

引用格式:王翌秋,谷智超.“利剑”还是“护盾”:企业 ESG 表现及评级波动对企业破产风险的影响研究——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 技术经济, 2024, 43(2): 129-145.

WANG Yiqiu, GU Zhichao. Sword or shield: A study on the Impact of ESG performance and rating fluctuations on bankruptcy risk of enterprises—empirical evidence from chinese A-share listed companies[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(2): 129-145.

# “利剑”还是“护盾”:企业 ESG 表现及评级波动对企业破产风险的影响研究

——来自中国 A 股上市公司的经验证据

王翌秋, 谷智超

(南京农业大学金融学院, 南京 210095)

**摘要:** 企业践行 ESG 是否会因占用资源加剧破产风险,造成与 ESG 原本可持续发展理念直接相悖的事实结果? 对此,本文以中国 A 股上市公司为研究对象并开展实证检验,在当前广泛研究的 ESG 与企业收益的关系基础上,从破产风险视角进一步权衡改善 ESG 带给企业的风险和收益。研究发现:企业改善 ESG 表现可以降低代理成本、缓解融资约束进而有效缓解破产风险;且该作用在民营企业、高管持股比例高和所在地市场化程度高的企业中更加明显;较高的 ESG 评级波动会削减 ESG 表现原有的破产风险降低效果,反映出明显的 ESG 评级不稳定将弱化改善 ESG 表现向市场释放正面信息和赢得利益相关者支持的效果。本文建议企业积极主动贯彻 ESG 理念,政府加快健全企业 ESG 相关信息披露制度工作进度,社会公众给予积极承担社会责任的企业更多支持与关注,旨在助力形成和谐、稳定的社会环境,推动企业践行 ESG 理念。

**关键词:** ESG 表现; 破产风险; 代理成本; 融资约束; ESG 评级波动

**中图分类号:** F270; F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)02-0129-17

**DOI:** 10.12404/j.issn.1002-980X.J23092402

## 一、引言

ESG 涵盖环境(environment)、社会(social)和治理(governance)三个领域,是在传统责任投资理念基础上的进一步拓展和深化,也是衡量企业可持续发展能力的重要指标。ESG 理念高度契合我国“五位一体”总体布局和“创新、协调、绿色、开放、共享”新发展理念,成为我国引导企业发展的重要目标和方向。中国证监会在 2018 年经过面向社会广泛征求意见后发布的《上市公司治理准则》修订版中首次明确要求上市公司对环境、社会责任以及公司治理有关方面的信息应当及时予以披露;2022 年 4 月 15 日证监会发布的《上市公司投资者管理关系工作指引》中首次指明将上市公司 ESG 信息纳入企业与投资者的沟通内容范围。在可持续发展理念的指引下,包括机构投资者在内的众多国内投资者逐渐转变过往仅聚焦企业财务指标的投资标准,在选择投资对象时开始兼顾企业在环境、社会责任和公司治理层面的表现<sup>[1]</sup>,倒逼企业改善自身的 ESG 表现。学术界也围绕 ESG 的影响因素、ESG 产生的经济后果、ESG 评级和信息披露体系构建等内容展开深入探讨。国内学者结合中国企业数据进行实证研究后发现,良好的 ESG 表现具有推动企业创新<sup>[2]</sup>、形成企业对外直接投资的竞争优势<sup>[3]</sup>、提高分析师盈余预测质量<sup>[4]</sup>、提升企业价值<sup>[5]</sup>和财务绩效<sup>[6]</sup>等积极效果。但仅依靠外界施加压力促使企业负责任生产经营并不是最经济高效的方式,只有向企业展示如此于自身切实有益才能从根源上规避各种危害行为。

破产宣告经济体正常经营活动的终结,意味着投入资金无法顺利到期收回,是企业始终警惕的红线和密

收稿日期: 2023-09-24

基金项目: 江苏高校哲学社会科学研究重大项目“一带一路”战略下江苏企业融资约束与绿色技术创新(2020SJZDA074)

作者简介: 王翌秋,博士,南京农业大学金融学院教授,博士研究生导师,南京农业大学金融学院副院长,研究方向:公司金融,农村金融与保险;谷智超,南京农业大学金融学院硕士研究生,研究方向:公司金融。

切关注的问题。《中华人民共和国企业破产法》规定,如果企业法人满足不能清偿到期债务,并且资产不足以清偿全部债务或者明显缺乏清偿能力的,以及有明显丧失清偿能力可能这三项条件,经申请后会进入破产程序,走向重整、和解或者破产清算的结局。近年来,创业门槛的降低、市场化配置体制的逐步完善、境外贸易保护主义兴起和新冠疫情爆发等因素叠加致使企业的基数和发展要求提升的同时,面临的外部环境变化明显,企业破产数量不断增加。据全国企业破产重整案件信息网披露,2017—2023年全国宣告破产公告信息共20084<sup>①</sup>条且呈现逐年递增态势。破产重整现象在上市公司中也屡次出现,2018—2021年就有63<sup>②</sup>家上市公司申请或受理破产重整。企业在建设国民经济、解决居民就业、贡献地方财政税收等多个领域扮演着至关重要的角色,尤其需要提防企业破产可能引发的连锁反应,警惕大规模的风险蔓延,事先关注、监测、把控企业的破产风险具有重要的现实意义。破产风险是企业陷入财务危机,无法偿还到期债务资金而被申请破产的可能性,Altman Z-score、O-score就是利用财务数据在真正形成破产事实前为企业提供风险预警的重要指标。企业践行ESG理念的目标是实现长期可持续发展,但ESG实践常常不会对企业短期绩效有立竿见影的效果,并且在短期内还会占用企业资金,可能会使得企业在面临外部环境不利变化时有更高的可能性陷入财务困境,增加破产风险,成为指向企业的“利剑”。同时,ESG实践会通过降低企业的融资成本<sup>[13]</sup>,规避流动性风险,并依靠赢得的声誉保险<sup>[7]</sup>,成为企业缓解和抵御破产风险的“护盾”。在两个方面的共同作用下,ESG实践究竟会缓解企业破产风险还是加剧破产风险,取决于二者之间的权衡。同时,理性投资者在关注企业当期ESG表现时可能会考察ESG评级的历史数据,ESG评级的波动程度又是否会对ESG与企业破产风险间的关系产生影响?本文探究企业ESG表现与破产风险的联系实质上是对ESG收益和风险的客观分析和重新审视,也是基于维护和营造和谐、稳定的社会环境的必要思考。

鉴于此,本文以2012—2021年中国A股上市企业数据为样本,通过构造实证模型验证企业ESG表现与破产风险之间的联系、探究了作用机制,并进一步分析ESG评级波动对ESG作用的调节效果。研究发现:第一,企业良好的ESG表现能有效缓解其破产风险,但改善社会维度表现的效果却并不明显;第二,机制分析表明,良好的ESG表现能降低企业代理成本、缓解融资约束进而缓解破产风险;第三,引入ESG评级波动指标后表明,较高级别的ESG评级波动会削弱ESG表现对破产风险的缓解作用。与既有文献相比,本文研究可能具有如下贡献和特色:第一,国内外鲜有文献建立起企业ESG表现与其破产风险间的联系,本文是结合中国市场现状分析得出的结论,对于推进我国ESG领域建设工作、完善中国特色资本市场具有一定的参考意义。第二,现有文献多使用ESG评级指标的得分,静态分析企业年度ESG表现与结果变量之间的关系,较少关注ESG评级的波动对结果变量的影响,本文通过计算评级方差构造ESG评级波动指标,蕴含更多的评级信息,探究ESG评级的波动是否会影响利益相关者对企业的认知和行为决策。第三,本文的研究结论有助于促使企业主动贯彻ESG发展理念,与之前响应官方政策文件要求、投资者强烈建议等被动接纳情形不同,文章启示企业从缓解自身破产风险、维护自身利益角度出发,积极主动践行ESG理念。虽然破产对于许多上市企业或许遥远,但是财务风险几乎是所有企业需实时监控的难题,本文采用的破产风险度量指标和设计的回归模型亦可用来体现ESG对财务风险的缓解效果,帮助企业避免陷入财务困境。

## 二、文献回顾

ESG是企业社会责任(CSR)的升级,也是针对当前全球经济社会发展过程中呈现出的突出矛盾和普遍问题提出的新议题和新对策。大量研究从企业层面出发,认为良好的ESG表现和积极践行社会责任对企业可持续发展具有良好的正面作用。Wong和Zhang<sup>[8]</sup>、Hernandez等<sup>[9]</sup>的研究表明,公司对环境和社会的关注可以提升自身运营效率、提高员工生产力、减少监管压力,增加资本市场效益,并形成良好声誉。李井林等<sup>[10]</sup>提出ESG能促进企业创新进而提升企业绩效,袁业虎和熊笑涵<sup>[11]</sup>的研究表明ESG能提升企业绩效且媒体关注在其中发挥着调节作用。融资活动中,Eliwa等<sup>[12]</sup>使用15个欧洲国家企业数据的实证研究结果为

① 数据来源:全国企业破产重整案件信息网(搜索时间:2024年1月3日)。

② 数据来源:《中国上市公司破产重整白皮书(2022)》。

ESG 实践降低企业融资成本提供了证据；邱牧远和殷红<sup>[13]</sup>发现在中国生态文明建设背景下，企业良好的 ESG 表现会明显降低企业融资成本。也有学术研究着眼于 ESG 在新冠疫情爆发导致金融风险上升这一特殊历史时期发挥的作用，Broadstock 等<sup>[14]</sup>提出 ESG 评级较高的公司在新冠肺炎期间的股价下跌幅度较小，ESG 绩效成为在市场危机时期摆脱负面风险的重要指标；Zhang 等<sup>[15]</sup>也发现新冠肺炎流行时期，公司可以凭借改善 ESG 绩效缓解财务约束，所得结论均揭示 ESG 对企业具有一定的风险缓解作用。但另一部分学者立足新古典理论，认为企业践行 ESG 理念没有为公司带来真正的利益并增加成本，强调企业包含 ESG 在内的可持续实践行为与企业绩效负相关或无关<sup>[16-18]</sup>，有的甚至沦为管理层自利工具<sup>[19]</sup>。

企业破产风险的产生有的是源于自身战略规划与营运决策的失误，也有的是因为遭受信誉受损等重大负面事件冲击的影响，那么当企业因置身负面冲击遭受外界压力时，ESG 会发挥怎样的作用？Godfrey 等<sup>[20]</sup>发现当发生这种情况时，股东和消费者等外部利益相关者可能会惩罚公司，但社会责任水平较高的公司通常会受到更少的指控，并可能减轻负面影响。Bénabou 和 Tirole<sup>[21]</sup>认为企业承担社会责任可以成为安抚监管机构、平息社会舆论的手段，在一定程度上缓解了由争议造成的负面影响。由此可见，企业良好的 ESG 表现能够赋予企业声誉保险，有效应对不利冲击和保持价值，稳定经营业绩和财务指标，在一定程度上或可抵御破产风险。

事实上，目前鲜少有文章关注到企业 ESG 表现于自身破产风险的影响，相关的主题主要集中在履行社会责任对企业违约风险的影响<sup>[22]</sup>。Boubaker 等<sup>[23]</sup>表明企业更好的社会责任表现使企业更有信誉，获得融资便利，从而产生更少的财务违约。王琳璘等<sup>[5]</sup>在探究 ESG 表现对企业价值影响时将破产风险作为机制变量引入，初步验证了中国企业改善 ESG 表现能降低破产风险的设想；张灿坤<sup>[24]</sup>依靠美国非金融公司数据得出 ESG 表现对公司实际破产风险没有显著影响的结论。本文选择立足中国实际，探究 ESG 表现能否有效缓解企业的破产风险并分析其中的作用机理，进一步拓展丰富 ESG 与企业经济绩效相关主题的研究。

### 三、研究假设提出

#### （一）ESG 表现与破产风险

改善 ESG 表现对于企业并非自身主营业务，在预算约束条件下，践行 ESG 理念必然在一定程度上挤出其它投资和经营活动支出，而且投资 ESG 直接经济效益不确定性更高，短期经济效益可能不明显。如果企业将过量资金投入 ESG 领域，一旦后期出现现金流收紧现象，短期内财务风险甚至破产风险将急剧增加。但是基于利益相关者理论和信号理论，就资本层面而言，企业通过改善 ESG 表现可以对外展示自身可持续发展能力，向市场释放积极信号，以此获得利益相关者的支持，扩充外部资金来源，缓解融资约束，避免因无法偿还到期债务进入破产程序的前提条件。劳动力层面，根据马斯洛需求层次理论，雇员作为企业重要的利益相关者，良好的 ESG 表现对外展现的负责任社会形象会满足员工的尊重需求和自我实现需求；对内形成的较高员工待遇水平将激励员工提高工作效率，实现企业人力资本水平和生产效率有效提升<sup>[2]</sup>。技术层面，绿色技术创新作为 ESG 环境维度中前端治理层面的重要一环，原本就是企业在改善 ESG 表现过程的努力方向和重要举措，改善 ESG 带来的融资约束缓解与外部环境优化也将推动企业技术进步与创新<sup>[25]</sup>。此外，出色的 ESG 表现有助于企业获得良好的声誉资本和社会信任<sup>[7]</sup>，是企业印象管理的重要工具，会在负面冲击发生时减轻公众谴责惩处力度，有效降低可能引发的客户流失、营业额下降、破产风险增加等不利后果出现的概率和实际损失额。

因此，改善 ESG 表现会为企业争取更多的资本支持，增加劳动供给，并提高企业技术水平，这些改变或是由 ESG 本身包含事项所导致的直接结果，或是企业优化 ESG 表现后带来的间接影响。充足的生产要素资源优势会增加企业的产能储备，更好地应对改善 ESG 表现吸引消费者青睐所形成的需求增量，有希望达到更高水平的供需平衡，扩充市场份额，形成规模优势，增加经营收益，为企业应对不利变化提供资金保障；同时，流动性风险的降低和声誉资本的保险效应会减弱企业的经营风险，收益和风险视角都为改善 ESG 表现会缓解企业的破产风险的假说提供支撑。

基于此,本文提出假设 1:

企业可以凭借改善 ESG 表现向市场释放积极信号,取得利益相关者的支持并形成良好声誉,降低企业的破产风险(H1)。

## (二) ESG 表现、代理成本与破产风险

从委托代理角度出发,信息不对称问题存在时,经理人可能不顾及广大股东的利益,为了获得良好的社会美誉度等私人目的将资金投入 ESG 领域,导致高额代理成本<sup>[21]</sup>,增加企业的破产风险。但良好的 ESG 表现也可能降低企业代理成本,督促管理层守规尽职,提高企业运营效率,进而有效缓解破产风险。这是因为:第一,ESG 评级中已经纳入有关公司治理的各项指标,如华证 ESG 就将制度建设因素设置为打分项,故良好的 ESG 表现代表企业可能具备较好的公司治理能力,拥有更为完善的规章制度和监督机制约束管理层行为,有效减少代理冲突。第二,良好的 ESG 表现具有较高的社会效益,会吸引利益相关者的注意,如政府可能考虑将 ESG 表现突出的企业树立为榜样,公众也会增加对该类企业的好感度并保持关注,众多目光聚焦的企业经理人出于外部压力将减少自身不合理行为,降低代理成本。第三,企业投入资金改善 ESG 表现会降低原有的自由现金流水平,能够减少经理人依靠自身职务便利将这些资金用于不经济用途的可能性,从而降低代理成本。第四,目前我国股票市场的机构投资者已经关注到企业 ESG 表现并显现 ESG 责任投资偏好<sup>[1]</sup>,机构投资者可以凭借自身专业化人才团队和技术设备等资源优势更高效准确地研判市场形势和监督企业运作,且资金实力雄厚的机构投资者一般持有公司大量股票份额,具有相对较高的的话语权和影响力,需要时可以通过股东大会向管理层施加压力,规范约束代理人行为,降低代理成本。

基于此,本文提出假设 2:

改善企业的 ESG 表现能通过降低内部自由现金流水平和增加外界监督压力的方式规范管理层行为,降低代理成本,进而缓解企业破产风险(H2)。

## (三) ESG 表现、融资约束与破产风险

良好的 ESG 表现也可能有效纾解企业融资困境,减少潜在的流动性风险,防止出现因无法及时筹措资金而被迫申请破产清偿的局面,有效缓解破产风险。此设想源于以下三点原因:一是 ESG 表现良好向市场传达企业资金量充足,可持续发展能力较强并且积极负责、商业道德品质良好的正面信息,各类投资者基于安全合规目的会对这些企业有更强的投资意愿,甚至可以一定程度内接受企业短期经营业绩不佳<sup>[26]</sup>,ESG 投资基金更是会在投资抉择时重点考察企业 ESG 绩效。企业也可以凭借 ESG 投资优化与产业链上下游企业的关系,获取更高的商业信用,缩短应收账款和延长应付账款收支期限,增加资金企业内部停留时长,甚至可用于短周期再投资获得资本增值,有效缓解企业的融资约束。二是 ESG 具有一定的正外部性,前期市场缺乏对 ESG 的集中关注,从企业个体层面出发可能缺乏 ESG 建设的动力和对 ESG 信息披露的重视,如今在可持续发展理念不断推广、ESG 评级热度持续增加情形下,ESG 表现良好的企业可以借机对外披露自身 ESG 相关信息,积极展示负责任形象。这些信息都是财务数据的有效补充,在一定程度上缓解企业和投资者之间存在的信息不对称问题,增加信息透明度,减少正处于观望状态的潜在投资者的投资成本和所需溢价补偿,传导至企业层面即是融资成本降低和融资能力增强<sup>[27-28]</sup>。三是 ESG 表现良好的企业在环境保护方面可能有着较为突出的成绩,在“双碳”目标和“美丽中国”远景规划下,我国政府大力倡导的绿色金融政策会倾向引导包括商业银行在内的众多金融机构扶持这些企业,拥有绿色特质的企业可以凭此获取绿色贷款、发行绿色债券,缓解资金压力。

基于此,本文提出假设 3:

改善企业 ESG 表现会增强企业相关信息披露意愿并向市场释放有效的正面信息,减轻企业和投资者之间的信息不对称问题,缓解自身融资约束,进而降低企业的破产风险(H3)。

## (四) ESG 表现、ESG 评级波动与破产风险

企业 ESG 表现并非一成不变,而是在动态调整,目前主流的 ESG 评级机构都在定期更新披露企业 ESG 评级数据。投资者在关注企业当期 ESG 表现时可能会追溯历史数据,将企业 ESG 评级置于更长的时间跨度内对比评价并分析其周期内变化波动情况,判断企业 ESG 表现的稳定性。较高的波动特性代表企业 ESG 评

级在一定周期内变化幅度较大,稳定性较差,可能触发关注 ESG 的投资者的避险情绪,引起其对目标企业该领域表现可持续性的担忧和对评级可信度的怀疑。极端情况下,若企业 ESG 评级短期内大幅上升,可能会导致投资者对企业 ESG 领域过度投资、步伐过快的警惕,也可能产生对 ESG 漂绿动机的担忧;若 ESG 评级短期内大幅下降,更会引起关注 ESG 的投资者的反感和抛弃,甚至产生羊群效应,更多投资者选择撤资和抛售股票,造成资金短缺和股价下跌后果。因此,ESG 评级相对稳定的企业相较 ESG 评级波动程度高的企业,提升 ESG 评级所释放的正面积信息具有更强的说服力和影响力,争取外部资源和优化内部治理功效更强,破产风险缓解效果更加明显。

基于此,本文提出假设 4:

较高的 ESG 评级波动程度会引发受众对目标企业 ESG 表现可持续性和评级可信度的担忧,改善 ESG 表现带来的破产风险缓解效果相对较弱(H4)。

## 四、研究设计

### (一) 样本选择和数据来源

本文选取 2012—2021 年中国 A 股上市企业为研究样本,并进行如下处理:①剔除关键变量缺失的观测值;②剔除特别处理(ST)样本;③剔除银行、保险等金融行业公司;④连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行缩尾处理,以避免异常值对研究结果的影响。本文使用的 ESG 数据来源于万得(WIND)数据库中的华证 ESG 评级,其他数据出自国泰安(CSMAR)数据库。考虑到 ESG 评级信息的生成和传递存在时间滞后,同时为了缓解内生性,本文将核心解释变量、调节变量和控制变量均滞后一期,最终得到一个包含 3263 家公司 17411 个有效观测值的非平衡面板数据集。

### (二) 模型设定

为检验上述假说,本文设计如下双向固定效应基本回归模型为

$$Bankruptcy_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t-1} + \sum \beta Controls_{i,t-1} + \gamma_i + \tau_t + Ind + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:被解释变量  $Bankruptcy_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  期的破产风险水平;核心解释变量  $ESG_{i,t-1}$  以样本企业 ESG 评级作为代理变量; $Controls_{i,t-1}$  为企业层面的控制变量; $\gamma_i$  为企业个体固定效应; $\tau_t$  为年份固定效应; $Ind$  为行业固定效应; $\varepsilon_{it}$  为误差项。式(1)中系数  $\beta_1$  的符号和显著性是本文关注的焦点,表明企业 ESG 表现对破产风险的影响。

### (三) 主要变量说明

#### 1. 被解释变量: $Bankruptcy$

本文采用如式(2)所示广泛使用的 Altman<sup>[29]</sup>提出的修正 Z-score 模型来衡量企业的破产风险。

$$Bankruptcy_{it} = 0.717X_1 + 0.847X_2 + 3.107X_3 + 0.420X_4 + 0.998X_5 \quad (2)$$

其中: $X_1$  为营运资本与总资产的比值; $X_2$  为留存收益与总资产的比值; $X_3$  为息税前利润与总资产的比值; $X_4$  为总市值与总负债的比值; $X_5$  为营业收入与总资产的比值。 $Bankruptcy$  值的高低与企业的破产风险呈负相关关系,即  $Bankruptcy$  数值越高,企业破产风险越低,反之则越高。

#### 2. 核心解释变量: $ESG$

本文选取华证 ESG 评级指标衡量企业的 ESG 表现。华证 ESG 评价体系相较其他评级指标在数据覆盖广度、更新频率上具有优势,本文将其出具的 C~AAA 九档评级分别赋值为 1~9,其中 C 级对应最小值 1,CC 级赋值为 2,CCC 级赋值为 3,以此类推,数值越高则企业 ESG 表现越好。考虑到其他变量的可获取性,文中采用企业年末 ESG 评级体现企业该年度 ESG 表现情况。

#### 3. 调节变量: $VAR_k$

ESG 评级的波动程度采用华证 ESG 季度评级的方差衡量并对应设置变量  $VAR_k$ ,具体见式(3)。 $t$  为年份时间序列变量, $a$  为季度时间序列变量,将  $t$  对应  $4t$  实现从年份序列到季度序列的转换,如原来的第一期(2012 年)对应为第 4 个季度,第二期(2013 年)对应为第 8 个季度; $k$  代表纳入波动程度测算的区间长度,例如  $k=1$  代表各期年末 ESG 与上一季度 ESG 数值的方差, $k=2$  代表各期年末 ESG 与前两季度 ESG 数值的方

差,以此类推。本文分析了  $k$  从 1~7 时 ESG 评级波动的影响。

$$VAR_{kit} = \frac{\sum_{a=4t-k}^{a=4t} \left( ESG_{ia} - \frac{1}{k+1} \sum_{a=4t-k}^{a=4t} ESG_{ia} \right)^2}{k} \quad (3)$$

#### 4. 控制变量

本文参考张小茜和孙璐佳<sup>[30]</sup>、高闯等<sup>[31]</sup>的研究,在模型中加入公司财务状况和内部治理结构层面的控制变量,详细信息见表 1。公司财务状况层面具体包括:公司规模 (*Size*)、收入增长率 (*Growth*)、资产负债率 (*Lev*)、托宾 *Q* 值(Tobin's *Q*)、现金流量比率(*Cur*)、资产有形性(*Ass*);公司内部治理结构层面包括第一大股东持股比例(*Shd1*)、机构投资者持股比例(*Invs*)、独立董事比例(*IndP*)。

表 1 变量定义表

变量	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	破产风险	<i>Bankruptcy</i>	参考 Altman 提出的修正 Z-score 模型来衡量企业破产风险
核心解释变量	ESG 表现	<i>ESG</i>	华证 ESG 评级按照 1~9 进行赋值
	ESG 环境维度表现	<i>ESG-E</i>	华证 ESG 环境分项评级按照 1~9 进行赋值
	ESG 社会维度表现	<i>ESG-S</i>	华证 ESG 社会分项评级按照 1~9 进行赋值
	ESG 治理维度表现	<i>ESG-G</i>	华证 ESG 治理分项评级按照 1~9 进行赋值
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	收入增长率	<i>Growth</i>	(本期营业收入-上期营业收入)/本期营业收入
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	托宾 <i>Q</i> 值	Tobin's <i>Q</i>	市场价值/资产重置成本
	现金流量比率	<i>Cur</i>	经营活动产生的现金流净额/总资产
	资产有形性	<i>Ass</i>	固定资产/总资产
	第一大股东持股比例	<i>Shd1</i>	第一大股东持股数/总股数
	机构投资者持股比例	<i>Invs</i>	机构投资者持股占比
独立董事比例	<i>IndP</i>	独立董事/董事会人数	
调节变量	相邻 $k+1$ 个季度内 ESG 评级波动	$VAR_k$	相邻 $k+1$ 个季度内华证 ESG 评级方差
机制变量	代理成本	<i>Agcy</i>	主营业务收入/平均资产总额
	融资约束 1	<i>SA</i>	Hadlock 和 Pierce <sup>[33]</sup> 构建的 SA 融资约束指数
	融资约束 2	<i>WW</i>	Whited 和 Wu <sup>[34]</sup> 构建的 WW 融资约束指数

## 五、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性统计结果,其中企业的 *Bankruptcy* 水平最小值为 0.158 而最大值为 33.024、均值为 4.199、标准差为 5.203、中位数为 2.509,数值整体呈现右偏形态。这表明不同企业间的破产风险存在较大差异且大多数企业的破产风险高于市场平均值。由 *ESG* 均值为 4.147 知晓企业 ESG 评级平均水平位于 B~BB 级间。聚焦 E、S、G 指标内部,样本企业 E、S、G 均值分别为 1.948、4.423 和 5.352,企业环境表现相对较差,公司治理情况较好,社会责任履行情况居中。ESG 评级波动指标显示,随着纳入指标计算的时间区间跨度的延伸,ESG 评级波动指标的均值和标准差不断增加,样本企业间 ESG 评级方差的差异愈加明显。控制变量和机制变量描述性统计结果与已有文献研究大体一致。

### (二) 基本回归分析

表 3 汇报了 ESG 表现对企业破产风险的基本回归结果,(1)列显示 ESG 变量的回归系数为 0.117 且在 1% 水平上显著。这表明其他变量保持不变情形下,企业 ESG 评级每提升一级,企业的破产风险变量数值增加 0.117,

③若  $k$  期中存在 ESG 季度数据缺失情况,当期缺失个数为  $n_{it}$ ,则按照  $VAR_{kit} = \frac{\sum_{a=4t-k}^{a=4t} \left( ESG_{ia} - \frac{1}{k+1-n_{it}} \sum_{a=4t-k}^{a=4t} ESG_{ia} \right)^2}{k-n_{it}}$  计算。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
破产风险( <i>Bankruptcy</i> )	17411	4.199	5.203	0.158	33.024	2.509
ESG 表现( <i>ESG</i> )	17411	4.147	1.116	1	8	4
ESG 环境维度表现( <i>ESG-E</i> )	17411	1.948	1.192	1	8	2
ESG 社会维度表现( <i>ESG-S</i> )	17411	4.423	1.932	1	9	4
ESG 治理维度表现( <i>ESG-G</i> )	17411	5.352	1.415	1	9	6
公司规模( <i>Size</i> )	17411	22.332	1.300	19.992	26.330	22.149
收入增长率( <i>Growth</i> )	17411	0.161	0.414	-0.542	2.708	0.095
资产负债率( <i>Lev</i> )	17411	0.444	0.201	0.060	0.902	0.440
托宾 <i>Q</i> 值( <i>Tobin's Q</i> )	17411	1.964	1.231	0.849	8.137	1.564
现金流量比率( <i>Cur</i> )	17411	0.048	0.066	-0.148	0.230	0.047
资产有形性( <i>Ass</i> )	17411	0.222	0.165	0.002	0.709	0.188
第一大股东持股比例( <i>Shd1</i> )	17411	0.349	0.146	0.094	0.737	0.328
机构投资者持股比例( <i>Ins</i> )	17411	0.438	0.246	0.004	0.908	0.459
独立董事比例( <i>IndP</i> )	17411	0.379	0.064	0.250	0.600	0.364
相邻 2 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>1</sub></i> )	17192	0.080	0.183	0	0.500	0
相邻 3 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>2</sub></i> )	17192	0.113	0.228	0	1.333	0
相邻 4 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>3</sub></i> )	17192	0.199	0.273	0	1.583	0.250
相邻 5 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>4</sub></i> )	17192	0.225	0.300	0	1.700	0.200
相邻 6 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>5</sub></i> )	17192	0.238	0.309	0	1.767	0.167
相邻 7 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>6</sub></i> )	17192	0.247	0.309	0	1.667	0.238
相邻 8 个季度内 ESG 评级波动( <i>VAR<sub>7</sub></i> )	17192	0.277	0.316	0	1.714	0.214
代理成本( <i>Agcy</i> )	17411	0.636	0.429	0.086	2.577	0.541
融资约束 1( <i>SA</i> )	17411	-3.837	0.243	-4.430	-3.134	-3.837
融资约束 2( <i>WW</i> )	17411	-1.026	0.073	-1.238	-0.857	-1.024

增量占样本公司破产风险变量均值的 2.79%，而破产风险变量本身数值越高代表企业破产风险越小，意味着企业改善 ESG 表现会显著降低其破产风险，即 ESG 表现越好，企业破产风险越低，此结论与假说 1 相符。

将华证 E(环境)、S(社会)、G(治理)单项评级结果按照上述同样的方式进行 1~9 赋值后回归，结果见表 3 的(2)~(5)列。ESG 环境维度和治理维度回归系数分别为 0.065 和 0.078，分别在 10%和 1%水平上显著，但 ESG 社会维度回归系数并不显著。当三个维度同时纳入回归式中后，同样是环境和治理层面变量的系数分别在 10%和 1%水平上显著为正，社会层面依旧不显著，且对比发现 ESG 治理维度系数值最大，破产风险缓解效果最明显。结合华证 ESG 评分指标构建细则和描述性统计中样本企业在环境、社会和治理三个维度的评级均值差异，当下 A 股企业环境层面普遍表现相对社会层面和治理层面的表现较差，改善环境表现需要从绿色技术创新、节能减排和优化环境管理体系等方面着手，取得的成果能够节约企业生产成本支出，生成绿色绩效，降低环保违规处罚概率，有效缓解企业破产风险。公司治理与企业业绩尤为密切，良好的公司治理会提高公司运营效率、压缩利益输送和侵占问题存在空间，降低代理成本，成效能直接反映在企业的财务绩效中。相比之下，社会责任层面对企业破产风险的影响则更加间接和隐蔽，企业依靠良好的社会表现所赢得的社会信任和公众好感固然是宝贵的无形资产，但是否能转化成短期经济绩效将取决于客户个性化需求匹配状况和产品性价比等诸多因素。履行社会责任带来的积极影响可能呈现滞后特征，更多体现在企业的长期指标中，所以短期内破产风险的降低效果不明显。

### (三) 作用机制分析

由前文的理论分析得知，良好的 ESG 表现既可能是管理层出于追求光环和声誉的结果，也可能会通过压缩企业自由现金流并在日常运营过程中带给管理层外部监督压力，有效规范代理人行为，不同的可能性导致 ESG 表现与代理成本间的关系究竟如何难以论断。本文借鉴罗进辉<sup>[32]</sup>的做法，采用总资产周转率(*Agcy*)来衡量代理成本。总资产周转率越低，管理层的努力程度或经营能力越低，股东与管理层之间的代理成本越高。通过回归式(4)检验 ESG 表现与代理成本的关系， $\alpha_1$  表明企业 ESG 表现变化时对代理成本的影响。表 4 的(1)列显示 ESG 对总资产周转率的回归系数为 0.004 且在 10%水平上显著，表明 ESG 评级结

表 3 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	破产风险 ( <i>Bankruptcy</i> )				
ESG 表现 ( <i>ESG</i> )	0.117*** (3.54)				
ESG 环境维度表现 ( <i>ESG-E</i> )		0.065* (1.84)			0.062* (1.72)
ESG 社会维度表现 ( <i>ESG-S</i> )			-0.001 (-0.04)		-0.010 (-0.50)
ESG 治理维度表现 ( <i>ESG-G</i> )				0.078*** (2.89)	0.076*** (2.82)
公司规模 ( <i>Size</i> )	-0.907*** (-7.48)	-0.881*** (-7.30)	-0.874*** (-7.23)	-0.888*** (-7.40)	-0.889*** (-7.34)
收入增长率 ( <i>Growth</i> )	0.088 (1.33)	0.084 (1.27)	0.082 (1.23)	0.086 (1.29)	0.088 (1.32)
资产负债率 ( <i>Lev</i> )	-6.911*** (-18.00)	-7.042*** (-18.14)	-7.045*** (-18.16)	-6.877*** (-17.83)	-6.880*** (-17.85)
托宾 <i>Q</i> 值 ( <i>Tobin's Q</i> )	0.497*** (7.78)	0.497*** (7.78)	0.497*** (7.78)	0.497*** (7.78)	0.498*** (7.80)
现金流量比率 ( <i>Cur</i> )	3.336*** (6.40)	3.303*** (6.34)	3.299*** (6.33)	3.339*** (6.41)	3.340*** (6.40)
资产有形性 ( <i>Ass</i> )	0.195 (0.38)	0.164 (0.32)	0.174 (0.34)	0.200 (0.39)	0.190 (0.37)
第一大股东持股比例 ( <i>Shd1</i> )	1.634*** (2.78)	1.699*** (2.88)	1.702*** (2.89)	1.626*** (2.77)	1.625*** (2.77)
机构投资者持股比例 ( <i>Invs</i> )	1.837*** (4.13)	1.819*** (4.09)	1.815*** (4.08)	1.814*** (4.08)	1.814*** (4.08)
独立董事比例 ( <i>IndP</i> )	0.070 (0.14)	0.109 (0.21)	0.109 (0.21)	0.040 (0.08)	0.039 (0.08)
常数项	23.908*** (8.87)	23.844*** (8.84)	23.798*** (8.81)	23.531*** (8.73)	23.508*** (8.68)
观测值	17411	17411	17411	17411	17411
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.227	0.227	0.227	0.227	0.227

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内数字为使用稳健标准误计算的 *t* 值。

果提升会显著降低企业的代理成本；(2) 列进一步验证代理成本和破产风险的关系，结果显示代理成本变量的回归系数为 0.998 且在 1% 水平上显著，故降低代理成本能够有效缓解企业的破产风险。所以改善企业的 ESG 表现可以通过降低代理成本进而缓解破产风险，从而验证了假说 2。

$$Agcy_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{it-1} + \sum \alpha Controls_{it-1} + \gamma_i + \tau_t + Ind + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

为了检验 ESG 的评级结果是否真的能够向市场释放积极信号、吸引各类投资者的青睐以缓解企业面临的融资约束、降低破产风险，本文利用 Hadlock 和 Pierce<sup>[33]</sup> 构建的 SA 指数<sup>④</sup>和 Whited 和 Wu<sup>[34]</sup> 构建的 WW 指数<sup>⑤</sup>来度量企业融资约束的大小，并分别对应设置融资约束变量 1 和融资约束变量 2，以反映 ESG 是否通过缓解融资约束从而降低破产风险。SA 指数越高，企业面临的融资约束越小；WW 指数越高，企业面临的融资约束越大。依次回归式(5)和式(6)，ESG 对融资约束变量 1 的回归系数( $\sigma_1$ )和 ESG 对融资约束变量 2

④  $SA = -0.737Size + 0.043Size^2 - 0.04Age$ 。其中：*Size* 是企业总资产的自然对数；*Age* 为企业经营时长。

⑤  $WW = -0.091 \times CF - 0.062 \times DivPos + 0.021 \times Lev - 0.044 \times Size + 0.102 \times ISG - 0.035 \times SG$ 。其中：*CF* 为经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值；*DivPos* 为现金股利支付哑变量，当期如果派发现金股利则为 1，否则为 0；*Lev* 为长期负债与资产比率；*Size* 为总资产的自然对数；*ISG* 为行业平均销售增长率；*SG* 为销售收入增长率。

表 4 机制分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	代理成本机制检验		融资约束机制检验			
	代理成本 (Agy)	破产风险 (Bankruptcy)	融资约束 1 (SA)	破产风险 (Bankruptcy)	融资约束 2 (WW)	破产风险 (Bankruptcy)
代理成本 (Agy)		0.998*** (4.94)				
融资约束 1 (SA)				12.885*** (12.70)		
融资约束 2 (WW)						-1.579* (-1.73)
ESG 表现 (ESG)	0.004* (1.76)		0.005*** (7.27)		-0.003*** (-5.61)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17411	17411	17411	17411	17411	17411
调整 R <sup>2</sup>	0.135	0.230	0.830	0.261	0.137	0.227

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内数字为使用稳健标准误计算的 t 值。

的回归系数(η<sub>1</sub>)分别为 0.005 和-0.003,且都在 1%水平上显著,表明 ESG 评级结果提升会显著缓解企业的融资约束;(4)列和(6)列进一步验证融资约束和破产风险的关系,结果显示融资约束变量 1 和融资约束变量 2 回归系数分别为 12.885 和-1.579,分别在 1%和 10%水平上显著,故缓解融资约束能够有效减少企业的破产风险。所以企业改善 ESG 表现会缓解企业的融资约束,进而降低企业的破产风险,从而验证了假说 3。

$$SA_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 ESG_{it-1} + \sum \sigma Controls_{it-1} + \gamma_i + \tau_t + Ind + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$WW_{it} = \eta_0 + \eta_1 ESG_{it-1} + \sum \eta Controls_{it-1} + \gamma_i + \tau_t + Ind + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 变换破产风险测度方式

使用 Ohlson<sup>[35]</sup>设计的 O-score 模型<sup>⑥</sup>衡量企业的破产风险并构造变量 *Bankruptcy1*, O-score 数值越大则破产风险越大,反之则越小。回归结果见表 5 的(1)列,ESG 系数为-0.032 且在 5%水平上显著,表明 ESG 表现越好,企业破产风险越小,假说 1 依然成立。再利用 O-score 模型构建的破产风险变量检验代理成本、融资约束和破产风险之间的关系,回归结果见表 5 的(2)~(4)列,代理成本变量、融资约束变量 1 和融资约束变量 2 的回归系数分别为-0.876、-1.177 和 9.040,且都在 1%水平上显著,结合前文已经验证过的改善 ESG 表现能降低代理成本和缓解融资约束的结论,再次证明了减少代理成本和缓解融资约束在改善 ESG 表现实现缓解破产风险过程中发挥传导作用。

参考刘晓光和刘元春<sup>[36]</sup>的做法,根据企业的利息保障倍数<sup>⑦</sup>,分别构建短期破产风险指标 (*Bankruptcy2*)和长期破产风险指标 (*Bankruptcy3*)。短期破产风险指标 (*Bankruptcy2*)在企业当年利息保障倍数小于 1 时赋值为 1,否则为 0;长期破产风险指标 (*Bankruptcy3*)在企业连续三年利息保障倍数小于 1 时赋值为 1,否则为 0。由于破产风险是虚拟变量,本文选择使用面板 Logit 模型[见式(7)]进行回归分析。

$$prob(Z_{it} = 1) = \rho_0 + \rho_1 ESG_{it-1} + \sum \rho Controls_{it-1} + Year + Ind + Prov + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

⑥ O-score = -1.32 - 0.407 × Y<sub>1</sub> + 6.03 × Y<sub>2</sub> - 1.43 × Y<sub>3</sub> + 0.0757 × Y<sub>4</sub> - 2.37 × Y<sub>5</sub> - 1.83 × Y<sub>6</sub> + 0.285 × Y<sub>7</sub> - 1.72 × Y<sub>8</sub> - 0.521 × Y<sub>9</sub>。Y<sub>1</sub> 为总资产的自然对数;Y<sub>2</sub> 为总负债与总资产的比值;Y<sub>3</sub> 为营运资金与总资产的比值;Y<sub>4</sub> 为流动负债与流动资产的比值;Y<sub>5</sub> 为净利润与总资产的比值;Y<sub>6</sub> 为经营性净现金流与总负债的比值;Y<sub>7</sub> 在过去两年净利润均为负数时为 1,否则为 0;Y<sub>8</sub> 在总负债大于总资产时为 1,否则为 0;Y<sub>9</sub> 为相邻两期净利润之差除以相邻两期净利润绝对值之和。

⑦ 利息保障倍数为息税前利润与利息费用的比值。由于数据库中具有利息费用信息的企业样本量较少,为增强结论的可靠性,本文另外使用息税前利润和财务费用的比值近似衡量企业的利息保障倍数,经检验,结论不变。

其中： $Prob(Z_{it})$  指代长短期破产风险指标  $Bankruptcy2$  和  $Bankruptcy3$ ； $Year$ 、 $Ind$  和  $Prov$  分别为年份固定效应、行业固定效应和省份固定效应； $\rho_1$  衡量企业 ESG 表现对破产风险的影响。回归结果见表 5 的 (5)、(6) 列，ESG 回归系数分别为 -0.287 和 -0.451，且都在 1% 水平上显著，表明改善 ESG 表现能明显降低企业的破产风险。

### 2. 变换 ESG 评级指标

基础回归中，本文参照第四季度末华证 ESG 评级结果按 1~9 赋值，在本部分，依据企业每年四个季度华证 ESG 评级均值构造变量  $ESG-mean$  替换  $ESG$ ，回归结果见表 5 的 (7) 列， $ESG-mean$  回归系数为 0.154 且在 1% 水平上显著。重新对华证 ESG 评级结果按照 1~3 进行赋值得到变量  $ESG1$ ，其中 1 对应 CCC、CC、C 三档，2 对应 BBB、BB、B 三档，3 对应 AAA、AA、A 三档，表 5 的 (8) 列显示  $ESG1$  的回归系数为 0.250 且在 1% 水平上显著，假说 1 依旧成立。进一步地，本文使用彭博 ESG 评级体系衡量企业 ESG 表现并构造变量  $ESG2$ ，回归结果见表 5 的 (9) 列， $ESG2$  系数为 0.022 且在 5% 水平上显著，结论不变。

### 3. 调整样本区间

2019 年底新冠疫情爆发，就生产端而言，许多企业因疫情影响无法正常运营甚至出现停工停产的现象，企业资金流入减少，面临着较高的破产风险；就消费端而言，疫情期间许多居民无法正常工作，收入额大幅缩减甚至零收入，只能依靠前期储蓄度日，导致居民消费活力骤减、企业无法获取正常营业收入，破产风险增加。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	基于 O-score 破产风险指标的再检验				利息保障倍数构建破产风险指标		华证 ESG 季度均值	调整华证 ESG 赋值	使用彭博 ESG	调整样本区间
	破产风险 1 ( <i>Bankruptcy1</i> )	破产风险 1 ( <i>Bankruptcy1</i> )	破产风险 1 ( <i>Bankruptcy1</i> )	破产风险 1 ( <i>Bankruptcy1</i> )	破产风险 2 ( <i>Bankruptcy2</i> )	破产风险 3 ( <i>Bankruptcy3</i> )	破产风险 ( <i>Bankruptcy</i> )	破产风险 ( <i>Bankruptcy</i> )	破产风险 ( <i>Bankruptcy</i> )	破产风险 ( <i>Bankruptcy</i> )
ESG 表现 ( <i>ESG</i> )	-0.032** (-2.28)				-0.287*** (-9.44)	-0.451*** (-4.93)				0.140*** (2.95)
代理成本 ( <i>Agcy</i> )		-0.876*** (-8.96)								
融资约束 1 ( <i>SA</i> )			-1.177*** (-3.48)							
融资约束 2 ( <i>WW</i> )				9.040*** (22.09)						
ESG 均值 ( <i>ESGmean</i> )							0.154*** (3.69)			
ESG 调整赋值 ( <i>ESG1</i> )								0.250*** (3.56)		
彭博 ESG ( <i>ESG2</i> )									0.022** (2.06)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制
观测值	16790	16790	16790	16790	8239	3169	17411	17411	8895	10700
调整 $R^2$	0.148	0.163	0.149	0.223	0.144	0.280	0.228	0.227	0.139	0.180

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内数字为使用稳健标准误计算的  $t$  值；(5) 列和 (6) 列括号中汇报的为  $z$  值，调整  $R^2$  处汇报的是准  $R^2$ 。

由此可见,新冠疫情的爆发使企业的破产风险趋于复杂化和放大化。考虑这一重大突发性公共卫生事件可能会对上市公司造成严重冲击进而影响回归结果的准确性,因此,将本文的样本区间限制在 2012—2018 年,以消除新冠疫情事件对本文研究结论的影响。在调整样本区间后再次进行回归,结果见表 5 的(10)列,ESG 的回归系数为 0.140 且在 1%水平上显著,验证了常态下 ESG 的企业破产风险缓解效果。

### (五) 内生性检验

考虑到企业 ESG 表现可能会与其他未识别出的但又影响企业破产风险的因素相关,给模型造成内生性干扰,本文借鉴姚树洁和蒋艺翘<sup>[37]</sup>的思路,分别选取上市公司所处行业除自身外其余企业 ESG 表现的均值(ESG\_IV1)和企业注册地所在各省市 2011 年人均献血量乘以对应年份所有企业 ESG 表现(除自身外)的均值<sup>⑧</sup>(ESG\_IV2)作为工具变量,采用两阶段最小二乘法进行回归。行业属性会导致企业面临的 ESG 发展境遇相似,例如重污染行业企业就普遍存在较高的环境改善压力;且同行业企业间存在同群效应,企业会模仿同行业其它企业的 ESG 行为,以保证自身在行业竞争中不会处于劣势,所以每家企业的 ESG 表现会受到行业内其他企业 ESG 表现的影响。同时,外部同行业企业 ESG 表现均值是行业中观层面的变量,相对独立于企业微观个体的破产风险,预期主要通过影响企业的 ESG 决策进而影响企业的破产风险。各地区人均献血量直接反映了当地群众的社会责任意识,企业的经营可能受到所在地社会责任理念氛围的潜在影响,在环境保护、履行社会责任相关事项上可能受到政府和居民的引导或规制,企业在注册地招募的员工作为当地群众的一份子,可能会在生产过程中将自身社会责任意识和道德标准外化,这些因素都会影响企业的 ESG 表现。同时,企业注册地所在各省市 2011 年人均献血量为非时变因素,由于个体固定效应的存在而难以估计,所以将其与对应年份所有企业 ESG 表现(除自身外)的均值交乘,生成具有时间变化的工具变量,即其他企业改善 ESG 表现时,注册地所在省市人均献血量越多的企业,更有可能改善 ESG 表现。同行业企业的 ESG 表现和地区人均献血量与企业 ESG 表现均值的交乘项又不会与本企业的破产风险直接相关,故选取二者作为工具变量。第一、二阶段回归结果见表 6 的(1)、(2)列,第一阶段行业 ESG 均值和人均献血量与企业 ESG 表现均值的交乘项的回归系数分别为 0.241 和 0.022,且分别在 1%和 5%水平上显著,结合 Cragg-Donald Wald  $F$  和 Kleibergen-Paap rk Wald  $F$  指标均大于 Stock-Yogo 检验 10%水平下的显著值,拒绝弱工具变量假设。第二阶段显示 ESG 系数为 0.917 且在 10%水平上显著,采用工具变量回归后假说 1 依然成立。

### (六) 异质性分析

#### 1. 产权属性差异

本文将样本企业划分为国有企业和民营企业两组后进行分组回归,结果见表 7 的(1)、(2)列,民营企业 ESG 回归系数为 0.109 且在 5%水平上显著,而国有企业回归系数为 0.028 且不显著,表明民营企业改善 ESG 表现能够有效缓解破产风险,但国有企业样本中并未发现该作用。主要原因可能是:第一,国有企业通

表 6 内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)
	工具变量法	
	第一阶段	第二阶段
	ESG 表现 (ESG)	破产风险 (Bankruptcy)
行业 ESG 均值(ESG_IV1)	0.241*** [0.000]	
人均献血量×企业 ESG 表现 均值(ESG_IV2)	0.022** [0.023]	
ESG 表现(ESG)		0.917* [0.071]
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
观测值	16700	16700
$R^2$		0.192
Cragg-Donald Wald $F$		32.928 {19.93}
Kleibergen-Paap rk Wald $F$		28.678 {19.93}
Kleibergen-Paap rk LM		56.649 [0.000]
Hansen $J$		0.877 [0.349]

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,[ ]内为统计量的  $P$  值,{ }内数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平下的临界值。

⑧ 2011 年各地区献血总量数据来源:中华人民共和国国家卫生健康委员会官网。人口数据来源:2010 年第六次全国人口普查。

表 7 异质性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	产权属性差异		高管持股水平差异		市场化进程差异	
	国有	民营	高水平	低水平	高水平	低水平
	破产风险( <i>Bankruptcy</i> )					
ESG 表现( <i>ESG</i> )	0.028 (0.98)	0.109** (2.11)	0.186*** (3.22)	0.041 (1.12)	0.218*** (3.28)	0.071 (1.34)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7227	10184	8705	8706	6727	5841
$R^2$	0.212	0.264	0.281	0.190	0.220	0.204

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内数字为使用稳健标准误计算的  $t$  值。

常融资约束水平较低。由于国有企业一般体量巨大且天然具有高度政治联系,从可抵押资产数目、背后国家公信力等角度出发,都称得上优质借款主体,所以其面临现金短缺等困境时易从市场上筹集资金,因此良好的 ESG 表现对融资约束缓解作用的边际贡献很小,进而对国有企业的破产风险影响很小。第二,国有企业在对外信息传递效率上具备优势。国有企业对外传递信息的媒介更多、受众群体更加广泛,例如三大运营商等多家国有企业因为自身历史积累或国家安全因素受到扶持,处于业内主导地位,所以国有企业不会如民营企业那样将 ESG 作为有限可接触信息条件下利益相关者全面深入了解企业的重要途径。利益相关者在面对国有企业大量可接触到的信息时也不会将 ESG 摆在至关重要的位置。第三,角色使然。国有企业许多时候是国家政策导向的积极响应者,即使国有企业和民营企业 ESG 表现相近,公众对此也存在一定的心理落差,他们可能倾向于认为非国有企业的 ESG 表现蕴含着更多的信息,更能体现企业的真实意愿和实力,故利益相关者更关注民营企业的 ESG 表现。

## 2. 高管持股水平差异

高管持股可以使管理层和企业所有者目标趋于一致化,有效缓解代理问题<sup>[38-39]</sup>。高管持股比例低的公司改善 ESG 表现是否会管理层出于获得良好个人声誉等自利性动机的举措,高管持股比例高的企业改善 ESG 表现是否是基于直接或间接改善企业业绩和股票价值目标的谨慎考量,两类企业是否会因为可能存在的 ESG 建设工作落实情况、内部关注和监督效果差异最终影响到 ESG 的破产风险缓解效果? 本文参照企业高管持股水平中位数将高管持股占比高于和等于中位数的企业定义为高水平组,低于中位数的企业定义为低水平组,回归结果显示高水平组 ESG 系数为 0.186 且在 1% 水平上显著,低水平组 ESG 系数为 0.041 且不显著,所以高管持股水平高的企业通过改善 ESG 降低破产风险的效果更强。这可能是源于高管在企业践行 ESG 过程中发挥了决策和监督的重要作用,而高管持股能促使管理层和企业所有者利益趋同,有效提升 ESG 效率,缓解破产风险的效果更加明显。

## 3. 市场化进程差异

地区市场化程度差异在市场传达的信息有效性和营商环境层面存在差异,本文以市场化指数<sup>⑨</sup>中位数为界,将企业注册地所在省份或直辖市市场化指数高于和等于中位数的企业定义为高水平组,低于中位数的企业定义为低水平组,探究市场化水平差异是否会影响到 ESG 对破产风险的缓解效果。回归结果显示,市场化程度高水平组的回归系数为 0.218 且在 1% 水平上显著,但低水平组的回归系数却不显著,表明所在地市场化水平高的企业改善 ESG 表现对缓解破产风险的效果更加明显。这可能因为投资者会顾虑所在地区市场化程度低的企业改善 ESG 表现是否仅为获取政府支配资源而采取的寻租活动,例如只是为了配合地方环境业绩考核、城市荣誉争取等目的做出的努力,没有考虑到自身的风险暴露和股东与债权人的利益,进而认为践行 ESG 实质上只是一种资源低效配置。同时,市场化进程也会影响企业的融资<sup>[40]</sup>,尤其是市场化

⑨ 数据来源:中国市场化指数数据库,目前数据更新至 2019 年,所以分析样本截至 2020 年前。

水平较高的北京、上海、广州、深圳等地资源禀赋优越,企业周边可接触到资源的数量和渠道较多,如实力雄厚的地方政府、各类资金充裕的投资者,企业的融资效率更高<sup>[41]</sup>。这些因素都会影响改善 ESG 向利益相关者释放积极信息和缓解破产风险的实际效果。

## 六、进一步分析：引入 ESG 评级波动性

使用年度或季度数据进行研究缺乏对指标短期波动变化的分析,ESG 评级的稳定性也是投资者决策的重要依据。因此,下文将引入 ESG 评级的波动程度指标,测度企业 ESG 表现的稳定性。检验较高的 ESG 波动特性是否会影响市场对评级的认知,激发关注 ESG 的投资者对目标企业该领域表现可持续性的担忧和对评级可信度的怀疑,进而降低改善 ESG 表现所释放的正面积极信息的说服力和影响力,削减破产风险缓解效果。将 ESG 波动性指标  $VAR_k$  纳入回归式(8),其中的  $\omega_2$  体现 ESG 评级波动在企业 ESG 表现影响破产风险过程中的调节作用。回归结果见表 8,(1)~(7)列依次汇报  $k$  等于 1~7 时的方差回归结果。 $k=1$  和  $k=2$  时 ESG 表现和 ESG 评级波动变量的交互项系数不显著,但其余五项交互项系数均负向显著,表明较高的 ESG 评级波动程度会削减改善 ESG 的破产风险缓解效果, $k=1$  和  $k=2$  时不显著可能是因为关注 ESG 表现的利益相关者在考虑 ESG 波动时会在相对更长的时期跨度内对比,所以相邻两期和三期指标的波动程度影响不明显。使用利息保障倍数构建的短期破产风险指标  $Bankruptcy2$ ,将 ESG 波动指标纳入式(9),其中,  $Year$ 、 $Ind$  和  $Prov$  与式(7)中保持一致,分别代表年份、行业和省份固定效应,  $\pi_2$  体现 ESG 评级波动的调节作用。回归结果见表 9,ESG 表现与 ESG 评级波动的交互项在  $k$  等于 2~7 时保持正向显著,同样表明较高的 ESG 评级波动程度会削减改善 ESG 的破产风险缓解效果。

$$Bankruptcy_{it} = \omega_0 + \omega_1 ESG_{it-1} + \omega_2 ESG_{it-1} \times VAR_{kit-1} + \omega_3 VAR_{kit-1} + \sum \omega Controls_{it-1} + \gamma_i + \tau_t + Ind + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$prob(Z_{it} = 1) = \pi_0 + \pi_1 ESG_{it-1} + \pi_2 ESG_{it-1} \times VAR_{kit-1} + \pi_3 VAR_{kit-1} + \sum \pi Controls_{it-1} + Year + Ind + Prov + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

表 8 式(8)中 ESG 评级波动的调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$
破产风险( <i>Bankruptcy</i> )							
ESG 表现×ESG 波动( <i>ESG</i> × <i>VAR</i> )	0.067 (0.64)	-0.105 (-1.28)	-0.155** (-2.37)	-0.175*** (-3.03)	-0.150** (-2.54)	-0.124** (-1.97)	-0.202*** (-3.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17192	17192	17192	17192	17192	17192	17192
调整 $R^2$	0.229	0.229	0.229	0.229	0.229	0.229	0.229

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;括号内数字为使用稳健标准误计算的  $t$  值。

表 9 式(9)中 ESG 评级波动的调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$
破产风险 2( <i>Bankruptcy2</i> )							
ESG 表现×ESG 波动( <i>ESG</i> × <i>VAR</i> )	0.020 (0.16)	0.195* (1.75)	0.289*** (3.13)	0.260*** (3.24)	0.245*** (3.12)	0.204*** (2.57)	0.249*** (3.13)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/省份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8102	8102	8102	8102	8102	8102	8102
Pseudo $R^2$	0.144	0.144	0.145	0.145	0.145	0.145	0.145

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;括号中汇报的为  $z$  值。

以 ESG 评级波动指标中位数为界,设定 ESG 评级波动高低分组变量  $High_k$ ,将高于中位数的企业定义为高波动组并将对应分组变量  $High_k$  赋值为 1,低于和等于中位数的企业定义为低波动组并将对应分组变量  $High_k$  赋值为 0。分别回归式 (10) 和式 (11),  $\theta_2$  和  $\lambda_2$  体现 ESG 评级波动程度高低在企业 ESG 表现影响破产风险过程中的调节作用。表 10 和表 11 分别汇报使用双向固定效应模型和 Logit 模型的回归结果,表 10 显示在  $k$  在 4~7 期时 ESG 变量与分组变量交互项系数保持 1% 水平上负向显著,表 11 显示在  $k$  在 4~7 期时 ESG 变量与分组变量交互项系数保持正向显著,表明高 ESG 评级波动组相对较低 ESG 评级波动组,改善 ESG 表现的破产风险缓解效果较弱,引入交互项和分组回归均验证了假说 4。

反向观之,当企业的 ESG 表现变差时,较高的 ESG 评级波动也会削弱企业破产风险增加的效果。这可能是由于较高的 ESG 评级波动让利益相关者对企业持有相对乐观的预期,并倾向于认为 ESG 表现变差只是非持续性的短期结果,从而降低了企业 ESG 表现变差带来的不利影响。因此,当企业 ESG 表现变化对破产风险产生影响时,ESG 评级波动具有“阻涨缓跌”的效果,ESG 表现的不稳定在其中发挥了一定程度的稳定作用。对此,企业应把握好践行 ESG 理念的时机,做好 ESG 战略规划,减少 ESG 短视和 ESG 过度投机行为,重视 ESG 评级的稳定性,从而最大化 ESG 的经济效益。此外,企业和利益相关者之间的信息不对称问题也是文中 ESG 评级波动调节效应存在的重要原因。在面对数量有限和质量无法保证的 ESG 信息时,利益相关者出于风险规避会更加关注企业 ESG 表现的历史信息。想要利益相关者减轻对 ESG 历史信息的“依赖”,企业应做好 ESG 信息披露工作,努力实现 ESG 信息量质齐升,便于利益相关者甄别和决策。

$$Bankruptcy_{it} = \theta_0 + \theta_1 ESG_{it-1} + \theta_2 ESG_{it-1} \times High_{kit-1} + \theta_3 High_{kit-1} + \sum \theta Controls_{it-1} + \gamma_i + \tau_t + Ind + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$prob(Z_{it} = 1) = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{it-1} + \lambda_2 ESG_{it-1} \times High_{kit-1} + \lambda_3 High_{kit-1} + \sum \lambda Controls_{it-1} + Year + Ind + Prov + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

表 10 式 (10) 中 ESG 评级波动高低分组变量的调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$
破产风险 ( <i>Bankruptcy</i> )							
ESG 表现×ESG 波动高低 ( <i>ESG</i> × <i>High</i> )	-0.003 (-0.05)	-0.041 (-0.94)	-0.033 (-0.74)	-0.120*** (-3.00)	-0.156*** (-3.90)	-0.113*** (-2.76)	-0.148*** (-3.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17192	17192	17192	17192	17192	17192	17192
调整 $R^2$	0.229	0.229	0.229	0.229	0.229	0.229	0.229

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内数字为使用稳健标准误计算的  $t$  值。

表 11 式 (11) 中 ESG 评级波动高低分组变量的调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$
破产风险 2 ( <i>Bankruptcy2</i> )							
ESG 表现×ESG 波动高低 ( <i>ESG</i> × <i>High</i> )	0.113* (1.71)	0.083 (1.46)	0.080 (1.31)	0.102* (1.80)	0.130** (2.29)	0.127** (2.24)	0.160*** (2.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/省份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8102	8102	8102	8102	8102	8102	8102
Pseudo $R^2$	0.144	0.144	0.144	0.144	0.144	0.144	0.145

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号中汇报的为  $z$  值。

## 七、结论与启示

当下广泛讨论的 ESG 背后是“利益相关者主义”和股权至上理念的博弈,引发了一些学者对企业践行

ESG 理念的动机、ESG 附加的道德标准、ESG 评级可信度等事项的思考。企业践行 ESG 固然是履行社会责任,但短期内会造成成本上升、资金收紧,极端情况下,如果因改善 ESG 极大增加自身经营压力,甚至陷入财务困境,无疑是与 ESG 原本负责任经营目标的南辕北辙。基于此,结合当前推广践行 ESG 理念的背景和企业破产数量上升的现实,本文收集 2012—2021 年中国 A 股上市企业数据为样本,通过构建双向固定效应模型验证企业优越的 ESG 表现可以有效缓解破产风险,具体的作用机制包括降低企业的代理成本和缓解企业的融资约束。文中同时使用替换破产风险测度方式、变更 ESG 评级指标、调整样本区间等方法增强结论的稳健性。异质性检验中,本文将产权属性差异、高管持股水平差异和市场化进程差异纳入考量范围,发现 ESG 的破产风险缓解效果在民营企业、高管持股比例高和所在地市场化程度高的企业中更加明显。本文也提出较高的评级波动会削减改善 ESG 表现原有的破产风险降低效果。

基于上述研究结论,本文针对企业、政府和监管部门以及社会公众分别提出以下建议:

第一,企业应当更积极主动贯彻 ESG 理念,并重视维持自身 ESG 表现相对稳定。企业可以将 ESG 理念引入到董事会、监事会、工会等组织内,并将其贯穿到企业经营管理全流程中,推动 ESG 理念自上而下融入企业文化和决策体系,实现 ESG 与企业发展深度融合。同时,企业需要做好 ESG 的实时监督和反馈工作。具体而言,可以设立单独的 ESG 职能部门,并由董事会垂直管理,为其制定考评标准、业绩目标和信息披露指南并将其与内部风控部门对接,以期提高 ESG 信息传递效率,帮助企业控制风险。

第二,政府和监管部门应当加快健全企业 ESG 相关信息披露制度工作进度。面对市场上 ESG 信息良莠不齐、标准不一的现状,相关部门应该采取“完全自愿披露-鼓励披露-强制披露”的过渡方式,逐步实现 ESG 信息披露标准化和规范化。考虑到企业在面临市场竞争时可能放送虚假 ESG 信息骗取投资者好感,相关部门可以与环保部门和注册会计师协会建立信息共享机制,并通过设置 ESG 信息审查职位和聘请外部 ESG 专家顾问等形式,加大对 ESG 信息的专业审查力度,防止企业打着 ESG 的幌子粉饰自身形象、进行“绿色清洗”,却并没有取得任何实质性进展,甚至产生对原有社会责任承担行为的挤出效应。

第三,社会应当给予积极承担社会责任的企业更多支持与关注。履行社会责任会产生较高的社会效益,其中的慈善捐赠行为更是进行三次分配,推进共同富裕的有效途径,但本文发现改善 ESG 中的社会维度并不能明显降低企业的破产风险。从风险角度出发,企业可能缺乏履行社会责任的持续动力。社交媒体是企业 and 公众之间信息传递的重要媒介,其在 ESG 体系建设中可以依靠舆论力量发挥“奖先惩后”的监督作用。社交媒体应首先加强 ESG 概念的推广普及力度,帮助公众初步树立正确的 ESG 认知;之后再加强优秀 ESG 事迹和较差 ESG 表现的曝光力度,帮助 ESG 表现良好的企业获得更多的社会关注和支持,同时推动 ESG 表现较差的企业积极改善 ESG 表现。社会公众作为 ESG 的受益方,可以在消费和投资领域对企业践行 ESG 予以积极回应和正向激励,例如通过购买 ESG 表现良好的企业生产的商品和发行的债券等方式建立起非正式补偿机制,引导企业践行 ESG。

### 参考文献

- [ 1 ] 周方召, 潘婉颖, 付辉. 上市公司 ESG 责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 科学决策, 2020(11): 15-41.
- [ 2 ] 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.
- [ 3 ] 谢红军, 吕雪. 负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI[J]. 经济研究, 2022, 57(3): 83-99.
- [ 4 ] 孙光国, 曹思宇, 安家鹏. 企业 ESG 表现能提高分析师盈余预测质量吗——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 财经论丛, 2023(5): 68-77.
- [ 5 ] 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.
- [ 6 ] 杨睿博, 邓城涛, 侯晓舟. ESG 表现对企业财务绩效的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(8): 124-134.
- [ 7 ] KOH P S, QIAN C L, WANG H L. Firm litigation risk and the insurance value of corporate social performance[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(10): 1464-1482.
- [ 8 ] WONG J B, ZHANG Q. Stock market reactions to adverse ESG disclosure via media channels[J]. British Accounting Review, 2022, 54(1): 101045.
- [ 9 ] HERNANDEZ J P, YANEZ-ARAQUE B, MORENO-GARCIA J. Moderating effect of firm size on the influence of corporate social responsibility in the economic performance of micro-, small-and medium-sized enterprises[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020, 151: 119774.

- [10] 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.
- [11] 袁业虎, 熊笑涵. 上市公司 ESG 表现与企业绩效关系研究——基于媒体关注的调节作用[J]. 江西社会科学, 2021, 41(10): 68-77.
- [12] ELIWA Y, ABOUD A, SALEH A. ESG practices and the cost of debt: Evidence from EU countries[J]. *Critical Perspectives on Accounting*, 2021, 79(SI): 102097.
- [13] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.
- [14] BROADSTOCK D C, CHAN K, CHENG L T W, et al. The role of ESG performance during times of financial crisis: Evidence from COVID-19 in China[J]. *Finance Research Letters*, 2021, 38: 101716.
- [15] ZHANG D Y, WANG C, DONG Y. How does firm ESG performance impact financial constraints? An experimental exploration of the COVID-19 pandemic[J]. *European Journal of Development Research*, 2023, 35(1): 219-239.
- [16] GARCIA A S, MENDES-DA-SILVA W, ORSATO R J. Sensitive industries produce better ESG performance: Evidence from emerging markets [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 150: 135-147.
- [17] KIM K H, KIM M, QIAN C. Effects of corporate social responsibility on corporate Financial performance: A competitive-action perspective[J]. *Journal of Management*, 2018, 44(3): 1097-1118.
- [18] DUQUE-GRISALES E, AGUILERA-CARACUEL J. Environmental, social and governance (ESG) scores and financial performance of multilatinas: Moderating effects of geographic international diversification and financial slack[J]. *Journal of Business Ethics*, 2021, 168(2): 315-334.
- [19] SCHULER D A, CORDING M. A corporate social performance corporate financial performance behavioral model for consumers[J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31(3): 540-558.
- [20] GODFREY P C, MERRILL C B, HANSEN J M. The relationship between corporate social responsibility and shareholder value: An empirical test of the risk management hypothesis[J]. *Strategic Management Journal*, 2009, 30(4): 425-445.
- [21] BÉNABOU R, TIROLE J. Individual and corporate social responsibility[J]. *Economica*, 2010, 77(305): 1-19.
- [22] SUN W B, CUI K X. Linking corporate social responsibility to firm default risk[J]. *European Management Journal*, 2014, 32(2): 275-287.
- [23] BOUBAKER S, CELLIER A, MANITA R, et al. Does corporate social responsibility reduce financial distress risk? [J]. *Economic Modelling*, 2020, 91: 835-851.
- [24] 张灿坤. 环境、社会、治理表现与公司实际破产风险——基于美国非金融公司数据的实证研究[J]. 技术经济与管理研究, 2021(12): 57-63.
- [25] 孟猛猛, 谈湘雨, 刘思蕊 等. 企业 ESG 表现对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(7): 13-24.
- [26] 白雄, 朱一凡, 韩锦绵. 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.
- [27] LI Y W, GONG M F, ZHANG X F, et al. The impact of environmental, social, and governance disclosure on firm value: The role of CEO power [J]. *British Accounting Review*, 2018, 50(1): 60-75.
- [28] 王翌秋, 谢萌. ESG 信息披露对企业融资成本的影响——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 南开经济研究, 2022(11): 75-94.
- [29] ALTMAN E I. Predicting financial distress of companies: Revisiting the Z-score and ZETA models[R]. New York: Stern School of Business, New York University, 2000.
- [30] 张小茜, 孙璐佳. 抵押品清单扩大、过度杠杆化与企业破产风险——动产抵押法律改革的“双刃剑”效应[J]. 中国工业经济, 2017(7): 175-192.
- [31] 高闯, 褚晓波, 杨焯青. 实体企业金融化、代理成本与企业破产风险[J]. 统计与决策, 2021, 37(15): 179-183.
- [32] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. 金融研究, 2012(10): 153-166.
- [33] 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.
- [34] WHITED T M, WU G J. Financial constraints risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531-559.
- [35] OHLSON J A. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy[J]. *Journal of Accounting Research*, 1980, 18(1): 109-131.
- [36] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. 经济研究, 2019, 54(7): 127-141.
- [37] 姚树洁, 蒋艺翅. 可持续发展之路: ESG 实践与企业创新[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2023(4): 99-111.
- [38] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [39] 王明虎, 郑泽旗. 宏观经济增长、高管持股与营运资金融资策略[J]. 南京审计大学学报, 2023, 20(2): 63-71.
- [40] 霍远, 陶圆. 异质机构投资者与企业商业信用融资[J]. 技术经济, 2022, 41(5): 122-133.
- [41] 张三保, 曹锐. 中国城市营商环境的动态演进、空间差异与优化策略[J]. 经济学家, 2019(12): 78-88.

## **Sword or Shield: A Study on the Impact of ESG Performance and Rating Fluctuations on Bankruptcy Risk of Enterprises: Empirical Evidence from Chinese A-share Listed Companies**

Wang Yiqiu, Gu Zhichao

(School of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

**Abstract:** Will the practice of ESG by enterprises exacerbate bankruptcy risks due to resource occupation, resulting in factual outcomes that directly contradict ESG's original concept of sustainable development? In this regard, Chinese A-share listed companies was taken as the research object and conducts empirical testing. Based on the widely studied relationship between ESG and corporate returns, it further balances the risks and benefits brought by improving ESG to enterprises from the perspective of bankruptcy risk. Research has found that improving ESG performance of enterprises can reduce agency costs, alleviate financing constraints, and effectively alleviate bankruptcy risks. And this effect is more evident in private enterprises, enterprises with high executive shareholding ratios and high degree of marketization in their locations. Higher ESG rating fluctuations will reduce the original bankruptcy risk reduction effect of ESG performance, reflecting the obvious instability of ESG ratings, which will weaken the effect of improving ESG performance by releasing positive information to the market and winning the support of stakeholders. It suggests that enterprises actively implement the ESG concept, the government accelerates the progress of improving the ESG related information disclosure system for enterprises, and the public provides more support and attention to enterprises that actively undertake social responsibility, aiming to help form a harmonious and stable social environment and promote enterprises to practice the ESG concept.

**Keywords:** ESG performance; bankruptcy risk; agency costs; financing constraints; ESG rating volatility