

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2024.03.001

<https://xuebao.xaut.edu.cn>

引文格式:柴尚蕾,曹梦君,冯慧,魏伟,吴逸凡.企业 ESG 信息披露、媒体关注与财务绩效——基于地区数字化水平与行业环境敏感度的异质性分析[J].西安理工大学学报,2024,40(3):301-314.

CHAI Shanglei, CAO Mengjun, FENG Hui, WEI Wei, WU Yifan. ESG disclosure, media attention and financial performance: heterogeneity analysis based on regional digitalization level and industry environmental sensitivity[J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2024, 40(3): 301-314.

企业 ESG 信息披露、媒体关注与财务绩效 ——基于地区数字化水平与行业环境敏感度的异质性分析

柴尚蕾¹, 曹梦君¹, 冯慧^{2,3}, 魏伟⁴, 吴逸凡⁵

(1. 山东师范大学 商学院, 山东 济南 250014; 2. 郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001;
3. 郑州大学 马克思主义学院, 河南 郑州 450001; 4. 郑州大学 管理学院, 河南 郑州 450001;
5. 厦门大学马来西亚分校 经济学院, 吉隆坡 雪兰莪州, 43900)

摘要: 基于 2012 至 2022 年中国 A 股上市公司的数据, 采用调节效应模型、分位数回归和中介效应模型来考察 ESG 信息披露对财务绩效的影响。研究发现: ESG 信息披露对财务绩效产生显著的正向影响, 媒体关注在 ESG 信息披露对财务绩效的关系中发挥出显著的负向调节作用; 进一步运用分位数回归发现, 媒体关注只对 ESG 信息披露水平较高的企业发挥显著的调节作用; 异质性分析表明, ESG 信息披露对改善财务绩效的效果在高数字化水平地区和非环境敏感型行业的企业中更为明显, 媒体关注的调节作用也存在明显差异; 机制检验发现, ESG 信息披露通过缓解企业的融资约束和提高企业的绿色创新改善财务绩效。本研究对深入理解 ESG 信息披露对财务绩效的影响提供了实证证据, 为企业披露准确的 ESG 信息、政府部门完善 ESG 政策具有一定的启示。

关键词: ESG 信息披露; 财务绩效; 媒体关注; 数字化

中图分类号: F272

文献标志码: A

文章编号: 1006-4710(2024)03-0301-14

ESG disclosure, media attention and financial performance—heterogeneity analysis based on regional digitalization level and industry environmental sensitivity

CHAI Shanglei¹, CAO Mengjun¹, FENG Hui^{2,3}, WEI Wei⁴, WU Yifan⁵

(1. Business School, Shandong Normal University, Jinan 250014, China; 2. Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China; 3. School of Marxism, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China; 4. School of Management, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China; 5. School of Economics, Xiamen University Malaysia, Kuala Lumpur, Selangor 43900, Malaysia)

Abstract: This study explores how ESG disclosure impacts financial performance of Chinese companies from 2012 to 2022 using moderation effect model, quantile regression and mediation effect model. The benchmark regression results based on the full sample show that ESG disclosure has a significant positive impact on financial performance and media attention plays a negative moderating role in the relationship between ESG disclosure and financial performance. Further using quantile regression, this paper finds that media attention has a more significant negative moderating effect only on companies with higher levels of ESG disclosure. The heterogeneity analysis

收稿日期: 2024-01-05; 网络首发日期: 2024-04-23

网络首发地址: <https://link.cnki.net/urlid/61.1294.N.20240422.1701.004>

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72001191, 42301242); 2023 年度河南兴文工程文化研究专项项目(2023XWH116); 山东省自然科学基金面上项目(ZR2023MG042); 河南科技智库调研课题(HNKJZK-2024-10A)

第一作者: 柴尚蕾, 女, 博士, 教授, 博导, 研究方向为绿色金融与企业社会责任。E-mail: chaishanglei@sdnu.edu.cn

通信作者: 冯慧, 女, 博士, 副教授, 硕导, 研究方向为社会治理与企业管理。E-mail: hui Feng@zhu.edu.cn

shows that, among companies in high digitalization regions and non-environmentally sensitive industries, ESG disclosure contributes more significantly to improved financial performance. Mechanism testing shows that ESG disclosure improves financial performance mainly by alleviating firms' financing constraints and enhancing firms' green innovation.

Key words: ESG disclosure; financial performance; media attention; digitalization

环境污染、生态破坏、极端天气频发是世界各国共同面临的严峻挑战。解决这些全球性问题,实现可持续发展已成为国际社会的共识。ESG作为一种投资概念和企业评估标准,结合了环境、社会和治理三方面信息,是贯彻绿色发展理念、实现可持续发展的有力工具,越来越受到政策制定者和利益相关者的关注。

中国正处于高速增长阶段转向高质量发展阶段的转型关键期,ESG与中国“碳达峰、碳中和”目标高度契合,是实现高质量发展的重要工具。为了激励上市公司积极披露ESG信息,政府相关部门推出了一系列支持政策。政策鼓励和监管的引导作用固然重要,但ESG能否成为企业的内生动力,使企业通过良好的ESG信息披露提高财务绩效,实现企业的可持续发展则更为重要。另外,信息化时代,媒体传播已成为公众了解企业的重要途径,企业ESG信息披露的表现很大程度上依赖媒体报道传递给信息使用者。因此,考察中国企业ESG信息披露对财务绩效的影响机制,以及媒体关注对ESG信息披露与财务绩效关系的调节作用,对于提高ESG绩效水平、促进企业高质量发展以及国家可持续发展具有重要意义。

近年来,学术界围绕ESG的研究大多集中在企业ESG的价值研究,主要关注ESG与企业绩效或价值之间的关系。相关研究大多支持企业ESG信息披露对企业经济效果产生正向影响的观点。李井林等学者认为ESG信息披露对提高企业绩效有积极作用,ESG评分中较高的公司价值更高^[1]。ESG责任履行能够促进工业企业的财务绩效^[2]。与工业企业类似,ESG与金融行业的企业绩效也呈正相关关系^[3]。但仍然有一些研究得出了相反的结论:有学者认为,企业ESG活动为企业带来了更大成本压力,从而对财务绩效产生了显著的负面影响^[4]。部分文献针对企业的环境保护(E)、责任履行(S)和公司治理(G)分别进行了单一深入的研究,但尚未得到一致的结论。王双进等认为,企业社会责任披露与财务绩效之间的关系是积极的^[2]。对酒店业的研究表明,企业社会责任通过增加托宾Q来增加股东价值^[5]。Wang等研究发现,公司治理与公司财务绩效存在显著的正相关关系^[6]。有学者认为环境绩

效与企业价值之间没有相关性^[7];企业社会责任与经济绩效之间没有相关性^[8]。

然而关于企业ESG信息披露对企业绩效或价值关系的研究仍然存在缺口,主要表现在现有针对企业ESG经济后果的研究大多基于企业内部展开,单一地关注ESG对企业价值或绩效的影响,较少聚焦在外部视角,分析媒体关注在其中发挥的作用。实际上,媒体关注在企业信息披露的质量和效果方面也起到了重要作用。媒体作为外部中介,是企业信息传播的重要渠道和资本市场治理机制中的重要部分^[9]。有学者研究发现,媒体关注能够为企业经营带来外部压力,使公司迫于市场压力从而提高盈余管理水平^[10]。媒体关注提高了信息透明度,从而对企业表现起到治理作用,改善企业环境绩效^[11],促进重污染企业的绿色技术创新^[12]。但也有学者研究发现,媒体关注所带来的压力会引起重污染企业的“漂绿”行为^[13]。ESG信息披露作为公司信息的重要组成部分,也会受到媒体关注的影响,企业ESG信息披露产生的经济效果十分依赖媒体的关注报道。现有文献对于媒体关注是否发挥出积极作用尚未有统一结论。

基于此,本文的研究贡献主要体现在以下几方面。①基于大样本数据全面考察了企业ESG信息披露对财务绩效的影响。②引入媒体关注这一外部因素,探讨其在ESG信息披露与财务绩效中发挥的调节作用。现有文献主要基于媒体能够增加企业与利益相关者的有效交流和信息传递进而提升企业价值或者降低企业风险角度展开研究,认为媒体关注有助于企业发展。本文基于上市公司存在“言行不一”的现实表现,发现媒体关注在ESG信息披露与企业财务绩效的关系中发挥出负向的调节作用,并进一步考察在不同ESG得分水平下,其调节作用的差异,厘清媒体关注发挥调节作用的边界条件,丰富了媒体关注对微观经济效果的文献研究。③研究地区数字化水平和行业异质性影响ESG信息披露对财务绩效的促进作用以及媒体调节作用。④厘清ESG信息披露提高财务绩效的作用机制:一方面可缓解融资约束,拓宽企业融资渠道,降低企业资金使用成本,从而提高财务绩效;另一方面可促进企业创新,即通过更新企业技术,获得绿色投资,从而提高

财务绩效。

1 理论分析与研究假设

利益相关者理论认为,公司的成功与否取决于与利益相关者之间的关系。企业作为营利性组织,其披露的 ESG 信息能够在很大程度上反映企业的战略决策,从而影响利益相关者的投资决策^[13]。有学者从利益相关者视角研究发现,ESG 表现能够提高分析师预测的准确性,从而引起利益方的关注^[14]。企业良好的 ESG 信息披露能够满足利益相关者所需要的信息,促进企业与利益相关者的沟通,使企业获得利益相关者的信任和支持。基于信号传递理论,企业良好的 ESG 信息披露能够传递积极的信号,表明企业对环境保护和公司治理的重视,塑造更好的公众形象^[15],从而获得更多的政策支持和资源,有利于企业的可持续稳定发展。有研究表明,ESG 表现能够促进企业获得更多的商业融资^[16]。同时,良好的 ESG 信息披露能够为企业树立正面形象和提高声誉,强化市场竞争优势,得到更多投资者的关注^[17]。基于以上分析,提出假设 H₁。

H₁: ESG 信息披露对财务绩效具有促进作用。

媒体在当今社会中发挥着不可或缺的作用。一方面,媒体能够发挥传播的作用,通过媒体对企业经营状况的关注和向社会传播的相关信息,拓宽利益相关者的信息来源,减少信息不对称,反映股东的诉求^[18]。根据代理理论,管理层出于增加企业收益和吸引外部投资等考虑,会倾向于隐藏企业坏消息,极力宣传好消息,而媒体的传播作用能够较大限度地对企业的实际情况进行报道,一旦隐瞒的坏消息影响较大,或者好消息与企业行为相悖,便不利于企业的发展^[17]。有研究表明,媒体的负面报道对企业业绩产生消极的影响^[19]。另一方面,媒体能够弱化企业操纵信息披露谋取私利的动机,通过声誉机制监督管理层的行为,进而影响企业的声誉^[20]。公司发布的公告内容中可能存在趋利避害^[21]、通过含糊和粉饰的语句弱化企业负面影响的消息,而媒体对于公司的关注能够改善公司信息披露的真实度与可信度,提高公司披露相关信息的真实性水平^[17],即媒体本身对于企业的行为能够起到约束作用。媒体关注作为外部因素,能够提高利益相关者对于企业披露信息的思考和质疑,避免企业导向性地操纵信息披露。在上述分析的基础上,本文提出假设 H₂。

H₂: 媒体关注在 ESG 信息披露对财务绩效的促进作用中发挥负向调节作用。

数字化发展影响媒体作用的发挥。一方面,数

字化的发展可以优化传统行业,提高资源配置效率,实现行业间的信息共享,降低试错风险,激发企业生产经营活力;另一方面,随着数字化水平的提高,企业获得了更多的媒体关注和更透明的信息,企业的正面和负面消息将会被更快地传递给公众。Li 等学者通过对 A 股上市公司 ESG 信息披露对财务绩效影响的异质性研究发现,相比于区域数字化程度低的地区,数字化程度高的地区企业 ESG 信息披露对企业绩效的影响更显著^[22]。

不同的行业所受到的监管力度以及被投资者对待的态度不同。环境敏感型行业高污染、高耗能的生产方式对环境治理造成了威胁,而清洁能源等行业是国家大力扶持的产业,可以申请绿色债券等绿色金融工具以降低企业成本^[23]。在我国“双碳”目标下,重污染企业受到更多的环保法规约束。环境敏感型企业的环境行为直接影响社会公众的健康水平和消费倾向,反过来,社会公众的消费倾向直接影响企业的财务绩效。媒体对企业 ESG 信息披露的关注提高了社会公众对企业环保信息的透明度,重视环保的社会公众通过对环境敏感型企业的消费抵制表达不满,从而影响了重污染企业财务绩效的提升^[24]。基于以上分析,本文提出假设 H_{3a}和 H_{3b}。

H_{3a}: 地区数字化水平的异质性影响 ESG 信息披露对财务绩效的促进作用以及媒体调节效应。

H_{3b}: 行业的异质性影响 ESG 信息披露对财务绩效的促进作用以及媒体调节效应。

出于规避风险的考虑,银行与企业间的信息不对称影响了银行资金对企业的发放时间与金额,使企业受到融资约束。企业 ESG 报告可以对企业行为进行一定程度的披露,降低信息不对称程度,缓解企业财务困境^[25]。ESG 信息披露可以发挥信号效应,帮助企业获得政府、债券持有人和投资者的支持,有助于拓宽企业融资渠道^[26]。总体而言,ESG 信息披露得分高低为企业塑造了一个是否具有社会责任感的形象,投资者更倾向于投资形象良好的企业,这可以降低投资风险,保障投资回报。融资约束的降低是财务绩效增长的重要保障和关键方面。

根据信号理论,当上市公司对环境社会责任表现较好或承担较多环境社会责任时,可以向市场释放绿色环保信号,这将吸引更多投资者的关注和投资,降低企业的资金使用成本,提高企业绿色创新水平^[27]。企业 ESG 信息披露将向市场发出积极的绿色信号,降低企业风险^[28],增强绿色环保决策动力,降低企业从事绿色创新活动的资金成本,促进企业绿色创新^[29]。Shi 等学者以中国 A 股上市公司为研

研究对象,得出出色的 ESG 表现能够显著促进企业绿色创新能力^[30]。基于以上分析,本文提出假设 H_{4a} 和 H_{4b} 。

H_{4a} : ESG 信息披露通过缓解企业的融资约束来改善企业的财务绩效。

H_{4b} : ESG 信息披露通过促进企业的绿色创新来提高企业的财务绩效。

2 数据来源、变量选择与模型设计

2.1 样本选择与数据来源

本文以 2012—2022 年中国 A 股上市公司为初始样本。为了提高研究结果的可靠性和有效性,初始样本筛选方法如下:①剔除金融类上市公司;②剔除 ST、*ST 公司;③剔除变量存在缺失的样本。此外,为了消除极端值的异常影响,对连续变量进行 1% 的双向缩尾处理。最终,得到了共 4 230 家企业的年度样本,28 769 个观测值。本文使用的被解释

变量和控制变量等企业数据来自国泰安数据库(CSMAR)。ESG 信息披露得分来自华证指数,媒体关注数据、企业绿色创新数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),中国各省份数字化指数来源于百度指数。

2.2 变量选择

具体变量定义见表 1。

1) 被解释变量

本文使用净资产收益率来反映企业的财务绩效(B)。很多学者使用净资产收益率来反映企业的绩效^[2, 31]。衡量公司财务业绩的指标有很多,包括净资产收益率、Tobin Q、销售利润率等。其中,净资产收益率可以分解为三个指标:销售利润率、资产周转率和权益乘数,包括盈利能力、运营能力、资本结构等信息,是净利润与平均股东权益的百分比,反映股东权益收益水平,用于衡量公司使用自有资本的效率。指标值越高,投资回报率就越高。

表 1 变量定义表

Tab. 1 Variable definition

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	B	财务绩效	净利润/净资产
解释变量	E	ESG 信息披露得分	华证 ESG 得分
调节变量	M	媒体关注度	网络和报纸的所有相关报道数/1 000
中介变量	S	融资约束	$S = -0.737Z + 0.043Z^2 - 0.04A$
	G	绿色创新水平	$\ln(\text{企业每年的绿色专利申请数量} + 1)$
	L	偿债能力	负债总额/资产总额
控制变量	W	成长能力	$(\text{样本观察年度当期营业收入} - \text{上一期营业收入}) / \text{上一期营业收入}$
	D	股权集中度	直接控股股东持股数量/企业总股数
	N	独立董事占比	独立董事人数/董事会人数
	A	企业年龄	$\ln(\text{样本观测年份} - \text{企业成立年份})$
	Z	企业规模	$\ln(\text{资产总额})$

2) 解释变量

本文的解释变量是 ESG 信息披露得分(E)。华证 ESG 评分覆盖范围较为广泛,且结合 ESG 核心内涵和国内市场的发展水平,因此本文使用华证 ESG 评分衡量企业 ESG 信息披露。该得分在[0, 100]范围内变化,数值越高,表示企业 ESG 信息披露状况越好。

3) 调节变量

本文的调节变量是媒体关注度(M)。现有多数文献都通过媒体报道数量来反映媒体关注程度^[20]。本文涵盖了 CNRDS 中所有网络和报纸的媒体相关报道数。

4) 中介变量

为避免内生性干扰,Hadlock 和 Pierce 使用由企业年龄(A)和企业规模(Z)构建的 SA 指数来衡量企业的融资约束(S),即 $S = -0.737Z + 0.043Z^2 -$

0.04A^[32]。很多学者采用这一指数衡量企业的融资约束^[26, 33]。绿色专利是被广泛认可的绿色创新指标^[23, 34],本文采用企业每年的绿色专利申请数量来衡量企业的绿色创新水平(G)。考虑到专利申请数量的右偏分布,为避免无专利情况下的观测值损失,本文为所有专利数据加 1 后取自然对数^[34]。

5) 控制变量

本文主要从企业层面选取了一系列可能影响财

务绩效的指标作为控制变量^[2]。控制变量包括偿债能力(L)、成长能力(W)、股权集中度(D)、独立董事占比(N)、企业年龄(A)和企业规模(Z)。并设置行业(I)与年度(Y)固定效应,以控制行业与时间对回归结果的影响。

本文对相关变量进行处理后,对各指标的数据进行描述性统计分析,得出各项数据的均值、中位数、标准差和最大值等基本信息,如表 2 所示。

表 2 描述性统计分析结果

Tab. 2 Results of descriptive statistical analysis

变量	各变量统计结果				
	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
B	0.056	0.069	0.134	-0.766	0.310
E	73.258	73.600	5.325	57.260	84.430
M	0.272	0.141	0.432	0.017	3.071
S	4.849	4.539	1.647	-1.244	14.028
G	1.101	0.693	1.257	0.000	7.364
L	0.416	0.406	0.204	0.054	0.888
W	0.365	0.136	0.907	-0.671	6.244
D	38.145	37.420	17.472	0.000	77.000
N	0.377	0.364	0.054	0.333	0.571
A	3.200	3.219	0.225	2.565	3.664
Z	22.236	22.038	1.310	19.953	26.347

注:表中各变量的样本量均为 28 769。

2.3 实证模型

为了验证 ESG 信息披露与财务绩效之间的关系,本文构建时间、行业固定效应模型进行研究,具体的模型设置如下:

$$B_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 C_{i,t} + \sum Y + \sum I + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中 $B_{i,t}$ 代表第 i 个公司在第 t 期的财务绩效, $E_{i,t}$ 代表第 i 个公司在第 t 期的 ESG 信息披露得分, $C_{i,t}$ 表示所有控制变量, Y 表示时间固定效应, I 表示行业固定效应, α_0 为常数项, α_1 、 α_2 均表示系数, $\epsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项,下同。若 $E_{i,t}$ 的回归系数 α_1 显著为正,则表明 ESG 信息披露对财务绩效具有显著的促进作用, H_1 成立。

为探究 H_2 ,媒体关注是否对财务绩效存在直接影响以及调节作用,在模型(1)的基础上引入媒体关注度(M)作为自变量,加入 E 与 M 的一阶相乘交互项 $E \times M$ 验证是否存在调节作用,并构建模型(2):

$$B_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 M_{i,t} + \alpha_3 E_{i,t} \times M_{i,t} + \alpha_4 C_{i,t} + \sum Y + \sum I + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中 $M_{i,t}$ 代表第 i 个公司在第 t 期的媒体关注度。若 $E_{i,t} \times M_{i,t}$ 的回归系数 α_3 显著为负,则说明媒体关注在 ESG 信息披露与财务绩效的关系中起到负向调节作用。

3 实证结果及分析

3.1 基准回归:ESG 信息披露对财务绩效的影响

本文实证检验了 ESG 信息披露对样本企业财务绩效的影响,结果如表 3 所示。

回归结果显示 ESG 信息披露(E)的系数均在 1%的水平上显著为正,表明 ESG 显著提高了财务绩效, H_1 得到验证。媒体关注度(M)对财务绩效(B)有直接正向影响,媒体关注度(M)在 ESG 信息披露(E)与财务绩效(B)的关系中发挥负向调节作用, H_2 成立。

表3 基准回归与调节作用结果
Tab.3 Results of baseline regressions and moderating effect

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>
<i>E</i>	0.004*** (27.77)	0.004*** (27.48)	0.004*** (24.48)	0.004*** (24.43)
<i>M</i>			0.052** (2.08)	0.053** (2.11)
<i>E</i> × <i>M</i>			-0.001* (-1.69)	-0.001* (-1.73)
<i>L</i>	-0.196*** (-45.41)	-0.210*** (-46.86)	-0.194*** (-45.05)	-0.208*** (-46.48)
<i>W</i>	0.006*** (7.62)	0.008*** (9.23)	0.006*** (7.48)	0.008*** (9.22)
<i>N</i>	-0.076*** (-5.60)	-0.068*** (-4.99)	-0.079*** (-5.77)	-0.071*** (-5.19)
<i>D</i>	0.001*** (14.51)	0.001*** (14.19)	0.001*** (14.66)	0.001*** (14.33)
<i>Z</i>	0.021*** (29.95)	0.022*** (30.51)	0.019*** (26.27)	0.020*** (26.30)
<i>A</i>	-0.001 (-0.38)	-0.009** (-2.50)	-0.000 (-0.10)	-0.007** (-2.12)
Constant	-0.600*** (-31.85)	-0.627*** (-30.51)	-0.585*** (-27.90)	-0.612*** (-27.19)
<i>Y</i>	否	是	否	是
<i>I</i>	否	是	否	是
样本量	28 769	28 769	28 769	28 769
<i>R</i> ²	0.128	0.144	0.129	0.145

注:括号内为 *t* 统计量;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

3.2 分位数回归

为了进一步研究不同 ESG 得分水平对财务绩效的影响以及媒体关注的调节效应是否在不同 ESG 得分水平上存在异质性,本文运用分位数回归方法进行检验。

本文从小到大大选出了企业 ESG 得分的三个分位数,分别为 35%、65%和 95%,结果如表 4 所示。

按照 ESG 信息披露得分由低到高分分为三个样本组:低 ESG 得分组(0%, 35%]、中 ESG 得分组(35%, 65%]和高 ESG 得分组(65%, 95%]。

由表 4 可知,在不同得分组中,ESG 信息披露

(*E*)均在 1% 的水平上显著促进财务绩效。具体看媒体关注度的调节效应,在低 ESG 得分组,媒体关注度(*M*)对财务绩效(*B*)的影响无显著促进作用,也没有发挥出调节作用。在中 ESG 得分组和高 ESG 得分组时,媒体关注度对 ESG 与财务绩效关系发挥出显著的负向调节作用。

以上结果表明,ESG 信息披露能够在不同得分水平下均显著提高财务绩效,但媒体关注度只在 ESG 信息披露处于中、高水平时发挥对 ESG 与财务绩效之间关系的调节作用。

表 4 分位数回归结果
Tab. 4 Quantile regression results

变量	低 ESG 得分组		中 ESG 得分组		高 ESG 得分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>
<i>E</i>	0.005*** (11.49)	0.005*** (8.35)	0.003*** (2.59)	0.004*** (3.24)	0.003*** (5.05)	0.005*** (6.04)
<i>M</i>		-0.125 (-1.26)		0.393* (2.01)		0.350*** (3.76)
<i>E</i> × <i>M</i>		0.002 (1.41)		-0.005* (-1.84)		-0.004*** (-3.58)
<i>L</i>	-0.259*** (-30.12)	-0.259*** (-30.11)	-0.189*** (-25.29)	-0.187*** (-24.03)	-0.156*** (-22.53)	-0.151*** (-21.75)
<i>W</i>	0.011*** (6.65)	0.011*** (6.66)	0.007*** (4.61)	0.007*** (4.62)	0.004*** (3.41)	0.004*** (3.25)
<i>N</i>	-0.077** (-2.58)	-0.079*** (-2.63)	-0.039* (-1.70)	-0.040* (-1.74)	-0.039** (-2.10)	-0.046** (-2.50)
<i>D</i>	0.001*** (10.92)	0.001*** (10.98)	0.000*** (4.98)	0.000*** (5.04)	0.000*** (5.68)	0.000*** (5.92)
<i>Z</i>	0.029*** (18.64)	0.028*** (17.47)	0.019*** (15.09)	0.018*** (13.08)	0.018*** (17.28)	0.014*** (12.46)
<i>A</i>	-0.001 (-0.15)	-0.001 (-0.09)	-0.009* (-1.63)	-0.007 (-1.29)	-0.014*** (-2.85)	-0.012** (-2.40)
Constant	-0.830*** (-16.49)	-0.790*** (-14.27)	-0.496*** (-5.90)	-0.571*** (-5.81)	-0.520*** (-9.42)	-0.553*** (-8.65)
<i>Y</i>	是	是	是	是	是	是
<i>I</i>	是	是	是	是	是	是
样本量	10 083	10 083	8 634	8 634	8 656	8 656
<i>R</i> ²	0.156	0.156	0.094	0.096	0.085	0.092

注:括号内为 *t* 统计量;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

3.3 稳健性检验

1) 替换被解释变量。借鉴以前学者的做法,将经济增加值(*V*)作为经营业绩的考察变量^[35],本文以(*V*)代替(*B*),进行稳健性验证,结果显示在表 5 的(1)、(2)列。

2) 替换解释变量。为避免华证 ESG 得分准确性可能带来的偏差,本文替换 ESG 评分的数据来源,用彭博数据库中的 ESG 数据作为解释变量来度量企业的 ESG 信息披露,进行稳健性检验^[26]。结

果显示在表 5 的(3)、(4)列。

3) 内生性问题处理。潜在的内生性和遗漏变量的偏差,可能会削弱对 ESG 信息披露和财务绩效之间因果关系的解释。本文使用 2SLS 程序,以减轻内生性问题。选取同行业、同年份 ESG 得分均值作为工具变量,进行 2SLS 回归^[26]。结果见表 5 的(5)、(6)列。

回归结果表明,本文的研究结果通过了稳健性检验。

表5 稳健性检验
Tab.5 Robustness test

变量	替换被解释变量		替换解释变量		内生性问题处理	
	(1) V	(2) V	(3) B	(4) B	(5) B	(6) B
<i>E</i>	0.003*** (29.81)	0.003*** (27.28)	0.001*** (4.18)	0.001*** (6.30)	0.011*** (5.59)	0.013*** (5.15)
<i>M</i>		0.069*** (4.21)		0.052*** (7.97)		0.768*** (3.84)
<i>E</i> × <i>M</i>		-0.001*** (-3.48)		-0.001*** (-6.38)		-0.010*** (-3.79)
<i>L</i>	-0.149*** (-50.95)	-0.148*** (-50.38)	-0.254*** (-33.77)	-0.250*** (-33.24)	-0.161*** (-11.23)	-0.164*** (-12.53)
<i>W</i>	0.003*** (6.00)	0.003*** (5.98)	0.008*** (5.23)	0.008*** (5.20)	0.008*** (8.61)	0.008*** (8.60)
<i>N</i>	-0.048*** (-5.37)	-0.051*** (-5.76)	-0.011 (-0.51)	-0.013 (-0.59)	-0.124*** (-5.87)	-0.116*** (-6.02)
<i>D</i>	0.000*** (10.62)	0.000*** (10.90)	0.001*** (10.04)	0.001*** (10.39)	0.001*** (11.44)	0.001*** (11.07)
<i>Z</i>	0.015*** (31.19)	0.013*** (25.28)	0.022*** (17.20)	0.019*** (13.94)	0.012*** (4.12)	0.012*** (4.45)
<i>A</i>	-0.016*** (-7.24)	-0.015*** (-6.51)	-0.006 (-1.06)	-0.005 (-0.83)	0.001 (0.29)	0.006 (1.04)
Constant	-0.426*** (-31.68)	-0.408*** (-27.75)	-0.366*** (-10.63)	-0.328*** (-9.27)	-0.949*** (-10.12)	-1.130*** (-7.59)
<i>Y</i>	是	是	是	是	是	是
<i>I</i>	是	是	是	是	是	是
样本量	28 768	28 768	10 038	10 038	26 962	26 962
<i>R</i> ²	0.165	0.168	0.140	0.146	0.066	0.048

注:括号内为 *t* 统计量; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

3.4 异质性分析

3.4.1 地区数字化水平异质性

区域环境是影响企业行为和绩效的关键外部因素。企业所在地区数字化水平程度越高,信息获得渠道越广,信息越透明,信息传递越快,企业受到的外部监督更多。本文将企业划分为高数字化水平组和低数字化水平组。

各组回归结果见表6。处于低、高数字化水平下的企业,ESG信息披露(*E*)都显著提高财务绩效(*B*),但在高数字化水平下,ESG对财务绩效发挥出了更大的促进作用。媒体关注度发挥的调节效应在

低数字化水平下显著为正,但在高数字化水平下显著为负。

分析其原因,本文认为,在数字化水平较低的情况下,媒体传播能力受限,针对企业ESG信息披露的相关新闻少,无法对财务绩效产生较大的促进作用。同时,公众的信息来源较少,难以辨别信息的准确性,更相信媒体的报道,所以媒体关注度能够发挥出正向的调节作用。而在高数字化水平下,由于媒体渠道的多样化和互联网的发展,公众对媒体报道更加谨慎,甚至质疑媒体报道的真实性,因而媒体关注度发挥出负向的调节作用。

表 6 地区数字化水平异质性回归结果
Tab. 6 Results of heterogeneity in regional digitalization levels

变量	低数字化水平组		高数字化水平组	
	(1) B	(2) B	(3) B	(4) B
E	0.003*** (15.46)	0.003*** (11.58)	0.005*** (22.26)	0.005*** (20.84)
M		-0.051 (-1.42)		0.088** (2.41)
E × M		0.001** (1.97)		-0.001** (-2.52)
L	-0.203*** (-34.34)	-0.199*** (-33.70)	-0.220*** (-32.45)	-0.220*** (-32.40)
W	0.008*** (7.95)	0.008*** (7.82)	0.007*** (5.16)	0.007*** (5.19)
N	-0.083*** (-4.43)	-0.086*** (-4.62)	-0.056*** (-2.86)	-0.055*** (-2.79)
D	0.000*** (6.87)	0.000*** (7.14)	0.001*** (12.51)	0.001*** (12.49)
Z	0.022*** (21.78)	0.019*** (17.32)	0.023*** (22.30)	0.023*** (20.63)
A	-0.004 (-0.82)	-0.004 (-0.84)	-0.012*** (-2.72)	-0.012** (-2.54)
Constant	-0.579*** (-19.86)	-0.496*** (-15.37)	-0.658*** (-21.05)	-0.682*** (-20.22)
Y	是	是	是	是
I	是	是	是	是
样本量	14 242	14 242	14 526	14 526
R ²	0.137	0.141	0.165	0.165

注:括号内为 t 统计量; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

3.4.2 行业异质性

以往的研究表明,不同的行业属性可能会影响 ESG 信息披露与财务绩效的关系。为了评估这一影响因素对本文结论的影响,本研究将样本组分为环境敏感型行业组和非环境敏感型行业组。根据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》和环保部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将 B06、B07、B08、B09、C15、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44、D45 等行业划分为环境敏感型行业,其余的行业划分为非环境敏感型行业^[1]。从表 7 可以看出,

环境敏感型行业组中,媒体关注的调节效应在 1% 的水平上显著,而非环境敏感型行业组中,媒体关注并没有发挥其调节效应, H_{3b} 成立。原因可能是:非环境敏感型行业的企业形象更好,其 ESG 信息披露能够更显著地提高财务绩效。环境敏感型行业与环境治理和绿色发展的相关性更加密切。一个地区环境的优良水平更取决于环境敏感型行业碳排放降低程度、优化产业链等措施的实施程度和范围,因其 ESG 表现受到了媒体和公众的更多关注,因而媒体关注的作用更为显著。

表7 行业异质性回归结果
Tab. 7 Results of industry heterogeneity

变量	环境敏感型行业组		非环境敏感型行业组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>
<i>E</i>	0.003*** (10.83)	0.003*** (10.61)	0.005*** (25.62)	0.005*** (22.53)
<i>M</i>		0.169*** (3.48)		0.018 (0.62)
<i>E × M</i>		-0.002*** (-3.05)		-0.000 (-0.47)
<i>L</i>	-0.259*** (-32.31)	-0.253*** (-31.33)	-0.190*** (-34.45)	-0.189*** (-34.37)
<i>W</i>	0.012*** (5.99)	0.012*** (5.85)	0.007*** (7.19)	0.007*** (7.19)
<i>N</i>	-0.043 (-1.64)	-0.048* (-1.84)	-0.078*** (-4.84)	-0.079*** (-4.92)
<i>D</i>	0.000*** (4.29)	0.000*** (4.35)	0.001*** (13.89)	0.001*** (13.96)
<i>Z</i>	0.022*** (16.98)	0.019*** (13.02)	0.022*** (24.99)	0.021*** (22.58)
<i>A</i>	-0.004 (-0.58)	-0.004 (-0.51)	-0.012*** (-2.92)	-0.011*** (-2.71)
Constant	-0.534*** (-13.97)	-0.504*** (-11.82)	-0.662*** (-27.05)	-0.654*** (-24.52)
<i>Y</i>	是	是	是	是
<i>I</i>	是	是	是	是
样本量	8 346	8 346	20 423	20 423
<i>R</i> ²	0.172	0.176	0.142	0.143

注:括号内为 *t* 统计量; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

4 进一步分析

以上研究证实了 ESG 信息披露对财务绩效的正向促进作用。那么,ESG 信息披露通过什么样的机制影响财务绩效? 本文从两个方面进行讨论:一是宏观上创造良好的外部融资环境缓解融资约束;二是直接影响微观主体的绿色创新行为。基于此,运用中介效应模型对 ESG 信息披露影响财务绩效的机制进行检验。

4.1 ESG 信息披露、融资约束与财务绩效

ESG 信息披露可以通过提高信息透明度、降低信息不对称程度进而降低企业融资约束来促进财务

绩效,传递了公司治理良好信号。为了进一步阐明 ESG 信息披露对财务绩效增长的影响机制,在检验 ESG 缓解融资约束的机制时,采用融资约束指数对企业融资约束进行定量测度,据此判断企业的相对融资约束程度。

Baron 和 Kenny 提出的逐步回归检验法^[36],被许多学者用来进行机制研究^[1]。为了检验 H_{4a} ,在模型(1)的基础上,设定模型(3)和(4)。

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 C_{i,t} + \sum Y + \sum I + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$B_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 S_{i,t} + \beta_3 C_{i,t} + \sum Y + \sum I + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中 $S_{i,t}$ 代表第 i 个公司在第 t 期的融资约束,其他参数设置与模型(1)一致。表 8 报告了对融资约束(S)的中介效应结果。研究结果表明,ESG 信息披露(E)的估计系数在第(2)列中显著小于 0,说明 ESG 信息披露得分的提高缓解了企业融资约束(S)。ESG 信息披露(E)的估计系数在第(1)列和第(3)列中均显著为正。第(3)列融资约束指数(S)的估计系数在 1%的水平上为负,表明融资约束作用机制确实存在,存在中介效应。上述实证结果表明,ESG 信息披露通过缓解企业的融资约束提高了财务绩效,从而验证了 H_{4a} 。

表 8 融资约束机制检验结果

Tab. 8 Results of the mechanism test of financing constraint

变量	(1)	(2)	(3)
	B	S	B
E	0.004*** (27.48)	-0.008*** (-30.13)	0.004*** (25.86)
S			-0.024*** (-6.97)
L	-0.210*** (-46.86)	-0.088*** (-11.34)	-0.212*** (-47.26)
W	0.008*** (9.29)	-0.001 (-0.64)	0.008*** (9.27)
N	-0.068*** (-4.98)	0.340*** (14.37)	-0.060*** (-4.38)
D	0.001*** (14.19)	-0.000*** (-3.23)	0.001*** (14.33)
Z	0.022*** (30.51)	1.255*** (1000.72)	0.052*** (11.97)
A	-0.009** (-2.55)	-0.104*** (-17.52)	-0.011*** (-3.26)
Constant	-0.628*** (-30.52)	-22.254*** (-621.13)	-1.153*** (-14.77)
Y	是	是	是
I	是	是	是
样本量	28 768	28 768	28 768
R^2	0.145	0.983	0.146

注:括号内为 t 统计量;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

4.2 ESG 信息披露、绿色创新与财务绩效

绿色创新是企业履行环境责任的有力证明。外部媒体、投资者和分析师对 ESG 信息披露的关注,

会引起企业对其的重视,迫使企业为了社会声誉和社会责任,实施响应性的绿色创新,以减少企业行为对环境的不利影响。为了验证 H_{4b} ,在模型(1)的基础上构建模型(5)和(6)。

$$G_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 C_{i,t} + \sum Y + \sum I + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$B_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 G_{i,t} + \beta_3 C_{i,t} + \sum Y + \sum I + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中 $G_{i,t}$ 代表第 i 个公司在第 t 期的绿色创新,其他参数设置与模型(1)一致。表 9 报告了对企业绿色创新的中介效应测试结果。

表 9 绿色创新机制检验结果

Tab. 9 Results of the mechanism test of green innovation

变量	(1)	(2)	(3)
	B	G	B
E	0.004*** (27.48)	0.024*** (18.16)	0.004*** (22.88)
G			0.001* (1.70)
L	-0.213*** (-47.00)	0.299*** (7.42)	-0.204*** (-41.62)
W	0.008*** (9.29)	0.062*** (8.21)	0.008*** (8.95)
N	-0.068*** (-4.96)	0.084 (0.69)	-0.069*** (-4.67)
D	0.001*** (14.11)	-0.002*** (-4.27)	0.001*** (12.00)
Z	0.022*** (30.48)	0.415*** (64.34)	0.021*** (24.55)
A	-0.009** (-2.50)	-0.294*** (-9.43)	-0.005 (-1.43)
Constant	-0.634*** (-30.45)	-9.605*** (-52.00)	-0.598*** (-25.21)
Y	是	是	是
I	是	是	是
样本量	28 768	24 021	24 021
R^2	0.144	0.345	0.132

注:括号内为 t 统计量;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

研究表明,ESG 信息披露(E)的估计系数在第(2)列中为 0.024,且在 1%的水平上显著为正,

说明 ESG 信息披露得分(E)的提高促进了企业绿色创新(G)。ESG 信息披露得分(E)的估计系数在第(1)列和第(3)列中均显著为正,表明企业绿色创新机制确实存在。上述实证结果表明,ESG 信息披露通过促进企业的绿色创新提高财务绩效,从而验证了 H_{4b} 。

5 结论与建议

5.1 研究结论

本文以中国 A 股上市公司 2012—2022 年的数据为样本,实证检验了企业 ESG 信息披露与财务绩效的关系,以及媒体关注的调节作用,并得出如下结论。

1) 企业 ESG 信息披露与财务绩效有显著的正相关关系,证明企业 ESG 信息披露可以提高财务绩效。

2) 媒体关注对财务绩效具有促进作用,符合声誉机制理论。另外,媒体关注在 ESG 对财务绩效的影响中具有负向调节作用。具体而言,在企业 ESG 信息披露得分较高水平上,媒体关注的调节效应显著为负,表明企业 ESG 得分越高,媒体关注越能发挥出其约束企业、披露正确信息的作用。

3) 通过模型异质性检验,可以得出,高数字化水平地区的企业,ESG 信息披露对财务绩效的促进作用更显著。相比于环境敏感型行业,非环境敏感型行业的企业,其 ESG 信息披露对财务绩效的促进作用更加显著,但媒体关注在环境敏感型行业起到的作用更显著。

4) 对 ESG 信息披露影响财务绩效的机制进行研究发现,ESG 信息披露通过缓解企业的融资约束,提高企业的绿色创新,从而改善财务绩效。

5.2 政策建议

尽管企业披露的信息可能与企业实际情况不完全相同,但本文发现 ESG 信息披露能够提高财务绩效。媒体关注可以弱化管理层私利动机下操纵企业信息披露的动机并起到信息传播与监督功能,从而使媒体关注在 ESG 信息披露与财务绩效的关系中发挥出显著的负向调节作用。随着数字化、信息化时代的到来,媒体在社会中发挥的作用会更加突出。对企业管理者来说,不能只关注媒体报道所起的消极性,更重要的是考虑应如何优化企业经营与制度设计,从而提高信息的准确性。同时相关部门要对企业披露信息进行监管。基于此,本文提出如下政策建议。

1) 在社会层面,应进一步加强数字化和信息化

环境建设,充分发挥媒体的传播和监督功能,减少企业因为一己私利而损害利益相关者与社会公众的行为。

2) 在监管机构层面,要深入研究,稳妥有序地推进企业 ESG 信息披露监管工作,制定严格的企业 ESG 信息披露监管制度。因为企业管理层的虚假信息不利于资本市场的稳定发展,为此,监管机构要加强对企业信息披露的监管,使得企业披露的信息朝着更标准化的方向发展。

3) 在企业层面,企业应重视 ESG 实践,积极披露正确的 ESG 信息。企业的 ESG 信息披露能够展现企业的经营现状和发展前景,将会提高利益相关者的信心和关注度,降低企业融资压力,提高财务绩效,有利于企业的高质量发展。但同时,企业的经营将会受到媒体的关注,企业发布的信息将面临其他市场参与者的传播和解读,要确保信息的真实、准确才能够持续正向地帮助企业稳定发展。因此,在涉及重要的信息方面,企业有必要对信息的内容负责,避免部分管理者为了部分利益而操纵信息披露的行为发生,同时建议企业设立专门的部门来规范企业的信息披露行为。

参考文献:

- [1] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.
LI Jinglin, YANG Zhen, CHEN Jin, et al. Study on the mechanism of ESG promoting corporate performance: based on the perspective of corporate innovation [J]. Science of Science and Management of S. & T., 2021, 42(9): 71-89.
- [2] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. 会计研究, 2022(3): 77-92.
WANG Shuangjin, TIAN Yuan, DANG Lili. ESG implementation, competition strategy and financial performance of industrial enterprises [J]. Accounting Research, 2022(3): 77-92.
- [3] BROGI M, LAGASIO V. Environmental, social, and governance and company profitability: are financial intermediaries different? [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2019, 26(3): 576-587.
- [4] DUQUE-GRISALES E, AGUILERA-CARACUEL J. Environmental, social and governance (ESG) scores and financial performance of multinationals: moderating effects of geographic international diversification and financial slack [J]. Journal of Business Ethics, 2021, 168(2): 315-334.

- [5] KIM M, KIM Y. Corporate social responsibility and shareholder value of restaurant firms[J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2014 (40): 120-129.
- [6] WANG N N, LI D Y, CUI D F, et al. Environmental, social, governance disclosure and corporate sustainable growth:evidence from China[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022(10): 1015764.
- [7] SONG H, ZHAO C G, ZENG J P. Can environmental management improve financial performance;an empirical study of A-shares listed companies in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017(141): 1051-1056.
- [8] SURROCA J, TRIBÓ J A, WADDOCK S. Corporate responsibility and financial performance;the role of intangible resources[J]. *Strategic Management Journal*, 2021, 31(5): 463-490.
- [9] MILLER G S. The press as a watchdog for accounting fraud[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44 (5): 1001-1033.
- [10] 王福胜, 王也, 刘仕煜. 媒体关注、管理者过度自信对盈余管理的影响研究[J]. *管理学报*, 2022, 19(6): 832-840.
WANG Fusheng, WANG Ye, LIU Shiyu. The impact of media attention and managerial overconfidence on earnings management[J]. *Chinese Journal of Management*, 2022, 19(6): 832-840.
- [11] 刘亦文, 陈熙钧, 高京淋, 等. 媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J]. *中国软科学*, 2023(9): 30-40.
LIU Yiwen, CHEN Xijun, GAO Jinglin, et al. Media attention and green technology innovation in heavily polluting enterprises[J]. *China Soft Science*, 2023(9): 30-40.
- [12] 陈运平, 刘燕. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响机制——基于政府环境规制与公众参与的中介效应[J]. *管理评论*, 2023, 35(6): 111-122.
CHEN Yunping, LIU Yan. The mechanism of how media coverage influences high-polluting enterprises' green technology innovation——based on the mediating effect of government environmental regulation and public participation[J]. *Management Review*, 2023, 35(6): 111-122.
- [13] 张玉明, 邢超, 张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. *管理学报*, 2021, 18(4): 557-568.
ZHANG Yuming, XING Chao, ZHANG Yu. The impact of media coverage on green technology innovation of high-polluting enterprises[J]. *Chinese Journal of Management*, 2021, 18(4): 557-568.
- [14] BALDINI M, DAL MASO 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.
- [15] 周中胜, 原智超. 企业 ESG 表现会影响股票流动性吗? [J]. *财贸研究*, 2023, 34(12): 64-77.
ZHOU Zhongsheng, YUAN Zhichao. Can firm ESG performance affect stock liquidity? [J]. *Finance and Trade Research*, 2023, 34(12): 64-77.
- [16] 李增福, 冯柳华. 企业 ESG 表现与商业信用获取[J]. *财经研究*, 2022, 48(12): 151-165.
LI Zengfu, FENG Liuhua. Corporate ESG performance and commercial credit acquisition[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2022, 48(12): 151-165.
- [17] 翟胜宝, 程妍婷, 许浩然, 等. 媒体关注与企业 ESG 信息披露质量[J]. *会计研究*, 2022(8): 59-71.
ZHAI Shengbao, CHENG Yanting, XU Haoran, et al. Media attention and the enterprises' ESG information disclosure quality[J]. *Accounting Research*, 2022 (8): 59-71.
- [18] 窦超, 罗劲博. 中小股东利用社交媒体“发声”能否改善高管薪酬契约 [J]. *财贸经济*, 2020, 41 (12): 85-100.
DOU Chao, LUO Jingbo. Minority shareholders' voice on social media and the effectiveness of executive compensation contracts[J]. *Finance & Trade Economics*, 2020, 41(12): 85-100.
- [19] 熊艳, 杨晶. 媒体监督与 IPO 业绩变脸:甄别、传导还是治理[J]. *财贸经济*, 2017, 38(6): 66-79.
XIONG Yan, YANG Jing. Authenticating, transmission or governance? Media coverage and IPO performance change[J]. *Finance & Trade Economics*, 2017, 38(6): 66-79.
- [20] 饶育蕾, 谢倩倩, 王建新. 媒体关联与新闻报道偏差——来自我国上市公司的经验证据[J]. *管理评论*, 2016, 28(9): 194-205.
RAO Yulei, XIE Qianqian, WANG Jianxin. Media link and the news coverage bias——evidence from the listed companies in China [J]. *Management Review*, 2016, 28(9): 194-205.
- [21] 赵世芳, 江旭, 应千伟, 等. 股权激励能抑制高管的急功近利倾向吗——基于企业创新的视角[J]. *南开管理评论*, 2020, 23(6): 76-87.
ZHAO Shifang, JIANG Xu YING Qianwei, et al. Can equity incentives restrain executives from chasing short-term interests? based on the perspective of firm innovation[J]. *Nankai Business Review*, 2020, 23(6): 76-87.
- [22] LI N, WANG X H, WANG Z R, et al. The impact of digital transformation on corporate total factor produc-

- tivity[J]. *Frontiers in Psychology*, 2022(13):1071986.
- [23] 王永贵, 李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. *中国工业经济*, 2023(2): 131-149.
- WANG Yonggui, LI Xia. Promoting or inhibiting: the impact of government R&D subsidies on the green innovation performance of firms[J]. *China Industrial Economics*, 2023(2): 131-149.
- [24] ZHENG Y H, WANG B S, SUN X Y, et al. ESG performance and corporate value: analysis from the stakeholders' perspective [J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022(10): 1084632.
- [25] 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(2): 91-106.
- FANG Xianming, HU Ding. Corporate ESG performance and innovation: empirical evidence from A-share listed companies [J]. *Economic Research Journal*, 2023, 58(2): 91-106.
- [26] 席龙胜, 赵辉. 企业 ESG 表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验 [J]. *管理评论*, 2022, 34 (9): 313-326.
- XI Longsheng, ZHAO Hui. The influence mechanism and data test of enterprise ESG performance on earnings sustainability[J]. *Management Review*, 2022, 34 (9): 313-326.
- [27] KARWOWSKI M, RAULINAJTYS-GRZYBEK M. The application of corporate social responsibility (CSR) actions for mitigation of environmental, social, corporate governance (ESG) and reputational risk in integrated reports[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2021, 28 (4): 1270-1284.
- [28] 杨有德, 徐光华, 沈弋. “由外及内”: 企业 ESG 表现风险抵御效应的动态演进逻辑[J]. *会计研究*, 2023(2): 12-26.
- YANG Youde, XU Guanghua, SHEN Yi. “From outside to inside”: the dynamic evolutionary logic of the risk-resilient effects of corporate ESG performance[J]. *Accounting Research*, 2023(2): 12-26.
- [29] 毕达天, 黄伟鑫, 王璐, 等. 城市数字经济发展如何影响企业 ESG 表现? ——绿色高质量发展的城企协同路径[J]. *科学学研究*, 2024, 42(3): 594-604.
- BI Datian, HUANG Weixin, WANG Lu, et al. How does city digital economy development affect the enterprise ESG performance? —a new path of green and high-quality city-enterprise collaboration[J]. *Studies in Science of Science*, 2024, 42(3): 594-604.
- [30] SHI Q, CHEN G, HUANG D W. Environmental cooperation system, ESG performance and corporate green innovation: empirical evidence from China[J]. *Frontiers in Psychology*, 2023(14): 1096419.
- [31] 李慧, 温素彬, 焦然. 企业环境文化、环境管理与财务绩效: 言而行, 行有报吗? [J]. *管理评论*, 2022, 34 (9): 297-312.
- LI Hui, WEN Subin, JIAO Ran. Corporate environmental culture, corporate environmental management and financial performance: do words meet actions and actions produce return? [J]. *Management Review*, 2022, 34(9):297-312.
- [32] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [33] RAHMAN M. The virtuous circle between green product innovation and performance: the role of financial constraint and corporate brand[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 154, DOI: 10.1016/j.jbusres.2022.09.001.
- [34] LIAN Y H, LI Y Q, CAO H. How does corporate ESG performance affect sustainable development: a green innovation perspective[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2023(11): 1170582.
- [35] 毛新述, 翟慧君, 郑登津. 央企董事会建设与企业投资[J]. *会计研究*, 2022(2): 99-116.
- MAO Xinshu, ZHAI Huijun, ZHENG Dengjin. The pilot of the board of directors of central state-owned enterprises and corporate investment[J]. *Accounting Research*, 2022(2):99-116.
- [36] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.

(责任编辑 王卫勋)