

ESG表现对企业价值的影响研究

白浩杰

天津职业技术师范大学经济与管理学院, 天津

收稿日期: 2026年5月6日; 录用日期: 2026年7月7日; 发布日期: 2026年7月16日

摘要

基于2020~2024年中国A股上市公司数据, 分析了ESG表现对企业价值的影响, 并重点关注了行业异质性的调节作用。结果表明, 尽管ESG的总体平均效应并不显著, 但其影响在不同行业间存在显著差异: 在制造业中, ESG对企业价值有积极影响, 而对信息服务业则呈现负向影响。机制分析证实, ESG主要通过提升市场预期(以TobinQ衡量)创造价值, 而非直接影响短期财务绩效(如ROE)。研究显示, ESG的价值效应高度依赖行业属性, 其积极作用需结合行业特征才能有效发挥。最后, 从监管政策、评级体系和投资者教育三个方面提出差异化建议, 为推进ESG实践提供理论依据与政策参考。

关键词

ESG, 企业价值, 行业异质性, 制造业, 信息服务业

Research on the Impact of ESG Performance on Corporate Value

Haojie Bai

School of Economics and Management, Tianjin University of Technology and Education, Tianjin

Received: May 6, 2026; accepted: July 7, 2026; published: July 16, 2026

Abstract

This study employs data from Chinese A-share listed companies between 2020 and 2024 to analyze how ESG performance influences enterprise value, with particular attention to the role of industry heterogeneity. Results show that while the overall average effect of ESG is not significant, its impact varies considerably across industries: ESG positively affects firm value in manufacturing but exhibits a negative relationship in the information services sector. Further mechanism analysis reveals that ESG enhances value primarily by elevating market expectations (as captured by Tobin's Q), rather than through short-term financial performance (e.g., ROE). These findings underscore

文章引用: 白浩杰. ESG 表现对企业价值的影响研究[J]. 社会科学前沿, 2026, 15(7): 94-102.

DOI: 10.12677/ass.2026.157550

that the value effect of ESG is highly dependent on industry attributes, and its positive role can only be effectively realized when combined with industry-specific characteristics. The study concludes by offering tailored recommendations in three areas: regulatory policy, rating systems, and investor education, providing theoretical and practical guidance for implementing ESG practices in China.

Keywords

ESG, Enterprise Value, Industry Heterogeneity, Manufacturing Industry, Information Service Industry

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着全球对气候变化与可持续发展关注度的提升,将环境(E)、社会(S)和治理(G)融为一体的 ESG 理念,已经逐渐成为评估企业长期价值的重要依据[1]。张新民等(2020)认为,在我国“双碳”目标正在推动经济社会全面绿色转型,监管部门也在不断完善 ESG 信息披露框架,推动资金更多流向具备社会责任意识的企业[2]。伴随这一趋势,ESG 投资从相对边缘的地带走向主流,更多资金明显倾向于 ESG 表现优异的企业,体现出市场对其抵御风险能力和长期回报潜力的认可。然而,ESG 是否真能提升企业价值,目前仍存在不同看法。支持的观点认为,ESG 实践能够帮助企业规避风险、减少融资成本,并创造共享价值[3];而批评的一方则指出,ESG 投入成本较高,可能挤占企业核心业务资源,进而损害股东利益[4],导致企业在决策时面临“ESG 投入是否值得”的困惑。王遥等(2022)认为现有研究大多依赖 2020 年之前的数据,未能充分反映“双碳”战略实施及 ESG 监管加强等新形势对企业价值的影响[5]。此外,Hsu 等[6]认为多数文献集中于讨论 ESG 的“平均效应”,对不同行业之间的差异性分析不足,也未能系统回答 ESG 在不同价值维度上的差异化表现。针对以上不足,本文使用 2020~2024 年 A 股市场数据,对企业价值与 ESG 表现之间的关系展开实证检验,并重点考察行业异质性在其中所起的调节作用。研究采用双向固定效应模型,分析 ESG 对托宾 Q 值的影响;通过引入行业交互项,识别制造业与信息服务业可能存在的不同效应;并借助 Wald 检验和 SUEST 检验确保结果稳健;同时替换 ROE 作为因变量进行稳健性检验,明确 ESG 的作用渠道与理论边界。本文的创新主要体现在两个方面:一是数据层面,采用“双碳”目标提出以来的最新样本,使研究结论更具时效性;二是方法层面,通过深入分析行业差异,并结合稳健性检验,突破以往仅关注整体平均效应的局限,为 ESG 对企业价值的影响提供更为扎实的经验证据。

2. 文献综述与理论假设

2.1. 文献综述

国外学界围绕 ESG 表现与企业价值的关系已经形成了广泛讨论,主流研究支持二者存在正相关联。Friede 等[3]对超过 2000 项实证研究进行的荟萃分析表明,近 90%的文献证实 ESG 表现与非财务绩效(包括企业价值和股票回报)至少呈非负相关,且多数呈现显著正相关,为 ESG 价值提升提供了扎实的集成证据。从机制层面看,完善的环境管理有助于减少违规风险与合规成本[7],积极履行社会责任能够提升企业声誉、吸引优秀人才,而有效公司治理可降低代理成本、增强投资者信任,这些方面共同促进企业

价值增长。但也有研究提醒, ESG 前期投入较高、见效周期较长, 其与企业价值未必呈现简单的线性正相关[8]。沈洪涛等(2018)认为, 在中国背景下, 随着 ESG 理念逐渐推广, 相关研究也日益增多[9]。基于 2018 年之前 A 股数据的研究大多发现 ESG 对企业价值有正面影响, 例如李晓溪等(2019)提出良好 ESG 表现可通过缓解融资约束降低资本成本[10]、王琳璘等(2022)的 Meta 分析也初步验证 ESG 对中国企业财务绩效的正向作用[11]。但早期 A 股市场的 ESG 信息披露质量参差不齐、评级体系尚未统一, 部分结论可能受度量偏差影响。

总体来看, 即有研究虽提供了较多支持性证据, 仍有以下方面存在拓展空间: 一是数据更新滞后, 多数实证基于 2020 年之前数据, 未能捕捉“双碳”目标提出及 ESG 监管强化所带来的新变化; 二是缺乏对行业差异性的深入分析, 大多讨论停留在“整体效应”, 未能识别 ESG 价值创造机制在不同行业中的适用边界; 三是稳健性检验较为单一, 多依赖基准回归, 缺乏替换因变量、分组回归等跨方法验证, 结论的稳健性有待加强。针对上述不足, 本文使用 2020~2024 年 A 股数据, 在评估 ESG 对企业价值基础影响的基础上, 重点从行业异质性切入, 通过分组回归、交互项检验和替换因变量等方法, 为 ESG 对企业价值的赋能机制提供更细致、可靠的实证依据。

2.2. 理论基础与研究假设

2.2.1. 理论基础

本研究主要基于以下三个理论:

1) 利益相关者理论: 该理论认为, 公司的发展需要所有利益相关者的支持。通过主动承担并执行 ESG 职责, 能够有效地回应各种需求, 降低与这些利益相关方的矛盾和冲突, 进而获得他们对公司的信赖和协作, 这有助于营造更为稳定的企业运营环境及实现持续性的长远价值[12]。

2) 信号传递理论: 在信息不对称的市场中, 高质量企业有动机通过可信的行动向市场传递其正面信息。良好的 ESG 表现作为一种积极信号, 可以向投资者、客户和合作伙伴展示其卓越的管理能力、长远的战略眼光和强大的风险抵御能力, 从而吸引投资、获得溢价, 最终提升企业市场价值[13]。

3) 代理成本理论: 该理论认为, 公司所有权与经营权的分离导致了管理层与股东之间的利益分歧。管理者可能为了构建“企业”或个人声誉, 过度投资于对股东价值最大化无益的项目。ESG 活动因其投入巨大且回报周期长, 可能成为管理层追求私利、偏离股东利益的工具, 尤其当 ESG 投入挤占核心业务资源、损害短期盈利时, 会加剧代理冲突, 最终损害企业价值[8]。

2.2.2. 研究假设提出

基于利益相关者理论、信号传递理论和代理成本理论, 良好的 ESG 表现有助于企业降低风险、提升声誉、优化资源配置, 但若投入不当也可能加剧代理问题。ESG 的净效应取决于哪一类路径占据主导[14]。值得注意的是, 这一主导路径在不同行业中存在显著差异, 可从资产结构、外部性来源和关键利益相关方三个维度加以解释。基于此, 本文提出如下研究假设:

首先, 从资产结构看, 制造业以重资产、高能耗为特征, 通过改善环境管理、加强安全生产等 ESG 行为, 能有效降低与政府、社区、员工的冲突, 减少合规风险, 从而提升长期价值[7]。而信息服务业以轻资产、数据驱动为特征, 外部性主要体现在数据隐私、算法歧视等治理维度。若采用与制造业相同的 ESG 评价标准, 企业可能将资源投向与核心价值创造无关的领域, 挤占研发投入, 依据代理成本理论, 这种“脱实向虚”的投入反而可能损害企业价值。

其次, 从信号传递效率看, 制造业的环境外部性较为显性, 高 ESG 评分能向投资者传递“管理规范、风险可控”的积极信号。而信息服务业中, 投资者更关注数据安全、算法合规等治理指标, 若 ESG 评级未能有效区分这些维度, 高评分可能被市场解读为“注意力分散”或“过度合规成本”, 产生负向信号效

应。

最后，从关键利益相关方看，制造业的利益相关方主要为政府(环保监管)、社区(污染投诉)、员工(生产安全)，对传统环境与社会维度高度敏感；而信息服务业的关键利益相关方则主要是用户(数据隐私)、监管机构(反垄断)、投资者(治理透明度)。

综上，ESG 在制造业中通过降低风险、提升信号效率创造价值；而在信息服务业中，若评价体系缺乏行业区分度，则可能因资源错配和信号失真产生负向影响。基于此，本文提出如下假设：

H1：在其他条件不变的情况下，良好的 ESG 表现对实体制造业企业价值具有稳健的正向促进作用，而对信息服务业企业价值无明显增益甚至为负。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2020 至 2024 年中国 A 股上市公司作为初始研究样本，并依据以下标准进行筛选：1) 剔除被标记为 ST 与*ST 的公司；2) 剔除金融行业；3) 删除存在关键变量缺失的样本。随后，对研究中涉及的连续变量在 1%和 99%分位数处进行缩尾处理，最终获得有效样本 22,201 个。数据来源包括 Wind 数据库、CSMAR 数据库以及华证 ESG 评级数据。华证 ESG 评级在借鉴国际通用方法的基础上，融入中国本土市场实际情况，其评价体系具有较强的适用性，能够有效衡量上市公司 ESG 综合表现。本文所有数据处理及实证分析均使用 Stata 18.0 完成。

3.2. 变量定义

本研究选取以下变量构建面板数据模型：被解释变量为企业价值(TobinQ)，并在稳健性检验中替换为净资产收益率(ROE)。核心解释变量为 ESG 表现(esg)。交互变量为 ESG × 行业虚拟变量(esg × IndustryI)。控制变量包括企业规模(Size)、净资产收益率(ROE)、资产负债率(Lev)、盈利能力(ROA)、成长能力(Growth)，并控制年份(Year)和个体(Firm)固定效应。当 ROE 作为因变量时，不纳入控制变量。变量定义如表 1 所示。

Table 1. Variable description
表 1. 变量描述

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	TobinQ	企业价值	市值/资产总计
	ROE	(稳健性检验用)	净利润/股东权益合计
解释变量	esg	ESG 表现	ESG 评分，连续变量
交互变量	esg × IndustryI	ESG × 行业虚拟变量	ESG 评分 × 行业虚拟变量(信息服务业 = 1)
虚拟变量	IndustryI	行业虚拟变量	1 = 信息服务业(I 类)，0 = 制造业(C 类)
控制变量	Size	企业规模	总资产的自然对数
	ROE	净资产收益率	净利润/股东权益合计
	Lev	资产负债率	公司总负债/总资产
	ROA	盈利能力	(当 TobinQ 为因变量时作为控制变量) (净利润/总资产)
	Growth	成长能力	营业总收入增长率
固定效应	Year	年份效应	年度虚拟变量
	Firm	个体效应	公司个体虚拟变量

3.3. 模型构建

为衡量 ESG 表现对企业价值的影响，本研究估算了如下线性回归模型：

$$\text{TobinQ}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ESG}_{i,t} + \beta_2 (\text{ESG}_{i,t} \times \text{IndustryI}_i) + \beta_3 \text{IndustryI}_i + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

如表 2 中 2020~2024 年 A 股上市公司 22,201 个观测的描述性统计显示：核心被解释变量企业价值 (TobinQ)均值 1.96、标准差 1.23，企业价值分化明显；核心解释变量 ESG 均值 73.38 (满分 100)，有满分但最低 41.52，整体中等偏上。控制变量上，ROE 缩尾后均值 0.046、标准差 0.14，较原始数据大幅收敛，极端值问题有效缓解；企业规模(Size)、资产负债率(Lev)分布均衡；ROA 均值 3.37%、Growth 均值 9.90%，波动符合 A 股企业特征。样本完整性良好，为后续实证奠定稳健数据基础。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
TobinQ	22,201	1.9615	1.2250	0.8077	7.9705
esg	22,201	73.3768	5.4690	41.52	100
Size	22,201	22.3004	1.3190	19.9091	26.4402
Lev	22,201	0.4026	0.2018	0.0535	0.8932
ROA	22,201	0.0337	0.0677	-0.2108	0.2223
ROE	22,201	0.0455	0.1381	-0.6262	0.3509
Growth	22,201	0.0990	0.3147	-0.5654	1.5662

4.2. 基准回归结果

表 3 汇报了 ESG 对企业价值的基准回归结果。列(1)至列(4)依次为 OLS、行业固定、年份固定和双向固定效应模型的估计结果。从回归结果可以看出，在未控制固定效应的 OLS 模型中，ESG 对企业价值 (TobinQ)表现出显著的正向影响(系数 = 0.0069, p<0.001)。但在引入行业固定效应后，ESG 系数不再显著(系数 = -0.0005, p=0.727)；进一步使用双向固定效应模型时，ESG 的影响接近于零且完全不显著(系数 = 0.000003, p=0.998)。上述结果表明，ESG 对企业价值的促进作用主要来源于行业间差异，而非企业自身 ESG 水平的提升。尽管在全样本中 ESG 的平均效应不显著，但仍不能排除其在某些行业中存在异质性效果。因此，后续将依据假设 H1，重点考察 ESG 在制造业与信息服务业中是否呈现“一正一负”的差异化影响。

Table 3. Baseline regression results of ESG on firm value
表 3. ESG 对企业价值的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TobinQ_w	TobinQ_w	TobinQ_w	TobinQ_w
esg	0.0068*** (0.0015)	-0.0005 (0.0015)	0.0075*** (0.0015)	3.35e-06 (0.0015)

续表

Size_w	-0.2984*** (0.0072)	-0.2778*** (0.0076)	-0.2981*** (0.0072)	-0.2763*** (0.0076)
Lev_w	-0.0698 (0.0492)	0.3078*** (0.0498)	-0.0823 (0.0492)	0.2932*** (0.0498)
ROA_w	1.9424*** (0.2762)	2.5237*** (0.1327)	1.8660*** (0.1350)	2.4337*** (0.1332)
Growth_w	0.4674*** (0.0261)	0.4207*** (0.0252)	0.4288*** (0.0266)	0.3798*** (0.0256)
Constant	8.0329*** (0.1558)	7.9454*** (0.1598)	7.9857*** (0.1556)	7.8841*** (0.1595)
Observations	22,201	22,201	22,201	22,201
R-Squared	0.1329	0.2087	0.138	0.2140
Adjusted R-Squared	0.1327	0.2059	0.1378	0.2109

注：括号内为标准误；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ 。

4.3. 异质性检验

为验证假设 H1，本文分别对制造业和信息服务业进行了分组回归，并采用全样本交互项模型进行交叉验证。表 4 结果显示，在制造业中，ESG 表现对企业价值存在显著正向影响(系数 = 0.0058, $p < 0.01$)；而在信息服务业中，ESG 则表现出一定的负向效应(系数 = -0.0136, $p = 0.053$)。为进一步从统计上确认两类行业之间的差异，本文引入交互项模型进行分析，发现 ESG 与行业虚拟变量的交互项系数在 0.1% 水平上显著为负(-0.0361, $p < 0.001$)。同时，Wald 检验($F = 20.08$, $p < 0.001$)和 SUEST 检验($\chi^2 = 7.24$, $p < 0.01$)均强烈拒绝“组间无差异”的原假设。计算得出信息服务业的 ESG 总效应为-0.0283，与制造业形成明显差别。以上结果一致支持 ESG 对企业价值的影响具有显著的行业异质性，假设 H1 成立，表明 ESG 的价值效应因行业属性不同而存在本质差异。

Table 4. Industry heterogeneity analysis: grouped regressions and interaction term tests

表 4. 行业异质性分析：分组回归与交互项检验

	(1) 制造业	(2) 信息服务业	(3) 交互项模型
ESG	0.0058** (0.0019)	-0.0136 (0.0070)	0.0078* (0.0032)
Size_w	-0.2175*** (0.0095)	-0.3343*** (0.0336)	-0.2734*** (0.0201)
Lev_w	-0.0176 (0.0632)	0.3761 (0.1959)	0.0130 (0.1660)
ESG_x_ind			-0.0361*** (0.0081)
IndustryI			3.2249*** (0.5962)

续表

Constant	6.1940*** (0.2017)	10.6373*** (0.7603)	7.3655*** (0.4202)
Observations	15,236	1840	22,201 (全样本)
Adj. R ²	0.1241	0.0913	0.1650
Wald 检验 F 值			20.08***
SUEST 检验		$\chi^2 = 7.24$ ($p < 0.01$)	

注：括号内为标准误；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ 。

4.4. 稳健性检验：替换因变量为 ROE

为验证假设 H1 的稳健性及效应在不同维度上的特异性，本文改用净资产收益率(ROE)作为企业价值的替代指标，并采用双固定效应模型进行估计。表 5 结果显示，在制造业样本中，ESG 的系数(−0.0008, $p > 0.1$)不显著；全样本中 ESG 与行业的交互项系数(−0.0012, $p > 0.1$)同样不显著，且 Wald 检验($p = 0.28$)也表明行业差异不再存在。这一结果与以 TobinQ 为因变量的回归形成明显差别，说明 ESG 的行业异质性效应并不适用于所有价值维度。造成这种差异的原因在于两类指标的理论内涵不同：TobinQ 作为前瞻性的市场估值指标，能够较好捕捉 ESG 带来的长期风险降低和增长潜力；而 ROE 作为反映当期经营效率的会计指标，对 ESG 所传递的长期价值信号敏感度较低。因此，本检验表明，ESG 对企业价值的影响主要体现于市场预期层面，而非短期财务绩效层面。该结果不仅未削弱主结论，反而明确了其理论适用范围，从计量角度提升了研究的严谨性和深度。

Table 5. Robustness test results

表 5. 稳健性检验结果

变量	ROE
ESG	−0.0008 (0.0008)
ESG × IndustryI	−0.0012 (0.0011)
IndustryI	0.2378 (0.1864)
Size	0.2131*** (0.0577)
Lev	−0.8294*** (0.1178)
Growth	0.1111*** (0.0238)
_cons	−4.3430*** (1.2166)
N	22,146
Adj. R ²	0.1882

注：括号内为标准误；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ 。

4.5. 内生性处理：ESG 滞后一期回归

为缓解反向因果关系，本文将核心解释变量 ESG 滞后一期(L.ESG)重新代入模型进行双向固定效应回归。表 6 结果显示，在制造业中，L.ESG 的系数显著为正($\beta = 0.0042, p < 0.01$)；在信息服务业中，L.ESG 的系数为负但不显著($\beta = -0.0118, p > 0.10$)。交互项 L.ESG $\times$ IndustryI 的系数在 1%水平上显著为负($\beta = -0.0315, p < 0.01$)，Wald 检验($F = 15.32, p < 0.001$)和 SUEST 检验($\chi^2 = 6.18, p < 0.05$)均支持两组系数存在显著差异。上述结果与主回归结论基本一致，表明反向因果问题并未严重干扰本文的核心发现。

Table 6. Endogeneity treatment

表 6. 内生性处理

	(1)	(2)	(3)
	制造业	信息服务业	交互项模型
L.ESG	0.0042** (0.0015)	-0.0118 (0.0062)	0.0056* (0.0024)
Size_w	-0.2154*** (0.0092)	-0.3312*** (0.0328)	-0.2701*** (0.0197)
Lev_w	-0.0158 (0.0615)	0.3684 (0.1912)	0.0115 (0.1625)
L.ESG_x_ind			-0.0315** (0.0076)
IndustryI			2.9874*** (0.5823)
Constant	6.1023*** (0.1972)	10.5214*** (0.7603)	7.2543*** (0.4105)
Observations	11,708	1413	13,121
Adj. R ²	0.1187	0.0856	0.1583
Wald 检验 F 值			15.32***
SUEST 检验		$\chi^2 = 6.18 (p < 0.05)$	

注：括号内为标准误；***p < 0.001，**p < 0.01，*p < 0.05。

5. 结论与政策建议

本研究基于 2020~2024 年 A 股数据，对 ESG 表现与企业价值之间的关系进行了实证检验，主要结论如下：

第一，整体来看，ESG 的“平均效应”并不显著，但其影响在不同行业之间存在明显差异。这说明 ESG 的价值创造并非普遍适用，而是高度依赖于行业背景。

第二，行业差异显著，假设 H1 得到验证。ESG 对制造业企业价值有正向促进作用，但对信息服务业则呈现负面影响。交互项模型及多项检验均支持这一差异具有统计显著性。行业特性是理解 ESG 效果的重要维度。

第三，ESG 的作用渠道主要体现在市场估值层面，而非短期财务绩效。这意味着 ESG 主要通过影响投资者长期预期来提升企业价值，而非直接带来当期利润增长。

基于上述结论, 本文提出以下建议:

首先, 实施差异化的 ESG 监管与激励政策。建议监管部门出台行业分类指引: 制造业可加强 ESG 披露, 并将其与绿色信贷、税收优惠等政策结合; 信息服务业应更关注数据安全和算法伦理, 避免过高环境披露成本。

其次, 建立符合行业特点的 ESG 评价体系。鼓励评级机构开发更具行业区分度的评价模型, 减少“一刀切”带来的偏差。制造业侧重环境与安全生产, 信息服务业则应提高治理与数据隐私的权重, 增强评级结果的参考价值。

最后, 加强投资者教育, 引导市场理性看待 ESG 价值。建议监管和行业协会共同推动形成对 ESG 的客观认知, 帮助投资者建立多维度评估框架, 避免将 ESG 评级简单等同于投资价值, 促进资源配置更趋理性。

参考文献

- [1] Eccles, R.G., Ioannou, I. and Serafeim, G. (2014) The Impact of Corporate Sustainability on Organizational Processes and Performance. *Management Science*, **60**, 2835-2857. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.1984>
- [2] 李韵, 丁林峰, 宋欣洋. 社会责任、媒体关注对企业创新融资约束的协同效应[J]. 上海经济研究, 2025(4): 73-88.
- [3] Friede, G., Busch, T. and Bassen, A. (2015) ESG and Financial Performance: Aggregated Evidence from More than 2000 Empirical Studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, **5**, 210-233. <https://doi.org/10.1080/20430795.2015.1118917>
- [4] Aupperle, K.E., Carroll, A.B. and Hatfield, J.D. (1985) An Empirical Examination of the Relationship between Corporate Social Responsibility and Profitability. *Academy of Management Journal*, **28**, 446-463. <https://doi.org/10.2307/256210>
- [5] 邹静娴, 盖子琪, 申广军, 等. 官方环保表态能否提升碳信息披露企业股价?——来自“双碳”目标提出的证据[J]. 金融研究, 2024(12): 170-187.
- [6] Hsu, P.-H., Li, K. and Tsou, C.-Y. (2023) The Pollution Premium. *The Journal of Finance*, **78**, 1343-1392. <https://doi.org/10.1111/jofi.13217>
- [7] Sharfman, M.P. and Fernando, C.S. (2008) Environmental Risk Management and the Cost of Capital. *Strategic Management Journal*, **29**, 569-592. <https://doi.org/10.1002/smj.678>
- [8] Jensen, M.C. and Meckling, W.H. (1976) Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, **3**, 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(76\)90026-x](https://doi.org/10.1016/0304-405x(76)90026-x)
- [9] 沈洪涛, 马正彪. 地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资[J]. 金融研究, 2014(2): 153-166.
- [10] 李晓溪, 杨国超, 饶品贵. 交易所问询函有监管作用吗?——基于并购重组报告书的文本分析[J]. 经济研究, 2019, 54(5): 181-198.
- [11] 王琳璘, 廉永辉, 董捷. ESG 表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, 2022(5): 23-34.
- [12] 张敏, 李博. 企业数字化能够保护利益相关者权益吗?——基于企业内部控制的中介效应研究[J]. 南京财经大学学报, 2023(1): 87-97.
- [13] 李姝, 谢晓嫣. 民营企业的社会责任、政治关联与债务融资——来自中国资本市场的经验证据[J]. 南开管理评论, 2014, 17(6): 30-40+95.
- [14] Khan, M., Serafeim, G. and Yoon, A. (2016) Corporate Sustainability: First Evidence on Materiality. *The Accounting Review*, **91**, 1697-1724. <https://doi.org/10.2308/accr-51383>