ESG 漂绿、融资约束与企业碳绩效

吴旭鹏[1]，张延辉[1]，高广昊[2]

(1. 聊城大学商学院，聊城 252059；2. 济南大学商学院，济南 250022)

摘要：伴随着全球绿色经济转型的加速推进，ESG 框架持续重塑商业组织的可持续发展路径。然而，在当今企业 ESG 报告披露背后，是脱离实质性环保的 ESG 漂绿行为，这种行为掩盖了真实环境代价，削弱了实质性减排的效果。通过实证检验对 ESG 漂绿对企业碳绩效的影响进行研究。结果表明，ESG 漂绿能够通过加剧企业融资约束，抑制企业碳绩效水平。异质性分析显示，ESG 漂绿对企业碳绩效的影响在制造业企业、中国东中部地区企业及非国有企业中更为显著。

关键词：ESG 漂绿；碳绩效；融资约束；可持续发展

中图分类号：F272.3 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)12－0026－12

近年来，随着“双碳”目标的全面推进，环境、社会与治理(environmental, social and governance, ESG)理念已被纳入国家治理体系顶层设计。在 2022 年中国绿色治理体系构建进程中，国务院通过了《“十四五”节能减排综合工作方案》，确立了环境信息披露制度化要求与 ESG 评价深化路径，与此形成监管协同的是，中国证监会同步升级了《上市公司治理准则》，将环境责任从战略层面嵌入公司治理架构。在此背景下，企业 ESG 实践呈现快速发展态势。然而，政策驱动下的 ESG 热潮催生了漂绿乱象，部分企业通过选择性披露、概念性包装等策略来掩盖其糟糕的环境绩效及 ESG 负面表现，这种异化的非实质性的 ESG 行为会误导外部利益相关者的判断与决策，加剧企业碳绩效水平的进一步偏离。因此，本文基于信号传递理论与资源约束理论，深入探讨 ESG 漂绿行为对企业碳绩效的影响机制，并聚焦融资约束的中介传导路径，实证分析了企业 ESG 漂绿对碳绩效的影响效果，旨在完善企业 ESG 评价体系，助力环境监管部门构建“防漂绿”长效机制，推动企业 ESG 实践从“合规披露”向“价值创造”的实质性转型。

回顾以往相关文献发现，ESG 测度研究的理论起点可追溯至环保维度的漂绿识别框架。Delmas 和 Burbano[1]开创性地通过环境认证标记的可靠性验证，构建了企业 ESG 承诺真实性的判别模型；随后 Kim 和 Lyon[2]运用联邦能源数据与企业自主报告的动态比较法，在温室气体管理领域开发出量化漂绿程度的实证路径，二者共同奠定了早期研究以环保信息披露为核心的方法论基础。随着“漂绿”话题更加受到学术界的追捧，很多学者开始关注 ESG 漂绿在企业年报披露中的一系列问题。在漂绿行为界定方面，黄溶冰等[3]指出，中国上市公司的漂绿行为集中表现为环境信息披露“流于形式、报喜不报忧、披露不到位、缺乏切实行动”的问题。而企业漂绿行为到底会给企业带来什么影响，学者从不同角度进行了分析。在企业投资方面，周大鹏[4]认为，漂绿行为会抑制企业绿色技术创新，降低企业的创新能力，从而削弱企业在环保方面的竞争力，进而抑制其对外直接投资；在企业融资方面，范亚东等[5]分析了 ESG 漂绿对企业股价波动性的影响，得出当企业出现 ESG 漂绿时将导致股价波动性随之增加，对企业长期发展产生负面作用，并且 ESG 漂绿对高污染当量企业的股价波动性影响作用更强；在企业运营方面，顾春霞和周傲寒[6]通过实证研究得出了漂绿行为会抑制企业韧性，即企业应对经营过程中的风险与挑战的能力，并发现这种影响在行业竞争激烈的大规模非国有企业中更为强烈。

收稿日期：2026-04-12

基金项目：教育部人文社会科学研究青年基金(24YJC630308)

作者简介：吴旭鹏(2002—)，男，山东泰安人，硕士研究生，研究方向为财务会计与税务筹划；通信作者张延辉(1982—)，男，山东聊城人，博士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为企业财务与运营；高广昊(2006—)，男，山东聊城人，研究方向为商务会计。

在“双碳”目标的大背景下,国内外学者对影响企业碳绩效的因素进行了多角度的剖析。从外部影响因素来看,政策规制与利益相关者监督共同构成了碳绩效提升的外部驱动力。蒋琰等[7]发现,碳交易等市场型环境规制与内部碳定价存在替代效应,能够有效推动企业降低碳排放强度、提升碳绩效;此外,利益相关者监督作为另一关键外部驱动力,通过声誉机制与市场约束双重路径作用于企业碳管理决策。董康银和赵丛雨[8]证实了公众环境关注度与企业碳绩效呈显著正相关,媒体曝光引发的舆论压力可形成强有力的声誉约束机制。从内部影响因素看,技术创新与研发投入是提升碳绩效的关键内驱因素。张巍等[9]指出,关键数字技术专利通过产业链数字化、供应链数字化、数字供应链金融三个环节提升碳绩效,并且能源结构优化可以通过提高能源利用率,降低碳排放强度;李胜[10]进一步证实,绿色技术创新对碳绩效的影响具有显著正向作用,且存在明显的边际效应递减规律。综上所述,碳绩效的提升依赖于政策规制、利益相关者监督、公众环境关注度及技术创新与研发投入,这一核心特征也决定了 ESG 漂绿可能通过干扰上述关键环节,对碳绩效产生显著影响。而现有少量文献揭示了 ESG“漂绿”与企业碳绩效之间的复杂关联。李艳和石汶鑫[11]发现企业漂绿行为会显著抑制碳绩效的提升,而高管异质性能够缓解这一负面作用,并且无论国有企业还是非国有企业,漂绿行为均会显著抑制碳绩效,且高管异质性仅在国有企业中发挥正向调节作用。

上述研究为本文探讨 ESG 漂绿对企业碳绩效的影响提供了理论基础,但仍存在以下两点不足:一是目前关于 ESG 漂绿与企业碳绩效关系的研究较少,理论基础尚待完善;二是以往对 ESG 漂绿的研究,集中于其对企业价值及企业活动的研究,研究视角较为宏观,未涉及更为微观的碳绩效视角及融资约束在两者之间的中介作用,并且相关的实证研究较少。为了弥补以上不足,本文构建了包含 ESG 漂绿与企业碳绩效的理论模型,研究 ESG 漂绿对企业碳绩效的影响效应与传导机制。另外,中国于 2018 年实施了《中华人民共和国环境保护税法》[12],开始征收环境保护税,根据杨有德等[13],环保费改税政策通过价格杠杆机制显著压缩了企业漂绿操作的空间,其与 ESG 评分的动态传导效应在资本市场引发了连锁反应。这一规制效能在 2022 年 9 月迎来了制度性的强化,即中国证监会发布的《上市公司治理准则》修订版将环境社会责任从倡导性条款升级为治理架构的法定要素,由此触发的 ESG 信息披露标准化进程,倒逼企业加速构建碳绩效追踪与报告体系。所以在 2018—2022 年期间,ESG 和碳绩效数据较为完整、政策环境较为稳定,适合进行实证研究。鉴于此,本文选取 2018—2022 年 A 股上市公司的相关数据实证考查 ESG 漂绿对企业碳绩效的影响。

本文可能的边际贡献有:①现有文献侧重于研究 ESG 表现,而本文在现有理论分析的基础上,从更为微观的研究视角深入分析 ESG 漂绿对企业绩效中碳绩效方面的影响,为企业实现经济效益和生态效益相统一的可持续发展奠定相关理论基础;②引入融资约束研究其在 ESG 漂绿与企业碳绩效水平之间的中介作用,并阐述 ESG 漂绿、融资约束与企业碳绩效三者之间的作用机理;③根据企业的行业差异、地理位置及产权性质,研究不同行业、不同区域及不同产权性质下的企业 ESG 漂绿、融资约束和企业碳绩效三者之间的作用关系,为不同类型企业规避漂绿行为提供可行路径和参考依据。

1 理论分析及研究假设

1.1 ESG 漂绿与碳绩效

众所周知,ESG 作为一个综合性的评估体系,包括环境、社会和治理三个方面的内容。因此,ESG 漂绿对碳绩效的影响可以从这三个维度来分析。从环境维度来看,虚假的环保表象会阻碍实质性的碳减排。一是企业通过 ESG 漂绿营造“环保达标”的假象,使得管理层误认为现有环保措施已经达到国家标准,从而推迟对清洁技术升级的真实投入,进而导致碳排放长期处于高位;二是企业将资金用于漂绿,从而挤占了本应该配置在减排项目的研发资金,进而使得真实环境风险持续增大;三是企业选择性披露数据的行为扭曲了企业碳排放的基准线,使得后续减排目标的制定失去了科学依据,最终陷入“越漂绿越难真实减排”的恶性循环。其中,企业碳绩效并不等同于单纯的碳排放总量。根据 Trumpp 和 Guenther[14]、Clarkson 等[15]的定义,碳绩效衡量的是企业将碳排放与经营产出相剥离的效率与效果,具体表现为单位营收的碳排放量的降低或碳排放全要素生产率的提升。因此,探讨 ESG 漂绿对碳绩效的影响,不能仅止步于排放总量的增减,更要关注其单位产出的环境效率变化,即 ESG 漂绿行为导致的高碳排放将直接恶化企业的碳绩效表现。由于在产出规模不变的前提下,漂绿企业

缺乏实质性的绿色工艺革新与能源结构优化，其单位产值的化石能源消耗量将无法降低，其碳强度指标显著高于非漂绿企业。另外，漂绿引发的融资约束强化效应会挤出具有产出倍增效应的绿色研发投入，使得企业在生产函数中的技术进步率下滑，从而导致碳排放随产出增长的弹性系数居高不下。综上，尽管漂绿行为在短期内可能维持了经营收入，但其每单位经济附加值所对应的环境负外部性却在上升，这正是碳绩效恶化的微观经济学本质。从社会维度来看，信任危机削弱了减排方面的社会支持。当企业漂绿行为暴露后，会产生市场信任危机，这触发了消费者对企业绿色标签的普遍怀疑，于是企业后续推出的真实低碳产品或技术也会难以得到消费市场的认可，企业的减排投入无法顺利转化为商业回报，从而严重削弱了企业转型的动力。从治理维度来看，治理的扭曲会造成系统性减排的障碍。管理层为了维持漂绿给企业带来的虚假形象，往往会压制内部吹哨人，尽可能地削弱审计部门的独立性，从而使碳排放数据的真实性审核工作流于形式，进而导致关键减排节点失去风险预警功能。总之，存在ESG漂绿行为的企业，其碳管理不够严格，出现碳污染、碳超标等严重环境问题，极大地影响了其碳绩效水平。因此，ESG漂绿行为不仅未能促进企业环保实践，反而可能加剧了环境污染。基于此，提出以下假设。

H1：ESG漂绿对企业碳绩效具有抑制作用。

1.2 融资约束的中介作用

根据信号传递理论，企业信息披露的本质上是向市场传递关于其本身真实价值的信号。而ESG漂绿的本质是企业通过选择性披露或误导性宣传，向市场释放出“低碳优势”的虚假信号，但是这种信号不能真实地转化成实质性的减排效果。根据顾春霞[6]的做法，企业的ESG漂绿行为在短期内能够间接传递企业稳定经营的良好信号，此类信号给股东、债权人等利益相关者带来本企业营业收入稳定、经营状况良好以及环保信息健全等假象，从而更容易获得绿色信贷、低息贷款、ESG主题基金甚至是政策红利，以缓解企业融资约束，但这种效果脆弱且不可持续；从长期来看，漂绿的“红利期”非常短暂，当所有的虚假行为被监管机构发现后，企业的声誉及其本身的社会责任感都会明显下降，进而面对高额的行政罚款以及市场信任危机，企业融资约束加大。更严重的是，ESG漂绿引发的信任危机会通过资本市场定价机制持续放大，当ESG报告虚假内容超过所规定的阈值时，融资约束对碳绩效的抑制作用就会显著增加，最终导致企业实质性减排能力大幅度下降。总之，虚假的ESG披露扭曲了信息传递机制，掩盖了真实环保信息，削弱了企业通过真实减排获得竞争优势的动力，破坏了企业声誉，从而引起企业市场信任危机，进而加剧企业融资约束，最终造成企业在环保方面融资难、投入少、污染重。进一步分析，融资约束带来的资金的限制，一定程度上会加剧企业绿色投资挤出，绿色投资项目占据了原本用于其他类型投资的资金，从而导致传统高碳产业受到资金的限制，继而造成碳排放问题更加严重，最终降低了企业的碳绩效水平。综上所述，企业原本希望通过漂绿来塑造积极的环保形象，但是这种虚假行为扭曲了环境信息的真实性，长期发展将引发资本市场信任危机，加剧企业融资约束，最终抑制碳绩效水平。基于此，提出以下研究假设。

H2：ESG漂绿通过增加融资约束来降低企业碳绩效。

此外，本文认为行业特征、地区特征、产权性质等因素也可能对ESG漂绿行为与企业碳绩效之间的关系产生影响。实证研究发现，制造业企业和中国东、中部地区企业的ESG漂绿对企业碳绩效的影响更为明显，这可能与这类企业的行业差异与地理位置有关。

根据以上研究假设构建本文理论模型，如图1所示。

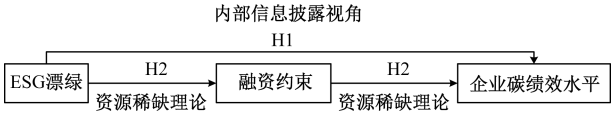


图1 理论分析框架

2 研究设计

2.1 样本的选取与数据来源

选取A股上市公司2018—2022年连续5年期的数据作为样本数据，并对数据进行了如下处理：剔除研究中每个变量的缺失样本；剔除样本中包含金融行业企业的样本；剔除ST、*ST和PT等异常经营样本；对每个连续变量做1%～99%的缩尾处理。最后，经过数据处理，共获得904家上市公司3 098条有效观测值。碳绩效数据参照王浩等[16]的计算方法获取，数据来源于《中国能源统计年鉴》；漂绿数据和控制变量数据来源于上市公司年报及Wind数据库。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量

借鉴何玉等[17]、闫华红等[18]对于碳绩效测算的观点,使用每百万元销售净额的碳排放总额的倒数来衡量企业碳绩效(CP)的水平,该数值随着碳绩效水平提高而增加,即该数值越大代表碳绩效水平越高。其中,碳排放量数据来源于《中国能源统计年鉴》、上市公司社会责任报告及环境部门碳排放交易网,其他财务指标来自 Wind 数据库。

2.2.2 解释变量

ESG 漂绿的测度核心在于识别"言行不一"。目前常见的测度 ESG 漂绿的方法主要有三种:文本分析法、关键绩效指标的选择性披露及比较企业 ESG 第三方评级与客观绩效数据的差异。本文对 ESG 漂绿的测度采用了第三种方法,即参照 Yu 等[19]、Hu 等[20]的做法,使用企业的同行相对漂绿分数对上市公司漂绿数据进行测算。而这种同行相对漂绿分数可以在一定程度上反映企业在 ESG 问题上所进行的漂绿程度,即可以用来衡量企业的 ESG 漂绿水平。当同行相对漂绿分数越高,则企业的 ESG 漂绿程度越大。计算公式[19]为

企业的同行相对漂绿分数=(公司在 Bloomberg ESG 评分经过标准化处理后的得分)-(公司 ESG 绩效评分经过标准化处理后的得分)(1)

$$\text{GreenwashScore}_{it}=\left(\frac{\text{ESG}_{\text{dis}_{it}}}{\sigma_{\text{dis}}}-\frac{\overline{\text{ESG}}_{\text{dis}}}{\sigma_{\text{dis}}}\right)-\left(\frac{\text{ESG}_{\text{per}_{it}}}{\sigma_{\text{per}}}-\frac{\overline{\text{ESG}}_{\text{per}}}{\sigma_{\text{per}}}\right) \quad (2)$$

式中:Bloomberg ESG 为从多维度来衡量一个企业可持续发展能力的指标;σ_{dis} 为企业所在行业年度内,Bloomberg ESG 披露得分的行业标准差,用于对披露得分进行 Z-score 标准化;σ_{per} 为企业所在行业年度内,真实 ESG 绩效得分的行业标准差,用于对绩效得分进行 Z-score 标准化;gws 为企业漂绿得分,其正值越大,漂绿水平越高,负值则意味着企业掩盖自己的绿色行为[21]。环境角度主要包括二氧化碳等温室气体的排放量、企业运营过程中消耗的能源数量、企业对废物的处理回收和再利用及资源利用效率和生物多样性等方面;社会角度主要包括员工生命健康和薪酬福利、供应链与劳工之间的关系、社区关系与社区形象以及消费者的权益等方面;治理主要包括股东权益以及股权情况、公司管理腐败状况、董事会情况以及公司信息透明度等方面。所以,Bloomberg 是通过多维度数据整合生成 ESG 评分,包括企业年报、行业基准变动及第三方数据库等。Bloomberg ESG 按照从 0 到 100 进行评分,分数越高,说明企业的 ESG 表现越好。

式(1)的 ESG 绩效评分,是从环境、社会、公司治理三个方面纳入企业投资与经营决策时的 ESG 评分,能够帮助投资者和经营者根据可持续性和发展性来进行投资决策和经营管理。本文采用 Wind ESG 评分作为企业 ESG 绩效评分。因为 Wind ESG 评价体系是由管理实践指标体系和争议事件两方面构成,其中,管理实践指标体系从环境、社会、治理三个维度,细分为 29 个议题,下设 500 多个指标体系,并结合中国公司信息披露的政策和现状,通过科学的方法学评估企业实质性的 ESG 风险及其可持续经营的能力;争议事件评估则是从新闻舆情、政府监管及法律诉讼等角度对企业重大的突发性风险进行评估。因此,Wind ESG 作为一个实质性的公司 ESG 评分指标,评价的是企业在环境、社会和治理方面的实践水平,所以能够用来衡量企业 ESG 绩效评分。

同时,为了更好地对企业所披露的 ESG 报告信息进行分析与对比,对原始评分结果进行双重标准化处理:一是对 Bloomberg ESG 原始数据实施百分制处理(原始值/100),Wind ESG 评分则进行十分制转换(原始值/10),这一操作旨在确保两大体系评分上限统一至基准值 1;二是运用 Z-score 标准化模型对转换后的 ESG 披露值与绩效值分别实施正态分布转换;三是构建同行相对漂绿分数 gws,其数值表征为标准化 ESG 披露得分与绩效得分的动态偏离值。在式(2)中,Disclosure 数据用的 Bloomberg ESG,performance 数据用的 Wind ESG。

2.2.3 控制变量

根据以往研究,控制变量选取上市公司常用的控制变量,包括市盈率(PE)、总资产净利率、总资产周转率(ATO)、营业收入增长率(Growth)、资本密集度(Capin)及股权集中度(Top1),还有时间效应(Year)和行业效应(Industry)。

2.2.4 中介变量

纵观现有文献,融资约束的常用测度指标包括融资约束(financing constraints,FC)、卡普兰-津加莱斯指数(Kaplan-Zingales index,KZ)、企业规模-年龄指数(size-age index,SA)、怀特-吴指数(Whited-Wu index,WW)。根据鞠晓生等[22]、余明桂对融资约束的研究,选用 SA 指数来衡量融资约束,因

为 SA 指数中不包含带有内生性特征的融资变量，其数据容易计算而且较为稳健。为证明中介作用结论的稳健，本文还在稳健性检验中进行了 Boot-Strap 中介效应检验。其中，企业规模（Size）为企业总资产规模的自然对数；企业经营年度（Age）为当前统计数据年度与企业成立时间的差值。SA 指数计算公式如表 1 所示。

全部变量及其定义如表 1 所示。

2.3　模型设定

为验证漂绿行为对碳绩效的负面影响，构建实证分析面板模型，关于 ESG 漂绿对企业碳绩效影响的基准回归模型如下所示。

$$CP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gws_{it} + \alpha_2 PE_{it} + \alpha_3 Capin_{it} + \alpha_4 ROA_{it} + \alpha_5 Growth_{it} + \alpha_6 ATO_{it} + \alpha_7 Top1_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：i、t 为第 i 家公司第 t 年数据；α_0 为截距；$\alpha_1 \sim \alpha_7$ 为变量系数；CP_0 为上市公司碳绩效水平，以 CP 表示，该值越大，则上市公司环保意识越好，可持续发展水平高；gws_{it} 为上市公司 ESG 漂绿情况，以 gws 表示。如果上市公司的 ESG 漂绿情况 gws_{it} 的回归系数显著为负，意味着漂绿行为的确会抑制企业碳绩效水平的提高。PE_{it}、$Capin_{it}$、ROA_{it}、$Growth_{it}$、ATO_{it}、$Top1_{it}$ 为控制变量；Ind_j、$Year_t$ 分别为行业和年份固定效应；ε_{it} 为误差项。

构建融资约束的中介效应模型如下所示。

$$SA_{it} = \beta_0 + \beta_1 gws_{it} + \beta_2 PE_{it} + \beta_3 Capin_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 Growth_{it} + \beta_6 ATO_{it} + \beta_7 Top1_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$CP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 gws_{it} + \gamma_2 SA_{it} + \gamma_3 PE_{it} + \gamma_4 Capin_{it} + \gamma_5 ROA_{it} + \gamma_6 Growth_{it} + \gamma_7 ATO_{it} + \gamma_8 Top1_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

3　实证结果与分析

3.1　描述性统计

对各变量展开描述性统计分析，结果如表 2 所示。

表 2 呈现了关键变量的描述性统计分析结果，碳绩效水平（CP）的平均值为 0.928，显示较低的碳绩效水平；同时，其标准差为 1.192，最小值为 0.000 2，最大值为 5.343，平均值略小于标准差，反映上市公司碳绩效整体离散程度较高，总体差异性相对较大，这反映中国企业碳绩效在不同企业之间存在显著的异质性，总体偏低且分布不均的状况。ESG 漂绿水平（gws）平均值为 0.010，标准差为 0.955，最小值为 −2.197，最大值为 2.743，平均值小于标准差，但极值差距较小，反映上市公司 ESG 漂绿水平差异性较小，部分上市公司 ESG 漂绿水平极低，而部分上市公司 ESG 漂绿水平较高。其余控制变量的描述性统计的结果，与前述参考文献的记

表 2　描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CP	3 098	0.928	1.192	0.000 2	5.343
gws	3 098	0.010	0.955	−2.197	2.743
PE	3 098	43.045	67.242	3.373	459.552
Capin	3 098	2.381	1.919	0.456	11.398
Top1	3 098	37.008	15.501	9.520	76.180
ATO	3 098	0.628	0.380	0.088	2.191
ROA	3 098	0.055	0.045	0.002	0.219
Growth	3 098	0.186	0.316	−0.391	1.821

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	碳绩效	CP	每百万元销售净额的碳排放总额的倒数加 1 取自然对数
解释变量	ESG 漂绿程度	gws	（公司在 Bloomberg ESG 评分标准化处理后的得分）−（公司 ESG 绩效评分标准化处理后的得分）
中介变量	融资约束	SA	SA=−0.737Size+0.043Size²−0.04Age，其中，Size 为企业规模，Age 为企业经营年度
控制变量	总资产净利率	ROA	息税前利润/总资产平均余额
	总资产周转率	ATO	公司销售收入净额与平均资产总额的比值
	股权集中度	Top1	公司第一大股东持股比例
	市盈率	PE	市盈率＝总市值/净利润
	营业收入增长率	Growth	本年营业收入/上一年营业收入−1
	资本密集度	Capin	总资产/营业收入
	年份	Year	年份虚拟变量，属于该年度时赋值为 1，否则为 0
	行业	Ind	行业虚拟变量，属于该行业时赋值为 1，否则为 0

录结果大致相同,这在一定程度上说明本文选择的控制变量具有适当性和可行性。

3.2 相关性分析

对所选变量进行相关性分析,结果如表 3 所示。

通过相关性分析结果可以看出,解释变量与被解释变量在 1%的水平上呈显著负相关,相关性系数为-0.194,初步验证 H1,同时解释变量、控制变量等与被解释变量大部分在 1%的水平上存在显著相关性,表明变量选择良好,可以展开进一步分析。

3.3 多重共线性检验

在进行回归分析之前,需要对变量间的多重共线性情况进行判断,结果如表 4 所示。若变量间存在严重多重共线性问题,则可能导致伪回归结果出现,这将直接影响回归结果的可靠性,所以采用方差膨胀因子(VIF)检验的方法进行多重共线性诊断。从表 4 可以看出,方差膨胀因子平均值为 1.310,最大值仅为 1.930,远远低于实证研究中普遍可以接受的关键临界值 5,因此通过 VIF 多重共线性检验可以得出:变量间不存在显著的多重共线性问题,可以展开回归分析。

3.4 基准回归结果分析

根据式(3),基准回归分析结果如表 5 所示,列(1)展示了未加入任何控制变量的基础回归结果,ESG 漂绿水平的系数为-0.239,并且在 1%的水平上显著;列(2)为加入企业财务指标控制变量的回归结果,ESG 漂绿水平的系数为-0.201,并且在 1%的水平上显著;列(3)加入所有控制变量的回归结果可以看出,漂绿水平对碳绩效的影响系数为-0.194,在 1%的水平上显著,表明企业 ESG 漂绿每增高 1 个单位值,企业碳绩效水平会降低 0.194 个单位值。表中结果均显示,企业 ESG 漂绿对企业碳绩效具有显著负向影响。因此,不管是否加入控制变量,解释变量 ESG 漂绿对被解释变量碳绩效水平都具有显著的抑制性作用,从而准确地验证了 H1。

3.5 中介效应分析

基于式(4)和式(5)的中介效应模型,展开中介效应分析,结果如表 6 所示。

表 6 列(1)为解释变量对中介变量的影响回归结果。结果显示:ESG 漂绿对融资约束的影响系数

表 4 多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
Capin	1.930	0.517
ATO	1.900	0.526
ROA	1.230	0.815
PE	1.120	0.892
SA	1.100	0.907
Top1	1.100	0.909
Growth	1.080	0.925
gws	1.020	0.980
VIF 均值	1.310	

表 5 基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)
	CP	CP	CP
gws	-0.239***	-0.201***	-0.194***
	(-7.75)	(-7.13)	(-6.89)
PE		0.004 55***	0.004 07***
		(8.53)	(7.99)
ROA		5.308***	5.620***
		(7.57)	(8.10)
ATO		-1.108***	-0.476***
		(-11.22)	(-4.17)
Growth		-0.226***	-0.203***
		(-3.43)	(-3.00)
Capin			0.226***
			(5.60)
Top1			-0.007***
			(-3.36)
常数项	0.930***	1.180***	0.506***
	(26.24)	(13.91)	(2.78)
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
观测值	3 097	3 097	3 097
F	60.000***	50.000***	47.000***
R^2	0.226	0.373	0.423

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

表 3 相关性分析

变量	CP	gws	PE	Capin	Top1	ATO	ROA	Growth
CP	1							
gws	-0.194***	1						
PE	0.248***	-0.056***	1					
Capin	0.353***	-0.044**	0.067***	1				
Top1	-0.191***	0.039**	-0.121***	0.040**	1			
ATO	-0.352***	0.046**	-0.099***	-0.679***	0.068***	1		
ROA	0.100***	0.020	-0.277***	-0.234***	-0.011	0.183***	1	
Growth	-0.056***	0.052***	-0.007	-0.081***	-0.054***	0.065***	0.243***	1

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

表 6　中介效应检验

变量	(1)	(2)
	SA	CP
gws	0.035***	−0.169***
	(6.48)	(−9.91)
SA		−0.705***
		(−12.29)
PE	−0.000 29***	0.003 89***
	(−3.40)	(14.28)
Capin	−0.001	0.226***
	(−0.23)	(15.60)
Top1	0.003 69***	−0.004 51***
	(9.95)	(−3.79)
ATO	−0.054**	−0.514***
	(−2.54)	(−7.62)
ROA	−0.236*	5.580***
	(−1.72)	(12.85)
Growth	0.075***	−0.148***
	(4.32)	(−2.69)
常数项	−3.967***	−2.299***
	(−149.44)	(−9.48)
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
观测值	3 097	3 097
F	26.000***	181.000***
R^2	0.214	0.451
调整后 R^2	0.199	0.440

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

为 0.035，在 1%的水平上显著，即表明 ESG 漂绿对融资约束的影响为显著正向影响，企业 ESG 漂绿水平的上升能够显著加剧企业融资约束。列(2)为解释变量和中介变量共同对被解释变量的影响。结果显示，ESG 漂绿对企业碳绩效依旧为显著负向影响，融资约束对企业碳绩效为显著负向影响。结合温忠麟和叶宝娟[24]提出的三步法中介效应检验表明，企业 ESG 漂绿能够通过增大企业融资约束的途径，对企业碳绩效产生显著负向影响。因此，中介效应成立。

为了使融资约束在 ESG 漂绿与企业碳绩效之间的中介效应检验结果更加稳健可靠，参考孟佶贤和任慧平[25]的做法，利用 Bootstrap 方法再次检验融资约束的中介效应是否存在，检验结果如表 7 所示。在中介效应检验中，直接效应和间接效应置信区间的上下限区间内均不包含 0 且符号方向保持一致的负向，P 表现也十分显著，说明融资约束在 ESG 漂绿与企业碳绩效之间的部分中介效应存在，从而再次验证了 H2。

由此表明，企业 ESG 漂绿水平的上升会导致企业严重的融资约束问题，同时企业融资约束会导致企业碳绩效水平的下降。由此，H2 得到验证。

表 7　Bootstrap 方法检验中介效应结果

变量	系数	95%置信区间	
_bs_1:r(ind_eff)	−0.814***	−1.242 2	−0.386 6
	(−3.73)		
_bs_2:r(dir_eff)	−3.525**	−6.099 4	−0.950 6
	(−2.68)		
观测值	3 097		

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

3.6　稳健性检验

分别采用稳健标准误修正、剔除 2020 年样本、补充控制变量、解释变量滞后一期为稳健性检验方法。首先，考虑到采用了大样本数据进行分析，可能存在异方差等问题，因此采用稳健标准误进行修正；其次，鉴于 2020 年全球新冠肺炎疫情作为重大外生冲击事件，引发企业大规模生产经营中断的异常数据生成机制，在稳健性检验中系统排除了该年度观测样本，以控制重大外生冲击对企业经营变量的结构性扰动；再次，考虑到企业的偿债能力对企业碳绩效的影响，偿债能力强的企业可能在资源获取、融资情况和战略灵活性上更具优势，但同时也可能因过度投入导致放大碳排放问题，因此采用补充新的财务指标作为控制变量的方法进行回归分析以展开进一步稳健性检验；最后，考虑到企业漂绿行为可能存在滞后性特点，同时为了避免内生性问题对研究结论的影响，采用滞后一期的 ESG 漂绿水平作为解释变量对 ESG 漂绿水平进行替换。结果如表 8 所示。

通过表 8 回归结果可以看出，四组稳健性检验结果均显示，ESG 漂绿对企业碳绩效依旧为显著负向影响，这表明稳健性检验是可以通过的，因此基准回归结果的可靠性得到了初步的验证。

3.7　内生性检验

考虑到 ESG 漂绿与企业碳绩效之间可能存在反向因果问题，一方面，企业碳绩效水平越高，企业可能会持续进行资金投入，建立长期信誉资本，从而短期漂绿的诱惑被抑制，从而降低漂绿水平；另一方面，企业碳绩效水平提高了，市场奖励真实减排者，惩罚虚假漂绿行为，通过激励机制重构，减少企业漂绿行为。因此，针对这两方面可能存在的内生性问题，借鉴肖土盛等[26]的方法，采用前一期扣除企业自身的企业注册所在省份同行业企业 ESG 漂绿的均值(Digi-tal_Prov_Ind)作为工具变量，然后采用 IV-2SLS 法重新进行估计。如表 9 所示，第一阶段 AndersonRubin Wald F 值为 81.17，通过了

表 8　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	稳健标准误	剔除 2020 年	补充控制变量	解释变量滞后一期
	CP	CP	CP	CP
gws	−2.200***	−2.116***	−1.674***	
	(−5.08)	(−4.03)	(−3.82)	
PE	0.071***	0.070***	0.066***	0.055***
	(5.29)	(8.21)	(9.41)	(6.27)
Capin	7.053***	7.733***	6.610***	6.323***
	(7.58)	(17.33)	(17.68)	(14.50)
Top1	−0.063**	−0.058	−0.062**	−0.055
	(−2.03)	(−1.59)	(−2.05)	(−1.57)
ATO	4.030*	4.530**	5.478***	3.398*
	(1.91)	(2.19)	(3.15)	(1.70)
ROA	63.60***	66.14***	−9.235	49.09***
	(6.42)	(5.20)	(−0.73)	(3.66)
Growth	−3.487**	−3.748**	−1.190	−3.423*
	(−2.36)	(−2.27)	(−0.83)	(−1.93)
Slack			18.09***	
			(3.37)	
Lev			−35.85***	
			(−10.85)	
invt			12.88	
			(1.18)	
L.gws				−1.750***
				(−3.52)
常数项	−15.28***	−16.70***	3.331	−12.74***
	(−4.33)	(−6.48)	(1.10)	(−5.02)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3 097	2 404	3 097	2 152
F	23.000***	78.000***	85.000***	53.000***
R^2	0.247 4	0.258 8	0.281 5	0.235 6

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值。

弱工具变量检验,在第二阶段中 ESG 的系数均在 1%的水平上显著为负,说明 ESG 漂绿对企业碳绩效水平具有抑制作用的结论是稳健的。这一内生性检验结果与前述基准回归结果所展现的结论保持一致,因此,进一步验证了 H1。

3.8　异质性检验

3.8.1　行业异质性

由于制造业企业和非制造业企业在碳排放上存在差异,制造业企业作为高碳排放单位,其碳排放直接来源于生产流程数据易受公众关注,再加上为了规避严格的环保法规以及制造业企业环保惩罚力度大,制造业企业更容易利用漂绿行为去掩盖自己真实碳排放情况,因此可能存在制造业企业中,ESG 漂绿对碳绩效水平影响更突出。为揭示行业属性对核心发现的调节效应,构建产业分类异质性检验,基于《国民经济行业分类》标准将样本细分为制造业与非制造业两大组别,采用分组回归模型检验关键变量关系的异质性特征,结果如表 10 所示。

表 9　内生性检验

变量	(1)	(2)
	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段
	gws	CP
gws		−3.541***
		(−3.06)
IV	0.687***	
	(23.06)	
PE	−0.000 6**	0.070 2***
	(−2.23)	(9.78)
Capin	−0.011	7.154***
	(−0.76)	(18.66)
Top1	0.001	−0.058*
	(1.17)	(−1.87)
ATO	0.065	4.352**
	(0.97)	(2.45)
ROA	−0.661	62.860***
	(−1.57)	(5.57)
Growth	0.116**	−3.169**
	(2.15)	(−2.18)
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
观测值	3 088	3 088
F	81.000***	96.000***
R^2	0.167	0.182

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值。

基于表 10 结果可以看出,制造业企业组别中,gws 对 CP 的影响系数为−0.234,在 1%的水平上显著;在非制造业企业组别中,gws 对 CP 的影响系数为−0.069,其回归结果在 10%的水平上显著。因此,得出 ESG 漂绿水平对企业碳绩效的影响,在制造业行业中更为强烈。

3.8.2　地区异质性

由于中国地域辽阔,经济发展水平、能源资源分布及国家政策在各地有着显著差异,这些差异进而影响了 ESG 漂绿在碳绩效上的作用效果,使之存在地域化的特点。为了进一步探究这一现象,依据地缘区域的特征将整个样本划分为东部地区企业、中部地区企业与西部地区企业,并采用式(3)对这两个子样本分别进行基准回归分析,分析 ESG 漂绿对企业碳绩效影响的地区异质性,结果如表 11 所示。

通过表 11 结果可以看出,gws 对 CP 的影响,东部和中部地区企业在 1%的水平上显著负向影响,且作用影响系数的绝对值较大,分别为−0.184 和−0.189;而西部地区企业在 5%的水平上显著负

表 10　异质性检验

变量	(1)	(2)
	制造企业	非制造企业
	CP	CP
gws	−0.234***	−0.069*
	(−12.09)	(−1.84)
PE	0.003***	0.006***
	(10.72)	(10.31)
Capin	0.293***	0.225***
	(12.10)	(11.47)
Top1	−0.004***	−0.013***
	(−2.72)	(−5.95)
ATO	−0.484***	0.080
	(−5.87)	(0.52)
ROA	5.230***	9.921***
	(10.89)	(8.67)
Growth	−0.188***	−0.285***
	(−2.86)	(−2.73)
常数项	0.462***	−0.017
	(4.19)	(−0.11)
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
观测值	2 229	868
F	137.000***	55.000***
R^2	0.433	0.448
调整后 R^2	0.424	0.428

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为 t 值。

表 11　异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部对得起
	CP	CP	CP
gws	−0.184***	−0.189***	−0.132**
	(−8.58)	(−5.22)	(−2.24)
PE	0.004***	0.002***	0.004***
	(11.29)	(4.32)	(5.22)
Capin	0.213***	0.195***	0.202***
	(11.22)	(5.65)	(5.49)
Top1	−0.008***	−0.001	−0.003
	(−5.06)	(−0.40)	(−0.70)
ATO	−0.626***	−0.293**	−0.762***
	(−6.87)	(−2.11)	(−3.96)
ROA	5.884***	4.150***	5.156***
	(10.00)	(4.56)	(4.05)
Growth	−0.188***	0.078	−0.358**
	(−2.69)	(0.70)	(−2.00)
常数项	0.597***	0.368*	0.792***
	(5.48)	(1.95)	(3.19)
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
观测值	2 042	615	387
F	106.000***	22.000***	24.000***
R^2	0.418	0.560	0.587
调整后 R^2	0.401	0.524	0.539

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为 t 值。

向影响，且作用影响系数的绝对值较小，为−0.132。因此，得出 ESG 漂绿水平对企业碳绩效的影响，在东中部地区企业中更为强烈。产生这一状况的主要原因如下。

(1)环保监管力度差异。东、中部地区的经济水平相较于西部地区更高，环保监管的规则程序复杂且严格，高频次但是碎片化的抽查式监管迫使企业进行“表演式合规”的策略，从而使得企业漂绿行为更加严重，高频次的漂绿行为被曝光后会直接导致企业信任危机，从而加剧其融资难度，被迫减少实质性减排投入，最终严重影响碳绩效水平；其次，由于碳交易试点多集中于东、中部地区，在碳交易试点地区，ESG 漂绿企业会被核减免费碳配额，配额的减少倒逼企业通过购买更高价的配额及通过减产来应对，碳配额的惩罚间接抑制了企业的实际碳绩效。

(2)市场压力的反向作用。东、中部地区上市公司的市场结构完整、制度健全，大量高科技企业、高碳企业都聚集在东、中部地区，这些企业的消费者和投资者都非常关注企业的环保情况，在市场的压力下，逼迫企业必须“表面做好”；而在西部地区，很多企业的产品销往全国，但采购方更看重价格，所以企业没必要关注环保及碳排放问题，就更不会产生漂绿的行为。

3.8.3　产权性质异质性

由于国有企业和非国有企业在国家监管方面存在显著差异，这可能会对研究假设产生影响。因此，选择对产权性质差异做异质性检验分析，结果如表 12 所示。

基于表 12 结果可知，国有企业组别中，gws 对 CP 的影响系数为−0.163 在 1%的水平上显著，在非国有企业组别中，gws 对 CP 的影响系数为−0.231 在 1%的水平上显著。由于两组影响系数均强显著，进一步采用 Fisher 组间系数差异检验对两组回归系数进行比较，结果如表 13 所示。

通过表 13 组间系数差异检验结果可以看出，在 100 次抽样比较结果中，99 次结果均显示，非国企企业 GN 影响系数大于国企企业 GN 的影响系数，在 1%的水平上存在显著差异，即可得结论，ESG 漂绿对企业碳绩效的影响，在非国企行业中更为强烈。产生这一状况的主要原因如下。

从政府监管角度，国有企业通常承担更多国家战略任务，更容易受到国家的监管和政策的约束。在“双碳”目标的背景下，国有企业的减排活动往往

表 12　异质性检验

变量	(1)	(2)
	国有企业	非国有企业
	CP	CP
gws	−0.163***	−0.231***
	(−7.28)	(−8.81)
PE	0.003***	0.005***
	(10.11)	(10.43)
Capin	0.184***	0.260***
	(9.96)	(10.93)
Top1	−0.007***	−0.003*
	(−4.23)	(−1.79)
ATO	−0.350***	−0.508***
	(−4.11)	(−4.35)
ROA	3.201***	7.415***
	(5.15)	(11.42)
Growth	−0.189**	−0.273***
	(−2.50)	(−3.41)
常数项	0.524***	0.363***
	(4.75)	(2.69)
Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
观测值	1 737	1 360
F	72.000***	89.000***
R^2	0.424	0.487
调整后 R^2	0.406	0.467

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值。

表 13　组间系数差异检验

变量	国有企业−非国有企业	Freq	P
gws	−0.069	99	0.010
PE	0.001	6	0.060
Capin	0.076	3	0.030
Top1	0.003	6	0.060
ATO	−0.159	86	0.140
ROA	4.213	0	0.000
Growth	−0.084	80	0.200
常数项	−0.161	74	0.260

被纳入政府的考核体系,即使存在 ESG 漂绿的行为,也在政策压力下采取部分实质性的减排措施,因此国有企业 ESG 漂绿对碳绩效的实际负效应可能被部分抵消;而非国有企业受到的监管约束较弱,监管的执行可能存在滞后性,非国有企业因此更容易逃避监管惩罚,其漂绿行为对碳绩效的负面影响更为显著。从资源获取角度,国有企业在绿色技术创新、绿色信贷、绿色金融及政府绿色补贴等方面具有先天优势,即使存在漂绿行为,也可能通过充足的资源投入维持一定碳绩效。例如,国有企业更容易获得低成本资金用于清洁能源项目。而非国有企业往往在融资方面存在壁垒,将有限的资源投入漂绿活动,而没有实施实质性减排行动,很容易造成碳绩效水平下降。

总的来说,非国有企业在 ESG 漂绿对碳绩效的影响表现更为显著,这一差异反映不同所有制企业在可持续发展路径上的结构性分化。

4　结论与建议

本文采用 2018—2022 年中国 A 股上市公司数据,基于信号传递理论、外部性理论及资源配置理论,运用行业时间双向固定效应模型检验了 ESG 漂绿对企业碳绩效的影响。研究发现:①ESG 漂绿行为对企业碳绩效水平具有显著的抑制作用,但呈现滞后特征。在考虑了逆向因果的内生性问题,并在修正了稳健标准误、剔除新冠肺炎疫情期间特殊样本、补充相关控制变量及解释变量滞后一期等操作后,该结论依然稳健成立。②融资约束在 ESG 漂绿对企业碳绩效的影响中起到中介作用,即 ESG 漂绿行为加剧了企业融资约束,从而降低企业碳绩效水平。进一步采用 Bootstrap 中介效应检验法验证了“三步法”中介效应的结果稳健成立。③异质性检验表明,制造业企业 ESG 漂绿行为对企业碳绩效的影响具有更显著的抑制作用,且融资约束的中介效应更强;由于非国有企业在政府监管和资源配置等方面的不同,其 ESG 漂绿行为展现出对其碳绩效水平更为显著的负面影响,且融资约束的中介效应更强;ESG 漂绿水平对于东、中部地区企业的负面影响更显著,而对于西部地区企业的负面影响较为显著,且融资约束的中介效应更强。

基于上述结论,本文提出三方面的启示与建议。

(1)企业高度重视 ESG 漂绿行为,漂绿行为与企业碳绩效呈现负向关联,因此,企业应制定和实施可持续发展战略,重视企业在环境、社会、治理三方面的表现。其中包括加大绿色技术创新、倡导节能减排生产、提高员工福利待遇、增加绿色投资产出、响应国家宏观环保政策等方面。通过加强对 ESG 方面的管理,企业能够树立良好环保声誉,从而吸引外界投资,进而提高碳管理水平,使企业碳绩效再创新高。

(2)企业应重视融资约束问题在漂绿与碳绩效的中介作用。漂绿行为的减少带来的是企业信誉和社会责任的优势,债务市场的 ESG 违约条款就不会触发,投资者也会加强对企业的信任,使得企业的股票风险溢价降低,股权融资扩大,进而有足够的资金去发展绿色投资。因此,企业应加强内部 ESG 监管,比如要求企业 ESG 报告必须经过独立

第三方机构审计，确保数据的真实性和透明度；推广物联网、区块链等技术，实时监测企业碳排放、能耗等数据，确保信息不可篡改；鼓励企业选择经过认证的绿色供应商，推动整个产业链的ESG合规；建立便捷的举报渠道，鼓励员工、消费者等利益相关方举报企业的虚假环保行为等措施。

(3)根据异质性分析结果，政府加强对行业和区域差异化的治理力度。首先，着重关注制造业企业绿色供应链管理，海关部门强制要求头部企业带动上下游供应商全面披露碳排放数据，对按要求进行合规披露的企业，颁发“绿色标杆工厂”证书，对持证企业开放绿色出口通道；其次，对于经济相对发达的东、中部地区，可以结合AI技术建立ESG披露监测平台，实时监测上市企业的ESG表现情况，西部地区结合该地特色的生态补偿机制，利用财政转移支付，做好实质性减排工作。另外，发挥国有企业在消费市场和经济资源上的优势，实现国有企业和非国有企业协同减排，与此同时加强舆论与公众监督，公开对举报人予以奖励，以此倒逼企业改善披露机制。

参考文献

[1] DELMAS A M, BURBANO C V. The drivers of greenwashing[J]. California Management Review, 2011, 54(1): 64-87.

[2] KIM E, LYON P T. Greenwash vs. brownwash: exaggeration and undue modesty in corporate sustainability disclosure[J]. Organization Science, 2015, 26(3): 705-723.

[3] 黄溶冰，陈伟，王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. 经济社会体制比较，2019(3)：81-93.

[4] 周大鹏. ESG信息披露中的“漂绿”行为对企业对外直接投资的影响研究[J]. 世界经济研究，2024(12)：18-31.

[5] 范亚东，关泰宇，李炜. ESG漂绿对股价波动性的影响研究[J]. 会计之友，2025(3)：49-56.

[6] 顾春霞，周傲寒. “漂绿”行为对企业韧性的影响——基于融资约束的中介效应[J]. 国际商务财会，2025(5)：35-42.

[7] 蒋琰，徐剑锋，张越蘅. 内部碳定价与企业碳绩效关系研究——来自于CDP全球企业的数据分析[J]. 会计研究，2024(9)：91-107.

[8] 董康银，赵丛雨. 气候变化风险意识对企业碳绩效的影响研究[J]. 中南大学学报(社会科学版)，2025，31(3)：154-168.

[9] 张巍，徐可欣，李丹妮. 高管绿色认知对企业碳绩效的影响研究[J]. 西安理工大学学报，2025，41(1)：45-55.

[10] 李胜. “双碳”目标下能源企业碳绩效管理体系构建研究[J]. 财务与会计，2023(4)：43-47.

[11] 李艳，石汶鑫. “漂绿”行为对企业碳绩效的影响——基于高管异质性的调节作用[J]. 中小企业管理与科技，2025(7)：55-57.

[12] 谢天，徐潇潇. 绿色税制改革对重污染企业ESG信息披露“漂绿”的影响研究——基于《环境保护税法》的准自然实验[J]. 财会通讯，2024(24)：21-25.

[13] 杨有德，徐光华，费锦华. 环境税能否抑制企业“漂绿”行为?[J]. 中国软科学，2024(5)：132-141.

[14] TRUMPP C, GUENTHER T. Too little or too much? exploring U-shaped relationships between corporate environmental performance and corporate financial performance[J]. Business Strategy and the Environment, 2017, 26(1): 49-68.

[15] CLARKSON M P, LI Y, RICHARDSON D G, et al. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: an empirical analysis[J]. Accounting, Organizations and Society, 2007, 33(4/5): 303-327.

[16] 王浩，刘敬哲，张丽宏. 碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据[J]. 经济学报，2022，9(2)：28-75.

[17] 何玉，唐清亮，王开田. 碳绩效与财务绩效[J]. 会计研究，2017(2)：76-82.

[18] 闫华红，蒋婕，吴启富. 基于产权性质分析的碳绩效对财务绩效的影响研究[J]. 数理统计与管理，2019(1)：94-104.

[19] YU Y, VAN L B, CHEN C H. Greenwashing in environmental, social and governance disclosures[J]. Research in Internation Business Finance, 2020, 52: 101192.

[20] HU X, HUA R, LIU Q, et al. The green fog: environmentalrating disagreement and corporate greenwashing[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 78: 101952.

[21] ZHANG D. Green financial system regulation shock and greenwashing behaviors: evidence from Chinese firms[J]. Energy Economics, 2022, 111: 106064.

[22] 鞠晓生，卢荻，虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究，2013(1)：4-16.

[23] 余明桂，钟慧洁，范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究，2019(4)：75-91.

[24] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22(5)：731-745.

[25] 孟佶贤，任慧平. 地理集聚、互联网发展程度与公司价值——基于中介效应的实证研究[J]. 商业研究，2021(5)：94-102.

[26] 肖土盛，孙瑞琦，袁淳，等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界，2022，37(12)：220-237.

ESG Greenwashing, Financing Constraints and Corporate Carbon Performance

WU Xupeng[1], ZHANG Yanhui[1], GAO Guanghao[2]

(1. School of Business, Liaocheng University, Liaocheng 252059, China; 2. School of Business, Jinan University, Jinan 250022, China)

Abstract: With the accelerated global transition to a green economy, the ESG framework continues to reshape the sustainable development pathways of business organizations. However, behind today's corporate ESG reporting lies greenwashing—ESG practices detached from substantive environmental efforts—which conceals real environmental costs and undermines the effectiveness of meaningful emission reductions. The impact of ESG greenwashing on corporate carbon performance was empirically examined. Findings reveal that ESG greenwashing exacerbates corporate financing constraints and suppresses carbon performance levels. Heterogeneity analysis further indicates that the effect of ESG greenwashing on corporate carbon performance is more pronounced in manufacturing firms, enterprises in eastern and central China, and non-state-owned enterprises.

Keywords: esg greenwashing; carbon performance; financing constraints; sustainable development