

DOI:10.13718/j.cnki.xdsk.2025.02.015

经济与管理

引用格式:于庆瑞,秦梦柯,李晓阳.融资约束、ESG 表现与调节效应——基于党组织参与治理视角的分析[J].西南大学学报(社会科学版),2025(2):182-193.

融资约束、ESG 表现与调节效应

——基于党组织参与治理视角的分析

于庆瑞¹,秦梦柯²,李晓阳²

(1. 西南大学 商贸学院,重庆 402460;2. 西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

摘 要: ESG 是贯彻落实“双碳”目标和实现可持续发展的重要措施,投资机构日益倾向于将 ESG 表现纳入投资决策体系,企业 ESG 表现如何影响融资约束是值得深入研究的重要命题。利用双向固定效应模型实证分析 ESG 表现对企业融资约束的影响及作用机制。结果表明:ESG 表现有助于缓解融资约束,环境表现和公司治理是缓解融资约束主要驱动力。党组织“交叉任职”能够强化 ESG 表现对融资约束的缓解作用,而党组织“双向进入”影响不显著。异质性分析中,ESG 表现对融资约束影响具有竞争公平性,即不存在“产权歧视”,并有助于缓解融资的“规模歧视”;但市场竞争程度越高越会削弱 ESG 表现对融资约束的缓解作用。将研究问题拓展到 ESG 表现对融资约束的价值判断上发现,ESG 表现有利于改善融资效率,激励企业“脱虚向实”。研究为深入理解 ESG 表现影响融资约束提供了新的视角,也为改善 ESG 表现并以此推进企业可持续发展提供了政策启示。

关键词: 融资约束;ESG 表现;党组织参与治理;交叉任职;双向进入;双向固定效应模型

中图分类号: F275;F832.5;X322 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2025)02-0182-12

一、引 言

ESG(Environmental, Social and Governance, 简称 ESG)作为一种环境、社会、治理多维度评价体系,因可持续发展的绿色治理理念与“双碳”战略高度契合,成为政府落实“双碳”目标要求、推动经济高质量发展的有效工具。《中国责任投资年度报告 2022》显示,在 A 股下行的背景下资金仍逆向流入中国责任投资市场,截至 2022 年 10 月,ESG 公募基金数量达到 606 只,资产规模 4 984.1 亿元^[1]。从企业实践层面看,《中国上市公司 ESG 行动报告(2022—2023)》显示:2022 年共有 1 455 家 A 股上市公司披露 ESG 或社会责任报告;截至 2023 年 6 月,披露企业数量较上年同期上涨了 22.14%,金融业上市公司的披露率已超 90%^[2]。企业作为经济高质量发展基本单元,承担着推动经济高质量增长的重要使命。但不完美市场中存在的信息不对称为企业尤其是中小型企业带来融资障碍。企业如何消除融资障碍、获取融资,是实现高质量发展必须长期面对

作者简介: 于庆瑞,西南大学商贸学院,讲师。

通讯作者: 李晓阳,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

基金项目: 重庆市社会科学规划重点项目“成渝地区双城经济圈要素流动研究”(2021NDZD08),项目负责人:李晓阳;国家自然科学基金面上项目“博弈视阈下农民工市民化诱导机理研究”(71373215),项目负责人:李晓阳;重庆市社会科学规划青年项目“‘制造强市’导向下的重庆市现代化产业体系构建研究”(2023NDQN23),项目负责人:于庆瑞。

的问题。现有融资约束治理多从企业内部和企业外部两层面展开：一是认为数字化转型^[3]、风险管理^[4]等企业内部治理有助于缓解融资约束；二是政府补贴^[5]、数字金融^[6]等外部治理会对企业融资产生有益影响。获取融资是企业与资本市场长期良好互动的结果，企业内部或外部单层面影响的融资对策并非长久之计，寻找实现企业和资本市场长期有益互动的融资工具对企业融资具有重要意义。

由于兼顾经济效益和社会价值，ESG 成为企业融资中的重要考量因素。ESG 表现在环境、社会和公司治理方面拥有天然信息和声誉优势^[7]，能够帮助投资者更充分了解企业经营状况和价值理念，有利于积累企业声誉和道德资本^[8]，获取投资者信任和支持，缓解企业融资约束。但也有学者从合规性和资源效应角度对 ESG 的融资效应提出质疑，认为企业为获得合法性地位，会有选择性地披露正面事件，导致披露的 ESG 信息失真，降低 ESG 责任履行有效性^[9]。此外，ESG 实施过程中需要投入大量的人力、物力与财力，会挤占正常生产经营资金，进一步加剧融资约束^[10]。有关 ESG 表现与融资约束的研究更多强调 ESG 作用于融资约束所带来的经济后果，将融资约束作为 ESG 影响就业^[11]、话语权^[12]、OFDI(Outward Foreign Direct Investment, 对外直接投资)^[7]的中介变量，而对二者之间的作用机制研究较少，仅有少部分学者从经济不确定性^[13]、媒体监督^[14]等角度展开。因此，ESG 表现对融资约束的影响及作用机制还需进一步探讨。

党组织参与治理是中国公司治理的独特优势。党组织通过“双向进入”“交叉任职”的方式融入公司治理各环节，不仅能加强传统公司治理效果，还能抑制企业短视行为，保障和监督党和国家相关政策的贯彻和执行，促进社会经济稳定发展。因此，在探讨企业治理的过程中，党组织参与治理是值得关注的重大问题。当前有关党组织参与治理的研究多集中在 ESG 对企业金融化^[15]、债务违约^[16]、环境绩效^[17]等的直接影响，鲜有探讨党组织治理与其他公司治理方式的协同作用对企业经济影响的研究。

综上，本文以 2013—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本，利用双向固定效应模型实证分析 ESG 表现对企业融资约束的影响及作用机制，并把党组织参与治理作为调节变量，探究党组织参与治理对 ESG 表现与融资约束关系的影响。研究发现，ESG 表现有助于缓解融资约束，环境表现和公司治理是主要驱动力。党组织以“交叉任职”的方式嵌入到公司治理更有利于发挥 ESG 表现对融资约束的缓解作用。相较于已有研究成果，本文可能的边际贡献在于：第一，本研究厘清 ESG 表现对融资约束的逻辑关系，丰富 ESG 表现经济后果研究。第二，本研究结合中国企业治理的制度优势，探讨党组织参与治理对 ESG 表现与融资约束的调节作用，为构建中国企业治理优势提供新方向。第三，ESG 表现缓解融资约束不存在“产权歧视”、有利于缓解融资的“规模歧视”的研究结论，在实践层面为优化中国特色社会主义融资环境提供新思路。

二、理论分析与研究假设

(一) ESG 表现对融资约束的影响

理性投资者会根据自己掌握的信息对不确定性市场进行概率评估，选择最优的项目进行投资。但市场中存在信息不对称、个体投资者能力和风险偏好差异等问题，投资者对于投资项目的过程质量无法进行有效监督，给管理层和控股股东的机会主义行为留下可乘之机，导致企业长期价值与投资者投资目标发生偏移。投资者为降低投资决策与过程的不确定性，无形中会通过提高企业的融资门槛和融资成本来保护自身利益。企业和投资方之间在融资过程中与投资者不断博弈，产生博弈摩擦，增加企业融资难度。ESG 是企业从环境、社会和公司治理三大维度全面披露自身非财务信息的有效工具，起到连接企业和资本市场的重要作用。一方面，投资者通过 ESG 披露报告及时掌握企业经营状况和发展潜力等关键性信息。具有良好 ESG 表现的企业一般更注

重保障相关者利益尤其是投资者利益,更容易赢得投资者信任,吸引更多外界资本流入企业,为企业长期发展提供有效资金支持。此时,ESG 表现成为投资者识别企业是否值得投资的有效工具。另一方面,ESG 理念追求的是企业长期可持续发展而非短期利益,能够有效避免机会主义和短视行为,降低委托代理问题产生的代理成本。这在一定程度上弥补投资者监督不到位的劣势,从而有利于赢得投资者信任,获得更多融资。因此,基于上述分析,提出假设 1:

H1:ESG 表现有助于缓解企业融资约束。

(二)党组织参与治理的调节效应

党组织参与治理是中国现代企业治理方式的创新。党组织主要通过“双向进入、交叉任职”的方式参与企业各环节的治理,有利于最大限度保障党组织的核心领导地位。其中“双向进入”是指党委成员通过法定程序进入董事会、监事会和经营管理层,同时符合条件的董事会、监事会和经营管理层成员也可以依据有关规定和程序进入党委。“交叉任职”是指企业中的党员领导干部同时担任党组织的职务和企业的行政管理职务。

党组织参与治理和 ESG 都是公司治理手段,党组织参与治理在 ESG 表现缓解融资约束的影响上发挥显著的调节作用。一方面是党组织参与公司治理的资源效应。党组织嵌入公司治理后,会重视企业无私奉献和社会责任感的核心价值观^[18],这恰好与 ESG 理念相吻合,因此党组织嵌入公司治理的企业更重视 ESG 表现的效果。党组织倾向于利用政治关联将获取的外部经济资源以及资金与人力资本等内部资源配置到与 ESG 实践相关的生产经营活动中,进而更有利于发挥 ESG 表现缓解融资约束的作用。另一方面是党组织参与的治理效应。党组织将党的思想、组织和制度等资源运用到公司治理中,发挥对企业 ESG 的引导、监督和约束作用,增强 ESG 的合法性,提升企业 ESG 实践动力,降低 ESG 实践成本,强化 ESG 表现缓解融资约束效应的释放。为此,提出假设 2:

H2:党组织参与治理对 ESG 表现与融资约束关系产生正向调节作用。

(三)企业规模、企业产权和市场竞争程度的异质性

中国信贷市场存在一定的产权歧视问题和规模歧视问题。产权歧视是由多种因素导致的,相对而言,国有企业承担更多社会责任^[19],具有政府担保或政治关联优势,更容易获得低成本的银行贷款,民营企业“融资难、融资贵”问题更突出。与此同时,股权融资也面临着类似的产权性质歧视。市场性因素形成的融资壁垒导致“规模歧视”问题。通常认为大规模企业拥有更成熟的发展理念、更丰富的生产资源和更稳定的现金流。小规模企业由于自身资源禀赋限制,在资本市场中受到“规模歧视”,存在融资障碍,融资能力弱。投资者存在规模偏好,规模大的企业往往更容易获得投资者青睐,规模小的企业面临的融资约束更严重,在融资过程中产生“马太效应”。无论是“产权歧视”还是“规模歧视”,都会影响到金融市场的公平与效率问题,不利于帕累托效率的实现。相较于国有企业和大规模企业,民营企业和小规模企业 ESG 表现对融资约束的缓解效应往往更强。所在行业竞争程度的差异导致企业面临的竞争威胁和生存压力有所不同,致使其对 ESG 表现与融资约束之间关系敏感程度表现出异质性。根据资源限制理论,在企业内部资源有限的情况下,企业需要在经济利益和社会利益中作出决策。企业若实施 ESG 会占用正常生产经营资金,由此产生细微的竞争劣势就有可能使企业面临市场被侵占甚至淘汰的风险,不利于企业经营,加剧企业融资约束。为此,提出假设 3:

H3:ESG 表现对融资约束的促进作用在企业规模小、民营企业、市场竞争程度低的企业更显著。

三、研究设计

(一)模型构建

本文采用沪深 A 股上市企业面板数据,构建如下模型检验企业 ESG 表现对融资约束的影响:

$$SA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, SA 为被解释变量, ESG 为解释变量, X 为控制变量, i, t 分别代表企业、年份, λ_i 表示个体固定效应, η_t 表示年份固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。 β_0 为常数项, β_1 用来衡量企业 ESG 表现对融资约束的影响。

(二) 样本选择与数据说明

本文选取 2013—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本, 检验 ESG 表现对融资约束的影响及其作用机制。为确保研究数据的准确性, 进行如下处理: 剔除中国证券监督管理委员会 2012 版行业分类为金融业、样本期间内为 ST、ST*、PT、资产负债率异常以及主要变量缺失的样本。为减少异常值的影响, 对涉及的连续变量进行 1% 和 99% 分位上进行缩尾处理。最终获得 1 404 家上市公司、12 636 个样本观测值。本文所使用的企业财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR), ESG 表现数据来源于华证数据库。

(三) 变量定义

1. 被解释变量。本文参考 Hadlock 等的做法^[20], 利用企业规模和企业年龄构建 SA 指数来衡量融资约束。理论上, 企业规模与企业年龄并不能必然改变 ESG 表现, 因此用 SA 指数衡量融资约束内生性较弱, 能够有效测度企业融资约束程度; 并且 SA 指数在中国情景中也得到广泛应用^[21]。 SA 指数计算方式如公式(2)所示。

$$SA = -0.737 \times SIZE + 0.043 \times SIZE^2 - 0.04 \times AGE \quad (2)$$

$SIZE$ 表示企业规模, 用总资产(百万元)的自然对数值衡量; AGE 表示企业年龄, 用样本企业当期年份减去成立年份衡量。按照公式(2)测得的 SA 指数若小于 0, 说明企业存在融资约束, 且 SA 指数越小, SA 指数绝对值越大, 则说明企业融资约束越严重。

2. 解释变量。目前, 对于 ESG 表现的衡量并未形成统一标准, 大多数研究采用华证、商道融绿、富时罗素、彭博等国内外第三方评级机构的 ESG 评级数据作为企业 ESG 表现的衡量方式。相比于其他第三方机构的 ESG 评级, 华证 ESG 评分具有评价回溯期长、评价覆盖全部 A 股上市公司、评价体系贴合中国国情的优点^[22]。因此, 本文选取华证数据作为 ESG 表现的衡量指标。其中, ESG 表现分值区间为 0 分到 100 分, 分值越高则代表企业 ESG 表现越好, 否则代表越差。

3. 控制变量。参考毛捷等的研究方法^[23], 分别选取以下 5 个控制变量, 如表 1 所示: (1) 企业年龄(AGE)用当期年份减去成立年份来衡量; (2) 成长性($GROWTH$)用当期营业收入与上期营业收入的比值来衡量; (3) 资产回报率($PROF$)用净利润与资产总额比值来衡量; (4) 第一大股东持股比例($TOP1$)用第一大股东持股量与总股本比值衡量; (5) 有形资产比率($TANGIBLE$)用有形资产总额与总资产比值来衡量。

表 1 为统计性描述结果。 SA 的最大值为 -2.112 6, 最小值为 -5.344 7, 说明样本企业均存在不同程度的融资约束。 ESG 表现得分的最大值为 92.93, 最小值为 43.67, 标准差为 5.719 3, 可看出企业间 ESG 表现存在较大差异。 $TOP1$ 的标准差为 14.857 1, 说明不同企业对于自身股份的掌控程度相差较大。其余统计指标都处于合理水平。

表 1 描述性统计表

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
融资约束(SA)	12 636	-3.854 1	0.272 1	-5.344 7	-2.112 6
ESG 表现(ESG)	12 636	73.138 8	5.719 3	43.670 0	92.930 0
企业年龄(AGE)	12 636	18.859 9	5.711 2	4.000 0	54.000 0
成长性($GROWTH$)	12 636	0.259 7	2.937 2	-0.864 0	251.211 2
资产回报率($PROF$)	12 636	0.035 5	0.070 1	-1.240 1	0.481 9
第一大股东持股比例($TOP1$)	12 636	32.937 6	14.857 1	0.290 0	89.990 0
有形资产比率($TANGIBLE$)	12 636	0.909 0	0.104 8	0.147 9	1.000 0

四、实证结果

(一) 基准回归

表 2 报告了 ESG 表现及其子项对融资约束影响的估计结果。为了确保结果的可靠性,估计过程中分别逐步引入控制变量和年份效应。列(1)在控制个体效应的基础上,仅报告了企业 ESG 表现对融资约束的单变量估计结果。结果表明,ESG 表现的系数为 0.002 7,在 1%的水平上显著。列(2)在此基础上引入控制变量,能够更准确地估计 ESG 表现对融资约束的影响。可以看出,ESG 表现的系数下降为 0.001 4,仍在 1%的水平上显著。为捕捉外部经济环境变化,列(3)中进一步控制了年份效应。结果显示,排除了随时间变化的影响因素后,ESG 表现系数为 0.001 3,在 1%水平上显著,与列(2)估计的结果一致。在控制了时间效应后,估计结果受到不可观测因素的影响较小。根据估计结果可以看出 ESG 表现能够缓解融资约束,在其他条件不变的情况下,ESG 表现上升一单位标准差将引起融资约束下降 0.03 个标准差($-0.001\ 3\times 5.719\ 3/0.272\ 1$),可见 ESG 表现对融资约束的影响在经济上也是显著的。由此得出结论,ESG 表现有助于缓解企业的融资约束,假设 H1 得以通过验证。

为进一步区分 ESG 表现各二级指标环境(E)、社会责任(S)、公司治理(G)对融资约束发挥的不同作用,接下来分别用 E、S、G 得分替换基准回归中的 ESG 表现进行回归。结果如表 2 列(4)~(6)所示,环境和公司治理的系数均在 1%的水平上显著为正;社会责任对于融资约束的作用结果为 0.000 1,但在统计上不显著。从系数的大小看,环境和公司治理的系数大于社会责任的系数。可见,ESG 表现缓解融资约束的主要驱动力来自环境和公司治理。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SA	SA	SA	SA	SA	SA
ESG	0.002 7*** (0.000 4)	0.001 4*** (0.000 2)	0.001 3*** (0.000 2)			
E				0.000 7*** (0.000 2)		
S					0.000 1 (0.000 1)	
G						0.000 9*** (0.000 1)
AGE		-0.036 9*** (0.000 4)	0.017 8*** (0.000 4)	0.017 8*** (0.000 4)	0.017 7*** (0.000 4)	0.017 2*** (0.000 4)
GROWTH		0.000 5 (0.001 8)	0.000 5 (0.001 8)	0.000 6 (0.001 8)	0.000 3 (0.001 8)	0.000 4 (0.001 8)
PROF		0.008 4 (0.014 2)	0.006 5 (0.014 0)	0.017 7 (0.014 2)	0.016 1 (0.014 1)	0.005 4 (0.014 1)
TOP1		0.000 6** (0.000 3)	0.000 5** (0.000 3)	0.000 6** (0.000 3)	0.000 6** (0.000 3)	0.000 5** (0.000 3)
TANGIBLE		0.120 5*** (0.015 8)	0.102 0*** (0.016 0)	0.099 8*** (0.015 9)	0.099 8*** (0.016 0)	0.099 8*** (0.016 0)
常数项	-4.053 0*** (0.032 0)	-3.393 8*** (0.023 8)	-4.173 3*** (0.020 7)	-4.116 2*** (0.018 8)	-4.078 9*** (0.018 7)	-4.138 4*** (0.018 4)
年份效应	否	否	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
N	12 636	12 636	12 636	12 636	12 636	12 636
adj. R ²	0.006 9	0.842 9	0.845 6	0.844 5	0.843 7	0.845 9

注: *、* *、* * * 分别表示 10%、5%和 1%水平上显著,括号内为聚类稳健标准误值。下同

(二)内生性问题

ESG 表现得分高的企业越有可能吸引到投资者关注,从而获取更多的资金,缓解融资约束问题。融资约束小、更容易获得融资的企业有足够的资源资金进行 ESG 实践,也就是说,ESG 表现与融资约束之间可能存在反向因果引起的内生性问题;此外,可能存在遗漏变量偏差导致的内生性问题,即存在未观测到的既影响 ESG 表现又影响融资约束的因素。Davidson-MacKinnon 检验发现确实存在内生性问题。无论是在理论上还是在统计上都不能排除存在内生性的假设。为提高研究结论的可靠性,本文采用工具变量法和倾向得分匹配来缓解内生性问题。

1. 工具变量法。本文借鉴肖红军等的做法^[24],选取监管距离(IV)变量作为 ESG 表现的工具变量。用企业办公地与其所在地方证券监管机构距离来衡量监管距离。一方面,监管距离对企业 ESG 表现具有震慑作用,企业办公地址距离其所在地方证券监管机构越近,震慑作用越大,企业 ESG 表现越优异,满足相关性要求;另一方面,企业融资约束与企业办公地址和所在地方证券监管机构两者之间的距离基本无关,满足外生性要求。监管距离最有可能通过影响企业成长能力和资产管理进而影响融资约束,为此在控制变量中引入企业成长性和有形资产比率,可以在很大程度上缓解监管距离通过未观察因素影响融资约束的担忧。

表 3 列(1)和列(2)报告了以监管距离作为工具变量的估计结果。列(1)报告了第一阶段回归的结果,工具变量 IV 在 5%的水平上显著为负,说明监管距离与 ESG 表现存在负相关关系,满足相关性假设。Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 4.695,显著拒绝工具变量识别不足的原假设;弱工具变量检验报告的 F 值统计量为 11.903,大于经验值 10,拒绝弱工具变量假设。可以看出,监管距离是较为合适的工具变量。列(2)中汇报了工具变量第二阶段回归结果,ESG 表现系数在 10%的水平上显著为正。ESG 表现有助于缓解融资约束的假设进一步得以证明。

表 3 内生性分析

	(1)	(2)	(3)
	ESG	SA	SA
ESG		0.020 0*	0.001 1***
		(0.010 8)	(0.000 2)
IV	-0.042 3**		
	(0.019 4)		
常数项	192.042 7***		-4.182 3***
	(53.365 5)		(0.025 8)
控制变量	是	是	是
年份效应	是	是	是
个体效应	是	是	是
N	12 636	12 636	6 691
adj. R ²	0.024 6	0.369 0	0.844 9

2. 倾向得分匹配。虽然在上述基准回归中已证实企业 ESG 表现提高有助于缓解融资约束困境,但该结论可能是样本选择偏差带来的自选择问题导致的,即 ESG 表现良好企业面临的融资约束本身就小于 ESG 表现较差的企业。因此,为确保研究结论的可靠性,本文使用倾向匹配得分法(PSM)缓解模型设定偏误造成的有偏估计。具体地,当企业 ESG 得分大于对应行业企业中位数时赋值为 1,作为处理组样本;否则赋值为 0,作为对照组。选择企业年龄、成长性、资产回报率、第一大股东持股比例和有形资产比率 5 个变量作为协变量,运用 1 对 1 最邻近匹配法进行匹配。匹配后,上述协变量的标准化偏差分别为 0.0%、-0.3%、0.9%、-1.0%、-1.7%,均小于

10%，两组之间的偏差绝对值缩减率分别为 99.7%、89.5%、96.7%、94.6%、96.8%，且对应匹配后的偏差均在统计上不存在显著性差异，可以看出，整体匹配效果较好。对匹配后的样本进行回归结果如表 3 列(3)所示，ESG 回归系数为在 1%水平上显著为正，进一步佐证了基准回归的结论。

(三)稳健性分析

1. 替换变量衡量方式。一是更换被解释变量。为增强结果的稳健性，本文采用 KZ 指数和 WW 指数作为融资约束 SA 指数的代理变量，对公式(1)进行再回归。其中，KZ 指数和 WW 指数数据来源于国泰安数据库，KZ 指数和 WW 指数越大，表示企业面临的融资约束程度越高。回归结果分别见表 4 的列(1)和列(2)所示。二是更换解释变量。本文采用彭博 ESG 评级数据作为代理变量来衡量 ESG 表现。回归结果见表 4 列(3)所示。可以看出，在替换解释变量和被解释变量衡量方式后，研究结果依然具有稳健性。

表 4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	KZ	WW	SA	SA	SA	SA
ESG	-0.017 3*** (0.003 9)	-0.000 7*** (0.000 1)		0.000 3*** (0.000 1)	0.001 1*** (0.000 2)	0.001 4*** (0.000 2)
ESG1			0.002 5*** (0.000 3)			
常数项	1.481 8*** (0.451 1)	-1.058 5*** (0.011 8)	-3.925 3*** (0.029 4)	-3.875 3*** (0.023 6)	-3.372 3*** (0.043 9)	-4.160 2*** (0.021 0)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	否	否	否	否	否	是
N	12 373	11 303	12 636	5 616	11 232	12 503
adj. R ²	0.191 4	0.436 1	0.766 2	0.772 4	0.839 8	0.848 7

2. 缩减样本期间。选择的样本期间跨度年份较长，容易受到其他政策或者事件的影响，本文选择缩短时间窗口期进行稳健性检验。2017 年上海证券交易所和深圳证券交易所先后加入联合国可持续交易所倡议，上市公司管理制度逐步与国际接轨，国内企业对于 ESG 的态度发生改变，逐渐意识到 ESG 表现的重要性。因此，本文将样本期间划分为 2018—2021 年重新参与回归，如表 4 列(4)所示，ESG 表现缓解融资约束的效果并没有因为缩短时间窗口而改变。

3. 其他方式的稳健性检验。考虑到 ESG 表现对于融资约束的影响可能存在滞后效应，将本文的解释变量和控制变量都滞后一阶，结果如表 4 列(5)所示。考虑行业效应影响，在基准回归中，已控制了年份效应和个体效应，为避免遗漏行业动态因素而导致估计结果偏误，本文增设行业效应来控制每一个行业的融资水平，结果如表 4 列(6)所示。可以看到在考虑滞后效应和行业因素影响后，结果依旧保持稳健。

(四)调节效应

借鉴乔嗣佳等做法^[15]，“双向进入”用党委会成员按照规定的程序是否进入董事会、监事会和经理层衡量，若进入则取值为 1，反之取值为 0，用于体现党组织嵌入管理层后在企业日常经营中的监督作用；“交叉任职”用一人是否同时兼任党委(党组)书记和董事长、党员总经理任党委(党组)副书记衡量，若兼任取值为 1，反之则取值为 0，用于体现权力集中化。

表 5 中列(1)和列(2)报告了“交叉任职”和“双向进入”对于 ESG 表现与融资约束关系的影响。可以看到,ESG 表现与“交叉任职”交互项系数($ESG * Cross$)的回归系数为 0.001 4,在 5%水平上显著,“交叉任职”正向调节 ESG 表现与融资约束的正相关关系,说明当企业实行“交叉任职”权力更集中时,ESG 表现越好越能缓解融资约束,在此情况下假设 H2 成立。ESG 表现与“双向进入”交互项系数($ESG * Twentry$)的系数虽然也为正,但统计上不显著。党组织通过“双向进入”的方式嵌入公司治理架构主要发挥监督作用,但并未成为领导架构的核心,无法直接解决企业的委托代理问题;反观党组织通过“交叉任职”嵌入公司治理架构,党委(党组)书记、董事长、总经理和党委(党组)副书记都是企业的主要负责人,话语权更大,能直接影响管理者和大股东的委托代理行为。

表 5 调节效应回归结果

	(1)	(2)
	SA	SA
<i>ESG</i>	0.001 2*** (0.000 2)	0.001 2*** (0.000 2)
<i>Cross</i>	-0.098 9** (0.045 0)	
$ESG * Cross$	0.001 4** (0.000 6)	
<i>Twentry</i>		-0.025 5 (0.020 1)
$ESG * Twentry$		0.000 4 (0.000 3)
常数项	-4.165 2*** (0.020 6)	-4.162 1*** (0.021 7)
控制变量	是	是
年份效应	是	是
个体效应	是	是
<i>N</i>	12 636	12 636
<i>adj. R</i> ²	0.845 9	0.845 7

(五)异质性分析

就 ESG 表现缓解融资约束是否存在“产权歧视”问题的检验上,将企业按照所有制性质划分为两组,设定虚拟变量 *SOE* 度量企业产权信息,*SOE* 定义为:若企业产权性质为国有企业,设置为 1;否则设置为 0。在基准回归的基础上,加入 *SOE* 变量以及 ESG 表现与 *SOE* 的交互项($ESG * SOE$),表 6 列(1)报告了加入企业产权以及 ESG 表现与企业产权交互项的估计结果,可以看出,ESG 表现与企业产权交互项的系数为 0.000 4,但是统计上不显著。可见,ESG 表现的融资约束效应并不存在“产权歧视”。ESG 表现提高企业信息透明度,有利于利益相关者更好地获知国有企业和民营企业的成长空间,在这种情况下,国有企业的产权优势没有得到强化,ESG 传递的国有企业和民营企业信息对融资约束的缓解效应没有明显差别。

对 ESG 缓解融资约束是否存在“规模歧视”问题的验证上,本部分就企业规模进行异质性分析,检验 ESG 表现增强还是削弱融资问题上的“马太效应”。本文以同年份同行业的企业规模均值为标准,如果企业规模大于均值时定义为处于高规模组,赋值为 1,反之则定义为处于低规模组,赋值为 0,从而生成新的企业规模虚拟变量(*SIZE*)来识别 ESG 表现对融资约束的影响。加入企业规模以及 ESG 表现与企业规模的交互项($ESG * SIZE$)。根据表 6 列(2)所示,ESG 表现和企业规模交互项的系数为-0.000 1,在 5%的水平上显著,说明低规模组企业 ESG 表现对于融资约束的缓解效果高于高规模组,意味着 ESG 表现对于融资约束的缓解作用在企业规模更小的企业中效果更明显。对此可能的原因是相对于高规模组企业,低规模组企业与债权人之间信息

不对称程度更高,逆向选择的可能性更大;另外,相较于高规模组,低规模组在企业研发创新和人才方面存在劣势,并且企业更易受到经济波动影响,存在更大的经营风险,并且面临更高的道德风险。可见,ESG 缓解融资约束效应不存在“产权歧视”,甚至能够缓解融资的“规模歧视”问题,为融资约束问题找到公平解决路径。

对 ESG 表现缓解融资约束是否存在市场竞争程度异质性问题的验证上,本文借鉴张欢的做法^[25],使用赫芬达尔-赫希曼指数反映市场竞争程度,并根据同年份市场竞争程度均值为标准构建市场竞争度虚拟变量(*HHI*),当市场竞争度高于均值时,则被赋值为 1,否则赋值为 0。同时构建市场竞争程度与 ESG 表现的交互项($ESG * HHI$)加入模型参与回归,回归结果如表 6 列(3)所示, $ESG * HHI$ 的回归系数为-0.000 1,在 10%水平上显著,说明市场竞争度越强会削弱 ESG 表现对融资约束的缓解效应。

综上,假设 H3 得以验证。

表 6 异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	SA	SA	SA
ESG	0.001 2*** (0.000 2)	0.001 4*** (0.000 2)	0.001 4*** (0.000 2)
SOE	-0.035 7 (0.026 7)		
ESG * SOE	0.000 4 (0.000 4)		
SIZE		0.003 6 (0.002 8)	
ESG * SIZE		-0.000 1** (0.000 0)	
HHI			-0.053 4 (0.044 7)
ESG * HHI			-0.000 1* (0.000 1)
常数项	-4.161 1*** (0.021 5)	-4.173 1*** (0.020 9)	-4.167 9*** (0.021 0)
控制变量	是	是	是
年份效应	是	是	是
个体效应	是	是	是
N	12 636	12 636	12 626
adj. R ²	0.845 8	0.846 0	0.845 7

五、进一步分析

企业落实 ESG 发展理念主要动机是实现长期可持续发展。ESG 表现短期有助于缓解融资约束,需要思考的是 ESG 表现与融资约束之间的因果关系是否能够促进企业短期内的的发展,或者 ESG 表现缓解融资约束的经济效应为何。接下来本文将研究视野延伸至资金的使用效率和使用去向两个维度,基本分析逻辑是,ESG 表现能够缓解融资约束,意味着企业的融资约束得到改观难免影响融资效率与资金配置问题,这关乎 ESG 表现缓解融资约束效应的价值判断。具体地,本部分将讨论 ESG 表现与融资效率和资金配置“脱实向虚”之间的因果关系。

资金是企业生产的重要因素,融资效率是指企业以最低的融资成本和经营风险投入所筹集资金实现最大收益的能力,在统计上表现为提高企业资本的投入产出比。理论上,缓解融资约束有利于提高融资效率。在降低风险的前提下,提高融资效率的方式主要有两种,一种是降低企业的资金使用成本,另一种是提高企业的融资收益。根据生产理论,提高融资效率其实就是在资源有限的情况下实现资本市场资源配置优化的过程。逆向选择增加企业经营风险,提高企业融资

成本;道德风险导致代理问题,阻碍了研发创新和人力资本升级,难免降低企业的收益。

作为财务信息的补充,ESG 表现从环境保护、社会责任和公司治理三个维度披露企业非财务信息,缓解信息不对称问题,利益相关者能够更加全面识别企业的经营信息和发展能力,有效缓解因逆向选择导致经营风险增加和融资成本上升问题,也有益于约束管理者的道德风险问题,降低代理成本,促进企业的研发创新和人力资本升级,为企业创造更多收益。可见,ESG 表现缓解融资约束不仅能降低融资成本,而且能提高融资收益,意味着 ESG 表现有助于提高融资效率。

融资效率是以一定成本进行大规模融资的能力,在考虑松弛变量和超效率的情况下,借鉴王琼等的做法^[26],使用非径向超效率 DEA 模型来衡量融资效率(FE),基于内源融资、权益融资和债务融资 3 个融资渠道,选取流通股比例、资产负债率、总资产收益率和经营成本率为投入指标,总资产周转率、销售净利率和净资产收益率为产出指标。由于在进行 DEA 模型分析的过程中要求投入指标和产出指标均非负值,本文对出现负值的总资产净利润率、经营成本率、总资产周转率和销售净利率等 4 个变量指标进行无量纲化处理,将原始数据按照如下公式处理。

$$y_{ij} = 0.1 + \frac{x_{ij} - \min_i(x_{ij})}{\max_i(x_{ij}) - \min_i(x_{ij})} \times 0.9 \quad (3)$$

其中, i 、 j 分别代表企业、年份, x_{ij} 是 i 企业 j 年份变换前的指标, y_{ij} 是 i 企业 j 年份变换后的指标; $\min_i(x_{ij})$ 是 i 企业样本中取指标 x 的最小值, $\max_i(x_{ij})$ 是 i 企业样本中指标 x 的最大值。根据表 7 中列(1)汇报的结果看,ESG 表现对融资效率的回归系数为 0.001 0,在 1%的水平上显著为正,表明 ESG 表现显著提高了融资效率。

众所周知,金融和房地产等虚拟行业的利润率高于实体行业。近年来,企业将大量资金投入金融和房地产行业以获取高额利润,资金配置“脱实向虚”降低经营性投资,导致实体经济发展受限,从长远看,“脱实向虚”并不利于国民经济发展。本文担心的一个重要经济效应是,ESG 表现缓解融资约束是促进了企业“脱实向虚”,还是促进了企业的“脱虚向实”?这是亟待实证检验的重要命题。

借鉴刘贯春等的做法^[27],本文采用以下方式构建度量“脱实向虚”(FINRATIO):首先,采用投资收益、公允价值变动收益和其他综合收益损失三者之和作为金融渠道获利的度量指标;其次,用金融渠道获利减去营业利润的余额;最后,用营业利润对上述数值进行标准化处理,具体做法是用金融渠道获利减去营业利润的余额除以营业利润的绝对值。按照这种方式构建的“脱实向虚”指标能够刻画企业通过金融资产投资的获利情况,反映企业利润的源泉构成,较为准确地反映企业的投资行为。表 7 中列(2)报告了以“脱实向虚”为被解释变量的估计结果。ESG 表现的系数为-0.010 9,在 1%的水平上显著,说明 ESG 表现显著降低了企业“脱实向虚”,激励着企业“脱虚向实”。表 7 的估计结果从侧面反映出,ESG 表现在促进实体投资同时,也能够改观融资效率,这是 ESG 表现缓解融资约束的应有之义。

表 7 ESG 表现缓解融资约束的经济效应检验

	(1)	(2)
	FE	FINRATIO
ESG	0.001 0*** (0.000 2)	-0.010 9*** (0.003 4)
常数项	0.516 3*** (0.025 3)	-0.512 6* (0.309 8)
控制变量	是	是
年份效应	是	是
个体效应	是	是
N	12 636	12 636
adj. R ²	0.317 0	0.109 5

六、结论与启示

随着 ESG 日益融入“双碳”战略和可持续发展理念,越来越多的投资机构将 ESG 表现作为非财务指标纳入投资决策体系。在此背景下,本文以 2013—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本,考查 ESG 表现对企业融资约束的影响及其作用机制。研究发现,ESG 表现有助于缓解融资约束,环境表现和公司治理是主要推动力。党组织以“交叉任职”的方式嵌入到公司治理更有利于发挥 ESG 表现对融资约束的缓解作用。ESG 表现对融资约束的影响不存在“产权歧视”,ESG 表现有助于缓解融资中存在的“规模歧视”,但市场竞争度高会削弱 ESG 表现对融资约束的缓解作用。ESG 表现缓解融资约束有助于提高融资效率、降低企业金融化程度,激励企业“脱虚向实”。本文的研究结论具有以下几方面的政策启示:

第一,企业须坚持党的全面领导,推动党建与企业治理融合发展。企业应充分发挥党组织的政治核心作用,将党的领导融入公司治理全过程。重点鼓励党组织中优秀人员以“交叉任职”方式担任企业重要职位,做到“党管干部”,确保企业发展方向和重大经营决策符合国家“双碳”发展战略,更好释放 ESG 表现缓解融资约束的效应。

第二,企业应破规求变,改善自身 ESG 表现。在宏观绿色发展主题和微观企业特征等要求下,企业要更有针对性地制定环境、社会责任、公司治理等维度的下级指标,加大 ESG 尤其是环境和治理投入,促进科技进步和企业数字化转型,实现绿色生产与治理能力提升。此外,完善 ESG 信息披露机制,提升企业 ESG 信息披露质量,帮助投资者迅速准确地掌握企业 ESG 信息,缓解信息不对称造成的融资困境。

第三,政府要依据企业规模、产权性质和行业竞争程度等指标对企业进行区别性投入。政府优先加强对小规模、民营企业践行 ESG 理念的支持。

第四,政府部门应大力倡导和推广 ESG 理念。从经济后果上,鉴于 ESG 表现缓解融资约束有助于提高融资效率和激励企业“脱虚向实”,政府优先支持融资效率低和“脱实向虚”严重的部门和企业践行 ESG 理念以更好发挥 ESG 的经济效应。

参考文献:

- [1] 中国责任投资论坛. 中国责任投资年度报告 2022 [R/OL]. (2022-12-20)[2024-03-18]. <https://www.chinasif.org/products/csir2022>.
- [2] 中央财经大学绿色金融国际研究院. 中国上市公司 ESG 行动报告(2022—2023) [R/OL]. (2023-08-16)[2024-03-18]. <https://iigf.cufe.edu.cn/info/1017/7431.htm>.
- [3] 李健,李俊豪,李晏墅. 数字化转型能破解企业融资约束吗?——商业信用融资视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2023(7):21-37.
- [4] 谭智佳,张启路,朱武祥,等. 从金融向实体:流动性风险的微观传染机制与防范手段——基于中小企业融资担保行业的多案例研究[J]. 管理世界,2022(3):35-59.
- [5] 刘素荣,崔雪,霍江林. 政府补贴与新能源企业投融资期限错配——基于补贴退坡政策的准自然实验[J]. 华东经济管理,2023(11):89-98.
- [6] 王振华,孙闻娅,白冰. 数字金融要素配置、技术进步偏向与收入分配效应[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2023(10):3-20.
- [7] 谢红军,吕雪. 负责任的国际投资:ESG 与中国 OFDI [J]. 经济研究,2022(3):83-99.
- [8] CHEN L,ZHANG L P,HUANG J,et al. Social Responsibility Portfolio Optimization Incorporating ESG Criteria [J]. Journal of Management Science and Engineering,2021(1):75-85.
- [9] TORELLI R,BALLUCHI F,LAZZINI A. Greenwashing and Environmental Communication:Effects on Stakeholders' Perception [J]. Journal of Business Ethics,2021(1):19-32.

- tions [J]. Business Strategy and the Environment, 2020(2): 407-421.
- [10] 李慧云,刘倩颖,李舒怡,等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效 [J]. 统计研究, 2022(12): 38-54.
- [11] 毛其淋,王玥清. ESG 的就业效应研究:来自中国上市公司的证据 [J]. 经济研究, 2023(7): 86-103.
- [12] 李颖,吴彦辰,田祥宇. 企业 ESG 表现与供应链话语权 [J]. 财经研究, 2023(8): 153-168.
- [13] 张馨元,史桂芬,薛佳欣. 经济政策不确定冲击下 ESG 表现与企业投融资 [J]. 税务与经济, 2023(3): 75-83.
- [14] 李志斌,邵雨萌,李宗泽,等. ESG 信息披露、媒体监督与企业融资约束 [J]. 科学决策, 2022(7): 1-26.
- [15] 乔嗣佳,李扣庆,佟成生. 党组织参与治理与国有企业金融化 [J]. 金融研究, 2022(5): 133-151.
- [16] 狄灵瑜,贾秀彦. 国有企业党组织治理与企业债务违约 [J]. 中国经济问题, 2023(2): 100-116.
- [17] 庄明明,李善民,梁权熙. 党组织参与治理能够提升国有企业的环境绩效吗? [J]. 管理评论, 2022(11): 246-260.
- [18] 邹鸿辉,谢恩. 党组织“讨论前置”对国有企业内部薪酬差距和全要素生产率的影响研究 [J]. 管理学报, 2024(1): 23-32+42.
- [19] 李晓阳,易鑫,郭鑫,等. 数字化转型赋能涉农企业经营绩效提升的传导机制研究——基于双固定效应模型的实证[J]. 农业技术经济, 2024(1): 96-110.
- [20] HADLOCK C J, PIERCE J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010(5): 1909-1940.
- [21] 余明桂,钟慧洁,范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据 [J]. 金融研究, 2019(4): 75-91.
- [22] 史晓红,江泽源,白东北. ESG 表现如何提升企业市场势力? ——来自上市公司的证据[J]. 产业经济评论, 2023(5): 109-125.
- [23] 毛捷,郭玉清,曹婧,等. 融资平台债务与环境污染治理 [J]. 管理世界, 2022(10): 96-109.
- [24] 肖红军,阳镇,凌鸿程. 企业社会责任具有绿色创新效应吗 [J]. 经济学动态, 2022(8): 117-132.
- [25] 张欢. 金融危机冲击、产品市场竞争与盈余管理策略 [J]. 宏观经济研究, 2014(3): 73-83.
- [26] 王琮,耿成轩. 金融生态环境、产权性质与战略性新兴产业融资效率 [J]. 经济经纬, 2017(3): 87-92.
- [27] 刘贯春,张军,刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率 [J]. 世界经济, 2018(1): 148-173.

责任编辑 任剑乔 柳为易

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>