

# 资本市场开放对企业 ESG 漂绿的影响研究 ——基于“沪深港通”的经验证据\*

• 杨海霞 夏润田 张晓明 王彦闻  
(中国地质大学(武汉)经济管理学院, 武汉 430078)

**【摘要】**“沪深港通”作为资本市场高水平开放的重要实践,是中国推进制度型开放在金融领域的关键探索。本文以 2009—2022 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本,以“沪深港通”标的名单的发布作为准自然实验场景,构建多期双重差分模型,实证检验资本市场开放对企业 ESG 漂绿的影响。研究表明,资本市场开放对企业 ESG 漂绿具有显著的抑制作用。机制检验结果显示,信息效应、治理效应及资源效应是资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的重要机制,具体表现为缓解企业信息不对称、降低企业代理成本、减轻企业融资约束。异质性检验结果显示,在环境规制较严格、市场竞争较激烈的样本企业中,资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用更为显著。这意味着较强的环境规制与较充分的市场竞争有助于强化资本市场开放对企业 ESG 漂绿的治理效能。经济后果检验表明,资本市场开放对企业 ESG 漂绿的治理作用,能够进一步提升企业全要素生产率,推动企业实现高质量发展。基于上述结论,本文提出以下建议:第一,在政府与监管层面,应推动资本市场高水平开放与环境规制协同发力,完善 ESG 信息披露制度,建立跨部门联动监管机制,提高虚假披露的违规成本;第二,在市场与交易所层面,应细化 ESG 信息披露标准,强化定量披露要求,通过公开透明的信息反馈增强市场声誉约束;第三,在企业层面,应建立规范的 ESG 数据管理与内部控制体系,将资本市场开放带来的融资改善与外部监督压力转化为推动绿色技术创新与治理优化的动力,以真实可持续的 ESG 绩效支撑企业高质量发展。

**【关键词】**资本市场开放 ESG 漂绿 信息不对称 代理成本 融资约束 全要素生产率

中图分类号: F270 文献标识码: A

\* 基金项目:中央高校新青年教师科研启动基金项目(G1323523169);教育部人文社科研究青年基金项目(24YJC790163);国家社会科学基金后期资助项目(23FGLB073)。

通讯作者:王彦闻, E-mail: wensomone@163.com。

## 1. 引言

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》强调,“提高资本市场制度包容性、适应性”“稳步扩大制度型开放”。“沪深港通”(含“沪港通”与“深港通”)作为资本市场高水平开放的试点机制,是中国探索制度型开放在金融领域落地的重要举措。既有研究证实,资本市场开放可通过信息效应(段婷婷和张立光, 2024; 王婉菁等, 2021)、治理效应(白雅洁和张铁刚, 2021; 代彬和闵诗尧, 2024)、资源效应(李沁洋等, 2023; Zhang et al., 2023)等多重机制,对企业及管理者的经营决策与行为选择产生深远影响。尽管如此,关于资本市场开放能否对企业 ESG 漂绿发挥治理效能,现有文献尚未展开系统探讨,而这正是本文研究的焦点。

企业作为推动可持续发展的关键微观主体,理应主动履行 ESG 责任。但在外部激励机制不完善、监管力度不足背景下(白景坤等, 2025; 杨有德等, 2024),部分企业通过 ESG 漂绿谋取“合规”标签,表现为典型的机会主义行为。那么,资本市场开放能否有效抑制企业 ESG 漂绿这类机会主义行为?为系统回答这一问题,本文选取 2009—2022 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本,以企业被列入“沪深港通”标的名单作为准自然实验场景,构建多期双重差分模型,实证检验资本市场开放对企业 ESG 漂绿的影响、作用机制及经济后果。

研究表明,资本市场开放对企业 ESG 漂绿具有显著的抑制作用,且这一结论在经过平行趋势检验、安慰剂检验、倾向得分匹配等一系列稳健性检验后,依然具有稳健性。机制检验结果显示,信息效应、治理效应及资源效应是资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的重要机制,具体表现为缓解企业信息不对称、降低企业代理成本、减轻企业融资约束。异质性检验结果显示,在环境规制较严格、市场竞争较激烈的样本企业中,资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用更为显著。这意味着较强的环境规制与较充分的市场竞争有助于强化资本市场开放对企业 ESG 漂绿的治理效能。经济后果检验表明,资本市场开放对企业 ESG 漂绿所产生的治理效能,能够进一步提升企业全要素生产率,推动企业实现高质量发展。

与既有文献相比,本文边际贡献如下:

第一,从企业 ESG 漂绿的视角拓展资本市场开放影响微观企业行为的相关研究。关于资本市场开放能否有效抑制企业及其管理者的机会主义行为,现有文献主要围绕企业杠杆操纵(管考磊和朱海宁, 2023)、研发操纵(王琦等, 2025)、高管在职消费(孙泽宇和齐保全, 2021)等方面展开研究,为理解其治理机制提供了理论支持;关于资本市场开放如何影响企业环境行为,现有文献则主要围绕企业环境信息披露质量(王婉菁等, 2021)、绿色创新(董竹和柏向昱, 2024)、环境表现(Zhang et al., 2023)等方面展开研究。但现有研究仍存在明显缺口,鲜有文献从企业 ESG 漂绿这一损害可持续发展的典型机会主义行为视角出发,探究资本市场开放制度的微观效应。基于此,本文以“沪深港通”标的名单的发布作为准自然实验场景,构建多期双重差分模型,研究发现资本市场开放能对企业 ESG 漂绿产生显著的抑制作用,且该抑制作用在环境规制较严格、市场竞争较激烈的样本企业中更为显著。因此,本文不仅拓展了资本市场开放影响企业机会主义行为的研究边界,也丰富了资本市

场开放作用于企业环境行为的研究成果。

第二, 从资本市场开放的视角拓展关于企业 ESG 漂绿影响因素的研究。随着全球可持续发展进程加速, 如何有效遏制 ESG 漂绿这一损害可持续发展的机会主义行为, 已成为理论界与实务界共同关注的重要课题。现有文献主要考察排污许可制度(赵婉楠等, 2025)、环保费改税(杨有德等, 2024; Niu et al., 2025)、高管特征(牛枫等, 2025; Deng et al., 2025)、外部利益相关者监督(Cao et al., 2025; Liu et al., 2023; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024)等因素对企业 ESG 漂绿的影响, 忽略了资本市场开放这一重要制度环境因素。本文的研究结果表明, 资本市场开放可通过三条路径抑制企业 ESG 漂绿: 其一, 缓解信息不对称, 形成信息效应; 其二, 降低代理成本, 形成治理效应; 其三, 减轻融资约束, 形成资源效应。

第三, 从资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的视角丰富高质量发展领域的研究, 为“稳步扩大高水平制度型对外开放”与“坚持高质量发展”提供经验证据与实践启示。本文的研究结果表明, 资本市场开放对企业 ESG 漂绿的约束效应可显著提升企业全要素生产率, 为经济高质量发展夯实微观基础。基于此, 本文建议有关部门持续深化内地资本市场与国际资本市场的双向互联互通机制, 充分发挥资本市场开放在约束企业 ESG 漂绿、推动企业高质量发展中的制度效能; 同时, 企业应主动把握资本市场开放带来的机遇, 借助其在缓解信息不对称、降低代理成本、减轻融资约束等方面的多重效应, 进一步遏制企业 ESG 漂绿行为, 提升全要素生产率, 从而实现高质量发展与可持续发展的协同推进。

## 2. 文献回顾与研究假设

### 2.1 文献回顾

#### 2.1.1 资本市场开放的经济后果研究

“沪深港通”作为资本市场高水平开放的创新机制, 是中国推进金融领域制度型开放的重要实践载体。既有研究表明, 资本市场开放可通过信息效应、治理效应、资源效应等多重机制, 对企业及管理者的经营决策与行为产生深远影响。

在信息效应方面, 相关研究主要关注资本市场开放如何改善企业信息环境以及由此产生的经济后果。戴鹏毅等(2021)以“沪港通”标的纳入为准自然实验, 研究发现资本市场开放能通过提高股价特质信息含量及资本市场定价效率, 激励企业提升整体信息披露质量。在 ESG 及环境专项信息领域, 段婷婷和张立光(2024)基于 MSCI 指数标的纳入视角, 研究发现资本市场开放能通过强化境外机构投资者实地调研、促进境外投资者与企业开展信息沟通等方式, 推动企业提升 ESG 信息披露水平; 王婉菁等(2021)以“沪深港通”标的纳入为准自然实验, 研究发现资本市场开放可通过吸引分析师关注、促进高管持股等路径提升企业环境信息披露质量; 卢小祁和俞毛毛(2024)研究发现, 资本市场开放可通过促进企业开展前期环保投资、降低企业环境信息不对称, 推动企业实现碳减排。此外, 资本市场开放的信息效应也可对机会主义行为形成约束, 例如抑制企业杠杆操纵(管考磊和朱海宁,

2023)、研发操纵(王琦等, 2025)、内部人机会主义减持(齐保垒和孙泽宇, 2023)等行为。

在治理效应方面, 相关研究主要聚焦于资本市场开放如何降低企业代理成本, 并探讨由此产生的经济后果。具体而言, 孙泽宇和齐保垒(2021)以“沪深港通”交易制度为研究背景, 研究发现资本市场开放可通过提高货币薪酬激励效果、促进股利支付等机制降低第一类代理成本, 具体表现为高管在职消费的显著减少。白雅洁和张铁刚(2021)聚焦第二类代理成本, 研究发现“沪港通”交易制度能有效抑制大股东的掏空行为, 且这一抑制效应在掏空动机较强、掏空约束较弱的企业中更为显著。代彬和闵诗尧(2024)则以 MSCI 指数标的纳入为准自然实验, 进一步证实资本市场开放能同时降低两类代理成本, 通过治理效应约束企业社会责任报告印象管理行为。此外, 彭雅哲和汪昌云(2022)基于“沪深港通”交易制度, 研究发现资本市场开放能通过降低管理者代理成本来约束企业真实盈余管理行为。

在资源效应方面, 相关研究主要探讨资本市场开放如何缓解企业融资约束、提供资源支持, 以及由此产生的经济后果。具体而言, 李沁洋等(2023)以“沪深港通”标的纳入为准自然实验, 研究发现资本市场开放可通过提高企业信息透明度、改善股票错误定价等机制缓解企业融资约束, 且这一融资约束缓解效应在利润率较低、市场化程度较高、无 QFII 持股、行业竞争度较高的企业中尤为明显。Moshirian 等(2021)聚焦技术创新, 以全球多个国家的企业为样本, 研究发现资本市场开放可通过融资约束缓解效应、风险分担效应等机制促进企业技术创新; 董竹和柏向昱(2024)、Feng 等(2022)则聚焦绿色创新, 研究发现资本市场开放能通过资源支持效应促进企业绿色创新。Zhang 等(2023)聚焦企业环境绩效, 以“沪深港通”标的纳入为准自然实验, 研究发现“沪深港通”政策可通过缓解企业融资约束提升企业环境表现。胡海峰等(2023)聚焦高质量发展, 研究发现资本市场开放可通过缓解企业融资约束、增强企业技术创新能力等路径提升企业全要素生产率。此外, 资本市场开放的资源效应还可有效约束企业避税(王勇和芦雪瑶, 2022)、杠杆操纵(管考磊和朱海宁, 2023)等机会主义行为。

### 2.1.2 企业漂绿的影响因素研究

作为落实可持续发展的关键微观主体, 企业理应积极履行 ESG 责任并提升 ESG 绩效。但在外部激励机制不完善、监管力度不足的背景下(白景坤等, 2025; 杨有德等, 2024), 部分企业倾向于通过虚假宣传或象征性举措等漂绿手段包装自身可持续发展形象。现有文献主要从环境规制(杨有德等, 2024; 赵婉楠等, 2025; Niu et al., 2025)、高管特征(牛枫等, 2025; Deng et al., 2025)、外部利益相关者监督(Cao et al., 2025; Liu et al., 2023; Wang et al., 2024; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024)等层面探讨其对企业漂绿行为的影响。

在环境规制层面, 排污许可证作为明确规定污染物排放种类、浓度与数量的行政许可文件, 其制度实施可通过缓解融资约束与提升 ESG 信息披露质量抑制企业 ESG 漂绿(赵婉楠等, 2025); 《环境保护税法》实现了排污费向环境保护税的制度性转变(即“环保费改税”), 有助于提升执法规范性(杨有德等, 2024)、减少信息不对称并促进绿色创新(Niu et al., 2025)等, 从而有效抑制企业漂绿行为(杨有德等, 2024; Niu et al., 2025)。在制度压力层面, 白景坤等(2025)基于制度理论指出, 不同来源的合法性压力对企业 ESG 漂绿的影响存在差异: 规制合法性压力抑制企业 ESG 漂绿, 而规范和模仿合法性压力则加剧企业 ESG 漂绿。在非正式制度方面, 范洪敏和孙梦楚(2025)发现宗族文

化能通过环境关注强化效应、代理成本降低效应及融资约束缓解效应降低企业 ESG 漂绿水平。在高管特质层面, 牛枫等(2025)发现拥有环保背景的高管可通过增强企业环保意识、提升环境合法性及降低环境成本等路径抑制企业 ESG 漂绿; Deng 等(2025)基于高管团队组织稳定性视角展开研究, 发现稳定的高管团队有助于降低代理成本、提高信息披露质量, 从而抑制企业 ESG 漂绿。

此外, 地方政府(Zheng & Li, 2024)、分析师(Liu et al., 2023; Wang et al., 2024)、社会公众(Cao et al., 2025)、中小投资者(Zhang, 2024)等外部利益相关者也会对企业 ESG 漂绿产生显著影响。例如, Zheng 和 Li(2024)发现, 地方政府对环境议题的关注能有效缓解企业融资约束、提升企业绿色认知、强化公众环境监督, 进而抑制企业 ESG 漂绿; Liu 等(2023)、Wang 等(2024)发现, 分析师关注能通过信息效应等机制抑制企业 ESG 漂绿; Cao 等(2025)发现, 社会公众环境关注可抑制企业 ESG 漂绿; Zhang(2024)发现, 中小投资者关注可缓解企业信息不对称、提升企业内部治理水平, 通过信息效应和治理效应抑制企业 ESG 漂绿。

### 2.1.3 文献评述

既有文献已分别围绕资本市场开放的经济后果和企业漂绿的影响因素展开探讨, 为后续研究奠定了扎实的理论基础。尽管已有学者将资本市场开放的经济后果研究延伸至微观主体的机会主义行为领域, 证实资本市场开放可约束企业避税(王勇和芦雪瑶, 2022)、杠杆操纵(管考磊和朱海宁, 2023)、研发操纵(王琦等, 2025)与内部人机会主义减持(齐保垒和孙泽宇, 2023)等行为, 但这些研究尚未涉及 ESG 漂绿这一危害可持续发展的机会主义行为。与避税、杠杆操纵、研发操纵等传统机会主义行为相比, ESG 漂绿的动因更复杂, 涵盖信息不对称、代理冲突与资源约束等多重维度。基于此, 本文构建信息效应、治理效应、资源效应三重复合机制, 旨在更系统、完整地揭示资本市场开放对企业 ESG 漂绿的作用机制, 进而拓展资本市场开放经济后果与企业漂绿影响因素的研究边界, 丰富其研究内容。

## 2.2 理论分析与研究假设

ESG 漂绿本质上是企业在信息不对称条件下, 由代理问题驱动、受资源约束形成的机会主义行为(白景坤等, 2025; 赵婉楠等, 2025; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024)。本文结合信息不对称理论、委托代理理论与资源依赖理论, 基于“可行条件-内在动机-资源能力”的整合性视角, 构建资本市场开放影响企业 ESG 漂绿的理论框架。

从理论上讲, 资本市场开放主要通过三大机制抑制企业 ESG 漂绿: 其一, 通过缓解信息不对称, 降低外部利益相关者识别企业 ESG 漂绿行为的门槛与难度(信息效应); 其二, 通过降低代理成本, 修正管理者与大股东在 ESG 决策中的机会主义动机(治理效应); 其三, 通过减轻融资约束, 为企业开展实质性 ESG 实践提供必要的资源支持(资源效应)。这三大机制不仅分别从“可行条件(信息不对称)”“内在动机(代理成本)”与“资源能力(融资约束)”三个层面精准干预企业 ESG 漂绿, 还在理论上构成完整的治理链条, 从消除操作空间、修正激励偏差到赋能企业实现长期可持续转型, 共同形成对 ESG 漂绿的系统性抑制。

第一, 资本市场开放通过缓解信息不对称(信息效应)抑制企业 ESG 漂绿。根据信息不对称理论, 企业与外部利益相关者之间存在显著的信息差距, 这不仅增加了外部利益相关者识别企业真实 ESG 绩效不佳现状的难度, 也为企业通过选择性披露或象征性行动掩盖其实际 ESG 绩效不佳现状提供了操作空间(Liu et al., 2023; Niu et al., 2025; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024)。因此, 降低信息不对称程度是遏制 ESG 漂绿行为的关键。在“沪深港通”这一资本市场开放制度实施后, 更多具备国际视野的分析师会跟踪标的企业(管考磊和朱海宁, 2023; Liu et al., 2023), 这些分析师通过发布深度研究报告、开展实地调研等方式, 不仅能改善企业信息环境、降低信息不对称程度, 还能直接核查企业 ESG 实践的真实性, 从而对企业 ESG 漂绿行为形成强有力的外部监督(Liu et al., 2023)。例如, 当企业采取策略性披露(如选择性公开正面信息、模糊化绿色成效表述)时, 分析师能够及时识别并向市场传递真实信号, 削弱企业实施漂绿的动机(Liu et al., 2023)。此外, 跨境投资者通常遵循较为成熟的 ESG 投资标准, 对可持续发展信息的完整性、准确性与可验证性要求更高(段婷婷和张立光, 2024; 王婉菁等, 2021)。为契合此类投资者的期待, 企业有动力改变“报喜不报忧”的披露惯性, 提高信息披露透明度, 从而压缩企业 ESG 漂绿的隐藏空间。

第二, 资本市场开放通过降低代理成本(治理效应)抑制企业 ESG 漂绿。根据委托代理理论, 企业中存在两类典型的代理冲突: 一是股东与管理者之间的冲突, 二是大股东与中小股东之间的冲突。这两类冲突会进一步转化为具体的代理成本, 其中, 前者可能表现为管理者的在职消费行为, 后者可能表现为大股东的资金占用行为。ESG 漂绿往往是这些代理成本的外在表现: 管理者可能通过粉饰 ESG 报告掩饰其在职消费, 大股东可能借 ESG 投资之名占用企业资金、掏空企业资源, 二者均以侵蚀企业长期可持续发展价值为代价。因此, 缓解两类代理冲突是遏制 ESG 漂绿行为的重要途径(范洪敏和孙梦楚, 2025; 郭娜等, 2024)。以“沪深港通”为代表的资本市场开放制度实施后, 标的企业得以直接对接国际资本市场, 更易受到境外投资者的广泛关注。这种“聚光灯效应”能够显著压缩管理者在职消费、大股东资金占用及掏空行为的操作空间, 进而对两类代理成本产生显著治理效应(白雅洁和张铁刚, 2021; 代彬和闵诗尧, 2024)。同时, 资本市场开放带来的信息透明度提升, 也有助于股东更有效地监督管理者行为、中小股东更有效地监督大股东行为, 使管理者在职消费、大股东资金占用等不当行为更易被识别, 从而进一步降低代理成本。因此, 资本市场开放可通过降低管理者代理成本、抑制大股东掏空等治理机制, 有效降低企业 ESG 漂绿程度。

第三, 资本市场开放通过减轻融资约束(资源效应)抑制企业 ESG 漂绿。融资约束是企业面临资源限制的重要体现, 也是部分企业采取低成本漂绿行为以营造“合规假象”或获取融资便利的核心动因(白景坤等, 2025; Zheng & Li, 2024)。根据资源依赖理论, 资源受限的企业往往优先保障短期经营效益, 对周期长、见效慢的实质性 ESG 投资缺乏足够动力, 进而更倾向于通过漂绿方式迎合外部利益相关者的可持续发展期望(白景坤等, 2025; Zheng & Li, 2024)。以“沪深港通”为代表的资本市场开放制度实施后, 标的企业得以直接对接国际资本市场, 吸引境外资金流入(董竹和柏向昱, 2024; 胡海峰等, 2023; Zhang et al., 2023), 这将显著缓解企业开展实质性 ESG 投资面临的资源约束。同时, 资本市场开放带来的信息透明度提升与外部监督强化, 有助于降低企业与资金供给方之间的信息摩擦, 从而间接减轻企业融资约束(李沁洋等, 2023; Moshirian et al., 2021)。随着融资约束的缓解, 企业将更有动力和能力投入资源开展真实有效的 ESG 实践, 凭借实际 ESG 绩效赢得信任, 而非依赖 ESG 漂绿这类机会主义行为来塑造可持续发展形象。因此, 资本市场开放所引致的资

源效应有助于缓解企业融资约束, 进而抑制企业 ESG 漂绿。

此外, 上述三大机制并非孤立运作, 而是存在递进关联与协同强化效应。从内在联系看, 信息效应是基础性前提机制, 信息不对称的缓解不仅能直接压缩企业 ESG 漂绿的操作空间, 更为外部监督落地、代理成本降低提供了必要的信息支撑; 治理效应是关键性枢纽机制, 代理冲突的化解既能直接削弱企业 ESG 漂绿的机会主义动机, 又能通过优化公司治理结构减少信息摩擦、缓解融资约束; 资源效应是保障性落地机制, 融资约束的减轻为企业从“漂绿作秀”转向实质性 ESG 实践提供了充足的资源支撑, 而这一转化过程又高度依赖信息透明化与公司治理完善的双重保障。从交互作用来看, 信息效应与治理效应形成互补监督, 二者协同发力, 进一步压缩企业 ESG 相关机会主义行为的操作空间; 治理效应与资源效应形成正向联动, 代理冲突的减少能够降低企业融资溢价, 进一步放大资源效应的积极作用; 信息效应则为后两大机制有效发挥作用提供底层支撑。三大机制相互强化、层层传导, 最终形成“消除操作空间-修正激励偏差-保障实质投入”的闭环治理链条, 实现对 ESG 漂绿行为的系统性、全方位抑制。

综上, 本文提出如下研究假设:

**H:** 资本市场开放能够抑制企业 ESG 漂绿。

### 3. 研究设计

#### 3.1 研究样本与数据来源

本文以 2009—2022 年中国沪深 A 股上市公司为样本<sup>①</sup>, 研究数据主要包括“沪深港通”标的企业名单、企业 ESG 表现数据、企业 ESG 信息披露数据、企业特征数据与财务数据等。其中, 企业 ESG 表现数据来自华证 ESG 数据库, 企业 ESG 信息披露数据来自彭博 ESG 数据库, “沪深港通”标的企业名单、企业特征数据及财务数据等来自国泰安数据库。

本文按照以下流程清洗数据<sup>②</sup>: (1) 剔除金融保险类样本; (2) 剔除 ST、\*ST 等被特殊处理的样本; (3) 剔除资不抵债样本; (4) 剔除 A+H 股样本; (5) 剔除关键变量数据缺失的样本。经上述筛选处理后, 最终得到 11834 个观测值。

#### 3.2 关键变量定义

##### 3.2.1 被解释变量

参考相关文献中测度企业 ESG 漂绿的方法(白景坤等, 2025; 赵婉楠等, 2025; Zhang, 2024;

<sup>①</sup> 本文选择 2009 年作为样本起始年度, 主要是由于测度企业 ESG 漂绿指标所需的华证 ESG 表现数据 2009 年日发布; 选择 2022 年作为样本截止年度, 则是因为 2023 年彭博 ESG 信息披露得分数据尚未完全公开。

<sup>②</sup> 在稳健性检验中, 剔除研究窗口期内曾被调出标的的名单的样本企业(齐保垒和孙泽宇, 2023; 孙泽宇和齐保垒, 2021; 王琦等, 2025), 并重新进行回归分析。

Zheng & Li, 2024), 本文采用经年度及行业标准化处理的企业 ESG 信息披露得分 (即  $(ESGD - \overline{ESGD}) / \sigma ESGD$ ) 与经年度及行业标准化处理的企业 ESG 表现得分 (即  $(ESGP - \overline{ESGP}) / \sigma ESGP$ ) 的差值, 构建企业 ESG 漂绿变量 (GW), 即  $GW = (ESGD - \overline{ESGD}) / \sigma ESGD - (ESGP - \overline{ESGP}) / \sigma ESGP$ 。其中, 企业 ESG 信息披露得分 (ESGD) 用彭博 ESG 披露评分度量, 评分越高意味着企业在 ESG 方面的信息披露数量越多 (白景坤等, 2025; Deng et al., 2025; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024); 企业 ESG 表现得分 (ESGP) 用华证 ESG 表现评分度量, 评分越高意味着企业在 ESG 方面的真实表现越好 (白景坤等, 2025; Deng et al., 2025; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024);  $\overline{ESGD}$  和  $\sigma ESGD$  分别为企业所属行业当年的 ESG 信息披露得分的平均值和标准差;  $\overline{ESGP}$  和  $\sigma ESGP$  分别为企业所属行业当年的 ESG 表现得分的平均值和标准差。GW 的取值越大, 表示企业的 ESG 信息披露相对于其真实表现的“夸大”程度越高, 即 ESG 漂绿现象越严重。

### 3.2.2 解释变量

HSSC 是衡量样本企业在具体年度是否受“沪深港通”交易制度影响的虚拟变量: 若企业当年位于“沪深港通”标的名单内, 则该指标取值为 1, 否则为 0。由于“沪深港通”交易制度的扩容时间点较为分散, 为确保各企业在被纳入标的名单后充分受到政策影响, 本文以每年 3 月 31 日<sup>①</sup>为时间划分节点: 若企业被纳入“沪深港通”标的名单的时间早于当年 3 月 31 日, 则将当年及之后年份界定为其受“沪深港通”这一资本市场开放政策影响的年度; 若纳入时间晚于当年 3 月 31 日, 则将下一年及之后年份界定为其受该政策影响的年度。需要注意的是, 部分样本企业在研究窗口期内被多次调入或调出“沪深港通”标的名单。对于这类样本, 若被调出时间早于当年 3 月 31 日, 则将当年及之后年份界定为其不再受该政策影响的年度; 若被调出时间晚于当年 3 月 31 日, 则将下一年及之后年份界定为其不再受该政策影响的年度。

Treat 是区分处理组与对照组的虚拟变量: 若企业在研究窗口期内曾被纳入“沪深港通”标的名单, 则将其归为处理组, Treat 取值为 1; 否则归为对照组, Treat 取值为 0。

## 3.3 实证模型设计

本文构建如下多期双重差分模型检验资本市场开放对企业 ESG 漂绿的影响:

$$GW = \alpha_0 + \alpha_1 HSSC + \alpha_2 Treat + \beta' Controls + IndFE + YearFE + \varepsilon \quad (1)$$

其中, GW 为企业 ESG 漂绿变量, HSSC 为企业是否受“沪深港通”交易制度影响的虚拟变量, Treat 为区分处理组与对照组的虚拟变量, 详细定义见上文; Controls 为可能影响企业 ESG 漂绿的控制变量, 包括企业规模 (Size)、企业资产负债率 (Lev)、企业盈利能力 (Roa)、企业成长性 (Growth)、企业年龄 (Age)、企业产权性质 (Soe), 其具体定义见表 1; IndFE 为行业固定效应; YearFE 为年份

<sup>①</sup> 在后续稳健性检验中, 本文将分别以 6 月 30 日、9 月 30 日、12 月 31 日为界限, 重新定义 HSSC 并进行实证检验。

固定效应。

在回归检验时, 对连续变量进行上下 1%缩尾处理, 回归标准误在企业层面聚类调整。

表 1 变量定义

变量符号	变量定义
GW	具体定义见上文
HSSC	具体定义见上文
Treat	具体定义见上文
Size	企业规模, 用“资产总额的自然对数”度量
Lev	企业资产负债率, 等于“负债总额÷资产总额”
Roa	企业盈利能力, 等于“净利润÷资产总额”
Growth	企业成长性, 等于“本年营业收入÷上年营业收入-1”
Age	企业年龄, 用“上市年数加 1 后取自然对数”度量
Soe	企业产权性质, 虚拟变量, 国有企业取值为 1, 非国有企业取值为 0

### 3.4 描述性统计分析

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。企业 ESG 漂绿变量(GW)的 1%分位数为-2.3361, 中位数为-0.1724, 99%分位数为 2.7957, 表明不同企业间的 ESG 漂绿程度存在较大差异。其余变量的分布特征与已有文献基本相符, 数值均处于合理范围。

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	1%分位数	中位数	99%分位数
GW	11834	-0.1176	1.0380	-2.3361	-0.1724	2.7957
HSSC	11834	0.3871	0.4871	0	0	1
Treat	11834	0.8965	0.3046	0	1	1
Size	11834	23.0175	1.2173	20.4423	22.9503	26.4557
Lev	11834	0.4715	0.1984	0.0658	0.4840	0.8707
Roa	11834	0.0473	0.0582	-0.1695	0.0402	0.2222
Growth	11834	0.1797	0.3828	-0.4949	0.1185	2.3431
Age	11834	2.5077	0.6624	0.4666	2.6831	3.3709
Soe	11834	0.5166	0.4997	0	1	1

## 4. 实证结果与分析

### 4.1 基准回归分析

表 3 报告了资本市场开放影响企业 ESG 漂绿的双重差分检验结果。其中, 列(1)仅控制行业固定效应与年份固定效应; 列(2)在列(1)的基础上进一步纳入企业规模(Size)、企业资产负债率(Lev)、企业盈利能力(Roa)等可能影响企业 ESG 漂绿的控制变量。

从列(1)的初步检验结果来看, 政策实施变量(HSSC)的回归系数在 1%的水平上显著为负, 表明在控制行业与年份固定效应后, “沪深港通”这一资本市场开放政策的实施与企业 ESG 漂绿程度的显著降低存在关联, 这为“资本市场开放能够抑制企业 ESG 漂绿”的假设提供了初步支持。

列(2)的回归结果显示, HSSC 的回归系数为-0.1678, 且在 1%的水平上显著。这意味着, 在控制企业基本特征变量、行业固定效应及年份固定效应后, 被纳入“沪深港通”标的名单的企业, 其 ESG 漂绿程度平均降低约 0.1678, 该降幅相当于样本企业 ESG 漂绿变量(GW)标准差(1.0380)的 16.17%, 具备显著的经济意义。因此, H 得以验证, 即资本市场开放能够有效抑制企业 ESG 漂绿。

表 3 资本市场开放与企业 ESG 漂绿

变 量	(1)	(2)
	GW	GW
HSSC	-0.1275*** (0.035)	-0.1678*** (0.034)
Treat	0.1073 (0.070)	0.1009 (0.072)
Size		0.0433* (0.026)
Lev		0.4740*** (0.125)
Roa		-0.8084*** (0.312)
Growth		0.1221*** (0.030)
Age		0.1166*** (0.034)

续表

变 量	(1)	(2)
	GW	GW
Soe		-0.2411*** (0.045)
常数项	-0.1416 (0.183)	-1.4229*** (0.537)
行业/年份	控制	控制
样本量	11834	11834
调整 $R^2$	0.0022	0.0283

注：括号内数值为在企业层面聚类调整后的标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。下同。

## 4.2 稳健性检验

### 4.2.1 平行趋势检验

借鉴相关文献(董竹和柏向昱, 2024; 范源源和李建军, 2022), 本文以企业首次被纳入“沪深港通”标的的名单的时间<sup>①</sup>为基准, 定义以下虚拟变量: Before<sub>5</sub>(首次纳入前第 5 年及之前取值为 1, 否则为 0)、Before<sub>4</sub>(首次纳入前第 4 年取值为 1, 否则为 0)、Before<sub>3</sub>(首次纳入前第 3 年取值为 1, 否则为 0)、Before<sub>2</sub>(首次纳入前第 2 年取值为 1, 否则为 0)、Before<sub>1</sub>(首次纳入前第 1 年取值为 1, 否则为 0)、Current(首次纳入当年取值为 1, 否则为 0)、After<sub>1</sub>(首次纳入后第 1 年取值为 1, 否则为 0)、After<sub>2</sub>(首次纳入后第 2 年取值为 1, 否则为 0)、After<sub>3</sub>(首次纳入后第 3 年取值为 1, 否则为 0)、After<sub>4</sub>(首次纳入后第 4 年取值为 1, 否则为 0)、After<sub>5</sub>(首次纳入后第 5 年及以后取值为 1, 否则为 0)。随后, 将上述虚拟变量分别与 Treat 交乘, 得到交互项 Treat×Before<sub>5</sub>、Treat×Before<sub>4</sub>、Treat×Before<sub>3</sub>、Treat×Before<sub>2</sub>、Treat×Before<sub>1</sub>、Treat×Current、Treat×After<sub>1</sub>、Treat×After<sub>2</sub>、Treat×After<sub>3</sub>、Treat×After<sub>4</sub>及 Treat×After<sub>5</sub>。接着, 以 Treat×Before<sub>1</sub>为基准组, 将剩余交互项作为解释变量替换模型(1)中的 HSSC, 开展回归检验并获取交互项的回归系数。最后, 基于上述交互项的回归系数绘制平行趋势检验图(见图 1)。

根据图 1 可知, Treat×Before<sub>5</sub>、Treat×Before<sub>4</sub>、Treat×Before<sub>3</sub>和 Treat×Before<sub>2</sub>的回归系数均不显著, 说明处理组企业在首次被纳入“沪深港通”标的的名单前, 其与对照组企业 ESG 漂绿程度的变化趋势并不存在显著差异。因此, 本文双重差分模型的事前平行趋势假设成立。

<sup>①</sup> 纳入时间的划分节点同主回归。

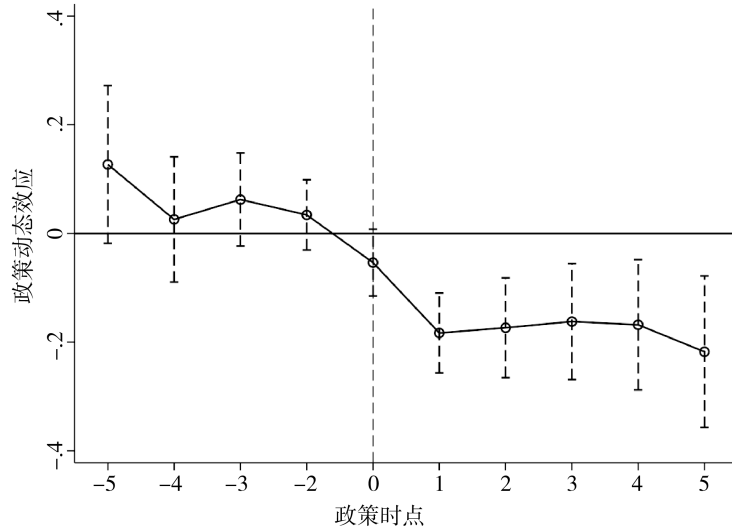


图1 平行趋势检验回归系数图

#### 4.2.2 安慰剂检验

第一，通过构建虚假政策实施时间的方式开展安慰剂检验。具体而言，本文将“沪深港通”政策的实际实施时间分别向前虚构2年、3年和4年，生成三组虚假政策实施时间，并分别将其与处理组虚拟变量交乘，构造对应的交互项FalseHSSC<sub>2</sub>、FalseHSSC<sub>3</sub>和FalseHSSC<sub>4</sub>。表4的回归结果显示，FalseHSSC<sub>2</sub>、FalseHSSC<sub>3</sub>及FalseHSSC<sub>4</sub>的回归系数均不显著，表明虚构的资本市场开放政策并未对企业ESG漂绿产生显著影响。该结果表明，基准回归中观察到的“资本市场开放对企业ESG漂绿的抑制效应”，不太可能由其他偶然因素所驱动。

表4 构建虚假政策实施时间的安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	前置2年	前置3年	前置4年
	GW	GW	GW
FalseHSSC <sub>2</sub>	-0.0423 (0.036)		
FalseHSSC <sub>3</sub>		-0.0136 (0.036)	
FalseHSSC <sub>4</sub>			0.0102 (0.036)
Treat	0.0723 (0.073)	0.0633 (0.074)	0.0532 (0.074)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	前置 2 年	前置 3 年	前置 4 年
	GW	GW	GW
控制变量	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制
样本量	11834	11834	11834
调整 $R^2$	0.0254	0.0253	0.0253

第二, 通过随机生成处理组的方式开展安慰剂检验。具体而言, 将样本企业随机分配为处理组(模拟“沪深港通”标的企业)与对照组, 并据此构建虚假核心解释变量 FalseHSSC, 再基于模型(1)进行回归检验。重复该随机分配与回归过程 1000 次后, 基于每次回归得到的 FalseHSSC 系数绘制系数分布图(见图 2)。结果显示, 随机生成的 FalseHSSC 估计系数大致服从正态分布, 在 0 值附近集聚, 且该类系数与实际政策变量(HSSC)的估计系数(-0.1678)在统计上存在显著差异。同时, 从 t 值分布来看, 绝大多数 FalseHSSC 的 t 值绝对值均小于表 3 列(2)基准回归中 HSSC 的 t 值绝对值(4.8997)。因此, 处理组企业 ESG 漂绿程度的下降, 确实由资本市场开放政策的实施导致, 而非随机因素驱动, 这再次验证了本文研究结论的稳健性。

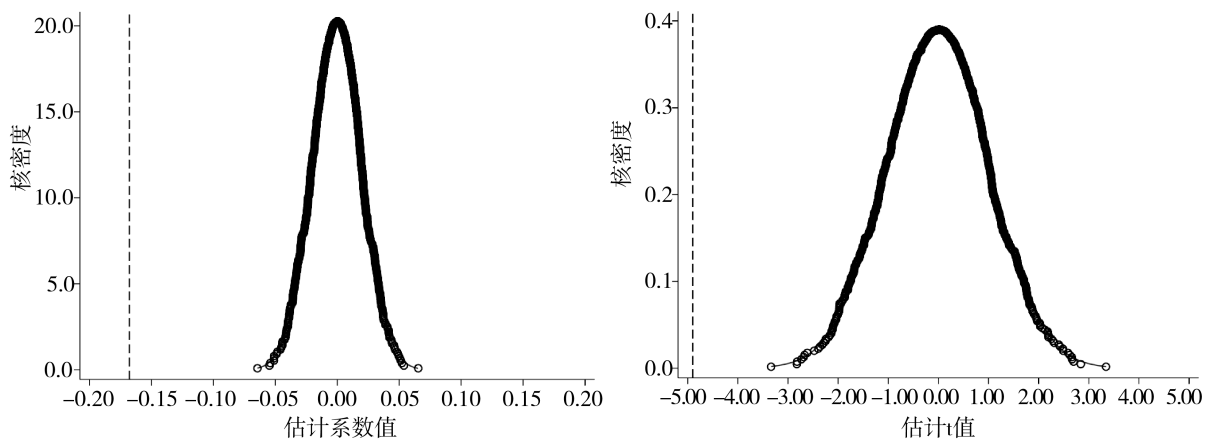


图 2 随机生成处理组的安慰剂检验结果

#### 4.2.3 其他稳健性检验

第一, 倾向得分匹配(PSM)检验。由于“沪深港通”标的的名单的筛选并非完全随机, 企业是否被纳入标的与企业自身特征(如市值、日成交额)相关, 这会使得处理组与对照组企业在事前核心特征上存在系统性差异, 进而引发样本选择偏误, 并可能导致双重差分估计的结果产生偏误。为缓解这类内生性问题, 本文采用倾向得分匹配方法为处理组企业匹配特征相似的对照组企业, 以确保政策

冲击前两组样本具有可比性。在匹配过程中,除了模型(1)中所有的控制变量,额外加入企业日均市值(Mv)、日均成交金额(Tv)与全天停牌交易日占比(Pts)作为协变量,并按照 1:1 近邻匹配、无放回、卡尺设定为 0.001 的规则进行配对。匹配完成后,合并匹配成功的处理组与对照组样本,最终得到 1302 个有效观测值用于后续回归分析。表 5 报告了平衡性检验结果,匹配完成后各协变量在处理组与对照组之间均无显著差异,表明两组样本满足可比性要求。表 6 列(1)为基于配对后样本进行回归检验的实证结果,HSSC 的回归系数显著为负,再次支持假设 H。

表 5 PSM 匹配后平衡性检验结果

变量	样本	均值		标准化偏差(%)	t 值
		处理组	对照组		
Size	匹配前	23.118	22.142	87.9	27.37
	匹配后	22.302	22.311	-0.9	-0.19
Lev	匹配前	0.468	0.496	-13.5	-4.64
	匹配后	0.504	0.502	1.3	0.26
Roa	匹配前	0.052	0.014	68.0	21.64
	匹配后	0.017	0.020	-6.1	-1.31
Growth	匹配前	0.189	0.093	26.9	8.42
	匹配后	0.096	0.107	-3.0	-0.65
Age	匹配前	2.493	2.595	-15.7	-5.11
	匹配后	2.583	2.557	4.1	0.89
Soe	匹配前	0.505	0.592	-17.6	-5.78
	匹配后	0.588	0.572	3.2	0.67
Mv	匹配前	16.422	15.243	150.9	44.48
	匹配后	15.397	15.424	-3.4	-0.85
Tv	匹配前	18.843	18.026	84.0	26.38
	匹配后	18.160	18.156	0.4	0.09
Pts	匹配前	0.013	0.038	-16.8	-7.00
	匹配后	0.028	0.028	0.3	0.07

第二,剔除研究窗口期内曾被调出标的的名单的观测样本。被调入又被调出标的的名单的企业,既不属于稳定的处理组,也不属于稳定的对照组,可能对研究结果造成干扰。表 6 列(2)的回归结果显示,在剔除这类样本后,HSSC 的回归系数仍然显著为负,假设 H 继续得到支持。

第三,进一步增加控制变量。在模型(1)的基础上,补充纳入公司内部治理与外部监督变量,包括董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep)、管理层持股(Mshar)、董事长与总经理是否两职合一(Dual)、机构投资者持股比例(Inst)以及是否由国际四大会计师事务所审计(Big4)。表 6 列(3)的回

归结果显示, 在加入上述变量后, HSSC 的回归系数仍显著为负, 继续支持假设 H。

第四, 控制企业固定效应。为缓解不随时间变化的企业个体特征可能带来的遗漏变量偏误, 此处模型(1)中进一步加入企业固定效应。表 6 列(4)的回归结果显示, 在控制企业固定效应后, HSSC 的回归系数依然显著为负, 继续支持假设 H。

表 6 其他稳健性检验: PSM、剔除曾被调出样本、新增控制变量、控制企业固定效应

变量	(1) PSM 样本 GW	(2) 剔除多次调动样本 GW	(3) 加入其他控制变量 GW	(4) 加入企业固定效应 GW
HSSC	-0.2786** (0.126)	-0.2284*** (0.058)	-0.1568*** (0.034)	-0.0430* (0.025)
Treat	0.2021** (0.089)	0.1073 (0.083)	0.1074 (0.070)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
其他变量	不控制	不控制	控制	不控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
企业	不控制	不控制	不控制	控制
样本量	1302	6792	11834	11834
调整 R <sup>2</sup>	0.0770	0.0459	0.0472	0.3896

第五, 改变解释变量的测度方式。基准回归中变量 HSSC 的赋值依据为企业是否在当年 3 月 31 日前调入或调出“沪深港通”标的名单。为增强研究结论的稳健性, 本文将赋值节点分别调整为当年 6 月 30 日、9 月 30 日及 12 月 31 日, 并相应构建三个替代指标 HSSC2、HSSC3 和 HSSC4。表 7 列(1)–(3)的回归结果显示, HSSC2、HSSC3 和 HSSC4 的回归系数均显著为负, 再次支持假设 H。

第六, 改变被解释变量的测度方式。在基础回归中, 企业 ESG 漂绿指标(GW)基于华证 ESG 表现评分构建, 在此改用和讯网 ESG 表现评分重新计算企业 ESG 漂绿指标(记为 GW2)。表 7 列(4)的回归结果显示, HSSC 的回归系数显著为负, 仍然支持假设 H。

表 7 其他稳健性检验: 改变主要变量的测度方式

变量	(1) 改变解释变量 GW	(2) 改变解释变量 GW	(3) 改变解释变量 GW	(4) 改变被解释变量 GW2
HSSC2	-0.1396*** (0.035)			

续表

变量	(1) 改变解释变量 GW	(2) 改变解释变量 GW	(3) 改变解释变量 GW	(4) 改变被解释变量 GW2
HSSC3		-0.1338*** (0.035)		
HSSC4			-0.1004*** (0.034)	
HSSC				-0.1200*** (0.038)
Treat	0.0920 (0.072)	0.0910 (0.072)	0.0879 (0.072)	0.1125* (0.065)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
样本量	11834	11834	11834	9628
调整 R <sup>2</sup>	0.0274	0.0272	0.0264	0.1205

第七, 分别考察“深港通”与“沪港通”对企业 ESG 漂绿的治理效果。表 8 的回归结果显示, 无论“深港通”还是“沪港通”, 均能对企业 ESG 漂绿产生显著的抑制作用。再次支持假设 H。

表 8 交易所类型分组检验结果

变量	(1) 深圳证券交易所样本	(2) 上海证券交易所样本
HSSC	-0.2520*** (0.068)	-0.2002*** (0.050)
Treat	0.3228*** (0.097)	-0.0154 (0.095)
控制变量	控制	控制
行业/年份	控制	控制
样本量	5720	6114
调整 R <sup>2</sup>	0.0570	0.0373

综上所述, 本文核心结论“资本市场开放能够抑制企业 ESG 漂绿”, 在经过平行趋势检验、安慰剂检验、倾向得分匹配检验、新增控制变量检验、控制企业个体固定效应等多维度稳健性检验后依然成立。因此, 假设 H 得到支持。

## 5. 影响机制分析

### 5.1 信息效应检验

理论分析表明, 资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的第一条传导路径为“资本市场开放→缓解信息不对称→抑制企业 ESG 漂绿”, 即信息效应。为检验信息效应是否显著存在, 本文设定如下模型进行实证检验:

$$Asy = \alpha_0 + \alpha_1 HSSC + \alpha_2 Treat + \beta' Controls + IndFE + YearFE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $Asy$  表示企业信息不对称指标, 其他变量同模型(1)。

借鉴相关研究(管考磊和朱海宁, 2023; 王琦等, 2025; Liu et al., 2023; Wang et al., 2024; Zhang, 2024), 本文选取分析师关注度与企业信息透明度评级作为信息不对称的代理变量。一方面, 分析师关注度能够反映外部信息中介对企业的跟踪与监督力度, 分析师关注度越高, 企业信息环境越透明、信息不对称程度越低; 另一方面, 企业信息透明度评级由证券交易所公开披露, 直接反映企业信息披露质量, 评级越高意味着企业信息不对称程度越低。基于此, 本文分别采用分析师关注数量加 1 的自然对数衡量分析师关注度( $AnaAtten$ ), 采用证券交易所披露的信息透明度评级(将企业当年获得的 A~D 四个等级分别赋值为 4~1)衡量企业信息透明度评级( $InfTraRat$ )。  $AnaAtten$  与  $InfTraRat$  的取值越小, 意味着企业信息不对称问题越严重。

表 9 报告了信息效应的检验结果: HSSC 的回归系数均显著为正, 表明资本市场开放不仅能吸引分析师关注企业, 还能显著提升企业信息透明度, 即资本市场开放能发挥信息效应。进一步, 结合现有研究已证实的结论——“缓解信息不对称有助于抑制企业 ESG 漂绿”(Liu et al., 2023; Niu et al., 2025; Zhang, 2024), 可推断资本市场开放能通过缓解信息不对称这一渠道抑制企业 ESG 漂绿。

因此, “资本市场开放→缓解信息不对称→抑制企业 ESG 漂绿”的传导路径得到经验证据支持, 即信息效应是资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的重要作用机制之一。

表 9 信息效应的检验结果

变 量	(1)	(2)
	AnaAtten	InfTraRat
HSSC	0.3849 *** (0.031)	0.2227 *** (0.026)
Treat	0.2881 *** (0.063)	-0.0023 (0.041)
控制变量	控制	控制
行业/年份	控制	控制

续表

变 量	(1) AnaAtten	(2) InfTraRat
样本量	11834	8548 <sup>①</sup>
调整 $R^2$	0.4373	0.2138

## 5.2 治理效应检验

理论分析表明, 资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的第二条传导路径为“资本市场开放→降低代理成本→抑制企业 ESG 漂绿”, 即治理效应。与美国等成熟资本市场不同, 中国上市公司往往面临两类委托代理问题: 一是股东与管理者之间的委托代理问题(郭娜等, 2024; 潘红波和杨海霞, 2022), 二是中小股东与大股东之间的委托代理问题(郭娜等, 2024; 杨海霞等, 2025)。因此, 本文将同时讨论这两类代理问题: 如果在资本市场开放政策实施后, 处理组企业的两类代理成本均显著下降, 则说明资本市场开放能有效抑制管理者及大股东的自利行为, 在缓解企业代理冲突方面发挥积极作用。

为检验治理效应是否显著存在, 本文设定如下模型进行实证检验:

$$Ac = \alpha_0 + \alpha_1 HSSC + \alpha_2 Treat + \beta' Controls + IndFE + YearFE + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Ac$  表示企业代理成本指标, 其他变量同模型(1)。

在管理者代理成本方面, 管理者可能通过在职消费等方式侵占股东利益, 推高管理费用(潘红波和杨海霞, 2022; Jensen, 1986), 因而本文选取管理费用率衡量管理者与股东之间的代理冲突; 在大股东代理成本方面, 大股东常通过资金占用等方式掏空企业(杨海霞等, 2025; Jiang et al., 2010), 因而本文选取其他应收款占比衡量大股东与中小股东之间的代理冲突。其中, 管理费用率( $Ac1$ )以管理费用与营业收入之比测度, 该指标取值越大, 意味着管理者与股东之间的利益偏离越严重, 代理冲突越激烈; 其他应收款占比( $Ac2$ )以其他应收款与营业收入之比测度, 该指标取值越大, 意味着大股东对中小股东的利益侵占程度越深, 即第二类代理问题越突出。

表 10 报告了治理效应的检验结果: HSSC 的回归系数均显著为负, 表明资本市场开放不仅能显著降低管理者与股东之间的委托代理成本, 还能有效缓解大股东和中小股东之间的委托代理冲突, 即资本市场开放能发挥治理效应。进一步, 结合现有研究已证实的结论“降低代理成本有助于抑制企业 ESG 漂绿”(范洪敏和孙梦楚, 2025; 郭娜等, 2024), 可推断资本市场开放能通过降低代理成本抑制企业 ESG 漂绿。

因此, “资本市场开放→降低代理成本→抑制企业 ESG 漂绿”的传导路径得到经验证据支持, 即治理效应是资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的重要作用机制之一。

<sup>①</sup> 原始数据来源于 CSMAR 数据库, 部分样本评级存在缺失值, 使得该列回归的有效样本量下降为 8548。

表 10 治理效应的检验结果

变 量	(1) Ac1	(2) Ac2
HSSC	-0.0076*** (0.002)	-0.0056** (0.003)
Treat	0.0023 (0.004)	0.0018 (0.006)
控制变量	控制	控制
行业/年份	控制	控制
样本量	11834	11834
调整 R <sup>2</sup>	0.3808	0.2072

### 5.3 资源效应检验

理论分析表明, 资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的第三条传导路径为“资本市场开放→减轻融资约束→抑制企业 ESG 漂绿”。根据资源依赖理论和融资约束理论, 融资约束是企业面临资源约束的重要体现, 也是部分企业采取低成本漂绿行为以获取“合规身份”或融资便利的关键诱因(白景坤等, 2025; Zheng & Li, 2024)。因此, 本文主要从融资约束的角度检验资源效应是否显著存在。

借鉴相关文献(Almeida et al., 2004; Fazzari et al., 1988), 本文将分别基于投资-现金流敏感模型及现金-现金流敏感模型<sup>①</sup>, 检验资本市场开放能否有效缓解企业融资约束。具体模型如下:

$$Inv = \alpha_0 + \alpha_1 CF \times HSSC + \alpha_2 CF \times Treat + \alpha_3 CF + \alpha_4 HSSC + \alpha_5 Treat + \alpha_6 Size + \alpha_7 Growth + IndFE + YearFE + \varepsilon \quad (4)$$

$$\Delta Cash = \alpha_0 + \alpha_1 CF \times HSSC + \alpha_2 CF \times Treat + \alpha_3 CF + \alpha_4 HSSC + \alpha_5 Treat + \alpha_6 Size + \alpha_7 Growth + IndFE + YearFE + \varepsilon \quad (5)$$

其中, Inv 表示企业投资水平, 以“构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与期初固定资产之比”测度; ΔCash 表示企业现金持有量变动, 以“现金及现金等价物变动额与期初固定资产之比”测度; CF 表示企业经营现金流量, 以“经营活动产生的现金流量净额与期初固定资产之比”测度; 其他变量同模型(1)。

在模型(4)和模型(5)中, 如果 CF×HSSC 的回归系数均显著为负, 则说明资本市场开放政策能有效降低企业投资-现金流敏感度和现金-现金流敏感度, 即资本市场开放政策能有效减轻企业融资约束, 发挥资源效应。

表 11 报告了资源效应的检验结果: CF×HSSC 的回归系数均显著为负, 表明资本市场开放能有效

<sup>①</sup> 鉴于 WW、SA、KZ 等融资约束指数不适合作为被解释变量, 本文分别基于投资-现金流敏感模型和现金-现金流敏感模型开展实证检验。

降低企业投资-现金流敏感度与现金-现金流敏感度，即资本市场开放有助于企业减轻融资约束，发挥资源效应。进一步，结合现有研究已证实的结论“减轻融资约束有助于抑制企业 ESG 漂绿”（赵婉楠等，2025；Zheng & Li，2024），可推断资本市场开放能通过减轻融资约束抑制企业 ESG 漂绿。

因此，“资本市场开放→减轻融资约束→抑制企业 ESG 漂绿”的传导路径得到经验证据支持，即资源效应是资本市场开放抑制企业 ESG 漂绿的重要作用机制之一。

表 11 资源效应的检验结果

变 量	(1) Inv	(2) ΔCash
CF×HSSC	-7.0450*** (1.422)	-3.8144*** (0.832)
CF×Treat	控制	控制
CF	控制	控制
HSSC	控制	控制
Treat	控制	控制
Size	控制	控制
Growth	控制	控制
行业/年份	控制	控制
样本量	11834	11834
调整 R <sup>2</sup>	0.8184	0.7990

## 6. 进一步分析

### 6.1 异质性分析

#### 6.1.1 地区环境规制

地区环境规制强度越高，对应的环境监管体系通常越严格。根据制度互补理论与信号传递理论，地区环境规制可能会与资本市场开放制度形成制度互补和协同治理效应，从而更有效地抑制企业 ESG 漂绿。在制度互补层面，环境规制与资本市场开放构成功能互补的制度安排——前者通过行政监管设定企业环境治理与可持续发展的“底线标准”，后者通过引入境外投资者及分析师等市场力量形成市场监督机制，激励企业追求真实 ESG 表现。两种制度相互强化、功能互补，共同压缩企业实施 ESG 漂绿的操作空间。在协同治理层面，严格的环境规制通过提升企业 ESG 信息披露质量与可信

度，为资本市场开放的有效运作奠定基础；在监管高压下，企业选择性披露与模糊化表述的空间被压缩，ESG 信号的“噪声”得以降低；此时，资本市场开放引入的境外投资者、分析师等市场力量，能够以更低的信息处理成本识别企业真实 ESG 绩效与漂绿行为，进而使信息效应、治理效应及资源效应得以充分释放，最终对企业 ESG 漂绿产生系统性抑制。

借鉴相关研究(范洪敏和孙梦楚, 2025; Zhang, 2024; Zheng & Li, 2024)，本文分别采用“地方政府环境关注度”和“地区工业污染治理投资完成额与第二产业产值之比”作为地区环境规制强度的代理变量。其中，地方政府对环境议题的关注程度越高，或地区工业污染治理投资完成额占第二产业产值的比重越高，意味着地区环境规制强度越高(范洪敏和孙梦楚, 2025; Zhang, 2024)。本文分别依据上述两项地区环境规制指标，以其中位数为划分标准，将全样本划分为环境规制强度较高组与较低组，分别开展回归检验。

表 12 报告了基于地区环境规制强度的分组检验结果。结果显示，HSSC 的回归系数均显著为负，表明资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用具有普遍性。进一步对比两组系数可知，在地区环境规制较强的样本组中，HSSC 的回归系数绝对值更大，意味着该组中资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用更为强劲。这些实证结果与上述理论分析相互印证，即严格的环境规制通过与资本市场开放形成制度互补与协同治理效应，共同抑制企业 ESG 漂绿。

表 12 地区环境规制异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	地方政府环境关注度		地区工业污染治理投资完成额占比	
	环境规制强	环境规制弱	环境规制强	环境规制弱
HSSC	-0.2227*** (0.030)	-0.1190*** (0.036)	-0.2299*** (0.040)	-0.1075*** (0.039)
Treat	0.0390 (0.054)	0.1414*** (0.046)	0.1269** (0.052)	0.0966** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5917	5917	5914	5920
调整 R <sup>2</sup>	0.0417	0.0250	0.0276	0.0440
HSSC 系数差异 p 值	0.0217		0.0208	

注：系数差异 p 值根据 Suest 检验估计结果计算得到。下同。

### 6.1.2 行业市场竞争

市场竞争是影响企业生存压力、战略选择与信息披露策略的关键外部因素。根据声誉理论与竞争理论，激烈的市场竞争会显著加剧企业的生存与发展压力，而良好的声誉不仅是企业获取产品市

场优势的重要基础，也是其赢得资本市场信任的核心资源。在高竞争环境下，企业更依赖高质量的信息披露向外界传递自身经营质量与长期价值的信号，因而高竞争压力能够强化企业通过真实信息披露维护并积累声誉资本的内在动机。当企业被纳入“沪深港通”标的名单后，ESG 信息成为境外投资者、分析师等利益相关者的关注焦点，在高市场竞争的叠加作用下，企业将更有动力提升 ESG 信息披露质量，以构建差异化优势、争夺资本市场开放带来的红利。与此同时，激烈的市场竞争还会显著提升企业 ESG 漂绿的潜在成本：漂绿行为一旦被识别，不仅会引发严重的声誉危机，还可能导致市场份额萎缩与融资约束加剧，最终使企业丧失竞争主动权。因此，从理论上讲，市场竞争能够通过声誉约束与成本约束的双重效应，增强企业披露真实 ESG 信息的动机，促使其更积极地响应资本市场开放带来的外部治理压力，进而更有效地抑制 ESG 漂绿行为。

借鉴相关文献(白景坤等, 2025; 董竹和柏向昱, 2024; 王琦等, 2025; Zhang, 2024), 本文分别采用行业赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)与行业勒纳指数(LI)度量市场竞争程度。其中, HHI、LI 取值越小, 代表市场竞争程度越高。本文分别按 HHI、LI 将样本划分为市场竞争程度较高与较低两组, 开展分组回归检验。

表 13 报告了基于行业市场竞争的分组检验结果。结果显示, HSSC 的回归系数绝对值在市场竞争程度较高组中显著更大。这一结果印证了上述理论预期, 即市场竞争能够增强企业对资本市场开放传递的治理信号的敏感性, 进而强化资本市场开放对 ESG 漂绿的抑制作用。

表 13 行业市场竞争异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业赫芬达尔-赫希曼指数		行业勒纳指数	
	竞争程度高	竞争程度低	竞争程度高	竞争程度低
HSSC	-0.2583*** (0.040)	-0.0587 (0.037)	-0.2497*** (0.039)	-0.0856** (0.039)
Treat	0.2852*** (0.050)	-0.0567 (0.047)	0.0874* (0.049)	0.1301*** (0.050)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5917	5917	5920	5914
调整 R <sup>2</sup>	0.0326	0.0233	0.0354	0.0240
HSSC 系数差异 p 值	0.0001		0.0019	

## 6.2 经济后果分析：企业全要素生产率

上文的研究结果表明，资本市场开放对企业 ESG 漂绿具有显著的抑制作用。在此基础上，本文

将进一步探究该抑制作用是否能够提升企业全要素生产率, 从而推动企业实现高质量发展。为验证这一经济后果, 本文构建如下实证模型:

$$TFP = \alpha_0 + \alpha_1 HSSC \times GW + \alpha_2 Treat \times GW + \alpha_3 HSSC + \alpha_4 Treat + \alpha_5 GW + \beta' Controls + IndFE + YearFE + \varepsilon \quad (6)$$

其中, 被解释变量 TFP 用企业下一期全要素生产率表示; 其余变量的定义与基准模型(1)保持一致。为确保核心变量 TFP 度量的可靠性及研究结论的稳健性, 借鉴相关文献(戴鹏毅等, 2021; 胡海峰等, 2023; Levinsohn & Petrin, 2003; Olley & Pakes, 1996), 本文同时采用 OP 法、LP 法、OLS 法、FE 法和 GMM 法测算企业全要素生产率<sup>①</sup>。

表 14 的实证结果显示, HSSC×GW 的回归系数均显著为正, 表明资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用, 能进一步提升企业全要素生产率。该结果从全要素生产率提升的视角证实, 资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用有助于推动企业迈向高质量发展。

表 14 经济后果回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OLS	TFP_FE	TFP_GMM
HSSC×GW	0.0271* (0.015)	0.0284* (0.014)	0.0217* (0.012)	0.0232* (0.013)	0.0293* (0.017)
Treat×GW	控制	控制	控制	控制	控制
HSSC	控制	控制	控制	控制	控制
Treat	控制	控制	控制	控制	控制
GW	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11834	11834	11834	11834	11834
调整 R <sup>2</sup>	0.5875	0.6520	0.7692	0.7402	0.4599

## 7. 结论与启示

本文以 2009—2022 年中国沪深 A 股上市公司为研究样本, 系统考察资本市场开放对企业 ESG 漂绿的影响、作用机制及经济后果。研究结果表明, 资本市场开放可通过信息效应、治理效应与资源

<sup>①</sup> 目前, 学术界对 TFP 的测算尚未形成统一标准, 不同方法依托的理论假设与估计策略存在差异(戴鹏毅等, 2021; 胡海峰等, 2023)。因此, 为应对全要素生产率测算方法的学术分歧, 本文同时采用五种方法对全要素生产率进行测算。

效应显著抑制企业 ESG 漂绿。异质性分析结果表明，资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用在环境规制较严格、市场竞争较激烈的样本中更为明显，说明环境规制和市场竞争能够强化资本市场开放对企业 ESG 漂绿的治理效应。经济后果研究表明，资本市场开放对企业 ESG 漂绿的抑制作用，有助于提升企业全要素生产率，推动企业实现高质量发展。本文不仅拓展了关于资本市场开放经济后果与 ESG 漂绿影响因素的研究范畴，还从政府与监管层面、市场与交易所层面以及企业层面提出如下实践启示：

第一，在政府与监管层面，应推动资本市场高水平开放与环境规制协同发力，持续完善 ESG 信息披露制度体系。2025 年 3 月，中国证监会审议通过修订后的《上市公司信息披露管理办法》，其第六十五条明确规定，上市公司按照证券交易所的规定发布可持续发展报告。该修订首次从部门规章层面将可持续发展报告（含 ESG 信息披露）纳入制度化监管体系，为加强 ESG 信息披露监管提供了制度依据。本文的研究结果表明，资本市场开放能够通过信息效应、治理效应与资源效应抑制企业 ESG 漂绿，且环境规制能够强化该治理效果。因此，监管部门应加强资本市场监管与生态环境监管的信息共享与执法协同，建立跨部门联动机制。例如，在稳步推进“沪深港通”等互联互通机制扩容的同时，进一步完善环境执法机制与信息披露监管体系，提高企业虚假或误导性 ESG 披露的违规成本，从制度层面构建高水平对外开放背景下的多维监督体系。

第二，在市场与交易所层面，应在现有制度框架下细化 ESG 信息披露标准，提升信息透明度与市场约束强度。2024 年 4 月，上海证券交易所、深圳证券交易所与北京证券交易所分别印发有关可持续发展的监管指引文件，对可持续发展信息披露作出原则性规范，明确要求披露主体客观、真实地反映其可持续发展表现，不得进行选择披露。本文研究发现，市场竞争能够放大资本市场开放对 ESG 漂绿的治理效应。因此，交易所可在现有规则基础上进一步统一关键指标核算口径，强化定量信息披露要求，提高 ESG 信息的可比性与可验证性。同时，交易所应完善信息披露质量评价体系，通过公开透明的信息反馈增强市场声誉约束，并通过将提升披露标准与强化竞争机制相结合的方式，增强资本市场开放背景下对 ESG 漂绿行为的市场化约束。

第三，在企业层面，应从战略高度重视 ESG 治理，将真实披露与实质投入作为实现高质量发展的重要路径。本文研究发现，资本市场开放对 ESG 漂绿的抑制作用有助于提升企业全要素生产率，表明减少 ESG 策略性披露有助于推动企业实现高质量发展。在资本市场持续开放、信息透明度不断提升的背景下，企业应建立规范的 ESG 数据管理与内部控制体系，确保披露内容真实、完整、可验证。同时，企业应将资本市场开放带来的融资改善与外部监督压力转化为推动绿色技术创新、节能减排与公司治理优化的动力，通过引入耐心资本、优化股权结构、提升治理透明度等方式，从内部减少代理冲突与机会主义行为，以真实且可持续的 ESG 绩效支撑企业高质量发展。

## ◎ 参考文献

- [1] 白景坤, 罗晨婧, 顾飞. 制度合法性压力与企业 ESG“漂绿”[J]. 系统工程理论与实践, 2025, 45(3).
- [2] 白雅洁, 张铁刚. 资本市场开放与大股东掏空抑制——掏空动机及约束的调节效应[J]. 宏观经

- 济研究, 2021(10).
- [3] 代彬, 闵诗尧. 资本市场国际化与企业社会责任报告印象管理[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(1).
- [4] 戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2021, 44(8).
- [5] 董竹, 柏向昱. 资本市场开放能促进企业绿色创新吗? [J]. 外国经济与管理, 2024, 46(3).
- [6] 段婷婷, 张立光. 资本市场开放与公司 ESG 信息披露——基于 A 股纳入 MSCI 指数准自然实验[J]. 经济评论, 2024(1).
- [7] 范洪敏, 孙梦楚. 加剧还是抑制: 宗族文化与企业漂绿行为[J/OL]. (2025-10-14). 经济学报, <https://link.cnki.net/urlid/10.1175.f.20251013.1340.002>.
- [8] 范源源, 李建军. 资本市场开放与公司税收遵从——来自“陆港通”交易制度实施的经验证据[J]. 经济管理, 2022, 44(3).
- [9] 管考磊, 朱海宁. 资本市场开放与公司杠杆操纵: 基于“沪深港通”的经验证据[J]. 世界经济研究, 2023(4).
- [10] 郭娜, 陈东晖, 张骏. 银企数字化耦合能否抑制企业 ESG“漂绿”? [J]. 贵州社会科学, 2024(12).
- [11] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 资本市场开放与我国经济高质量发展——基于全要素生产率视角的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2023(9).
- [12] 黄若谷, 朱祖平. 企业低碳转型概念内涵、发展脉络与研究展望[J]. 科学管理研究, 2024, 42(5).
- [13] 李沁洋, 何银莹, 刘向强, 等. 资本市场开放对企业融资约束的影响机制研究: 基于“沪深港通”的经验证据[J]. 世界经济研究, 2023(4).
- [14] 卢小祁, 俞毛毛. 资本市场开放能够降低企业周边碳排放吗? ——基于沪深港通样本扩容的双重差分分析[J]. 南京财经大学学报, 2024(6).
- [15] 牛枫, 罗智超, 邱保印. 言浮于行, 实以治之: 高管环保背景与企业“漂绿”[J]. 南京审计大学学报, 2025, 22(2).
- [16] 潘红波, 杨海霞. 竞争者融资约束对企业并购行为的影响研究[J]. 中国工业经济, 2022(7).
- [17] 彭雅哲, 汪昌云. 资本市场开放与企业真实盈余管理——基于“陆港通”的经验证据[J]. 经济管理, 2022, 44(1).
- [18] 齐保垒, 孙泽宇. 资本市场开放与内部人机会主义减持——基于沪深港通交易制度的准自然实验[J]. 会计研究, 2023(5).
- [19] 孙泽宇, 齐保垒. 资本市场开放与高管在职消费——基于沪深港通交易制度的准自然实验[J]. 会计研究, 2021(4).
- [20] 王琦, 王孔文, 马茜群. 资本市场开放能抑制企业研发操纵吗? ——基于信息效应的实证研究[J]. 管理评论, 2025, 37(8).
- [21] 王婉菁, 朱红兵, 张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学, 2021, 34(6).
- [22] 王遥, 李雨珊, 吴祯姝. 可持续金融支持新质生产力发展的理论机制研究[J]. 当代经济科学,

- 2025, 47 (6).
- [23]王勇, 芦雪瑶. 资本市场开放对企业避税的治理效应: 基于“陆港通”开通的准自然实验证据[J]. 世界经济研究, 2022(1).
- [24]肖土盛, 金泽宇, 阳杰. 证监会随机抽查制度的监管溢出效应——基于审计联结视角[J]. 江西社会科学, 2024, 44(5).
- [25]杨海霞, 张晓明, 唐鹏程. 季度经营信息披露对大股东掏空行为的影响研究——来自民营上市公司的证据[J]. 珞珈管理评论, 2025(1).
- [26]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).
- [27]赵婉楠, 陈艳, 张天锴. 排污许可制与企业 ESG 漂绿[J]. 宏观经济研究, 2025(4).
- [28]周立, 曹嘉仪. ESG 表现提高了制造业企业融资效率吗[J]. 广东财经大学学报, 2024, 39 (6).
- [29]Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M. S. The cash flow sensitivity of cash[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4).
- [30]Cao, K., Liu, H., Yang, J., et al. Under the wave of environmentalism: How public attention unmask the green-washing disguise of corporations [J]. Journal of Environmental Management, 2025, 383.
- [31]Deng, B., Peng, Z., Albitar, K., et al. Top management team stability and ESG greenwashing: Evidence from China[J]. Business Strategy and the Environment, 2025, 34(1).
- [32]Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C., et al. Financing constraints and corporate investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, 1988(1).
- [33]Feng, G., Niu, P., Wang, J., et al. Capital market liberalization and green innovation for sustainability: Evidence from China[J]. Economic Analysis and Policy, 2022, 75.
- [34]Jensen, M. C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. The American Economic Review, 1986, 76(2).
- [35]Jiang, G., Lee, C. M. C., Yue, H. Tunneling through intercorporate loans: The China experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98(1).
- [36]Levinsohn, J., Petrin, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2).
- [37]Liu, Y., Zhang, J., Dai, Y. Analyst following and greenwashing decision [J]. Finance Research Letters, 2023, 58.
- [38]Moshirian, F., Tian, X., Zhang, B., et al. Stock market liberalization and innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 139(3).
- [39]Niu, F., Luo, Z., Mu, Y. How do enterprises deal with environmental protection “fee-to-tax” reform? Evidence from ESG information greenwashing in China[J]. International Review of Economics & Finance, 2025, 104.
- [40]Olley, G. S., Pakes, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6).

- [41] Wang, Y., Hu, F., Wang, Y. Analyst coverage and greenwashing: Evidence from Chinese A-Share listed corporations[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2024, 94.
- [42] Zhang, R., Fu, W., Lu, T. Capital market opening and corporate environmental performance: Empirical evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 53.
- [43] Zhang, X. Can retail investor activism inhibit corporate greenwashing behavior: Evidence from investor interactive platforms in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2024, 461.
- [44] Zheng, X., Li, W. Government environmental attention and enterprise greenwashing behavior: Evidence from China[J]. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 2024, 31(5).

**The Impact of Capital Market Opening on Corporate ESG  
Greenwashing: Evidence From the Shanghai-Hong Kong and  
Shenzhen-Hong Kong Stock Connect**

Yang Haixia Xia Runtian Zhang Xiaoming Wang Yanwen

(School of Economics and Management, China University of Geosciences, Wuhan, 430078)

**Abstract:** As a pivotal practice of high-level capital market opening, the Shanghai-Hong Kong Stock Connect and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect programs represent a key institutional innovation in China's financial opening-up process. Using a sample of Chinese A-share listed firms from 2009 to 2022, this study exploits firms' inclusion in the Stock Connect programs as a quasi-natural experiment and employs a multi-period difference-in-differences model to empirically examine the impact of capital market opening on corporate ESG greenwashing. The results indicate that capital market opening significantly curbs corporate ESG greenwashing through three underlying mechanisms: an information effect by alleviating information asymmetry, a governance effect by reducing agency costs, and a resource effect by easing financing constraints. Heterogeneity analyses reveal that this inhibitory effect is more pronounced in firms subject to stricter environmental regulations and operating in more competitive markets, suggesting that robust environmental oversight and intense market competition reinforce the governance role of capital market opening in mitigating ESG greenwashing. Further analyses of economic consequences demonstrate that the restraining effect of capital market opening on ESG greenwashing contributes to improvements in firms' total factor productivity, thereby promoting high-quality development. This study not only extends the literature on the economic consequences of capital market opening and the determinants of corporate ESG greenwashing but also provides policy implications for steadily advancing high-level capital market opening, strengthening environmental regulation, and fostering market competition to curb ESG greenwashing.

**Key words:** Capital market opening; ESG greenwashing; Information asymmetry; Agency costs; Financing constraints; Total factor productivity

专业主编: 潘红波