

文章编号: 1673-1646(2025)01-0136-08

企业 ESG 表现对企业融资约束的影响研究

刘梦昕, 杜 苇*

(中北大学 经济与管理学院, 山西 太原 030051)

摘要: ESG是衡量企业可持续发展的重要指标, 企业ESG表现深受投资者重视。为助力经济社会转型和高质量发展, 文章基于我国沪深A股上市公司1279家企业2009年—2020年的面板数据, 采用固定效应模型实证检验企业环境、社会和治理(ESG)表现与自身融资约束之间的关系, 以及企业全要素生产率和机构投资者持股比例在缓解自身融资约束过程中的作用。研究发现: 良好的ESG表现可以缓解企业的融资约束, 企业全要素生产率和机构投资者持股比例在企业ESG表现对企业融资约束缓解过程中发挥着抑制作用。同时, 研究发现我国企业的ESG表现对企业融资约束具有异质性, 东部企业的ESG表现对企业融资约束影响程度较大, 国有企业的ESG表现对企业融资约束影响程度更大。

关键词: ESG表现; 融资约束; WW指数

中图分类号: F27 **文献标识码:** A **doi:** 10.62756/xbsk.1673-1646.2025017

引用格式: 刘梦昕, 杜苇. 企业ESG表现对企业融资约束的影响研究[J]. 中北大学学报(社会科学版), 2025, 41(1): 136-143. 10.3969/j.issn.1673-1646.2025020

Impacts of Corporate ESG Performance on Their Financing Constraints

LIU Mengxin, DU Wei*

(School of Economics and Management, North University of China, Taiyuan 030051, China)

Abstract: Environmental, Social, and Governance (ESG) is an essential metric for assessing corporate sustainability and is highly valued by investors. To support economic and social transition and high-quality development, this article examines the relationship between corporate ESG performance and financing constraints using panel data from 1279 A-share listed companies in China from 2009 to 2020. Employing a fixed effects model, the article also explores the roles of total factor productivity and institutional investor shareholding in alleviating financing constraints. The findings reveal that strong ESG performance helps ease financing constraints, with total factor productivity and institutional investor ownership acting as mitigating factors in this relationship. Additionally, the article finds heterogeneity in the impact of ESG performance on financing constraints among Chinese companies: the effect is stronger for firms in the eastern region and for state-owned enterprises.

Key words: ESG performance; financing constraints; WW index

ESG是环境(Environment)、社会(Social)和公司治理(Governance)的缩写, ESG理念倡导企业履行社会和环保责任, 推进低碳经济和可持续发展, 与我国绿色可持续发展理念高度契合。在中国颁布民法典和推动“碳达峰、碳中和”计划的背景下,

绿色低碳可持续发展、助力经济社会转型和高质量发展对我国生态文明建设至关重要。市场投资者竞争激烈, 为寻求超额收益, 绿色投资逐渐受到青睐, 促使投资者在投资决策过程中更注重公司的ESG表现, ESG在融资过程中发挥关键作用。

收稿日期: 2024-06-04

作者简介: 刘梦昕(1998—), 女, 硕士生, 从事专业: 工商管理。E-mail: 2496422796@qq.com。

*通信作者: 杜 苇(1978—), 女, 副教授, 硕士生导师, 从事专业: 工商管理。E-mail: duwei11@nuc.edu.cn。

尽管 ESG 投资可能改善企业社会责任和可持续性,但其对企业的财务业绩影响仍存在争议。大多数研究关注 ESG 表现和融资约束之间的因果关系,但未深入研究财务指标在影响过程中的作用。最新研究发现,企业 ESG 表现影响融资约束,但这受信用评级机构和投资者的影响。因此,探究我国上市公司能否通过改善 ESG 表现缓解融资约束从而提升企业价值显得尤为重要。

关于 ESG 表现与融资约束之间的关系,国内外学者研究得出的结论相悖。基于印象管理、机会主义等假说,国外学者认为企业提高 ESG 表现会增加额外的成本,进而加重企业财务负担。部分实证研究支持了这一观点,Gjergji et al. 研究发现,对于小规模公司而言,提高 ESG 表现的成本大于其带来的边际收益,会加剧其融资约束程度^[1]。而国内一些学者基于利益相关者理论,认为 ESG 表现良好的企业在追求经济利益最大化的同时,将企业价值链延伸至社会公众^[2],彰显其利他主义意愿以及为利益相关者服务的隐性主张^[3],可以促进企业与利益相关者的有效沟通和良性互动,增加利益相关者对企业的信任和认可^[4],进而降低投资者的必要报酬率^[5],降低企业融资成本^[6],缓解企业融资约束^[7,8]。基于影响路径的研究,国内学者各执己见。李志斌认为,媒体监督可以进一步地缓解 ESG 与融资约束之间的关系^[7];杨皖苏认为适度的数字普惠金融可以使得 ESG 与融资约束的负相关关系更加显著^[8]。

通过对现有文献的梳理,不少学者研究探讨了企业 ESG 表现与其融资约束之间是否存在因果关系,但鲜有学者从企业全要素生产率和机构投资者持股比例入手,研究其在 ESG 表现对融资约束影响过程中所起的机制作用。鉴于此,本文以 A 股上市公司 2009 年—2020 年的数据为研究对象,从企业全要素生产率和机构投资者持股比例出发,探讨企业 ESG 表现对融资约束的影响路径,以期为企业制定长期发展战略、鼓励企业积极履行社会责任提供借鉴。

1 理论与假设

1.1 企业 ESG 表现与企业融资约束

由于我国资本市场目前尚未完全成熟,这使得企业普遍面临较为严重的融资约束问题^[9]。融资约束是指企业在进行融资决策和资本结构调整时受到限制,只能利用已获得且有能力的资金进行资本结构的调整^[10]。针对这一挑战,企业 ESG 表现因其专注

于披露和传递那些传统财务报表所未涉及的信息,从而被视为一种新的解决途径。本文分别从信号传递和投资者保护理论、社会交换理论、声誉机制理论分析 ESG 表现对于融资约束的影响。

1.1.1 基于信号传递和投资者保护理论

在企业披露信息制度不健全的情况下,投资者所获取的信息可能不够准确,同时信息的收集成本也较高。这种情况下,投资者需要支付更高的风险溢价来弥补由于信息不确定性而带来的风险^[11,12]。然而,当企业展现出良好的 ESG 表现时,其对非财务信息的披露得到了加强,企业信息透明度得到提高^[13],减少了信息不对称带来的影响^[14],使投资者能够更全面、深入地了解企业状况,为其提供更有效的决策衡量标准^[8],降低投资行为的总体风险和特质风险^[15],从而有效缓解融资约束。

1.1.2 基于社会交换理论

政府与企业之间的互动本质上是一种交换^[16],企业通过政治关联实现与政府互惠共荣^[17],从而获得政府在融资方面的支持。在推动绿色可持续发展的趋势中,政府为实现更好的政绩表现,倾向于将资源分配给 ESG 表现更好的企业^[18],以缓解他们面临的融资约束。

1.1.3 基于声誉机制理论

企业 ESG 表现受到我国文化背景的影响^[19]，“仁义”“达者兼济天下”等“儒”家文化深深植根于中国人的传统价值观中^[20]。企业良好的 ESG 表现表明企业采用更先进、安全、节能环保的生产工艺和流程,在追求经济效益最大化的同时追求社会效益最大化,帮助企业树立了良好的企业声誉。社会公众对于声誉良好的企业认可度更高^[21],投资者也在决策时更倾向于投资此类企业,这有助于企业减轻经济政策不确定性^[22]、获得更多的商业信用投资^[23]、股权融资^[24]和金融信贷投资等,进而缓解融资约束。

据此,本文提出如下假设:

假设 1: 企业 ESG 表现有助于缓解企业融资约束。

1.2 企业 ESG 表现、全要素生产率与融资约束

全要素生产率是要素投入转化为产出的效率,也是衡量企业综合经营成果的重要指标,反映了经济发展质量和可持续性^[25]。一方面,全要素生产率的提升需要企业提供人力、物力、财力以支撑,这可能占用了企业在提升 ESG 表现方面的选择空间。另一方面,市场会将过高的生产率解读为市场过度竞争或需求不足的迹象^[26],这会导致投资者对企业

的未来表现持谨慎态度。作为补偿,投资者需要企业提供更好的ESG表现,这将增加企业ESG投入,进而加剧企业融资约束。

据此,本文提出以下假设:

假设2:全要素生产率在企业ESG表现对于融资约束程度的释缓过程中起到抑制作用。

1.3 企业ESG表现、机构投资者持股比例与融资约束

机构投资者是企业重要的金融资源的提供者,通常被视为是能够推动企业提升ESG表现的力量^[27]。总体来说,我国的机构投资者多为短视机构投资者,短视机构投资者主要从股权投资中获得短期收益而非关注企业长期发展^[28]。再者,投资者认知和教育水平存在很大差异,一些机构投资者可能缺乏对ESG理念的深入认识与理解,或可能会低估与ESG相关的潜在风险,在面临ESG问题时可能陷入困境,从而增加融资约束。最后,一些机构投资者试图操纵市场,尤其是在相对较小的市场中,导致股价的不稳定性和市场混乱,增加了融资的不确定性,进而加剧企业融资约束。

据此,本文提出以下假设:

假设3:机构投资者持股比例在企业ESG表现对于融资约束程度的释缓过程中起到抑制作用。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文选取1279家A股上市公司2009年—2020年数据为研究对象,共13080个样本,研究企业ESG表现对企业融资约束的影响。其中,上市公司的相关财务数据均来自于Wind资讯金融终端系统和CSMAR数据库,企业ESG表现数据来自华证ESG评级数据。本文对数据样本采取以下处理:1)为保证研究准确度,剔除金融行业上市公司样本;2)删除ST、*ST、PT等财务状况异常的上市公司;3)为确保数据的完整性和准确性,剔除数据缺失、数据异常的数据样本和2009年之后上市的公司。为消除异常值影响,对主要变量进行1%、99%百分位Winsorize缩尾处理。为消除变量共线性的影响,将自变量与调节变量进行中心化。

2.2 变量解释

2.2.1 被解释变量

为实现提高企业价值和长期发展计划,本文采

用WW指数(通过广义矩估计方法对欧拉方程进行测算,获得融资约束的六个解释因子,再根据其给定系数计算得出)来衡量企业的融资约束程度。这是因为SA指数(依据内生性财务指标构建)的衡量较为单一,FC指数(依据企业资产负债表的融资比例约束的强度衡量融资约束水平)存在着大量的缺失值,而构成KZ指数(由美国经济学家Joshua Lerner和Luigi Zingales提出的用以衡量金融市场竞争程度的指标)的托宾Q值通常具有一定的误差。本文用以计算WW指数的财务数据和公司所有权数据分别来自于Wind资讯金融终端系统和CSMAR数据库。

2.2.2 解释变量

综合考虑数据的可获得性和权威性,本文以华证ESG表现得分为解释变量,并对企业的ESG进行赋值,华证ESG表现分为“D”至“AAA”10个级别,依次赋值1~10分。

2.2.3 控制变量

根据已有研究文献和数据可得性,本文选取资产负债率(*Lev*)、净资产收益率(*ROE*)、企业成长率(*Growth*)、托宾Q值(*TobinQ*)、董事人数(*Board*)作为控制变量,同时引入企业产权属性(*Hierarchy*)、年度效应(*Year*)、行业效应(*Industry*)作为虚拟变量。

2.2.4 调节变量

由于并非每一个企业的每一年都有正的投资,从而使得很多企业样本在估计过程中被丢弃掉了,本文利用Levinsohn&Petrin^[29]提出的半参数估计法,对我国2009年—2020年的上市公司的全要素生产率进行估计;机构投资者持股比例来源于企业年度报表。具体变量说明如表1所示。

2.3 模型设计

为研究企业ESG表现是否会缓解企业的融资约束程度,即验证假说H1,本文通过固定效应模型对研究假设进行验证,本文设定模型(1):

$$WW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * ESG_{it} + \alpha_2 * Control_{it} + \alpha_3 * Year_{it} + \alpha_4 * Industry_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

为验证假说H2,根据调节变量分别构建叉乘因子 $Y_1 = TFP * ESG$ 、 $Y_2 = Ine * ESG$,用来检验全要素生产率与机构投资者持股比例在ESG对WW指数缓解作用中发挥的调节作用,据此设定模型(2)、模型(3):

$$WW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * ESG_{it} + \alpha_2 * TFP_{it} + \alpha_3 * TFP * ESG_{it} + \alpha_4 * Contral_{it} + \alpha_5 * Year_{it} + \alpha_6 * Industry_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$WW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * ESG_{it} + \alpha_2 * Ine_{it} + \alpha_3 * Ine * ESG_{it} + \alpha_4 * Contral_{it} + \alpha_5 * Year_{it} + \alpha_6 * Industry_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, α_0 为常数项; α_i 为变量的系数, 反映了因变量对于自变量的单位变化的响应程度, ϵ 为随机扰动项, 表示不能被解释的因素或者其他未观察到的变量对因变量的影响; i 表示不同的企业; t 表示不同年份。

表 1 变量定义与说明

变量类型	符号	变量名称	变量定义
被解释变量	WW	WW 指数	通过采用非线性 GMM 方法对欧拉投资等式估计得出
解释变量	ESG	ESG 表现	根据华证 ESG 表现赋值
调节变量	TFP	全要素生产率	采用半参数估计方法估计
	Ine	机构投资者持股	使用机构投资者持股比例衡量
	Lev	资产负债率	年末总负债除以年末总资产
	ROE	净资产收益率	净利润/股东权益平均余额
	Growth	企业成长率	企业税前净利润除以营业总收入
控制变量	TobinQ	托宾 Q 值	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	Board	董事人数	董事会人数取自然对数
	Hierarchy	企业产权属性	国有企业赋值 1, 非国有企业赋值 0
	Year	年度效应	
	Industry	行业效应	

模型中, 本文关注的焦点为 ESG 变量的回归系数 α_1 。当 $\alpha_1 < 0$ 且显著时, 表明随着企业 ESG 表现的提升, WW 指数显著减小; 相反, 当 $\alpha_1 > 0$ 且显著时, 表明随着企业 ESG 表现的提升, WW 指数显著增加; 当 $\alpha_1 = 0$ 时, 表明企业的融资约束程度不会受到企业 ESG 表现的影响。

3 实证分析与结果

3.1 描述性统计分析

本文共选取 1 279 家上市公司 2009 年—2020 年的数据为研究对象, 共 13 080 个样本, 将关键变量进行描述性统计分析, 结果如表 2 所示。

表 2 关键变量描述性统计

变量	样本值	均值	标准差	最小值	最大值
WW	13 080	-0.967	0.265	-1.246	0
ESG	13 080	5.194	1.03	2	7
Lev	13 080	0.478	0.194	0.007 08	1.352
ROE	13 080	0.081 8	0.120	-4.857	1.135
Growth	13 080	0.364	16.61	-0.986	1.878
TobinQ	13 080	1.993	1.558	0	42.80
Board	13 080	2.170	0.225	0	2.996
TFP	13 080	8.652	1.080	4.640	13.00
ind	13 080	1.583	0.373	-3.155	2.052

ESG 表现得分均值为 5.194, 最大值为 7, 最小值为 2, 表明企业间 ESG 表现中等, 并且存在着明显的差异。ESG 表现对企业的发展和价值具有重要的影响。越来越多的企业开始将 ESG 因素融入其战略和管理决策中, 这不仅是为了满足投资者和利益相关者

的要求, 也是为了提高企业的竞争力和长期发展的可持续性^[24]。在实践中, 在环境、社会责任和公司治理方面的表现越好的企业往往也具有更好的财务绩效和信誉品质, 这可以帮助企业获得更多的机会和优势^[8]。对 ESG 进行管理和实践是一种自发性行为, 大多数企业认为 ESG 表现对公司价值具有正向影响, 企业经营者意识到良好的 ESG 表现可以提高企业形象和信誉, 促进企业的发展和获得融资的机会, 从而为公司和股东创造更多的价值, 公司希望能够从加强对 ESG 方面的管理, 提升自身在环境、社会责任和公司治理方面的综合表现。

3.2 相关性分析

方差膨胀因子(VIF)是用于衡量回归模型中自变量之间相关性的指标。如果某些自变量之间存在高度相关性, 可能会导致模型中的方差膨胀, 使得回归系数的估计不稳定。在进行回归前, 为检测各变量间是否存在多重共线性, 本文使用 VIF 来进行检查。根据 Hair 的共线性诊断标准, 当自变量的容忍度大于 0.1, 方差膨胀系数小于 10 的范围是可以接受的, 表明自变量之间没有共线性问题存在。结果如表 3 所示, 各变量取值远小于 5, 因此, 可以说明变量之间不存在多重共线性。

为了定量评估企业 ESG 表现与企业融资约束程度(WW 指数)的关联程度, 本文使用斯皮尔曼相关系数进行统计学上的相关性分析。如表 4 所示, 企业 ESG 表现、投资者持股比例以及全要素生产

率均与企业融资约束程度表现出显著负相关,与文章结论初步相同。

表3 变量之间多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
ESG	1.05	0.951 996
Lev	1.33	0.752 891
ROE	1.09	0.914 800
Board	1.03	0.972 575
TobinQ	1.00	0.998 089
Growth	1.00	0.998 605
TFP	1.47	0.681 305
ind	1.10	0.912 833
Mean VIF	1.13	

表4 斯皮尔曼相关性检验

参数		WW	ESG	Indep	TFP
斯皮尔曼 Rho	相关系数	1	-0.265**	-0.061**	-0.525**
	Sig.(双尾)	.	0	0	0
	N	13 080	13 080	13 080	13 080
	相关系数	-0.265**	1	0.106**	0.237**
	Sig.(双尾)	0	.	0	0
	N	13 080	13 080	13 080	13 080
	相关系数	-0.061**	0.106**	1	0.060**
	Sig.(双尾)	0	0	.	0
	N	13 080	13 080	13 080	13 080
	相关系数	-0.525**	0.237**	0.060**	1
	Sig.(双尾)	0	0	0	.
	N	13 080	13 080	13 080	43 438

注: **. 在 0.01 级别(双尾), 相关性显著。

3.3 多元回归分析

主效应分析前, 本文采用豪斯曼检验决定分析模型。通过豪斯曼检验后, 本文选择采用固定效应模型实证检验。豪斯曼检验结果如表 5 所示。

表5 豪斯曼检验结果

变量	FE
ESG	-0.007*** (0.002)
Size	-0.030*** (0.002)
Lev	-0.286*** (0.016)
ROE	-0.247*** (0.027)
Growth	-0.034*** (0.006)
Board	-0.061*** (0.013)
Constant	0.035 (0.053)
Observations	13 080
Number of date	1 090
Hausman	299.1
p-value	0

注: *表示 $p \leq 0.1$, **表示 $p \leq 0.05$, ***表示 $p \leq 0.01$ 。

表 6 显示了对企业 ESG 表现与企业融资约束程度直接关系的检验结果。结果表明, 企业 ESG 表现与企业融资约束程度(WW 指数)在 1% 水平上

显著负相关。表明企业较好的 ESG 表现可以缓解企业融资约束程度, 假设 1 得到验证。即关注和改善企业的环境、社会和公司治理表现可能有助于降低企业融资限制, 提高融资的可行性和成功率。

表6 基于固定效应模型的回归结果

参数	WW
ESG	-0.008 2*** (0.002 8)
控制变量	YES
年度效应	YES
行业效应	YES
_cons	-0.943 1*** (0.090 2)
N	13 080
adj. R ²	0.061 7

注: *表示 $p \leq 0.1$, **表示 $p \leq 0.05$, ***表示 $p \leq 0.01$; 括号内为标准误。下同。

3.4 稳健性检验

本文采取如下方式进行稳健性分析。

3.4.1 更换企业 ESG 表现衡量方式

本文将 ESG 评级进行三级赋值(AAA~A 赋值为 3, BBB~B 赋值为 2, CCC~C 赋值为 1)后作为新的解释变量(ESG2), 重新对模型(1)进行回归。结果如表 7 所示, 企业 ESG 表现与融资约束 WW 指数依旧显著负相关, 说明本论文结论可靠。

表 7 重新赋值之后的回归结果

参数	WW
ESG2	-0.020 8*** (0.006 2)
控制变量	YES
年度效应	YES
行业效应	YES
_cons	1.523 4*** (0.114 7)
N	13 080
adj. R ²	0.100 7

3.4.2 工具变量

基准回归表明,企业 ESG 表现越好,其融资约束越小,但这一结论有可能存在互为因果的内生性问题,本文选择工具变量法解决此问题。借鉴杨睿博^[13]的研究方法,本文选取同年份同行业的 ESG 均值(定义变量为 ESG(mean))作为工具变量,替换解释变量 ESG,并用两阶段最小二乘法(2sls)进行回归。结果见表 8,第一阶段回归显示 ESG(mean)与 ESG 在 1% 水平下显著正相关,且弱工具变量检验显示 F 值为 653.779,远高于经验值 10。第二阶段回归显示 ESG 显著与 WW 指数负相关,说明前文研究结论可靠。

表 8 工具变量法回归结果

参数	第一阶段	第二阶段
	(1)ESG	(2)WW
ESG(mean)	0.257*** (27.18)	
ESG		-0.062 4* (-2.31)
_cons	0.984*** (25.16)	-0.866*** (-15.02)
N	13 074	13 074
年份效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
adj. R ²	0.059 8	0.096 5
弱工具变量	Shea's partial R-squared=0.047 7, F 统计量=653.779, P_val=0.000	

注:括号内为 t 统计量。

4 调节效应检验

表 9 列(2)、(3)对企业 ESG 表现与企业融资约束程度作用机制的检验结果。表明全要素生产率、机构投资者持股在企业 ESG 表现对于融资约束程度缓释过程中发挥着显著的抑制作用。假设 2 和假设 3 得到验证。即企业提升投资者外部持股比例、提高全要素生产率,会使得企业 ESG 表现对于企业融资约束程度的缓释程度得到抑制。随后,本文对调节变量进行了稳健性检验。结果如表 10 所示,调节效果有效,说明本论文结果可靠。

表 9 调节效应回归结果

参数	WW	WW	WW
	(1)	(2)	(3)
ESG	-0.013 8***	-0.011 2***	-0.017 8***
TFP		-0.043 2*** (0.005 8)	
ESG*TFP		-0.004 6** (0.002 3)	
ind			-0.035 5*** (0.006 9)
ESG*ind			-0.011 4* (0.006 1)
控制变量	YES	YES	YES
年度控制	YES	YES	YES
行业控制	YES	YES	YES
_cons	-0.779 0*** (0.047 5)	-0.846 2*** (0.050 1)	-0.681 4*** (0.037 2)
N	13 080	13 080	13 080
adj. R ²	0.250 9	0.300 8	0.306 7

表 10 调节变量稳健性检验的结果

参数	WW	WW
ESG	-0.015 9*** (0.002 5)	-0.022 3*** (0.002 3)
TFP	-0.036 6*** (0.002 5)	
ESG*TFP	-0.008 6*** (0.002 2)	
ind		-0.045 2*** (0.006 7)
ESG*ind		-0.018 6** (0.007 3)
控制变量	YES	YES
年度效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
_cons	-0.621 0*** (0.033 2)	-0.518 2*** (0.031 2)
N	13 080	13 080
adj. R ²	0.208 2	0.191 8

5 进一步分析

从区域的角度分析,ESG 表现所产生的经济效果往往在经济发达的东部地区更为显著^[12]。首先,东部企业面临更严格的环境规制,需要采取更多环保措施以满足法规和市场需求。相比之下,中西部地区受到发展限制,环保压力相对较小,导致一些企业在环境绩效方面不如东部显著。其次,东部企业更积极参与慈善公益活动,与社区建立紧密关系,提升社会声誉,增加消费者信任,吸引投资者,从而创造了良好的融资条件。最后,东部企业注重公司治理规范和透明度,建立了完善的决策和问责机制。相对而言,中西部企业可能存在管理不足,影响经营效率,从而难以赢得投资者的信任。

本文根据上市公司注册时的地理位置将样本划分为三类:东部、中部和西部。在此基础上,再次检验企业 ESG 表现对融资约束的影响。回归结果如表

8列(1)、(2)、(3)所示,对于东部地区来说,ESG表现对融资成本的影响在1%上显著负相关,而对于中、西部地区来说,ESG表现对融资成本的影响不显著。

在中国特殊的制度背景下,产权性质的差异会对企业间经营及决策造成显著差异,进而影响到企业整体的ESG表现^[26]。国有企业由于强大的政治关联,能够依赖国家和政府获取更多支持,面对的资源约束较小。相反,非国有企业是市场参与者,面临着更大的内外部融资压力,特别是在“绿色信贷”条款的限制下。因此,非国有企业更积极地提升ESG表现,以解决资金问题维持经营。相比之下,国有企业在资源较

为宽松的情况下,能够通过与政府的互动获取更多的银行信贷、政府补助和税收优惠,降低了其在融资问题上对ESG表现的依赖。

本文根据上市公司的产权性质将样本划分为两类:国有企业和非国有企业,再次检验企业ESG表现对融资约束的影响。结果如表8列(4)、(5)所示,国企的系数为-0.0066,在10%水平上显著负相关;非国企的系数为-0.0199,在1%水平上显著相关。表明ESG表现对融资约束的缓解程度在非国企中更为显著。

表 11 不同地区、不同产权性质的企业 ESG 表现对其 WW 指数的影响

参数	西部	中部	东部	非国有企业	国有企业
ESG	0.003 5 (0.007 2)	0.005 7 (0.005 5)	-0.011 9*** (0.004 1)	-0.019 9*** (0.004 3)	-0.006 6* (0.003 4)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES
-cons	0.809 9*** (0.306 4)	1.390 3*** (0.267 2)	2.058 4*** (0.196 6)	-0.571 7*** (0.081 3)	-0.841 7*** (0.065 3)
N	3 840	2 640	6 600	5 382	7 698
adj. R ²	0.092 5	0.082 3	0.127 7	0.095 4	0.029 6

注: 括号内为 t 统计量。

6 结论与启示

在环境保护和“双碳”背景下,ESG信息披露已成为国内外市场密切关注的焦点,绿色投资发展迅速。许多企业希望通过ESG来缓解企业融资约束程度。然而,对于初涉ESG的中国企业来说,他们需要思考一些问题:这种举措是否能够有效缓解企业融资约束程度。

本文以A股上市公司2009年—2020年的数据为研究对象,从企业全要素生产率和机构投资者持股比例出发,对此问题进行了研究,得出如下结论。第一,良好的ESG表现有助于减轻企业的融资约束。第二,企业全要素生产率和机构投资者持股比例在企业ESG表现缓解企业融资约束的过程中起到了抑制作用。第三,相比中西部企业,东部企业的ESG表现与企业融资成本的相关性更为显著;相较于非国有企业,国有企业的ESG表现对于融资约束程度的负向影响更强。

本文的启示主要是以下三点:第一,政府和监管机构可以通过采取推广ESG投资理念和改善ESG标准等政策,鼓励企业提升ESG表现,并为ESG表现优秀的企业提供更好的融资支持和优惠

政策,让ESG表现优秀的企业获得更多的投资、人才等资源。第二,ESG信息披露通常涉及ESG管理与报告两个方面。为确保有效的信息披露,企业首先需要加强管理层对ESG理念的认识和实践。其次,企业应科学合理地提升ESG表现,将ESG的考量纳入企业的长期发展计划中。这包括结合企业经济状况逐步实施ESG目标和任务,并根据实际情况不断改进和完善ESG管理体系。第三,企业可以通过改进生产流程、提高员工生产力、减少浪费和成本来提高全要素生产率,增加盈利能力,降低融资约束。

参考文献

- [1] GJERGJI R, VENA L, SCIASCIA S, et al. The effects of environmental, social and governance disclosure on the cost of capital in small and medium enterprises: The role of family business status[J]. Business Strategy and the Environment, 2021, 30(1): 683-693.
- [2] 姚树洁, 蒋艺翹. 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.
- [3] 王婵. 央企融资租赁公司的融资问题浅析[J]. 商场现代化, 2019(18): 160-161.
- [4] 李红玉, 陆智强, 姚海鑫. 社会责任对公司绩效的作

- 用机理: 基于社会资本的一个理论解释[J]. 软科学, 2009, 23(10): 133-137.
- [5] 王波, 杨茂佳. ESG 表现对企业价值的影响机制研究: 来自我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 软科学, 2022, 36(6): 78-84.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 杨皖苏, 叶明丹. ESG 信息披露会缓解企业融资约束吗?: 基于数字普惠金融的调节效应[J]. 财会通讯, 2023(18): 42-47.
- [9] 陈玲芳, 于海楠. ESG 表现、融资约束与企业绩效[J]. 会计之友, 2022(22): 24-30.
- [10] 龙海明, 欧阳佳俊. 国内企业 ESG 绩效对资本结构动态调整的影响[J]. 南方金融, 2022(12): 33-44.
- [11] CHENG B, IOANNOU I, SERAFEIN G. Corporate social responsibility and access to finance[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(1): 1-23.
- [12] 杜苇, 李大赵, 杨卫东. 强化企业信用风险管理[J]. 中北大学学报(社会科学版), 2005, 21(3): 46-49.
- [13] 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.
- [14] 陈晓珊, 刘洪铎. 投资者关注影响上市公司 ESG 表现吗: 来自网络搜索量的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(2): 15-27.
- [15] 李维安, 王鹏程, 徐业坤. 慈善捐赠、政治关联与债务融资: 民营企业与政府的资源交换行为[J]. 南开管理评论, 2015, 18(1): 4-14.
- [16] HOMANS G C. Social behavior as exchange [J]. American Journal of Sociology, 1958, 63(6): 597-606.
- [17] LAWLER E J, THYE SR. Bringing emotions into social exchange theory [J]. Annual Review of Sociology, 1999, 25(1): 217-244.
- [18] ARAS G, CROWTHER D. Governance and sustainability an investigation into the relationship between corporate governance and corporate sustainability [J]. Management Decision, 2008(3): 433-448.
- [19] 洪驰, 申丹虹. 论传统文化中的和谐理念与企业文化建设[J]. 中北大学学报(社会科学版), 2008(S1): 15-18.
- [20] 张功富, 吕月童, 詹俊. 儒家文化对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 会计之友, 2023(20): 68-75.
- [21] 李立卓, 崔琳昊. ESG 表现如何影响企业声誉: 信号传递视角[J/OL]. 企业经济, 2023(11): 28-39[2023-11-27]. <https://doi.org/10.13529/j.cnki.enterprise.economy.2023.11.003>.
- [22] 夏同水, 唐琪, 王玉琰. 经济政策不确定性、信息披露质量与企业债务融资能力[J]. 武汉金融, 2020(12): 31-40.
- [23] 李增福, 冯柳华. 企业 ESG 表现与商业信用获取[J]. 财经研究, 2022, 48(12): 151-165.
- [24] 林辉, 李唐蓉. 绿色发展、金融支持与企业价值: 基于上市公司 ESG 的实证检验[J]. 现代经济探讨, 2023(2): 28-44.
- [25] 熊波, 杜佳琪. 高新技术企业认定对企业全要素生产率的影响: 基于双重差分方法的分析[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(18): 133-142.
- [26] 杨忠智, 乔印虎. 行业竞争属性、公司特征与社会责任关系研究: 基于上市公司的实证分析[J]. 科研管理, 2013, 34(3): 58-67.
- [27] 高雷, 张杰. 公司治理、盈余管理与企业成长[J]. 经济理论与经济管理, 2009(12): 53-59.
- [28] KOCHHAR R, DAVID P. Institutional investors and firm innovation: A test of competing hypotheses [J]. Strategic Management Journal, 1996, 17(1): 76.
- [29] LEVIHSON J, PETERIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The Review of Economics Studies, 2003, 70(2): 317-341.