

ESG 期望落差对制造业企业债务融资成本的影响^{*}

○安徽建筑大学经济与管理学院 陆克斌 余道磊

摘要：为探究制造业企业 ESG 表现与外部预期的偏离对其债务融资成本的影响机制，以 2016—2023 年中国 A 股制造业上市公司为研究样本，采用上海华证 ESG 评级体系构建 ESG 期望落差指标，通过基准回归、中介效应检验及异质性分析开展实证研究。结果表明：ESG 期望落差扩大会增加制造业企业债务融资成本；企业不确定性风险加剧与企业声誉受损对增加制造业企业债务融资成本发挥双重中介作用；西部地区制造业企业债务融资成本对 ESG 期望落差的敏感度更高。

关键词：ESG 期望落差；债务融资成本；经营风险；企业声誉

中图分类号：F426.72；F406.7

一、引言

2006 年联合国提出的 ESG 理念已成为衡量企业可持续发展能力的核心标准。对制造业企业而言，当实际 ESG 表现未能达到外部预期时，便形成“ESG 期望落差”。现有研究多聚焦于 ESG 绝对表现对企业融资的影响，较少关注相对表现与市场预期的偏离效应。本研究从风险承担和企业声誉的双重视角，分析和检验 ESG 期望落差对债务融资成本的影响路径包括：期望落差扩大，不仅会提升企业的风险承担水平，增加经营不确定性和违约概率，引发债权人更高的风险溢价要求；同时还会损害企业声誉资本，削弱利益相关者信任，降低债务融资的便利性，最终共同推高债务融资成本。

二、文献综述

通过梳理国内外文献，发现大多关注 ESG 表现对制造业企业财务绩效、融资能力和声誉等方面的影响。

在财务绩效方面，多数研究认为 ESG 表现具有长期正向效应。环境维度通过技术升级降低能耗并促进创新，从而扩大市场份额^[1]；社会维度

通过积累企业信誉资本，增强与利益相关方的合作黏性^[2]；公司治理维度通过完善内部体系缓解信息不对称，优化风险管理^[3]。但王双进等^[4]的研究认为二者存在 U 型非线性关系。

在融资能力方面，研究主要围绕 ESG 表现与企业风险的关系展开，但较多文献聚焦单一维度。Salama et al.^[5]研究发现环境责任履行与企业风险呈负相关；冯丽艳等^[6]认为积极履行社会责任维度可降低企业风险，而 Barnea et al.^[7]认为过度投入社会责任可能增加风险；公司治理维度的研究多聚焦高管任期^[8]、薪酬激励^[9]、股权结构^[10]等因素对风险承担的影响。利益相关者理论认为 ESG 表现可降低企业风险^[11]，但基于信息不对称理论的研究则提出相反观点；谭劲松等^[12]证实 ESG 整体表现能够显著降低企业风险。此外，从风险类型看，多数研究支持 ESG 表现可降低总风险和特质风险^[13]。

在企业声誉方面，主流观点认为 ESG 表现对企业声誉具有正向促进作用。Bonime^[14]认为，履行对利益相关方的承诺有助于建立积极的企业声誉评价体系；李海芹等^[15]研究发现，积极承担社会责任能赢得消费者青睐与员工认同，从而积累声誉资本；王檀林等^[16]基于内部员工视角的实证

^{*} 基金项目：安徽省高等教育振兴计划项目“物流管理专业提升计划”（2013ZXS01）；安徽新华学院联培研究生专项项目（DSJF003）。

第一作者简介：陆克斌（1974—），安徽建筑大学经济与管理学院、新华学院商学院，教授。研究方向：物流供应链。

研究表明,企业社会责任实践和组织声誉呈显著正相关。但也有研究发现企业社会责任与声誉负相关^[17],若企业出现宣传失实、执行偏差、行为冲突或公众认知偏差等问题时,社会责任实践反而会损害企业声誉。进一步研究表明,ESG 实践通过环境、社会与治理三个维度的协同作用,能对企业声誉产生显著且持续的提升效应^[18]。

三、理论分析与研究假设

(一) ESG 期望落差与制造业债务融资成本

随着可持续发展理念的普及,企业 ESG 表现已成为债权人评估信贷风险的重要依据^[19]。制造业作为资金密集型行业,具有贷款需求规模大、周期长等特点,对债务融资成本的敏感度高,企业实际 ESG 表现与利益相关者期望的差距可能影响债务融资成本。

根据信息不对称理论,外部债权人主要依赖公开信息评估企业风险,与企业内部存在天然信息差。当企业 ESG 表现未达预期时,债权人难以准确判断其背后的真实原因,倾向于采取保守策略,统一要求更高的风险溢价以覆盖潜在损失,从而推高融资成本^[20]。

代理成本与利益相关者理论认为,ESG 表现未达预期会削弱债权人信任,加剧股东与债权人之间的利益冲突(代理冲突),导致债务融资成本上升。反之,则有助于获得成本更低的资金支持。

因此,提出研究假设 H1: ESG 期望落差与制造业企业债务融资成本存在显著正相关关系。

(二) ESG 期望落差、企业不确定性风险和债务融资成本

从风险承担角度看,当企业 ESG 表现低于市场预期时,管理层为挽回市场形象与利益相关者信任,往往倾向于加大对 ESG 项目的投入。然而,制造业本身具有资金密集、资产专用性强的特点,而 ESG 投资通常规模大、回报周期长,短期内难以产生显著的经济效益^[21],反而挤占生产经营资金,增加企业现金流压力与经营不确定性。债权人在进行债务融资决策时,核心关注点正是对企业不确定性风险的系统评估^[22]。依据代理成本与信息不对称理论,债权人会将此类企业视为潜在的高违约风险对象,为对冲风险,往往要求更高的风险溢价^[23],从而推高企业的债务融资成本。

因此,提出研究假设 H2: ESG 期望落差通过加剧制造业企业不确定性风险,推高债务融资

成本。

(三) ESG 期望落差、企业声誉与债务融资成本

企业声誉作为重要的无形资产,与产品质量、生产安全等 ESG 要素紧密相关。根据利益相关者理论,企业的环境、社会以及治理表现会直接影响消费者、供应商等多元利益主体的评价与预期。实证研究显示,一旦企业实际的 ESG 表现和利益相关者预期之间出现差距,会给企业声誉和市场地位带来负面影响^[24]。为满足利益相关者诉求,管理层常常加大社会公益、环保等 ESG 活动的投入力度以重塑企业声誉。

依据信号传递理论,ESG 期望落差会导致资源配置失衡,从而向市场释放负面信号。债权人会据此重估企业风险,当企业声誉因资源错配受损时,债权人对其偿债能力的信心下降,为获取风险补偿而提高风险报酬要求,进而推高债务融资成本^[25]。

因此,提出研究假设 H3: ESG 期望落差通过损害制造业企业声誉,推高其债务融资成本。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本研究选取 2016—2023 年中国 A 股制造业上市公司为初始样本,按照以下标准进行筛选:①剔除未披露 ESG 报告的企业;②剔除会计年度内被特别处理(ST、*ST)或处于退市程序的企业;③剔除金融类企业;④剔除关键变量数据缺失的样本;⑤对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数水平进行缩尾处理,以消除极端值影响。经过筛选,最终得到 11 233 个有效样本。研究所需财务数据与公司治理数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,ESG 评级数据来源于万得(WIND)数据库,采用上海华证 ESG 评级体系衡量企业 ESG 表现。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本研究的被解释变量是债务融资成本(C_T)。企业债务融资成本构成复杂,且外部难以获取其全部明细数据。参考刘海明等^[26]、王艺霖等^[27]的研究方法,将财务费用明细项中的利息支出、手续费及其他财务费用等 3 项指标加总,除以长短期债务的均值,构建债务融资成本的计量指标。

2. 解释变量

本研究的解释变量是 ESG 绩效期望落差

(N_p)。依据制度理论与路径依赖理论,组织战略选择受内部经验传承与外部行业规范的双重影响。因此,本研究借鉴罗进辉等^[28]、冯潇等^[29]有关绩效期望落差的方法,根据目标公司 ESG 表现的历史水平和目标公司所在行业的 ESG 表现平均水平,计算企业 ESG 绩效期望落差。具体计算公式^[30]如(1):

$$G_{A(i,t)} = F_{IM}E_{SG(i,t)} - \alpha \times F_{IM}E_{SG(i,t-1)} - (1 - \alpha) \times I_sE_{SG(i,t)} \quad (1)$$

式中: G_A 为企业 ESG 偏离行业基准的差距, F_{IM} 为个体固定效应, I_s 为行业固定效应。将权重 α 赋值为 0.5,设置虚拟变量 I ,当 ESG 绩效期望差距(G_A)小于 0 时, I 赋值为 1,否则赋值为 0。此时,虚拟变量 I 与 G_A 的乘积即为该公司 ESG 绩效期望落差(N_p)。同时,为便于解释,对 N_p 进行绝对值处理,该绝对值越大,则表明公司 ESG 绩效期望落差越大。

3. 中介变量

(1)企业经营风险(R_k)。现有研究通常采用两类指标衡量企业风险承担水平,其一为基于业绩表现的代理变量,主要包括盈利波动性以及股票收益波动性^[31];其二为基于财务决策行为的指标。理论分析显示,企业的风险承担水平与业绩

波动呈现正相关关系,而且和财务决策指标相比,业绩波动类指标在客观性、全面性和数据可得性方面更具优势。但股票收益指标易受资本市场多重因素的干扰,作为不确定风险代理变量的有效性存在一定局限。因此,本研究参考宋建波等^[32]的方法,选用盈利波动性衡量企业的风险承担水平,具体以经年度行业均值调整后 $t-1$ 年至 $t+1$ 年总资产净收益率(R_A)的标准差度量。

(2)企业声誉(R_p)。参考管考磊等^[33]的方法,构建包含 12 项核心指标的多维度声誉评价体系,运用因子分析法计算企业的综合声誉得分;再依据得分分布情况,将样本企业划分为 10 个等级,分别赋予 1~10 分,分值越高代表企业声誉越好。

4. 控制变量

参考沈冰等^[34]、唐锐等^[35]的研究,选取可能影响企业债务融资成本的控制变量:抵押能力(C_A)、第一大股东持股(T_{p1})、董事会规模(B_D)、独立董事占比(I_R)、机构投资者持股比例(I_T)、经营活动现金流(C_F)、两职合一(D_A)、资产负债率(L_V)、总资产净利润率(R_A)、地区分布(A_R)。同时,控制行业固定效应(I_s)以及年份固定效应(Y)。变量定义详见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	债务融资成本(C_T)	(利息支出+手续费支出+其他财务费用)/长短期债务均值
解释变量	ESG 期望落差(N_p)	公司 ESG 绩效期望落差(绝对值)
中介变量	企业风险承担水平(R_k)	企业盈利波动性(经行业调整后的 ROA 的标准差)
	企业声誉(R_p)	企业声誉综合得分,按照 1~10 赋值
控制变量	抵押能力(C_A)	固定资产净额/资产合计
	第一大股东持股比例(T_{p1})	第一大股东持股数量/总股数
	董事会规模(B_D)	董事会董事数量取自然对数
	独立董事占比(I_R)	独立董事人数/董事会总人数
	机构投资者持股比例(I_T)	机构投资者持股总数/上市公司总股数
	经营活动现金流(C_F)	经营活动产生的现金流量净额/资产总计
	两职合一(D_A)	若董事长与总经理为同一人取 1,否则取 0
	资产负债率(L_V)	负债合计/资产总计
	总资产净利润率(R_A)	净利润/总资产余额
	地区分布(A_R)	西部地区企业取 1,非西部地区取 0
虚拟变量	行业固定效应(I_s)	行业虚拟变量
	年份固定效应(Y)	年份虚拟变量

(三)回归模型

为检验本研究提出的研究假设,设计回归估计模型:

$$C_T = \beta_0 + \beta_1 N_p + C_o + Y + I_s + \varepsilon \tag{2}$$

式中: C_T 为债务融资成本; N_p 为 ESG 期望落差; C_o 为所有控制变量; Y 和 I_s 分别为年份和行业固定效应; ε 为随机误差项。

五、结果与分析

(一)各变量描述性统计分析

由表 2 可知,被解释变量债务融资成本(C_T)的均值为 0.014、中位数为 0.011,较以往研究有所降低,反映了近年来国家降本增效政策的实施成效;其取值范围为 0~0.211,标准差为 0.012,

表明不同制造业企业间债务融资成本差异显著。解释变量 ESG 期望落差(N_p)的均值为 0.208、中位数为 0,说明超半数样本企业的表现达到或超过市场预期,反映了 ESG 管理在制造业的普及程度;但其最大值达到 2.856、标准差为 0.358,表明企业间 ESG 表现与市场预期的偏离程度存在较大差距。控制变量方面,第一大股东持股比例(T_{P1})的均值达 32.76%、中位数为 30.58%,印证了我国制造业上市公司股权集中的特征;资产负债率(L_v)的均值为 0.376,处于合理区间;总资产净利润率(R_A)的均值为 0.055,表明样本企业整体盈利能力较为稳定。各变量的分布与已有研究结果基本一致,符合理论预期。

表 2 各变量的描述性统计结果

统计量	C_T	N_p	C_A	T_{P1}	B_D	I_R	I_T	C_F	D_A	L_v	R_A	A_R
样本量	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233	11 233
均值	0.014	0.208	0.204	32.760	2.091	0.378	0.399	0.061	0.355	0.376	0.055	1.378
标准差	0.012	0.358	0.121	13.710	0.191	0.054	0.246	0.066	0.479	0.178	0.050	0.679
中位数	0.011	0	0.183	30.580	2.197	0.364	0.406	0.056	0	0.370	0.046	1.000
最小值	0	0	0	2.870	1.386	0.333	0	-0.528	0	0.010	-0.138	1.000
最大值	0.211	2.856	0.810	89.090	2.833	0.667	1.011	0.839	1.000	0.993	0.786	3.000

注: C_T 为债务融资成本, N_p 为 ESG 期望落差, C_A 为抵押能力, T_{P1} 为第一大股东持股比例, B_D 为董事会规模, I_R 为独立董事占比, I_T 为机构投资者持股比例, C_F 为经营活动现金流, D_A 为两职合一, L_v 为资产负债率, R_A 为总资产净利润率, A_R 为地区分布。

(二)基准检验结果

经方差膨胀因子(VIF)检验,各解释变量 VIF 值均小于 10,表明模型无明显多重共线性;相关性分析初步显示,ESG 期望落差与制造业企业债务融资成本呈现正相关关系。初步验证了假设 H1。

由表 3 可知,控制年份与行业固定效应后,模型(1)为未引入控制变量时,ESG 期望落差

(N_p)的系数为 0.005,在 1%水平上显著;模型(2)为纳入控制变量后, N_p 的系数为 0.003 且保持 1%显著性,支持研究假设 H1。表明制造业上市企业 ESG 期望落差与债务融资成本呈正相关,即 ESG 绩效偏离社会期望越大,债务融资成本越高。该结果在引入多重控制变量后依然稳健,为企业通过改善 ESG 表现优化融资环境提供了实证依据。

表 3 ESG 期望落差与制造业债务融资成本的回归结果

变量	模型回归系数		变量	模型回归系数	
	模型(1)	模型(2)		模型(1)	模型(2)
N_p	0.005 *** (15.315)	0.003 *** (9.219)	B_D		-0.002 *** (-3.512)
C_A		0.020 *** (22.651)	I_R		-0.005 ** (-2.401)
T_{P1}		0 *** (-9.046)	I_T		-0.002 *** (-3.693)

续表 3

变量	模型回归系数		变量	模型回归系数	
	模型(1)	模型(2)		模型(1)	模型(2)
C_F		-0.002 (-0.972)	常数项	0.013*** (101.645)	0.013*** (6.603)
D_A		0 (1.223)	年度控制效应	Yes	Yes
			行业固定效应	Yes	Yes
L_V		0.020*** (32.214)	样本量	11 233	11 233
			调整后决定系数(Adj_ R^2)	0.084	0.269
R_A		-0.030*** (-11.551)	F 值	234.536	313.908

注：表中括号内数值为 t 统计量；***、**，分别表示变量在 1%、5% 的水平上显著； N_P 为 ESG 期望落差， C_A 为抵押能力， T_{P1} 为第一大股东持股比例， B_D 为董事会规模， I_R 为独立董事占比， I_T 为机构投资者持股比例， C_F 为经营活动现金流， D_A 为两职合一， L_V 为资产负债率， R_A 为总资产净利润率。

(三)稳健性检验

1. 多维固定效应和替换被解释变量

考虑到我国制造业企业技术与管理水平存在较大差异、区域资源禀赋分布不均^[36]，且企业可能发生注册地跨省变更^[37]，稳健性检验对保障研究结果可靠性至关重要。

由表 4 可知，模型(1)增加企业个体固定效应，模型(2)纳入省份固定效应，模型(3)同时控制两者，重新检验 ESG 期望落差与债务融资成本的关系。结果显示，各模型回归系数均在 1% 显著性水平下显著为正，与基准回归结果一致，有效验证了研究结果的稳健性。

表 4 多维固定效应

变量	模型回归系数				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
N_P	0.001*** (3.548)	0.002*** (9.006)	0.001*** (3.484)	1.026*** (16.540)	0.324*** (8.891)
常数项	0.007** (2.030)	0.014*** (6.830)	0.007** (2.000)	0.188*** (7.430)	-0.171 (-0.657)
控制变量	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年度控制效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业控制效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F_{IM}	Yes	No	Yes	No	No
P_R	No	Yes	Yes	No	No
样本量	11 233	11 233	11 233	11 368	11 368
调整后决定系数(Adj_ R^2)	0.633	0.279	0.634	0.074	0.689
F 值	101.952	316.818	101.725	273.564	2 318.975

注：表中括号内数值为 t 统计量；***、**，分别表示变量在 1%、5% 的水平上显著； N_P 为 ESG 期望落差； P_R 为省份固定效应。

考虑到制造业企业固定资产投入高、资金周转慢，普遍面临较强的融资约束，在基准回归的基础上，进一步采用 Lamont et al.^[38] 构建的 KZ

指数测算制造业企业融资约束水平，并将其作为被解释变量进行稳健性检验，以深化对 ESG 期望落差影响企业融资行为的理解。

由表 4 可知,模型(4)以 KZ 指数衡量融资成本,ESG 期望落差(N_p)系数在 1%水平显著为正,表明其加剧了企业融资约束,进而可能阻碍设备更新与产能扩张;模型(5)为在加入控制变量后,ESG 期望落差(N_p)系数仍在 1%水平显著为正。因此,稳健性检验结果与基准回归结果一致,进一步证实了核心结果的可靠性。

2. 工具变量法

为缓解互为因果引起的内生性偏误,采用工具变量两阶段模型进行稳健性检验。借鉴严兵等^[39]的方法,将公司获得的 ESG 主题投资基金投资规模(FUND)设定为 ESG 绩效期望落差的工具变量。

从相关性看,ESG 主题投资基金倾向于配置

ESG 表现优秀的标的,其投资规模与 ESG 绩效期望落差呈显著负相关;在外生性上,该基金由专业团队基于企业 ESG 非财务绩效和长期潜力决策,与当期债务融资成本无直接关联,满足工具变量外生性要求。

依据 Fan et al.^[40]提出的两阶段最小二乘法(2SLS)进行实证检验。由表 5 可知,第一阶段回归中,工具变量(F_U)和 ESG 期望落差(N_p)之间存在负向关系,弱工具变量检验的 F 统计量为 64.70,明显高于临界值,拒绝了弱工具变量的原假设。第二阶段回归中,ESG 期望落差(N_p)的系数仍然为正且显著。因此,结果与基准回归结果一致,充分印证了研究结果的稳健性与可靠性。

表 5 工具变量法的稳健性检验结果

变量	模型回归系数		变量	模型回归系数	
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
工具变量(F_U)	-0.004 *** (-8.279)		控制变量	Yes	Yes
			年度控制效应	Yes	Yes
ESG 期望落差		0.017 *** (4.025)	行业控制效应	Yes	Yes
			样本量	9 957	9 957
常数项	0.564 *** (7.832)	0.006 * (1.837)	调整后决定系数(Adj_ R^2)	0.064	0.102
			F 值	19.525	99.371

注:表中括号内数值为 t 统计量;***、*,分别表示变量在 1%、10%的水平上显著。

六、机制检验分析

在研究假设中,本研究认为 ESG 绩效期望落差将从企业不确定性风险和企业声誉两个方面影响制造业企业的债务融资成本。

基于制造业企业数据特征,采用江艇^[41]的两步法进行中介效应检验。以债务融资成本(C_T)为被解释变量、ESG 期望落差(N_p)为解释变量,实证探究二者正向影响路径;同时以企业不确定风险(R_K)和企业声誉(R_p)为被解释变量,考察 N_p 对其的影响,指标选取贴合制造业运营特征。

由表 6 可知,列(1)中 ESG 期望落差对债务融资成本的回归系数是 0.003,在 1%水平上显著,表明制造业企业 ESG 期望落差能够提升债务融资成本;列(2)中 ESG 期望落差与企业不确定风险的回归系数为 0.015,在 1%水平上显著为正,表明 ESG 期望落差会加剧企业不确定风险,由此验证假设 H2。列(3)中 ESG 期望落差系数为正,证实 ESG 期望落差与债务融资成本呈正相关;列(4)中 ESG 期望落差系数在 1%水平上显著为负,表明其对企业声誉存在显著负面影响。据此,假设 H3 得以验证。

表 6 机制检验结果

变量	模型回归系数			
	债务融资成本	企业不确定风险	债务融资成本	企业声誉
ESG 期望落差	0.003 *** (9.219)	0.015 *** (14.310)	0.003 *** (8.300)	-0.557 *** (-8.526)

续表 6

变量	模型回归系数			
	债务融资成本	企业不确定风险	债务融资成本	企业声誉
常数项	0.013 *** (6.606)	0.030 *** (4.102)	0.017 *** (7.824)	-6.106 *** (-13.383)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度控制效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业控制效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	11 231	11 231	8 866	8 866
调整后决定系数(Adj_R ²)	0.268	0.048	0.273	0.408
F 值	312.803	44.162	211.637	572.398

注：表中括号内数值为 *t* 统计量，***表示变量在 1%的水平上显著。

七、异质性分析

在不同区域中，制造业企业 ESG 期望落差对其债务融资成本的影响有所不同，参考陈勇兵等^[42]的研究，将制造业企业按照区域划分为西部地区和非西部地区。非西部制造业融资生态成熟，ESG 主题工具丰富，企业可通过多元渠道替代高成本债务，降低对银行贷款的依赖；同时，机构投资者占比高，认可制造业企业 ESG 整改的“长期价值”，所以债务融资成本对 ESG 期望落差的敏感度相对较低。因此，本研究预期制造业 ESG 期望落差对债务融资成本的正向作用在西部地区更加明显。

由表 7 可知，西部地区的回归系数(0.004)高于非西部地区(0.002)，且均在 1%水平上显著，印证了研究预期。相较于非西部地区，ESG 期望落差对西部地区的制造业企业债务融资成本的促进作用更加突出。

表 7 区域异质性检验结果

变量	不同地区模型回归系数		变量	不同地区模型回归系数	
	西部地区	非西部地区		西部地区	非西部地区
ESG 期望落差	0.004 *** (0.001)	0.002 *** (0)	年度控制效应	Yes	Yes
常数项	0.017 *** (0.006)	0.012 *** (0.002)	行业控制效应	Yes	Yes
			样本量	1 266	9 966
			调整后决定系数(Adj_R ²)	0.367	0.259
控制变量	Yes	Yes	F 值	48.404	267.554

注：表中括号内数值为 *t* 统计量，***表示变量在 1%的水平上显著。

八、结论和建议

本研究以 2016—2023 年我国 A 股制造业上市企业的数据为样本，以华证 ESG 评级为基础，计算制造业企业的 ESG 期望落差，对 ESG 期望落差和制造业企业债务融资成本之间的关系进行研究。结果表明：①ESG 期望落差越大，制造业企业的债务融资成本越高；②ESG 期望落差通过加剧制造业企业不确定性风险，从而增加其债务融资成本；③ESG 期望落差通过损害制造业企业声誉，对制造业债务融资成本产生正向影响。

结合研究结果，本研究提出以下建议：

企业应着力构建系统性的内部应对机制。①建立基于数字技术的 ESG 监控与常态披露体系，对关键环境与社会指标进行实时跟踪与量化分析，并定期发布详实的绩效报告，向债权人传递透明、可信的风险管理信号，增强其信心。②推动 ESG 与战略及运营的深度融合，通过科学的评估模型，将资源优先配置于绿色技术、循环经济等兼具环境效益与长期竞争力的领域，并组建跨部门团队对相关风险实施全流程管理。③强化主动的声誉管理，建立 ESG 负面事件的快速响应与公开沟通

机制,并积极通过利益相关方对话、参与标准制定等方式,持续展示可持续发展的承诺与进展,缓冲期望落差带来的声誉冲击,维护融资信用。

政府则应致力于营造有利的外部制度与市场环境。①首要举措是搭建整合多部门数据的 ESG 公共服务平台,利用智能算法实现企业 ESG 风险的动态评估与分级预警,并提供针对性改进指导。②加快构建统一、科学的 ESG 信息披露框架与评级标准,明确制造业核心指标,并加强对评级机构的监督,以提升评价的一致性与公信力,减少市场认知偏差。③完善激励相容的金融政策体系,通过设立专项转型基金、提供财税优惠等措施,直接降低企业提升 ESG 绩效的成本;同时,鼓励金融机构将企业的 ESG 表现与信贷条件更紧密挂钩,形成“高 ESG 表现—低融资成本”的明确市场信号,切实降低其债务融资负担。

参考文献:

- [1] 李维. 制造企业 ESG 表现与财务绩效的关系研究[J]. 中小企业管理与科技, 2024(12): 42-44.
- [2] 龙文滨, 宋献中. 社会责任投入增进价值创造的路径与时点研究: 一个理论分析[J]. 会计研究, 2013(12): 60-64.
- [3] 张敏, 童丽静, 许浩然. 社会网络与企业风险承担: 基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2015, 31(11): 161-175.
- [4] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. 会计研究, 2022(3): 77-92.
- [5] Salama A, Anderson K, Toms J S. Does community and environmental responsibility affect firm risk Evidence from UK panel data 1994-2006[J]. Business Ethics: A European Review, 2011, 20(2): 192-204.
- [6] 冯丽艳, 肖翔, 程小可. 社会责任对企业风险的影响效应: 基于我国经济环境的分析[J]. 南开管理评论, 2016, 19(6): 141-154.
- [7] BarneA A, Rubin A. Corporate social responsibility as a conflict between shareholders[J]. Journal of Business Ethics, 2010, 97(1): 71-86.
- [8] Chen D, Zheng Y D. CEO tenure and risk-taking[J]. Global Business & Finance Review, 2014, 19(1): 1-20.
- [9] Wright P, Kroll M, Krug J A, et al. Influences of top management team incentives on firm risk taking[J]. Strategic Management Journal, 2007, 28(1): 81-89.
- [10] 于富生, 张敏, 姜付秀, 等. 公司治理影响公司财务风险吗[J]. 会计研究, 2008(10): 52-59.
- [11] Li H, Zhang X, Zhao Y. ESG and firm's default risk[J]. Finance Research Letters, 2022, 47: 102713.
- [12] 谭劲松, 黄仁玉, 张京心. ESG 表现与企业风险: 基于资源获取视角的解释[J]. 管理科学, 2022, 35(5): 1-18.
- [13] Sassen R, Hinze A K, Hardeck I. Impact of ESG factors on firm risk in Europe[J]. Journal of Business Economics, 2016, 86(8): 867-904.
- [14] Bonime-blanc A. 论声誉风险、ESG 议题的环环相扣[J]. WTO 经济导刊, 2015(1): 17.
- [15] 李海芹, 张子刚. CSR 对企业声誉及顾客忠诚影响的实证研究[J]. 南开管理评论, 2010, 13(1): 90-98.
- [16] 王檀林, 汪克夷, 齐丽云, 等. 企业社会责任对企业声誉的影响研究: 一个基于企业内部员工的实证[J]. 管理现代化, 2015, 35(6): 64-66.
- [17] Bae J, Cameron G T. Conditioning effect of prior reputation on perception of corporate giving[J]. Public Relations Review, 2006, 32(2): 144-150.
- [18] 孙慧, 祝树森, 张贤峰. ESG 表现、公司透明度与企业声誉[J]. 软科学, 2023, 37(12): 115-121.
- [19] 杨有德, 徐光华, 沈弋. “由外及内”: 企业 ESG 表现风险抵御效应的动态演进逻辑[J]. 会计研究, 2023(2): 12-26.
- [20] 吴泽坤, 吕震宇. 碳信息披露、企业收益与债务融资成本[J]. 中国商论, 2024, 33(8): 111-114.
- [21] 陈博. 绿色财税政策对企业财务绩效影响的实证研究[J]. 黑龙江工程学院学报, 2025, 39(3): 51-56.
- [22] 罗进辉, 刘玥, 杨帆. 高管团队稳定性与公司债务融资成本[J]. 南开管理评论, 2023, 26(5): 95-104.
- [23] 万国超, 张渝, 朱琳. 股价崩盘风险会影响债务融资成本吗? [J]. 财会通讯, 2023(4): 72-75.
- [24] Haleblian J J, Pfarrer M D, Kiley J T. High-reputation firms and their differential acquisition behaviors[J]. Strategic Management Journal, 2017, 38(11): 2237-2254.
- [25] 李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 金融研究, 2009(12): 137-150.
- [26] 刘海明, 曹廷求. 广告宣传、信息不对称与债务融资成本[J]. 审计与经济研究, 2015, 30(6): 80-87.
- [27] 王艺霖, 王爱群. 内控缺陷披露、内控审计与债务资本成本: 来自沪市 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国软科学, 2014(2): 150-160.
- [28] 罗进辉, 苏扬. ESG 绩效期望落差的供应链溢出效应: 来自商业信用融资的经验证据[J]. 外国经济与管理, 2025, 47(7): 3-19.
- [29] 冯潇, 张玉利, 田莉. 绩效期望差距对企业数字创新决策的影响研究[J]. 科研管理, 2024, 47(1): 101-110.
- [30] 王菁, 程博, 孙元欣. 期望绩效反馈效果对企业研发和慈善捐赠行为的影响[J]. 管理世界, 2014, 30(8): 115-133.
- [31] 周楷唐, 麻志明, 吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 169-183.

- [32] 宋建波, 文雯, 王德宏. 海归高管能促进企业风险承担吗: 来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2017, 38(12): 111-126.
- [33] 管考磊, 张蕊. 企业声誉与盈余管理: 有效契约观还是寻租观[J]. 会计研究, 2019(1): 59-64.
- [34] 沈冰, 汪缘. 数据资产对企业债务融资成本的影响研究[J]. 当代金融研究, 2025, 8(1): 41-56.
- [35] 唐锐, 张兴. ESG 评级分歧与企业债务融资: 基于债务违约风险视角[J]. 华北金融, 2024(11): 12-20.
- [36] 涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 160-173.
- [37] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界, 2020, 36(4): 130-149.
- [38] Lamont O, Polk C, Saaú-Requejo J. Financial constraints and stock returns[J]. The Review of Financial Studies, 2001, 14(2): 529-554.
- [39] 严兵, 程敏, 王乃合. ESG 绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J]. 经济研究, 2024, 59(7): 72-91.
- [40] Fan J P H, Wong T J, Zhang T Y. Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China's newly partially privatized firms[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 84(2): 330-357.
- [41] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [42] 陈勇兵, 李笑紫, 程昱. 区位导向型政策与企业跨区域经营[J]. 世界经济, 2025, 48(4): 87-116.

(上接第 11 页)

- [17] 董聪, 董秀成, 蒋庆哲, 等. ESG 评级分歧对上市公司绿色创新的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(8): 103-113.
- [18] Maheswaran D, Chaiken S. Promoting systematic processing in low-motivation settings: Effect of incongruent information on processing and judgment[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1991, 61(1): 13-25.
- [19] 王韧, 王维海, 宋爽爽. ESG 评级分歧与企业融资约束: 影响效应、传导渠道与异质性特征[J]. 财经论丛(浙江财经大学学报), 2025(5): 55-66.
- [20] 王瑶, 徐道胜, 冯晓晴. ESG 评级分歧与企业劳动雇佣[J]. 中南财经政法大学学报, 2024(4): 135-147.
- [21] Tan R P, Pan L L. ESG rating disagreement, external attention and stock return: Evidence from China[J]. Economics Letters, 2023, 231: 111268.
- [22] Geng Y, Chen J Y, Liu R. ESG rating disagreement and corporate green innovation bubbles: Evidence from Chinese A-share listed firms[J]. International Review of Financial Analysis, 2024, 95: 103495.
- [23] 张红伟, 王莉莉, 陈小辉. 数字经济与中小企业生存: 促进或抑制[J]. 证券市场导报, 2024(1): 3-15.
- [24] 孙景蔚, 陈思. 研发投入强度与企业生存能力: 基于股权结构的调节作用[J]. 统计与决策, 2023, 39(12): 177-182.
- [25] Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. Strategic Management Journal, 2016, 37(7): 1177-1195.
- [26] 黄陆巧, 王蕾茜, 李黎, 等. ESG 评级分歧与企业创新: 危机还是契机[J]. 管理现代化, 2025, 45(1): 139-152.
- [27] 方慧, 霍启欣. 数字服务贸易开放与企业创新质量的“倒 U 型”关系: 兼议技术吸收能力和知识产权保护的调节作用[J]. 世界经济研究, 2023(2): 3-18, 134.
- [28] 刘向强, 杨晴晴, 胡珺. ESG 评级分歧与股价同步性[J]. 中国软科学, 2023(8): 108-120.
- [29] 张永坤, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究, 2021(3): 62-71.
- [30] 陈晓珊, 袁申国. 汇率“急跌缓升”与企业生存能力: 基于人民币“新常态”与异质性视角的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2016(6): 155-166.
- [31] Avramov D, Cheng S, Lioui A, et al. Sustainable investing with ESG rating uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 145(2): 642-664.
- [32] 韵江, 宁鑫, 彭旭. “激励”还是“挤出”: 企业创业导向对技术创新绩效的 U 型效应研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021, 21(1): 124-140.
- [33] Li J, Zhou C H, Zajac E J. Control, collaboration, and productivity in international joint ventures: Theory and evidence[J]. Strategic Management Journal, 2009, 30(8): 865-884.
- [34] 杜兴强, 洪婧, 陶和铤, 等. 数字金融总是有益于会计信息透明度吗[J]. 会计研究, 2024(10): 18-32.
- [35] Marquis C, Tilcsik A. Imprinting: Toward a multilevel theory[J]. Academy of Management Annals, 2013, 7(1): 195-245.
- [36] 杜旌, 姚菊花. 中庸结构内涵及其与集体主义关系的研究[J]. 管理学报, 2015, 12(5): 638-646.
- [37] 潘子成, 易志高, 柏淑嫒. 儒家文化能抑制企业信息披露违规吗[J]. 管理学报, 2022, 35(1): 102-123.
- [38] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究, 2014(10): 193-206.
- [39] 虞义华, 赵奇锋, 鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(3): 136-154.
- [40] 肖小虹, 林宇豪. ESG 表现与企业韧性: 效应与机制[J]. 产业经济评论, 2024(3): 116-134.