

经济下行时期 ESG 表现对企业风险的影响

——基于金融危机和公共卫生危机的准自然实验

袁晓军,孙艺芹

(西北工业大学 公共政策与管理学院,西安 710100)

摘要:基于 2009—2023 年 A 股上市公司数据,聚焦双重危机情境,实证检验了经济下行时期 ESG 履责的风险对冲效应。研究表明:(1)融资约束在 ESG 表现缓解企业风险中起到中介作用;(2)经济下行时期 ESG 表现的对冲效应尤为明显,特别是在公共卫生危机期间;(3)欠发达地区、国有属性和重污染行业的企业具有更强的 ESG 避险功能。

关键词:ESG 表现;企业风险;金融危机;公共卫生危机;异质性分析

DOI:10.13956/j.ss.1001-8409.2025.09.12

中图分类号:F832.51;F272.3;X322

文献标识码:A

文章编号:1001-8409(2025)09-0088-07

Impact of ESG Performance on Corporate Risk During Economic Downturns: Quasi-natural Experiments Based on 2008 Financial Crisis and Public Health Crisis

YUAN Xiao-jun, SUN Yi-qin

(School of Public Policy and Administration, Northwestern Polytechnical University, Xi'an 710100)

Abstract: Using dual-crisis data of A-share firms from 2009 to 2023, this paper examines ESG's risk-hedging effects during economic downturns. The results show that, (1) Financing constraints mediate ESG's risk mitigation; (2) ESG hedging effects strengthen during downturns, especially public health crisis; (3) Firms in underdeveloped regions, SOEs, and polluting industries show stronger ESG risk hedging.

Key words: ESG performance; enterprise risk; financial crisis; Public Health Crisis; heterogeneity analysis

引言

在经济环境高度波动的全球化格局中,企业运营面临较大的不确定性,如何有效控制风险成为其可持续发展的关键问题。许多学者认为,战略决策稳态化^[1]、治理范式制度化^[2]、财务杠杆精细化^[3]等能有效降低企业风险。此外,履行 ESG 责任通过信息披露透明化,也能对冲企业风险^[4]。

虽然大量研究表明高水平的 ESG 表现对于企业风险管理具有正面效应^[5]。但是,这种建立在经济周期单阶段基础上得出的结论是否会受经济周期变动的影响?即,经济下行时企业是否有动力和能力履行 ESG 责任以降低风险?利益相关者理论认为,经济周期不同阶段,ESG 对企业风险影响各异:在扩张期,利益相关者对企业社会责任与环境贡献期望更高,良好 ESG 表现可降低消费者抵制、员工罢工等外部风险;而衰退期利益相关者的关注点转向短期生存问题,企业若继续大力履行 ESG 责任,易被视为未能及时响应利益相关者的实际需

求,引发员工不满、投资者撤资等负面效应,使 ESG 成为风险放大器。

对于利益相关者理论的“经济低迷期企业 ESG 履责会加剧经营风险”这一命题,实证研究呈现出显著分歧。支持负面效应的学者认为 ESG 履责具有代理成本刚性特征^[6],易引发资源挤占效应^[7],最终推高企业风险。因此,经济下行时,出于风险防范的理由,企业会降低 ESG 履责水平。与上述观点相反,经济下行时,企业为获取外部资源、降低风险,会提升 ESG 表现来吸引外部投资关注^[8],提升机构股东黏性^[9],投资者信心的提升和股东的投资坚持将实现风险缓冲,有助于企业抵御外部风险,实现平稳过渡。

2008 年国际金融危机与 2019 年公共卫生危机双重外生冲击事件严重冲击我国经济,致使经济下行,为相关观点的检验提供了新证据。本文聚焦双重危机情境,构建了经济下行情境的 ESG 效应检验场域。边际贡献主要有:第一,突破传统研究“环境同质性”假设的局限

收稿日期:2025-02-23

基金项目:陕西省软科学基金项目(2023-CX-RKX-014);陕西省科学技术协会决策咨询项目(JCZX25);西安市社会科学基金项目(24JX188)

作者简介:袁晓军(1974—),男,陕西岐山人,博士、副教授、硕士生导师,研究方向为产业组织治理;孙艺芹(2001—),女,湖南衡阳人,硕士研究生,研究方向为产业经济(通讯作者)。

性,拓展了 ESG 理论边界。现有文献多聚焦常规经济周期,本文通过危机事件准自然实验检验了 ESG 表现对企业风险的调节效应,深化了 ESG 经济效应研究。第二,揭示了 ESG 在特殊经济周期阶段的作用机制,提供了新的实证证据,为后危机时代的韧性经济体系建设提供微观证据支持。

1 理论分析与研究假设

1.1 ESG 表现和企业风险

企业风险泛指组织在运营管理和财务决策过程中,因不确定性因素引发的实际结果与预期目标产生偏差的潜在性,反映了企业在复杂环境中面临的多方面挑战。控制风险、实现可持续经营,是企业获取长期利润的基础。

学术界普遍认为,ESG 表现有助于提升企业的风险管理能力。根据利益相关者理论,良好的 ESG 表现能更好地满足各方对企业持续发展的期待,增强其资源支持^[10],即 ESG 通过平衡多方利益诉求构建抗风险“安全网”:第一,ESG 表现优异的企业更容易获得政府认可,从而获取税收优惠或信贷倾斜等政策红利,强化资源配置效率^[11]。第二,ESG 有助于企业向债权人传递其高质量发展的信号,减少信息不对称,降低债权人要求的风险溢价,从而减少债务融资成本^[12]。第三,优异的 ESG 表现有助于企业树立可持续发展的良好形象,形成稳定上游供应商关系,保障供应链稳定、降低采购成本,进而提升盈利空间。第四,高 ESG 表现可提升企业声誉,增强下游客户信任和满意度,赢得潜在客户,优化企业的盈利结构,减少对外部债务的依赖,降低融资支出,实现整体风险的管控^[13]。基于此,提出以下假设:

H1:良好的 ESG 表现能够降低企业风险。

1.2 经济下行时期 ESG 表现的风险对冲作用

在经济下行时期,企业运营不确定性增加,投资者更倾向于聚焦企业核心运营状况,力求规避资产价值下行的潜在风险^[14]。

2008 年国际金融危机触发社会信任赤字,投资者风险规避倾向强化^[15]。此时,高 ESG 评分的企业通过声誉资本积累形成信任溢价^[16],从而缓冲企业风险。这是因为,ESG 表现较好的企业在一定程度上体现了企业所拥有的声誉资本和公众信心,不仅能够增强投资者对企业基本面的认知,降低两者之间的信息不对称,而且会消除不必要的恐慌,赢得利益相关者的信任,有利于企业获取稀缺性资源,形成差异化的竞争优势,进而有效抵御经济波动的负面影响。2019 年新冠疫情引发宏观经济剧烈震荡,企业面临政策规制与需求萎缩的双重冲击。这迫使投资者将目光放在更真实、透明的公司。作为有效缓和企业与投资者信息不对称的重要方式,ESG 责任披露拓展了利益相关者对企业价值和风险的认知^[17]。外部市场急剧恶化的环境下,企业通过履行 ESG 责任构建起了利益相关者之间的紧密关系,能够有效缓解外部不确定性风险对企业生存与发展构成的冲击力度。

因此,2008 年金融危机和 2019 年公共卫生危机对 ESG 的风险对冲效应存在显著影响。虽然两次危机存

在共性特征,如高度的不确定性、经济衰退、政府对财政和货币工具的干预等^[18]。但两次危机也具有差异化属性:从冲击来源看,金融危机是金融系统失灵的内生性危机,而公共卫生危机是自然与社会系统交互外生性危机。从核心受损资本看,前者主要侵蚀财务资本流动性,后者重创人力资本(员工健康)与社会资本(信任网络)。从持续时间来看,前者是超过 2 年系统性修复的长周期危机,而后者是具有长尾效应的短冲击。因此,两次危机对 ESG 作用企业风险的效果也必然不同,具有不同的调节效应。基于此,提出以下假设:

H2a:相对于经济平稳时期,危机时期 ESG 表现的风险对冲效果更显著;

H2b:两次危机时期对 ESG 表现的风险对冲效应存在不同的调节作用。

1.3 ESG 表现对企业风险的作用机制

经济下行时期,企业面临的最大困难是融资受到限制。融资约束指由于信息摩擦与交易成本刚性引致的资本可得性壁垒,企业面临融资渠道受限与成本攀升的双重压力,诱发财务风险的产生,影响企业的正常运营与发展^[19]。

资源依赖理论指出,组织需与外部环境互动获取资源^[20]。由于资源供给方的议价能力与不确定性,外部融资资源通常会对企业风险产生较大影响。而企业可通过履行 ESG 责任,创造替代性融资资源、增强资源控制力,拓宽融资渠道以降低对高成本资金依赖,缓解外部融资约束。良好的 ESG 表现能提升企业市场声誉与影响力,增强与融资伙伴议价能力,保障长期稳定融资,降低发展风险。

信号理论也指出,在信息不对称的市场中,可验证的经济信号能为决策交互提供可信度支持^[21]。积极履行社会责任的组织能够提升信息透明度,缓解融资约束,从而有效降低风险^[22]。这种正向效应源于企业声誉与信任的不断提升与外部融资环境的不断优化。同时,ESG 责任要求企业主动披露相关信息,促使企业制定可持续战略,从而降低企业外部融资成本中的风险溢价,缓解融资难题^[23]。融资约束的缓解能够增强企业的资金流动性,促进生产经营活动,从而降低企业风险^[24]。基于此,提出假设:

H3:ESG 表现通过缓解企业融资约束从而降低企业风险。

2 研究设计

2.1 模型设定

为探究企业 ESG 表现对企业风险的影响,本文以企业风险作为被解释变量,ESG 作为解释变量,基于假设 H1 构建基准回归模型(1):

$$Z_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 ESG_{i,t} + \sum \delta_i Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)检验 ESG 对企业风险的影响。 $Z_{score_{i,t}}$ 衡量企业风险,ESG_{i,t}衡量企业 ESG 表现, α_0 为常数项,i 代表公司个体,t 代表年份, $\sum Control_{i,t}$ 代表所有控制变量。参考方先明和胡丁的做法^[5],采用双重固定效应模型消除行业异质性与宏观扰动;同时在个体层面通过聚类标

准误差处理异方差。回归系数 β_0 体现了 ESG 绩效与企业风险的关联性,若该参数显著为正时则证明 H1 成立,表明 ESG 具有风险对冲效应。

为检验金融危机和公共卫生危机情境下 ESG 表现对企业风险的对冲效果,在基准模型的基础上,构建受危机冲击的经济下行时期 ESG 表现影响企业风险的模型(2)。其中引入虚拟变量 Crisis1 和 Crisis2,受到金融危机冲击时 Crisis1 = 1,否则等于 0;受到全球公共卫生危机冲击时 Crisis2 = 1,否则等于 0。

$$Z_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 ESG_{i,t} + \beta_2 Crisis1 + \beta_3 Crisis1 \times ESG_{i,t} + \beta_4 Crisis2 + \beta_5 Crisis2 \times ESG_{i,t} + \sum \delta_i Control_{i,t} + Industry + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)中,当 Crisis1 与 Crisis2 均为 0 时, β_1 表示经济平稳时期 ESG 的基准风险对冲效应;而在经济下行期(Crisis1 = 1 或 Crisis2 = 1), $(\beta_1 + \beta_3)$ 和 $(\beta_1 + \beta_5)$ 分别量化金融危机与公共卫生危机冲击下 ESG 对风险的综合影响,交叉项系数 β_3 和 β_5 揭示 ESG 对冲效应的危机情境异质性。为避免年度虚拟变量产生多重共线性,模型(2)排除了其他所有年度的哑变量设置,以确保模型的有效性与稳健性。

为检验 ESG 通过融资约束对企业风险对冲的作用机制,借鉴江艇^[25]的研究进一步构建两阶段回归模型:

$$MV = \alpha_2 + \beta_6 ESG_{i,t} + \sum \delta_i Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (3)$$

$$Z_{i,t} = \alpha_3 + \beta_7 ESG_{i,t} + \gamma MV_{i,t} + \sum \delta_i Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (4)$$

式(3)、式(4)中,MV 即融资约束为机制变量。第一阶段模型(3)中,若 β_6 显著为正,则证实 ESG 对中介变量融资约束存在缓解效应。第二阶段模型(4)中, β_7 体现了 ESG 对企业风险的直接影响。若 β_6 、 β_7 、 γ 系数均显著且 $|\beta_7| < |\beta_1|$ (基准模型系数)时,则可判定存在间接影响路径。进一步地,若 β_1 与 $(\beta_6 \times \gamma)$ 的符号相同,则证实中介效应成立;若符号相反,则表明存在遮掩效应。

2.2 样本选择与数据来源

考虑到数据的可得性,本文选取了 2009—2022 年我国沪深 A 股的上市公司作为研究样本。企业 ESG 表现数据来自 WIND 数据库中的华证 ESG 评级结果,原始财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库。参考颜琪和赵自强^[26]的做法,数据的处理流程如下:首先,排除了金融及保险行业的样本;其次,去除了 ST/PT 标记的样本;再次,剔除了主要变量数据不完整的样本;最后,对相关连续变量实施了 1% 水平的尾端截断处理。最终共计获得 31358 个企业的观测值。

2.3 变量定义与测度

2.3.1 被解释变量:企业风险(Z)

借鉴刘方媛等^[27]的方法,采用 Altman 提出的 Z 值模型衡量企业风险。Z 值模型综合考虑了融合盈利能力、资本充足性等多维财务指标,可以较好体现企业财务健康状况与风险承担能力。Z 值越大,企业风险越小,计算如下:

$$Z = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.999X_5 \quad (5)$$

式(5)中, X_1 = 营运资本/总资产, X_2 = 留存收益/总

资产, X_3 = 息税前利润/总资产, X_4 = 所有者权益/总负债, X_5 = 营业收入/总资产。

2.3.2 解释变量:企业 ESG 表现(ESG)

企业的 ESG 表现通过华证 ESG 评级指数来衡量。华证 ESG 评级体系借鉴了国际前沿的 ESG 评估框架,并在此基础上融入了多项针对中国当前发展阶段特色的考量维度,从而使评级结果更加贴近国内实际情况。该评级包括以环境、社会、公司治理 3 个维度所进行的分类测算和总体评分,得分越高,企业 ESG 表现越好。

2.3.3 虚拟变量(Crisis)

如前文对模型(2)的介绍,两个虚拟变量 Crisis1 和 Crisis2 时期界定参考冯丽艳^[28]、刘超^[29]的方法,Crisis1 (金融危机)在 2009—2011 年间赋值 1,其余为 0。Crisis2 (公共卫生危机)在 2020—2022 年间赋值 1,其余为 0。这是因为 2008 年 11 月,时任国家主席胡锦涛在二十国集团领导人峰会上宣称我国经济发展受到金融危机影响;2011 年两会上,时任国务院总理温家宝表示中国经济已走出金融危机阴影。据此,我国受金融危机冲击时期界定为 2009—2011 年。同时,2019 年底突发重大公共卫生危机,而从 2023 年 1 月 8 日起,新冠病毒不再按《中华人民共和国国境卫生检疫法》规定的检疫传染病管理,故我国受公共卫生危机冲击时期确定为 2020—2022 年。

2.3.4 机制变量:融资约束(FC)

考虑到与我国实际的适配性及避免内生性干扰,借鉴卢盛峰等^[30]的做法,采用 SA 指数作为企业融资约束的指标,即:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age \quad (6)$$

式(6)中,SA 值越小,企业融资约束程度越严重。

2.3.5 控制变量

参考张倩等^[15]的研究方法,本文选取企业规模(size)、盈利能力(Earning)、账面市值比(BM)、营运资金周转率(Turnover)、营业收入增长率(Growth)、管理费用率(Overhead)、管理层持股比例(Manage)作为控制变量。具体变量定义如表 1 所示。

3 实证结果及分析

3.1 描述性分析

由表 2 可知,代表企业风险的 Z 值的标准差接近其均值,表明数据的稳定性较好;但最大值为 38.6,最小值为 0.669,表明不同企业的风险程度具有很大差别。ESG 总得分的均值约等于中位数,表明不仅样本企业的 ESG 表现处于中等水平,而且数据整体接近服从正态分布,数据质量较好;其最大值与最小值差值达到 24.97,表明我国 A 股上市公司 ESG 表现不均衡。不同公司在营运资金流转效率与管理层股权集中度方面的标准差均超过 10,显示出这些方面存在较大的表现差异。

3.2 回归结果分析

3.2.1 基准回归分析

表 3 报告了 ESG 表现对企业风险影响的基准回归模型检验结果。其中列(1)未加入控制变量,列(2)加入了控制变量,但未控制年份和行业。列(3)为控制了

年份和行业的固定效应。从回归结果看, 无论是否控制了控制变量、年份和行业固定效应, ESG 对企业风险都有显著的对冲效应。由此, H1 得以验证, 这与张瑞欣等^[31]的研究结论一致。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业风险	Z	根据式(3)计算得到
解释变量	ESG 表现	ESG	华证 ESG 评级总得分
虚拟变量	金融危机时期	Crisis1	2009—2011 年间为 1, 其余为 0
	公共卫生危机时期	Crisis2	2020—2022 年间为 1, 其余为 0
机制变量	融资约束	FC	SA 指数
	企业规模	Size	总资产的自然对数
	盈利能力	ROA	净利润/总资产余额
	账面市值比	MTB	股东权益/公司市值
控制变量	营运资金周转率	Turnover	年营业收入/平均营运资金
	营业收入增长率	Growth	营业收入增长额/上一年度的营业收入总额
	管理费用率	Overhead	管理费用/主营业务收入
	管理层持股比例	Manage	管理层持股数/总股数

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Z	31358	5.604	6.020	0.669	3.68	38.6
ESG	31358	73.549	4.828	59.23	73.8	84.2
Size	31358	22.032	1.212	19.914	21.8	25.9
ROA	31358	0.616	0.408	0.0824	0.526	2.49
MTB	31358	0.358	0.163	0.0707	0.337	0.797
Turnover	31358	5.158	11.691	0.189	1.88	89.5
Growth	31358	0.386	0.967	-0.640	0.14	6.72
Overhead	31358	0.086	0.064	0.009	0.071	0.375
Manage	31358	15.806	20.672	0	2.44	69.4
Crisis1	23018	0.120	0.325	0	0	1
Crisis2	23018	0.147	0.354	0	0	1

表 3 基准回归检验

	(1)	(2)	(3)
	Z	Z	Z
ESG	0.066 *** (10.95)	0.091 *** (13.93)	0.095 *** (14.57)
企业规模		-1.315 (-44.68)	-1.385 (-46.58)
盈利能力		0.406 *** (4.56)	0.550 *** (6.17)
账面市值比		-8.967 *** (-46.20)	-8.091 *** (-39.69)
营运资金周转率		-0.057 *** (-20.39)	-0.055 *** (-19.56)
营业收入增长率		0.524 *** (16.25)	0.509 *** (15.87)
管理费用率		16.666 *** (29.46)	15.753 *** (26.43)
管理层持股比例		-0.001 (-0.62)	-0.004 ** (-2.43)
行业	未控制	未控制	控制
年份	未控制	未控制	控制
样本 N	31358	31358	31358
Adj. R - Square	0.000	0.200	0.212

注: *** p < 0.01、** p < 0.05、* p < 0.1; 括号内 t 值为企业层面聚类稳健标准误计算; 下表同

3.2.2 经济下行时期 ESG 表现对企业风险的影响

表 4 首先报告了模型(2)的全样本回归结果。结构变动 Chow 检验结果非常显著, 证明经济下行期间 ESG 风险缓释效应与经济平稳时期存在显著差异。当 Crisis1 = Crisis2 = 0 时, β_1 显著为正, 说明经济相对平稳时期良好的 ESG 表现能够削减企业风险; 虚拟变量 Crisis1、Crisis2 的系数 β_2 和 β_4 显著为负, 表明危机这一外生冲击提升了企业风险水平; 交乘项系数 β_3 、 β_5 显著为正, 说明危机期间积极履责 ESG 能够显著降低企业风险。特别地, $|\beta_1 + \beta_3| > |\beta_3|$, $|\beta_1 + \beta_5| > |\beta_1|$, 且 $(\beta_1 + \beta_3)$ 及 $(\beta_1 + \beta_5)$ 代表的联合效应均显著不为零, 表示 ESG 表现对冲企业风险的效应在经济下行时期更为突出, 进一步印证了黄宇漩等^[32]的结论, H2a 成立。同时, 公共卫生危机时期的边际效应 ($\beta_5 = 0.131$) 显著高于金融危机时期 ($\beta_3 = 0.043$), 且组间差异通过费舍尔组合检验, 说明公共卫生危机时期 ESG 风险对冲作用高于金融危机时期的作用。这一发现与 Kais 等人^[33]的研究成果相吻合, H2b 成立。

进一步分析, 依据模型(1)对危机期间与非危机期间的子样本进行分组检验, 从中发现危机时期 ESG 的系数绝对值均大于非危机期间, 表明危机情境强化了 ESG 的风险对冲效应, 且公共卫生危机时期的调节作用更强。该分组检验的结果与对模型(2)的分析结论相一致, 再一次支持了 H2a 和 H2b。综上所述, ESG 表现在经济下行时期展现了更高的风险抵御能力, 且两次危机对 ESG 表现的风险对冲效果存在不同的调节作用, H2a、H2b 得到验证。

3.3 内生性处理

ESG 表现的风险对冲效应可能遭遇内生性因素的干扰。其一, 不可观测的企业异质性或许扭曲了 ESG 与风险的关联, 进而夸大了 ESG 履责的实际影响; 其二, 低风险偏好的企业存在 ESG 实践自选择倾向, 导致样本选择偏误; 其三, 存在反向因果关系的可能, 即企业风险水平可能反过来塑造其 ESG 决策, 而非 ESG 责任驱动风险变化。鉴于此, 采用三种策略应对这些内生性挑战, 结果如表 5 所示。

表 4 危机情境分析

变量	Z
针对模型(2)的全样本检验	
ESG	0.099 *** (8.73)
Crisis1	-3.992 ** (-5.68)
Crisis1 × ESG	0.043 *** (5.32)
Crisis2	-9.11 *** (-6.48)
Crisis2 × ESG	0.131 *** (6.85)
控制变量	控制
行业	控制
年份	未控制
样本 N	23018
Adj. R - Square	0.103
F	39.14 ***
结构变动 Chow 检验($H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$)	
F	29.85 ***
金融危机影响期间的联合效应($H_0: \beta_1 + \beta_3 = 0$)	
$\beta_1 + \beta_3$	0.142
公共卫生危机影响期间的联合效应($H_0: \beta_1 + \beta_5 = 0$)	
$\beta_1 + \beta_5$	0.230
危机影响期间和经济平稳期间子样本分组检验	
ESG ₁ (经济平稳时期)	0.039 *** (4.40)
ESG ₂ (金融危机时期)	0.063 *** (5.18)
ESG ₃ (公共卫生危机时期)	0.078 *** (9.93)

表 5 内生性检验

	(1) 第一阶段 Z	(2) 第二阶段 Z	(3) PSM Z	(4) 滞后解释变量 Z
IV	0.969 *** (39.3)			
NEWESG		0.094 *** (12.89)		
ESG			0.042 *** (3.74)	
I. ESG				0.098 *** (13.14)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	未控制	未控制	控制	控制
行业	未控制	未控制	控制	控制
样本 N	31350	31350	15530	25510
Adj. R - Square	0.116	0.127	0.098	0.217

3.3.1 工具变量法(IV)

高风险企业可能视 ESG 表现为一种风险缓解策略,进而增加对 ESG 的投入,从而造成 ESG 与企业风险的双向因果干扰。为解决这一内生性问题,引入如下所示的工具变量两阶段回归模型。由于企业所处地区-行业

-ESG 表现与该企业当期具有相关性,但并不会对当期该企业的风险水平产生直接影响,且不会与控制变量或随机扰动项产生关联,因此选取企业所处地区-行业-年度 ESG 得分均值作为工具变量 IV。同时,为避免 IV 导致的多重共线性,模型不再考虑年度及行业固定效应。

第一阶段:

$$ESG_{i,t} = \alpha + \beta IV_{i,t} + \sum \delta_i Control_{i,t} + \varepsilon \quad (7)$$

第二阶段:

$$Z_{i,t} = \alpha + \beta NEWESG_{i,t} + \sum \delta_i Control_{i,t} + \varepsilon \quad (8)$$

式(7)、式(8)中,IV 为工具变量,NEWESG 为 IV 对 ESG 的拟合值。如表 5 列(1)所示,IV 估计值通过 1% 水平的显著性水平检验,说明工具变量 IV 的选择具有一定的有效性;列(2)表明 NEWESG 估计值在 1% 的水平上显著,表明本文在解决反向因果问题后,其实证结果的稳健性进一步得到了验证。

3.3.2 倾向性得分匹配(PSM)

为克服自选择偏误,构建倾向得分匹配模型,如表 5 列(3)所示。通过最近邻匹配法(1:1 配对)对样本进行筛选,并严格限定样本为实验组与对照组的共有重叠区域。以 ESG 表现中位数为界将样本划分为高 ESG 组与低 ESG 组后,对控制变量实施匹配处理。匹配结果显示,各变量的标准化偏差绝对值均低于 10%,且匹配后组间差异通过平行趋势检验,说明不存在样本自选择偏误问题。在剔除未匹配样本后的回归结果中,ESG 系数仍处于 1% 水平显著正向,进一步验证了 ESG 表现的风险对冲效应在克服自选择偏差后依然稳健存在,与前述结论吻合。

3.3.3 滞后核心解释变量

鉴于 ESG 风险效应可能存在时间上的滞后效应,对 ESG 进行滞后一期处理(1. ESG)并检验,结果如表 5 列(4)所示。滞后一期 ESG 指标的系数估计值为 0.098 并在 1% 的水平上显著,说明前期 ESG 绩效对当期企业风险状况具有显著正向作用。该结论与基准回归结果一致。

3.4 稳健性检验

本文通过替换核心解释变量、替换被解释变量等方法进一步检验模型稳健性,结果如表 6 所示。

表 6 稳健性检验

	(1) 替换解释变量 Z	(2) 替换被解释变量 Z
ESG ₂	0.064 *** (23.24)	
ESG		-0.305 *** (-6.21)
控制变量	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
样本 N	23018	23018
Adj. R	0.267	0.127

首先,采用和讯网 ESG 评分替换解释变量,列(1)显示重新估计后系数值在 1% 的水平上正向显著。同时,以 Ohlson 破产风险指数(Oscore)替换被解释变量,该指数越大说明企业风险越高。列(2)显示其系数值负向显著。

以上结果表明,ESG 对冲效应的显著性在不同测度体系下保持稳定,进一步证明了之前回归结果的稳健性。

4 异质性分析

本文从 3 个角度检验了回归结论的异质性问题:地区异质性、产权异质性和行业异质性。

根据上市企业所在地将样本划分为东部、中部、西部和东北地区并分组回归,结果如表 7 列(1)至列(4)所示。其中,中部、西部地区 ESG 在 1% 水平上显著,东北地区在 5% 水平上显著,而东部地区未通过显著性检验,表明 ESG 风险对冲效应对欠发达地区企业作用更为明显,对经济发达地区企业作用有限。这是由于经济欠发达区域企业面临更强的制度性资源约束,其通过 ESG 表现重构资源获取的边际效用更高,这也验证了资源依赖理论框架下 Amin^[34]的“补偿性竞争优势”假说。

根据企业所有权性质将样本划分为国有企业和非国有企业并分组回归,结果如表 7 列(5)至列(6)所示。国有企业与非国有企业的 ESG 均在 1% 水平上显著,说明良好的 ESG 表现对于两类企业抵御风险均有利。进一步分析发现,两类企业的 ESG 系数值存在差异。通过

费舍尔组合检验方法对分组回归结果进行组间差异分析,结果显示,组间系数差异经验 P 值在 1% 的显著性水平上通过检验,表明 ESG 表现对不同所有制企业风险的影响的确存在显著差异。这可能是由于国有企业和非国有企业在企业性质、融资待遇、公司内部治理等方面的差异导致的。国有企业具有经济和政治双重属性,更易获得外部资源支持,履行 ESG 责任对其缓解融资约束等的作用有限,因此相较于非国有企业,ESG 表现对国有企业的风险对冲作用较弱,这与钱明^[35]的研究结论一致。

根据行业代码将样本划分为重污染行业与非重污染行业并分组回归,结果如表 7 列(7)至列(8)所示。在 1% 的显著性水平下,重污染企业与非重污染企业的 ESG 系数均显著。此外,对组间回归系数的差异性检验结果也表明两者间存在明显差异。这说明良好的 ESG 绩效均有利于两类企业防范风险,且对重污染企业的风险对冲作用更为明显(系数值更大)。原因可能是由于相较于非重污染企业,重污染企业履行 ESG 责任将收获更高的企业声誉,从而更能获得更多关注和外部资源,缓解企业风险,这与刘方媛^[27]的研究结论一致。

表 7 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	国有企业	非国有企业	重污染企业	非重污染企业
	Z	Z	Z	Z	Z	Z	Z	Z
ESG	0.076 (3.70)	0.137 *** (7.79)	0.167 *** (8.93)	0.131 ** (3.29)	0.085 *** (9.83)	0.115 *** (12.36)	0.117 *** (17.30)	0.092 *** (12.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本 N	22620	3973	3599	1141	21095	9554	7836	23522
R - Square	0.238	0.277	0.272	0.228	0.234	0.267	0.194	0.258
Adj. R	0.237	0.270	0.264	0.202	0.231	0.264	0.191	0.257
经验 p 值	/				0.000 ***		0.050 **	

注:经验 P 值衡量组间系数差异显著性,通过 Bootstrap 抽样 1000 次计算得出

5 机制分析

表 8 列(1)、列(2)以及列(3)分别报告了运用逐步回归方法检验融资约束在企业 ESG 表现与风险关系中的中介效应。回归结果显示 FC 对 ESG 的回归系数及 Z 对 ESG、FC 的回归系数均显著,说明存在中介效应,H3 得到验证。存在中介效应表明,ESG 实践通过环境合规披露与社会责任履责传递可信承诺信号,能够破解信息不对称引发的“柠檬市场”困境,形成“ESG 溢价→融资成本递减→风险缓释”传导路径,融资成本下降不仅改善当期现金流,更通过“信用评级提升→再融资优化”的正反馈循环。该机制揭示 ESG 不仅是风险对冲工具,更是重构资本市场资源配置效率的战略信号系统,其作用机理深度契合资源依赖理论的核心命题。

6 研究结论与管理启示

促进企业的绿色可持续发展是奠定经济高质量发展的坚实基础。本文基于金融危机和全球重大公共卫生危机的准自然实验,实证检验了经济下行时期沪深 A 股上市公司 ESG 表现对企业风险的影响,得到以下结论:(1)良好的 ESG 表现能有效对冲企业风险,融资约

束在其中起到中介作用,该结论在剔除内生性干扰因素后依然稳健;(2)相较于经济平稳期,经济下行时期的 ESG 表现出更强的风险对冲效应,特别是在重大公共卫生危机时期;(3)欠发达地区企业、非国有企业、重污染企业呈现更强的 ESG 风险敏感性。由此可见,ESG 不仅是企业社会责任的道德选择,更是理性经济主体在风险管理和价值创造中的战略性工具。

表 8 机制检验

	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	融资约束机制
	Z	FC	Z
ESG	0.095 *** (14.57)	1.773 *** (18.26)	0.017 *** (8.26)
FC			0.012 *** (7.74)
控制变量		控制	控制
年份		控制	控制
行业		控制	控制
样本 N	31358	25510	25510
Adj. R - Square	0.212	0.237	0.231

因此,本文提出如下建议:

(1)企业要建立健全 ESG 管理体系,明确各部门 ESG 职责,将 ESG 理念融入企业日常运营和决策过程中,确保 ESG 目标与企业发展战略相协调。在生产运营过程中,要采用清洁能源和环保技术,降低企业运营对环境的影响,同时积极开展环境风险评估,制定应对环境变化的策略。

(2)企业要强化社会责任担当,关注员工福祉,保障员工权益,提升员工福利,同时积极参与社区公益和慈善活动,树立良好的企业形象。

(3)完善公司治理结构,提高信息披露透明度,加强内部监督和风险控制,确保企业决策科学、民主、合法,增强投资者和消费者的信任度。通过这些具体措施,企业可以不断提升 ESG 履责水平,实现可持续发展。

(4)政府要制定明确的 ESG 责任标准与定期报告和审核机制,要求企业公开 ESG 表现,对不达标企业进行约谈、整改乃至处罚,激励与约束并重,推动企业积极履行 ESG 责任。

参考文献:

- [1] 王禹,胡国柳.代理冲突、企业战略选择与股价崩盘风险[J].财会通讯,2018(18):46-52+129.
- [2] 韩松,习媛杰.风险视角下企业治理结构和研发创新——基于委托代理模型的研究[J].经济理论与经济管理,2021,41(4):39-53.
- [3] 邹静娴,贾坤,邱雅静等.经营风险与企业杠杆率[J].金融研究,2020(12):20-39.
- [4] 谭劲松,黄仁玉,张京心.ESG表现与企业风险——基于资源获取视角的解释[J].管理科学,2022,35(5):3-18.
- [5] 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.
- [6] Jensen M C. Value Maximization, Stakeholder Theory and the Corporate Objective Function[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2001, 14(3): 235-256.
- [7] Qiu M Y, Yin H. An Analysis of Enterprises' Financing Cost with ESG Performance Under the Background of Ecological Civilization Construction[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2019, 3: 108-123.
- [8] 邱吉福,谢慧兰,陈熠辉.经济政策不确定性会影响企业自愿性社会责任信息披露吗[J].财会月刊,2019(16):150-159.
- [9] Giakoumelou A, Salvi A, Bertinetti G S, et al. 2008's Mistrust vs 2020's Panic: Can ESG Hold Your Institutional Investors? [J]. Management Decision, 2022, 60(10): 2770-2785.
- [10] Brammer S, Brooks C, Pavelin S. Corporate Social Performance and Stock Returns: UK Evidence from Disaggregate Measures[J]. Financial Management, 2006, 35(3): 97-116.
- [11] 张倩,梅亚丽,王奎.ESG表现会影响企业财务风险吗——基于 A 股上市公司的经验证据[J].会计之友,2023(21):105-114.
- [12] 殷俊明,程晨,李媛媛,等.ESG表现的类保险效应研究:基于公共危机事件的准自然实验[J].科学决策,2024(1):1-27.
- [13] 梅亚丽,张倩.ESG表现对企业债务融资成本的影响[J].金融与经济,2023(2):51-63.
- [14] Nofsinger J, Varma A. Socially Responsible Funds and Market Crises[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 48: 180-193.
- [15] Putnam R D. Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy[M]. 1994.
- [16] Lins K V, Servaes H, Tamayo A. Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility During the Financial Crisis[J]. The Journal of Finance, 2017, 72(4): 1785-1824.
- [17] 宋献中,胡珺,李四海.社会责任信息披露与股价崩盘风险:基于信息效应与声誉保险效应的路径分析[J].金融研究,2017(4):161-175.
- [18] Dwivedi Y K, Hughes L, Baabdullah A M, et al. Metaverse Beyond the Hype: Multidisciplinary Perspectives on Emerging Challenges, Opportunities, and Agenda for Research, Practice and Policy[J]. International Journal of Information Management, 2022, 66: 102542.
- [19] Myers SC, Majluf NS. Corporate Financing and Investment Decision when Firms have Information that Investors do not Have[J]. Social Science Electronic Publish, 1984, 13(2): 187-221.
- [20] 汪锦军.浙江政府与民间组织的互动机制:资源依赖理论的分析[J].浙江社会科学,2008(9):31-37+124.
- [21] 林琳,杨红娟,杨斌.双碳目标背景下 ESG 表现提升企业价值了么——基于沪深 300 和中证 500 成分股的实证研究[J].科学决策,2023(6):42-63.
- [22] 张兆国,靳小翠,李庚秦.企业社会责任与财务绩效之间交互跨期影响实证研究[J].会计研究,2013(8):32-39.
- [23] 邱金龙,崔梦妹,潘爱玲.供应链金融与企业可持续发展——来自 ESG 表现的经验证据[J/OL].南开管理评论,2025(5):1-32.
- [24] 严兵,程敏,王乃合.ESG 绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J].经济研究,2024,59(7):72-91.
- [25] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [26] 颜琪,赵自强.地理位置对企业社会责任披露的影响——基于 A 股上市公司的经验证据[J].世界地理研究,2023,32(8):126-138.
- [27] 刘方媛,吴云龙.“双碳”目标下数字化转型与企业 ESG 责任表现:影响效应与作用机制[J].科技进步与对策,2023:1-10.
- [28] 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(6):141-154.
- [29] 刘超,李钰颖.重要性、脆弱性识别与系统性金融风险传染效应研究[J/OL].当代财经,2025(5):1-17.
- [30] 卢盛峰,陈思霞.政府偏袒缓解了企业融资约束吗?来自中国的准自然实验.管理世界,2017,33(5):51-65.
- [31] 张瑞欣,郭淑娟,常京萍.ESG表现、数字化转型与企业财务风险[J].技术与创新管理,2024,45(3):343-354.
- [32] 黄宇漩,杨胜利,朱琦,等.社会责任与企业风险——基于新冠疫情影响冲击的证据[J].管理科学,2023,36(1):132-146.
- [33] Kais B, Lawrence K, Bouchra M. Social Performance and Firm Risk: Impact of the Financial Crisis[J]. Journal of Business Ethics, 2016.
- [34] Amin H M, Mohamed E K A, Hussain M M. Corporate Governance Practices and Firm Performance: A Configurational Analysis Across Corporate Life Cycles[J]. International Journal of Accounting & Information Management, 2021, 29(5): 669-697.
- [35] 钱明,徐光华,沈弋.社会责任信息披露、会计稳健性与融资约束——基于产权异质性的视角[J].会计研究,2016(5):9-17+95.

(责任编辑:秦颖)