

# 企业 ESG 表现与债务融资成本<sup>\*</sup>

## ——理论机制和经验证据

范云朋<sup>1</sup> 孟雅婧<sup>2</sup> 胡 滨<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院金融研究所, 北京 100710;

2. 南开大学经济学院, 天津 300071;

3. 中国社会科学院大学, 北京 102488)



**内容提要:**在我国致力于实现“碳达峰、碳中和”目标的大背景下,企业通过提升环境、社会和公司治理(ESG)表现降低债务融资成本,对于推动企业高质量发展具有重要战略意义。本文基于 2011—2020 年中国沪深 A 股上市公司数据,实证分析企业 ESG 表现对债务融资成本的影响,并对 ESG 表现评价分歧的影响予以探讨。研究发现:企业 ESG 表现的提高有助于促进其债务融资成本降低,且在 ESG 表现的各分项中,社会表现和治理表现对债务融资成本的影响更为显著,而环境表现的影响则相对较弱。不同评级机构间的评价分歧和指标内部的分歧会对债务融资成本产生影响,而且会降低 ESG 表现影响债务融资成本的效果。由于本文采用离散度指标衡量评价分歧,其依托不同评级机构的观测而生,较少受到企业经营状况的影响,因此也间接为控制内生性问题提供了补充证据。异质性分析表明,在审计师来自非十大审计师事务所和处于高市场化水平地区的企业中,提高 ESG 表现能够更显著地降低债务融资成本。影响机制分析发现,ESG 表现可以通过促进企业财务自律和提振投资者信心来降低企业债务融资成本。本文研究为充分发挥 ESG 作用并以此推动企业高质量发展提供了政策启示。

**关键词:**ESG 表现 债务融资成本 评价分歧 财务自律 投资者信心

**中图分类号:**F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)08—0123—22

## 一、引言

环境、社会和公司治理(Environment, Social and Governance,简称 ESG)体现了一种兼顾经济发展、环境保护和社会公正的可持续发展价值观(李小荣和徐腾冲,2022)<sup>[1]</sup>,是一种追求企业长期价值增长的新型投资理念和评价体系。ESG 涵盖了衡量公司或商业投资中可持续性和道德影响最核心的三方面因素,其内涵涉及气候变化、能源、废弃物、性别不平等、劳工、产品责任、贪污、贿赂、社会发展和贫困、股东权利、机构投资者、利益相关者、披露和透明度、管理层多样性等广泛要素(Michaud 和 Magaram,2006)<sup>[2]</sup>。企业 ESG 表现是指衡量企业在环境、社会责任和公司治理三个方

收稿日期:2022-12-09

<sup>\*</sup> 基金项目:中国社会科学院学科建设“金融监管学”重点学科登峰计划;中国社会科学院国情调研重大项目(GQZD2022016);中国社会科学院马工程重大交办课题(2022MGCZD011)。

**作者简介:**范云朋,男,助理研究员,经济学博士,研究领域为绿色金融、金融风险与监管、宏观经济,电子邮箱:fanyunpeng93@126.com;孟雅婧,女,博士研究生,研究领域为公司金融与绿色金融,电子邮箱:yajing\_99@126.com;胡滨,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域为金融科技、金融风险与监管、金融改革,电子邮箱:hubincass@163.com。通讯作者:胡滨。

面实践的绩效评价 (Gillan 等, 2021)<sup>[3]</sup>, 反映了企业对行业内长期、重大的环境、社会和治理问题及相关风险的应对能力 (MSCI, 2020)<sup>[4]</sup>。目前, 我国经济已进入高质量发展阶段, 党的二十大报告指出: “推进经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。”在绿色低碳发展浪潮下, ESG 因其可持续发展的理念内涵与转型发展方向高度契合, 逐渐被人们所了解接受, 成为实现高质量发展的重要路径指引和有力抓手, ESG 表现涵盖的多维度指标也为相关政策的落实效果提供了衡量标准。

为顺应全球 ESG 发展浪潮, 中国出台一系列政策法规, 逐步确立 ESG 基本框架, 希望通过自上而下的制度建设来推进 ESG 理念深化和行动落地。深交所和上交所分别于 2006 年和 2008 年发布有关上市公司社会责任的指引, 要求上市公司按规范披露社会责任报告。2011 年国家正式将减排目标列入“十二五”规划, 2012 年党的十八大将生态文明建设纳入中国特色社会主义“五位一体”的总体布局中, 绿色发展理念进一步深入人心。2016 年中国证监会修订上市公司定期报告内容与格式准则, 规定上市公司应公开披露 ESG 指标数据。2018 年, 中国证监会进一步修订了《上市公司治理准则》, 增加了对环境保护、社会责任与利益相关者的具体规定。2022 年初中国人民银行等四部委发布《金融标准化“十四五”发展规划》, 指出要遵循“国内统一、国际接轨”原则, 建立严格、明确、细致、可操作的 ESG 评价标准体系。由此可见, 随着国家政策引导和相关机构跟进落实, ESG 理念在国内逐渐受到认可, 加快了应用和实践步伐。

随着研究的不断丰富和立体化, ESG 表现作为非财务指标<sup>①</sup>, 如何发挥其在推动实体经济和资本市场可持续发展中的积极作用, 已经成为上市公司及金融机构的必答题 (李小荣和徐腾冲, 2022)<sup>[1]</sup>。除了对于 ESG 内涵及框架本身的探讨 (操群和许骞, 2019)<sup>[5]</sup>, 研究者也将目光投向了其对于企业经营的影响效果, 包括估值变动 (Pedersen 等, 2021)<sup>[6]</sup>、公司治理 (Shive 和 Forster, 2020)<sup>[7]</sup>、权益成本 (邱牧远和殷红, 2019)<sup>[8]</sup>和企业绩效 (Friede 等, 2015)<sup>[9]</sup>等。遗憾的是, 虽然已有部分研究将企业 ESG 表现与债务融资成本联系起来, 但现有文献没有较好地解决企业财务绩效可能带来的内生性问题, 对影响机制的探索不够深入, 而且没有就目前国内 ESG 表现的评价分歧及其效应做进一步研究。

债务融资作为连接实体经济和资本市场的重要渠道, 对于企业可持续发展具有重要作用。相比发达国家, 我国债务融资占比较高, 企业更多依赖债务融资。近年来, 伴随着世界主要国家和国际组织的呼吁和倡导, 越来越多的金融机构开始将 ESG 纳入债务融资决策中, 作为衡量企业经营状况的重要补充。因此, 研究 ESG 表现是否有助于降低企业债务融资成本, 不仅关系到金融机构此举是否有效, 更重要的是为缓解企业“融资贵”难题开辟新思路, 助力企业高质量发展。

基于此, 本文以 2011—2020 年中国沪深 A 股上市公司为研究对象, 考察了企业 ESG 表现与债务融资成本之间的关系。结果表明: 首先, ESG 表现有助于降低企业的债务融资成本, 且企业 ESG 表现每上升 1 个标准差, 债务融资成本将下降 5.17%。在 ESG 表现的各分项中, 社会表现和治理表现对债务融资成本的影响较为显著, 而环境表现回归系数的显著性相对较低。其次, 不同评级机构间的评价分歧和指标内部的分歧都会对债务融资成本产生影响, 而且会降低 ESG 表现影响债务融资成本的效果。再次, 异质性分析表明, ESG 表现对债务融资成本的影响主要体现在聘用非十大审计师事务所的企业和处于市场化程度较高地区的企业。最后, 以财务重述和真实盈余管理作为企业财务自律行为的代理变量, 以衡量股票市场交易的综合指标作为投资者信心的代理变量, 发

① 非财务指标是指除财务数据以外的反映企业经营状况、发展潜力、管理水平等方面的各种指标。这些指标主要包括客户满意度、员工忠诚度、创新能力、公司治理、产品质量、环境保护、社会责任等。非财务指标使潜在投资者能够更全面地评估企业经营状况, 为企业长期发展提供有价值的信息。

现促进企业财务自律和提振投资者信心是 ESG 表现降低债务融资成本的两个作用机制。

本文的边际贡献主要如下:第一,本文为 ESG 表现影响企业债务融资成本提供了新的经验证据。相比已有研究,本文所构建的 ESG 表现指标并不直接包含代表企业经营特征的财务指标,使得论文结论更加可信,更能体现 ESG 表现作为非财务指标的影响作用。第二,本文引入 ESG 表现的评价分歧,对中国目前的 ESG 表现指标进行了评价和比较。构建方差指标代表同一企业在不同评级机构的评价下 ESG 表现的离散度水平,相对而言更具有外生性,可以在一定程度上剥离企业 ESG 表现和财务表现之间的内生性和反向因果问题,而且证明了评价分歧的存在会抑制 ESG 表现降低债务融资成本的效果,凸显出统一评价标准、构建有公信力的评价体系的重要性。第三,本文丰富了 ESG 表现影响债务融资成本的机制研究。现有文献多数从信用风险和信用评级等角度切入(Goss 和 Roberts,2011<sup>[10]</sup>;廉永辉等,2023<sup>[11]</sup>),而对于 ESG 理念给企业内外部利益相关者带来的影响和变化关注不多,所以本文探究了 ESG 表现影响上市公司债务融资成本的新路径:在企业内部选取财务自律指标,高 ESG 表现带来的管理层自律和较强的社会责任意识可以使得企业主观意愿上减少财务重述和真实盈余管理的行为;在外部构建投资者对于企业的信心指标,高 ESG 表现通过释放非自利的积极信号积累了更多的社会声誉,进而增强债权人和外部投资者的信心。

## 二、文献综述与理论假设

### 1. 文献回顾

作为企业管理与资本投资的重要理念,ESG 强调企业可持续发展与社会责任,拓宽了以往企业唯财务绩效论的竞争与评价标准。大量文献讨论了 ESG 与非财务绩效指标的关系,其结论多数为正相关关系,包括流程效率的提高,材料、能源消耗的减少(Russo 和 Fouts,1997)<sup>[12]</sup>;激励员工,并为他们建立联系机制(Bhattacharya 等,2009)<sup>[13]</sup>;培养客户忠诚度(Pérez 和 Del Bosque,2015)<sup>[14]</sup>;增强广告效果和品牌声誉(Cahan 等,2015)<sup>[15]</sup>等。这表明 ESG 可以为企业带来多维度的非财务优势。

随着近年来国际社会努力将 ESG 理念融合到企业运营和投资决策中,ESG 逐渐演化为投资领域和商业社会的重要准则之一。ESG 实践与企业财务绩效之间的关系也得到了广泛的证明。Friede 等(2015)<sup>[9]</sup>通过回顾两千余篇文献,发现绝大多数研究认为二者间存在积极关系,即提高 ESG 表现可以从企业经营能力、盈利能力、管理能力等多个方面提高企业的市场评价和竞争力。从 ESG 实践的影响效果来看,多数文献集中于提高企业估值和股东价值、降低企业风险、缓抑股价波动性、促进绿色创新等方面(Buallay,2019<sup>[16]</sup>;Albuquerque 等,2020<sup>[17]</sup>;Takahashi 和 Yamada,2021<sup>[18]</sup>;王琳璘等,2022<sup>[19]</sup>)。

具体到债务融资成本方面,既有文献虽未达成一致性结论,但多数研究表明 ESG 表现与债务融资成本之间具有显著负相关关系。例如,Ng 和 Rezaee(2015)<sup>[20]</sup>研究发现,环境表现和治理表现与债务融资成本之间显著负相关;Goss 和 Roberts(2011)<sup>[10]</sup>发现,社会责任得分较低的企业要比负责任的企业支付更高的银行利率;李井林等(2023)<sup>[21]</sup>认为 ESG 表现较好的企业债务融资成本较低。许多 ESG 理念的支持者认为,企业 ESG 表现影响债务融资成本的直接方式是通过它所传达的有关信用风险和偿债能力的信息来实现的。Hasan 等(2017)<sup>[22]</sup>发现,良好的 ESG 表现意味着企业更不可能出现过度投资、债权稀释等牺牲债务投资者利益的行为,因为这类行为与 ESG 关注中长期发展潜力的理念相悖,从而减少了债务投资所需承担的信用风险。有证据表明,贷款机构在为 ESG 表现不佳的公司融资时倾向于更加谨慎,会收取更高的贷款利息(Balkenborg,2001<sup>[23]</sup>;Chava,2014<sup>[24]</sup>)。相关的证据同样来自于企业在债券市场的信用评级,2021 年 10 月,穆迪将巴西淡水河谷公司的评级从 Ba1 上调至 Baa3,就是因为其 ESG 表现的改进(Apergis 等,2022)<sup>[25]</sup>,评级的上升



会直接影响债券的风险定价,进而影响企业融资成本。

综上所述,已有文献为本文提供了重要的研究基础和理论分析依据,但仍存在一些不足:一是过往研究中基于中国样本的讨论较少,同时也缺乏对中国 ESG 表现指标的评价和比较;二是所使用的来自不同评级机构的 ESG 表现指标对同一企业的评价存在分歧,并没有就评价分歧的影响效应做进一步研究;三是在影响机制方面的研究不够深入。本文认为,ESG 表现与债务融资成本之间的关系有待深入检验,特别是对于中国而言,ESG 理念和实践方兴未艾,基于中国市场证据对企业 ESG 表现与债务融资成本间关系探讨的文献还不是很充分和完善。

## 2. 理论假设

利益相关者理论鼓励企业提升 ESG 表现,这既可以缓和企业内部不同利益相关者之间的利益冲突,减少信息不对称和最终的代理成本,也有助于与包括债权人在内的外部利益相关者建立长期信任,构建一个可持续的商业模式(Jang 等,2020)<sup>[26]</sup>。在我国日趋完善的监管法规和有力的宣传导向下,本文认为,积极践行 ESG 理念、获得优秀 ESG 表现的企业不仅能够约束管理层不当和短视行为,提升企业财务自律程度,也更能够释放非自利信号,获得债权人等外部利益相关者的认同,增强投资者信心,降低风险溢价,进而带来更低的债务融资成本。

从企业内部来看,ESG 表现的提高有助于改善企业财务自律行为。本文选择财务重述和真实盈余管理作为财务自律的代理变量。财务重述的发生意味着企业先前发布的财务信息出现严重错误,也表明企业信息质量存在较大不足。真实盈余管理是企业股东和管理层操纵财务信息的重要手段,具有较强的隐蔽性,更易使得债权人等利益相关者对公司效益形成错误认识。本文认为,以 ESG 为导向的企业本身会更加注重长期价值,而不是短期盈利,ESG 表现较好的企业及其管理层具有较高的道德标准和社会责任意识,其管理层自律性更强,从而演化成为一种注重诚信的内在自我约束机制。理性的企业管理层会更加诚实守信,减少机会主义倾向,向外界提供更高质量的信息。一般来说,社会赋予企业信息质量方面的信任和声誉累积的速度是缓慢的,但是如果受到负面事件的冲击,信任会被迅速地收回,因此高 ESG 表现的企业会极力避免不当的行为(Christensen, 2016)<sup>[27]</sup>。管理层的自利动机是引发企业财务信息造假和真实盈余管理行为的重要因素(彭雅哲和汪昌云,2022)<sup>[28]</sup>,而重视 ESG 表现的企业可以通过挑选和引导拥有同样价值观的管理层从主观上避免弄虚作假的短视行为。Kim 和 Zhang(2012)<sup>[29]</sup>的研究也表明,高 ESG 表现的企业出于对声誉和道德的考虑,会更加注重财务自律,在撰写财务报告时更加谨慎,以尽力兼顾所有利益相关者的利益,最终产生更高质量的财务报告。

通常而言,ESG 表现本身包含公司治理评价,公司治理越好的企业信息质量越高,可能带来更低的融资成本,但本文与之不同的有两点:第一,本文所构建的 ESG 表现指标中的公司治理分项并不包含直接影响财务信息的传统公司治理指标,这意味着 ESG 表现所带来的财务重述和真实盈余管理行为的减少是因为更强的社会责任意识、管理层自律和财务自律,更多体现道德约束和自我约束,而非传统公司治理因素;第二,传统的公司治理指标与企业财务信息之间具有较强的关联性,会带来混杂效应,本文在验证影响机制时,在控制变量里增加了内部控制质量等传统公司治理变量,在此基础上观察 ESG 表现是否可以提升企业财务自律水平。

财务自律有利于企业债务融资成本降低。财务自律对于企业债务融资成本的影响分为两个方面:首先,减少财务重述和真实盈余管理行为会降低企业声誉风险,增强未来现金流预期,改善企业经营和财务状况。Karpoff 等(2008)<sup>[30]</sup>发现,企业因财务问题受到的未来现金流损失是所受行政处罚的七倍,超出行政处罚的损失来自于其信息质量低下所造成的风险溢价,因此减少财务问题可带来风险溢价降低;Graham 等(2007)<sup>[31]</sup>也发现,没有财务重述的企业签订的债务融资合同期限更长、担保要求和合约限制更低。其次,财务自律行为降低了企业财务报表的不确定性,缓解了信息

不对称现象 (Palmrose 等, 2004)<sup>[32]</sup>, 也减少了利益相关者的监督成本 (Anderson 和 Yohn, 2002)<sup>[33]</sup>, 进而有利于降低债务融资成本。

从企业外部来看, 企业 ESG 表现的提高具有提振投资者信心的作用。重视 ESG 表现的企业基于社会整体价值的最大化来评估自身行为的效益, 通过释放非自利的积极信号积累更多的社会声誉, 进而增强债权人和外部投资者的信心 (Azmi 等, 2021)<sup>[34]</sup>, 从而保持长期合作。较好的 ESG 表现对投资者信心的促进作用主要体现在: 第一, ESG 表现可以向投资者传递有利信号。良好的 ESG 表现意味着较高的社会治理水平和较低的环境、社会方面的风险 (雷光勇等, 2012)<sup>[35]</sup>, 一方面可以向投资者证明企业更加注重利益相关者的权益; 另一方面也间接传递了公司经营稳定的信号, 有利于吸引投资者的关注和投资。第二, ESG 表现向投资者传递了企业的非财务信息, 为客观评价公司价值、降低投资者风险提供了信息基础。近年来, 融资决策中的非财务标准得到了更多的审视和重视, 以银行债权人为代表的企业外部利益相关者逐渐将 ESG 目标纳入信用评级评估和贷款决策中 (Eliwa 等, 2021)<sup>[36]</sup>。第三, 良好的 ESG 表现可以为投资者带来更为稳定的收益预期。ESG 表现作为衡量企业可持续发展能力的关键指标, 可以帮助投资者甄别投资目标质量, 特别是在当前不确定性的时代, 如果上市公司在资源利用、社会关系和公司治理方面更具优势, 投资者获得稳定回报的概率会更高 (葛永盛和黄婷婷, 2013)<sup>[37]</sup>。过往对于 ESG 表现和投资者信心的研究大多集中于股票市场 (Elliott 等, 2014)<sup>[38]</sup>, 但是有理由相信, 债务投资者与股权投资者的信心有相似之处, 且由于债务投资者中以银行为代表的金融机构占主体, 受我国绿色金融改革的影响, 它们对于企业环境、社会责任和公司治理水平的偏好更为明显 (周方召等, 2020)<sup>[39]</sup>, 那么企业良好的 ESG 表现对债务投资者信心的提振效果也更明显。

提振投资者信心有利于企业债务融资成本降低。投资者信心越高, 从投资者角度来看意味着企业的隐性承诺更为可信, 即企业会按照规定提供员工福利、减少三废排放、恪守会计准则、承担社会责任和优化治理结构, 从而投资者愿意为此索要更低的风险溢价和报酬。Boubakri 等 (2010)<sup>[40]</sup> 发现, 在投资者权益保护较为完善的国家或地区, 企业债的利差更低, 对自身权益保障充满信心的投资者愿意索要更低的利息; Persakis 和 Iatridis (2016)<sup>[41]</sup> 进一步验证了这一效用, 发现即使在金融危机背景下, 投资者对于企业社会责任的信任也能够降低企业的债务融资成本。因此, 本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>: 企业 ESG 表现提高有助于降低其债务融资成本。

近年来, ESG 的绩效评估呈现多样化的态势, 众多金融信息服务机构设计并构建了 ESG 评价指标, 但是由于 ESG 评级缺乏共同统一的框架, 各家评级机构使用不同的评价方法或工具, 使得评级结果缺乏一致性, 来自不同数据供应商的 ESG 表现评级数据对同一公司的评价可能会出现差异, 这些差异会影响监管层、学术界和金融市场机构的判断, 投资者在收集 ESG 相关信息时需要意识到并理解这些差异 (Jacobs 和 Levy, 2022)<sup>[42]</sup>。ESG 表现评价分歧的来源主要包括公司特点不同、评级机构对可持续概念的定义不一致、评级范围不同、衡量方法不同和基础数据的非标准化等方面 (Berg 等, 2020)<sup>[43]</sup>。评价分歧可能会导致投资者基于误导性信息做出的决策扭曲资源配置和资本流动, 而且也会使得市场机构和投资者混淆 ESG 表现背后真正的激励因素或发挥积极作用的成分。Berg 等 (2022)<sup>[44]</sup> 基于六家不同的国际评级机构的数据进行分析发现, 不同 ESG 表现评级之间的相关性仅为 0.38~0.71。ESG 评价分歧在一定程度上降低了公司改善 ESG 表现的动机, 因为评价分歧给公司应采取哪些改善活动提供了不同的混杂信号, 使得 ESG 改善方面的投资不足。Wong 和 Petroy (2020)<sup>[45]</sup> 研究发现, 投资者会使用多家评级机构提供的 ESG 表现评价, 但有时评价分歧的存在会造成投资者的困扰。Lopez-de-Silanes 等 (2019)<sup>[46]</sup> 研究发现, ESG 评价分歧具有财务效应的同时, 也会削弱 ESG 表现给资产价格带来的积极影响。Pástor 等 (2021)<sup>[47]</sup> 研究发现, ESG 评价分歧与股票未来的收益表现负相关。Avramov 等 (2022)<sup>[48]</sup> 指出, ESG 评价分歧使得可持

续投资风险增大,将导致投资者对绿色证券的投资需求和风险容忍度降低,风险溢价上升,进而降低投资者参与度,并对公司日常经营产生负面影响。

因此,本文预计 ESG 评价分歧的存在会削弱 ESG 表现降低企业债务融资成本的效果。一方面,评价分歧的存在意味着企业 ESG 表现可能存在结构性不足,即 ESG 发展并不全面,这会影响到投资者对该企业可持续发展表现的判断,进而需要更多的信息搜寻成本;另一方面,投资者在面临不同的评价分歧时,会偏向于寻求更高的风险溢价以弥补投资过程中存在的不确定性,从而削弱 ESG 表现降低企业债务融资成本的效果。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>:评价分歧会削弱 ESG 表现降低企业债务融资成本的效果。

### 三、研究设计

#### 1. 模型与变量定义

为检验企业 ESG 表现对债务融资成本的影响,本文选用双向固定效应模型作为主模型的估计方法,并构建如下计量模型:

$$COD_{it} = \alpha + \beta ESGPER_{it} + \theta Controls + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)被解释变量。本文的被解释变量为企业债务融资成本( $COD$ )。本文借鉴 Francis 等(2005)<sup>[49]</sup>、李广子和刘力(2009)<sup>[50]</sup>等研究,以债务利息比来衡量上市公司的债务融资成本。由于债务中存在无息债务,在计算债务融资成本时应计算企业的利息支出与有息债务总额平均值的比率,即在债务总额的基础上减去一般不支付利息的无息债务。

(2)主要解释变量。主要解释变量为企业 ESG 表现及环境表现、社会表现和治理表现的分项。企业 ESG 表现和各分项的数据来源为中国研究数据服务平台(CNRDS),本文通过主成分分析法(PCA)提取公共因子并通过归一化调整变量的分布区间,作为 ESG 表现的代理变量,具体包括三个一级指标和 20 个二级指标,一级指标即上文所述的环境、社会和公司治理三个分项。其中环境分项包括是否开发对环境有益的创新产品,是否为减少废气、废水、废渣及温室气体排放制定政策,是否有使用可再生能源或循环经济的措施,是否有节约能源的政策措施,是否有绿色办公政策或措施,是否通过环境认证,是否获得环境表彰;社会分项包括是否支持教育,是否支持慈善,是否组织志愿者活动,是否对国外有援助行为,是否带动就业,是否促进当地经济;治理分项包括 CSR 报告是否全面(即是否覆盖到股东、债权人、职工、客户、社区与环境方面),CSR 报告页数,是否有 CSR 专栏,是否有 CSR 领导机构,是否有对经济社会负责任的愿景,是否有员工培训和可靠性保证<sup>①</sup>。

(3)控制变量。参考以往相关研究,本文选择杠杆倍数、总资产收益率、对数化资产总计、流动比率、总资产增长率、营业收入增长率、两职合一情况、基金持股比例、一年期国债到期收益率、固定资产比以及是否国企作为控制变量,分别控制企业的规模特征、业绩特征和经营特征以及宏观融资环境特征。除此之外,本文还对年份固定效应( $Year$ )和企业固定效应( $Firm$ )进行了控制。

(4)其他变量。除(1)式中涉及的变量之外,本文在异质性分析中还使用了以下变量:①上市公司所在地区的市场化程度( $BMI$ ),以王小鲁等(2021)<sup>[51]</sup>所提供的市场化指数来衡量;②虚拟变量:审计师是否来自国内前十大审计师事务所,若是则为 1,否则为 0。本文在机制探索中使用了如下变量:①财务重述( $Restatement$ ),用以衡量企业的财务信息质量;②真实盈余管理( $REM$ ),参考张嘉伟等(2022)<sup>[52]</sup>,构建企业的真实盈余管理指标,衡量企业操纵会计信息的行为;③投资者信心

<sup>①</sup> 社会分项主要聚焦于企业与外部的经济社会间的交互,而与此相对应的治理分项则聚焦于企业内部的规章制度,特别是与主要利益相关者关联的规章制度,因此与社会分项具有差别。

(*Sent*),用以衡量投资者对于企业成长能力的预期。

各主要变量的含义如表 1 所示。

表 1 各主要变量的名称、符号及定义

| 变量类型  | 变量名称              | 变量符号               | 变量定义                                   |
|-------|-------------------|--------------------|----------------------------------------|
| 被解释变量 | 债务融资成本            | <i>COD</i>         | 利息支出/(有息债务总额+上一期有息债务总额)×2              |
| 解释变量  | ESG 表现            | <i>ESGPER</i>      | 企业 ESG 表现的综合得分                         |
|       | 环境表现              | <i>E-PER</i>       | 企业在环境表现方面的综合得分                         |
|       | 社会表现              | <i>S-PER</i>       | 企业和社会表现方面的综合得分                         |
|       | 治理表现              | <i>G-PER</i>       | 企业在公司治理表现方面的综合得分                       |
| 控制变量  | 总资产收益率            | <i>ROA</i>         | 净利润/资产总计                               |
|       | 杠杆倍数              | <i>LEV</i>         | 资产总计/所有者权益合计                           |
|       | 对数化资产总计           | <i>LNTAS</i>       | 对数化资产总计                                |
|       | 流动比率              | <i>Liquidity</i>   | 流动资产合计/流动负债合计                          |
|       | 总资产增长率            | <i>Total AGR</i>   | (资产总计-上一期资产总计)/上一期资产总计                 |
|       | 营业收入增长率           | <i>ORR</i>         | (营业收入-上一期营业收入)/上一期营业收入                 |
|       | 基金持股比例            | <i>Fund</i>        | 基金持股数占 A 股流通数的比例                       |
|       | 国债到期收益率           | <i>YTM</i>         | 当年一年期国债到期收益率                           |
|       | 两职合一              | <i>Duality</i>     | 董事长与总经理是否为同一人,若是则为 1,否则为 0             |
|       | 固定资产比             | <i>FAP</i>         | 固定资产净额/资产总计                            |
|       | 是否为国有企业           | <i>SOE</i>         | 若是则为 1,否则为 0                           |
|       | 市场化指数             | <i>BMI</i>         | 上市公司所在地区的市场化程度                         |
| 其他变量  | 审计师是否来自国内十大审计师事务所 | <i>Auditor</i>     | 若是则为 1,否则为 0                           |
|       | 财务重述              | <i>Restatement</i> | 企业当年财务重述的次数                            |
|       | 真实盈余管理            | <i>REM</i>         | 企业当年的真实盈余管理水平                          |
|       | 投资者信心             | <i>Sent</i>        | 在股票收益率、波动率等二级市场指标的基础上排除企业基本面信息后得到的综合指标 |

## 2. 样本选择和数据来源

综合考虑样本的分布和数据可得性,本文选择 2011—2020 年样本作为研究对象,部分计算中涉及滞后期的变量使用了 2010 年的数据。本文选择 2011 年作为研究起点主要是考虑到不论是对中国还是对世界,2011 年都是具有重要意义的一年。在国际上,非营利组织可持续发展会计准则委员会(Sustainability Accounting Standards Board)成立,这一组织倡导和提供了一套透明可比的会计语言,帮助投资者识别企业 ESG 理念的实践情况;在中国,2011 年国家正式将减排目标列入“十二五”规划。在样本期间内,我国上市公司的 ESG 报告发布意愿和水平都有了一定的提高,发布 ESG 报告的公司数量从 2011 年的 565 家上升至 2020 年的 1092 家<sup>①</sup>,逐年稳步增加的同时相关研究也相对成熟。

本文对样本的具体筛选原则如下:(1)剔除样本期内 ST 等特殊处理的样本,以及金融保险类企业样本;(2)剔除 2011—2020 年间债务总计、利息支出等与计算债务融资成本相关指标有所缺

<sup>①</sup> 数据来源于商道纵横发布的《A 股上市公司 2020 年度 ESG 信息披露统计研究报告》。



失的样本,以保障本文的债务融资成本代理变量计算准确;(3)剔除解释变量、控制变量有所缺失的样本;(4)为了防止极端值对于结果稳健性的影响,本文对于债务融资成本、杠杆倍数、总资产收益率、对数化资产总计、流动比率、总资产增长率、营业收入增长率、固定资产比八项连续型变量进行了上下各 1% 的缩尾处理。本文使用的利息支出项数据来自于 Wind 数据库,企业的环境、社会和治理领域的数据来自于中国研究数据服务平台(CNRDS),其余的企业财务数据、产权性质数据、公司治理数据等均来自于国泰安数据库。

3. 描述性统计

表 2 为本文主要变量的描述性统计结果。从债务融资成本来看,企业利息支出占有息债务总额比率的最小值接近于 0,最大值为 18.7467%,中位数为 4.1318%,均值为 4.2477%,说明不同上市企业的融资成本差异较大,相当一部分企业的债务融资成本仍然较高,符合当前中国的经济运行现实。从 ESG 表现来看,均值为 0.3353,中位数为 0.3109,最大值为 1,说明中国上市公司的 ESG 表现出现了明显的右长尾,不同企业间差距较为悬殊,这也符合当前处于“双碳”战略和企业绿色转型发展初期的现实情况。控制变量和其他变量的描述性统计也比较符合现实情况和经济直觉。综合上述统计结果,表明本文所选取样本具有一定的代表性<sup>①</sup>。

表 2 描述性统计

| 变量符号               | 均值      | 标准差    | 最小值     | p25     | p50     | p75     | 最大值     |
|--------------------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>COD</i>         | 4.2477  | 2.8465 | 0.0000  | 2.4955  | 4.1318  | 5.4735  | 18.7467 |
| <i>ESGPER</i>      | 0.3353  | 0.1724 | 0.0000  | 0.2061  | 0.3109  | 0.4429  | 1.0000  |
| <i>E-PER</i>       | 0.4219  | 0.2559 | 0.0000  | 0.1946  | 0.3817  | 0.6185  | 1.0000  |
| <i>S-PER</i>       | 0.4191  | 0.2636 | 0.0000  | 0.2234  | 0.3537  | 0.6021  | 1.0000  |
| <i>G-PER</i>       | 0.2086  | 0.1636 | 0.0000  | 0.0834  | 0.1585  | 0.2925  | 1.0000  |
| <i>ROA</i>         | 0.0404  | 0.0684 | -0.3342 | 0.0152  | 0.0395  | 0.0720  | 0.2096  |
| <i>LEV</i>         | 2.3310  | 2.0032 | 1.0304  | 1.3380  | 1.7280  | 2.4788  | 14.5748 |
| <i>LNTAS</i>       | 22.2960 | 1.5663 | 19.2239 | 21.1694 | 22.0624 | 23.1845 | 27.0906 |
| <i>Liquidity</i>   | 2.6352  | 2.9243 | 0.2725  | 1.1288  | 1.6721  | 2.8582  | 18.4887 |
| <i>Total AGR</i>   | 0.1843  | 0.3982 | -0.3708 | 0.0131  | 0.0964  | 0.2206  | 2.8890  |
| <i>ORR</i>         | 0.1794  | 0.4943 | -0.6379 | -0.0305 | 0.1004  | 0.2617  | 3.5580  |
| <i>Fund</i>        | 0.0398  | 0.0557 | 0.0000  | 0.0037  | 0.0181  | 0.0536  | 0.6787  |
| <i>YTM</i>         | 2.7901  | 0.4690 | 2.0737  | 2.2869  | 2.6879  | 3.2945  | 3.4994  |
| <i>Duality</i>     | 0.2727  | 0.4454 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 1.0000  | 1.0000  |
| <i>SOE</i>         | 0.2189  | 0.4135 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 1.0000  |
| <i>FAP</i>         | 0.2011  | 0.1658 | 0.0015  | 0.0710  | 0.1616  | 0.2925  | 0.7050  |
| <i>Restatement</i> | 0.0973  | 0.3631 | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 7.0000  |
| <i>REM</i>         | 0.1293  | 0.1333 | 0.0000  | 0.0420  | 0.0910  | 0.1699  | 1.9585  |
| <i>Sent</i>        | 0.0029  | 0.0545 | -0.7020 | -0.0306 | -0.0031 | 0.0289  | 1.7326  |

四、主要实证结果

1. 基准回归结果

在上下各 1% 的缩尾处理后,对双向固定效应模型进行回归,得到基准回归结果如表 3 所示。由列(1)可知,上市公司 ESG 表现(*ESGPER*)对债务融资成本(*COD*)产生了显著的负向影响,系数

<sup>①</sup> 观察债务融资成本和 ESG 表现的散点图和线性拟合线可以看到,二者之间具有显著的负相关关系。备案。



为  $-1.2747$  (1% 水平显著), 这表明 ESG 表现的提升促进了企业债务融资成本的下降, 且 ESG 表现每提高 1 个标准差, 企业债务融资成本将下降  $5.17\%$  ( $-1.2747 \times 0.1724/4.2477$ ), 表 3 中列 (2) 和列 (3) 为 ESG 表现的跨期效应, 可以看出, 对于企业而言, ESG 表现具有长久的效果, 当年的 ESG 水平也会对下一年的企业债务融资成本产生影响, 研究假说  $H_1$  得到支持。这对于当前我国上市公司整体 ESG 表现较低的现状和特征事实而言具有重要启示意义: 企业 ESG 表现在绿色转型过程中至关重要, 对于企业正常经营和降低融资成本具有正向效果, 整体表现的提升将是一个长期的过程。在关注 ESG 表现的整体效果之后, 进一步地, 本文将分析 ESG 表现的各个分项。由表 3 列 (4) ~ (6) 可知, 环境表现 ( $E-PER$ )、社会表现 ( $S-PER$ ) 和公司治理表现 ( $G-PER$ ) 都能对降低企业债务融资成本 ( $COD$ ) 起到积极效果, 分别在 10%、5%、1% 水平上显著。相对于社会表现和公司治理表现而言, 环境表现的显著性相对较低的原因可能在于本文用以衡量环境的指标大多属于企业内部层面的是否设立相关制度、是否使用相关技术类的指标, 这些指标一方面与治理表现不同, 不会受到外界广泛的关注, 难以给潜在的投资者造成直观的影响; 另一方面与社会表现指标相比缺乏宣传的抓手, 不容易给公众造成深刻的印象。而对于社会表现和公司治理表现而言, 二者的提高有助于降低企业的债务融资成本, 表明近年来国家对于企业社会责任和公司治理的关注和引导取得了较好成效。对于企业而言, 注重社会责任表现, 能够加强品牌形象建设, 提升员工使命感和幸福感; 加强公司治理建设, 可以强化企业的利益相关者共识, 在公司决策时更加注重内部和外部利益相关者的看法和关切, 减弱由于委托代理问题而产生的道德风险和逆向选择, 强化内部控制水平。这两者都符合企业的长远利益和发展战略, 使得企业在融资市场能够有较好的议价条件, 面临较低的融资约束, 进而降低融资成本。各控制变量的方向基本符合经济直觉和相关理论, 可以认为模型设定有一定合理性。

表 3 基础模型估计结果

| 变量             | (1)<br>$COD$                     | (2)<br>$COD_{t+1}$               | (3)<br>$COD$                     | (4)<br>$COD$                     | (5)<br>$COD$                     | (6)<br>$COD$                     |
|----------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| $ESGPER$       | $-1.2747^{***}$<br>( $-4.5274$ ) | $-0.7955^{***}$<br>( $-2.6055$ ) |                                  |                                  |                                  |                                  |
| $ESGPER_{t-1}$ |                                  |                                  | $-0.8446^{***}$<br>( $-2.9378$ ) |                                  |                                  |                                  |
| $E-PER$        |                                  |                                  |                                  | $-0.2458^*$<br>( $-1.7476$ )     |                                  |                                  |
| $S-PER$        |                                  |                                  |                                  |                                  | $-0.3518^{**}$<br>( $-2.5494$ )  |                                  |
| $G-PER$        |                                  |                                  |                                  |                                  |                                  | $-1.3663^{***}$<br>( $-4.3804$ ) |
| 控制变量           | 控制                               | 控制                               | 控制                               | 控制                               | 控制                               | 控制                               |
| 常数项            | $-8.7639^{***}$<br>( $-3.9415$ ) | $-7.8267^{***}$<br>( $-3.2887$ ) | $-6.8544^{***}$<br>( $-2.8914$ ) | $-8.6795^{***}$<br>( $-3.8974$ ) | $-8.7121^{***}$<br>( $-3.9132$ ) | $-8.7735^{***}$<br>( $-3.9453$ ) |
| 年份/企业固定效应      | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                |
| $R^2$          | 0.0896                           | 0.1027                           | 0.0937                           | 0.0867                           | 0.0872                           | 0.0894                           |
| F              | 26.6272                          | 28.1271                          | 25.7340                          | 25.6728                          | 25.8613                          | 26.5555                          |
| 观测值            | 6419                             | 5618                             | 5952                             | 6419                             | 6419                             | 6419                             |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; 括号内为  $t$  值, 下同

2. ESG 表现评价分歧的影响

为了探究不同评级机构 ESG 表现评价分歧对企业债务融资成本的影响,本文在此分别引入华证 ESG 表现指标(*HZESGPER*)与和讯网 ESG 表现指标(*HXESGPER*),在对其影响效果进行检验的基础上进一步计算二者与本文所使用的 ESG 表现的评级差异,并探究其对企业债务融资成本的影响。如表 4 列(1)~(3)所示,可以看出三类指标都获得了通过显著性检验的负向系数,一定程度上证明了 ESG 表现确实会对债务融资成本产生影响,不会因指标选择不同影响主要结论。但与此同时关注到三者之间存在差异,其实代表了当前中国 ESG 处于发展初期的现状,即对于 ESG 表现的评价体系存在分歧,尚未达成一致,这种分歧的存在会影响市场机构和投资者的判断。

在评级差异的计算方面,本文根据三类指标计算企业每一年的年度排名,并除以当年总样本数以标准化,在此基础上计算三类指标排名间的方差,得到表 4 中所述的 *Deviation* 的指标。由于另外两类指标在合成中都包含了一定的企业经营财务指标,一定程度上已经反映了企业的财务表现水平和影响债务融资能力的财务因素,可能存在潜在的内生性问题。而且上述两类指标的显著性与本文所用指标相比存在差异,虽然无法以此为证据定量地说明指标影响效果的大小,但是也在一定程度上证明在探究 ESG 表现的影响时,应当去除评价体系中代表财务水平的指标,从而更好地体现出 ESG 指标的非财务特性,并帮助投资者更确切地判断 ESG 发挥作用的真实因素。

进一步地,本文探究不同指标评价分歧对企业债务融资成本的影响,结果如表 4 列(4)所示。*Deviation* 的估计系数为 1.8927(1% 水平显著),可见,评价分歧会带来企业债务融资成本的上升。这意味着,当三种评价体系对一家企业 ESG 表现的评价分歧越大时,企业的债务融资成本也就越高。可能的原因有两方面:一是较高的分歧表明企业的 ESG 表现存在结构性特征,发展并不全面,或是信息中存在噪音和误差,带来较高的信息搜寻成本;二是由于潜在投资者面对结论有分歧的 ESG 指标信息有所动摇,导致投资者信心渠道不畅,会要求更高的风险溢价。不同的评级机构在评价企业 ESG 表现水平时会有不同的侧重点,因此会带来评价分歧,但是,如果一家企业在不同的评级机构中都能获得较为一致的评价的话,就更能得到投资者的青睐。而且,*Deviation* 指标作为衡量 ESG 表现离散度的指标,依托不同评级机构的观测而生,较少受到企业经营状况的影响,其与债务融资成本之间为正显著性关系,可以在一定程度上验证企业 ESG 表现和财务表现间的关系不是出于二者间的内生性和反向因果问题。

最后,本文通过引入交乘项进一步验证度量指标分歧对企业债务成本影响的情况,本文引入分歧和本文构建的 ESG 表现的交乘项来探讨分歧的调节效应。ESG 表现评价分歧在不受到企业经营状况影响的同时,也难以对企业 ESG 表现本身造成影响,具有一定的外生性。故本文在此以交乘项为依据探讨分歧的调节效应在统计上具有一定的可信度。引入交乘项后的回归结果如表 4 列(5)所示,可见 *Deviation* × *ESGPER* 项在 5% 的水平上显著,可以认为分歧的上升降低了企业 ESG 表现影响债务融资成本的效果。

表 4 三类 ESG 表现度量指标及其分歧对企业债务成本的影响

| 变量              | (1)<br><i>COD</i>          | (2)<br><i>COD</i>         | (3)<br><i>COD</i> | (4)<br><i>COD</i> | (5)<br><i>COD</i>          |
|-----------------|----------------------------|---------------------------|-------------------|-------------------|----------------------------|
| <i>ESGPER</i>   | -1.2747 ***<br>( -4.5274 ) |                           |                   |                   | -1.3262 ***<br>( -3.7450 ) |
| <i>HZESGPER</i> |                            | -0.0622 **<br>( -2.4934 ) |                   |                   |                            |

续表 4

| 变量                               | (1)<br><i>COD</i>       | (2)<br><i>COD</i>     | (3)<br><i>COD</i>      | (4)<br><i>COD</i>       | (5)<br><i>COD</i>       |
|----------------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>HXESGPER</i>                  |                         |                       | -0.0026*<br>(-1.7010)  |                         |                         |
| <i>Deviation</i>                 |                         |                       |                        | 1.8927***<br>(4.2483)   | 0.0441<br>(0.0565)      |
| <i>Deviation</i> × <i>ESGPER</i> |                         |                       |                        |                         | 4.5796**<br>(2.0752)    |
| 控制变量                             | 控制                      | 控制                    | 控制                     | 控制                      | 控制                      |
| 常数项                              | -8.7639***<br>(-3.9415) | -2.4979*<br>(-1.9419) | -2.9576**<br>(-2.2887) | -9.2662***<br>(-4.1551) | -9.3555***<br>(-4.1947) |
| 年份/企业固定效应                        | 是                       | 是                     | 是                      | 是                       | 是                       |
| R <sup>2</sup>                   | 0.0896                  | 0.0622                | 0.0620                 | 0.0893                  | 0.0916                  |
| F                                | 26.6272                 | 47.7311               | 47.5569                | 26.5003                 | 24.7841                 |
| 观测值                              | 6419                    | 17115                 | 17073                  | 6410                    | 6410                    |

本文进一步探究 ESG 表现内部三个指标间的分歧对融资成本产生的影响,结果如表 5 所示。以本文 ESG 表现下的二级指标内部的方差作为分歧的衡量,同时将 ESG 表现本身加入回归之中,控制其效应,可见环境评价分歧、社会评价分歧和治理评价分歧都会导致债务融资成本的上升。表 5 所示结果为理解企业 ESG 表现对债务融资成本的影响,以及 ESG 表现的内核提供了补充证据,从环境评价分歧、社会评价分歧和治理评价分歧结果来看,三者的估计系数均显著为正,且在 10% 的水平上显著,表明当一家企业的环境、社会 and 治理表现评价存在分歧时,会带来更高的债务融资成本,即金融市场和投资者会重视企业的 ESG 表现,这里相比于上文中 ESG 表现分项回归结果而言的优势在于两方面:一是用方差来测量 ESG 表现分项的离散度,可以很大程度上减轻内生性和指标选择主观性的问题;二是可以更好地探究 ESG 表现中到底是哪些成分在发挥作用,三个分项的评价分歧均显著表明这三个成分都在发挥作用,从侧面表明投资者对环境、社会责任和公司治理都重视,不存在明显的结构性差异和偏好。同样考虑内部指标分歧对债务融资成本的影响机制,本文首先引入全部底层指标间的方差进行回归,结果如列(4)所示,可见其同样提高了债务融资成本;引入交乘项结果如列(5)所示,交乘项在 5% 的水平上显著,说明指标内部分歧也会影响 ESG 表现降低融资成本的效果。

表 5 ESG 分项表现分歧对债务融资成本影响

| 变量            | (1)<br><i>COD</i>       | (2)<br><i>COD</i>       | (3)<br><i>COD</i>       | (4)<br><i>COD</i> | (5)<br><i>COD</i>       |
|---------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------|-------------------------|
| <i>E-DEV</i>  | 0.7216*<br>(1.9180)     |                         |                         |                   |                         |
| <i>S-DEV</i>  |                         | 0.0059*<br>(1.6894)     |                         |                   |                         |
| <i>G-DEV</i>  |                         |                         | 1.1958*<br>(1.8353)     |                   |                         |
| <i>ESGPER</i> | -1.3613***<br>(-4.7751) | -1.2774***<br>(-4.5378) | -1.2493***<br>(-4.4326) |                   | -2.9229***<br>(-4.0184) |

续表 5

| 变量                             | (1)<br><i>COD</i>        | (2)<br><i>COD</i>        | (3)<br><i>COD</i>        | (4)<br><i>COD</i>        | (5)<br><i>COD</i>        |
|--------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>ESG-DEV</i>                 |                          |                          |                          | 1.4292 *<br>(1.7595)     | 0.4980<br>(0.3714)       |
| <i>ESGPER</i> × <i>ESG-DEV</i> |                          |                          |                          |                          | 7.0204 **<br>(2.0848)    |
| 控制变量                           | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 常数项                            | -9.0040 ***<br>(-4.0441) | -8.7722 ***<br>(-3.9459) | -9.0822 ***<br>(-4.0732) | -9.0562 ***<br>(-4.0484) | -5.6296 ***<br>(-2.6488) |
| 年份/企业固定效应                      | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| R <sup>2</sup>                 | 0.0902                   | 0.0901                   | 0.0902                   | 0.0867                   | 0.0920                   |
| F                              | 25.5469                  | 25.5038                  | 25.5307                  | 25.6751                  | 24.9144                  |
| 观测值                            | 6419                     | 6419                     | 6419                     | 6419                     | 6419                     |

3. 异质性检验<sup>①</sup>

(1) 基于审计师是否来自于国内前十大审计师事务所的异质性检验<sup>②</sup>。审计师要为其审计的财务报告质量负责,当所审计的企业出现财务问题时,审计机构也需要承担部分连带责任。审计师出于自身对法律风险的规避,会主动提高审计质量(张洪辉和章琳一,2018)<sup>[53]</sup>,近年来我国审计师事务所发展迅速,一般认为前十大事务所已经具有了一定的规模和质量效应,从而能显著降低企业冒险行为,提高财务质量。因此本文有理由认为企业合作的审计师事务所质量能够替代 ESG 表现的部分效果。据此,本文选择合作审计师事务所是否进入当年评比得分或收入排名前十名作为分组变量,探讨 ESG 表现的异质性影响。回归结果如表 6 列(1)和列(2)所示。对于审计师来自前十大的样本,估计系数为 -0.8561,高于非十大样本 1.1611,这一差异经 Bootstrap 检验在 1% 的水平上显著。表明对于合作审计师事务所非十大的样本企业,ESG 表现的影响更为显著,大事务所出具的审计报告对企业财务质量的提升一定程度上替代了企业 ESG 表现带来的正面效果,另一方面也说明对于合作审计师事务所非十大的企业,提高其 ESG 表现能够增强企业财务自律行为,从而降低债务融资成本。

(2) 基于地区市场化程度的异质性检验。已有文献表明,企业的 ESG 表现与地区市场特征相关,不同国家、不同地区在经济发展、法律体系和文化背景方面的差异都会影响到地区所在企业的 ESG 表现(Jha 和 Cox,2015)<sup>[54]</sup>。与此同时,投资者信心会受到地区市场化程度的异质性影响,市场化程度越高的地区,信息越通达,有关 ESG 表现的信息越能发挥其价值。因此,讨论地区市场化程度对 ESG 表现影响债务融资成本的作用是有意义的。地方市场化指数数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2021)》(王小鲁等,2021)<sup>[51]</sup>,这一指数被广泛用于衡量各地区的外部制度环境。该指数的值越高,则意味着当地有较优的市场环境。为了探究市场化程度影响的组间差异,本文以回归样本的地区市场化程度中位数为依据将样本划分为市场化水平较高地区的企业和市场化水平较低地区的企业,具体回归结果如表 6 列(3)和列(4)所示,对于高市场化程度地区的企业,其系数为 -1.7850,对于低市场化程度地区的企业,其系数为 -0.7689,分别在 1% 和 10% 的水平上通过显著性检验。组间差异为 -1.0161,在 1% 的水平上显著,表明在较高市场化程度的地区,ESG 表

① 为求结论的稳妥,本文同样依据交乘项对异质性做了检验,结论与分组方式获得的结论一致,备案。

② 本文同样基于是否与“国内四大”“国内八大”审计师事务所合作进行了异质性分析,结论与正文所述并无相悖之处,备案。



现对债务融资成本的影响效果更明显。这一方面是因为高市场化程度的地区具有更完善的制度,对利益相关者的保护程度更高,企业信用水平和治理水平也更高,可以有效缓解代理冲突和道德风险并降低债权人要求的风险溢价;另一方面可能在于高市场化程度地区的金融机构也会相对更早地将企业 ESG 表现纳入融资决策中。

表 6 异质性检验

| 变量             | (1)<br>COD                  | (2)<br>COD                 | (3)<br>COD                  | (4)<br>COD               |
|----------------|-----------------------------|----------------------------|-----------------------------|--------------------------|
| ESGPER         | -0.8561 **<br>( - 2.5386)   | -2.0172 ***<br>( - 3.8446) | -1.7850 ***<br>( - 4.1804)  | -0.7689 *<br>( - 1.8788) |
| 控制变量           | 控制                          | 控制                         | 控制                          | 控制                       |
| 常数项            | -11.8963 ***<br>( - 3.9366) | -6.5955 *<br>( - 1.7320)   | -10.5222 ***<br>( - 2.9137) | -3.4109<br>( - 0.9609)   |
| 年份/企业固定效应      | 是                           | 是                          | 是                           | 是                        |
| R <sup>2</sup> | 0.1157                      | 0.0762                     | 0.0876                      | 0.0880                   |
| F              | 20.5741                     | 7.7384                     | 11.9743                     | 12.1490                  |
| 样本量            | 3949                        | 2470                       | 3163                        | 3163                     |
| 企业性质           | 审计师来自<br>国内十大               | 审计师非来自<br>国内十大             | 处于市场化<br>水平高地区              | 处于市场化<br>水平低地区           |
| 系数差异           | 1.1611 ***                  |                            | -1.0161 ***                 |                          |

## 五、企业 ESG 表现影响债务融资成本的机制分析

基于江艇(2022)<sup>[55]</sup>研究方法,根据前文所述,本文选用了两个机制变量:财务自律和投资者信心<sup>①</sup>。企业的财务自律由财务重述和真实盈余管理来表示,在稳健性检验中替换为财务造假指标。财务重述指的是财务报表的重新表述,一般发生在企业发现之前的财务报表出现问题并纠正时。本文在上市公司所发布的财务重述报告中,挑选涉及企业内部统计错误以及媒体曝光或是监管机构披露的财务重述事件,并以财务重述错误发生的时期作为依据,计算各样本公司发生财务重述的次数以构成这一指标,构建指标所需数据来自国泰安数据库。真实盈余管理是指企业在遵守财务法规的前提下,通过调整企业真实的经营活动操纵会计信息、误导投资者,从而达到企业的某种目标的行为。投资者信心则由一系列股票市场的指标在排除财务特征后留下的残差降维得到,同时由于投资者信心可能受到财务信息质量的影响,在构建指标时同样将财务重述指标和真实盈余管理指标纳入待排除的财务特征中<sup>②</sup>。选用股票市场指标是由于一方面债权融资的标的物大多不具有流通性,其投资者的信心难以定量地衡量;另一方面,债券市场指标与企业债务融资成本存在较强的内生性。股权投资者和债权投资者的投资都是基于对企业未来经营的信任,二者之间存在一定的相关性和协同性<sup>③</sup>。基于此,本文以股票市场指标来代理投资者信心情况。具体来说,本文本部分使用的模型如式(2)~式(4)所示:

$$Mech_{it} = \alpha + \beta ESGPER_{it} + \theta Controls + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

① 本文也使用了三步中介方法对机制进行了检验,结论一致,备索。

② 这样做法的目的有两个:一是排除企业财务特征,避免 ESG 表现与财务特征之间的内生影响;二是将第一条机制排除后检验第二条机制是否存在,避免两条机制之间相互影响。

③ 本文在稳健性检验中做了进一步验证。

$$Mech_{it+1} = \alpha + \beta ESGPER_{it} + \theta Controls + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Mech_{it} = \alpha + \beta ESGPER_{it-1} + \theta Controls + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, *Mech* 代表机制变量,其他变量的含义同式(1)。式(2)为机制检验的基础回归,式(3)、式(4)则进一步探讨变量间的跨期影响。由于代表财务自律的机制变量财务重述存在相当一部分样本取值为0,本文在对其进行探讨时引入 Tobit 模型作为补充检验。

1. 基于财务自律的机制检验

为了结论的稳健性,本文将机制变量财务重述提前一期和自变量 *ESGPER* 滞后一期进行回归检验。如表7所示,列(1)~(3)分别是当期、提前一期和滞后一期的回归结果。为了排除一般所述公司治理水平的影响,本部分额外引入了一系列控制变量:首先,参考李志斌等(2020)<sup>[56]</sup>,本文以迪博内部控制指数作为内部控制的代理变量,该指标包括战略指数、经营指数、报告指数、合规指数和资产安全指数五个相关指标,较为全面地反映了公司内部控制质量;在此基础上,本文还引入一系列被认为和内部控制有关的传统公司治理变量,包括实际控制人拥有上市公司所有权比例、股权制衡度、管理层前三名薪酬总额、管理层持股比例、董事会规模和独立董事占比,可以认为已经对一般所述的公司治理水平有了很好的反映。由列(1)可知,ESG表现的提高可以降低企业财务重述的次数,即企业财务自律行为改善,系数为-0.1675,在1%水平显著。列(2)取 *t*+1期的 *Restatement*,估计系数为-0.1530,在5%水平显著;第(3)列取 *t*-1期的 *ESGPER*,估计系数为-0.1367,在5%水平显著。更进一步地,考虑财务重述这一指标在小于等于零处截尾,本文以面板 Tobit 模型再次分为当期、提前和滞后回归,结果均在5%的水平上显著,备索。

进一步检验上市公司 ESG 表现与真实盈余管理的关系,结果如表7列(4)~(6)所示,可见,当期结果与跨期结果均通过显著性检验。上述结果表明,无论是当期还是跨期、是否考虑截尾,结论均未改变,企业 ESG 表现的提高可以通过提高企业财务自律行为来促进债务融资成本下降。综上所述,基于财务自律的影响机制显著存在,研究假说H<sub>1</sub>得到进一步的验证。

表 7 基于财务自律的机制检验

| 变量                          | (1)<br><i>Restatement</i> | (2)<br><i>Restatement<sub>t+1</sub></i> | (3)<br><i>Restatement</i> | (4)<br><i>REM</i>        | (5)<br><i>REM<sub>t+1</sub></i> | (6)<br><i>REM</i>      |
|-----------------------------|---------------------------|-----------------------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------------|------------------------|
| <i>ESGPER</i>               | -0.1675 ***<br>(-2.5968)  | -0.1530 **<br>(-2.1227)                 |                           | -0.0373 ***<br>(-2.8088) | -0.0293 **<br>(-2.0187)         |                        |
| <i>ESGPER<sub>t-1</sub></i> |                           |                                         | -0.1367 **<br>(-2.0815)   |                          |                                 | -0.0256 *<br>(-1.9208) |
| 控制变量                        | 控制                        | 控制                                      | 控制                        | 控制                       | 控制                              | 控制                     |
| 内部控制变量                      | 控制                        | 控制                                      | 控制                        | 控制                       | 控制                              | 控制                     |
| 常数项                         | -0.9454 *<br>(-1.8297)    | -0.6578<br>(-1.1504)                    | -1.1134 **<br>(-2.0221)   | 0.0811<br>(0.7548)       | 0.3182 ***<br>(2.6732)          | -0.1477<br>(-1.3051)   |
| 年份/企业固定效应                   | 是                         | 是                                       | 是                         | 是                        | 是                               | 是                      |
| R <sup>2</sup>              | 0.0299                    | 0.0223                                  | 0.0305                    | 0.0934                   | 0.0151                          | 0.0683                 |
| F                           | 5.8228                    | 3.8520                                  | 5.4415                    | 18.2391                  | 2.4561                          | 11.9996                |
| 样本量                         | 6102                      | 5332                                    | 5640                      | 5754                     | 5097                            | 5354                   |

2. 基于投资者信心的机制检验

在投资者信心的构建方面,本文通过分析股票交易市场指标的方式来获得能够代表投资者信

心的指数。在具体指标构建方面,参考 Baker 和 Wurgler(2006)<sup>[57]</sup>方法,在挑选常用的衡量投资者情绪的单一指标的基础上,通过将其与反映公司基本面信息的指标回归后取残差的方法来排除公司经营状况可能产生的影响。为了排除上文所述的财务自律可能对结果产生的影响,将企业的财务重述和真实盈余管理同样作为解释变量引入回归。最终,本文所选择的基础指标包括托宾 Q 值、市值账面比、市盈率、换手率与动量指标,解释变量包括营业收入增长率、净资产收益率、资产负债率、对数化后的总资产、营运资金、现金流量净额、财务重述和真实盈余管理。由于引入指标较多,为了避免缺失值对于样本量产生严重限制,本文通过移动平均法对缺失值进行填补。在回归获得残差后,使用主成分分析法提取公共因子,所得因子即为投资者信心的代理指标(*Sent*)。基于此的回归结果如表 8 所示,可见,企业 ESG 表现会对投资者信心产生正面效果,系数为 0.0097,在 1% 的水平上显著。当期的 ESG 表现对于下一期投资者信心的影响、上期的 ESG 表现对于当期的信心的影响均在 1% 的水平上显著,说明 ESG 表现对于投资者信心的提振作用存在,且在跨期的情况下更为明显,说明企业的 ESG 投资是长期投资。综上所述,研究假说 H<sub>1</sub> 得到进一步验证。

表 8 基于投资者信心的机制检验

| 变量                          | (1)<br><i>Sent</i>        | (2)<br><i>Sent<sub>t+1</sub></i> | (3)<br><i>Sent</i>        |
|-----------------------------|---------------------------|----------------------------------|---------------------------|
| <i>ESGPER</i>               | 0.0097 ***<br>(3.2644)    | 0.0092 ***<br>(2.7423)           |                           |
| <i>ESGPER<sub>t-1</sub></i> |                           |                                  | 0.0084 ***<br>(2.8249)    |
| 控制变量                        | 控制                        | 控制                               | 控制                        |
| 常数项                         | -0.5948 ***<br>(-25.8053) | -0.5314 ***<br>(-20.4909)        | -0.5963 ***<br>(-24.8280) |
| 年份/个体效应                     | 是                         | 是                                | 是                         |
| R <sup>2</sup>              | 0.3370                    | 0.2735                           | 0.3378                    |
| F                           | 104.4719                  | 72.9724                          | 98.7973                   |
| 样本量                         | 4786                      | 4348                             | 4542                      |

### 3. 对于两个机制的分项检验<sup>①</sup>

为了更好地分析 ESG 表现的影响效果,本部分将分别探讨环境表现、社会表现和治理表现的效果。在财务自律方面,环境、社会和治理表现都对财务重述和真实盈余管理有显著的负向影响,说明分项表现能够改善财务自律行为,这也与上述理论分析部分相契合。在投资者信心方面,公司治理分项显现出了最为显著的正向影响(1% 水平显著),环境和社会责任分项则分别在 10% 和 5% 的水平上通过了显著性检验。这说明,目前投资者更加注重企业的治理表现,这一指标内含企业对于未来经济社会的愿景、CSR 报告质量与领导机构设置等受到投资者广泛关注的企业情况,本身就是企业树立自身形象的重要方式,能够能在投资者心目中产生直接的概念。从机制分项检验可以看出,当前无论是企业还是投资者都开始逐渐认知并认可 ESG 表现的经济效益,除了重视与企业经营相关的治理分项,也已将环境和社会效益纳入考量。

① 由于篇幅原因,回归结果未列示,备案。

## 六、稳健性检验与内生性检验

### 1. 稳健性检验<sup>①</sup>

为了保证结论的可靠性,本文首先从变量和模型方面分别对基础回归、异质性分析和机制部分进行初步检验,并在此基础上对异质性分析和机制部分做进一步的检验,最后就投资者信心代理变量的适用性进行探讨。

在更换解释变量方面,利用加总方法代替原先的因子分析法合成 ESG 表现代理变量,来检验降维方法对本文结论是否会产生影响,将基础指标中的连续型变量归一化处理后将数据映射至 0~1 范围内,再将其与各哑变量加总后求平均,得到环境、社会、治理三个分项,最后将三个分项加总后平均,得到新的变量 *ESGPER2* 后进行回归;在更换被解释变量方面,分别更换融资成本代理变量的分母为平均债务总计(*COD2*)、分子为利息支出加手续费(*COD3*)和应付利息(*COD4*)构建新的债务融资成本指标,以及将企业加权公司债利率作为被解释变量,代替原有指标进行回归;在更换模型方面,本文通过随机效应模型、Swamy-Arora 估计模型和极大似然估计模型等对数据进行回归分析。随机效应模型用以放松假设,Swamy-Arora 估计模型被认为对非平衡面板有较好的估计结果,极大似然估计法则对标准差的估计更为准确。上述方法所得结论均与正文结论一致。

进一步对于异质性部分而言,本文引入交乘项进行检验,结论未与正文相悖;针对机制分析,本文以三步中介法对本文的机制部分结论进行验证的同时,以财务造假替换财务重述和真实盈余管理作为企业财务自律的代理变量,并分别验证当期和跨期影响。上述结果均与正文分析结果一致,结论稳健。

最后,考虑到本文使用的投资者信心为股票市场投资者信心,可能不能代表债务投资者信心情况,因此本文在此引入双重差分法对投资者信心的适用性做验证。本文选用“11 超日债”事件作为债务投资者信心的代理,“11 超日债”违约是国内首例实质性违约事件,极大地冲击了债务投资者对于公司债务刚性兑付、隐性担保的信心(佟岩等,2022)<sup>[58]</sup>。如果这一事件同样对股票市场投资者信心产生冲击,那么本文有理由相信股权投资者信心和债务投资者信心具有一定程度的同质性,可以作为债务投资者信心数据缺失时的代理。“11 超日债”违约发生在 2014 年 3 月 4 日,因此本文设定事件冲击时间为 2014 年,平行性趋势检验通过后进行双重差分法的回归,结果显示“11 超日债”违约事件确实挫伤了股权投资者信心,可以认为其与债务投资者信心有一定的同质性<sup>②</sup>。

### 2. 内生性检验

在非参数估计方面,本文引入倾向得分匹配方法,将企业财务层面的数据作为协变量进行匹配,以控制双向因果可能造成的内生性问题。匹配后 ESG 表现对债务融资成本的影响依然在 1% 的水平上显著,一定程度上支持了上述结论的稳健性。

在参数估计方面,本文以工具变量法为基础的二阶段最小二乘法(2SLS)和广义矩估计法(GMM)进行内生性检验,可以证明二者分别在满足和不满足球形扰动项假设的情况下满足最有效的要求。本部分首先参考方先明和胡丁(2023)<sup>[59]</sup>,以企业当年被 ESG 基金持股的家数以及持股占净值的比例作为工具变量(即表中的 *IVESGPER1* 以及 *IVESGPER2*)。本文选择的另一个工具变量是参考 Bartik(1991)<sup>[60]</sup>构建的 *IVESGPER3*,传统的 Bartik 工具变量依初始份额构建,但是考虑

① 由于篇幅原因,部分回归结果未列示,备案。

② 由于篇幅原因,平行性趋势检验图和双重差分回归结果未列示,备案。



到我国 ESG 理念起步较晚,依初始份额构建的工具变量会出现严重的样本损失和偏差——在 2010 年就能收集到 ESG 相关数据的企业极有可能是最早接受这一理念的企业,从而不具有对整体样本的代表性。故本文选择以研究终点时间的后一年,即 2021 年各企业的 ESG 表现作为权重,以分行业的增长率反推至样本期间的每一年,获得本部分使用的 *IVESGPER3*。首先进行广义矩估计,结果如表 9 列 (1) 所示,进一步地,由于 *IVESGPER1* 和 *IVESGPER2* 相关性过强,本文分别将其与 *IVESGPER3* 进行线性组合纳入回归,以此为工具变量的两阶段最小二乘法的回归结果如表 9 列 (2) ~ (5) 所示<sup>①</sup>,可见,以此为工具变量并未改变本文的研究结论。进一步对三个工具变量分别进行检验,用于不可识别性检验的 Anderson LM 统计量和用于弱工具变量检验的 Cragg-Donald 统计量均高于 1% 水平所对应的临界值,可见工具变量确实满足相关要求;在引入 Hansen 检验外生性时,置信水平分别为 0.9215 和 0.3721;Sargan 检验的置信水平则为 0.9396 和 0.5103,均不能拒绝所有工具变量均为外生变量的原假设。

样本选择偏差是另一个可能导致内生性的问题,企业的 ESG 情况是企业自愿披露的内容,能否获得相关的数据,相当程度上取决于企业宣传的意愿和能力,因此本文的研究中难以对不愿提供相关信息的企业情况进行衡量,那么有理由怀疑愿意宣传和提供 ESG 表现情况的企业本身具有一定的共同特征,即样本的随机性受到挑战。基于此,本文引入 Heckman 选择模型来对选择偏误进行校正,模型结果如表 9 中列 (6) 和列 (7) 所示,其中列 (6) 为选择方程,选择方程中的排他性约束变量即为上文中所述的工具变量,均为会对指示变量造成影响,而与解释变量无关;列 (7) 为处理方程,*MILLS* 即为逆米尔斯比率 (IMR),这一指标在 5% 的水平上显著,说明选择偏差确实存在,同时在排除选择偏误的影响后,ESG 表现对债务融资成本的影响依然显著。

本文同样通过以上方法对两个机制中的式 (3) (即解释变量 ESG 表现与机制变量的回归) 进行检验,结论与正文所述内容并无相悖之处,结论稳健。

表 9 内生性检验估计结果

| 变量               | (1)<br><i>COD</i>        | (2)<br><i>ESGPER</i>    | (3)<br><i>COD</i>        | (4)<br><i>ESGPER</i>    | (5)<br><i>COD</i>        | (6)<br><i>SELECT</i>   | (7)<br><i>COD</i>        |
|------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| <i>ESGPER</i>    | -1.8111 ***<br>(-2.8249) |                         | -2.9989 ***<br>(-7.6257) |                         | -3.0223 ***<br>(-7.6629) |                        | -1.8913 ***<br>(-9.2279) |
| <i>IVESGPER1</i> |                          | 0.0070 ***<br>(3.8026)  |                          |                         |                          | 0.0103<br>(0.1449)     |                          |
| <i>IVESGPER2</i> |                          |                         |                          | 0.0011<br>(1.5771)      |                          | -0.0147<br>(-0.6694)   |                          |
| <i>IVESGPER3</i> |                          | 0.6017 ***<br>(35.0106) |                          | 0.6047 ***<br>(35.1930) |                          | 1.6130 ***<br>(3.6894) |                          |
| <i>MILLS</i>     |                          |                         |                          |                         |                          |                        | 1.4698 **<br>(2.4931)    |
| 控制变量             | 控制                       | 控制                      | 控制                       | 控制                      | 控制                       | 控制                     | 控制                       |

① 分别将三个工具变量带入模型以及将三个工具变量全部带入模型均获得显著的负相关关系,备索。

续表 9

| 变量              | (1)<br><i>COD</i>    | (2)<br><i>ESGPER</i>        | (3)<br><i>COD</i>           | (4)<br><i>ESGPER</i>        | (5)<br><i>COD</i>           | (6)<br><i>SELECT</i>     | (7)<br><i>COD</i>      |
|-----------------|----------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|--------------------------|------------------------|
| 常数项             | -4.6952<br>(-0.5039) | -0.6190 ***<br>(-17.2255)   | 4.5587 ***<br>(6.5353)      | -0.6375 ***<br>(-17.9239)   | 4.5374 ***<br>(6.4994)      | -4.7520 ***<br>(-5.4916) | 4.7735 ***<br>(6.7443) |
| 方法              | GMM                  | 2SLS                        | 2SLS                        | 2SLS                        | 2SLS                        | Heckman selection model  |                        |
| <i>AR</i> (1/2) | (0.00/0.46)          | <i>R</i> <sup>2</sup> :0.47 | <i>R</i> <sup>2</sup> :0.09 | <i>R</i> <sup>2</sup> :0.47 | <i>R</i> <sup>2</sup> :0.09 |                          |                        |
| Hansen 检验       | 0.72                 | F:258.10                    | F:37.37                     | F:257.02                    | F:37.55                     |                          |                        |
| 观测值             | 6419                 | 6030                        | 6030                        | 6030                        | 6030                        | 6258                     | 6258                   |

3. 排除财务自律渠道反向因果的检验

为了排除反向因果的影响,本文同样引入 DID 模型从正反两个方向分别探索财务自律和 ESG 表现两个变量间的因果关系:首先引入 2014 年会计准则修改作为一项准自然实验,检验本文财务自律指标——真实盈余管理是否会对企业 ESG 表现产生影响;其次引入 2012 年银监会下发《绿色信贷指引》作为准自然实验,再次验证 ESG 表现能否对财务自律造成影响。在分别构造哑变量的基础上,得到模型的回归结果。结果显示,无论是否加入控制变量,对于真实盈余管理和会计准则的 DID 项而言并未对企业的 ESG 表现造成显著影响,这一结论在平行性趋势检验图中也可以看出;而对于绿色信贷指引的回归结果,DID 项均在 5% 的水平上显著,绿色信贷指引确实对于真实盈余管理有负向的影响效果<sup>①</sup>。

七、结论与政策建议

本文以 2011—2020 年我国 A 股上市公司为样本,研究了企业 ESG 表现与债务融资成本之间的关系。研究表明:第一,企业 ESG 表现的提高有助于降低其债务融资成本,且三个分项指标都有降低融资成本的效果。第二,本文通过引入不同评级机构间的评价分歧和本文所用 ESG 表现指标内部间的分歧,发现两类分歧都会对债务融资成本产生影响,而且会降低 ESG 表现影响债务融资成本的效果。由于本文采用离散度衡量评价分歧,其依托不同评级机构的观测而生,较少受到企业经营状况的影响,因此也间接为控制内生性问题提供了补充证据。第三,企业 ESG 表现对债务融资成本的影响存在异质性,在审计师来自非十大审计师事务所和处于高市场化水平地区的企业中,ESG 表现对债务融资成本的影响作用更显著。第四,本文探究了企业 ESG 表现影响债务融资成本的机制,即财务自律行为和投资者信心,三个分项对于机制的影响效果均显著。最后,上述结论在通过替换解释变量、替换被解释变量、更换计量方法、内生性检验等一系列稳健性检验后,仍然保持稳健。

基于此,本文提出如下政策建议:

首先,积极肯定企业提升 ESG 表现的正向经济效应,出台一系列政策为企业开展 ESG 转型营造良好的外部条件。一是政府需要出台或颁布具有针对性的补贴政策 and 税收政策,增加企业的盈利空间,优化企业 ESG 转型的成本环境,满足企业作为商品生产经营者的逐利性。特别是增加对环境保护类项目的补贴及税收优惠政策,将一些特定的税收政策延伸到第三次分配领域,引导和鼓励企业积极从事社会责任活动,并激励企业管理层更好地履行委托代理关系,提高决策效率,改善

<sup>①</sup> 碍于篇幅本部分未列示平行性趋势检验图和回归结果,备索。

公司治理结构。二是监管机构应出台更加权威、全面、细致的监管规则,进一步量化考核指标,加快推进并完善 ESG 整体制度框架。国资委、生态环境部、中国人民银行、证监会和主要证券交易所应发挥合力和引导作用,发布相关指引和指南,不仅要制定 ESG 的标准规则,更要形成一套考核反馈机制。三是加大 ESG 投融资的政策支持,生态环境部和国家发改委等部门应选择在低碳城市、适应型城市、气候投融资等试点地区开展 ESG 应用的先行先试,积极探索 ESG 发展路径。与此同时,要鼓励更多市场投资者将 ESG 纳入投融资决策考量,将 ESG 贯穿投资决策全过程,培育和壮大责任投资人队伍。

其次,关注企业 ESG 转型经济效应的差异性和非对称性。本文异质性分析结果表明,在市场化程度较高的企业中,良好的 ESG 表现更有利于促进债务融资成本的降低,因此政府部门应该适当减少对企业经营的干预,让市场发挥资源配置的作用,形成正向反馈循环进而指导企业的 ESG 行为。与此同时,在制定相关的扶持政策时,要将更多资源和政策优惠配置到当前位于我国市场化程度较低的地区和企业主体,对于这些企业而言,由于市场化基础设施不足和监管不健全等因素,投资者通常面临较高的风险和不对称水平,通过强调 ESG 原则可以加强企业披露和提高信息透明度,减少不确定性,从而促使当地包括金融机构在内的投资者认可 ESG 表现的积极作用并帮助其切实转化为企业的融资优势。此外,在进一步鼓励企业和市场投资者重视社会责任和公司治理的同时,也要更加重视环境因素,气候变化及其风险已成为全球关注的焦点,企业在 ESG 实践中应承担起责任,但是目前投资者对环境表现的认可仍有所不足。国家应尽快制定出台鼓励环境保护的激励约束机制,进一步释放环境表现的经济效应,推动投资者重视环境表现并促使企业采取措施减少对环境的负面影响,均衡发展“三位一体”的可持续发展理念。

最后,积极构建中国特色的 ESG 评价标准,强化上市公司的社会责任治理。要立足我国目前的发展阶段和基本国情,在实现国际国内标准同向并轨的基础上推动建立具有中国特色科学规范的指标体系,应注重地区间的发展差异和阶段性发展重点,真正兼顾责任投资发展与我国绿色转型目标的实现;要加强国际交流与合作,主动参与 ESG 国际相关标准的讨论与制定,增强我国在国际标准制定上的话语权和竞争力;持续完善 ESG 信息披露标准的制度规范并适当给予正向激励,运用好技术手段,高频、客观地对海量数据进行处理和评级,重点解决 ESG 评级指标的范围分歧、度量分歧和权重分歧;将 ESG 评级纳入到对上市公司的日常监督评价体系之中,通过引导性制度和强制性制度相结合,优化政府监管,推动 ESG 在资本市场中发挥更优质的可持续发展信号效应。

此外,本文存在一些不足之处值得未来继续探索。一方面,本文以沪深 A 股上市公司数据为样本检验 ESG 表现对债务融资成本的影响,没有就不同企业所处的产业发展态势及生命周期进行更细化的探讨,未来可进行深入研究;另一方面,在企业开展 ESG 活动所创造的价值方面,本文仅探讨了降低债务融资成本的益处,除此之外,还有推动消费者偏好改变、资产结构优化与投资效率提升等多个方面,未来可据此进行拓展性研究。

#### 参考文献

- [1] 李小荣,徐腾冲. 环境 - 社会责任 - 公司治理研究进展[J]. 北京: 经济动态, 2022, (8): 133 - 146.
- [2] Michaud, D. W., and K. A. Magaram. Recent Technical Papers on Corporate Governance [R]. Social Science Research Network, 2006.
- [3] Gillan, S. L., A. Koch, and L. T. Starks. Firms and Social Responsibility: A Review of ESG and CSR Research in Corporate Finance [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 66, 101889.
- [4] MSCI. ESG Ratings [EB/OL]. <https://www.msci.com/our-solutions/esg-investing/esg-ratings>, 2020 - 11 - 19.
- [5] 操群, 许骞. 金融“环境、社会和治理”(ESG)体系构建研究[J]. 北京: 金融监管研究, 2019, (4): 95 - 111.

- [6] Pedersen, L. H. , S. Fitzgibbons, and L. Pomorski. Responsible Investing: The ESG-Efficient Frontier [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 142, (2) : 572 – 597.
- [7] Shive, S. A. , and M. M. Forster. Corporate Governance and Pollution Externalities of Public and Private Firms [J]. *The Review of Financial Studies*, 2020, 33, (3) : 1296 – 1330.
- [8] 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]. 北京:数量经济技术经济研究, 2019, (3) : 108 – 123.
- [9] Friede, G. , T. Busch, and A. Bassen. ESG and Financial Performance: Aggregated Evidence from More than 2000 Empirical Studies [J]. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 2015, 5, (4) : 210 – 233.
- [10] Goss, A. , and G. S. Roberts. The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35, (7) : 1794 – 1810.
- [11] 廉永辉,何晓月,张琳. 企业 ESG 表现与债务融资成本 [J]. 杭州:财经论丛, 2023, (1) : 48 – 58.
- [12] Russo, M. V. , and P. A. Fouts. A Resource-based Perspective on Corporate Environmental Performance and Profitability [J]. *Academy of Management Journal*, 1997, 40, (3) : 534 – 559.
- [13] Bhattacharya, C. B. , D. Korschun, and S. Sen. Strengthening Stakeholder-company Relationships through Mutually Beneficial Corporate Social Responsibility Initiatives [J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 85, (2) : 257 – 272.
- [14] Pérez, A. , and I. R. del Bosque. Corporate Social Responsibility and Customer Loyalty: Exploring the Role of Identification, Satisfaction and Type of Company [J]. *The Journal of Services Marketing*, 2015, 29, (1) : 15.
- [15] Cahan, S. F. , C. Chen, L. Chen, and N. H. Nguyen. Corporate Social Responsibility and Media Coverage [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2015, 59: 409 – 422.
- [16] Bualay, A. Between Cost and Value: Investigating the Effects of Sustainability Reporting on a Firm's Performance [J]. *Journal of Applied Accounting Research*, 2019, 20, (4) : 481 – 496.
- [17] Albuquerque, R. , Y. Koskinen, S. Yang, and C. Zhang. Resiliency of Environmental and Social Stocks: An Analysis of the Exogenous COVID – 19 Market Crash [J]. *The Review of Corporate Finance Studies*, 2020, 9, (3) : 593 – 621.
- [18] Takahashi, H. , and K. Yamada. When the Japanese Stock Market Meets COVID – 19: Impact of Ownership, China and US Exposure, and ESG Channels [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2021, 74, 101670.
- [19] 王琳琳,廉永辉,董捷. ESG 表现对企业价值的影响机制研究 [J]. 深圳:证券市场导报, 2022, (5) : 23 – 34.
- [20] Ng, A. C. , and Z. Rezaee. Business Sustainability Performance and Cost of Equity Capital [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 34: 128 – 149.
- [21] 李井林,阳镇,易俊玲. ESG 表现有助于降低企业债务融资成本吗? ——来自上市公司的微观证据 [J]. 南昌:企业经济, 2023, (2) : 89 – 99.
- [22] Hasan, I. , C. K. Hoi, Q. Wu, and H. Zhang. Social Capital and Debt Contracting: Evidence from Bank Loans and Public Bonds [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52, (3) : 1017 – 1047.
- [23] Balkenborg, D. How Liable Should a Lender Be? The Case of Judgment-Proof Firms and Environmental Risk: Comment [J]. *The American Economic Review*, 2001, 91, (3) : 731 – 738.
- [24] Chava, S. Environmental Externalities and Cost of Capital [J]. *Management Science*, 2014, 60, (9) : 2223 – 2247.
- [25] Apergis, N. , T. Poufinas, and A. Antonopoulos. ESG Scores and Cost of Debt [J]. *Energy Economics*, 2022, 112, 106186.
- [26] Jang, G. Y. , H. G. Kang, J. Y. Lee, and K. Bae. ESG Scores and the Credit Market [J]. *Sustainability*, 2020, 12, (8) : 3456.
- [27] Christensen, D. M. Corporate Accountability Reporting and High-profile Misconduct [J]. *The Accounting Review*, 2016, 91, (2) : 377 – 399.
- [28] 彭雅哲,汪昌云. 资本市场开放与企业真实盈余管理——基于“陆港通”的经验证据 [J]. 北京:经济管理, 2022, (1) : 176 – 191.
- [29] Kim, J. B. , and L. Zhang. Does Accounting Conservatism Reduce Stock Price Crash Risk? Firm-level Evidence [R]. 35th EAA Annual Congress, 2012.
- [30] Karpoff, J. M. , D. S. Lee, and G. S. Martin. The Cost to Firms of Cooking the Books [J]. *Journal of Financial And Quantitative Analysis*, 2008, 43, (3) : 581 – 611.
- [31] Graham, J. R. , S. Li, and J. Qiu. Corporate Misreporting and Bank Loan Contracting [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 89, (1) : 44 – 61.
- [32] Palmrose, Z. V. , V. J. Richardson, and S. Scholz. Determinants of Market Reactions to Restatement Announcements [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2004, 37: 59 – 89.



- [33] Anderson, K. L., and T. L. Yohn. The Effect of 10 – K Restatements on Firm Value, Information Asymmetries, and Investors Reliance on Earnings[R]. Working Paper, Georgetown University, 2002.
- [34] Azmi, W., M. K. Hassan, R. Houston, and M. S. Karim. ESG Activities and Banking Performance: International Evidence from Emerging Economies[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2021, 70, 101277.
- [35] 雷光勇, 王文, 金鑫. 公司治理质量、投资者信心与股票收益[J]. 北京: 会计研究, 2012, (2): 79 – 86, 97.
- [36] Eliwa, Y., A. Aboud, and A. Saleh. ESG Practices and the Cost of Debt: Evidence from EU Countries[J]. Critical Perspectives on Accounting, 2021, 79, 102097.
- [37] 葛永盛, 黄婷婷. 基于风险与收益的企业社会责任研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2013, (3): 20 – 24.
- [38] Elliott, W. B., K. E. Jackson, M. E. Peecher, and B. J. White. The Unintended Effect of Corporate Social Responsibility Performance on Investors' Estimates of Fundamental Value[J]. The Accounting Review, 2014, 89, (1): 275 – 302.
- [39] 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]. 北京: 科学决策, 2020, (11): 15 – 41.
- [40] Boubakri, N., O. Guedhami, and D. Mishra. Family Control and the Implied Cost of Equity: Evidence before and after the Asian Financial Crisis[J]. Journal of International Business Studies, 2010, 41, (3): 451 – 474.
- [41] Persakis, A., and G. E. Iatridis. Audit Quality, Investor Protection and Earnings Management during the Financial Crisis of 2008: An International Perspective[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 2016, 41: 73 – 101.
- [42] Jacobs, B. I., and K. N. Levy. The Challenge of Disparities in ESG Ratings[J]. The Journal of Impact and ESG Investing, 2022, 2, (3): 107 – 111.
- [43] Berg, F., K. Fabisik, and Z. Sautner. Rewriting history II: The (Un) predictable Past of ESG Ratings[R]. European Corporate Governance Institute-Finance Working Paper, 2020.
- [44] Berg, F., J. F. Koelbel, and R. Rigobon. Aggregate Confusion: The Divergence of ESG Ratings[J]. Review of Finance, 2022, 26, (6): 1315 – 1344.
- [45] Wong, C., and E. Petroy. Rate the Raters 2020: Investor Survey and Interview Results[EB/OL]. <https://www.sustainability.com/globalassets/sustainability.com/thinking/pdfs/sustainability-ratetheraters2020-report.pdf>, 2020.
- [46] Lopez-de-Silanes, F., J. A. McCahery, and P. C. Pudschedl. ESG Performance and Disclosure: A Cross-Country Analysis[R]. European Corporate Governance Institute-Law Working Paper, 2019.
- [47] Pástor, L., R. F. Stambaugh, and L. A. Taylor. Sustainable Investing in Equilibrium[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142, (2): 550 – 571.
- [48] Avramov, D., S. Cheng, A. Lioui, and A. Tarelli. Sustainable Investing with ESG Rating Uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 145, (2): 642 – 664.
- [49] Francis, J., R. Lafond, P. Olsson, and K. Schipper. The Market Pricing of Accruals Quality. [J] Journal of Accounting & Economics, 2005, 39, (2): 295 – 327.
- [50] 李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 北京: 金融研究, 2009, (12): 137 – 150.
- [51] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [52] 张嘉伟, 胡丹丹, 周磊. 数字经济能否缓解管理层短视行为? ——来自真实盈余管理的经验证据[J]. 北京: 经济管理, 2022, (1): 122 – 139.
- [53] 张洪辉, 章琳一. 融券制度与审计质量——基于准自然实验分析[J]. 北京: 经济管理, 2018, (1): 172 – 190.
- [54] Jha, A., and J. Cox. Corporate Social Responsibility and Social Capital[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 60: 252 – 270.
- [55] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (5): 100 – 120.
- [56] 李志斌, 阮豆豆, 章铁生. 企业社会责任的价值创造机制: 基于内部控制视角的研究[J]. 北京: 会计研究, 2020, (11): 112 – 124.
- [57] Baker, M., and J. Wurgler. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns[J]. The Journal of Finance, 2006, 61, (4): 1645 – 1680.
- [58] 佟岩, 李鑫, 钟凯, 赵泽与. “抱团取暖”还是“自力更生”——产品市场竞争中的企业集团母子公司债券管理[J]. 北京: 经济管理, 2022, (7): 121 – 139.
- [59] 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]. 北京: 经济研究, 2023, (2): 91 – 106.
- [60] Bartik, T. Who Benefits From State and Local Economic Development Policies? [M]. New York: WE Upjohn Institute for Employment Research, 1991.

## Corporate ESG Performance and Cost of Debt: Theoretical Mechanism and Empirical Evidence

FAN Yun-peng<sup>1</sup>, MENG Ya-jing<sup>2</sup>, HU Bin<sup>3</sup>

(1. Institute of Finance & Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100710, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin, 300071, China;

3. University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China)

**Abstract:** ESG embodies a sustainable development ideology that balances economic growth, environmental protection and social justice. It represents a new investment concept and evaluation system that seeks long-term value growth for companies. In recent years, in response to calls and advocacy from major countries and international organizations, an increasing number of financial institutions have started incorporating ESG factors into their debt financing decisions as an important supplement to measuring corporate performance. Therefore, in the current context of China's commitment to achieving the goals of "peak carbon emissions" and "carbon neutrality", whether companies can reduce their costs of debt by improving their ESG performance holds significant strategic importance for promoting high-quality corporate development.

Based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020, this paper empirically analyzes the impact of corporate ESG performance on debt financing cost, and explores the impact of divergences in ESG performance evaluation. The study found that the improvement of corporate ESG performance helps to reduce the cost of debt, and in each sub item of ESG performance, social performance and governance performance have a significant negative impact, while environmental performance has a lower significance. Evaluation divergence among different rating agencies and among indicators would have an impact on cost of debt, and would reduce the effect of ESG performance on cost of debt. Since this paper uses the dispersion measure to evaluate the divergence, it is based on the observation of different rating agencies and would not be affected by the business conditions of firms. Therefore, it also indirectly provides supplementary evidence to solve the endogeneity problem. Heterogeneity analysis showed that in firms without a top 10 auditor and in regions with high marketization levels, improving ESG performance can more significantly reduce cost of debt. The analysis of the impact mechanism found that ESG performance mainly affects the cost of debt financing through channels such as encouraging corporate financial self-discipline and boosting investor confidence.

Based on these findings, the study proposes the following policy recommendations: Firstly, the government should actively recognize the positive economic effects of improving corporate ESG performance and introduce a series of policies to create favorable external conditions for companies to carry out ESG transformation. Secondly, the government need to pay attention to the heterogeneity and asymmetry of the economic effects of corporate ESG transformation. Finally, the relevant department actively develop China's unique ESG evaluation standards, strengthen social responsibility governance for listed companies, and establish a scientifically standardized indicator system with Chinese characteristics based on the current stage of development and the basic national conditions while promoting the convergence of international and domestic standards.

**Key Words:** ESG performance; cost of debt; ESG divergence; financial self-discipline; investor confidence

**JEL Classification:** G12, G32, M14

**DOI:** 10. 19616/j. cnki. bmj. 2023. 08. 007

(责任编辑:刘建丽)