shock and greenwashing behaviors: evidence from Chinese firms [J]. Energy economics, 2022, 111: 106064.
- [12] 刘和旺, 陈江鹤, 郑世林. 绿色金融与 ESG 水平: 兼论国家试点政策与地方试点政策的差异[J]. 经济纵横, 2025(3): 97-115.
- [13] 郭淑娟, 闫彩凤. 绿色金融、数字化转型与企业 ESG 表现[J]. 商业研究, 2024(1): 91-102.
- [14] GAO J Z, HUA G H, HUO B F. Green finance policies, financing constraints and corporate ESG performance: insights from supply chain management [J]. Operations management research, 2024, 17(4): 1345-1359.
- [15] GAO D, ZHOU X T, WAN J. Unlocking sustainability potential: the impact of green finance reform on corporate ESG performance [J]. Corporate social responsibility and environmental management, 2024, 31(5): 4211-4226.
- [16] XUE Q H, WANG H M, BAI C Q. Local green finance policies and corporate ESG performance [J]. International review of finance, 2023, 23(4): 721-749.
- [17] MA D, HE Y H, ZENG L G. Can green finance improve the ESG performance: evidence from green credit policy in China [J]. Energy economics, 2024, 137: 107772.
- [18] 乔东, 徐凤敏, 李本初, 等. 绿色金融推动碳中和目标实现的研究现状与路径展望[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2024, 44(3): 87-101.
- [19] 孙华平, 张静宇, 孟凡鑫. ESG 评级对企业绿色创新的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2025, 35(2): 113-126.
- [20] 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.
- [21] PENG S Z, JIANG W, WEI L, et al. A new cost-sharing preventive maintenance program under two-dimensional warranty [J]. International journal of production economics, 2022, 254: 108580.
- [22] 丁志刚, 许惠玮, 徐琪. 绿色信贷支持下供应链低碳技术采纳决策研究[J]. 软科学, 2020, 34(12): 74-80.
- [23] 张建平, 李林泽. 绿色金融、绿色政策与实体企业的绿色转型[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(10): 47-60.
- [24] 黄秀路, 武宵旭, 袁圆, 等. 绿色金融改革的节能效应与机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(8): 27-36.
- [25] 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.
- [26] 赵燕, 孙慧, 马点圆. 城市绿色金融改革对减污降碳协同增效的影响研究: 基于双重机器学习的因果推断[J]. 产业经济研究, 2024(3): 15-28.
- [27] 吴虹仪, 殷德生. 绿色信贷政策对企业债务融资的“赏”与“罚”: 基于准自然实验的效应评估[J]. 当代财经, 2021(2): 49-62.
- [28] 沈璐, 廖显春. 绿色金融改革创新与企业履行社会责任: 来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 金融论坛, 2020, 25(10): 69-80.
- [29] 林乐芬, 孙馨. 绿色信贷对高耗能行业上市企业绿色绩效影响的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2024(2): 82-92.
- [30] 彭俞超, 汪凡智, 倪晓然, 等. 绿色金融考核的社会责任引导效应: 基于宏观审慎评估体系的视角[J]. 南开经济研究, 2023(11): 72-89.
- [31] 刘锦华, 王修华, 严露. 绿色金融试点政策能否倒逼污染企业绿色创新: 基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 统计研究, 2024, 41(12): 98-110.
- [32] 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.
- [33] 郭俊杰, 方颖, 郭晔. 环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新: 来自绿色信贷政策实践的证据[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 112-129.
- [34] MA W W, ZHENG C B, ZHAO X, et al. Impact of green finance on R&D of “two high and one surplus” enterprises against the greenwashing background: exploring the role of green credit [J]. Environment, development and sustainability, 2024, 26(11): 29493-29522.
- [35] 李航. 绿色金融发展对重污染企业“漂绿”行为的影响研究[J]. 科学决策, 2024(9): 80-96.
- [36] 李素峰, 杨蕾, 冯鸿雁. 绿色金融、环境规制与经济高质量发展: 基于京津冀协同发展战略对比分析[J]. 中央财经大学学报, 2024(3): 3-15.
- [37] 刘兴华, 袁琦璟. 公众环境关注度促进了绿色金融发展吗: 来自中国 284 个城市的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(3): 107-116.
- [38] 徐维军, 王昕. 绿色金融影响下的重污染企业 ESG 战略: 实质性改革还是“漂绿”? [J]. 财经理论与实践, 2025, 46(2): 2-9.
- [39] 邹克, 刘翔, 李细枚. 科技金融发展的新质生产力生成效应与机制研究[J]. 金融经济研究, 2024, 39(6): 3-18.
- [40] ZHOU H J, XU G Y. Research on the impact of green finance on China's regional ecological development based on system GMM model [J]. Resources policy, 2022, 75: 102454.
- [41] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗: 基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, 2022(4): 137-155.
- [42] 徐妍, 宋怡瑾, 邵帅. 低碳转型政策对上市公司环境-社会责任-公司治理的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(4): 60-75.
- [43] 张志红, 牟涛, 于晓亚, 等. 企业社会责任信息披露质量对绿色创新的影响研究: 基于制造业上市公司的证据[J]. 山东财经大学学报, 2023(3): 98-107.



- [44] 顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究,2020(2):109-127.
- [45] 管考磊,张蕊. 企业声誉与盈余管理:有效契约观还是寻租观[J]. 会计研究,2019(1):59-64.
- [46] 王丽萍,徐佳慧,李创. 绿色金融政策促进企业创新的作用机制与阶段演进[J]. 软科学,2021,35(12):81-87.
- [47] 姚登宝,王晓曼,姚玉悦. 绿色金融发展对中国宏观经济韧性的影响研究[J]. 山东财经大学学报,2023(1):13-26.
- [48] 柳光强. 税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析:基于信息不对称理论视角的实证研究[J]. 管理世界,2016,32(10):62-71.
- [49] 邵帅,葛力铭,朱佳玲. 人与自然何以和谐共生:地理要素视角下的环境规制与环境福利绩效[J]. 管理世界,2024,40(8):119-146.

Can the development of green finance improve corporate ESG performance: an analysis from the perspective of evolutionary game

MA Zhaoliang^{1,2}, FEI Zhengdong¹

(1. School of Economics, Anhui University, Hefei Anhui 230601, China;

2. Innovative Development Institute, Anhui University, Hefei Anhui 230039, China)

Abstract Corporate implementation of ESG principles serves as a critical driver of comprehensive green and low-carbon transformation. Clarifying the micro-mechanisms through which green finance development impacts corporate ESG performance is of significant importance for China to improve its green finance system, guide enterprises to enhance ESG performance, and achieve green and low-carbon development. This study constructed a tripartite evolutionary game model involving financial institutions, low environmental risk enterprises, and high environmental risk enterprises. It theoretically examined scenarios where enterprises adopt green technological innovation or engage in greenwashing strategies and conducted numerical simulation analysis. Based on theoretical analysis, this study empirically tested the differentiated impacts of green finance development on corporate ESG performance and its underlying mechanisms using unbalanced panel data of China's Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2022. Key findings include: ① Green finance development overall had a promoting effect on improving corporate ESG performance. This result remained robust after a series of rigorous robustness tests, including instrumental variable (IV) methods, the system GMM (SYS-GMM) method replacing the baseline model, and the difference-in-differences (DID) method to assess exogenous policy shocks. The promoting effect was more pronounced among high financing-constrained enterprises and low-reputation enterprises. ② For low environmental risk enterprises, green finance development drove green technological innovation, thereby enhancing their ESG performance. ③ For high environmental risk enterprises, green finance development incentivized greenwashing, leading to artificial inflation of their ESG performance. ④ Government subsidies amplified the promoting effect of green finance development on ESG performance for low environmental risk enterprises, whereas environmental regulations weakened the promoting effect of green finance development on ESG performance for high environmental risk enterprises. This study demonstrated that green finance development facilitated green technological innovation and ESG performance improvements among low environmental risk enterprises but tended to induce greenwashing among high environmental risk enterprises, necessitating enhanced detection and suppression of greenwashing activities among such firms. The findings deepen understanding of the differentiated effects of green finance on corporate ESG performance and their micro-mechanisms, offering theoretical support and policy implications for refining green finance systems to promote green technological innovation, curb greenwashing, and advance comprehensive economic and social green and low-carbon transformation.

Key words green finance; corporate ESG performance; environmental information disclosure; green technological innovation; greenwashing; evolutionary game

(责任编辑:刘照胜)