

doi:10.3969/j.issn.1674-117X.2024.01.008

# ESG 表现对制造业企业高质量发展 影响机制研究 ——基于信贷融资成本视角

范定祥, 何孟洁, 刘雨果

( 湖南工业大学 经济与贸易学院, 湖南 株洲 412007 )

**摘 要:** 以制造业上市公司 2009—2021 年的数据为研究样本, 实证检验了 ESG 表现对制造业企业高质量发展的影响机制。结果表明: ESG 表现对制造业企业高质量发展具有显著的促进作用, 该结论经过一系列稳健性检验后依然成立; 信贷融资成本在 ESG 表现与制造业企业高质量发展之间起到了中介作用; 进一步研究发现, 在东部地区、国有企业、大规模企业以及重污染企业样本中, ESG 表现对制造业企业高质量发展的促进作用更为显著。据此, 政府应建立并完善制造业上市公司的 ESG 信息披露制度, 企业也应积极主动地提升自身的 ESG 表现水平, 以共同促进制造业企业的高质量发展。

**关键词:** ESG 表现; 制造业企业; 高质量发展; 信贷融资成本

**中图分类号:** F425; F832.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-117X(2024)01-0055-12

## The Influence Mechanism of ESG Performance on the High-Quality Development of Manufacturing Enterprises: From the Perspective of Credit Financing Costs

FAN Dingxiang, HE Mengjie, LIU Yuguo

( College of Economics and Trade, Hunan University of Technology, Zhuzhou 412007, China )

**Abstract:** Using the data from listed manufacturing companies from 2009 to 2021 as the research samples, this paper empirically examines the influence mechanism of ESG performance on the high-quality development of manufacturing enterprises. It reveals that ESG performance can significantly promote the high-quality development of manufacturing enterprises and the conclusion remains valid after a series of robustness tests. The credit financing cost plays a mediating role between ESG performance and the high-quality development of manufacturing enterprises. The research further finds that ESG performance has played a more significant role

收稿日期: 2023-09-21

**基金项目:** 湖南省社会科学成果评审委员会基金项目“高质量发展视角下湖南生物医药产业创新韧性的测度与提升研究”(XSP2023JJC022); 湖南省教育厅科研基金重点项目“湖南数字产业创新绩效测度与提升路径研究”(22A0392)

**作者简介:** 范定祥, 男, 湖南茶陵人, 湖南工业大学副教授, 博士, 硕士生导师, 研究方向为企业经济与管理;  
何孟洁, 女, 四川成都人, 湖南工业大学硕士研究生, 研究方向为信息披露与公司治理;  
刘雨果, 男, 江苏徐州人, 湖南工业大学硕士研究生, 研究方向为公司治理。

in promoting high-quality development of manufacturing enterprises in eastern regions, state-owned enterprises, large-scale enterprises, and heavily polluting enterprises. Therefore, it is suggested that the government should establish and improve the ESG information disclosure system of listed manufacturing companies, and enterprises should actively improve their ESG performance level to jointly promote the high-quality development of manufacturing enterprises.

**Keywords:** ESG performance; manufacturing enterprises; high quality development; credit financing cost

当前,我国经济发展正由高速增长阶段转向高质量发展新阶段。经济的高质量发展强调在经济总量提高的同时,经济结构和经济效益得到改善,经济发展成果共享。从微观上讲,高质量发展要求企业提供更多满足社会需要的产品和服务,这意味着,企业须保持产品质量的可靠性与持续创新、降低资源消耗和环境污染以及提高产品和服务的附加值。

制造业作为国民经济的支柱产业,是国家经济高质量发展的关键所在。我国制造业企业的高质量发展还面临着诸多现实瓶颈,例如自主创新能力不强、产品附加值不高、生产管理效率较低以及环境污染较大等。特别是新冠疫情暴发以来,我国经济整体上面临下行的压力,不少制造业企业为追求短期利润,存在破坏环境、损害公众和投资者利益等行为。这不仅会导致企业发展质量和效益的降低,还会对生态环境和社会的长远利益带来危害。因此,研讨如何促进制造业企业的高质量发展具有重要的现实意义。

关于制造业高质量发展的研究主要聚焦于以下几个方面:一是制造业高质量发展战略与举措。尚会永等<sup>[1]</sup>认为应抓住制造业变革的重大机遇,在夯实我国制造业发展根基的基础上超越发达国家的制造业发展水平;吕铁等<sup>[2]</sup>认为应该通过大力建设产业创新体系,来厘清推进中国制造业高质量发展的基本思路。二是制造业高质量发展的变化态势。王博雅<sup>[3]</sup>认为,要想实现制造业的高质量发展,需由技术水平提升的单轮驱动转换到技术水平和效率提升的双轮驱动。三是制造业高质量发展水平测度及时空演变。张爱琴等<sup>[4]</sup>采用 CRITIC-熵值法组合权重与 TOPSIS 相结合的评价方法来测度我国制造业的高质量发展水平。四是影响制造业高质量发展的因素,主要集中于

数字经济<sup>[5]</sup>、数字化转型<sup>[6]</sup>、人工智能技术应用<sup>[7]</sup>、产业集聚<sup>[8]</sup>等视角。

联合国环境规划署 2004 年提出了 ESG (environment, social and governance) 发展理念,相应的 ESG 评价体系除了考虑企业财务绩效外,还重点关注企业的环境保护效益、社会责任履行和治理效果,即强调对企业环境、社会责任和公司治理的系统考察,这高度契合了“双碳”背景下我国企业高质量发展的内在要求。事实上,企业高质量发展的核心是通过投入高质量生产要素,使企业从依赖自然资源、劳动力资源和资本投入为主的发展模式向依靠人力资本积累和技术创新驱动方式转型,从而实现经济效益、社会效益和环境效益的共赢。

有关企业 ESG 表现经济后果的已有研究主要探讨的是其对企业融资水平、财务绩效、绿色创新投入和企业价值等的影响,且主要集中在对沪深 A 股或者所有 A 股上市公司的研究,而鲜有涉及 ESG 表现与制造业高质量发展的研究;而高质量的信息披露能显著降低企业的信贷融资成本<sup>[9]</sup>。为此,本文拟在相关研究<sup>[10-11]</sup>的基础上,实证检验我国制造业企业 ESG 表现对其高质量发展的影响机制,并进一步分析信贷融资成本对上述关系的中介作用。

与已有文献相比,本文的边际价值有以下三点:第一,考察了 ESG 表现影响制造业企业高质量发展在不同条件下的作用差异。第二,揭示了信贷融资成本在 ESG 表现促进制造业高质量发展中起到的中介作用。第三,通过对不同方法下高质量发展水平的测度,证明了 ESG 表现对制造业高质量发展促进作用的稳健性,从而丰富和完善了 ESG 表现的经济后果以及制造业企业高质量发展影响因素的已有研究。

## 一、理论分析与研究假设

### (一) ESG 表现与企业高质量发展

根据资源依赖理论, 企业所拥有的稀缺性资源和高价值资源可以帮助其提高服务能力和产品质量, 从而使企业在市场竞争中能够拥有足够的竞争优势。从本质上看, 企业提高自身的 ESG 表现可视为一种投资而非成本支出, 因为良好的 ESG 表现可以给企业、员工、投资者和其他利益相关者带来正回报, 譬如获得员工的价值认同、吸引优秀的人力资源参与生产活动等, 从而有利于企业实现高质量发展。

关于 ESG 表现对企业高质量发展的影响, 国内外学者的研究大致可分为积极、消极和不明确或无影响三种类型。相关研究认为, 良好的 ESG 表现对企业高质量发展具有积极影响。盛明泉等<sup>[12]</sup>以 2010—2019 年上市家族企业数据为样本进行实证研究, 发现 ESG 表现能够促进企业全要素生产率的提升, 且主要通过提升创新技术水平、缓解融资约束和提高 ESG 信息透明度来实现。也有学者认为, 企业的 ESG 表现对其高质量发展有着消极影响。如 Fisher-Vanden 等<sup>[13]</sup>认为, 企业承担社会责任与其经营效益的关系呈现“U 型”特征, 即在企业发展初期, 两者的关系呈负相关, 企业社会责任成本的增加导致经营绩效有所降低; 而在企业发展中期和后期, 两者的关系则呈现正相关状态。Han 等<sup>[14]</sup>指出, 企业 ESG 表现与企业的净资产收益率水平呈现明显的负相关关系。还有学者认为, ESG 表现与企业的发展水平之间并不存在相关性。如 Fatemi 等<sup>[15]</sup>研究指出, 由于不同企业 ESG 信息披露方式和披露细则差异较大, 这可能会导致部分 ESG 表现较差的企业通过粉饰数据来为自己“洗白”, 并且不同 ESG 评级机构的评级结果也有差异, 由于统计口径不一致产生的数据并不具备研究意义, 因而也无法据此得出企业 ESG 表现与其高质量发展之间存在相关性。综上所述, 现有研究大多集中在 ESG 表现与企业环境绩效上。总的来看, 通过 ESG 信息披露可以解决投资者与企业之间非财务信息不对称问题, 而企业的 ESG 表现能够在一定程度上影响投资者对企业的投资决策或者帮助其作出更加准确的判断, 进而促进企业价值的提升。基于此, 本文提出假设 1。

假设 1: ESG 表现对制造业企业高质量发展存在正向影响效应。

### (二) ESG 表现与信贷融资成本

根据信息不对称理论, 大部分金融机构因自身精力和信息获取途径有限, 很难全面详细地了解相关企业的财务状况, 所以企业自愿披露的信息就成为金融机构把控其信用风险的重要依据。除财务信息外, 公司环境、治理和社会责任等非财务信息也越来越受到资金提供者的重视。也就是说, 企业可以通过 ESG 实践, 减少与金融机构之间的信息不对称, 并向资本市场发出积极信号, 帮助企业赢得利益相关者的认可和支持, 从而降低企业在各类融资过程中的成本和阻力。而信贷融资是我国大多数企业获取外部资金支持的主要方式, 企业信息披露的有效性能有效降低信贷资源错配<sup>[16]</sup>。

根据委托代理理论, 利益相关者是企业生存和发展的高度关联方, 但由于利益不一致可能会产生委托代理问题, 而委托代理问题会对企业的信贷融资成本产生一定的影响。例如, 管理者可能出于对企业可持续发展和国家相关法规的综合考虑, 短期内在绿色环保等投入产出不对等的领域投入过多的资金, 且金融机构会基于国家绿色发展的政策要求, 对此类企业的贷款利率给予一定的优惠政策, 从而降低企业的信贷融资成本。此外, 企业提升自身 ESG 表现的行为也是其积极履行社会责任和提升公司治理水平的反映, 有利于增加金融机构对企业的信任度, 进而帮助企业与金融机构之间建立更加融洽稳定的合作关系。例如, 资产管理巨头富达国际有限公司的董事 Catherine Yeung 在 2021 年 2 月的在线全球媒体会议上提到, 其团队更愿意为进行 ESG 信息披露的中国公司发放贷款, 因为从长远来看, 积极履行社会责任的公司往往会成为最后的“赢家”。为此, 本文提出假设 2。

假设 2: ESG 表现能显著降低企业的信贷融资成本。

### (三) ESG 表现、信贷融资成本与企业高质量发展

前文论述了企业 ESG 表现有助于促进企业高质量发展和降低企业信贷融资成本, 那么信贷融资成本在企业 ESG 表现与企业高质量发展之间的



关系中发挥着何种作用呢?关于企业 ESG 表现与信贷融资成本之间的关系,相关研究表明,企业 ESG 表现越好,则市场冲击对其带来的负面影响就越小。邱牧远等<sup>[17]</sup>研究发现,在环境治理等方面表现良好的企业,其信贷融资成本也会相对较低。而信贷融资是企业高质量发展的主要资金来源,企业信贷融资成本的下降又会进一步对企业的高质量发展产生重要影响。王爱国等<sup>[18]</sup>研究发现,信贷融资将加大企业的资本结构杠杆率,且有利于制造型企业的高质量发展。综上,本文提出假设 3。

假设 3: 信贷融资成本在 ESG 表现与制造业企业高质量发展关系中具有部分中介效应。

## 二、研究设计

### (一) 样本选取与数据来源

本文选取我国证监会 2012 版行业分类下 2009—2021 年制造业 A 股上市公司非平衡面板数据为研究样本,并按照以下顺序对数据进行筛选和处理: (1) 剔除 ST 和 ST\* 类样本; (2) 剔除资产负债率大于 1 的样本; (3) 剔除数据严重缺失和数据异常的样本; (4) 对连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理。最终得到 20 813 个样本观测值。除 ESG 数据来源于 WIND 数据库中华证指数提供的 ESG 评级结果外,其他数据均来源于 CSMAR 数据库。本文采用 Excel 和 Stata 14 进行数据筛选和处理。

### (二) 变量选取

#### 1. 被解释变量

在使用基于单一指标替代的方法测度企业高质量发展水平时,现有文献主要使用企业全要素生产率指标并辅以企业经济增加值等其他指标。杨浩昌等<sup>[19]</sup>指出,全要素生产率反映了各种要素投入转化为最终产出的总效率,体现了要素投入之外的资源配置、技术进步、规模经济增长以及组织制度创新等所能解释的产出效应,换句话说,全要素生产率实际上就是测度要素资源转化为最终产品整体效率的一个指标。而提高全要素生产率的核心在于提升人力资本、技术投入和资源配置效率等。事实上,企业发展质量的高低也可以通过全要素生产率的大小来反映。本文借鉴相关研究<sup>[20-24]</sup>,将全要素生产率作为衡量制造业企业

高质量发展的核心指标,以使用 OP 法计算的全要素生产率作为被解释变量来进行相关实证分析,并以采用 LP 法计算得到的全要素生产率和经济增加值进行稳健性检验。本文通过估计以下对数形式的柯布-道格拉斯生产函数来得到上市公司全要素生产率的测度数据。

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \ln M + \beta_4 AGE + \beta_5 SOE + \beta_6 YEAR + \varepsilon, \quad (1)$$

式中:  $Y$  为上市公司营业收入,万元;  $K$  为上市公司固定资产净值,万元;  $L$  为上市公司职工人数,万人;  $M$  为中间投入,以上市公司“购买商品、接受劳务支付的现金/万元”测度;  $AGE$  代表企业年龄;  $SOE$  代表企业产权性质;  $YEAR$  代表年度效应。

本文通过将样本按照不同年度进行分组回归,然后根据回归结果计算出残差来测度企业的全要素生产率,并记为  $TFP$ 。

#### 2. 解释变量

从已有文献看,如何度量企业的 ESG 表现在学界仍存在较大分歧。陶克涛等<sup>[25]</sup>研究了 ESG 指标体系中某个单一指标对企业发展的影响,这可看作测评企业 ESG 表现的简易方法。王凯等<sup>[26]</sup>指出,目前,国内外有不少对企业 ESG 表现进行总体评价的第三方评级机构,其中,华证作为一家专业从事指数与指数化投资综合服务的独立第三方机构,与国内其他 ESG 表现评级机构相比,其 ESG 评级体系在评价广度、深度、实用度和知名度等维度都较为优秀。基于此,本文选用上海华证指数的 ESG 评级数据来度量企业的 ESG 表现,并借鉴高杰英等<sup>[27]</sup>的做法,依据华证对 ESG 尾部风险的划分,将其分为 3 组,对 A 档及以上赋值 3,对 B 档及以上赋值 2,对 C 档及以上赋值 1。

#### 3. 中介变量

信贷融资成本是资金出借方为补偿其资金使用的机会成本以及可能面临的风险所要求的必要报酬率。本文借鉴李广子等<sup>[28]</sup>的研究,使用利息和手续费支出之和与企业总负债的比值来衡量企业的信贷融资成本。

由上文分析可知,ESG 表现可通过信贷融资成本影响企业的高质量发展。根据温忠麟等<sup>[29-30]</sup>的研究,本文以信贷融资成本作为中介变量,通

过依次检验和 Bootstrap 方法, 研究信贷融资成本在 ESG 表现与企业高质量发展之间的中介效应。

4. 控制变量

借鉴李井林等<sup>[31]</sup>的研究, 本文选取资产负债率、偿债能力、发展能力、企业年龄、第一大股东持股比例、董事会独立性、资本密集度、可抵押资产、产权性质、地区性质、规模性质等 11 个

变量作为控制变量。另外, 在异质性分析中, 考虑到企业的产权差异、地区差异、规模差异和污染程度差异可能会对 ESG 表现与制造业高质量发展之间的相关性带来影响, 因此本文还分别根据产权性质、地区性质、规模性质和污染性质 4 个具体指标进行了分组。本文选取的变量及其定义如表 1 所示。

表 1 变量及其定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	全要素生产率	TFP	经 OP 法测算得到, 稳健性检验采用 LP 法
	经济增加值	EVA	$EVA = [ \text{净利润} + ( \text{利息支出} + \text{研究开发费用调整项} ) \times ( 1 - \text{企业所得税税率} ) - ( \text{平均所有者权益} + \text{平均负债合计} - \text{平均无息流动负债} - \text{平均在建工程} \times 5.5\% ) / \text{主营业务收入}$
解释变量	ESG 评级	ESG	华证 ESG 评级, 根据 ESG 尾部风险将“AAA-C”9 档评级分为 3 档, 对 A 档及以上赋值 3, 对 B 档及以上赋值 2, 对 C 档及以上赋值 1, 对没有评级的赋值 0
中介变量	信贷融资成本	KOJ	利息支出及手续费支出之和与企业总负债的比值
	资产负债率	LEV	总负债 / 总资产
	偿债能力	CF	经营活动产生的现金流量净额 / 流动负债
	发展能力	GROWTH	$( \text{期末总资产} - \text{期初总资产} ) / \text{期初总资产}$
控制变量	企业年龄	AGE	企业年龄取对数
	第一大股东持股比例	TOP1	第一大股东持股数量 / 总股数 $\times 100$
	董事会独立性	IDEP	独立董事人数 / 董事会人数 $\times 100$
	资本密集度	KL	固定资产净额与员工数量比值的自然对数
	可抵押资产	MOR	固定资产 / 总资产
	产权性质	SOE	国有企业为 1, 非国有企业为 2
	地区性质	AREA	公司注册地属于东部地区为 1, 属于中西部或东北地区为 0
异质性分析变量	规模性质	SIZE	依据工信部 2011 年《中小企业划型标准规定》, 营业收入 4 亿元以上为大规模企业, 赋值 1, 否则为 0
	污染性质	POL	根据生态环境部公布的《上市公司环保核查行为分类管理名录》, 对上市 A 股重污染行业企业进行筛选, 重污染行业为 1, 非重污染行业为 0

(三) 模型构建

1. 基准回归模型

本文通过构建模型 (1) 来验证假设 1。

$$TFR_{it} = \delta_{0it} + \delta_1 ESG_{it} + \delta_2 SOE_{it} + \delta_3 AREA_{it} + \delta_4 SIZE_{it} + \delta_5 LEV_{it} + \delta_6 CF_{it} + \delta_7 GROWTH_{it} + \delta_8 AGE_{it} + \delta_9 TOP1_{it} + \delta_{10} IDEP_{it} + \delta_{11} KL_{it} + \delta_{12} MOR_{it} + \varepsilon_0$$

模型 (1)

2. 中介效应模型

本文参照温忠麟等<sup>[29]</sup>的研究, 构建模型 (2)

(3) 来验证假设 2、假设 3。首先, 在模型 (1) 的基础上, 引入模型 (2) 检验 ESG 表现对信贷融资成本的影响; 然后, 使用模型 (3), 将信贷融资成本 (KOJ) 作为中介变量, 检验信贷融资成本在

ESG 表现与制造业企业高质量发展之间的中介效应。

$$KOJ_{it} = \delta_{0it} + \delta_1 ESG_{it} + \delta_2 SOE_{it} + \delta_3 AREA_{it} + \delta_4 SIZE_{it} + \delta_5 LEV_{it} + \delta_6 CF_{it} + \delta_7 GROWTH_{it} + \delta_8 AGE_{it} + \delta_9 TOP1_{it} + \delta_{10} IDEP_{it} + \delta_{11} KL_{it} + \delta_{12} MOR_{it} + \varepsilon_0$$

模型 (2)

$$TFP_{it} = \delta_{0it} + \delta_1 ESG_{it} + \delta_2 KOJ_{it} + \delta_3 SOE_{it} + \delta_4 AREA_{it} + \delta_5 SIZE_{it} + \delta_6 LEV_{it} + \delta_7 CF_{it} + \delta_8 GROWTH_{it} + \delta_9 AGE_{it} + \delta_{10} TOP1_{it} + \delta_{11} IDEP_{it} + \delta_{12} KL_{it} + \delta_{13} MOR_{it} + \varepsilon_0$$

模型 (3)

在模型 (1) ~ (3) 中:  $i$  表示公司;  $t$  表示年份;  $\delta_0$  表示截距项;  $\delta_1 \sim \delta_{13}$  表示变量的回归系数;  $\varepsilon$  表示残差项。

三、实证结果分析

（一）描述性统计

表 2 为描述性统计结果。由表 2 可知，企业 ESG 表现的平均值为 1.683，最小值为 0，最大值为 3.000，这表明根据华证 ESG 评价体系，我国 A 股制造业企业 ESG 信息披露虽然总体上较为完善，但不同企业的 ESG 表现存在一定差距；企业全要

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ESG	20 813	1.683	0.548	0	3.000
TFP	20 813	0.003	0.350	-7.882	7.368
KOJ	20 813	0.005	0.065	-2.455	3.384
LEV	20 813	0.408	0.707	0.007	63.970
CF	20 813	0.261	0.696	-49.640	34.760
GROWTH	20 813	0.238	0.761	-0.972	72.520
AGE	20 813	2.752	0.405	0	4.143
TOP1	20 813	34.490	14.640	2.380	100.000
INDEP	20 813	0.374	0.055	0	1.000
KI	20 796	12.550	0.933	2.925	17.570
MOR	20 813	0.409	0.174	0	0.986

素生产率的平均值为 0.003，最小值为 -7.882，最大值为 7.368，说明制造业企业之间的高质量发展水平存在参差不齐的现象；信贷融资成本的平均值为 0.005，最小值为 -2.455，最大值为 3.384，表明不同企业之间的信贷融资水平也存在较大差异；其他控制变量的描述性统计结果与已有的类似研究基本保持一致。

（二）相关性分析

表 3 为相关性回归结果。根据表 3 列（1）的结果可知，ESG 表现与企业高质量发展之间的相关性在 1% 水平下显著为正，企业 ESG 表现与信贷融资成本在 1% 的水平上显著为负，说明良好的 ESG 表现能够显著推动企业高质量发展并且降低企业的融资成本，其初步验证了假设 1 和假设 2；回归结果表明，企业的 ESG 表现与企业偿债能力、董事会独立性、资本密集度和可抵押资产的相关性均在 1% 或 5% 水平下显著为正，说明 ESG 有助于企业扩大经营规模、降低企业债务风险、提升企业董事会独立性、增加企业资本密集度和可抵押资产。

表 3 相关性回归结果

变量	(1) ESG	(2) TFP	(3) KOJ	(4) SOE	(5) AREA	(6) SIZE	(7) LEV	(8) CF	(9) GROWTH	(10) AGE	(11) TOP1	(12) INDEP	(13) KI	(14) MOR
ESG	1													
TFP	0.031***	1												
KOJ	-0.071***	-0.063***	1											
SOE	-0.049***	-0.029***	-0.059***	1										
AREA	0.013*	-0.014**	-0.055***	0.201***	1									
SIZE	0.105***	0.096***	0.168***	-0.093***	0.032***	1								
LEV	-0.047***	0.046***	0.096***	-0.058***	-0.042***	0.01	1							
CF	0.038***	0.142***	-0.314***	0.068***	0.044***	-0.045***	-0.091***	1						
GROWTH	-0.035***	0.051***	-0.052***	0.088***	0.040***	-0.083***	-0.036***	0.042***	1					
AGE	-0.005	0.011	0.096***	-0.109***	-0.055***	0.105***	0.047***	-0.017**	-0.139***	1				
TOP1	-0.019***	0.056***	-0.036***	0.004	0.010	0.050***	-0.008	0.036***	-0.001	-0.118***	1			
INDEP	0.046***	-0.026***	-0.007	0.035***	0.029***	-0.046***	0.002	0.002	0.006	0.018**	0.059***	1		
KI	0.081***	0.008	0.095***	-0.119***	-0.078***	0.108***	0.037***	0.010	-0.104***	0.133***	-0.019***	0.001	1	
MOR	0.018**	-0.127***	0.220***	-0.092***	-0.112***	0.100***	0.082***	-0.037***	-0.138***	0.144***	-0.078***	-0.003	0.533***	1

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，下同。

（三）回归分析

本文在假设 1 的背景下以模型（1）为基础进行回归分析，根据 Hausman 检验结果决定采用固定效应模型进行回归分析，具体回归结果如表 4

所示。由表 4 可知，ESG 表现与企业高质量发展之间的相关系数为 0.013，且在 1% 的水平上显著为正，这说明 ESG 表现与企业高质量发展之间存在正相关关系，初步验证了假设 1。

表 4 ESG 表现与制造业企业高质量发展回归结果

变量	<i>TFP</i>	变量	<i>TFP</i>
<i>ESG</i>	0.013*** (2.71)	截距项	-0.479*** (-9.83)
<i>LEV</i>	0.039*** (10.30)	观测值	20 796
<i>CF</i>	0.083*** (21.55)	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.067
<i>GROWTH</i>	0.024*** (6.74)	个体固定效应	YES
<i>AGE</i>	0.021*** (3.16)	年度固定效应	YES
<i>TOP1</i>	0.001*** (5.26)	<i>F</i> 检验	0
<i>INDEP</i>	-0.171*** (-3.56)	调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0661
<i>KI</i>	0.037*** (10.95)	<i>F</i> 值	123.6
<i>MOR</i>	-0.418*** (-22.90)		

(四) 信贷融资成本的中介效应检验

为了检验 ESG 表现对企业融资成本的影响效应, 本文通过多元线性回归方法对模型 (2) 进行检验, 结果如表 5 所示。表 5 中列 (2) 是利用模型 (2) 对信贷融资成本进行中介效应检验的多元回归结果。从列 (2) 可以看出, ESG 表现与信贷融资成本之间存在显著负相关关系, 这进一步证

表 5 信贷融资成本对 ESG 表现与制造业高质量发展的中介效应检验结果

变量	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>KOJ</i>	(3) <i>TFP</i>
<i>ESG</i>	0.013*** (2.71)	-0.009*** (-11.60)	0.012** (2.55)
<i>KOJ</i>			-0.083* (-1.85)
<i>SOE</i>	-0.010 (-1.56)	-0.002** (-2.15)	-0.010 (-1.59)
<i>AREA</i>	-0.028*** (-4.88)	-0.002*** (-2.73)	-0.029*** (-4.91)
<i>SIZE</i>	0.140*** (16.44)	0.029*** (21.68)	0.142*** (16.53)
<i>LEV</i>	0.039*** (10.30)	0.004*** (7.15)	0.039*** (10.38)
<i>CF</i>	0.083*** (21.55)	-0.027*** (-45.30)	0.080*** (20.01)
<i>GROWTH</i>	0.024*** (6.74)	0.000 (0.60)	0.024*** (6.75)
<i>AGE</i>	0.021*** (3.16)	0.007*** (6.83)	0.022*** (3.24)
<i>TOP1</i>	0.001*** (5.26)	-0.000** (-2.44)	0.001*** (5.23)
<i>INDEP</i>	-0.171*** (-3.56)	0.007 (0.95)	-0.170*** (-3.54)
<i>KI</i>	0.037*** (10.95)	-0.002*** (-3.41)	0.037*** (10.91)
<i>MOR</i>	-0.418*** (-22.90)	0.073*** (25.66)	-0.412*** (-22.23)
截距项	-0.479*** (-9.83)	-0.022*** (-2.95)	-0.481*** (-9.87)
观测值	20 796	20 796	20 796
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.067	0.171	0.067
个体固定效应	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES
<i>F</i> 检验	0	0	0
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0661	0.171	0.0662
<i>F</i> 值	123.6	357.9	114.3

实了假设 2 的成立, 即企业 ESG 表现越好, 企业的信贷融资成本会越低。从列 (3) 可以看出, 信贷融资成本在 ESG 表现与企业高质量发展之间存在中介效应, 这进一步证实了假设 3 的成立。融资成本是衡量企业总体融资能力的一个指标, 其向市场传递了企业的融资风险信息, 这将影响投资人的投资意愿, 进而影响企业的高质量发展, 因此, 一定程度而言, ESG 表现越好越能促进企业的高质量发展。

为进一步确定信贷融资成本在 ESG 表现与制造业企业高质量发展关系中的中介效应, 克服上文逐步回归中介检验效率弱的问题, 本文采用 Bootstrap 方法进行中介效应检验, 具体检验结果如表 6 所示。由表 6 可以看出, 信贷融资成本的直接效应区间 [0.011 108 7, 0.032 837 3] 不包含 0, 说明信贷融资成本发挥了显著中介效应, 故假设 3 成立。

表 6 信贷融资成本中介效应检验

中介效益	Observed Coef.	Bias	Bootstrap Std.Err.	[95%Conf. Interval]
间接效应	-0.000 239 2	0.000 769 0	-0.31	[-0.001 746 3, 0.001 268 0]
直接效应	0.021 973 0	0.005 543 1	3.96	[0.011 108 7, 0.032 837 3]

(五) 异质性分析

为了考察 ESG 表现在个体层面上的非对称影响, 下文进一步从地区层面、企业层面以及污染程度层面进行异质性检验, 探索 ESG 表现对不同地区和不同类型企业的作用机制。

1. 基于地区层面的异质性分析

在我国, 政策环境和经济条件存在明显的地区差异。例如, 东部地区经济发达, 政府拥有更为丰富的资源, 可为积极履行社会责任的企业提供各方面的支持, 因而东部地区的企业改善 ESG 表现的积极性也相对较高; 反之, 中西部地区的政府和企业财政资源相对匮乏, 这可能会增加企业改善其 ESG 表现的成本。又由于西部地区经济实力相对较弱, 为了促进中西部地区的平衡发展, 政府可能会将有限的财政资源更多地倾向于西部地区, 从而使得中部地区企业的 ESG 投入整体水平低于西部地区。据此, 本文在模型 (1) 的基础上进行回归分析, 并预期 ESG 表现对制造业企业高质量发展的影响在东部地区和西部地区更为明



显。根据地区的地理位置以及经济发展水平的差异,本文将全国划分为东部、中部和西部三个地区(此处不包括香港、澳门、台湾)。地区异质性回归结果如表7所示。由表7可以看出,东部地区的回归系数为0.022,且在1%的水平上显著为正,中部地区的回归系数为-0.007,且不显著,西部地区的回归系数为0.050,且在1%的水平上显著为正。由此可见,ESG表现对制造业企业高质量发展的影响在东部地区和西部地区更为明显,与预期一致。

表7 地区异质性回归结果

变 量	东部地区 TFP	中部地区 TFP	西部地区 TFP
ESG	0.022*** (2.76)	-0.007(-0.71)	0.050*** (3.93)
SOE	-0.003(-0.12)	-0.001(-0.05)	0.008(0.62)
SIZE	0.065*** (4.29)	0.113*** (6.89)	0.113*** (5.62)
LEV	-0.032*** (-3.67)	-0.029(-1.15)	0.001(0.28)
CF	0.005(1.18)	0.075*** (7.04)	0.109*** (10.32)
GROWTH	-0.050*** (-13.77)	0.033*** (2.76)	0.017* (1.83)
AGE	-0.052(-1.45)	0.071*** (4.18)	0.058*** (2.58)
TOP1	0.001** (2.57)	-0.000(-0.98)	0.001*** (3.24)
INDEP	0.219** (2.53)	-0.109(-1.18)	-0.113(-0.98)
KI	0.029*** (4.30)	0.023*** (3.33)	0.014* (1.69)
MOR	-0.330*** (-9.20)	-0.323*** (-9.23)	-0.355*** (-8.78)
截距项	-0.470*** (-3.59)	-0.389*** (-3.05)	-0.409*** (-3.80)
观测值	12 030	2 625	2 894
R <sup>2</sup>	0.045	0.111	0.078
个体固定效应	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES
F 检验	0	0	0
调整后的 R <sup>2</sup>	-0.117	0.103	0.071
F 值	22.14	29.38	22.08

## 2. 基于企业层面的异质性分析

### (1) 企业产权异质性

在我国现有制度背景下,国有企业和非国有企业在与政府的关系、经营目的诸多方面存在差异。国有企业与政府之间的政治关联强于非国有企业,其需要站在国家层面当好社会责任履行的“领头羊”,因此国有企业的ESG信息披露通常具有政策性和强制性。非国有企业的经营目的往往直接表现为实现企业价值最大化、股东财富最大化和企业可持续发展,因此,当非国有企业主动承担ESG责任时,其更能反映企业具备高质量发展意

识。据此,本文推断,ESG表现的经济效应在非国有企业中更为明显。产权异质性回归结果如表8所示。由表8可知,在国有企业中,ESG表现对企业高质量发展的影响并不显著,而ESG表现对非国有企业的影响则在1%的水平上显著为正,与推断相符。

表8 产权异质性回归结果

变 量	国有企业 TFP	非国有企业 TFP
ESG	0.006(0.75)	0.027*** (2.99)
AREA	0.002(0.04)	-0.542*** (-11.85)
SIZE	0.068*** (3.29)	0.044*** (2.81)
LEV	-0.104*** (-3.79)	-0.010** (-2.15)
CF	0.033*** (3.49)	0.007(1.57)
GROWTH	0.002(0.19)	-0.041*** (-10.33)
AGE	0.059*** (3.72)	0.060*** (3.11)
TOP1	0.000(0.15)	0.001* (1.88)
INDEP	-0.069(-0.89)	0.048(0.47)
KI	0.028*** (4.17)	0.038*** (4.94)
MOR	-0.243*** (-6.49)	-0.321*** (-8.02)
截距项	-0.419*** (-4.59)	-0.245** (-2.19)
观测值	5 686	12 364
R <sup>2</sup>	0.029	0.033
个体固定效应	YES	YES
年度固定效应	YES	YES
F 检验	0	0
调整后的 R <sup>2</sup>	-0.0970	-0.147
F 值	13.75	32.29

### (2) 企业规模异质性

由于大规模企业相较于小规模企业有着相对更科学的管理理念,因而ESG表现更易受到大规模企业的重视;而ESG表现水平的提高,有助于吸引更多有社会责任的创新型人才加入,从而改善大型企业的人力资本结构,提高其发展质量。此外,大规模企业拥有更多的资源和更大的技术创新潜力,因此其在面临环境规制等方面的约束时也具备更强大的调节能力。据此,本文推断企业ESG表现对大规模企业发展质量的影响更明显。规模异质性回归结果如表9所示。由表9可知,大规模企业的回归系数为正,且在1%的水平上显著,而小规模企业的系数不显著,表明ESG表现对企业高质量发展的正向影响主要体现在大规模企业,与推断相符。



表 9 规模异质性回归结果

变 量	大规模企业 TFP	小规模企业 TFP
ESG	0.013*** (2.78)	0.047 (0.77)
SOE	-0.000 (-0.00)	0.079 (0.48)
AREA	0.001 (0.06)	-3.356*** (-12.40)
LEV	-0.121*** (-7.19)	-0.018 (-1.64)
CF	0.005* (1.85)	0.038 (1.28)
GROWTH	0.002 (0.41)	-0.063*** (-6.06)
AGE	0.082*** (8.67)	0.002 (0.01)
TOP1	0.000 (1.52)	0.001 (0.12)
INDEP	-0.060 (-1.21)	1.463** (2.14)
KI	-0.004 (-0.89)	0.157*** (4.44)
MOR	-0.235*** (-10.70)	-0.406* (-1.88)
截距项	-0.043 (-0.70)	-0.641 (-0.89)
观测值	16 322	1 728
R <sup>2</sup>	0.020	0.159
个体固定效应	YES	YES
年度固定效应	YES	YES
F 检验	0	0
调整后的 R <sup>2</sup>	-0.141	-0.229
F 值	26.57	20.28

### 3. 基于污染程度层面的异质性分析

借鉴 Lu 等<sup>[32]</sup>的研究, 将样本分为重污染企业和非重污染企业, 其污染程度异质性回归结果如表 10 所示。由表 10 可知, 重污染企业组解释

表 10 污染程度异质性回归结果

变 量	非重污染企业 TFP	重污染企业 TFP
ESG	0.010 (1.27)	0.027*** (2.81)
SOE	0.047** (2.18)	0.057** (2.18)
AREA	-0.010 (-0.22)	-0.397*** (-8.59)
SIZE	0.075*** (4.15)	0.057*** (3.46)
LEV	-0.149*** (-6.21)	0.025*** (5.54)
CF	0.007* (1.91)	0.015** (2.14)
GROWTH	-0.004 (-0.48)	-0.040*** (-9.84)
AGE	0.114*** (7.40)	0.034* (1.76)
TOP1	-0.000 (-0.10)	0.002*** (2.83)
INDEP	0.103 (1.22)	-0.010 (-0.10)
KI	0.017*** (2.63)	0.039*** (5.07)
MOR	-0.243*** (-7.11)	-0.374*** (-8.92)
Constant	-0.565*** (-5.73)	-0.422*** (-3.57)
样本量	11 817	6 233
R <sup>2</sup>	0.042	0.031
个体固定效应	YES	YES
年度固定效应	YES	YES
F 检验	0	0
调整后的 R <sup>2</sup>	-0.0973	-0.125
F 值	19.88	27.03

变量系数为正, 且在 1% 的水平上显著, 而非重污染企业组解释变量系数不显著。其表明 ESG 表现对企业高质量发展的正向影响主要体现在重污染企业上, 与推断相符。这可能是因为在生态文明发展背景下, 重污染企业的法规约束、环保政策较多, 所以其更加注重 ESG 信息披露, 并且愿意通过更加积极主动的环境管理战略提高 ESG 表现。同时, 由于重污染企业在履行社会责任和保护环境方面的行为更容易受到社会公众关注, 有更多的机会通过披露企业的 ESG 信息来向市场传递其积极履行绿色发展战略的信号, 以此引起市场的强烈反应。因此, 相对于非重污染企业而言, 重污染企业的 ESG 表现对企业高质量发展的促进作用更为明显。

### (六) 稳健性检验

#### 1. 替换解释变量的赋值方法

前文依据华证 AAA-C 的 9 级分类将 ESG 评级划分为 A、B、C 3 组, 对 A 组赋值 3, 对 B 组赋值 2, 对 C 组赋值 1。此处依据华证 AAA-C 的 9 级分类将之划分为 9 组, 并视等级从高到低依次赋值为 9~1, 回归结果如表 11 列 (1) 所示。对比表 4 发现, 其结果与替换前的结果基本一致, 因此可以证明本文的回归结果具有稳健性。

#### 2. 替换被解释变量的测度方法

前文采用的高质量测度指标是企业的全要素生产率, 为验证回归结果的稳健性, 此处参考刘和旺等<sup>[33-34]</sup>的研究, 采用经济增加值和 LP 法测算的全要素生产率来测度企业的高质量发展。重新对模型进行检验, 发现 ESG 表现与制造业企业高质量发展之间的相关性仍然显著为正, 结果与前文保持一致, 具体回归结果如表 11 列 (2) (3) 所示。

#### 3. 内生性检验

##### (1) 滞后被解释变量

为解决 ESG 表现和企业高质量发展互为因果导致的内生性问题, 参考刘晓霞等<sup>[35]</sup>的研究, 将被解释变量滞后 1 期和滞后 2 期重新进行回归, 回归结果如表 12 所示。ESG 表现与滞后 1 期企业高质量发展和滞后 2 期企业高质量发展之间的关系依然在 1% 的水平上显著正相关, 这表明在考虑双向因果导致的内生性因素后, 回归结果依然稳健。

表 11 稳健性检验结果

变 量	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG
TFP	0.055**(2.43)		
TFP-LP		0.008*(1.80)	
EVA			0.677*** (4.15)
SOE	-0.134***(-6.35)	-0.039***(-4.67)	1.342*** (2.61)
AREA	0.074*** (3.89)	0.041*** (5.33)	-3.362***(-3.76)
SIZE	0.167*** (5.41)	0.062*** (4.97)	-0.301(-0.93)
LEV	-1.498***(-28.08)	-0.043***(-6.84)	-0.357***(-3.52)
CF	-0.017(-1.28)	0.029*** (5.54)	0.502*** (4.51)
GROWTH	-0.074***(-6.34)	-0.043***(-6.85)	0.395*** (4.28)
AGE	-0.070***(-3.11)	-0.085***(-9.31)	-0.878(-1.18)
TOP1	-0.005***(-8.16)	0.000(1.06)	0.022*(1.81)
INDEP	1.655*** (10.56)	0.480*** (7.63)	3.713* (1.89)
KI	0.038*** (3.35)	0.009* (1.87)	0.216(1.43)
MOR	-0.145**(-2.36)	-0.073***(-2.95)	-6.024***(-7.64)
截距项	-3.381***(-15.61)	0.429*** (4.92)	-1.708(-0.61)
样本量	20 796	19 852	19 852
R <sup>2</sup>	0.107	0.042	0.025
截距项	-3.381***(-15.61)	0.429*** (4.92)	-1.708(-0.61)
样本量	20 796	19 852	19 852
R <sup>2</sup>	0.107	0.042	0.025

表 12 滞后被解释变量回归结果

变 量	TFP <sub>it+1</sub>	TFP <sub>it+2</sub>
ESG	0.041*** (6.60)	0.030*** (4.53)
SOE	0.006(0.91)	0.003(0.49)
AREA	-0.025***(-4.00)	-0.023***(-3.38)
SIZE	0.105*** (10.79)	0.102*** (8.96)
LEV	0.023*** (5.26)	-0.008*(-1.68)
CF	0.060*** (14.58)	0.046*** (9.38)
GROWTH	-0.037***(-9.47)	-0.007*(-1.65)
AGE	0.017** (2.22)	0.016* (1.75)
TOP1	0.001*** (6.40)	0.001*** (6.56)
INDEP	-0.159***(-3.12)	-0.174***(-3.15)
KI	0.042*** (11.50)	0.044*** (11.07)
MOR	-0.363***(-18.43)	-0.301***(-14.07)
截距项	-0.586***(-10.89)	-0.600***(-9.96)
样本量	18 050	15 651
R <sup>2</sup>	0.052	0.035
个体固定效应	YES	YES
年度固定效应	YES	YES
F 检验	0	0
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0510	0.0339
F 值	81.83	46.76

## (2) 工具变量法

为解决双向因果、遗漏变量、样本自选择等可

能导致的内生性问题,在前文研究基础上,进一步增加工具变量进行检验。本文借鉴于连超等<sup>[36]</sup>的研究,选择制造业企业华证 ESG 评级的行业均值(MEAN-ESG)作为工具变量,这是因为企业的 ESG 表现与 ESG 评级的行业均值密切相关,满足相关性假设的条件。通过采用两阶段最小二乘法(2LS)以及对被解释变量分别滞后 1 期和滞后 2 期处理,可进一步缓解由反向因果或遗留变量等原因带来的内生性问题。内生性检验结果如表 13 所示。工具变量法第一阶段的回归结果显示,工具变量 MEAN-ESG 的系数在 1% 的水平上显著为正,由此可以发现,ESG 信息披露存在行业同群效应,即当行业内其他企业进行 ESG 信息披露时,未进行 ESG 信息披露的企业也会效仿其他企业的做法进行 ESG 信息披露;第二阶段的回归结果显示,ESG 评级的行业均值与企业高质量发展之间的相关系数为 0.018,且在 1% 的水平上显著为正,说明 ESG 信息披露能显著促进企业高质量发展。为了确保回归结果的可靠性,进一步进行弱工具变量检验,结果亦显示不存在弱工具变量的问题。

表 13 内生性检验结果

变量	第一阶段 ESG	第二阶段 TFP
MEAN-ESG	1.142 684*** (260.48)	
ESG		0.018*** (3.02)
SOE	-0.008 980***(-3.25)	-0.009(-1.38)
AREA	-0.010 379***(-3.94)	-0.029***(-4.98)
SIZE	0.027 279*** (5.17)	0.139*** (8.41)
LEV	0.005 184*** (2.92)	0.039 (1.06)
CF	-0.013 604***(-3.52)	0.082*** (3.20)
GROWTH	-0.021 832***(-2.02)	0.024** (2.11)
AGE	0.033 256*** (6.81)	0.022*** (3.44)
TOP1	-0.001 546***(-13.69)	0.001*** (4.29)
INDEP	0.065 619*** (2.77)	-0.173***(-4.17)
KI	0.006 116*** (3.58)	0.037*** (5.08)
MOR	0.096 120*** (9.30)	-0.418***(-17.14)
样本量	20 796	20 796
R <sup>2</sup>	0.8853	0.067
个体固定效应	YES	YES
年度固定效应	YES	YES
相关性检验	Shea's partial R <sup>2</sup> = 0.8819 F = 155 139, P = 0.0000	
内生性检验	Durbin(score)chi2(1) = 6.892 (P = 0.0087) Wu-Hausman F (1, 20 782) = 6.889 64 (P = 0.0087)	

#### 四、结论与建议

随着可持续发展理念的深入推进以及 ESG 投入规模在全球范围内的不断扩大, 国内大多数企业尤其是制造业企业对自身 ESG 表现日趋重视。本文以 2009—2021 年证监会 2012 版行业分类下制造业 A 股上市公司为研究样本, 实证检验了 ESG 表现、信贷融资成本与企业高质量发展的关系。研究表明, 企业 ESG 表现水平的提高可显著正向影响企业高质量发展; 企业信贷融资成本在 ESG 表现促进企业高质量发展中发挥中介效用。进一步研究发现, 东部地区和西部地区的企业相较于中部地区的企业、国有企业相较于非国有企业、大规模企业相较于小规模企业、重污染企业相较于非重污染企业, 其 ESG 表现对企业高质量发展的促进作用更为显著。基于以上结论, 本文提出如下建议:

首先, 政府应建立并完善制造业上市公司的 ESG 信息披露制度。一是加强对中部地区企业完善自身 ESG 信息披露体系建立的引导; 二是研究建立具有国内单位、符合国际标准、适用 ESG 评级和相关信息披露条件的清晰可行的绿色财务标准体系, 并加大对企业尤其是重污染企业虚假披露 ESG 信息的惩罚力度; 三是大力鼓励本土 ESG 信用评级机构的发展, 以期为我国制造业上市公司提供更加专业且有针对性的 ESG 咨询服务; 四是针对不同地区、不同规模、不同产权性质以及不同污染程度的企业, 采取差异化和精细化的财税政策, 更好地发挥财税政策支持制造业企业高质量发展的转化效应, 如对于 ESG 表现好的企业, 在信贷融资、税收等方面给予奖励或优惠。

其次, 企业应充分认识 ESG 表现对其高质量发展的作用, 积极主动地提升自身的 ESG 表现水平。一是将已有合规管理制度、管理实践、履行社会责任的优良传统, 纳入 ESG 框架中。异质性分析结论表明, 东部地区和西部地区企业、非国有企业、大规模企业和重污染企业的 ESG 表现对企业高质量发展的促进作用更为显著, 其说明东部地区和西部地区的企业、非国有企业、大规模企业和重污染企业更应该注重 ESG 建设, 以争取来自政府、投资者和消费者等利益相关者的关键资源。二是聘请专业机构协助完善 ESG 报告。除

了构建企业 ESG 战略和管理体系, 企业还需出具 ESG 报告, 履行 ESG 信息披露义务; 就 ESG 报告内容来看, 企业需根据 ESG 体系的各项要求, 结合自身特点和行业特色披露相关信息。三是充分发挥 ESG 表现对企业运营管理的引领作用。相关研究表明, 企业良好的 ESG 表现能够有效降低信贷融资成本, 进而促进企业高质量发展, 因此, 制造业企业应在产品开发、员工培养、项目投资等方面践行 ESG 理念, 积极承担社会责任, 加强公司内部治理, 使 ESG 信息披露成为推动企业高质量发展的有效途径, 有力助推制造业企业高质量发展。四是制造业企业应借助数字化技术全方位践行 ESG 理念, 可通过建立 ESG 数据线上收集管理平台或定制 ESG 数据填报手册, 来提高 ESG 数据的准确性和管理效率。

#### 参考文献:

- [1] 尚会永, 白怡琚. 中国制造业高质量发展战略研究 [J]. 中州学刊, 2019(1): 23-27.
- [2] 吕铁, 刘丹. 制造业高质量发展: 差距、问题与举措 [J]. 学习与探索, 2019(1): 111-117.
- [3] 王博雅. 创新型制造业高质量发展: 特征事实、驱动因素与要素支撑 [J]. 中国软科学, 2021(10): 148-159.
- [4] 张爱琴, 张海超. 数字化转型背景下制造业高质量发展水平测度分析 [J]. 科技管理研究, 2021, 41(19): 68-75.
- [5] 胡汉辉, 申杰. 数字经济如何赋能高质量发展: 国内国际双循环视角 [J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(5): 3-18.
- [6] 霍春辉, 吕梦晓, 许晓娜. 数字化转型“同群效应”与企业高质量发展: 基于制造业上市公司的经验证据 [J]. 科技进步与对策, 2023, 40(4): 77-87.
- [7] 朱智滔, 李红艳, 姚婷. 智能化对制造业出口贸易高质量发展的影响研究 [J]. 工业技术经济, 2023, 42(2): 125-133.
- [8] 聂永有, 姚清宇, 周子博. 产业协同集聚与长三角地区经济高质量发展 [J]. 华东经济管理, 2022, 36(10): 16-30.
- [9] 刘亭立, 王妍, 石倩倩. 高质量的信息披露是否有助于降低企业信贷融资成本? : 基于会计信息可比性的研究 [J]. 投资研究, 2022, 41(6): 59-75.
- [10] SASSEN R, HINZE A K, HARDECK I. Impact of ESG Factors on Firm Risk in Europe [J]. Journal of Business Economics, 2016, 86(4): 867-904.
- [11] 王晓红, 栾翔宇, 张少鹏. 企业研发投入、ESG 表现与市场价值: 企业数字化水平的调节效应 [J]. 科学学研究, 2023, 41(5): 896-904, 915.



- [12] 盛明泉, 余璐, 王文兵. ESG与家族企业全要素生产率[J]. 财务研究, 2022(2): 58-67.
- [13] FISHER-VANDEN K, THORBURN K S. Voluntary Corporate Environmental Initiatives and Shareholder Wealth[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2011, 62(3): 430-445.
- [14] HAN J J, KIM H J, YU J. Empirical Study on Relationship Between Corporate Social Responsibility and Financial Performance in Korea[J]. Asian Journal of Sustainability and Social Responsibility, 2016, 1(1): 61-76.
- [15] FATEMI A, GLAUM M, KAISER S. ESG Performance and Firm Value: The Moderating Role of Disclosure[J]. Global Finance Journal, 2018, 38: 45-64.
- [16] 靳来群, 林金忠. 政治关联所致信贷资源错配的缓解机制分析: 基于信息不对称的视角[J]. 江苏社会科学, 2015(5): 56-63.
- [17] 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.
- [18] 王爱国, 陈艳, 刘晓慧. 宏观审慎政策如何影响企业创新行为?: 基于信贷融资中介效应的实证分析[J/OL]. [2023-09-22]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20220110.1544.002.html>.
- [19] 杨浩昌, 李廉水, 刘耀彬. 区域制造业创新驱动力的评价及其差异研究[J]. 科学学研究, 2021, 39(10): 1908-1920.
- [20] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [21] 肖曙光, 彭文浩, 黄晓凤. 当前制造业企业的融资约束是过度抑或不足: 基于高质量发展要求的审视与评判[J]. 南开管理评论, 2020, 23(2): 85-97.
- [22] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁?[J]. 经济研究, 2012, 47(12): 125-136.
- [23] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [24] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率: 基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [25] 陶克涛, 郭欣宇, 孙娜. 绿色治理视域下的企业环境信息披露与企业绩效关系研究: 基于中国67家重污染上市公司的证据[J]. 中国软科学, 2020(2): 108-119.
- [26] 王凯, 张志伟. 国内外ESG评级现状、比较及展望[J]. 财会月刊, 2022(2): 137-143.
- [27] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 等. ESG表现能改善企业投资效率吗?[J]. 证券市场导报, 2021(11): 24-34, 72.
- [28] 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.
- [29] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005, 37(2): 268-274.
- [30] 俞静, 蔡雯. 高管激励对企业创新影响的实证分析: 基于分析师关注的中介效应研究[J]. 技术经济, 2021, 40(1): 20-29.
- [31] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG促进企业绩效的机制研究: 基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.
- [32] LU J, YU D N, MAHMOUDIAN F, et al. Board Interlocks and Greenhouse Gas Emissions[J]. Business Strategy and the Environment, 2021, 30(1): 92-108.
- [33] 刘和旺, 刘池, 郑世林. 《环境空气质量标准(2012)》的实施能否助推中国企业高质量发展?[J]. 中国软科学, 2020(10): 45-55.
- [34] 伍中信, 魏佳佳. 环境信息披露对企业高质量发展的影响[J]. 财会月刊, 2022(8): 7-15.
- [35] 刘晓霞, 刘媛媛. CEO差序来源对民营上市公司创新产出的影响[J]. 湖南工业大学学报(社会科学版), 2022, 27(3): 36-45.
- [36] 于连超, 董晋亭, 王雷, 等. 环境管理体系认证有助于缓解企业融资约束吗?[J]. 审计与经济研究, 2021, 36(6): 116-126.

责任编辑: 徐海燕