

负面声誉与企业 ESG 表现

——来自上市公司违规处罚的经验证据

何开刚¹, 官峰², 胡凯旋¹

(1.上海对外经贸大学会计学院, 上海 201620; 2.上海财经大学会计学院, 上海 200433)

摘要: 本文以 2011—2021 年 A 股上市公司为研究样本, 以公司受到监管机构处罚作为负面声誉冲击的代理变量, 考察了上市公司的负面声誉事件是否会影响企业的 ESG 表现。研究发现, 相比于合规企业, 违规企业被证监会处罚曝光后, 其 ESG 表现显著提高。异质性检验发现, 当企业后续有融资需求及供应链集中度更低时, 负面声誉对企业的 ESG 表现促进作用更强。进一步研究发现, 良好的 ESG 表现能够帮助违规企业降低经营风险、缓解融资约束和获取商业信用。本文的研究有助于拓展企业 ESG 表现影响因素以及政府监管对微观企业影响的文献, 同时可以为监管部门规范企业 ESG 行为提供政策建议。

关键词: 声誉机制; ESG 表现; 违规处罚; 漂绿行为

中图分类号: F275; F832.51

文献标识码: A

一、引言

ESG 是关注环境、社会和公司治理的非财务指标, 体现出绿色环保、以人为本和权力约束的经营理念。2022 年 2 月, 证监会在《关于推进制度开放, 加快完善中国责任投资信息披露标准及评价体系的提案》的回复中明确提出将持续推进我国上市公司环境、社会和治理披露制度建设, 完善上市公司 ESG 信息披露要求。在党和国家的大力倡导下, 投资者对 ESG 驱动的投资组合的需求大幅上升, 更加关注企业未来发展的可持续性。债权人、供应商、客户等利益相关者也会将 ESG 表现纳入经济决策的考评标准。现有文献研究发现, 良好的 ESG 表现可以通过降低信息不对称程度抑制企业风险 (Hong 和 Kacperczyk, 2009; Hong 和 Liskovich, 2015; 席龙胜和王岩, 2022)。同时, 良好的 ESG 表现能够保障公司与内外部利益相关者建立长期信任与稳固关系 (Gjergji 等, 2021; Rabaya 和 Saleh, 2022), 提高企业价值 (Bénabou 和 Tirole, 2010; Fatemi 等, 2015; Yu 等, 2018; Albuquerque 等, 2019; 白雄等, 2022)。除此之外, 企业良好的 ESG 表现还可以降低企业的资本成本 (Hamrouni 等, 2020; Dahiya 和 Singh, 2020), 缓解融资约束 (李志斌等, 2022)。前人研究在 ESG 表现的声誉机制方面达成共识, 良好的 ESG 表现有助于树立品牌形象, 成为企业的公关工具, 尤其是当企业遭受了负面事件的冲击 (Pina 等, 2020)。

近几年, 企业违规事件愈加频繁, 经监管机构曝光后引起了投资者、债权人等各利益相关方的重视与关注。2022 年, 证监会对违规企业发布处罚公告并警告和罚款的上市公司就有 97 家。证监会等监管机构严格执法使得违规企业声誉损失严重, 提高了企业的融资成本和融资约束。现有文献研究表明, 企业可能采取增加慈善捐赠 (李晓玲等, 2017)、更名 (谢红军等, 2017)、提高业绩预告质量 (毛志宏等, 2022) 和变更高管 (李军林等, 2023) 等措施抵挡负面事件的冲击。本文认为强化 ESG 表现也可能成为违规企业挽回声誉的工具性动机。因此, 本文以 ESG 表现角度切入, 研究企业违规处罚是否影响企业的 ESG 行为。

企业违规加剧了信息不对称程度, 提高投资者、债权人等利益相关者的信息搜集与甄别

成本。投资者和债权人无法获取充分可靠的信息进行决策，对企业产生信任风险。同时，企业违规处罚增加了经营风险和违约风险，从而破坏了企业与供应链上下游之间的合作关系。企业因违规被处罚导致声誉下降，而 ESG 指标具有印象管理的作用，提高组织的合法性与声誉。因此，本文从企业违规的角度，尝试解释企业违规被处罚对 ESG 表现的影响。

本文以 2011—2021 年 A 股上市公司为研究样本，研究企业违规处罚对 ESG 表现的影响。本文保留被证监会的处罚的违规企业样本，按照 1:2 匹配行业-年份-省份中总资产最相近的合规企业。研究发现，相比于合规企业，违规企业被证监会处罚曝光后，其 ESG 表现显著提高。异质性检验发现，当企业后续有融资需求及供应链集中度更低时，违规企业的 ESG 表现呈现出更加显著的正向关系。在稳健性检验中，本文通过了平行趋势检验、安慰剂检验、采取替换被解释变量的度量方式和更换匹配合规企业的比例，结果仍然稳健。进一步研究还发现，良好的 ESG 表现能够帮助违规企业降低经营风险、缓解融资约束和获取商业信用。

本文可能的研究贡献在于：首先，本文拓展了企业 ESG 表现的影响因素研究。现有关于企业 ESG 表现的影响因素研究中，主要从国家政治、经济、文化制度（Cai 等，2016；Liang 和 Renneboog，2017；Baldini 等，2018；Terzani 和 Turzo，2021）、自然灾害（Huang 等，2022）等外部宏观环境 and 公司治理（Tamimi 和 Sebastianelli，2017；胡洁等，2022）、所有权结构（Abeysekera 和 Fernando，2020；Gillan 等，2020；白雄等，2022；伊凌雪等，2022）等微观环境对企业 ESG 实践的影响，而较少关注到政府监管行为对企业 ESG 表现的影响。目前，已有文献研究监管处罚与企业社会责任之间的关系（顾小龙等，2021）。企业社会责任（CSR）起源于 20 世纪 30 年代，旨在鼓励企业积极承担道德责任，关注企业与社会层面各利益相关者的关系。ESG 理念于 2006 年被正式提出，在 CSR 概念的基础上，将公司治理因素纳入考量标准，侧重于反映企业风险与报酬。本文基于声誉机制，研究企业违规对 ESG 表现的影响，丰富了 ESG 的影响因素研究。

其次，本文对于政府监管对微观企业影响的文献有贡献。目前文献主要研究对企业业务活动和其他行为的影响，如：企业违规处罚后，融资约束加剧（朱沛华，2020），融资成本上升（刘坤和戴文涛，2017）。增加慈善捐赠可能成为违规企业提升组织合法性的工具性动机（李晓玲等，2017）。还有学者研究企业违规处罚对资本市场的影响，Kouwenberg 和 Phunnarungsi（2013）研究指出当过往鲜有违规的企业被处罚时，其异常回报显著下降，市场急剧波动。本文将 ESG 表现作为研究对象，拓展了相关研究。此外，本文采用 DID 模型研究了违规行为曝光前后企业 ESG 表现的变化。该研究设计更有利于识别监管处罚对 ESG 的影响，并从融资活动和经营活动阐述了影响机制。

最后，本文发现监管处罚对企业 ESG 表现的影响能够给予利益相关方、企业自身和政策制定者一定的启示，主要体现在：（1）供应商、投资者等市场主体应当提高 ESG 专业知识基础，辩证看待 ESG 信息，提高对企业 ESG 实践监督效率。同时，要充分关心企业日常经营活动，降低个体判断与企业实际 ESG 表现的预测偏差。（2）目前，我国 ESG 信息披露仍为自愿性披露，企业应当将 ESG 理念充分融入企业文化与未来发展战略，实现绿色治理下的高质量发展。（3）中国的 ESG 投资起步较晚，市场监管者应当进一步完善 ESG 信息披露制度，规范企业 ESG 行为，防范面子工程。同时，政府监督者可以积极推进 ESG 报告鉴证，建立 ESG 信息披露违规处罚措施，稳定资本市场秩序。

二、制度背景、理论分析与研究假说

（一）制度背景

企业违规是影响市场经济健康发展的重要因素之一。根据证监会公布,企业违规主要表现为:(1)信息披露违规:虚构利润、虚列资产、虚假记载(误导性陈述)、推迟披露、重大遗漏、披露不实;(2)经营违规:欺诈上市、出资违规、擅自改变资金用途、占用公司资产、内幕交易、违规买卖股票、操纵股价、违规担保、一般会计处理不当等行为。截至 2021 年 12 月,我国 A 股上市公司数量快速上升达 4697 家。企业违规事件逐年上升,不仅损害企业本身,还会危及投资者、供应商、客户等各利益相关方,引发市场动荡。我国市场监管机制也日趋完善。近年来,证监会等监管机构对违规企业按照违规事件的严重程度分别采取警告、谴责、罚款、没收违法所得、责令关闭与市场禁入等不同监管措施,加强资本市场“零容忍”制度建设。除此之外,积极制定、修改相关法律,充分贯彻以信息披露为中心的监管理念,加大对违规事件的处罚力度,提高了企业的违规成本。

(二) 违规处罚与负面声誉

企业违规被证监会等市场监管机构处罚或曝光,会造成严重的声誉损失,影响其后续业务活动。从融资活动角度,市场监管机构对违规企业的处罚公告可以作为一种负面信号影响债权人和投资者的风险评估与决策判断(支晓强等, 2022)。这是因为上市公司在资本市场上公开披露的信息传播速度非常快,信息的可获得性较高。当企业因违规被证监会等机构处罚并发布处罚公告,其利益相关者能够快速接收到信号,下调对违规企业的盈利能力评价。违规的企业为降低经济利益损失,会尽可能减少有关企业违规信息的披露。信息不对称提高了搜集和甄别信息的成本,债权人和投资者面临的风险上升,进而引发信任危机。从经营活动角度,企业违规后可能面临诉讼赔偿、公开谴责和行政罚款等损失,影响企业正常生产经营活动。企业因违规陷入经营困境,可能出现产品质量问题(李新春和陈斌, 2013),损害产品竞争力和企业知名度(Chava 等, 2018; 王腊芳等, 2023),破坏供应链上下游与违规企业的战略合作关系和信任(陈运森和王汝花, 2014)。其次,违规企业更可能出现诚信缺失问题,内部控制环境出现重大缺陷,导致企业风险上升(冯丽艳等, 2016),品牌形象很可能会受到负面冲击,进而损害公司价值(郭峰等, 2023)。

(三) 负面声誉与企业 ESG 表现

企业违规破坏了其与各利益相关者之间缔结的契约,对自身信誉造成了严重不利影响。企业因违规带来的负面声誉会阻碍甚至持续影响企业未来的融资与经营活动,因此企业有动机借助 ESG 表现对冲监管处罚带来的负面影响。良好的 ESG 表现是维系企业与利益相关者的重要途径,能够通过印象管理缓和利益相关者的负面情绪(Baker 和 Wurgler, 2006),传递企业可持续发展的经营理念。这主要体现在:(1)良好的 ESG 表现能够降低信息不对称。ESG 表现作为重要的非财务指标,能够提供增量信息反映企业良好业绩、环境治理、关怀员工、尊重消费者各方面的积极信号。因此,良好的 ESG 表现能够增强企业信息披露透明度,缓解因信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题。债权人基于企业良好的 ESG 表现会给予企业更多关注与支持,增加对企业还款能力信心等积极判断;投资者获取 ESG 信息能够更加准确地判断企业风险和价值,增强对企业未来可持续发展的信心。(2)企业在 ESG 方面的努力能够树立良好形象,减轻违规事件给企业造成的负面冲击,进而降低企业陷入财务困境的可能性(王爱萍等, 2022)。(3)较高的 ESG 评分还能够改善企业与其他利益相关者的关系。ESG 治理符合我国可持续发展战略方针,体现出企业绿色发展理念和绿色转型程度,有助于企业获得政府在资金、税收等方面的支持(姜爱华等, 2023)。同时,良好的 ESG 表现还表明企业具有较为完善的公司治理机制和良好的道德水平,能够与供应商和客户构建良好的信任关系(Atif 和 Ali, 2021)。

企业违规处罚形成负面声誉,引发债权人、投资者、供应商和客户等利益相关者的信任危机。而良好的 ESG 表现能够满足利益相关者的期望与诉求,帮助企业修复声誉,提高组

织合法性。基于此，本文提出以下研究假说：

H1：在其他条件不变的条件下，相比于合规企业，违规企业的 ESG 表现更好。

三、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文的企业违规样本选自 2013 年至 2019 年沪深两市 A 股上市公司数据，因为彭博数据库披露 ESG 数据的时间跨度为 2011-2021 年，本文基于 DID 模型研究企业违规处罚曝光前后两年 ESG 表现的变化，故将违规样本的时间分布确定为 2013-2019 年。企业违规数据来自 CSMAR 数据库，企业 ESG 评分数据来自彭博数据库。企业发行债券的数据来自万得数据库。企业配股数据和其他控制变量数据也均来自 CSMAR 数据库。

（二）数据处理过程

本文数据筛选过程如下：（1）保留 2013-2019 年企业违规被曝光数据作为处理组；（2）保留被中国证监会和地方证监局处罚的违规企业样本；（3）对于同一家违规企业，保留首次曝光样本；（4）对于合规企业，按照行业-年度-省份 1:2 匹配总资产最相近的合规企业作为控制组；（5）企业违规被曝光前两年定义为曝光前，曝光当年及后两年定义为曝光后；（6）若违规年份在曝光前两年内，剔除违规年份之前的样本；（7）若样本的 ESG 数据缺失，剔除该样本曝光前后的所有数据；（8）剔除财务数据缺失的样本；（9）剔除金融行业样本；（10）对所有连续数据进行 1%上下的缩尾处理。通过缩尾处理消除极端值对结果造成的影响，最后共计得到 1769 个观测值。

保留 2013 -2019 年企业违规曝光数据作为处理组	6391
保留被中国证监会和地方证监局处罚的违规企业样本	2840
保留一家违规企业首次曝光样本	844
按行业-年度-省份 1:2 匹配总资产最相近合规企业作为控制组	2104
企业违规被曝光前两年定义为曝光前，曝光当年及后两年定义为曝光后	10520
当违规年份在曝光前两年内，剔除违规年份之前的样本	8413
若样本的 ESG 数据缺失，剔除该样本曝光前后的所有数据	2135
剔除财务数据缺失的样本	1854
剔除金融行业样本	1769

（三）模型构建变量定义

1、模型设定

本文利用企业违规数据，采用 DID 模型构建模型（1）验证假设 H1。

$$ESG = \alpha_0 + \beta_1 * Treat * Post + \beta_2 * Treat + \beta_3 * Post + \sum \gamma * Control + \varepsilon \quad (1)$$

2、变量定义

（1）企业违规相关变量

本文将违规企业作为处理组，通过行业-年度-省份按照 1:2 匹配总资产最相近的合规企业为控制组，引入相关虚拟变量 **Treat**，当企业违规受到处罚则 **Treat** 取值为 1，反之为 0。同时，本文采用多期 DID 模型，主要研究企业违规被曝光前后时段的企业 ESG 行为变化，因此本文将企业违规被曝光的前两年定义为曝光之前，曝光当年以及后两年定义为曝光后，因此引入时间变量 **Post**，企业违规被曝光的前两年，**Post** 取值为 0，曝光当年以及后两年，**Post** 取值为 1。

(2) ESG 表现

目前，国内外学术界对企业 ESG 表现的衡量主要还是通过第三方评级评分机构发布的结果。国外评级机构与国内评级机构存在两方面显著的区别：（1）是否将 ESG 评级的标准统一。彭博社等国际评级机构会根据不同行业的情况调整评分，提高 ESG 评分可比性。国内上市公司在 ESG 信息披露中没有统一标准。（2）ESG 评级机构是否与被评级公司进行 ESG 沟通。国外大部分评级机构在搜集、整理信息的基础上，会与被评级企业进行 ESG 沟通，对信息进行补充和验证。因此，本文使用彭博数据库的企业环境、社会和公司治理三个维度表现评分之和衡量企业的 ESG 表现，彭博数据库对企业 ESG 总体与 E、S 和 G 三个具体分支共包含 120 多项具体 ESG 指标，能够较为客观全面地评价企业 ESG 表现。

(3) 控制变量

本文借鉴 Xiao 等（2023）、王海军等（2022）、陈晓珊和刘洪铎（2023）研究方法，控制变量选取了（1）公司特征变量包括：公司规模、资产负债率、营业收入增长率、净资产收益率、公司现金流、审计意见和产权性质；（2）公司治理变量包括：股权集中度、高管团队规模、独立董事比例、高管薪酬激励、高管持股比例和董事长是否与总经理兼任，并且控制了和行业、年份和省份固定效应。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量定义
被解释变量	ESG	ESG 表现，企业-年度彭博 ESG 评分+1 取自然对数。
解释变量	Treat	哑变量，企业是否违规，违规取值为 1，否则为 0。
	Post	哑变量，企业违规曝光后两年取值为 1，曝光前两年取值为 0。
调节变量	Finance	融资需求，企业后续有融资计划取值为 1，否则为 0。
	Scs	供应链集中度，高于样本行业年度中位数，Scs 取值为 1，否则为 0。
控制变量	Size	公司规模，公司总资产的对数。
	Lev	资产负债率，总负债/总资产。
	Growth	营业收入增长率，营业收入增长/上年营业收入。
	Roe	净资产收益率，净利润/所有者权益。
	Cashflow	公司现金流，经营活动现金流净值与总资产之比。
	Clean	审计意见，审计意见为标准无保留意见时取值 1，反之取 0。
	Soe	产权性质，国有企业取值 1，反之为 0。

	Top10	股权集中度，前十大股东持股比例之和。
	Mnum	高管团队规模，高层管理人员人数
	Idpro	独立董事比例，独立董事/董事会总人数
	Pay	高管薪酬激励，薪酬最高前三名高管薪酬之和取自然对数。
	Share	高管持股比例，高管持股数量/公司股票数量。
	Dual	双职合一，董事长和总经理兼任取值为 1，否则为 0。
	Industry	行业虚拟变量
	Year	年份虚拟变量
	Province	省份虚拟变量

四、实证结果分析

（一）描述性统计

1、违规处罚企业数量—年度分布统计

本文通过对违规企业数量分年份进行描述性统计，结果见图 1。不难发现，因违规被处罚的企业数量在 2015 年达到最大值 138 家，约占全样本中违规企业数量的 18%。企业违规被处罚概率总体上呈下降趋势，由 2013 年 129 家降至 2019 年 68 家，该现象在一定程度上能够表明证监会等监管机构严格执法，提高企业的违规成本，减少了企业违规行为发生率。

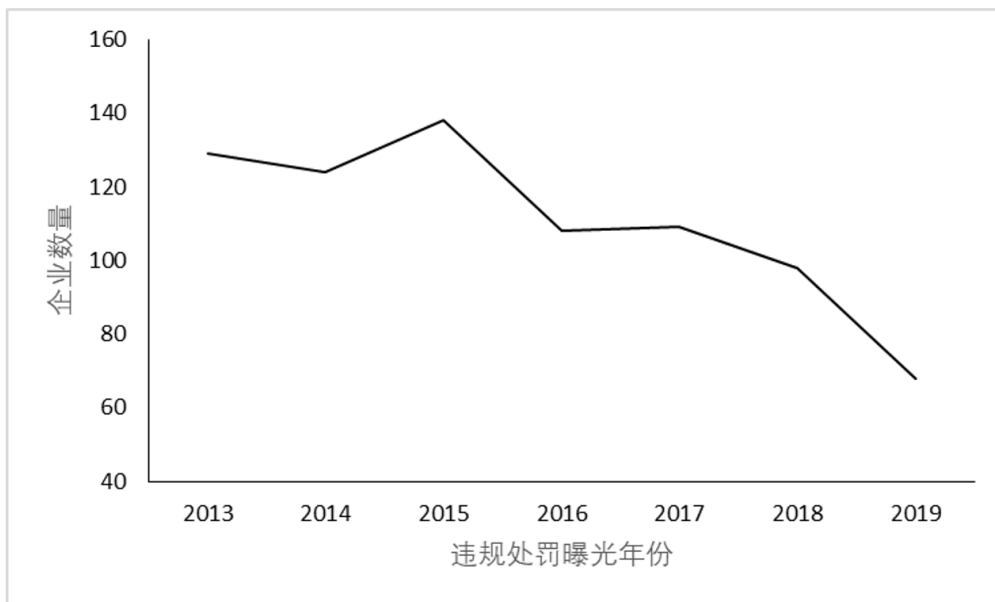


图 1 违规处罚企业数量—年度分布统计

2、主要变量描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计。由表 2 结果可知：（1）ESG 表现（ESG）最小值为 2.600，最大值为 3.880，表明不同公司之间 ESG 表现异质性较大。（2）企业违规变量（Treat）

的均值为 0.370，说明按行业-年度-省份 1:2 匹配过程基本正确。同时，企业规模均值为 22.950，标准差为 1.100 且高于其他所有变量，说明企业规模在样本中波动性较大。因此，本文按照总资产最相近原则匹配合规企业是合理的。（3）产权性质（Soe）均值为 0.490，表明股权分置改革后非国有企业数量虽明显上升，但国有企业仍在整体上市公司中占据较大比重。（4）股权集中度（Top10）均值为 0.580，即上市公司前 10 大股东持股平均占公司总股本的 58%，股权集中度较高，表明除了十大股东之外的市场流通筹码较少，可能会对股票流通性产生一定影响。

表 2 描述性统计

Variable	N	Mean	SD	P25	Median	P75	Min	Max
ESG	1,769	3.300	0.250	3.150	3.320	3.450	2.600	3.880
DID	1,769	0.250	0.430	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
Treat	1,769	0.370	0.480	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
Post	1,769	0.670	0.470	0.000	1.000	1.000	0.000	1.000
Size	1,769	22.950	1.100	22.160	22.920	23.670	20.400	25.700
Lev	1,769	0.470	0.200	0.310	0.480	0.620	0.070	0.890
Growth	1,769	0.200	0.550	-0.010	0.110	0.250	-0.510	4.070
Roe	1,769	0.080	0.120	0.030	0.080	0.140	-0.560	0.360
Cashflow	1,769	0.060	0.070	0.020	0.050	0.100	-0.110	0.280
Clean	1,769	0.970	0.170	1.000	1.000	1.000	0.000	1.000
Soe	1,769	0.490	0.500	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
Top10	1,769	0.580	0.160	0.460	0.580	0.680	0.240	0.920
Mnum	1,769	2.020	0.310	1.790	2.080	2.200	1.390	2.830
Idpro	1,769	0.370	0.050	0.330	0.360	0.430	0.330	0.570
Pay	1,769	14.620	0.750	14.110	14.560	15.050	13.080	16.630
Share	1,769	0.030	0.100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.560
Dual	1,769	0.190	0.390	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

（二）基本假说的检验与分析

表 3 报告了企业违规与 ESG 表现的检验结果。列（1）仅考察解释变量与被解释变量之间的关系，列（2）则进一步纳入相关控制变量。列（1）显示，未控制其他变量时，交乘项（Treat*Post）系数为 0.34，在 5%水平上显著。列（2）表明，当纳入控制变量后，交乘项（Treat*Post）系数为 0.037，仍在 5%水平上显著，结果表明，当企业违规被曝光后，ESG 表现会显著上升。在控制变量中，公司规模（Size）、高管团队规模（Mnum）和高管薪酬（Pay）与 ESG 表现显著正相关，说明公司规模越大、高管团队规模越大、薪酬激励越高的企业，其 ESG 表现越好。成长性（Growth）的系数显著为负，说明企业成长越快，企业 ESG 表现越差。上述均与已有文献研究一致（王海军等，2022；卜国琴，2023；陈晓

珊和刘洪铎，2023)。

表 3 企业违规与 ESG 表现回归结果

变量	(1)	(2)
	ESG	ESG
Treat*Post	0.034** (1.99)	0.037** (2.24)
Treat	-0.027 (-1.23)	-0.023 (-1.13)
Post	0.003 (0.25)	-0.009 (-0.70)
Size		0.033*** (3.38)
Lev		0.044 (1.08)
Growth		-0.024*** (-3.07)
Roe		0.045 (1.06)
Cashflow		0.020 (0.24)
Clean		0.029 (0.87)
Soe		0.020 (1.13)
Top10		0.094* (1.86)
Mnum		0.055** (2.21)
Idpro		0.078 (0.60)

Pay		0.042***
		(3.48)
Share		0.077
		(0.82)
Dual		0.015
		(0.81)
常数项	3.489***	1.932***
	(44.92)	(8.57)
行业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测值	1769	1769
调整后R ²	0.504	0.573

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

（三）稳健性检验

1、平行趋势检验

多期双重差分的结果需要满足平行趋势检验，本文借鉴陈运森和黄健峤（2019）的方法，以企业违规被曝光前的第二年为基准年份，同时设置了四个年份虚拟变量 **Period[-1]**、**Period[0]**、**Period[1]**和 **Period[2]**，即当年份分别为曝光前一年、曝光当年、曝光后第一年、曝光后第二年时，上述变量分别取值为 1，否则为 0。然后将企业违规变量（**Treat**）分别与上述四个虚拟变量交乘，并将所得交互项一并放入回归模型中，具体结果如表 3 的列（1）所示。不难发现，交互项 **Treat*Period[-1]**、**Treat*Period[0]**的系数不显著，而 **Treat*Period[1]**、**Treat*Period[2]**的系数均在 5%和 10%水平上显著为正，说明在企业违规被曝光之前，实验组与控制组样本之间的 ESG 表现无显著差异。当企业违规被曝光后，实验组样本的 ESG 表现相对于控制组样本明显有所提升。

表 3 平行趋势检验

变量	(1)
	ESG
Treat*Period[-1]	0.017
	(0.81)
Treat*Period[0]	0.039
	(1.56)
Treat*Period[1]	0.056**

	(2.18)
Treat*Period[2]	0.048*
	(1.79)
Period[-1]	-0.008
	(-0.59)
Period[0]	-0.011
	(-0.65)
Period[1]	-0.010
	(-0.53)
Period[2]	-0.020
	(-0.96)
Treat	-0.033
	(-1.24)
Size	0.033***
	(3.38)
Lev	0.044
	(1.06)
Growth	-0.025***
	(-3.09)
Roe	0.048
	(1.13)
Cashflow	0.016
	(0.20)
Clean	0.029
	(0.87)
Soe	0.020
	(1.14)
Top10	0.094*
	(1.86)
Mnum	0.055**

	(2.21)
ldpro	0.076
	(0.59)
Pay	0.042***
	(3.45)
Share	0.076
	(0.80)
Dual	0.016
	(0.84)
常数项	1.942***
	(8.56)
行业固定效应	Yes
年度固定效应	Yes
省份固定效应	Yes
观测值	1769
调整后R ²	0.572

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

2、安慰剂检验

其次，本文采用安慰剂检验来排除实验组与控制组样本公司固有差异对研究结果的干扰，即：（1）将企业违规被曝光年份向前平推 2 年（事件前变成事件后）。（2）将企业违规被曝光年份向后平推 2 年（事件后变成事件前）。具体回归结果如表 4 所示，Treat*Post 的系数在假定企业违规行为被曝光时点情形下均不显著，说明企业违规行为被曝光后，违规企业 ESG 表现的提升并不是受公司固有特征的影响，从而支持了本文的研究结论。

表 4 安慰剂检验

	(1)	(2)
变量	ESG	ESG
	曝光年份向前平推2年	曝光年份向后平推2年
Treat* Post	0.032	-0.020
	(0.90)	(-0.94)
Treat	-0.032	-0.028
	(-0.85)	(-1.00)

Post	-0.029	0.029
	(-1.16)	(1.21)
Size	0.062***	0.058***
	(3.80)	(3.72)
Lev	0.030	0.083
	(0.42)	(1.02)
Growth	-0.037**	-0.044**
	(-2.43)	(-2.53)
Roe	0.120	0.076
	(1.64)	(1.26)
Cashflow	0.091	0.219*
	(0.63)	(1.73)
Clean	0.093*	0.068
	(1.90)	(0.91)
Soe	0.035	0.027
	(1.18)	(0.88)
Top10	-0.098	-0.002
	(-1.18)	(-0.02)
Mnum	0.044	0.075*
	(1.28)	(1.82)
Idpro	0.017	-0.141
	(0.08)	(-0.56)
Pay	0.017	0.050**
	(0.89)	(2.36)
Share	-0.009	0.010
	(-0.07)	(0.07)
Dual	0.013	-0.009
	(0.45)	(-0.28)
常数项	1.401***	0.926**
	(3.58)	(2.13)

行业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测值	1138	1440
调整后 R^2	0.240	0.293

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

3、替换被解释变量

本文采用两种方法替换解释变量。第一，使用经行业中位数调整的 ESG 表现(ESG_Ind)，以反映行业内的相对 ESG 水平。第二，使用离差标准化的 ESG 表现(ESG_Std)，即（公司年度 ESG 表现-分年度 ESG 表现的最小值）/（分年度 ESG 表现的最大值-最小值）。该指标介于 0-1 之间，表明单个企业的 ESG 表现在全样本中的相对水平。结果如表 5 所示，列（1）、列（2）中，Treat*Post 的回归系数均显著为正，与主假设一致。

表 5 替换被解释变量

变量	(1)	(3)
	ESG_Ind	ESG_Std
Treat* Post	0.037** (2.24)	0.036** (2.32)
Treat	-0.023 (-1.12)	-0.018 (-0.97)
Post	-0.009 (-0.71)	-0.008 (-0.76)
Size	0.033*** (3.39)	0.030*** (3.30)
Lev	0.043 (1.05)	0.042 (1.04)
Growth	-0.024*** (-3.07)	-0.021*** (-2.86)
Roe	0.046 (1.08)	0.058 (1.42)
Cashflow	0.017 (0.22)	0.023 (0.30)

Clean	0.028 (0.85)	0.028 (0.94)
Soe	0.020 (1.14)	0.021 (1.24)
Top10	0.094* (1.85)	0.084* (1.75)
Mnum	0.054** (2.20)	0.050** (2.14)
Idpro	0.078 (0.61)	0.067 (0.55)
Pay	0.043*** (3.47)	0.041*** (3.56)
Share	0.078 (0.83)	0.094 (1.00)
Dual	0.015 (0.79)	0.016 (0.90)
常数项	-1.259** (-5.58)	-1.138*** (-5.55)
行业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测值	1769	1769
调整后R ²	0.562	0.253

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

4、更换匹配合规企业的比例

本文还更换了匹配合规企业的比例：（1）一家违规企业按照行业-年度-省份匹配 1 家资产总额最相近的合规企业；（2）一家违规企业按照行业-年度-省份匹配 3 家资产总额最相近的合规企业。具体结果如表 6 所示，列（1）、列（2）中 Treat*Post 的系数分别为 0.036 和 0.032，在 10%和 5%水平上显著，结果仍然稳健。

表 6 更换匹配合规企业的比例

变量	(1)	(2)
----	-----	-----

	ESG	ESG
	按1:1匹配	按1:3匹配
DID	0.036*	0.032**
	(1.86)	(2.03)
Treat	-0.015	-0.021
	(-0.65)	(-1.06)
Post	-0.005	-0.006
	(-0.29)	(-0.62)
Size	0.039***	0.037***
	(3.54)	(4.19)
Lev	0.056	0.034
	(1.21)	(0.88)
Growth	-0.024***	-0.027***
	(-2.89)	(-3.19)
Roe	0.034	0.049
	(0.73)	(1.14)
Cashflow	0.068	0.012
	(0.77)	(0.15)
Clean	0.040	0.020
	(1.13)	(0.68)
Soe	0.032	0.026
	(1.57)	(1.62)
Top10	0.093	0.090*
	(1.64)	(1.86)
Mnum	0.038	0.064***
	(1.39)	(2.82)
Idpro	0.061	0.065
	(0.41)	(0.52)
Pay	0.048***	0.035***
	(3.68)	(2.97)

Share	0.161 (1.52)	0.048 (0.53)
Dual	0.009 (0.43)	0.013 (0.78)
常数项	1.697*** (5.60)	1.450*** (5.55)
行业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测值	1307	2255
调整后R ²	0.592	0.590

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

五、机制检验

企业违规后势必会影响后续业务活动，本文结合企业融资活动与经营活动进行异质性分析，结果如表 7 和表 8 所示。

（一）融资活动：企业违规、融资需求与 ESG 表现

当企业面临融资问题时，债权人和投资者主要通过企业公开披露的财务信息及其他信息评估企业的偿债能力和投资风险。而企业违规被曝光后，债权人和投资者可能会怀疑企业公开披露的信息，导致违规企业与债权人和投资者信息不对称程度加深，进而加剧融资约束。企业违规行为对企业形象产生负面冲击，破坏了企业与债权人和投资者之间的信任。若企业后续有融资需求，则其为了缓解融资约束而挽回声誉的意愿会更加强烈。

现有文献研究表明，良好的 ESG 表现可以作为印象管理工具，维护和提升企业在社会公众当中的声誉，帮助企业获得债权人和投资者的认同感，使其做出积极的判断（Xie 等，2019）。同时，ESG 信息披露作为财务信息的补充，降低了信息不对称程度，向市场传递了积极的信号。良好的 ESG 表现降低了企业融资成本（Dahiya 和 Singh，2020；Nicola 等，2021），缓解了融资约束（李志斌等，2022）。因此，后续有融资需求的违规企业会更加倾向于开展 ESG 活动，提升 ESG 表现。

本文融资需求数据来自 Wind 数据库和 CSMAR 数据库。若企业在违规行为被曝光后有发行债券或者配股行为，则说明该企业后续有融资需求。因此，本文构建融资需求变量（Finance），企业未来三年有发行债券或者配股行为定义为后续存在融资需求，Finance 取值为 1，反之为 0。表 7 报告了融资需求异质性对企业违规和 ESG 表现之间的影响。结果表明，后续有融资需求的企业样本中，交乘项（Treat*Post）的系数为 0.065，在 5%水平上显著；而后续没有融资需求的企业样本中，交乘项（Treat*Post）的系数为 0.009。两组的组间系数差异检验 p 值为 0.061，说明企业违规行为被曝光后，后续有融资需求的企业挽回声誉的意愿更强，因此 ESG 表现提升幅度更大，影响更为显著，假说 H2 得到验证。

表 7 企业违规、融资需求与 ESG 表现

变量	(1)	(2)
	Finance=1	Finance=0
	ESG	ESG
Treat* Post	0.065** (2.28)	0.009 (0.45)
Treat	-0.056 (-1.60)	0.012 (0.48)
Post	-0.025 (-1.24)	-0.012 (-0.83)
Size	0.055*** (3.04)	0.012 (1.06)
Lev	0.042 (0.47)	0.022 (0.51)
Growth	-0.036** (-2.18)	-0.014* (-1.70)
Roe	0.007 (0.06)	0.061 (1.49)
Cashflow	0.121 (0.88)	-0.004 (-0.04)
Clean	-0.192** (-2.51)	0.083** (2.52)
Soe	-0.022 (-0.65)	0.016 (0.78)
Top10	0.073 (0.84)	0.108* (1.76)
Mnum	0.098** (2.14)	0.025 (0.97)
Idpro	-0.077 (-0.37)	0.041 (0.27)

Pay	0.046** (2.13)	0.037** (2.56)
Share	0.165 (1.29)	-0.063 (-0.50)
Dual	0.026 (0.74)	0.005 (0.21)
常数项	0.995*** (2.66)	2.737*** (9.56)
行业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测值	667	1102
调整后R ²	0.634	0.598
系数差异检验	p=0.061*	

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

（二）经营活动：供应链集中度的影响

信息在供应链中流动十分频繁。供应链中供应商和客户面对众多备选的合作伙伴，需要比较它们的财务状况和经营成果，以做出合理的购销等决策（方红星等，2017）。

在整个供应链中，供应商和客户需要利用企业的内部信息做出销售与采购决策。但是，不同的供应商与客户获取信息的方式不同。当供应链集中度较高时，企业对特定供应商和客户的依赖程度较高。此时，这些大供应商、大客户与企业之间传递会计信息的方式大多是私下沟通。这是因为大供应商、大客户是企业日常生产所需原材料和收入的重要来源，具有较高的议价能力，能够通过直接渠道获取企业相关信息。此外，当供应链集中度较高时，供应商、客户和企业之间更易形成专用性资产（Raman 和 Shahrur, 2008）。一旦供应链之间的合作关系破裂，将面临高昂的转换成本，给企业造成严重损失。因此，企业为维护良好的合作关系，会迎合供应商和客户的需求，通过私下沟通向它们传递更多特定有用的信息。相反，当供应链集中度较低时，现有及潜在的小供应商、小客户对违规企业的信息需求更加强烈，由于其议价能力较弱，只能通过企业公开披露的会计信息获取对决策有用的信息。

综上所述，当供应链集中程度更低时，供应商和客户对信息的渴求程度更高。而 ESG 表现提供的非财务信息发挥着重要作用，提高了供应链的信息透明度，帮助企业与内外部的利益相关者建立长期信任的稳定关系（Rabaya 和 Saleh, 2022）。因此，当供应链集中度更低时，企业违规对 ESG 表现的影响应该更加显著。

本文借鉴方红星等（2017）的研究方法，采用企业向前 5 大供应商、客户采购销售比例之和的均值计量供应链集中度。计算公式为：（向前 5 名供应商采购比例+向前 5 名客户销售比例）/2。因此，本文构建了供应链集中度指标（Scc），若供应链集中度高于样本行业-年度中位数时，则认为该公司供应链集中度较高，Scc 取值为 1，反之为 0。表 8 报告了供

应量集中度对企业违规和 ESG 表现之间的影响。结果表明，在供应链集中度较低的企业样本中，交乘项（**Treat*Post**）的系数为 **0.076**，在 1%水平上显著为正；而供应链集中度较高的企业样本中，交乘项（**Treat*Post**）的系数为 **0.006**，且不显著。两组的组间系数差异检验 p 值为 **0.035**，说明企业违规行为被曝光后，供应链集中度较低的样本组中供应商和客户对违规企业的信息需求更加强烈。为保持良好的合作关系，违规企业倾向于加强 ESG 治理，提高 ESG 表现。

表 8 企业违规、供应链集中度与 ESG 表现

	(1)	(2)
变量	Scc=1	Scc=0
	ESG	ESG
Treat* Post	0.006 (0.24)	0.076*** (2.90)
Treat	-0.011 (-0.36)	-0.028 (-0.98)
Post	-0.001 (-0.04)	-0.013 (-0.74)
Size	0.029** (2.50)	0.031** (2.05)
Lev	0.047 (1.01)	0.078 (1.20)
Growth	-0.021* (-1.73)	-0.026** (-2.14)
Roe	0.038 (0.69)	0.046 (0.60)
Cashflow	0.014 (0.13)	0.082 (0.69)
Clean	0.011 (0.28)	0.078 (1.49)
Soe	0.007 (0.29)	0.033 (1.43)
Top10	0.098 (1.44)	0.144** (2.20)

Mnum	0.050	0.076**
	(1.45)	(2.57)
ldpro	-0.004	0.346**
	(-0.02)	(2.06)
Pay	0.036**	0.048***
	(2.13)	(2.91)
Share	0.022	0.088
	(0.17)	(0.80)
Dual	-0.012	0.038
	(-0.51)	(1.34)
常数项	1.443***	1.432***
	(4.75)	(4.30)
行业固定效应	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
观测值	837	837
调整后 R^2	0.587	0.618
系数差异检验	p=0.035**	

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

六、进一步分析

前文的结果证实了企业违规处罚对促进企业 ESG 表现具有显著效果。为使前文理论分析中的逻辑更加可靠，本文在进一步分析中将检验企业在违规处罚后开展 ESG 治理对企业经营风险、融资约束与商业信用的影响，结果如表 9 所示。

（一）经营风险

违规企业所面临的诉讼风险和惩戒风险更高，极有可能陷入经营困境。而良好的 ESG 表现在一定程度上可以缓解企业潜在的系统性风险（Roy 等，2021）和信息不对称程度，从而降低企业的经营风险。因此，本文借鉴陈正林（2016）的研究方法，用样本公司过去三年 ROA 的方差度量企业的经营风险，检验违规企业开展 ESG 行为是否能够降低经营风险。本文构建了 ESG 表现虚拟变量（ESG_dum），ESG 表现高于样本中位数的企业，ESG_dum 取值为 1，否则为 0。

表 9 的列（1）报告了企业违规、ESG 表现与经营风险之间的关系。结果显示，企业违规（Treat）的系数为 0.002，在 1%水平上显著，表明企业违规被处罚会增加其经营风险。

企业违规与 ESG 表现的交乘项 (Treat* ESG_dum) 系数为-0.001, 在 10%水平上显, 说明 ESG 表现越好, 违规企业的经营风险越小。

(二) 融资约束

企业违规被曝光后进行 ESG 行为, 能够向资本市场中的债权人和投资者传递“迷途知返”的信号, 重获他们的信任。同时, 良好的 ESG 提高了企业信息透明度, 并且降低了企业的经营风险, 说明企业具有足够的偿债能力和盈利能力。故违规企业的 ESG 表现越好, 其融资约束越小。本文借鉴鞠晓生等 (2013) 的研究方法, 用 SA 指数的绝对值度量融资约束, 构建融资约束变量 SA_abs, SA_abs 值越大, 说明融资约束越严重。

表 9 的列 (2) 报告了企业违规、ESG 表现与融资约束之间的关系。结果发现, 企业违规 (Treat) 的系数为 0.079, 在 1%水平上显著, 表明企业违规后融资成本上升, 加剧了融资约束。企业违规与 ESG 表现的交乘项 (Treat* ESG_dum) 系数为-0.071, 在 5%水平上显著, 说明企业违规被处罚后能够通过提高 ESG 表现缓解融资约束的问题, 抑制融资成本。

(三) 商业信用

良好的 ESG 表现不仅能够降低违规企业的信息不对称风险, 还能够降低其信用风险。这是因为 ESG 信息能够帮助供应链上下游的供应商与客户更加准确地评估企业的基本状况, 进而为其商业信用决策提供依据。企业通过良好的 ESG 表现向供应商和客户展示自身的“言”和“行”, 表明企业处于长期可持续发展的状态。因此, 企业违规被处罚后 ESG 表现越好, 能够获取越多的商业信用融资。本文借鉴张新民等 (2012) 的研究方法, 构建净商业信用变量 Credit= (应付账款+应付票据+预收账款) - (应收账款+应收票据+预付账款), 用总资产标准化。

表 9 的列 (3) 展示了企业违规、ESG 表现与商业信用之间的关系。结果发现, 企业违规与 ESG 表现的交乘项 (Treat* ESG_dum) 系数为 0.039, 在 5%水平上显著, 说明良好的 ESG 表现能够取得供应商和客户的信任。ESG 表现越好, 供应商和客户愿意向违规企业提供更多的商业信用。

综上所述不难发现, 表 9 反映的结果符合 ESG 发挥的声誉保险效应, 良好的 ESG 能够缓解信息不对称程度, 抑制企业风险, 取得各利益相关者的信任。当企业违规行为被惩处时, 能够凭借提高 ESG 表现的方式挽回声誉。

表 9 进一步分析检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Risk	SA_abs	Credit
Treat* ESG_dum	-0.001*	-0.071**	0.039**
	(-1.71)	(-1.97)	(2.50)
Treat	0.002***	0.079***	-0.022
	(3.34)	(2.78)	(-1.63)
ESG_dum	-0.000	0.028	-0.013
	(-0.22)	(1.19)	(-1.29)
Size	-0.000**	-0.080***	0.009

	(-2.05)	(-6.03)	(1.44)
Lev	-0.000	0.103	0.173***
	(-0.24)	(1.54)	(6.21)
Growth	0.001**	0.004	0.005
	(2.09)	(0.31)	(1.06)
Roe	-0.003	0.096	-0.050
	(-0.98)	(1.16)	(-1.35)
Cashflow	0.008***	0.199	0.274***
	(2.59)	(1.64)	(4.67)
Clean	-0.005***	0.001	0.002
	(-2.67)	(0.02)	(0.10)
Soe	0.000	0.037	0.024**
	(0.56)	(1.50)	(2.11)
Top10	0.002	-0.270***	0.035
	(1.37)	(-2.92)	(1.11)
Mnum	-0.001**	-0.034	-0.029*
	(-1.98)	(-0.99)	(-1.84)
Idpro	0.003	-0.060	-0.084
	(0.98)	(-0.30)	(-1.02)
Pay	0.000	0.025	-0.003
	(1.28)	(1.33)	(-0.37)
Share	-0.002	-0.268**	0.023
	(-1.47)	(-2.44)	(0.43)
Dual	-0.000	-0.004	-0.003
	(-0.24)	(-0.14)	(-0.28)
常数项	0.008	5.506***	-0.022
	(1.23)	(15.55)	(-0.15)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes

观测值	1174	1174	1174
调整后 R^2	0.152	0.415	0.237

注：括号内为经过公司聚类调整后的 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%(双尾)水平上显著。

七、结论与政策建议

本文以 2011—2021 年 A 股上市公司为样本，研究发现：（1）企业违规被处罚后为挽回声誉，将提高 ESG 表现；（2）机制检验发现，当企业后续有融资需求及供应链集中度较低时，企业违规与 ESG 表现之间的正向关系会更显著；（3）在进一步分析中，研究还发现企业违规后能够通过开展 ESG 治理降低经营风险、缓解融资约束以及获取商业信用；（4）稳健性检验中，本文通过平行趋势检验、安慰剂检验、还替换被解释变量的度量方式及更换匹配合规企业的比例，结果均稳健。

本文拓展了 ESG 文献的相关研究，具有重要的理论意义与实践价值。本文采用 DID 模型设计，从企业违规曝光视角探讨违规行为对 ESG 表现的影响，丰富了企业违规和 ESG 的相关文献。本文研究得到以下启示：首先，对政府监管部门来说，应当建立更为完善的 ESG 信息披露制度，规范企业 ESG 行为。目前，我国 ESG 信息披露制度采用的是自愿性披露，企业可以“报喜不报忧”——选择性披露对自身有利的 ESG 信息。除此之外，不同地域之间关于 ESG 评分评级标准不同，导致企业之间 ESG 信息的可比性降低。故市场监管者可以考虑建立半强制性披露制度并逐步向强制性披露制度过渡。同时，构建更加科学统一的评级标准，提高机会主义成本，规范资本市场秩序。其次，对企业来说，应该树立良好的社会意识和道德观念，规范公司治理，提高 ESG 信息披露质量。企业应将 ESG 理念融入企业文化和战略决策，提升企业形象，促进企业未来可持续发展。最后，对投资者等利益相关者而言，应该理性分析企业的 ESG 实践活动，谨慎评估投资风险。利益相关者还应当重视企业违规等负面事件，警惕企业漂绿行为以做出准确合理的经济决策。

参考文献

[1] 卜国琴,耿宇航.海外背景高管对企业 ESG 表现的影响——基于 A 股上市公司的实证检验[J].工业技术经济,2023,42(05):95-104.

[2] 白雄,朱一凡,韩绵绵.ESG 表现、机构投资者偏好与企业价值[J].统计与信息论坛,2022,37(10):117-128.

[3] 陈晓珊,刘洪铎.投资者关注影响上市公司 ESG 表现吗——来自网络搜索量的经验证据[J].中南财经政法大学学报,2023(02):15-27.

[4] 陈运森,王汝花.产品市场竞争、公司违规与商业信用[J].会计与经济研究,2014,28(05):26-40.

[5] 陈正林.客户集中、政府干预与公司风险[J].会计研究,2016(11):23-29+95.

[6] 方红星,张勇,王平.法制环境、供应链集中度与企业会计信息可比性[J].会计研究,2017(07):33-40+96.

[7] 冯丽艳,肖翔,程小可.社会责任对企业风险的影响效应——基于我国经济环境的分析[J].南开管理评论,2016,19(06):141-154.

[8] 郭峰,吕晓亮,林致远,等.池鱼之殃:上市公司社交媒体联结与股价溢出效应——基于中国监管处罚的事件研究[J].管理科学学报,2023,(04):111-131.

- [9] 顾小龙,吴远婷,黄勇坚等.监管处罚会促进企业社会责任承担吗?——基于印象管理视角的研究[J].投资研究,2021,40(05):33-65.
- [10] 胡洁,韩一鸣,钟咏.企业数字化转型如何影响企业 ESG 表现——来自中国上市公司的证据[J/OL].产业经济评论:1-20[2022-11-16].
- [11] 姜爱华,张鑫娜,费堃策.政府采购与企业 ESG 表现——基于 A 股上市公司的经验证据[J].中央财经大学学报,2023(07):15-28.
- [12] 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,2013,48(01):4-16.
- [13] 李军林,李诗,朱沛华等.处罚公告、企业绩效与高管变更:一个组织声誉的研究视角[J].经济理论与经济管理,2023,43(04):53-68.
- [14] 刘坤,戴文涛.企业违规、产权性质与贷款融资[J].财经问题研究,2017(06):50-56.
- [15] 李新春,陈斌.企业群体性败德行为与管制失效——对产品质量安全与监管的制度分析[J].经济研究,2013,48(10):98-111+123.
- [16] 李晓玲,侯啸天,葛长付.慈善捐赠是真善还是伪善:基于企业违规的视角[J].上海财经大学学报,2017,19(04):66-78.
- [17] 李志斌,邵雨萌,李宗泽等.ESG 信息披露、媒体监督与企业融资约束[J].科学决策,2022(07):1-26.
- [18] 毛志宏,李燕,金龙.会计师事务所声誉损失与业绩预告质量——基于监管处罚的经验证据[J].外国经济与管理,2022,44(03):88-102.
- [19] 王爱萍,窦斌,胡海峰.企业社会责任与上市公司违规[J].南开经济研究,2022(02):138-156.
- [20] 王海军,王淞正,张琛等.数字化转型提高了企业 ESG 责任表现吗?——基于 MSCI 指数的经验研究[J].外国经济与管理,2023,45(06):19-35.
- [21] 王腊芳,袁甜,谢锐.环境违法违规与债务融资成本[J].管理科学学报,2023,26(04):193-208.
- [22] 谢红军,蒋殿春,包群.官司、声誉与上市企业更名[J].经济研究,2017,52(01):165-180.
- [23] 席龙胜,王岩.企业 ESG 信息披露与股价崩盘风险[J].经济问题,2022(08):57-64.
- [24] 伊凌雪,蒋艺翹,姚树洁.企业 ESG 实践的价值创造效应研究——基于外部压力视角的检验[J].南方经济,2022(10):93-110.
- [25] 朱沛华.负面声誉与企业融资——来自上市公司违规处罚的经验证据[J].财贸经济,2020,41(04):50-65.
- [26] 张新民,王珏,祝继高.市场地位、商业信用与企业经营性融资[J].会计研究,2012(08):58-65+97.
- [27] 支晓强,王智灏,王瑶.社交媒体互动沟通与投资者信任——基于公司违规事件的实证研究[J].中国人民大学学报,2022,36(05):150-164.
- [28] Amal P. Abeysekera, Chitru S. Fernando. Corporate social responsibility versus corporate shareholder responsibility: A family firm perspective[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 61.
- [29] Albuquerque R, Koskinen Y, Zhang C. Corporate Social Responsibility and Firm Risk: Theory and Empirical Evidence[J]. Management Science. 2019;65(10):4451-4469.
- [30] Baldini M, Dal M L, Liberatore G, et al. Role of Country- and Firm-Level Determinants in Environmental, Social, and Governance Disclosure[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 150 (1):79-98.

- [31] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1645-1680.
- [32] Bénabou Roland, Jean Tirole. Individual and Corporate Social Responsibility[J]. *Economica*. 2010; 77(305): 1-19.
- [33] Chava S, Huang K, Johnson SA. The Dynamics of Borrower Reputation Following Financial Misreporting[J]. *Management Science*. 2018; 64(10): 4775-4797.
- [34] Cai Y., Pan C.H., Meir Statman. Why do countries matter so much in corporate social performance? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 41, 591-609.
- [35] Dahiya M, Singh S. The linkage between CSR and cost of equity: an Indian perspective[J]. *Sustainability Accounting Management and Policy Journal*, 2020, 12(3): 499-521.
- [36] Fatemi A, Fooladi I, Tehranian H. Valuation effects of corporate social responsibility[J]. *Journal of Banking & Finance*. 2015; 59: 182-192.
- [37] Gillan, S., Sekerci, N.S., Starks, L., 2020. Do firms cater to demand for environmental and social performance? Unpublished working paper.
- [38] Hamrouni A, Uyar A, Boussaada R. Are corporate social responsibility disclosures relevant for lenders? Empirical evidence from France[J]. *Management Decision*. 2020; 58(2): 267-279.
- [39] Hong H, Kacperczyk M. The price of sin: The effects of social norms on markets[J]. *Journal of Financial Economics*. 2009; 93(1): 15-36.
- [40] Hong H, Liskovich I. Do Regulators Go Easier on Socially Responsible Firms? [J]. *Harvard Business Review*. 2015; 93(11): 32-2.
- [41] Huang Qiping, Li Yongjia, Lin Meimei, et al. Natural disasters, risk salience, and corporate ESG disclosure[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021 (prepublish).
- [42] Liang H., Renneboog L.. On the Foundations of Corporate Social Responsibility[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(2), 853-910.
- [43] Atif M, Ali S. Environmental, social and governance disclosure and default risk[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(8): 3937-3959.
- [44] Nicola R, Alessandra C, Marianna Z, et al. Extending the benefits of ESG disclosure: The effect on the cost of debt financing[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2021, 28(4): 1412-1421.
- [45] Rabaya AJ, Saleh NM. The moderating effect of IR framework adoption on the relationship between environmental, social, and governance (ESG) disclosure and a firm's competitive advantage[J]. *Environment, Development & Sustainability*. 2022; 24(2): 2037-2055.
- [46] Roy C, Rocco C, Ambrogio D, et al. ESG Investing: A Chance to Reduce Systemic Risk[J]. *Journal of Financial Stability*, 2021 (prepublish).
- [47] Raman K, Shahrur H. Relationship-Specific Investments and Earnings Management: Evidence on Corporate Suppliers and Customers[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(4): 1041-1081.
- [48] Roy Kouwenberg, Visit Phunnarungsi. Corporate governance, violations and market reactions[J].

Pacific-Basin Finance Journal,2013,21(1):881-898.

[49] Tamimi N, Sebastianelli R. Transparency among S&P 500 companies: An analysis of ESG disclosure scores[J]. Management Decision,2017, 55(8): 1660-1680.

[50] Terzani S, Turzo T. Religious social norms and corporate sustainability: The effect of religiosity on environmental, social, and governance disclosure[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management,2020,28(1):485-496.

[51] Xiaohang R, Gudian Z, Yang Z. Digital finance and corporate ESG performance: Empirical evidence from listed companies in China[J]. Pacific-Basin Finance Journal,2023,79.

[52] Xie J, Nozawa W, Yagi M, et al. Do environmental, social, and governance activities improve corporate financial performance?[J]. Business Strategy and the Environment,2019,28(2):286-300.

[53] Yu EP, Guo CQ, Luu BV. Environmental, social and governance transparency and firm value[J]. Business Strategy & the Environment (John Wiley & Sons, Inc). 2018;27(7):987-1004.

基金项目：国家自然科学基金项目（批准号 71802128、71802178）。

作者简介：何开刚（1989-），男，湖北鄂州人，博士，上海对外经贸大学会计学院讲师，硕士生导师。近年来，在《Abacus》《Journal of Accounting Literature》《会计研究》《中国会计与财务研究》《审计研究》等国内外学术期刊上发表论文多篇，主持一项国家自科青年项目。官峰（1982-），山东青岛人，上海财经大学会计学院副教授，博士生导师。胡凯旋（1999-），男，安徽淮南人，上海对外经贸大学会计学院硕士研究生。