

银行 ESG 偏好能否抑制 企业漂绿行为？

——来自银企信贷匹配的经验证据

陈东晖 于学伟 张 骏

摘 要 党的二十届三中全会强调，健全生态环境治理体系，健全绿色低碳发展机制。鉴于此，本文以 2013—2023 年我国上市企业和商业银行为研究对象，手工整理 16 万条银企逐笔贷款记录以实现银企信贷关联，基于媒体报道和企业年报使用机器学习算法分别构建了商业银行 ESG 指数与企业漂绿指标，实证检验发现：（1）商业银行 ESG 偏好能够显著抑制企业漂绿，该结论经工具变量法、PSM 处理、动态广义矩估计和双重机器学习检验后仍然成立；（2）机制分析表明，银行 ESG 偏好通过信贷配置效应和信息治理效应来抑制企业漂绿，即缓解企业融资约束、提高企业信息透明度是银行 ESG 偏好抑制企业漂绿的重要作用机制；（3）银企 ESG 具有明显的协同现象，能够通过“信贷配置协同”和“信息治理协同”加强银行 ESG 对企业漂绿的抑制作用；（4）异质性分析表明，银行 ESG 偏好具有普惠效应和互补作用，银行 ESG 对企业漂绿的抑制效果在中小民营企业 and 市场关注度低的企业中更明显，银企 ESG 的协同现象也相对更强。

关键词 银行 ESG 偏好 企业漂绿 银企 ESG 协同

【中图分类号】F832.6 【文献标识码】A 【文章编号】2097-454X(2024)04-0074-24

一、引言

在当今全球生态变化与气候危机日益严峻的背景下，绿色转型已成为推动经济社会可持续发展的核心路径。党的二十届三中全会强调：中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化。现阶段我国亟须完善生态文明基础体制，健全生态环境治理体系，健全绿色低碳发展机制。企业作为市场经济的主体，其绿色转型对于推动经济绿色转型具有重要价值。绿色转型不仅意味着生产方式的根本变革，即从依赖传统高污染、高能耗的模式转向低碳、环保、高效的新型发展模式，还预示着技术创新、产业升级与经济结构优化升级的新机遇。然而，在资源禀赋有限、转型成本与风险较高的现实条件下，许多企业在绿色转型过程中面临着“不敢转、不会转”的困境，象征性绿色承诺难以与实质性绿色行动达成一致（Huang et al., 2023）。一方面，绿色转型背后的不确定性和长周期性特征，可能在转型初期带来生产性投资的“挤出效应”，较高的成本压力成为企业绿色转型的现实掣肘，

【基金项目】国家社会科学基金后期资助项目（批准号：23FJYB033）、教育部人文社会科学研究青年基金项目（批准号：23YJC790038）、国家自然科学基金青年项目（批准号：71903142）。

【作者简介】陈东晖，天津财经大学金融学院助理研究员，邮政编码：300222；于学伟，天津财经大学金融学院副教授，教务处副处长，邮政编码：300222；张骏，天津财经大学数字经济与管理学院讲师，本文通讯作者，邮政编码：300222。

迫使企业策略性地选择低投入、短周期的“漂绿”来获得绿色转型的高收益（黄溶冰等，2020）。另一方面，在绿色市场的不完全信息博弈模型中，企业往往具有信息优势，能够通过粉饰绿色形象来获取市场投资者信任，而市场投资者则因信息不对称难以判断企业的真实绿色行为（孙瑾等，2023）。这种信息优势进一步削弱了企业实质性绿色转型动力，助长投机性绿色宣传的普遍化。漂绿行为虽然短期内可能帮助企业获得市场认可与绿色收益，但长远来看，不仅损害企业信誉，造成企业信息环境严重失真，同时也导致绿色资源错配和市场逆向选择问题，限制着绿色经济发展潜力的释放（李哲、王文翰，2021）。因此，在当前经济社会发展全面绿色转型的战略背景下，如何有效抑制企业漂绿行为，推动实体经济高质量发展，已成为当前亟须解决的重要问题。

近年来，商业银行 ESG 经营理念的践行正成为可持续生态文明和绿色转型的关键驱动力，商业银行 ESG 偏好进入新的发展阶段，信贷管理思路从传统的“唯利是图”业务模式，逐渐变为关注被借款企业的可持续发展能力、更为注重企业信息披露质量（朱光顺、魏宁，2023）。特别是在 ESG 观念的引领下，商业银行搭建的“环境、社会、治理”三驾马车齐头并进的目标体系，或将成为治理企业漂绿难题的重要助推剂。一方面，践行 ESG 理念符合当下监管部门倡议，有助于银行获得监管部门信任，减轻流动性创造的外部监管压力。而且 ESG 偏好作为银行声誉管理的重要手段，能够通过声誉溢出效应促进流动性创造，继而缓解企业融资约束（宋科等，2022；Li et al., 2023）；另一方面，ESG 偏好对银行授信管理提出了更高要求（辛兵海，2023）。为准确评估信贷配给是否符合 ESG 偏好标准，银行需加强信息处理能力，完善风险监测机制，对贷前准入控制、贷中决策支持和贷后辅助管理进行全方位加强，密切监督借款企业的资金使用状况及信息披露情况，有效降低银企信息不对称（郭娜等，2023）。由此来看，银行 ESG 偏好引发的融资规则变革不仅能够激发银行流动性创造动力、缓解企业融资约束，有效抑制企业策略性漂绿行为，而且银行监督能力的提升同样能够降低银企信息不对称，改善企业投机性漂绿现象。

2023 年中央金融工作会议指出：坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨。有鉴于此，本文以 2013—2023 年我国上市企业和商业银行为研究对象，基于机器学习算法构建商业银行 ESG 指数和企业漂绿指标，探讨商业银行 ESG 偏好对企业漂绿的影响作用。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，已有文献多从企业、政策等角度来探讨如何抑制企业漂绿，少有文献从商业银行角度来分析企业漂绿的金融抑制作用（Wang et al., 2022；朱福敏等，2023；杨有德等，2024）。鉴于此，本文聚焦于商业银行这一外部视角，深入分析银行 ESG 偏好对借款企业漂绿的影响作用和作用机制，不仅有助于揭示 ESG 理念对金融服务实体经济的赋能作用，而且对银行 ESG 偏好及企业漂绿两类文献形成了有益补充和拓展。第二，目前 ESG 评级机构仅对我国上市银行进行 ESG 评价，但由于样本企业大多数贷款银行为非上市银行，仅仅使用上市银行进行银企匹配可能存在较大误差。另外，由于大部分非上市银行年报披露信息过于简陋，仅包含信贷状况、经营成果等财务信息，严重影响指标真实性。因此，本文以文本挖掘法为基础，综合运用 Python 网络爬虫、词频分析等多种技术手段，基于百度搜索引擎构建了“银行—年度”层面的 ESG 指数，更为全面地考察银行 ESG 偏好的内部影响，及其对实体企业的赋能作用。第三，本文将企业 ESG 纳入研究框架，创新性地引入银企 ESG 协同度概念，将企业漂绿研究框架从 GWL 模型扩展至 BCE-GWL 模型，深入探讨银企 ESG 协同在公司治理中的具体机制，为银企 ESG 发展提供重要实践方向和关键理论依据。

二、文献综述

基于社会环境责任的高度不透明性，普遍存在的企业漂绿现象引起了学术界的广泛关注（苏冬蔚、刘子茗，2023）。Walker and Wan（2012）将漂绿定义为企业“象征性”绿色宣传与“实质性”

绿色活动之间的差距,虽然企业积极披露绿色环保信息、传递绿色转型信号,但实际绿色绩效表现不佳(Zhang et al., 2023)。另外,信息粉饰同样可以认为是企业进行漂绿活动的信号,企业通过“报喜不报忧”的选择性信息披露行为来获得外部投资者的支持(Lee and Raschke, 2023)。基于上述“言过其实”和“信息粉饰”两种漂绿路径,众多学者对企业漂绿进行了测度,大致可以分为以下四类:(1)言行法:将企业环境宣传和环境绩效差值作为漂绿程度(Hoberg and Lewis, 2017);(2)对比法:定义企业漂绿为标准化 ESG 披露评分与 ESG 绩效评分的差异(Zhang, 2023);(3)打分法:定义企业漂绿为有选择地披露环境信息,从而营造“绿色企业”形象。将企业披露的环境信息分为软信息和硬信息,根据公司披露的软硬环境信息来构建漂绿变量(Zhang et al., 2023);(4)分析法:将企业漂绿策略界定为选择性披露和表述性操纵两种方式,采用内容分析法对环境信息公开相关事项进行评分界定(黄溶冰等, 2020)。但对比法对企业漂绿的测度更多的是衡量机构 ESG 评分分歧,并不能真实反映企业对环境信息披露的操纵程度,客观性不足。打分法则难以实现企业绿色实践和绿色宣传上的统一,无法在同一量纲上进行比较。

由于漂绿对企业价值的危害性,降低市场投资者信心(黄溶冰等, 2020)、影响相关企业的合作意愿(Pizzetti et al., 2021),学术界逐渐开展对企业漂绿现象的成因分析,发现政府监管不力(Huang et al., 2020)、消费者压力(Testa et al., 2018)、市场绿色偏好(肖红军等, 2013)等外部因素都会加剧企业漂绿。且从企业内部来看,管理层绿色认知(Zhang et al., 2023)、内部管理(Wu et al., 2020)、融资约束(Xie et al., 2023)以及中小股东监督(沈弋等, 2023)等因素同样会影响企业漂绿行为。近年来,ESG 逐渐成为商业银行追求可持续发展,实现经济效益、社会效益和生态效益有机融合目标的重要抓手,ESG 理念在赋能商业银行可持续发展的同时,也为支持实体经济发展提供了新的契机。目前学术界基于银行视角对商业银行 ESG 偏好进行了广泛探讨,宋科等(2022)发现上市银行 ESG 投资背后的声誉溢出效应能够有效促进银行流动性创造动力,其在调整银行盈利水平和结构的同时,也能增强银行风险偏好,提高银行风险容忍度(Azmi et al., 2021);辛兵海(2023)同样基于我国上市银行样本,发现 ESG 能够有效提高银行特许权价值,实现社会价值和市场价值的双赢。而朱光顺和魏宁(2023)通过银企信贷联系,基于银行在信贷合同中的退出威胁和议价能力,发现上市银行 ESG 偏好显著提升了借款企业的 ESG 表现。

三、理论分析与研究假设

(一) 商业银行 ESG 表现与企业“漂绿”

伴随着环境恶化、气候变化和资源短缺等问题日益突出,社会各界意识到必须积极推动经济绿色转型,通过践行可持续发展理念来实现经济高质量发展,其中商业银行作为我国金融系统的主导力量,其 ESG 偏好更是受到广泛关注,在重塑银行价值观念的同时,也正悄然改变着银行信贷规则(宋科等, 2022)。具体而言,ESG 理念的践行代表着银行战略理念逐渐从盈利导向转为经济效益与社会责任协同发展的可持续导向。一方面,银行积极引导资金流向资源技术开发和绿色环保产业,既通过 ESG 投资获得良好社会声誉,以吸引更多高质量客户,又通过信贷扩增缓解企业绿色转型所面临的资源禀赋短缺问题,有效降低企业绿色转型中的策略性“漂绿”动机(刘澜飏、任可歆, 2023);另一方面,银行在风险治理的考量下,将更加重视信贷质量。当借款企业出现“漂绿”丑闻时,银行不仅面临贷款违约风险,还可能受到更严格监管审查和媒体负面报道,因此 ESG 理念实践下的商业银行有强烈动机加强信贷监管,进而有效降低企业绿色转型中的投机性“漂绿”动机(王辉、朱家云, 2022)。综合而言,商业银行 ESG 偏好将通过贷前“融资效应”和贷后“治理效应”来实现企业漂绿的始端治理和全周期治理。基于上述分析,本文提出假设 1。

假设 1: 银行 ESG 偏好能够抑制企业漂绿行为。

（二）银行 ESG 偏好抑制企业漂绿的机制分析

ESG 偏好作为银行获取社会声誉的重要手段，能够通过声誉溢出提升银行流动性创造动力，进而缓解企业融资约束压力，实现商业银行 ESG 抑制企业漂绿的“信贷配置效应”。一方面，从银行外部来看，商业银行积极践行 ESG 理念，在低碳环保、慈善公益以及支持国家重大发展战略上积极行动，得到银行内外利益相关者的普遍认同，为流动性创造赢得良好外部环境（朱光顺、魏宁，2023）。并且，银行践行 ESG 理念实现企业融资约束的缓解，不仅有助于构建良好客户关系，还有利于银行获得监管机构信任，降低流动性创造的外部监管压力。另一方面，从银行内部来看，ESG 偏好提升了银行内部的风险管理水平。通过更加严格的评估企业环境、社会和治理绩效，银行能够更准确地识别信贷风险，避免将资金投向潜在风险较高的项目（赫国胜、李晓斌，2024；郭娜等，2023）。这种风险管理策略不仅保护了银行资产的安全，也增强了市场对银行稳健经营的信心，从而有利于吸引更多存款和投资，增强银行流动性储备能力，以实现通过银行信贷扩张来缓解企业融资约束的流动性基础。其次，ESG 偏好能够推动银行业务模式的创新（Li et al., 2023）。为满足日益增长的可持续发展需求，银行需要开发新的金融产品和服务，如绿色债券、环保基金等。这些创新产品不仅吸引了寻求可持续投资的客户，还扩大了银行绿色信贷规模，通过扩张银行流动性创造来有效缓解企业融资约束问题。因此，在融资约束得到缓解的前提下，企业资源短缺问题将得到极大改善，策略性“漂绿”动机被抑制，漂绿现象有所缓解。基于上述分析，本文提出假设 2。

假设 2：ESG 偏好具有信贷配置效应，通过提高银行流动性创造、缓解企业融资约束来抑制企业漂绿行为。

ESG 偏好不仅能够提升银行流动性创造动力、有效缓解企业融资约束，还能够通过“议价能力”和“退出威胁”在对借款企业实施有效监督，发挥公司信息治理效应，提高企业信息透明度来抑制企业漂绿现象。对银行而言，ESG 偏好是商业银行积极推动可持续发展，将环境、社会和治理等目标共同纳入银行经营理念中，积极提高融资决策的规范性和科学性，以便精确评估潜在借款企业的信用状况和社会环境责任（郭娜等，2023）；但对于企业而言，银行 ESG 偏好改变了企业争取信贷资源的重点，企业将更加注重商业银行设定的客观标准，主动通过提升信息透明度来获得更高的信用评价，以增加融资机会（He et al., 2023）。因此，从这一点来看，银行 ESG 偏好对融资规则的改变还蕴含了提升企业信息透明度来抑制漂绿行为的“监督作用”。此外，在信贷合同签订后，与其他银行相比，贷款银行不仅能够获得企业更多特质信息，而且还能够根据企业特质信息在续贷谈判过程中占据更高的议价能力，凭借“退出威胁”来影响借款企业行为（王翌秋等，2023）。企业基于贷款连续性对经营风险的影响，会更加愿意通过主动提升信息透明度来向银行传递高质量的信息和积极承担社会环境责任的信号，从而获得银行续贷意向。因此，银行 ESG 偏好对借款企业的约束作用将带来对漂绿现象的信息治理效应，迫使企业主动提升信息透明度来抑制漂绿行为。基于上述分析，本文提出假设 3。

假设 3：ESG 偏好具有信息治理效应，通过强化银行信贷监管、提高企业信息透明度来抑制企业漂绿行为。

（三）银企 ESG 协同与企业漂绿

在当前经济社会绿色转型的背景下，实体企业同样是 ESG 发展的重要参与主体，ESG 与实体经济的深度融合释放了巨大能量，在优化资源配置的同时，也有助于改善企业信息环境，为银企 ESG 双向耦合促进企业绿色转型提供了关键契机（张骏等，2023）。实际上，银企耦合在公司治理体系中扮演着重要角色，银企间一致性有助于银行通过事前识别和事后监督获取企业的专有信息，降低银企信息不对称，不仅有助于企业获得更优渥的贷款条件，还具有显著的治理作用（王翌秋等，2023）。

一方面，由于银企之间的信息不对称以及银行与审计机构等跨部门之间的“信息孤岛”效应，

银行信贷审核难以穿透至企业项目层面，银行依靠自身收集环境信息的成本高昂。而企业 ESG 实践能够有效提高信息披露质量，降低银企双方信息沟通成本，减少信贷审批时银行对企业的质疑和不确定性，有效缓解企业融资约束压力下的漂绿现象（周泽将等，2023）；另一方面，从委托代理理论的角度来看，企业 ESG 实践可降低外部利益相关者收集和筛选信息的成本，帮助外部利益相关者加强对公司内部管理人员的监督，减少外部利益相关者所面临的道德风险与逆向选择，即企业 ESG 实践带来的信息环境改善能够显著提升银行对企业的信贷监督能力、降低监督成本（肖黎明、李秀清，2020）。事实上，准确、实时的环境信息数据不仅使得银行能够充分了解企业绿色转型的真实状况，企业 ESG 实践作为外部利益相关方的压力与诉求，还能有效改善企业内部治理水平、抑制管理层机会主义动机，降低企业绿色转型过程中的投机性“漂绿”。因此，企业良好的 ESG 表现能够有效强化银行 ESG 偏好对企业绿色漂绿的抑制效果，即银企 ESG 协同具有贷前“信贷配置协同”和贷后“信息治理协同”的耦合现象。基于上述分析，本文提出假设 4。

假设 4：银企 ESG 具有协同现象，银企 ESG 协同能够强化银行 ESG 偏好对企业漂绿的抑制效果，且银企 ESG 具有贷前“信贷配置协同”和贷后“信息治理协同”。

四、模型设定与变量选取

（一）数据来源与处理

本文以 2013—2023^① 年间我国 A 股上市公司和商业银行为研究对象，分析银行 ESG 偏好对企业漂绿的影响。本文企业层面数据来自泰安数据库（CSMAR）、银行层面数据来自国泰安数据库和 Bankscope 数据库^②。考虑到银行 ESG 赋能实体经济发展的滞后性，本文将银行 ESG 偏好以及银企关系滞后一期，为 2012—2022 年度。

（二）实证模型设定

为探讨银行 ESG 对企业漂绿的具体影响，本文设定如下基准模型：

$$GW_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 BESG_{i,t} + \sum_{k=1}^k \lambda_k BANK_{i,t} + \sum_{k=1}^k \gamma_k COMPANY_{i,t} + \delta_i + \mu_d + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， i 表示企业个体， t 表示时间； $GW_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年份的漂绿水平； $BESG_{i,t}$ 为企业 i 受到 t 年度的银行 ESG 偏好影响； $BANK_{i,t}$ 为银行微观层面控制变量； $COMPANY_{i,t}$ 为企业层面控制变量； δ_i 为时间固定效应，用以控制不随企业个体变化且不可观测的宏观经济冲击； μ_d 为个体固定效应，用以控制不随时间变化且不可观测的企业个体特征； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

（三）变量选取与定义

1. 被解释变量：企业漂绿行为（ GW ）

为保证指标的客观性和一致性，本文综合言行法和对比法来构造企业漂绿指标。企业对于绿色理念的贯彻及宣传，必定会体现在企业年报中，因此，本文使用上市公司年报中有关绿色转型出现的频率来衡量企业绿色宣传程度，使用绿色专利申请数量（对数值）来衡量企业绿色实践程度。

第一，构建企业绿色宣传关键词词库。具体而言，本文根据《中国上市公司 ESG 发展白皮书》《新时代的中国绿色发展》白皮书等相关政策文件和已有研究成果（吴非等，2022），阅读并提取

^① 2012 年 2 月 24 日，为促进银行业金融机构发展绿色信贷，中国银行业监督管理委员会根据《中华人民共和国银行业监督管理法》《中华人民共和国商业银行法》等法律法规，发布《绿色信贷指引》，标志着绿色业务开始在商业银行部门大规模展开。考虑到政策的滞后性效果，本文使用 2013 年作为样本起始年度。

^② 本文从上市公司的贷款数据库整理企业 16 万条逐笔贷款记录，并将逐笔贷款信息统一整理为“企业-年份-银行名称-贷款规模”的数据集，然后将该数据与各银行在历年的 ESG 偏好水平和基本财务数据相匹配，并按贷款规模加权平均到企业层面。

其中与企业绿色转型相关的关键词，形成种子词库，并基于机器学习的 Word2Vec 词向量模型和 Skip-Gram (SG) 算法进行扩展，得到企业绿色宣传关键词词库（见表 1）。

表 1 绿色宣传关键词

分类	关键词	
绿色转型直接定义	低碳、环保、可持续、节能、减排、环境友好、生态保护、清洁生产、资源节约、碳中和、生态平衡、绿色发展、生态经济、绿色转型等等	
表现维度	绿色战略	绿色发展、绿色经济、环境保护政策、清洁生产、绿色供应链、绿色金融、碳中和目标、绿色产业、循环经济、可持续发展战略、低碳城市、绿色投资、绿色采购、生态创新、绿色贸易、绿色品牌等等
	绿色技术	可再生能源、节能技术、环保技术、低碳技术、清洁能源技术、碳捕捉与储存、智能电网、绿色建筑、绿色制造、绿色材料、绿色科技、碳排放监测、绿色创新、生态修复、能源管理、绿色 IT、零排放等等
	绿色态度	绿色意识、绿色消费、环保责任、社会责任、生态文明、绿色文化、绿色创新、生态保护、环境意识、绿色教育、生态价值、绿色生活、绿色公共、绿色沟通、绿色营销、绿色采购、环境伦理等等

第二，结构化处理样本企业绿色宣传语料。考虑到本文绿色词典关键词的重要性具有一定差异性。因此本文继续对原始词频进行赋权。关键词词频权重计算公式如下所示：

$$W_{c,j} = \begin{cases} \frac{(1 + \log(tf_{c,j}))}{(1 + \log(a_i))} \log \frac{N}{df_c}, & \text{if } tf_{c,j} \geq 1 \\ 0, & \text{Otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

上式中，N 代表样本企业的所有年报数量； df_c 表示带有词汇 c 的企业年报数量； $tf_{c,i}$ 表示企业年报 i 中包括词汇 c 的原始词频总和； a_i 表示年报 i 的总词数。最终根据该权重，将所有关键词进行汇总，得到企业绿色宣传指数（ GW_{SP} ）。

第三，确定企业漂绿程度。本文使用绿色专利申请数量取对数作为企业绿色实践（ GW_{BE} ）的代理变量。考虑到两者量纲影响，本文对企业绿色宣传和绿色实践以及最终指标进行 0—1 标准化处理，以 $(GW_{SP}-GW_{BE})/GW_{SP}$ 定义为企业漂绿程度（ GWL ）。

2. 核心解释变量：银行 ESG 表现（ $BESG$ ）

目前 ESG 评级机构仅对我国上市银行进行 ESG 评价，非上市银行不存在 ESG 具体评价，但由于样本企业大多数贷款银行并非上市银行，仅仅使用上市银行进行银企匹配可能存在较大误差。另外，由于大部分非上市银行年报披露信息过于简陋，仅包含信贷状况、经营成果等财务信息，严重影响指标真实性。有鉴于此，本文以文本挖掘法为基础，综合运用 Python 网络爬虫、词频分析等多种技术手段，基于百度搜索引擎^①构建了“银行—年度”层面的 ESG 指数，并后续根据银企贷款信息将其匹配到企业层面。

第一，确定商业银行 ESG 偏好的关键词词典。本文根据《中国上市公司 ESG 发展白皮书》等相关政策文件和已有研究选取种子词汇（徐凤敏等，2023），得到 ESG 关键词词典，其中包含绿色、低碳、环保、节能、减排等 46 个关键词词汇（见表 2）。

^① Wang et al. (2021) 指出，采用新闻媒体对相关信息的关注程度来构造行为指数，具有可操作性强、准确度高的优势。因此，本文采用媒体报道对银行 ESG 实践相关信息的关注度来衡量银行 ESG 水平。在一定时期内，关于特定主题的新闻报道数量很大程度上反映了它的发展状况以及社会对它的关注程度（Askatas and Zimmermann, 2015），特别是在互联网成为信息传播主要媒介的时代，更多与 ESG 相关的信息和新闻，显示着银行 ESG 较高的实践水平。因此，媒体报道数量可以较好地替代度量银行 ESG 实践水平。

表2 ESG 关键词

分类		关键词
ESG 直接表述		ESG、可持续发展、高质量发展
表现维度	环境表现	绿色、低碳、环保、节能、减排、治理、保护、修复、清洁、治理污染(治污)、防治、循环、可再生、碳中和、碳达峰
	社会责任	慈善、公益、监管、满意度、隐私保护、人权、责任、安全、透明度、公开、服务、保障、信用、薪资、福利、关怀
	银行治理	治理、管理、规范、自律、增持、分红、创新、改革、效率、高效、信息披露、风险监控

第二，结构化处理样本银行 ESG 语料。基于百度搜索引擎资讯板块的原始信息，爬取含有上述关键词的新闻资讯，形成词频数据；在得到每一家银行每一年份的 ESG 语料后，考虑到词典中的关键词重要性存在差异，本文运用全局主成分分析法（GPCA）对关键词词频进行降维处理，最终合成“银行-年度”层面的 ESG 总指数及各 ESG 分指数。

本文基于指数合成结果绘制了 2012—2022 年银行 ESG 的发展趋势图和词频图（如图 1、2、3 所示）。

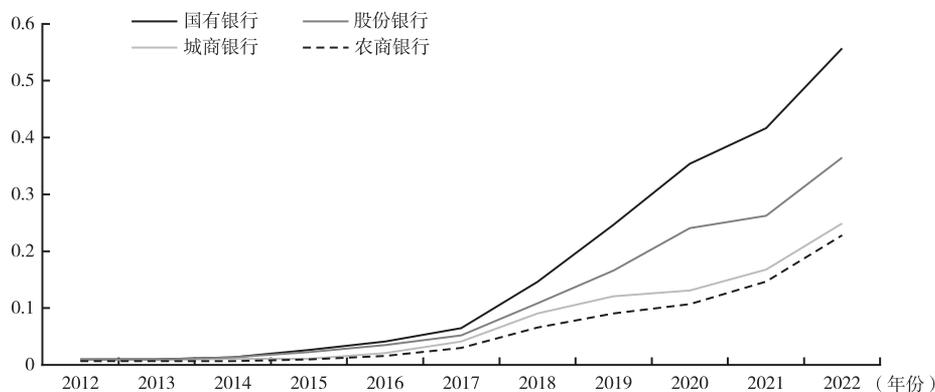


图1 商业银行 ESG 偏好趋势



图2 国有银行 ESG 词频分布



图3 股份银行 ESG 词频分布

由于上市银行相对于非上市银行存在更高的媒体曝光力度，其 ESG 偏好测度可能存在一定的宣传性误差，因此，本文将银行 ESG 偏好除以银行资产规模以消除宣传性的量纲影响，但考虑到数值过小问题，本文对银行 ESG 偏好进行 0—1 标准化，来提高模型拟合度。

第三，银企匹配。本文参考已有研究（张金清等，2021），以借款企业所对应的各银行逐笔贷款规模占企业当年总贷款规模为权重，将各银行 ESG 偏好水平进行加权，得到企业层面的银行 ESG 偏好指数。具体公式如下所示：

$$BESG_{i,t} = \sum_{n=1}^N ESG_{i,n,t} \times \frac{LOAN_{i,n,t}}{LOAN_{i,t}} \quad (3)$$

其中， $ESG_{i,n,t}$ 为企业 i 在 t 期对应的银行 n 的 ESG 水平； $LOAN_{i,n,t}$ 为企业 i 在 t 期对应的银行 n 的贷款规模； $LOAN_{i,t}$ 为企业 i 在 t 期对应的所有银行贷款规模总计。因此， $BESG_{i,t}$ 就是企业 i 在 t 期对应的银行 ESG 指数按照企业逐笔贷款规模占总贷款规模加权到企业上。

3. 机制变量：融资约束（ WW ）与信息透明度（ ASY ）

考虑财务指标的内生性问题，本文使用 WW 指数作为企业融资约束水平的代理变量，以避免研究结论可能存在的内生性偏误。

本文参考于蔚等（2012）的研究，利用企业股票交易信息来构建股市知情交易者和非知情交易者关于企业特质信息的不对称博弈水平，基于企业个股日频交易数据构造股票流动性比率（ LR ）、非流动性比率（ ILL ）和收益率反转程度（ GAM ）三大流动性指标，提取共同变异信息构造企业信息透明度指数（ ASY ），该指数越小，说明企业信息透明度越高。

4. 控制变量：本文从银行和企业两个层面选择控制变量。各变量具体名称和指标含义如表 3 所示，描述性统计如表 4 所示。

表 3 各变量具体名称和指标含义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明	
被解释变量	企业漂绿	GWL	基于言行法构建	
解释变量	银行 ESG 偏好	$BESG$	基于机器学习算法构造且滞后一期	
控制变量	银行层面	银行规模	B_SIZE	银行总资产的自然对数
		银行杠杆率	B_LEV	银行总负债与总资产比值
		银行存贷比	B_LDR	银行贷款总额与存款总额比值
		银行净息差	B_NIM	银行利息净收入与贷款总额比
	企业层面	企业规模	$SIZE$	总资产的自然对数
		企业杠杆率	LEV	年末总负债与总资产比值
		企业风险	$RISK$	ROA 三年平均波动率
		企业盈利水平	ROA	净利润与总资产比值
		现金流水平	$CLASHFLOW$	现金流净额/总资产
		资产增长率	$GROWTH$	本年资产增长额与年初资产总额比值
		股权制衡度	$BALANCE$	第二与第一大股东持股比
市场价值	$TOBINQ$	企业托宾 Q 值		

表 4 描述性统计分析

变量	观测量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GWL	7528	0.6813	0.1840	0.0000	0.7248	0.9371
$BESG$	7528	0.3486	0.2016	0.0000	0.2793	1.0000
$BSIZE$	7528	29.7607	0.9881	26.0428	29.9731	31.1175
$BLEV$	7528	0.7904	0.2218	0.0660	0.9144	0.9461
$BLDR$	7528	0.6167	0.1863	0.0493	0.6592	0.9346
$BNIM$	7528	0.0442	0.0152	0.0028	0.0462	0.0720
$SIZE$	7528	22.5482	1.2994	19.5852	22.4917	26.0082
LEV	7528	0.5102	0.2048	0.0723	0.5154	0.9550
ROA	7528	0.0259	0.0644	-0.2775	0.0263	0.1972
$RISK$	7528	0.0320	0.0397	0.0015	0.0180	0.2372
$CASHFLOW$	7528	0.0428	0.0708	-0.1802	0.0422	0.2421

续表

变量	观测量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>GROWTH</i>	7528	0.1678	0.5516	-0.6502	0.0782	3.9360
<i>BALANCE</i>	7528	0.3224	0.2775	0.0087	0.2283	0.9847
<i>TOBINQ</i>	7528	1.9733	1.5180	0.8319	1.4800	10.7675

从表 4 描述性统计分析中可以发现，企业漂绿程度均值为 0.6813、最大值为 0.9371，说明通过语义操纵来粉饰环境信息是一种普遍存在的现象，该结论符合目前主流研究结果。其次，企业层面的银行 ESG 水平最小值为 0.0000，最大值为 1.0000，均值为 0.3486，说明 ESG 对企业的赋能效果存在较大偏差。其他控制变量与相关研究结论基本一致。

五、实证结果分析

(一) 商业银行 ESG 偏好对借款企业漂绿的影响

表 5 汇报了商业银行 ESG 偏好对借款企业漂绿的影响。为了确保实证结果的稳健，每列回归的标准误均经异方差和公司聚类调整。

表 5 商业银行 ESG 偏好对借款企业漂绿的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
<i>BESG</i>	-0.0546 ** (-2.4419)	-0.1297 *** (-4.4651)	-0.0239 * (-1.7086)	-0.0819 *** (-3.4026)
<i>BSIZE</i>	0.0250 *** (7.2647)	0.0281 *** (7.6099)	-0.0053 (-0.4036)	-0.0583 *** (-3.2076)
<i>BLEV</i>	-0.0056 (-0.2041)	0.0176 (0.6078)	-0.1987 *** (-3.7596)	-0.1004 * (-1.7681)
<i>BLDR</i>	-0.0750 ** (-2.3591)	-0.0677 ** (-2.1280)	0.3086 *** (3.4184)	0.3431 *** (3.6837)
<i>BNIM</i>	0.0385 (0.1179)	-0.2907 (-0.7331)	0.1637 (0.3887)	-0.1817 (-0.3344)
<i>SZIE</i>	0.0062 *** (2.9098)	0.0056 ** (2.5648)	-0.0001 (-0.0148)	-0.0043 (-0.9949)
<i>LEV</i>	0.1496 *** (12.4509)	0.1499 *** (12.4107)	0.2171 *** (13.8715)	0.2240 *** (14.2039)
<i>ROA</i>	-0.4310 *** (-10.7299)	-0.4261 *** (-10.5771)	-0.2502 *** (-7.4179)	-0.2431 *** (-7.1898)
<i>RISK</i>	-0.1775 *** (-3.0763)	-0.1810 *** (-3.1214)	-0.2878 *** (-5.6480)	-0.3033 *** (-5.9260)
<i>CASHFLOW</i>	-0.1015 *** (-3.2738)	-0.1009 *** (-3.2459)	-0.2554 *** (-9.7020)	-0.2569 *** (-9.7289)
<i>GROWTH</i>	0.0049 (1.2492)	0.0048 (1.2230)	-0.0026 (-0.8641)	-0.0022 (-0.7020)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
<i>BALANCE</i>	0.0273 *** (3.7193)	0.0279 *** (3.7971)	0.0068 (0.6837)	0.0055 (0.5535)
<i>TOBINQ</i>	-0.0095 *** (-5.7096)	-0.0103 *** (-5.8974)	0.0002 (0.1217)	-0.0009 (-0.4970)
<i>Constant</i>	-0.5189 *** (-4.4026)	-0.6230 *** (-4.8848)	0.4782 (1.2236)	2.1896 *** (3.9098)
<i>Year fixed</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
<i>Com fixed</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Cluster</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>
<i>N</i>	7528	7528	7528	7528
<i>Adj. R2</i>	0.1085	0.1119	0.2818	0.2874

注：***、**和*分别表示回归结果1%、5%和10%的显著性水平上显著，括号内为t值，下同。

根据表5的回归结果，第(1)列不加入固定效应时，商业银行ESG的回归系数显著为负，在依次加入企业个体固定效应、年份固定效应后，ESG的回归系数仍然显著为负，且系数绝对值明显扩大，说明商业银行ESG偏好能够显著抑制企业漂绿现象，即本文假设1成立。商业银行作为金融体系的重要组成部分，其信贷政策和投资偏好对市场主体行为具有重要影响。随着ESG理念的兴起，越来越多的商业银行开始将ESG因素纳入其决策框架中。这种ESG偏好不仅体现在银行的内部政策和操作流程上，也通过其信贷和投资活动传递给市场，引导企业更加注重可持续发展和长期价值创造。实际上，企业漂绿是一种表面上的环保或社会责任行为，旨在误导公众对其实际环境和社会影响的认知。然而，在商业银行ESG偏好的影响下，企业面临更强的外部监督和更高的信息披露要求。这使得企业难以通过简单的漂绿行为来掩盖其真实的环境和社会责任状况。

具体而言，商业银行在评估企业信贷或投资项目时，会综合考虑企业的绿色表现。对于那些在绿色转型方面表现不佳或存在漂绿行为的企业，银行可能会采取更加谨慎的态度，甚至拒绝提供信贷或投资支持。这种市场机制的约束作用，使得企业有更强的动力去改善其真实的绿色表现，而非仅仅进行表面的绿色包装。

(二) 内生性处理与稳健性检验

1. 工具变量法

首先，在工具变量选择上，本文根据已有研究结果，认为ESG实践具有一定的同群效应，个体之间能够通过竞争效应和学习效应进行模仿(李宗泽、李志斌，2023)。因此，本文使用同年份同省份其他银行的ESG均值作为银行ESG偏好的工具变量。一方面，在同一省份内，银行面临类似的市场环境、政策导向和社会舆论压力。因此，当某些银行积极践行ESG理念时，其他银行可能会出于声誉竞争的考虑，跟随这一趋势，以维持市场竞争力和声誉。这种竞争效应和学习效应在同省份和同年度时更为显著。另一方面，在同一省份，地方政府和金融监管机构往往会出台具有区域特色的政策或指导意见，促进绿色金融发展并引导银行加大ESG投资。这些政策和监管要求会对区域内的所有银行产生一致性影响，从而导致该地区内银行的ESG实践力度趋同。因此，同年份同省份其他银行的ESG均值能够很好地反映该地区ESG的整体水平和趋势，对个体银行的ESG偏好产生影响。此外，同一省份的银行之间的信息交流更为频繁，银行更容易受到同行业的影响，进而调整自身的ESG策略，使得同区域银行的ESG水平具有较强的关联性。因此，本文认为该工具变量满

足相关性假定，同时，同年份同省份其他银行的 ESG 均值并不会直接影响企业绿色行为，满足工具变量的外生性条件。

其次，本文基于解释变量的滞后一期值构造份额移动工具变量进行内生性处理。综上，本文使用同年份同省份其他银行的 ESG 均值 (*BESG_AE*) 和份额移动工具变量^① (*BESG_BARTIK*) 分别作为工具变量进行回归，共同处理基准回归内生性问题。

由表 6 结果可以看出，在纠正了潜在的内生性偏差后，银行 ESG 和企业漂绿行为的关系仍保持不变。

表 6 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BESG</i>	<i>GWL</i>	<i>BESG</i>	<i>GWL</i>
<i>BESG</i>		-1.6711 * (-1.9247)		-0.1420 *** (-4.3742)
<i>BESG_AE</i>	0.0016 ** (2.1356)			
<i>BESG_BARTIK</i>			1.1538 *** (98.4795)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	-1.4331 *** (-32.6608)	2.2941 ** (2.1829)	-0.2236 *** (-11.4906)	-0.2762 ** (-2.1709)
<i>F test of excluded IV</i>	120.63 ***		299.56 ***	
<i>KP rk LM statistic</i>	105.28 ***		240.83 ***	
<i>Year fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Com fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7528	7528	6321	6321

2. PSM 处理

由于商业银行会主动将资金投放到绿色企业、有绿色转型需求的企业也会选择 ESG 偏好较好的银行，因此本文认为银行 ESG 偏好抑制借款企业漂绿的结论可能是相关关系，而非因果关系。基于该考量，本文选择倾向匹配得分法 (PSM) 解决此类问题，PSM 的核心思想是通过匹配处理组和控制组，使两组在被研究的自变量上具有可比性，从而更好地识别因果效应。本文依据企业是否持有金融机构股份划分为处理组与控制组，一方面，持有金融机构股份的企业往往具有更高的银行贷款获得概率，这主要与“关系型”贷款机制密切相关。持有金融机构股份的企业与银行形成了更紧密的利益关联，这种关系使得银行对其放贷的意愿增强，即使在环境治理能力或绿色转型能力不足的情况下，这类企业也更容易通过关系型贷款获得资金支持。这种贷款模式往往不以企业的绿色绩效为核心考量，更依赖于企业与银行的关系纽带，因此导致了银行对其绿色转型过程中的监督力度较弱。另一方面，持有金融机构股份的企业在信贷审批过程中因与银行存在关系优势，银行对其开展的尽职调查和信息核实可能不如非关系型企业严格。这种松散的监管环境为企业漂绿行为提供了更多空间，企业可以通过信息粉饰和象征性绿色承诺来规避银行的审查，进而实现通过贷款获取绿色声誉的目的，而实际上并未进行实质性绿色转型。

因此，持有金融机构股份的企业由于更容易获得贷款、面临的监督较少，往往成为银行 ESG 偏

① 份额移动工具变量 (*BESG_BARTIK*) 指滞后一阶的 ESG 指数 *L.BESG* 与 ESG 指数在时间上的一阶差分 $\Delta BESG$ 的乘积。

好未能有效发挥作用的特殊群体。并且，此类企业对银行特质信息的了解程度更深，更能获取银行对绿色企业的偏好，通过“投其所好”来建立信贷关系。

根据表 7 的 PSM 检验结果可以发现，在考虑可能存在的样本自选择问题后，文章结论仍然稳健。

表 7 PSM 检验

Panel A 平衡性检验					
变量		均值		偏差(%)	t 值
		处理组	控制组		
SIZE	匹配前	22.546	22.603	-4.4	-1.69
	匹配后	22.551	22.533	-1.3	0.43
LEV	匹配前	0.514	0.509	3.0	1.11
	匹配后	0.514	0.521	-3.3	-1.07
ROA	匹配前	0.044	0.021	38.2	14.35
	匹配后	0.044	0.041	4.2	1.40
RISK	匹配前	0.031	0.033	-5.2	-1.97
	匹配后	0.030	0.032	-3.5	-1.13
CALSH	匹配前	0.058	0.039	26.4	10.22
	匹配后	0.057	0.058	-0.9	-0.28
GROWTH	匹配前	0.218	0.145	13.7	5.27
	匹配后	0.238	0.238	-1.3	-0.38
BALANCE	匹配前	0.287	0.332	-16.6	-6.19
	匹配后	0.287	0.281	2.5	0.81
TOBINQ	匹配前	1.966	1.923	3.0	1.13
	匹配后	1.959	1.971	-0.9	-0.27

Panel B PSM 估计结果	
ATT	
-0.4980 **	
(-2.28)	

Panel C 匹配后的回归结果				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWL	GWL	GWL	GWL
BESG	-0.0758 *** (-4.3635)	-0.1549 *** (-4.6005)	-0.0260 ** (-2.0763)	-0.0827 *** (-2.9716)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.5516 *** (-4.4145)	-0.6612 *** (-4.8853)	0.3146 (0.7362)	2.3876 *** (3.6659)
Year fixed	No	Yes	No	Yes
Com fixed	No	No	Yes	Yes
Cluster	No	No	Com	Com
N	6840	6840	6840	6840
Adj. R2	0.1145	0.1192	0.2787	0.2833

3. GMM 估计

考虑到企业漂绿可能具有的动态连续特征，本文构建两阶段动态 GMM 模型进行内生性处理。其中，第（1）列仅加入企业层面控制变量，第（2）列加入所有控制变量。由表 8 回归结果可以发现，在考虑到企业漂绿可能存在的动态连续特征后，银行 ESG 偏好显著为负，文章结论依然成立。

表 8 GMM 估计

变量	(1)	(2)
	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
<i>L. GWL</i>	0.6380 *** (17.1547)	0.5950 *** (16.8242)
<i>BESG</i>	-0.0037 ** (-2.2062)	-0.0112 * (-1.9185)
控制变量	控制企业	全控制
<i>Constant</i>	0.1781 (1.2099)	0.1866 *** (2.9660)
<i>N</i>	6535	6535
<i>AR(1) (p-value)</i>	0.000	0.000
<i>AR(2) (p-value)</i>	0.075	0.103
<i>Hansen test</i>	0.163	0.187

4. Heckman 两阶段检验

为进一步解决样本自选择偏误问题，排除银企双向选择的干扰因素，本文采取 Heckman 两阶段模型来进行内生性处理，根据企业标准化后的绿色宣传与绿色行动之间的大小，定义企业是否漂绿的虚拟变量 (*GWL_IF*)，如果绿色宣传大于绿色行动，则设置为 1，否则设置为 0。结果如表 9 所示。

表 9 Heckman 两阶段检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GWL_IF</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
<i>IMR</i>		-0.2178 *** (-5.7181)	-1.0967 *** (-8.6019)	-0.1624 *** (-5.2487)	-0.8631 *** (-7.5585)
<i>BESG</i>		-0.0304 * (-1.9588)	-0.1272 *** (-4.4033)	-0.0215 (-1.5364)	-0.0793 *** (-3.3073)
<i>BSIZE</i>	0.1416 *** (5.4733)	0.0079 * (1.7219)	-0.0731 *** (-5.9301)	-0.0102 (-0.7826)	-0.1374 *** (-6.5702)
<i>BLEV</i>	0.1370 (0.6533)	0.0038 (0.1388)	-0.0764 ** (-2.4725)	-0.1624 *** (-3.0522)	-0.1721 *** (-3.0022)
<i>BLDR</i>	-0.5407 ** (-2.2916)	0.0023 (0.0680)	0.3109 *** (5.7339)	0.3098 *** (3.4384)	0.6523 *** (6.4348)
<i>BNIM</i>	-3.6622 (-1.2798)	-0.2004 (-0.6094)	2.2923 *** (4.6237)	-0.4960 (-1.1307)	1.8173 *** (3.0181)
<i>SIZE</i>	0.0311 * (1.8929)	0.0029 (1.2962)	-0.0136 *** (-4.3563)	-0.0033 (-0.7775)	-0.0186 *** (-3.9890)
<i>LEV</i>	0.6774 *** (7.5203)	0.0529 ** (2.5491)	-0.3232 *** (-5.7406)	0.1468 *** (7.1352)	-0.1417 *** (-2.7849)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GWL_IF</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
<i>ROA</i>	-2.6092 *** (-8.5354)	-0.0765 (-1.0363)	1.3578 *** (6.4284)	0.0120 (0.1993)	1.1408 *** (6.1279)
<i>RISK</i>	-0.3627 (-0.8288)	-0.0917 (-1.5412)	0.1870 *** (2.6033)	-0.2274 *** (-4.3605)	-0.0278 (-0.4441)
<i>CASHFLOW</i>	-0.6237 *** (-2.6837)	-0.0039 (-0.1098)	0.3591 *** (5.8115)	-0.1843 *** (-6.2336)	0.0970 * (1.8058)
<i>GROWTH</i>	0.0426 (3.4555)	0.0021 (0.5444)	-0.0109 ** (-2.5214)	-0.0048 (-1.5628)	-0.0141 *** (-4.0884)
<i>BALANCE</i>	0.0999 * (1.8300)	0.0151 ** (1.9816)	-0.0418 *** (-3.8320)	-0.0022 (-0.2192)	-0.0471 *** (-3.8952)
<i>TOBINQ</i>	-0.0461 *** (-3.4393)	-0.0028 (-1.3547)	0.0257 *** (5.6681)	0.0044 ** (2.3122)	0.0272 *** (6.5182)
<i>Constant</i>	-4.7027 *** (-5.8088)	0.5483 *** (3.2712)	3.8861 *** (7.7969)	1.0872 *** (3.0063)	5.5116 *** (8.3015)
<i>Year fixed</i>	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Com fixed</i>	Yes	No	No	Yes	Yes
<i>Cluster</i>	No	No	No	Com	Com
<i>N</i>	7528	7528	7528	7528	7528
<i>Adj. R2</i>	0.0417	0.1125	0.1209	0.2857	0.2954

根据表 9 可知，逆米尔斯比率（IMR）的回归系数在 1% 水平上显著为正，说明本文采用的 Hekman 模型是恰当的，有效控制了潜在的样本自选择偏误问题。同时，银行 ESG 的回归系数显著为负，再次说明文章结论的稳健性，肯定了银行 ESG 偏好对企业漂绿的赋能作用。

5. 双重机器学习检验

考虑到传统线性回归的不足，本文使用双重机器学习模型（DML）对基准回归结果进行稳健性检验。部分线性回归的双重机器学习模型构建方法如下所示：

$$\begin{cases} GWL_{i,t} = \theta_0 BESG_{i,t} + g(X_{it}) + \varepsilon_{i,t}, E[X, D] = 0 \\ GWL_{i,t} = g(D, X) + U, E[U | X, D] = 0 \end{cases} \quad (4)$$

式（4）中第一个模型是部分线性模型， θ_0 是在控制 X 的基础上得到的处置系数，是本文重点关注系数，使用机器学习方法进行估计计算。第二个模型是交互模型，考虑到银行 ESG 对企业漂绿的异质性影响，本文进一步放松了控制变量 X 和解释变量 $BESG$ 线性可分离的假设，采用交互模型重新进行估计。

本文采用随机森林算法和神经网络算法对模型进行求解，为提升待估参数的无偏性、避免过拟合问题，本文使用 1:4 的样本分割比，取均值作为估计结果。结果如表 10 所示，可以发现结论仍然稳健。

表 10 双重机器学习检验

变量	随机森林		神经网络	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>
<i>BESG</i>	-1.0627 *** (-4.8958)	-2.1487 *** (-4.6858)	-2.0346 *** (-5.1668)	-4.0912 *** (-6.7906)

续表

变量	随机森林		神经网络	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWL	GWL	GWL	GWL
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Year fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Com fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7528	7528	7528	7528

6. 替换解释变量：使用上市银行华证 ESG 指数

考虑到 ESG 评级机构对上市银行认证的 ESG 指数更为客观、准确，因此本文将企业贷款银行局限于上市银行，将华证 ESG 指数作为上市银行 ESG 表现的代理指标 (*BESG_SCORE*)，重新进行银企匹配后再次回归；并且使用华证 ESG 分指数进行回归，以作为进一步稳健性检验。回归结果如表 11 所示，结论稳健。

表 11 替换解释变量：使用上市银行华证 ESG 指数

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWL	GWL	GWL	GWL
<i>BESG_SCORE</i>	-0.0280 ** (-2.1928)			
<i>BE_SCORE</i>		-0.0496 * (-1.7827)		
<i>BS_SCORE</i>			-0.0248 *** (-2.8681)	
<i>BG_SCORE</i>				-0.0085 ** (-2.1703)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	1.2568 *** (7.6978)	1.4008 *** (8.0226)	-1.2453 * (-1.6971)	-0.0350 (-0.0332)
<i>Year fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Com fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cluster</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>
<i>N</i>	7528	7528	7528	7528
<i>Adj. R2</i>	0.0569	0.0574	0.0818	0.0795

7. 排除年报绿色语料策略性披露的影响

为了更精准识别出银行 ESG 偏好对企业漂绿的抑制作用，参考向海凌等 (2023) 的研究，本文对原样本数据做进一步筛选。(1) 本文保留那些盈余操纵程度较低的企业样本，较低的盈余操纵意味着企业信息透明度较高。并且，相对于绿色信息，企业财务指标更有操纵或者模糊披露的必要，因此财务信息的准确度也反映了绿色转型信息的准确度，本文对于盈余操纵程度大于 75% 的样本进行了剔除。(2) 当审计师来自四大会计师事务所时，相对更注重企业年报信息的客观性和准确性，本文对企业审计师非四大会计师事务所的样本进行了剔除。(3) 本文对沪深交易所对企业年报质量的考评结果进行样本筛选。基于沪深交易所的考评标准，本文筛选出年报评价优良的样本企

业。(4) 本文剔除新冠疫情带来的外生冲击，将样本年份更改为 2013—2019 年，重新回归。表 12 结果显示，文章结论依然稳健。

表 12 排除年报绿色语料策略性披露的影响

变量	盈余操纵程度较低	审计师来自四大	年报质量优良	删除疫情样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWL	GWL	GWL	GWL
<i>BESG</i>	-0.1040 *** (-5.3322)	-0.0738 *** (-5.3175)	-0.1463 *** (-3.8575)	-0.0670 *** (-3.8552)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	2.1758 *** (2.6155)	1.5711 *** (10.5039)	3.1917 *** (3.5550)	2.9836 *** (3.3884)
<i>Year fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Com fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cluster</i>	Com	Com	Com	Com
<i>N</i>	5462	788	6794	5814
<i>Adj. R2</i>	0.1814	0.1086	0.1273	0.2217

(三) 基于信贷配置效应和信息治理效应的机制分析

基于前文理论分析，银行 ESG 偏好对企业漂绿的抑制作用主要基于信贷配置效应和信息治理效应两种途径，因此本文针对这两种作用途径进行机制检验，回归结果如表 13 所示，其中第 (1) (2) (3) (4) 列是 ESG 信贷配置效应的回归结果，第 (5) (6) (7) 列是 ESG 信息治理效应的回归结果。

表 13 基于信贷配置效应和信息治理效应的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	WW	GWL	CGT	BLC	ASY	GWL	BNPL
<i>BESG</i>	-0.0101 * (-1.9120)	-0.0844 *** (-3.1253)		0.0039 *** (3.3980)	-0.0094 * (-1.8313)	-0.0891 *** (-3.3743)	-0.4945 *** (-10.1969)
WW		0.2471 *** (3.6956)					
<i>L. WW</i>			0.0319 ** (2.0799)				
ASY						0.2442 ** (2.0310)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.1091 (-1.0125)	1.8379 *** (3.3280)	2.5808 *** (4.2863)	0.0544 ** (2.2589)	0.1236 (1.1335)	2.1676 *** (3.8818)	6.1195 *** (5.9641)
<i>Year fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Com fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cluster</i>	Com	Com	Com	Com	Com	Com	Com
<i>N</i>	7483	7483	6762	7263	7528	7528	7421
<i>Adj. R2</i>	0.6551	0.3012	0.1382	0.0847	0.8778	0.2907	0.4860

从表 13 第 (1) (2) 列回归结果可以发现，融资约束将导致企业漂绿动机加剧，而 ESG 对融资约束的缓解作用能够显著抑制企业漂绿行为，说明融资约束确实是银行 ESG 偏好与企业漂绿之间

的中介变量。

当然，由于企业漂绿的大部分目标是营造“绿色企业”形象来获得金融机构信任，从而减轻融资压力。因此，融资约束与企业漂绿之间可能存在内生性问题，即漂绿行为会减轻融资约束。因此，本文将企业融资约束滞后项再次作为中介变量进行回归，如第（3）列所示，滞后一期的融资约束对企业漂绿显著为正，说明融资约束的降低确实能够抑制企业漂绿^①。

其次，在银企建立贷款关系的前提下，虽然银行流动性创造必然造成企业融资约束的缓解，但企业融资约束来源并不仅仅局限于银行贷款，如果能够论证企业融资约束下降的同时，银行流动性创造能力得到提升，那么就基本可以说明企业融资约束的缓解确实来源于银行 ESG 偏好的赋能作用，排除了大部分内生性问题的干扰。基于上述考虑，我们将银行端机制作为企业端机制的稳健性检验（下同）。本文使用企业年度层面的银行流动性创造能力（*BLC*）作为被解释变量进行回归，第（4）列回归系数显示，银行 ESG 偏好对流动性创造能力的回归系数显著为正，说明 ESG 偏好确实可以提高银行流动性创造能力，达到缓解企业融资约束的目的。

第（5）（6）列中，企业信息环境的改善将抑制企业漂绿动机，而银行 ESG 对企业信息透明度的提升作用能够显著缓解企业漂绿行为，说明信息不对称是银行 ESG 偏好与企业漂绿之间的中介变量。为进一步说明企业信息透明度的改善来自于银行信息甄别能力，本文使用企业年度层面的银行不良贷款率（*B_NPL*）作为被解释变量进行回归，第（7）列回归系数显示，银行 ESG 偏好对不良贷款率的回归系数在 1% 水平上显著为负，说明银行 ESG 偏好确实可以提高银行信息甄别能力，通过对企业发挥外部信息治理效应来促使其管理能力的提升。

（四）银企 ESG 协同效应研究

本文虽然从银行角度对 ESG 的赋能效果进行了详细论证，但企业同样是 ESG 偏好的重要主体，而且在 ESG 理念的驱动下，商业银行对信贷资源的配置往往会关注被贷款企业的 ESG 表现水平。因此，本文认为银企 ESG 之间具有显著的协同效应，即银企 ESG 一致性能够强化银行 ESG 偏好对企业漂绿的抑制作用。为验证该结论，本文创新性地构建银企 ESG 协同度指数（*BCESG*），以检验银行 ESG 之间的协同效应；并将企业融资约束、绿色管理分别作为被解释变量，验证银企 ESG 偏好的协同机制。指标构建过程如下：

本文使用华证 ESG 指数作为企业 ESG 表现的代理变量，将银企 ESG 指数进行标准化限定在 0—1 之间，并基于标准化的银企 ESG 指数构建银企 ESG 协同度^②（*BCESG*）：

$$BCESG = (1 - |BESG - CESG|) \times \sqrt{BESG \times CESG} \quad (5)$$

表 14 的回归结果可以显示，第（2）列企业 ESG 与银行 ESG 的交互项显著为负，与基准回归中银行 ESG 回归系数同向，说明银企 ESG 之间具有显著的协同效应，即企业 ESG 表现的提升同样能够加强银行 ESG 对企业漂绿的抑制效果，验证了本文假设 4。第（3）、（4）列中，企业 ESG 与银行 ESG 的交互项仍然显著，且与银行 ESG 的系数同向，说明企业 ESG 偏好确实能够提升银行 ESG 对企业融资约束的缓解、对企业信息透明度的提升，即银企 ESG 具有“信贷配置协同效应”和“信息治理协同效应”。具体而言，银企 ESG 协同意味着银行与企业一致推动 ESG 偏好，可以促进信息的共享与透明度提升，即银行在与企业业务往来中可以获得更翔实的 ESG 数据和信息，而企

① 正常来讲，漂绿不可能影响前一期的融资约束问题。尤其是本文漂绿指标是根据企业年报构建，根据经济学思维，企业面临当年或上一年融资约束压力，才可能在年末年报披露时进行漂绿。

② 该指标从成长性和一致性两方面测算了银企 ESG 协同度。首先，指标克服了一家独大问题，若仅仅是银行或企业单方面的高 ESG 表现无法实现银企 ESG 协同，指标数值较低；其次，指标同样避免了银企实力有限问题，即银企虽不存在一家独大现象，但两者 ESG 水平较低也会导致指标数值不高。因此该指标越大，说明银企 ESG 协同度越好，两者不仅同时存在高水平的 ESG 表现，而且具有 ESG 实力上的一致性。

业也受益于银行对 ESG 标准的高要求。这种信息的共享有助于揭示企业真实的 ESG 表现，减少信息不对称，提高市场的透明度，从而加强对漂绿行为的抑制。同时，银行与企业展现出 ESG 一致性的做法本身就是一种积极的信号，向市场和投资者传递了双方对可持续经营的共同承诺。这种一致性的表现有助于提高企业的声誉，降低其面临的道德风险。企业倘若试图通过漂绿手段来追求短期利润，将与银行形成鲜明的反差，可能引起市场和公众的关注，进而降低其商业信任度。

表 14 银企 ESG 协同效应研究

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	主回归	银企 ESG 协同	信贷配置协同	信贷治理协同
	<i>GWL</i>	<i>GWL</i>	<i>WW</i>	<i>ASY</i>
<i>BESG</i>	-0.0819 *** (-3.4026)	-0.1170 *** (-3.3138)	-0.0625 ** (-2.0578)	-0.0487 ** (-1.9978)
<i>CESG</i>		-0.0095 (-0.4943)	-0.0465 ** (-2.2510)	-0.0884 * (-1.9425)
<i>BCESG</i>		-0.0667 ** (-2.0681)	-0.1416 *** (-3.1437)	-0.0951 * (-1.7249)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	2.1896 *** (3.9098)	2.1216 *** (3.4164)	2.9144 ** (2.3374)	0.9672 * (1.6742)
<i>Year fixed</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Com fixed</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Cluster</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>	<i>Com</i>
<i>N</i>	7528	7528	7528	7528
<i>Adj. R2</i>	0.2874	0.3012	0.7101	0.9015

(五) 异质性分析

1. 商业银行 ESG 的普惠特征

亦有研究认为，中小企业在融资市场中面临显著的规模歧视，这一现象主要源于其在信息透明度、风险控制能力和融资成本等方面的劣势（陈东晖，2024）。与大型企业相比，中小企业的财务信息不够透明，容易导致信息不对称，从而增加金融机构的信贷决策成本和风险评估难度。此外，中小企业的抗风险能力较弱，其市场地位、资源禀赋和经营稳定性相对不足，导致金融机构在放贷时更倾向于将资金投向规模更大、风险更可控的大型企业。再者，由于规模效应，中小企业的融资需求较为分散，单笔融资金额较小，导致融资成本相对较高，使得金融机构在面对类似信贷风险时，更倾向于选择为大型企业提供服务，从而形成规模歧视（张骏等，2024）。

而民营企业在融资市场中通常面临着所有制歧视问题，其根本原因在于其较弱的制度保障和与国有企业相比相对较低的信用评级。在传统金融体系中，国有企业因其背后的政府支持被视为具有较高的信用和较低的违约风险，从而更容易获得金融机构的信贷支持。相反，民营企业的治理结构、财务状况和所有权稳定性常被认为存在不确定性，尤其在经济下行或政策不确定性加大的环境下，金融机构往往更加谨慎，倾向于将信贷资源优先配置给国有企业，导致民营企业的融资渠道受限，融资成本也因此增加。这种所有制歧视在某种程度上限制了民营企业的发展空间，抑制了市场活力的释放。

因此，由于中小民营企业在融资市场中的劣势地位，难以得到足够的信贷资源进行绿色转型，其很可能通过信息粉饰或选择性披露绿色信息来迎合投资者以及金融机构偏好，具有较高的漂绿风险。而银行的 ESG 偏好通过促进绿色信贷配置有效缓解了这些企业的资金压力。当银行将 ESG 表

现作为信贷决策的重要考量标准时，中小民营企业为了获取信贷支持，不得不减少策略性漂绿行为，转而注重真实的绿色转型举措。与大型国有企业相比，中小民营企业融资依赖度更高，ESG 偏好对其融资行为的影响更为直接，从而强化了银行在绿色信贷中的引导作用。并且在信息治理方面，中小民营企业的信息透明度普遍较低，容易出现投机性漂绿行为。银行通过 ESG 偏好提高了对企业信息披露的要求，并强化了信贷过程中的监督机制，使得中小民营企业必须提升自身的环境信息披露质量，以赢得持续的信贷支持。特别是在续贷谈判中，银行凭借对 ESG 的高标准要求 and “退出威胁” 显著增强了对中小民营企业的约束力，迫使其提升信息透明度、减少漂绿行为。相比之下，国有企业因外部监督机制较为完善，银行的 ESG 偏好对其治理效果较为间接。因此，银行 ESG 偏好通过强化融资支持与信息治理，在中小民营企业中展现出更强的漂绿抑制作用。

综上所述，本文认为银行 ESG 偏好对企业漂绿的抑制作用在中小民营企业中更强。本文从企业规模和所有权性质两个维度^①对样本企业进行分组检验，以探讨上述推断的合理性。分组回归结果如表 15 所示。

表 15 ESG 偏好的普惠特征

变量	民营企业		国有企业		中小企业		大型企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL
BESG	-0.0918 ** (-2.0413)	-0.0823 * (-1.7513)	-0.0680 (-1.0324)	-0.0679 ** (-2.0226)	-0.1269 * (-1.8143)	-0.0676 ** (-2.0326)	-0.0048 *** (-2.5881)	-0.1067 *** (-2.7421)
CESG		-0.0169 ** (-1.9916)		-0.0116 (-0.3214)		-0.0065 ** (-2.4383)		-0.0259 *** (-3.0749)
BCESG		-0.0311 ** (-2.2447)		-0.0029 * (-1.8777)		-0.0256 *** (-3.6499)		-0.0253 (-0.6355)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	3.9757 *** (3.9778)	4.0439 *** (4.0572)	0.5602 (0.8616)	0.5419 (0.8329)	2.4058 ** (2.3434)	2.3730 ** (2.3086)	1.8639 ** (2.4116)	1.9126 ** (2.4852)
Year fixed	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Com fixed	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Com	Com	Com	Com	Com	Com	Com	Com
N	4018	4018	3502	3502	3756	3756	3767	3767
Adj. R2	0.2146	0.1139	0.2437	0.1345	0.1659	0.1063	0.1892	0.1903
经验 P 值	0.042 **				0.009 ***			

注：异质性分析的系数组间差异检验的 P 值采用费舍尔组合检验（抽样 1000 次）计算得到，下同。

根据表 15 第 (1) (3) 列的回归结果，在民营企业，银行 ESG 的回归系数显著为负，在国有企业，银行 ESG 的回归系数不显著，说明银行 ESG 偏好能够缓解传统金融模式下的“所有制歧视”问题。其次，第 (5) (7) 列银行 ESG 的回归系数显示，在中小企业中，ESG 的回归系数显著为负且远大于大型企业，说明银行 ESG 偏好还能够缓解“规模歧视”问题，即商业银行 ESG 具有显著的普惠特征。

从表 15 第 (2) (4) 列的回归结果来看，在民营企业，银行 ESG 与企业 ESG 的交互项显著为负且远大于国有企业，说明银企 ESG 的协同现象在民营企业更为显著。从第 (6) (8) 列的回归结

^① 企业规模的具体分组方式为：计算各企业样本期内资产规模并进行排序，将资产规模高于全部企业中位数的企业分为大型企业，低于中位数的企业分为中小企业；企业所有权的具体分组方式为：按照所有权性质分为国有企业和私营企业。

果来看，在中小企业，银行 ESG 与企业 ESG 的交互项显著为负，说明银企 ESG 的协同现象在中小企业更为显著。

2. 商业银行 ESG 的互补效应

除了企业规模特征以及所有权性质外，缺乏媒体关注度和分析师关注度的企业同样面临更高的漂绿风险，主要原因在于外部监督和信息披露不充分所导致的监管真空和信息不对称。一方面，媒体和分析师的关注度是企业环境责任信息的重要外部监督力量（Huang et al., 2020）。高关注度的企业面临更严格的社会舆论和市场监督，任何环境责任失信行为都可能被迅速曝光，这增加了企业因漂绿行为遭受声誉损失的风险。因此，在高监督压力下，这些企业倾向于真实履行环境责任，避免漂绿行为。

另一方面，低关注度企业的信息披露较少，外部分析师和投资者难以获得充分的环境责任信息，从而加剧了信息不对称问题（杨有德等，2024）。在缺乏透明度的情况下，企业更有动机通过选择性信息披露和粉饰性宣传来伪装成“绿色”企业，以此获取绿色金融支持和市场信任。而由于外部监督力量薄弱，这种投机性漂绿行为不易被及时发现，助长了企业利用虚假信息获取利益的倾向。此外，低关注度企业通常处于市场边缘位置，其治理和管理水平相对较低，内部环境责任意识薄弱，决策层更容易倾向于短期逐利，而忽视长期可持续发展。这使得此类企业更有动机通过低成本的漂绿行为来获取经济利益，进一步提升了其漂绿风险。因此，缺乏媒体和分析师关注的企业，由于外部监督薄弱和信息不对称问题，更容易出现漂绿现象。

然而，在这种背景下，银行的 ESG 偏好成为重要的治理力量，通过严格的 ESG 评估标准和持续的贷后监管填补了外部信息监控的空白，迫使企业在融资过程中提升信息透明度并减少虚假绿色行为。并且，银行在缺乏第三方监督的情况下更倾向于依赖内部的 ESG 评价机制，通过强化尽职调查和环境绩效审核，来识别和筛选潜在的高风险企业。为了获得信贷支持，这些企业必须更加符合银行设定的 ESG 标准，因此会在环境责任履行上更加谨慎，以避免漂绿行为被银行发现并导致融资受阻。同时，银行出于声誉和风险管理的考虑，会在贷款合同中附加更多与企业环境绩效挂钩的约束条件，进一步提升贷后监督的强度。

综上所述，本文认为对于缺乏媒体关注度和分析关注度的企业，银行 ESG 偏好对企业漂绿的抑制效果更强。对此，本文从企业媒体关注度和分析师关注度^①两个维度对样本企业进行分组检验。分组回归结果如表 16 所示。

表 16 银行 ESG 偏好的互补效应

变量	低媒体关注		高媒体关注		低分析师关注		高分析师关注	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL
<i>BESG</i>	-0.1448 *** (-3.5654)	-0.1502 *** (-3.7119)	-0.0214 (-0.5699)	-0.0211 (-0.5614)	-0.0453 ** (-2.1798)	-0.0444 * (-1.8537)	-0.1269 (-1.0668)	-0.1232 * (-1.7807)
<i>CESG</i>		-0.0358 *** (-3.6038)		0.0153 * (1.8828)		-0.0102 (-1.3053)		-0.0400 * (-1.8175)
<i>BCESG</i>		-0.0024 ** (-2.0532)		-0.0167 (-0.4352)		-0.1036 * (-1.8946)		-0.0377 ** (-2.3423)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

^① 企业媒体关注度数据来源于 CNRDS，定义为网络媒体报道标题出现企业名称的全部新闻次数。分析师关注度参考周开国（2014）的研究，使用样本年度内对上市企业做出盈余预测机构的总数作为分析师关注度的衡量指标。

续表

变量	低媒体关注		高媒体关注		低分析师关注		高分析师关注	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL	GWL
Constant	1.7842 * (1.7705)	1.8861 * (1.8862)	2.8812 *** (4.0088)	2.8951 *** (4.0301)	1.9109 ** (2.3901)	1.9061 ** (2.3839)	0.9459 (1.0421)	0.9649 (1.0666)
Year fixed	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Com fixed	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster	Com	Com	Com	Com	Com	Com	Com	Com
N	3760	3760	3769	3769	3757	3757	3763	3763
Adj. R2	0.1797	0.1755	0.1161	0.1151	0.1831	0.1826	0.1039	0.0993
经验 P 值	0.007 ***				0.013 **			

根据表 16 第 (1) (3) 的回归结果, 在低媒体关注度的企业中, 银行 ESG 的回归系数显著为负且远大于高媒体关注企业, 说明银行 ESG 背后的监督机制可以在一定程度上弥补媒体关注的不足, 促使企业更加积极地采取实质性环保行动。其次, 第 (5) (7) 列银行 ESG 的回归系数显示, 在低分析师关注度的企业中, ESG 的回归系数显著为负, 说明银行 ESG 偏好能够填补分析师关注的不足, 通过金融手段推动企业加强绿色行动, 即商业银行 ESG 具有显著的监督互补效应。

从表 16 第 (2) (4) 列的结果来看, 在低媒体关注度的企业中, 银行 ESG 与企业 ESG 的交互项显著为负且远大于高媒体关注度企业, 说明银企 ESG 的协同现象在低媒体关注度企业更为显著。从第 (6) (8) 列的回归结果来看, 在低分析师关注度的企业, 银行 ESG 与企业 ESG 的交互项显著为负且远大于高分析师关注度的企业, 说明银企 ESG 的协同现象在低分析师关注度企业更为显著。

六、研究结论与政策建议

本文以 2013—2023 年我国上市企业和商业银行为研究对象, 手工整理 16 万条银企逐笔贷款记录以实现银企信贷关联, 基于媒体报道和企业年报使用机器学习算法分别构建了商业银行 ESG 指数与企业漂绿指标, 实证检验发现: (1) 商业银行 ESG 偏好能够显著抑制企业漂绿, 该结论经工具变量法、PSM 处理、Heckman 和双重机器学习检验后仍然成立; (2) 机制分析表明, ESG 偏好通过信贷配置效应和信息治理效应来抑制企业漂绿, 即缓解企业融资约束、提高企业信息透明度是银行 ESG 偏好抑制企业漂绿的重要作用机制; (3) 银企 ESG 具有明显的协同现象, 能够通过“信贷配置协同”和“信息治理协同”加强银行 ESG 对企业漂绿的抑制作用; (4) 异质性分析表明, 银行 ESG 偏好具有普惠效应和互补作用, 银行 ESG 对企业漂绿的抑制效果在中小企业和市场关注度低的企业中更明显, 银企 ESG 的协同现象也相对更强。

基于上述研究结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 加强商业银行自身 ESG 水平、强化金融服务实体经济有效性。一方面, 银行应当加强对 ESG 的推动, 通过设立明确的 ESG 评价指标和标准, 引导企业在申请融资时环境信息披露必须符合标准, 从而确保融资对象信息披露的真实性和有效性。如银行通过激励机制推动企业主动降低漂绿行为, 将企业的环境责任水平纳入信贷考核体系, 对具有较好绿色信息披露的企业提供更优惠的融资条件; 另一方面, 银行还应建立监督机制, 定期对融资企业的资金履行情况进行评估, 对未达标企业采取相应的监管措施, 以强化对企业的监督效应。第二, 加强银企 ESG 战略协作和信息交流, 推动企业高质量绿色转型。企业作为 ESG 实践的重要主体, 应自觉意识到 ESG 投资对自身长远发展的重要性以及采取漂绿行为对企业可持续发展的危害, 通过信贷杠杆提高对 ESG 实践的重视和投入。此外, 也需要政府以政策推动提升商业银行

ESG 表现，以便与企业自身的 ESG 发展形成协同效应，通过发挥金融机构的信贷配置以及信息揭示等功能激励和倒逼企业实现真实绿色转型。第三，针对银行 ESG 的普惠效应和互补作用，政府应有方向的推动银行 ESG 实践。一方面，政府可设立专项资金，支持商业银行在中小企业中推动 ESG 应用，通过提供低息贷款、资金补贴等激励手段，鼓励银行更积极地与中小企业合作，通过缓解中小企业融资压力，实现企业高质量绿色转型。另一方面，政府可建立差异化监管政策，对中小企业和市场关注度低的企业在环境信息披露方面给予更加灵活和包容的监管。鼓励银行在与这些企业合作时更加注重 ESG 因素，推动其融资决策更贴近 ESG 标准，从而有效发挥银行 ESG 的普惠效应和互补作用。

参考文献

陈东晖（2024）：《贷款银行金融科技、信贷决策与借款企业可持续发展》，《金融理论与实践》第 7 期，第 31—47 页。

郭娜、张骏、申琳（2024）：《内生性金融风险还是输入性金融风险：中国金融市场风险溯源》，《国际金融研究》第 7 期，第 3—14 页。

郭娜、张骏（2024）：《金融科技应用与银行主动风险承担行为——基于银行信贷供给的理论和实证研究》，《经济学家》第 5 期，第 56—66 页。

赫国胜、李晓斌（2024）：《商业银行 ESG 表现与不良贷款率——基于中国的实证研究》，《金融论坛》第 2 期，第 26—36 页。

黄溶冰、谢晓君、周卉芬（2020）：《企业漂绿的“同构”行为》，《中国人口·资源与环境》第 11 期，第 139—150 页。

黄溶冰（2020）：《企业漂绿行为影响审计师决策吗？》，《审计研究》第 3 期，第 57—67 页。

李哲、王文翰（2021）：《“多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取——基于“言”和“行”双维度的文本分析》，《金融研究》第 12 期，第 116—132 页。

李宗泽、李志斌（2023）：《企业 ESG 信息披露同群效应研究》，《南开管理评论》第 5 期，第 126—138 页。

刘澜飏、任可歆（2023）：《绿色信贷政策对企业绿色创新质量的影响研究》，《南开学报（哲学社会科学版）》第 6 期，第 131—145 页。

沈弋、钱明、吕明晗等（2023）：《中小股东监督与漂绿治理——基于词向量模型的文本分析》，《中国人口·资源与环境》第 8 期，第 116—129 页。

宋科、徐蕾、李振等（2022）：《ESG 投资能够促进银行创造流动性吗？——兼论经济政策不确定性的调节效应》，《金融研究》第 2 期，第 61—79 页。

苏冬蔚、刘子茗（2023）：《绿色金融改革是否影响企业绿色绩效与漂绿风险？》，《国际金融研究》第 4 期，第 74—85 页。

孙瑾、苗盼、杨静舒（2024）：《“爱自己”还是“亲社会”——绿色消费利益诉求对绿色购买意愿的影响》，《南开管理评论》第 2 期，第 83—95 页。

王辉、朱家云（2022）：《金融监管视角下银行稳健性与流动性资产配置》，《经济研究》第 12 期，第 104—123 页。

王翌秋、谢萌、郭冲（2023）：《企业 ESG 表现影响银行信贷决策吗——基于中国 A 股上市公司的经验证据》，《金融经济研究》第 5 期，第 97—114 页。

吴非、黎伟（2022）：《税收激励与企业绿色转型——基于上市企业年报文本识别的经验证据》，《财政研究》第 4 期，第 100—118 页。

向海凌、林钰璇、王浩楠（2023）：《利率市场化改革与企业绿色转型——基于上市企业年报文本大数据识别的经验证据》，《金融经济研究》第 4 期，第 55—73 页。

辛兵海（2023）：《ESG 表现与商业银行特许权价值》，《暨南学报（哲学社会科学版）》第 9 期，第 94—115 页。

徐风敏、马杰傲、景奎（2023）：《ESG 观点与股票市场定价——来自 AI 语言模型和新闻文本的证据》，《当代

经济科学》第6期，第29—43页。

杨有德、徐光华、费锦华（2024）：《环境税能否抑制企业“漂绿”行为？》，《中国软科学》第5期，第132—141页。

于蔚、汪淼军、金祥荣（2012）：《政治关联和融资约束：信息效应与资源效应》，《经济研究》第9期，第125—139页。

张金清、李柯乐、张剑宇（2022）：《银行金融科技如何影响企业结构性去杠杆？》，《财经研究》第1期，第64—77页。

朱福敏、樊昊远、吴恒煜（2024）：《机构投资者持股会助推企业“漂绿”吗——基于重污染企业社会责任报告披露的实证研究》，《金融经济研究》第2期，第90—106页。

朱光顺、魏宁（2023）：《负责任的银行贷款与上市公司ESG表现》，《数量经济技术经济研究》第12期，第133—151页。

张骏、郭娜、刘彦迪（2023）：《金融科技对银行风险的影响研究——基于流动性创造与经营效率的分析》，《南开经济研究》第11期，第90—109页。

Askitas, N. and K. F. Zimmermann (2015), “The internet as a data source for advancement in social sciences”, *International Journal of Manpower*, 36 (1), pp. 2 - 12.

Azmi, W. and M. k. Hassan (2021), “Houston R, et al. ESG activities and banking performance: International evidence from emerging economies”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 70, 101277.

He, X., Q. Jing and H. Chen (2023), “The impact of environmental tax laws on heavy-polluting enterprise ESG performance: A stakeholder behavior perspective”, *Journal of Environmental Management*, 344, 118578.

Hoberg, G. and C. Lewis (2017), “Do fraudulent firms produce abnormal disclosure?”, *Journal of Corporate Finance*, 43, pp. 58 - 85.

Huang, H., X. Xing and Y. He., et al. (2020), “Combating greenwashers in emerging markets: A game-theoretical exploration of firms, customers and government regulations”, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 140, 101976.

Huang, X., W. Liu and Z. Zhang., et al. (2023), “Quantity or quality: Environmental legislation and corporate green innovations”, *Ecological Economics*, 204, 107684.

Li, Z., Z. Huang and Y. Su (2023), “New media environment, environmental regulation and corporate green technology innovation: Evidence from China”, *Energy Economics*, 119, 106545.

Pizzetti, M., L. Gatti and P. Seele (2021), “Firms talk, suppliers walk: Analyzing the locus of greenwashing in the blame game and introducing ‘vicarious greenwashing’”, *Journal of Business Ethics*, 170, pp. 21 - 38.

Testa, F., O. Boiral and F. Iraldo (2018), “Internalization of environmental practices and institutional complexity: Can stakeholders pressures encourage greenwashing?”, *Journal of Business Ethics*, 147, pp. 287 - 307.

Walker, K and F. Wan (2012), “The harm of symbolic actions and green-washing: Corporate actions and communications on environmental performance and their financial implications”, *Journal of Business Ethics*, 109, pp. 227 - 242.

Wang, R., J. Liu and R. H. Luo (2021), “Fintech development and bank risk taking in China”, *The European Journal of Finance*, 27 (4 - 5), pp. 397 - 418.

Wu, Y., K. Zhang and J. Xie (2020), “Bad greenwashing, good greenwashing: Corporate social responsibility and information transparency”, *Management Science*, 66 (7), pp. 3095 - 3112.

Xie, J., L. Chen and Y. Liu., et al. (2023), “Does fintech inhibit corporate greenwashing behavior? -Evidence from China”, *Finance Research Letters*, 55, 104002.

Zhang, D (2023), “Does green finance really inhibit extreme hypocritical ESG risk? A greenwashing perspective exploration”, *Energy Economics*, 121, 106688.

Zhang, K., Z. Pan and M. Janardhanan., et al. (2023), “Relationship analysis between greenwashing and environmental performance”, *Environment, Development and Sustainability*, 25 (8), pp. 7927 - 7957.

Can Banks' ESG Preferences Curb Corporate Greenwashing? —Empirical Evidence from Bank-enterprise Credit Matching

CHEN Donghui¹, YU Xuewei¹, ZHANG Jun²

(1. School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. School of Digital Economy and Management, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: The Third Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China pointed out the need to improve the mechanism for green and low-carbon development. In view of this, this article takes listed companies and commercial banks in China from 2013 to 2023 as the research objects, manually sorting out about 160, 000 loan records of banks and enterprises to achieve bank enterprise credit correlation. Based on media reports and corporate annual reports, machine learning algorithms were used to construct the ESG index of commercial banks and the corporate greenwashing index. Empirical tests found that: (1) ESG preferences of commercial banks can significantly inhibit corporate greenwashing. This conclusion still holds true after being tested by instrumental variable method, PSM processing, Heckman, and dual machine learning; (2) Mechanism analysis shows that ESG preferences suppress corporate greenwashing through credit allocation effects and information governance effects, that is, alleviating corporate financing constraints and improving corporate information transparency are important mechanisms for banks' ESG preferences to suppress corporate greenwashing; (3) There is a clear synergy between bank and enterprise ESG, which can strengthen the inhibitory effect of bank ESG on corporate greenwashing through "credit allocation synergy" and "information governance synergy"; (4) Heterogeneity analysis shows that bank ESG preferences have inclusive and complementary effects. The inhibitory effect of bank ESG on corporate greenwashing is more pronounced in small and medium-sized enterprises and enterprises with low market attention, and the synergistic phenomenon of bank enterprise ESG is relatively stronger.

Key Words: Bank ESG Preference; Enterprise Greenwashing; Bank Enterprise ESG Collaboration

责任编辑：薛亚玲