

“漂绿”行为、信息效应与投资者反应*

李 科 覃 添 周杰明 唐李伟

摘要:金融高质量发展是推动经济绿色转型的重要支撑,然而企业“漂绿”行为可能会引发资金错配,阻碍绿色金融健康发展。鉴于此,本文基于迎合理论和信息不对称理论,将企业“漂绿”行为纳入考虑 ESG 评级分歧的可持续投资资产定价模型,采用 2010—2022 年 A 股上市企业数据实证检验企业“漂绿”行为、股票市场投资者反应与 ESG 评级三者之间的内在关联。研究发现:企业“漂绿”行为在短期内推高了股票收益率,表明市场对“漂绿”行为存在非理性定价偏差;ESG 评级通过发挥信息甄别与市场约束的信息效应,能够抑制“漂绿”行为对短期股票收益率的提升作用,而 ESG 评级分歧会显著弱化 ESG 评级的信息效应;对于机构投资者持股比例较低、不存在绿色投资者、内部控制质量较低和自愿披露的企业而言,“漂绿”行为对短期股票收益率的提升作用更为显著。进一步分析表明,企业“漂绿”行为加剧了企业短期和长期的市场风险水平,不利于企业可持续发展。本文研究结论丰富了企业“漂绿”行为治理与 ESG 评级经济后果的相关文献,为进一步完善 ESG 评级体系、规范企业环境信息披露、引导绿色资金合理配置提供理论支撑与政策启示。

关键词:企业“漂绿”行为;投资者市场反应;ESG 评级;信息效应;事件分析法

一、引言

“十五五”规划纲要明确提出,提升金融服务实体经济质效,鼓励提升绿色低碳领域投资比例。随着“双碳”目标持续深入推进,综合考虑环境、社会和治理的 ESG 理念,逐渐成为企业

*李科,湖南师范大学数学与统计学院,邮政编码:410081,电子邮箱:like@hunnu.edu.cn;覃添,湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子邮箱:qint1890@163.com;周杰明,湖南师范大学数学与统计学院,邮政编码:410081,电子邮箱:jmzhou@hunnu.edu.cn;唐李伟(通讯作者),湖南师范大学数学与统计学院,邮政编码:410081,电子邮箱:tlw1987@126.com。

本文系湖南省普通高等学校教学改革研究重点项目“‘双碳’目标下统计学专业创新实践能力培养模式研究”(HNJG-20230217)、湖南省教育厅科学研究项目重点项目“ESG 责任履行对新能源产业高质量创新的影响研究”(23A0063)、湖南省教育厅科学研究项目重点项目“‘双碳’目标下碳市场提升企业碳竞争力的机理与对策研究”(24A0049)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵建议。文责自负。

经营决策与投资者价值判断的重要依据(唐棣、金星晔,2023)。ESG评级作为衡量企业可持续发展表现的综合评价指标,在金融市场中的应用逐渐深入,为投资者提供企业相关非财务信息,帮助投资者对公司的市场价值进行合理评估(史永东、王淦森,2023)。然而,部分企业为迎合投资者绿色偏好,就有可能通过“报喜不报忧”、定量信息披露不充分等“漂绿”行为,以较低的合规成本误导市场认知获取不当市场收益。近年来,不同监管机构制定多种ESG报告披露框架和标准,以规范企业环境信息披露。但由于缺乏详细的披露规范要求和标准化的报告结构,企业“漂绿”行为仍时有发生(李哲,2018;黄溶冰等,2020)。由此引出的问题是:市场对企业“漂绿”行为是否存在非理性定价偏差?投资者是否能够有效识别ESG评级传达的有效信息,纠正市场错误估值?

为解决上述问题,本文基于迎合理论和信息不对称理论,将企业“漂绿”行为纳入Avramov等(2022)提出的考虑ESG评级分歧的可持续投资资产定价模型,构建解释股票市场投资者对企业“漂绿”行为市场反应的理论模型,系统探讨投资者对企业“漂绿”行为的市场反应以及ESG评级对二者关系的影响;在此基础上,采用事件分析法对理论模型进行实证验证。本文的边际贡献在于:第一,将企业“漂绿”行为纳入考虑ESG评级分歧的可持续投资资产定价模型,构建解释投资者对企业“漂绿”行为市场反应的理论模型,从理论上探讨企业“漂绿”行为对投资者投资行为的影响。第二,运用事件分析法实证检验投资者对企业“漂绿”行为的市场反应,并揭示ESG评级对二者关系的影响,研究结论对于完善中国特色现代资本市场、更好服务国家绿色发展战略具有重要的现实意义。第三,基于外部投资者与企业内部治理的二元视角,从机构投资者、绿色投资者、内部控制质量和企业披露意愿四个维度,探讨企业“漂绿”行为对投资者市场反应的异质性影响,研究结论能够为推动我国ESG体系建设、营造健康有序的资本市场环境提供经验证据和实证参考。

二、文献综述

(一)“漂绿”行为市场反应的相关研究

企业“漂绿”行为是指企业在信息披露透明度不足、ESG评级标准不统一等情况下,操纵企业碳排放量、绿色投入等环境指标(肖红军等,2013;Inderst & Opp,2025),虚饰企业绿色形象增加企业利润的投机行为(李哲,2018)。研究表明,为掩饰财务违规等不当行为,企业在信息披露过程中往往会刻意增加极端积极词汇的使用,并减少负面焦虑词汇的披露,且此类积极的文本操纵行为会对企业收益产生正向影响(Davis et al.,2012;林晚发等,2022)。由于企业资源总量具有稀缺性,利益相关者会对企业各类投入进行权衡,导致短期内企业的ESG投入可能会对经营绩效产生抑制作用,在此背景下,企业管理层为获取股利溢价,就有动力通过操纵文本信息的语义和可读性、夸大绿色表现等方式引导市场认知(曾庆生等,2018;张程等,2021),进而以较低

成本误导投资者,获取不当市场收益(Huang et al.,2014)。从市场投资者结构来看,不同投资者的信息获取渠道、风险偏好存在明显差异,各类投资者并非都能及时、同步地获取企业信息;另一方面,当前资本市场中机构投资者占比偏低,投机性较强的散户投资者的投资决策容易受到过度关注、盲目跟风等行为偏误的影响(Barber & Odean,2008),这也为企业“漂绿”行为提供了可操作空间。“迎合理论”指出,企业可以通过“漂绿”等策略性行为迎合投资者的绿色投资偏好,并获取短期利益。然而,“漂绿”行为不仅破坏了资本市场的绿色创新环境、降低了资本市场资源配置的有效性(Huang et al.,2014;权小锋等,2015),还可能引致更大的股价崩盘风险(孟庆斌等,2017),这也凸显了研究企业“漂绿”行为对资本市场影响的必要性。

(二)ESG评级信息效应的相关研究

目前,ESG评价体系尚未形成统一标准,不同评级机构的评级指标、权重设置存在较大差异,导致市场中ESG评级结果存在明显分歧(Avramov et al.,2022)。研究发现,ESG评级分歧并未有效缓解投资者与企业之间的信息不对称,反而增加了投资者通过评级结果识别企业真实ESG表现的难度(Berg et al.,2022;刘向强等,2023)。更关键的是,企业“漂绿”行为对自身真实“棕色”属性的掩盖进一步阻碍了投资者对企业真实绿色水平的判断(Zhang & He,2025)。因此,在缺乏信息监督纠正机制的情况下,上述因素可能导致投资者误判企业ESG信号,影响投资决策的合理性。然而,ESG信息作为企业非财务信息的重要补充,企业积极践行ESG理念会向外界传递其良好的社会责任表现与可持续发展观,使得外部投资者意识到公司在自觉承担社会环境责任以及努力提高企业绿色治理水平(张长江等,2021)。此外,良好的ESG表现也能够提高企业绿色生产效率以及企业绩效,缩小投资者与企业之间的信息不对称问题(顾雷雷等,2020;杨菁菁、胡锦,2022)。因此,企业ESG表现能够为投资者展示企业更多维度的非财务信息,帮助投资者利用企业ESG信息挖掘公司价值相关的信息(方先明、胡丁,2023),从而发挥信息效应缓解信息不对称,这也为本文探讨ESG评级对“漂绿”行为市场反应的纠正机制提供了理论基础。

三、理论分析与研究假说

基于迎合理论和信息不对称理论,本文在Avramov等(2022)提出的考虑ESG评级分歧的可持续投资资产定价模型的基础上,引入企业“漂绿”行为变量,构建能够刻画企业“漂绿”行为、投资者市场反应与ESG评级之间相互作用机制的理论模型。

(一)模型设定

1.企业部门

为刻画企业“漂绿”行为对股票收益率的短期影响,考虑一个单期模型,投资者在时刻0根据已知信息进行投资决策,在时刻1对所有风险资产进行平仓交易。假定市场中存在N家

企业,其风险资产超额收益率 $\tilde{r}_M$ 服从正态分布,即有: $\tilde{r}_M = r_M - r_f$, $\tilde{r}_M = \mu_M + \tilde{\varepsilon}_M$, $\tilde{\varepsilon}_M \sim N(0, \Sigma_M)$ 。其中, r_M 为企业风险资产收益率, r_f 为无风险资产收益率; $\tilde{r}_M$ 为 N 维列向量, $\tilde{r}_M = [\tilde{r}_{1,M}, \dots, \tilde{r}_{N,M}]^T$, 表示企业风险资产的超额收益率; μ_M 为 N 维列向量, $\mu_M = [\mu_{1,M}, \dots, \mu_{N,M}]^T$, 表示企业风险资产的期望超额收益率。

不同评级机构会对企业给出具有差异化的 ESG 评级结果 $\tilde{g}_M$, 假定 $\tilde{g}_M = \mu_{g,M} + \tilde{\varepsilon}_{g,M}$, $\tilde{\varepsilon}_{g,M} \sim N(0, \Sigma_{g,M})$ 。其中, $\tilde{g}_M$ 为 N 维列向量, $\tilde{g}_M = [\tilde{g}_{1,M}, \dots, \tilde{g}_{N,M}]^T$; $\mu_{g,M}$ 为 N 维列向量, $\mu_{g,M} = [\mu_{1,g,M}, \dots, \mu_{N,g,M}]^T$, 表示企业 ESG 评级期望值; $\tilde{\varepsilon}_{g,M}$ 的协方差矩阵 $\Sigma_{g,M}$ 第 n 个主对角元素 $\sigma_{n,g,M}$ 表示第 n 家企业的 ESG 评级分歧, 该值越大表示 ESG 评级分歧越大。为方便推导, 假定 $\tilde{\varepsilon}_M$ 和 $\tilde{\varepsilon}_{g,M}$ 服从 $2N$ 维联合正态分布, 其方差-协方差矩阵 Σ_g 主对角线元素大于 0。

借鉴陈国进等(2021)的研究设定, 假定企业具有真实但不可观测的绿色属性 $\tilde{\lambda}$, $\tilde{\lambda}$ 为 N 维列向量, $\tilde{\lambda} = [\tilde{\lambda}_1, \dots, \tilde{\lambda}_N]^T$ 。若第 n 家企业为绿色企业, 则 $\tilde{\lambda}_n > 0$, 意味着该企业可以产生正外部性; 若为棕色企业, 则 $\tilde{\lambda}_n < 0$, 意味着该企业会产生负外部性。由于信息不对称的存在, 投资者无法完全掌握企业信息, 设定投资者观测到的企业绿色属性为 λ , λ 为 N 维列向量, $\lambda = [\lambda_1, \dots, \lambda_N]^T$ 。对于第 n 家企业, 当投资者依据外部信息认定企业为绿色企业时, $\lambda_n > 0$; 当投资者认定该企业为棕色企业时, $\lambda_n < 0$ 。

在此基础上, 引入企业“漂绿”程度变量 β , $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_N]^T$, 其取值范围为 $0 \leq \beta \leq 1$, 该值越大, 代表企业的“漂绿”程度越高。显然, “漂绿”行为会对投资者可观测的绿色属性产生影响, 对于第 n 家企业, $\beta_n = 0$ 表示企业没有进行“漂绿”行为, 企业真实的绿色属性与投资者观测到的绿色属性一致, 即 $\lambda_n = \tilde{\lambda}_n$ 。若存在“漂绿”行为, 此时投资者观测到的绿色属性 λ_n 受到“漂绿”程度 β_n 的影响, 满足 $\lambda_n = \tilde{\lambda}_n + \beta_n$, 换言之, 企业“漂绿”行为会增加企业可观测的绿色属性。

2. 投资者部门

依据信息不对称理论, 投资者无法直接知晓企业真实的绿色属性, 因此, 投资者进行投资时会依据企业发布的 ESG 报告、社会责任报告作为投资决策的重要参考依据。假定市场中存在 I 个投资者 ($i = 1, \dots, I$), 投资者的效用来源于财富积累和风险资产, 投资者具有绝对风险厌恶系数不变型(CARA)的效用函数:

$$V(\tilde{W}_{i,1}, x_i) = -\exp(-A_i \tilde{W}_{i,1} - x_i^T \theta_i) \quad (1)$$

其中, A_i 为第 i 个投资者的绝对风险厌恶系数; $\tilde{W}_{i,1}$ 表示投资者在时刻 1 时拥有的财富, $\tilde{W}_{i,1} = W_{i,0}(1 + r_f + x_i^T \tilde{r}_M)$, $W_{i,0}$ 是投资者初始财富, x_i 是风险资产的投资组合; θ_i 表示投资者从 ESG 投资中获得的非货币效用, $\theta_i = B_i W_{i,0} g$, $g = I(\lambda) \tilde{g}_M = [I(\lambda_1) \tilde{g}_{1,M}, \dots, I(\lambda_N) \tilde{g}_{N,M}]^T$; $I(\lambda) = I(\tilde{\lambda} + \beta)$ 为调节因子矩阵, 该矩阵为 N 维对角矩阵, 主对角线元素 $I(\lambda_1), \dots, I(\lambda_N)$ 反映企业“漂

绿”行为对投资者非货币效用的影响。考虑到随着企业“漂绿”程度的增大,投资者观测到的企业绿色属性越大,因此,设定 $I(\tilde{\lambda}+\beta)$ 连续可导且导数大于0; B_i 表示投资者的绿色偏好程度,当 $B_i > 0$ 时,表示投资者可以从持有绿色风险资产中获得好处,当 $B_i < 0$ 时,表示投资者可以从持有棕色风险资产中获得好处,本文设定 $B_i \geq 0$ 。

本文对 $I(\lambda)$ 在效用函数中的设定沿用陈国进等(2021)的研究,主要考虑两点:(1)当投资者进行可持续投资时,是期望其投资行为可以为社会可持续发展带来一定的正面影响和价值,而企业“漂绿”行为会使得投资者期望落空,所以本文设定企业的“漂绿”行为主要对投资者的非货币效用产生影响。(2)企业“漂绿”行为通过操纵可观测 ESG 评级、混淆绿色属性判断,进一步影响投资者的绿色偏好感知,进而间接影响其投资决策。

(二)企业“漂绿”行为影响投资者市场反应的理论分析

投资者进行投资决策时选择最优风险资产投资比重以最大化其效用函数:

$$\max_{x_i \in X} E[V(\tilde{W}_{i,1}, x_i)] \quad (2)$$

其中, X 为可行投资组合集合, $X = \{x \in R^n | x^T 1 > 0\}$ 。依据正态分布假定可得:

$$A_i \tilde{r}_M \sim N(A_i \mu_M, A_i^2 \Sigma_M) \quad (3)$$

$$B_i g \sim N(B_i I(\lambda) \mu_{g,M}, B_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M}) \quad (4)$$

求解最优投资组合首先要求解期望效用函数。为方便求解,定义 $\tilde{r}_M$ 与 $\tilde{g}_M$ 的方差-协方差矩阵为 Σ_c 。此时,投资者期望效用函数表达式可改写为式(5)的形式:

$$E[V(\tilde{W}_{i,1}, x_i)] = -\exp\{-A_i W_{i,0}(1+r_f) - W_{i,0} x_i^T [A_i \mu_M + B_i I(\lambda) \mu_{g,M}] + \frac{1}{2} W_{i,0}^2 x_i^T [A_i^2 \Sigma_M + B_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} + 2A_i B_i I(\lambda) \Sigma_c] x_i\} \quad (5)$$

对上式进行对数化处理,并依据一阶条件可推导出最优投资组合 x_i^* :

$$x_i^* = \frac{(\mu_M + b_i I(\lambda) \mu_{g,M})(\Sigma_M + b_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} + 2b_i I(\lambda) \Sigma_c)^{-1}}{\gamma_i} \quad (6)$$

其中, $\gamma_i = A_i W_{i,0}$, $b_i = B_i / A_i$ 。

若市场中存在 N 个风险资产 $V_1, \dots, V_N$ 和无风险资产 V_0 ,第 n 个资产 V_n 的价格为 p_n ,第 i 位投资者持有第 n 种资产的数量为 N_n^i 。可以得到:

$$x_{L,n} = \frac{\sum_{i=1}^I N_n^i p_n}{\sum_{n=0}^N (\sum_{i=1}^I N_n^i) p_n} \quad (7)$$

其中, $x_L = [x_{L,0}, x_{L,1}, \dots, x_{L,N}]^T$ 为市场投资组合,它是从投资者持有角度计算多资产的市值占总市值的比例。在市场均衡条件下,无风险资产净供给为0,且风险资产总供给等于总需求:

$$x_L = \sum_{i=1}^I \omega_i x_i^* \quad (8)$$

其中, $\omega_i = W_{i,0}/W_{M,0}$, 表示初始时刻第 i 种风险资产 $W_{i,0}$ 占市场全部风险资产 $W_{M,0}$ 的比例。

当市场中仅存在单一 ESG 评级机构时, 即为不存在 ESG 评级分歧的情况。此时存在企业“漂绿”行为时的市场投资组合满足式(9), 对应的均衡超额收益率 $\mu_{M,1}$ 满足式(10):

$$x_L = \sum_{i=1}^I \omega_i x_i^* = \sum_{i=1}^I \frac{\omega_i}{\gamma_i} \Sigma_M^{-1} [\mu_{M,1} + b_i I(\lambda) \mu_{g,M}] \quad (9)$$

$$\mu_{M,1} = r_M \Sigma_M x_L - b_M I(\lambda) \mu_{g,M} \quad (10)$$

其中, $r_M = (\sum_{i=1}^I \frac{\omega_i}{\gamma_i})^{-1}$, $b_M = \sum_{i=1}^I \frac{\omega_i}{\gamma_i} b_i / \sum_{i=1}^I \frac{\omega_i}{\gamma_i}$, Σ_M 为超额收益率随机扰动项的协方差矩阵。

当市场中存在多家 ESG 评级机构时, 即存在 ESG 评级分歧和企业“漂绿”行为的情况。此时市场投资组合满足式(11), 对应的均衡超额收益率 $\mu_{M,2}$ 满足式(12):

$$x_L = \sum_{i=1}^I (\Sigma_M + b_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} + 2b_i I(\lambda) \Sigma_c)^{-1} \frac{\omega_i}{\gamma_i} (\mu_{M,2} + b_i I(\lambda) \mu_{g,M}) \quad (11)$$

$$\mu_{M,2} = r_M [\Sigma_M + b_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} + 2b_M I(\lambda) \Sigma_c] x_L - b_M I(\lambda) \mu_{g,M} \quad (12)$$

将式(12)和式(10)相减即得到相较于 ESG 评级确定的情况, 存在 ESG 评级分歧时, 企业“漂绿”行为对投资者超额收益率的影响:

$$\mu = \mu_{M,2} - \mu_{M,1} = r_M b_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} x_L + 2r_M b_M I(\lambda) \Sigma_c x_L \quad (13)$$

将式(13)关于 $I(\lambda)$ 求偏导可得:

$$\frac{\partial \mu}{\partial I(\lambda)} = 2r_M b_i^2 I(\lambda) I'(\lambda) \Sigma_{g,M} x_L + 2r_M b_M I'(\lambda) \Sigma_c x_L \quad (14)$$

依据前文设定, $I'(\lambda) = I'(\tilde{\lambda} + \beta) > 0$, $0 < r_M < 1$, $b_i > 0$, $b_M > 0$, 因此, $\partial \mu / \partial I(\lambda) > 0$ 。上述结论表明, 由于信息不对称, 企业“漂绿”程度越高, 投资者越难以区分企业真实 ESG 绩效与“漂绿”行为带来的虚假改善, 进而会高估企业价值。基于此, 本文提出假说 1:

假说 1: 企业“漂绿”行为会导致企业股票累计超额收益率在短期内上升。

(三) ESG 评级信息效应的机制分析

依据式(12), 存在 ESG 评级分歧和“漂绿”行为时的均衡超额收益率经过变形可得:

$$\mu_{M,2} = r_M x_L [\Sigma_M + 2b_M \Sigma_c I(\lambda)] - b_M \mu_{g,M} I(\lambda) + r_M b_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} x_L \quad (15)$$

依据上式可知, $-b_M \mu_{g,M} I(\lambda)$ 刻画了 ESG 评级的信息效应, 即企业“漂绿”行为对均衡超额收益率的影响会受到市场中 ESG 得分期望值 $\mu_{g,M}$ 的影响。当 ESG 得分期望值当越高, 受“漂绿”行为影响的超额收益率将会下降, 这表明 ESG 评级能够帮助外部投资者利用 ESG 信息挖掘公司价值相关的信息, 缓解信息不对称, 即 ESG 评级发挥了信息效应。同时,

$r_M b_i^2 I^2(\lambda) \Sigma_{g,M} x_L$ 刻画了市场中 ESG 评级分歧 $\Sigma_{g,M}$ 的影响, 由于市场中 ESG 评级分歧 $\Sigma_{g,M}$ 的存在, 投资者无法依据统一的 ESG 信息准则辨识企业真实绿色属性与“漂绿”行为, 导致 ESG 评级信息具备的信息甄别能力被弱化。基于上述分析提出假说 2 和假说 3:

假说 2: ESG 评级能发挥信息效应, 抑制“漂绿”行为对股票收益率的短期提升作用。

假说 3: ESG 评级分歧会弱化 ESG 评级的信息效应。

四、研究设计

(一) 计量模型设定

本文研究的核心问题是投资者对于企业“漂绿”行为的市场反应, 即企业“漂绿”行为对企业短期股票收益率的影响。从已有研究来看, 多数研究以股票年度收益率作为被解释变量开展长期效应检验, 但该方法存在一定的局限性: 股票年化收益率时间跨度较长, 易叠加宏观经济波动、投资者预期变动等因素的影响, 难以剥离外生干扰, 无法有效识别“漂绿”行为的短期市场反馈。为解决上述问题, 本文关注企业 ESG 报告、社会责任报告披露这一外生事件节点, 基于事件分析法测度窗口期内累计超额收益率, 进而识别披露报告中“漂绿”行为的短期信号冲击, 捕捉资本市场对“漂绿”行为的即时定价反馈, 模型设定如下:

$$CAR[t_1, t_2] = \beta_0 + \beta_1 GW_{i,t} + \sum \beta control_{i,t} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$CAR[t_1, t_2] = \lambda_0 + \lambda_1 GW_{i,t} + \lambda_2 ESG_{i,t} + \lambda_3 GW_{i,t} \times ESG_{i,t} + \sum \lambda control_{i,t} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

$$CAR[t_1, t_2] = \theta_0 + \theta_1 GW_{i,t} + \theta_2 ESG_{i,t} + \theta_3 ESGDIS_{i,t} + \theta_4 GW_{i,t} \times ESG_{i,t} + \theta_5 GW_{i,t} \times ESGDIS_{i,t} + \theta_6 ESG_{i,t} \times ESGDIS_{i,t} + \theta_7 ESG_{i,t} \times GW_{i,t} \times ESGDIS_{i,t} + \sum \theta control_{i,t} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, $CAR[t_1, t_2]$ 为采用事件分析法计算得到的企业发布 ESG 报告、社会责任报告后 $[t_1, t_2]$ 窗口期内的股票累计超额收益率; $GW_{i,t}$ 为企业“漂绿”程度, 根据企业发布的 ESG 报告、社会责任报告中的披露项目量化所得; $ESG_{i,t}$ 为企业 ESG 评级; $ESGDIS_{i,t}$ 为企业 ESG 评级分歧; $control_{i,t}$ 为控制变量; φ_i 为企业固定效应; τ_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

在式(16)中, 当 $GW_{i,t}$ 变量的系数 β_1 显著为正时, 表明企业“漂绿”行为在短期内会提升企业股票收益率。在式(17)中, 关注交互项 $GW_{i,t} \times ESG_{i,t}$ 的系数 λ_3 , 如果 λ_3 显著为负, 说明 ESG 评级能够显著抑制“漂绿”行为对企业股票收益率的短期提升效应。在式(18)中, 重点关注三重交互项 $ESG_{i,t} \times GW_{i,t} \times ESGDIS_{i,t}$ 的系数 θ_7 , 若 θ_7 显著为正, 说明 ESG 评级分歧会弱化 ESG 评级的信息效应。

(二) 样本与数据

本文选取 2010—2022 年 A 股上市公司作为研究对象, 并进行如下筛选: 剔除 ST、*ST 企业及金融行业企业; 剔除核心变量存在缺失值的企业。最终整理得到 9810 个观测值。为减少

极端值对研究结论的影响,对各连续变量进行1%的缩尾处理。企业财务数据来源于CSMAR数据库、CNRDS数据库;企业环境信息披露数据来源于CSMAR数据库。

(三)变量定义

1.解释变量

企业“漂绿”程度(GW)。Roulet和Touboul(2015)、Peng和Kong(2024)将企业“漂绿”行为定义为企业象征性行为与实质性行为间的偏差。象征性行为是指企业对环境保护做出的承诺但不能实质改善企业环境绩效的行为,企业一般会选择概括笼统的、非数字的定性描述进行披露;企业实质性行为是指企业已经做出的能实质提升企业环境绩效的行为,企业一般会从事实陈述、案例说明、定量描述等角度进行展示,并以实施细节来佐证。

基于上述思想,借鉴Peng和Kong(2024)、罗崇佳和段茂盛(2025)的研究,本文依据企业社会责任报告、ESG报告中的有关披露信息,构建23个企业环境信息披露项目,具体项目如表1所示,将企业环境相关信息披露方式界定为象征性披露以及实质性披露两种,采用企业象征性披露项目与实质性披露项目的比值衡量企业的“漂绿”程度 GW ,为避免企业只有象征性环境行为而没有实质性环境行为,在分母中加1处理。计算公式如下:

$$GW = \sum_{i=1}^{23} A_i / (\sum_{i=1}^{23} B_i + 1) \tag{19}$$

其中, A_i 表示企业的象征性环境行为, B_i 表示企业的实质性环境行为。

表1 企业环境信息披露项目表			
项目类别	披露内容	象征性披露	实质性披露
绿色管理	(1)披露环保目标完成情况和未来环保目标;(2)披露环保理念、环境方针等;(3)披露相关环境管理规定等管理制度;(4)披露参与的环保相关教育和培训活动;(5)披露参与的环保专项活动或社会环保公益活动;(6)披露建立的环境相关重大突发事件应急机制等;(7)披露在环境保护方面获得的荣誉或奖励;(8)披露是否获得相关机构的环境质量认证	不披露	披露
环境规章	(9)披露“三同时”制度执行情况;(10)披露污染物是否达标排放;(11)是否对企业发生的重大环境污染事件进行陈述;(12)企业是否发生环境违法事件		
绿色治理	(13)披露生产流程绿色化程度及清洁生产实施情况;(14)披露废水减排治理情况;(15)披露废气减排治理情况;(16)披露烟尘和粉尘治理情况;(17)披露固废利用与处置情况;(18)披露噪声、光污染、辐射等治理情况	无描述或定性描述	定量描述
环境信息	(19)温室气体排放量披露情况;(20)污染气体排放量披露情况;(21)废水排放量披露情况;(22)工业固体废物生产量披露情况;(23)烟尘和粉尘排放量披露情况		

2.被解释变量

累计超额收益率($CAR[t_1, t_2]$)。参考王勇等(2023)的研究方法,采用事件分析法计算累

计超额收益率。事件分析法通过计算事件发生期间股票的非正常收益来反映事件对股票价格的影响,因此,本文计算企业发布社会责任报告、ESG报告后一段时间内的股价累计超额收益率 $CAR[t_1, t_2]$,研究企业“漂绿”行为对企业短期股价的影响效果。主要步骤如下:

(1)确定事件日期。本研究中企业“漂绿”程度的测度是依据企业发布的社会责任报告、ESG报告内容进行量化,所以选择企业社会责任报告、ESG报告披露日期作为事件日期,记作 $t=0$,相关披露时间数据来源于CSMAR数据库。

(2)确定估计期和窗口期。估计期的作用在于估计股票的正常收益率,为避免事件前期信息泄露对正常收益率估计结果的干扰,参考袁淳等(2022),采用报告发布前220到前21个交易日共200个交易日作为估计期。窗口期则用于研究事件发生后股价的异常变化,参考曾爱民等(2020)、方先明和张若璇(2020)的研究,选取报告发布后30天和60天两个事件窗口: $[1,30]$ 、 $[1,60]$ 。主要原因在于:一方面,报告披露当日的股价可能受到突发交易冲击、信息提前泄露后的集中反应等无关因素影响,所以本文以报告发布后的第一天作为计算窗口。另一方面,研究的核心问题是企业ESG报告中的“漂绿”行为对投资者市场反应的影响,若事件窗口期设置过短,股价仅能反映市场瞬时的交易行为,而投资者对ESG报告等文本信息存在解读研判、信息扩散的过程(徐珊、黄健柏,2014),极短的窗口可能无法体现信息逐步释放后的真实市场反馈。因此,本文选择30天和60天作为事件窗口。

(3)计算窗口期个股正常收益率。采用考虑现金红利再投资的日个股回报率作为个股实际日收益率。对于个股窗口期 $[1,30]$ 、 $[1,60]$ 正常收益率的计算,采用市场模型法进行测度,具体而言,以估计期个股实际收益率作为被解释变量,建立如下回归模型:

$$R_{it(est)} = \alpha_i + \beta_i R_{mt(est)} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (20)$$

其中, $R_{it(est)}$ 表示估计期内股票 i 在第 t 日的实际收益率; $R_{mt(est)}$ 表示估计期内市场组合在第 t 日的实际收益率,采用流通市值加权平均法下考虑现金红利再投资的综合日市场回报率作为市场组合收益率; α_i 和 β_i 采用最小二乘法估计所得; ε_{it} 表示随机扰动项。

运用估计期内数据拟合回归模型后,再使用窗口期内各日市场收益率数据 $R_{mt(event)}$ 估计窗口期内个股日正常收益率 $E[R_{it(event)}]$,则有:

$$E[R_{it(event)}] = \alpha_i + \beta_i R_{mt(event)} \quad (21)$$

(4)计算个股超额收益率 AR_{it} 和累计超额收益率 $CAR[t_1, t_2]$ 。用窗口期内个股实际收益率 $R_{it(event)}$ 减去窗口期内个股日正常收益率 $E[R_{it(event)}]$ 即可得到个股日超额收益率 AR_{it} ,再对个股日超额收益率在窗口期 $[t_1, t_2]$ 进行求和,则可得到累计超额收益率 $CAR[t_1, t_2]$ 。

$$AR_{it} = R_{it(event)} - E[R_{it(event)}] \quad (22)$$

$$CAR[t_1, t_2] = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (23)$$

3.企业 ESG 评级

我国市场中存在多种 ESG 评级机构,本文选择华证 ESG 评级的原因在于:华证是中国最权威的 ESG 评级机构之一,它的评级过程参考国际主流方法和实践经验,并结合中国国情与资本市场特点对企业 ESG 实践进行评级(方先明、胡丁,2023;毛其淋、王玥清,2023)。更重要的是,华证 ESG 评级更关注企业 ESG 的实践情况和具体成效,而非仅仅关注企业的 ESG 信息披露(陈琪、李梦函,2025),在一定程度上能够缓解企业“漂绿”行为对 ESG 评级结果的影响。因此,与 Zhang(2023)、Cheng 和 Yan(2025)采用华证评级衡量企业真实 ESG 绩效的设定一致,本文选择华证 ESG 评级结果。

4.ESG 评级分歧

ESG 评级分歧(ESGDIS)。选取华证、Wind、商道融绿、彭博、富时罗素五家 ESG 评级机构,计算五家 ESG 评级机构对同一家企业评级分数的标准差衡量 ESG 评级分歧。选取上述五家评级机构的原因在于:这五家 ESG 评级机构是目前国内外主流的 ESG 评级机构,ESG 评级结果涵盖中国大部分上市公司,能够客观反映我国市场中的 ESG 评级分歧现象。

5.控制变量

借鉴袁淳等(2022)的研究,企业特征控制变量包括:企业规模(SIZE)、偿还能力(LEV)、成长能力(GRW)、托宾 Q 值(QV)、流动资产比率(LR)、账面市值比(BM)、机构投资者持股比例(INSHARE)、管理层短视程度(MY)、企业盈余信息(ES)、企业性质(SOE)。股票市场控制变量为企业股票成交量(SNUM)。企业治理结构控制变量包括:股权均衡度(SU)、是否自愿披露(FB)。变量定义和计算方法如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	累计超额收益率	CAR	公式(23)
解释变量	企业“漂绿”行为	GW	公式(19)
调节变量	企业 ESG 表现	ESG	华证 ESG 评级
	ESG 评级分歧	ESGDIS	五家评级机构评级分数的标准差
	企业规模	SIZE	流通市值的自然对数
	偿还能力	LEV	资产负债率即总负债/总资产
	成长能力	GRW	主营业务收入增长率
控制变量	托宾 Q 值	QV	企业市值/总资产
	流动资产比率	LR	流动资产/总资产
	账面市值比	BM	股东权益/企业市值
	机构投资者持股比例	INSHARE	机构投资者持股数量占公司总股份比例
	管理层短视程度	MY	管理层短视关键词在年报中的词频占比
	企业盈余信息披露质量	ES	净利润变异程度/经营活动现金净流变异程度
	企业性质	SOE	国有企业取值为 1,否则取值为 0
	企业股票成交量	SNUM	企业股票交易量取自然对数
	股权均衡度	SU	第 2-5 大股东持股比例/第 1 大股东持股比例
	是否自愿披露	FB	自愿披露取值为 1,应规披露取值为 0

五、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

表3是为描述性统计分析结果,企业平均“漂绿”程度为0.140,标准差为0.113,最小值为0.010,最大值为0.477,说明样本企业“漂绿”行为较为普遍,即企业ESG报告、社会责任报告中存在象征性披露行为,其余变量的描述性统计结果与现有研究基本保持一致。

表3 描述性统计分析

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>CAR</i> [1, 30]	9810	-0.001	-0.011	0.130	-0.317	0.454
<i>CAR</i> [1, 60]	9810	-0.011	-0.023	0.189	-0.479	0.583
<i>GW</i>	9810	0.140	0.104	0.113	0.010	0.477
<i>ESG</i>	9810	0.759	0.761	0.048	0.614	0.860
<i>ESGDIS</i>	9810	0.1758	0.1483	0.1284	0	0.5746
<i>SIZE</i>	9810	16.157	16.059	1.142	13.821	19.390
<i>LEV</i>	9810	0.476	0.487	0.198	0.0662	0.875
<i>GRW</i>	9810	-0.152	-0.150	0.342	-0.851	1.268
<i>QV</i>	9810	1.886	1.484	1.211	0.813	7.710
<i>LR</i>	9810	0.537	0.550	0.217	0.084	0.950
<i>BM</i>	9810	0.674	0.674	0.266	0.130	1.230
<i>INSHARE</i>	9810	55.061	55.087	20.891	1.949	94.344
<i>MY</i>	9810	0.046	0.039	0.038	0	0.186
<i>ES</i>	9810	3.882	2.917	4.872	0.170	32.460
<i>SOE</i>	9810	0.559	1	0.496	0	1
<i>SNUM</i>	9810	21.739	21.737	1.073	19.219	24.338
<i>SU</i>	9810	0.675	0.485	0.598	0.027	2.635
<i>FB</i>	9810	0.429	0	0.495	0	1

(二)基准回归结果分析

表4报告了企业“漂绿”行为*GW*对累计超额收益率*CAR*[1, 30]、*CAR*[1, 60]影响的估计结果。*GW*变量系数均显著为正,表明企业“漂绿”行为与企业短期内累计超额收益率存在着显著的正相关关系,即企业“漂绿”行为在短期内提升了企业股票价格,假说1得到验证。

表 4 基准回归结果		
	(1)	(2)
	CAR[1, 30]	CAR[1, 60]
<i>GW</i>	0.044** (0.020)	0.063** (0.031)
常数项	-1.015*** (0.097)	-2.003*** (0.143)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	9810	9810
调整的 R ²	0.083	0.114

注：*、**、***分别表示在 0.1、0.05、0.01 的水平上显著，括号内数值为企业层面聚类稳健标准误，下同。

(三)稳健性检验

1.工具变量法

考虑到企业“漂绿”行为与股票累计超额收益率之间可能存在反向因果和遗漏变量的内生性问题,本文首先采用工具变量法进行稳健性检验。选取同一年度、同行业内除本企业自身外其他企业的“漂绿”程度均值作为工具变量(*IV*)。一方面,同一行业内的企业面临相似的政策监管环境和市场竞争压力,所以同一行业企业间的 ESG 披露行为存在趋同性,满足工具变量的相关性要求;另一方面,同行业其他企业的“漂绿”程度无法直接对本企业事件窗口期内的股价产生影响,满足工具变量的外生性要求。

估计结果如表 5 所示,列(1)中工具变量 *IV* 的系数在 1%的水平下显著为正,说明工具变量满足相关性假定。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的水平上拒绝“识别不足”的假设,第一阶段的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于临界值 16.38,说明不存在弱工具变量的问题。第二阶段回归结果仍与预期一致,表明基准回归结果具有稳健性。

表 5 工具变量法			
	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	
	<i>GW</i>	CAR[1, 30]	CAR[1, 60]
<i>IV</i>	0.184*** (0.032)		
<i>GW</i>		0.564** (0.257)	0.585* (0.338)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	30.932***		
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	33.487		
样本量	9252	9252	9252

2.遗漏变量检验

本文进一步进行遗漏变量检验,Oster(2019)研究指出:当模型存在遗漏变量问题时,可用

估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta)$ 获得真实回归系数的一致估计。其中, δ 为选择比例, 表示可观测变量与关注变量的相关关系相较于不可观测遗漏变量与关注变量的相关关系的强弱; $R_{\max}$ 表示若不可观测的遗漏变量能够被观测, 回归方程的最大拟合优度。参考已有研究 (Zhu et al., 2025), 本文采用两种方法进行遗漏变量检验: (1) δ 取-1, $R_{\max}$ 取 1.3 倍基准回归的拟合优度, 如果 $\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta)$ 在估计参数 95% 置信区间内, 表明回归结果不会受到遗漏变量问题的显著影响。(2) $R_{\max}$ 取值与 (1) 相同, 计算使回归系数 $\beta = 0$ 的 δ 取值, 若 $|\delta|$ 大于 1, 表明遗漏变量对核心估计结果的干扰程度极低。

本文对被解释变量 $CAR[1, 30]$ 和 $CAR[1, 60]$ 分别进行上述两种方法的遗漏变量检验, 检验结果如表 6 所示, 所有被解释变量的检验结果均满足对应的稳健性判断标准, 表明本文的回归结果在很高的概率意义上能够避免遗漏变量带来的内生性偏差, 回归结论具有稳健性。

表 6 遗漏变量检验					
被解释变量	$R_{\max}$	检验方法	判断标准	实际计算结果	是否通过
$CAR[1, 30]$	0.112	(1)	[0.004, 0.084]	$\beta^* = 0.042$	是
		(2)	$ \delta > 1$	$\delta = 13.384$	是
$CAR[1, 60]$	0.152	(1)	[0.002, 0.124]	$\beta^* = 0.068$	是
		(2)	$ \delta > 1$	$\delta = -17.955$	是

3.熵平衡法

本文采用熵平衡法缓解潜在的选择性偏差对研究结论的干扰。熵平衡匹配根据处理组与对照组样本协变量的一阶矩、二阶矩和三阶矩进行多维度调整, 通过构建最优权重矩阵, 在满足研究约束条件的前提下, 最大限度地使处理组与对照组的协变量分布实现对齐, 从而剥离混淆因素对核心解释变量与被解释变量之间因果关系的干扰。本文依据解释变量的中位数划分为高低两组进行熵平衡匹配, 匹配前处理组与对照组的各个协变量在一阶矩、二阶矩和三阶矩上均存在一定差异, 而经过熵平衡匹配后, 上述矩分布差异基本消失, 表明熵平衡法的确可以缓解选择性偏差问题。采用熵平衡匹配的回归估计结果如表 7 所示, 核心解释变量 GW 估计系数显著为正, 证明采用熵平衡法缓解自选择偏误后, 回归结果仍具有稳健性。

表 7 熵平衡法		
	(1)	(2)
	$CAR[1, 30]$	$CAR[1, 60]$
GW	0.043** (0.021)	0.063* (0.032)
常数项	-0.996*** (0.112)	-1.970*** (0.159)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	9810	9810
调整的 R^2	0.134	0.133

4.替换解释变量

考虑到解释变量的测度方式会影响估计结果,本文采用两种方式重新测度企业“漂绿”程度。首先,为避免变量测量误差,本文根据 GW 的中位数将企业“漂绿”行为定义为虚拟变量 $dumGW$ 。当企业漂绿程度高于样本中位数时, $dumGW$ 取值为1,表明企业存在“漂绿”行为;若 $dumGW$ 取值为0,则表明企业不存在“漂绿”行为。

此外,参考黄溶冰等(2020)、Yue 和 Li(2023)的测度方法,重新计算企业“漂绿”程度进行稳健性检验。计算方法为:首先,依据表1评价体系分别计算选择性披露程度和表述性操纵程度,其中,选择性披露程度采用企业未披露事项占全部应披露事项的比值计算,表述性操纵程度采用象征性披露占企业已披露事项的比值计算;最后,计算选择性披露程度和表述性操纵程度的几何平均测度企业“漂绿”程度(DGW)。

替换解释变量的估计结果如表8所示,除列(2)外,企业“漂绿”变量的系数估计结果仍显著为正,回归结果与基准回归结果一致,表明研究结论不受解释变量度量方式的影响。

表8 更换解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$CAR[1, 30]$	$CAR[1, 60]$	$CAR[1, 30]$	$CAR[1, 60]$
$dumGW$	0.010** (0.004)	0.005 (0.006)		
DGW			0.007** (0.003)	0.009* (0.005)
常数项	-1.010*** (0.098)	-1.987*** (0.144)	-1.016*** (0.097)	-2.002*** (0.143)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	9810	9810	9810	9810
调整的 R^2	0.083	0.114	0.083	0.114

5.改变估计期和事件窗口

计算被解释变量累计超额收益率时,需要确定估计期和窗口期。为检验上述结果的稳健性,本文对股票超额收益率的估计期和事件窗口进行调整。首先,将累计超额收益率的估计窗口延长至250天,以更充分地捕捉股票正常收益的特征,减少估计偏差,基于延长的估计窗口,重新计算得到累计超额收益率 $DCAR[1, 30]$ 、 $DCAR[1, 60]$ 。其次,考虑到信息泄露和延迟反应,本文将事件窗口期修改为 $[-5, 30]$ 、 $[-5, 60]$ 、 $[-10, 30]$ 和 $[-10, 60]$ 等包含事前窗口的时期,重新计算得到累计超额收益率 $CAR[-5, 30]$ 、 $CAR[-5, 60]$ 、 $CAR[-10, 30]$ 和 $CAR[-10, 60]$ 。表9的估计结果表明, GW 系数均显著为正,即在不同的估计期和事件窗口期,本文的核心研究结论依然成立。

表 9 改变估计期和事件期

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>DCAR</i> [1, 30]	<i>DCAR</i> [1, 60]	<i>CAR</i> [− 5, 30]	<i>CAR</i> [− 5, 60]	<i>CAR</i> [− 10, 30]	<i>CAR</i> [− 10, 60]
<i>GW</i>	0.041** (0.020)	0.058* (0.031)	0.042* (0.023)	0.063* (0.033)	0.042* (0.024)	0.063* (0.035)
常数项	−1.089*** (0.095)	−2.156*** (0.139)	−1.307*** (0.111)	−2.283*** (0.153)	−1.332*** (0.119)	−2.370*** (0.161)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9810	9810	9810	9810	9810	9810
调整的 R ²	0.083	0.120	0.092	0.119	0.090	0.121

6.增加固定效应

考虑到不同行业间会存在显著的特征差异,行业层面的遗漏变量可能会对研究结论产生干扰,本文在基准回归模型中加入行业固定效应以及行业与时间的交互固定效应。估计结果如表 10 列(1)—列(4)所示,企业“漂绿”变量系数仍显著为正,研究结果具有稳健性。

同时,考虑股票市场中日历效应的存在,即由于日历结构差异和时间自身的趋势性变化,导致股票收益率出现规律性波动或偏差,可能会混淆核心解释变量与被解释变量之间的真实因果关系。因此,参考 Ehrmann 和 Wabitsch(2022)的研究,本文控制披露时间的月、周固定效应,以及时间趋势的二次项,排除不同时间维度的日历效应。估计结果如表 10 列(5)和列(6)所示,企业“漂绿”行为系数仍显著为正。

表 10 增加固定效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CAR</i> [1, 30]	<i>CAR</i> [1, 60]	<i>CAR</i> [1, 30]	<i>CAR</i> [1, 60]	<i>CAR</i> [1, 30]	<i>CAR</i> [1, 60]
<i>GW</i>	0.051** (0.021)	0.086*** (0.031)	0.043** (0.021)	0.079*** (0.030)	0.045** (0.020)	0.064** (0.031)
常数项	−1.163*** (0.099)	−2.269*** (0.142)	−1.171*** (0.106)	−2.281*** (0.149)	0.045** (0.020)	0.064** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	否	否
行业×时间固定效应	否	否	是	是	否	否
排除日历效应	否	否	否	否	是	是
样本量	9421	9421	9249	9249	9435	9435
调整的 R ²	0.094	0.116	0.156	0.185	0.091	0.109

注:样本量发生变化的原因是使用 Stata 高维固定命令 *reghdfe* 时,自动删除部分 *singleton* 样本,下同。

7.缓解截面相关性干扰

为缓解企业间截面相关性对研究结论的影响,本文采用允许扰动项随意相关的稳健性标准

误估计方法,允许模型扰动项存在任意形式的截面、组别相关性,修正截面相关问题带来的估计偏差。因此,在控制企业固定效应与时间固定效应的基础上,本文对截面相关结构进行修正,估计结果如表11所示,估计结果仍与基准回归一致,表明本文研究结论不受截面相关性的影响。

表 11 截面相关性修正

	(1)	(2)
	CAR[1, 30]	CAR[1, 60]
<i>GW</i>	0.044** (0.020)	0.063** (0.031)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
截面相关修正	是	是
样本量	9810	9810
调整的 R ²	0.054	0.095

(四)ESG 评级信息效应

表 12 为回归模型(17)的系数估计结果,可以发现,ESG 评级对企业“漂绿”行为的市场反应具有显著调节作用。具体而言,列(1)(2)中,交互项 $GW \times ESG$ 系数分别在 5%和 10%的显著性水平下显著为负,表明 ESG 评级可有效抑制“漂绿”行为带来的短期股价高估现象,假说 2 得到验证,即 ESG 评级作为一种重要的环境信息披露机制,能够向市场传递企业真实的环境表现信号,帮助投资者区分企业环境信息的真实性,减少因信息不对称导致的“漂绿”行为误判,进而缓解“漂绿”行为引发的股价虚高问题。

表 12 ESG 评级信息效应检验

	(1)	(2)
	CAR[1, 30]	CAR[1, 60]
<i>GW</i>	0.574** (0.236)	0.641* (0.347)
<i>ESG</i>	-0.047 (0.053)	-0.053 (0.081)
$GW \times ESG$	-0.709** (0.308)	-0.773* (0.453)
常数项	-0.990*** (0.101)	-1.974*** (0.154)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	9810	9810
调整的 R ²	0.086	0.116

考虑到市场中存在 ESG 评级分歧可能影响 ESG 信息的有效性,因此,为检验假说 3,即 ESG 评级分歧是否会弱化 ESG 评级的信息效应,本文构建三重交互模型(18)进行验证。模型估计结果如表 13 所示,可以发现,三重交互项 $GW \times ESG \times ESGDIS$ 的系数均在 5%水平下显著为正,说明 ESG 评级分歧显著弱化了 ESG 评级抑制“漂绿”引发股价虚高的治理效果,表明

当评级机构的评级体系存在差异时,市场难以获取统一可信的企业社会责任信息参考依据,信息解读偏差加剧,导致ESG评级的信息甄别功能被削弱,假说3得到验证。

表 13 纳入 ESG 评级分歧的三重交互模型

	(1)	(2)
	CAR[1, 30]	CAR[1, 60]
$GW \times ESG \times ESGDIS$	4.565** (1.877)	6.691** (2.784)
常数项	-0.777*** (0.102)	-1.644*** (0.148)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	9810	9810
调整的 R ²	0.282	0.341

注:为便于结果展示与分析,表格仅展示了三重交互项系数估计结果。

(五)异质性分析

1.投资者识别能力

2020年,国务院颁布的《关于进一步提高上市公司质量的意见》明确提出“健全机构投资者参与公司治理的渠道和方式”。机构投资者作为专业投资者,相较于散户投资者,其认知能力、信息处理能力普遍更强(蔡庆丰等,2011);此外,机构投资者能通过持股介入公司的经营和治理,通过多渠道、多方面获取企业的实际运营信息,更易掌握企业的真实经营情况,从而发挥企业监督作用,遏制管理者的自利行为和机会主义行为(孙晓华等,2023)。因此,理论上,在机构投资者比例较高的企业,更有利于对企业披露的环境信息进行有效甄别和对比,识别企业传递的虚假信息。

参考孙晓华等(2023)的做法,本文依据机构投资者持股比例的中位数,将样本划分为投资者识别能力高、低两组,估计结果如表 14 所示,对机构投资者持股比例高的企业,企业“漂绿”行为并未产生股价提升现象,而在投资者识别能力较低的企业中,企业“漂绿”行为会对累计超额收益率产生正向影响。

表 14 投资者识别能力异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	投资者识别能力高 CAR[1, 30]	投资者识别能力低 CAR[1, 30]	投资者识别能力高 CAR[1, 60]	投资者识别能力低 CAR[1, 60]
GW	0.040 (0.031)	0.054* (0.028)	0.012 (0.046)	0.110** (0.043)
常数项	0.040 (0.031)	0.054* (0.028)	0.012 (0.046)	0.110** (0.043)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	4349	5461	4349	5461
调整的 R ²	0.073	0.107	0.112	0.129

2.投资者绿色偏好

作为投资者中的一种特殊类别,绿色投资者不仅能够提高企业经济效益,也有助于改善企业环境绩效。基于有效监督和利益合谋理论,绿色投资者在推动企业绿色治理方面发挥着关键作用,一方面,通过有效监督与监管介入,绿色投资者能够有效促进企业参与绿色治理、提高企业绿色治理绩效;另一方面,绿色投资者促使企业参与绿色治理,这就意味着企业在保证自身有效发展的同时,还应当按照绿色投资者的要求,作为环境治理主体来参与并完成绿色相关的活动,这使得企业能够向外界传递其正在参与绿色治理的积极信号,这不仅能够减少因环境污染造成的行政处罚,也能够得到外界尤其是相关部门的认同。因此,绿色投资者能够为企业参与和实施绿色治理提供保障。

借鉴姜广省等(2021)的做法,本文以绿色公募基金持股情况作为测度指标,从CSMAR数据库获取基金主体信息以及持股明细数据,根据关键词对基金进行筛选,如果基金名称、投资目标和投资范围中包含“绿色、环保、低碳、新能源、美丽中国、生态”等关键词,则将其认定为绿色投资者,如果在本文选取的样本企业中存在此类基金持股情况,则认为该企业存在绿色投资者;反之,则不存在绿色投资者。估计结果如表15所示,对于存在绿色投资者的企业,投资者对于企业“漂绿”行为并未产生积极的市场反应,而在不存在绿色投资者的企业中,企业“漂绿”行为会对累计超额收益率产生正向影响。

表 15 投资者绿色偏好异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色投资者 <i>CAR</i> [1, 30]	非绿色投资者 <i>CAR</i> [1, 30]	绿色投资者 <i>CAR</i> [1, 60]	非绿色投资者 <i>CAR</i> [1, 60]
<i>GW</i>	0.019 (0.028)	0.053 [*] (0.029)	0.002 (0.044)	0.090 ^{**} (0.044)
常数项	-1.052 ^{***} (0.138)	-1.227 ^{***} (0.143)	-2.298 ^{***} (0.204)	-2.017 ^{***} (0.208)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	5415	4395	5415	4395
调整的 <i>R</i> ²	0.089	0.113	0.138	0.135

3.企业内部控制质量

企业内部控制质量能够反映企业在内部管理、合规性及风险管理等领域的控制水平,对保障企业社会责任以及企业决策理性有着重要作用(李志斌等,2020)。理论上,当企业内部

控制质量较高时,能够确保企业环境信息披露的可靠性,从而有效搭建企业与投资者之间的沟通桥梁,使企业产生良好的社会声誉,赢得投资者青睐与资金支持。

借鉴张传财和陈汉文(2017)、李志斌等(2020)的研究,本文选择迪博内部控制指数作为企业内部控制质量的衡量指标,依据样本企业指数的中位数进行分组,将大于该中位数的企业划分为内部控制质量较高的企业,否则为内部控制质量较低的企业,分组估计结果如表 16 所示:对于内部控制质量高的企业,企业“漂绿”行为未对累计超额收益率产生显著影响;而在内部控制质量较低的企业中,企业“漂绿”行为会提升股票累计超额收益率。

表 16 企业内部控制质量异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	高内部控制质量 CAR[1, 30]	低内部控制质量 CAR[1, 30]	高内部控制质量 CAR[1, 60]	低内部控制质量 CAR[1, 60]
GW	0.031 (0.027)	0.071** (0.032)	-0.013 (0.041)	0.117** (0.049)
常数项	-0.961*** (0.159)	-1.160*** (0.138)	-2.080*** (0.221)	-2.149*** (0.202)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	4905	4905	4905	4905
调整的 R ²	0.077	0.104	0.117	0.127

4.企业披露意愿

企业信息披露意愿能够影响信息披露的主动性、真实性与完整性,是影响投资者信息解读与市场反应的关键因素。强制披露企业受监管政策约束,需按照统一标准披露环境相关信息,披露行为更具规范性和强制性,其信息披露的透明度相对较高,投资者能够通过标准化披露内容获取较为全面的企业环境信息;而自愿披露企业的披露行为缺乏刚性约束,披露动机更具自主性,部分企业可能出于迎合市场热点、美化企业形象的目的,主动披露虚假或夸大的绿色信息,即更易实施“漂绿”行为,且由于其披露内容缺乏统一标准,投资者难以有效甄别信息真伪,更易被“漂绿”行为误导,从而推动短期股价上升。

本文将样本划分为强制披露与自愿披露两组,估计结果如表 17 所示:对于强制披露企业,“漂绿”行为对累计超额收益率未产生显著正向影响;而在自愿披露企业中,“漂绿”行为能显著提升股票累计超额收益率,与本文预期一致。

表 17

企业披露意愿异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	强制披露 CAR[1, 30]	自愿披露 CAR[1, 30]	强制披露 CAR[1, 60]	自愿披露 CAR[1, 60]
<i>GW</i>	0.038 (0.027)	0.056 [*] (0.030)	0.016 (0.040)	0.100 ^{**} (0.046)
常数项	-1.386 ^{***} (0.145)	-0.914 ^{***} (0.131)	-2.638 ^{***} (0.217)	-1.891 ^{***} (0.197)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	4205	5605	4205	5605
调整的 R ²	0.087	0.103	0.125	0.127

六、拓展讨论

前文研究表明,企业“漂绿”行为通过误导投资者对企业 ESG 责任履行水平的判断,在短期内会提升企业股票收益率。然而,当企业刻意隐瞒不良信息进行“漂绿”时,不仅损害了投资者利益,也会对企业产生一定的市场风险,因此,本文进一步探讨“漂绿”行为对企业市场风险的影响。参考张彩平和程佩佩(2026)的研究,采用收益率标准差的对数值衡量企业市场风险,计算公式如式(24)所示。与财务指标相比,股票收益率的波动不受财务报表的约束和限制,能够较好反映企业的市场风险水平;此外,股票收益率波动能更好刻画投资者对企业认知的动态变化过程,进而更精准反映“漂绿”行为对企业市场风险的影响。

$$CRT_{i,j,t} = \ln \left[\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_{i,j,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{i,j,t})^2} \right] \quad (24)$$

其中, $r_{i,j,t}$ 为企业 i 在年度 j 内第 t 日的收益率, T 为计算时间窗口。

根据上述公式,本文分别计算窗口期[1,30]、[1,60]内样本企业收益率标准差的自然对数($RISK1$ 、 $RISK2$),用以刻画“漂绿”行为引发的短期市场风险;同时,计算企业每个会计年度日收益率标准差的自然对数($RISK3$),表示企业长期市场风险。

估计结果如表 18 所示,结果显示,企业“漂绿”行为加剧了窗口期内股票收益率的波动,增大了企业市场风险,说明“漂绿”行为虽然能够提升短期收益,但仍具有显著的短期市场波动风险。从长期来看,企业“漂绿”行为同样增大了企业年度股票收益率的波动率,加剧了企业的长期市场风险水平。上述结果表明,企业“漂绿”行为本质上是一种通过低成本手段伪装企业外在绿色形象的短视行为,在强烈的逐利动机驱使下,企业选择通过“漂绿”行为在短期内能够误导投资者、降低融资成本,但这种“伪装效应”具有不可持续性。随着时间推移,市场投资者会逐渐修正对企业的认知,进而引发股票抛售、估值下调等市场反应,导致企业股票收益率波动加剧。同时,“漂绿”行为会破坏企业的市场信誉,降低投资者、债权人及其他利益相

关者对企业的信任度,进一步加剧企业的融资约束和经营不确定性,最终推高企业长期市场风险,不仅不利于企业自身的可持续发展,也会阻碍整个市场环境的有序健康发展,这也进一步凸显了规范企业环境信息披露、防范企业“漂绿”行为的必要性。

表 18 企业“漂绿”行为对企业市场风险的影响估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RISK1</i>	<i>RISK1</i>	<i>RISK2</i>	<i>RISK2</i>	<i>RISK3</i>	<i>RISK3</i>
<i>GW</i>	0.081* (0.048)		0.069* (0.041)		0.045* (0.026)	
<i>DGW</i>		0.016* (0.008)		0.019*** (0.007)		0.008* (0.004)
常数项	-8.373*** (0.235)	-8.382*** (0.236)	-8.422*** (0.207)	-8.441*** (0.207)	-8.787*** (0.142)	-8.791*** (0.143)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9421	9421	9421	9421	9421	9421
调整的 R ²	0.474	0.474	0.581	0.581	0.765	0.765

七、结论与政策建议

本文通过理论模型和事件分析法验证企业“漂绿”行为对企业短期累计超额收益率的影响,并通过调节效应模型验证ESG评级的信息效应。研究发现,企业“漂绿”行为在短期内推高了股票收益率;ESG评级通过发挥信息甄别与市场约束的信息效应,能够抑制“漂绿”行为对短期股票收益率的提升作用,而ESG评级分歧会弱化ESG评级的信息效应;异质性分析发现,对于机构投资者持股比例较低、不存在绿色投资者、内部控制质量较低和自愿披露的企业,“漂绿”行为对累计超额收益率的提升作用更为显著;进一步分析表明,“漂绿”行为会加剧企业短期和长期的市场风险水平。基于研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,规范和完善环境信息披露制度,强化披露质量管控。监管机构应制定精细化、可落地的环境报告披露要求,明确披露项目、口径与核算标准,杜绝“模糊化表述”“口号式披露”。同时,强化对企业环境信息披露质量的审查力度,可建立“企业自报、第三方核查、监管抽查”的三重审查机制,明确第三方核查机构的资质标准与责任边界。针对企业在环境责任报告中的言行不一、虚假披露等“漂绿”行为,可细化处罚标准,提高违法成本,促使企业将环境承诺转化为实际行动,切实提升环境信息披露的真实性与完整性。

第二,强化利益相关者监督,破解信息不对称难题。引导各类利益相关者主动参与企业环境信息监督,媒体作为信息传递的中介,应发挥舆论导向作用,一方面强化对环境绩效好、ESG实践到位企业的宣传,树立行业标杆;另一方面加大对企业“漂绿”行为的曝光力度,增强

外部监督的威慑力。同时,可引导机构投资者、绿色投资者发挥专业优势,主动挖掘企业 ESG 信息中的异常信号,形成有效的市场约束。鼓励行业协会、科研机构等第三方组织,为投资者提供 ESG 信息解读、“漂绿”行为识别等专业服务,降低投资者的信息识别成本。

第三,优化政府监管体系,推动 ESG 披露与评级标准化。加快推进 ESG 披露标准化和评级统一化建设,明确统一的 ESG 披露指标体系、评级方法与分级标准,提高评级结果的可比性和权威性。同时,细化监管举措,具体规定企业必须披露的 ESG 核心项目,针对企业在环境信息披露中的隐瞒、误导等“漂绿”行为,明确相关措施和对应实施流程,探寻多元化外部监督机制,鼓励社会公众、环保组织参与企业环境监督,形成监管合力。

参考文献:

- [1] 蔡庆丰,杨侃,林剑波. 羊群行为的叠加及其市场影响——基于证券分析师与机构投资者行为的实证研究[J]. 中国工业经济,2011(12):111-121.
- [2] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究,2021(12):75-95.
- [3] 陈琪,李梦函. 企业数字化转型能抑制 ESG“漂绿”行为吗?[J]. 财贸研究,2025,36(10):96-110.
- [4] 方先明,胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究,2023,58(02):91-106.
- [5] 方先明,张若璇. 新股收益、长期表现与股票市场质量:不败新股的长期弱势现象研究[J]. 中国工业经济,2020(12):64-82.
- [6] 顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究,2020(02):109-127.
- [7] 黄溶冰,谢晓君,周卉芬. 企业漂绿的“同构”行为[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(11):139-150.
- [8] 姜广省,卢建词,李维安. 绿色投资者发挥作用吗?——来自企业参与绿色治理的经验研究[J]. 金融研究,2021(05):117-134.
- [9] 李哲.“多言寡行”的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃[J]. 世界经济,2018,41(12):167-188.
- [10] 李志斌,阮豆豆,章铁生. 企业社会责任的价值创造机制:基于内部控制视角的研究[J]. 会计研究,2020(11):112-124.
- [11] 林晚发,赵仲匡,宋敏. 管理层讨论与分析的语调操纵及其债券市场反应[J]. 管理世界,2022,38(01):164-180.
- [12] 刘向强,杨晴晴,胡珺. ESG 评级分歧与股价同步性[J]. 中国软科学,2023(08):108-120.
- [13] 罗崇佳,段茂盛. 中小企业环境信息披露:现状、难点及对策[J]. 环境经济研究,2025,10(03):178-198.
- [14] 毛其淋,王玥清. ESG 的就业效应研究:来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2023,58(07):86-103.
- [15] 孟庆斌,杨俊华,鲁冰. 管理层讨论与分析披露的信息含量与股价崩盘风险——基于文本向量化方法的研究[J]. 中国工业经济,2017(12):132-150.
- [16] 权小锋,吴世农,尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?[J]. 经济研究,2015,50(11):49-64.
- [17] 史永东,王湜森. 企业社会责任与公司价值——基于 ESG 风险溢价的视角[J]. 经济研究,2023,58

(06):67-83.

[18] 孙晓华,车天琪,马雪娇.企业碳信息披露的迎合行为:识别、溢价损失与作用机制[J].中国工业经济,2023(01):132-150.

[19] 唐棣,金星晔.碳中和背景下ESG投资者行为及相关研究前沿:综述与扩展[J].经济研究,2023,58(09):190-208.

[20] 王勇,窦斌,宋培睿,等.管理层语调偏离会影响投资者决策吗?——基于我国上市公司文本与财务数据的经验研究[J].金融研究,2023(03):169-187.

[21] 肖红军,张俊生,李伟阳.企业伪社会责任行为研究[J].中国工业经济,2013(06):109-121.

[22] 徐珊,黄健柏.社会责任信息披露的市场有效性——基于发布社会责任报告的事件分析[J].财经论丛,2014(05):45-51.

[23] 杨菁菁,胡锦.ESG表现对企业绿色创新的影响[J].环境经济研究,2022,7(02):66-88.

[24] 袁淳,耿春晓,孙健,等.不确定性冲击下纵向一体化与企业价值——来自新冠疫情的自然实验证据[J].经济学(季刊),2022,22(02):633-652.

[25] 曾爱民,魏志华,张纯,等.企业社会责任:“真心”抑或“幌子”?——基于高管内幕交易视角的研究[J].金融研究,2020(09):154-171.

[26] 曾庆生,周波,张程.年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”?[J].管理世界,2018,34(09):143-160.

[27] 张程,曾庆生,梁思源.市场能够甄别管理层的“靖言庸违”吗?——来自年报语调与内部人交易的经验证据[J].财经研究,2021,47(04):154-168.

[28] 张传财,陈汉文.产品市场竞争、产权性质与内部控制质量[J].会计研究,2017(05):75-82,97.

[29] 张长江,张玥,陈雨晴.ESG表现、投资者信心与上市公司绩效[J].环境经济研究,2021,6(04):22-39.

[30] 张彩平,程佩佩.气候关注如何影响中国工业企业跨国投资决策?[J].环境经济研究,2026,11(01):23-39.

[31] Avramov, D., S. Cheng, A. Lioui, et al. Sustainable Investing with ESG Rating Uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 145(2): 642-664.

[32] Barber, B. M., T. Odean. All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors[J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21(2): 785-818.

[33] Berg, F., J. F. Kölbel, R. Rigobon. Aggregate Confusion: The Divergence of ESG Ratings[J]. Review of Finance, 2022, 26(6): 1315-1344.

[34] Cheng, Z., X. Yan. Environmental Management System Certification and Corporate ESG Greenwashing[J]. Energy Economics, 2025, 149:108800.

[35] Davis, A. K., J. M. Piger, L. M. Sedor. Beyond the Numbers: Measuring the Information Content of Earnings Press Release Language[J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29(3): 845-868.

[36] Ehrmann, M., A. Wabitsch. Central Bank Communication with Non-Experts—A Road to Nowhere?[J]. Journal of Monetary Economics, 2022, 127: 69-85.

[37] Huang, X., S. H. Teon, Y. Zhang. Tone Management[J]. The Accounting Review, 2014, 89(3): 1083-1113.

[38] Inderst, R., M. M. Opp. Sustainable Finance Versus Environmental Policy: Does Greenwashing Justify a Taxonomy for Sustainable Investments?[J]. Journal of Financial Economics, 2025, 163: 103954.

[39] Oster, E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2): 187-204.

[40] Peng, D., Q. Kong. Corporate Green Innovation Under Environmental Regulation: The Role of ESG Ratings and Greenwashing[J]. Energy Economics, 2024, 140: 107971.

-
- [41] Roulet, T. J., S. Touboul. The Intentions with Which the Road is Paved: Attitudes to Liberalism as Determinants of Greenwashing[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 128: 305–320.
- [42] Yue, J., Y. Li. Media Attention and Corporate Greenwashing Behavior: Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 55: 104016.
- [43] Zhang, D. Does Green Finance Really Inhibit Extreme Hypocritical ESG Risk? A Greenwashing Perspective Exploration[J]. *Energy Economics*, 2023, 121: 106688.
- [44] Zhang, M., W. He. Encouraging or Inhibiting: Can Analyst Attention Reduce Corporate Greenwashing Behavior?[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2025, 85: 943–962.
- [45] Zhu, Z., A. I. Hunjra, S. S. Alharbi, et al. Global Energy Transition under Geopolitical Risks: An Empirical Investigation[J]. *Energy Economics*, 2025, 145: 108495.

Greenwashing Behavior, Information Effect and Investors’ Reactions: Empirical Evidence from A–Share Listed Firms

Li Ke^a, Qin Tian^b, Zhou Jieming^a, Tang Liwei^a

(a: School of Mathematics and Statistics, Hunan Normal University; b: Business School, Hunan Normal University)

Abstract: High-quality financial development serves as a critical pillar for advancing the green transformation of the economy. However, corporate greenwashing may lead to capital misallocation and hinder the healthy development of green finance. Against this backdrop, drawing on catering theory and information asymmetry theory, this study incorporates corporate greenwashing into an asset pricing model for sustainable investment under ESG rating divergence. Using data from A-share listed firms spanning from 2010 to 2022, this study empirically examines the intrinsic relationships among corporate greenwashing, stock market investor reactions, and ESG ratings. The findings reveal that corporate greenwashing can elevate short-term stock returns, which points to irrational pricing biases of the market in response to greenwashing behavior. ESG ratings exert an information effect—serving as an information screening mechanism and a market discipline device—thereby attenuating the positive impact of greenwashing on stock returns, while ESG rating divergence significantly weakens such effect. The positive effect of greenwashing on short-term stock returns is more pronounced for firms with lower institutional ownership, no green investors, weaker internal control quality, and voluntary disclosure practices. Further analyses show that greenwashing exacerbates both short-term and long-term market risk, undermining firms’ sustainable development. This study enriches the literature on the governance of corporate greenwashing and the economic consequences of ESG ratings, providing theoretical support and policy implications for further improving the ESG rating system, standardizing corporate environmental information disclosure, and guiding the rational allocation of green capital.

Keywords: Corporate Greenwashing; Investor Market Reactions; ESG Ratings; Information Effect; Event Analysis

JEL Classification: G30, G34, Q56

(责任编辑:朱静静)