

绿色金融、新质生产力与企业ESG表现

唐仲群, 张 勇*

吉首大学数学与统计学院, 湖南 吉首

收稿日期: 2025年5月26日; 录用日期: 2025年6月18日; 发布日期: 2025年6月30日

摘 要

绿色金融背景下, 企业的环境、社会、治理(ESG)表现对企业的发展至关重要。深入考虑新质生产力对企业ESG表现的影响对于实现高质量和可持续发展具有重要意义。本文利用2011~2022年中国A股绿色金融投入上市公司的数据, 深入探究绿色金融、新质生产力与企业 ESG表现的关系。实证结果表明, 绿色金融投入显著促进企业ESG表现, 新质生产力起正向调节作用, 尤其是软科技投入方面。经过稳健性检验后, 上述结论仍然成立。异质性分析表明, 中小企业和高科技企业中绿色金融对ESG表现正面影响更显著。此外, 经济后果检验显示, 绿色金融投入通过提升ESG表现对企业高质量发展、数字技术应用和市场竞争力的有正面影响。研究结果不仅为企业、投资者和政策制定者提供了决策参考, 而且启示各方需考虑企业规模、行业和市场竞争状况制定策略, 以推动绿色转型和可持续发展。

关键词

绿色金融, 新质生产力, ESG表现, 可持续发展

Green Finance, New Quality Productivity, and Corporate ESG Performance

Zhongqun Tang, Yong Zhang*

School of Mathematics and Statistics, Jishou University, Jishou Hunan

Received: May 26th, 2025; accepted: Jun. 18th, 2025; published: Jun. 30th, 2025

Abstract

Under the green finance context, corporate environmental, social, and governance (ESG) performance is critical to enterprise development. A thorough examination of the impact of new quality productivity on corporate ESG performance holds significant implications for achieving high-quality and sustainable development. This study utilizes data from A-share listed companies in China

*通讯作者。

文章引用: 唐仲群, 张勇. 绿色金融、新质生产力与企业 ESG 表现[J]. 统计学与应用, 2025, 14(6): 193-204.
DOI: 10.12677/sa.2025.146160

with green finance investments from 2011 to 2022 to investigate the relationships among green finance, new quality productivity, and corporate ESG performance. Empirical results demonstrate that green finance investment significantly enhances corporate ESG performance, with new quality productivity—particularly soft technology investment—exerting a positive moderating role. These conclusions remain robust after rigorous robustness tests. Heterogeneity analysis reveals that the positive effect of green finance on ESG performance is more pronounced in small and medium-sized enterprises (SMEs) and high-tech industries. Additionally, economic impact tests indicate that green finance investment improves corporate ESG performance, thereby positively influencing high-quality development, digital technology adoption, and market competitiveness. The findings not only provide actionable insights for enterprises, investors, and policymakers—urging firms to leverage green finance for ESG enhancement, policymakers to advance green finance policies, and investors to prioritize ESG metrics—but also highlight the necessity for tailored strategies accounting for firm size, industry characteristics, and market competition to drive green transformation and sustainable development.

Keywords

Green Finance, New Quality Productivity, ESG Performance, Sustainable Development

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在当今全球经济发展的格局下,可持续发展已成为不可逆转的趋势。根据联合国环境规划署 2023 年报告,全球绿色投资规模首次突破 1.5 万亿美元,其中中国以 5460 亿美元占比超 35%,连续三年位居全球首位。在环境问题与资源约束加剧的背景下,各国政策加速向绿色经济倾斜:中国在 2023 年中央金融工作会议中将绿色金融列为五大顶层设计之一,央行碳减排支持工具已累计发放贷款超 1.2 万亿元,带动减排效益相当于年减碳 5000 万吨;欧盟碳边境调节机制(CBAM)于 2023 年 10 月试运行,预计 2026 年全面实施,倒逼全球供应链绿色升级。

在全球经济发展趋势与环境资源现状的大背景下,可持续发展成为必然选择,而这三者在经济发展中的重要性日益凸显并且彼此关联紧密。绿色金融的投入是否对企业 ESG 表现产生一定的影响?企业新质生产力的提高能否增加企业 ESG 表现?在绿色金融的背景下,企业新质生产力能否在企业 ESG 表现中起到一定的调节作用?基于以上问题,本文旨在对绿色金融、新质生产力与企业 ESG 表现进行了深入地探究,以实现可持续发展战略目标。

绿色金融旨在为助力环境改善、应对气候变化以及推动资源节约与高效利用的经济活动提供支撑,具体而言,是针对环保、节能、清洁能源、绿色交通、绿色建筑等领域的项目投融资、项目运营,以及风险管理等环节所给予的金融服务。李朋林等[1]对于绿色金融的现实应用价值极为重视,并且在实际应用中绿色金融能有效提升农业高质量发展水平,对农业高质量发展有推动作用。在“双碳”目标背景下[2],绿色金融能帮助工业企业绿色转型,促进实体经济发展,为推进中国绿色金融体系建设和实现经济高质量发展提供了依据[3]。

与此同时,新质生产力的概念也日益受到关注。新质生产力的发展不仅有助于提高企业的竞争力和经济效益,还能为社会创造更大的价值。现有文献主要从理论视角和实证检验两个维度对新质生产力进行系统深入地研究。在理论视角层面主要集中在对新质生产力的理论内涵、关键问题、价值意蕴和实现

路径[4]等方面，还有一部分学者围绕新质生产力的影响因素展开研究，从历史逻辑、现实逻辑和实践逻辑，探讨新质生产力与现代化产业体系、高质量发展、共同富裕、数字化转型等方面的互动关系，剖析助推新质生产力发展的实践进路[5]。从实证维度对新质生产力研究来看，王珏等[6]主要从生产力的三要素构件对新质生产力指标体系进行构建和量化分析。

ESG (Environmental, Social, Governance)是指企业将环境、社会和公司治理三维度纳入投资管理决策中，用以监督和规范企业的 ESG 行为，实现经济效率和可持续发展的平衡。ESG 理念的内涵源自企业社会责任理论(CSR)、可持续发展理论与外部性理论，其演进和拓展反映了企业在应对社会、环境和治理挑战时的全面策略。在绿色金融背景下，ESG 表现被视为一项绿色战略，成为衡量企业长期价值的重要工具。ESG 表现显著影响企业价值和财务绩效，提升企业声誉、降低道德风险，缓解企业融资约束并降低融资成本。从企业市场风险、财务审计质量与供应链可持续发展等维度探讨 ESG 表现的经济后果。ESG 表现通过改善资源配置效率、缓解融资约束、增加研发投入和优化人力资本结构等渠道提升企业全要素生产率。

相较于以往研究，本文可能的创新和边际贡献有：第一，新质生产力是最新提出的概念，目前鲜有定量研究模型，本文基于生产力二要素理论，结合企业科技创新内涵，构建了企业新质生产力研究模型，为今后展开实证研究提供了思路和方法。第二，现有文献多集中于从多个方面的 ESG 内涵和概念来探讨企业 ESG 表现发展的因素，本文结合企业新质生产力的发展，在绿色金融的背景下，考察了企业 ESG 表现对企业高质量发展影响效应，并进行了一系列稳健性分析，丰富了企业 ESG 表现的经济效应研究。第三，进一步从企业规模大小、企业行业性质、企业市场竞争程度进行异质性分析，比较了不同情景下企业 ESG 表现的情况，在企业层面为企业发展提供了实证经验依据。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 绿色金融与企业 ESG 表现

绿色金融通过市场化手段，引导资金流向绿色、清洁企业，为这些企业提供更多的资金支持，降低融资成本，支持绿色低碳的经济活动，从而提升企业的 ESG 表现。政府和金融机构对绿色项目存在优惠政策和支持，使得绿色企业能够以更低成本获得长期资金，分散企业的融资风险。绿色金融对企业 ESG 表现的提升作用在国有企业、非重污染行业企业及高新技术产业企业中更为显著。

绿色金融赋能高污染行业，助力其环保技术创新升级，推动企业践行减排生产，培育企业的环保意识，促使企业积极履行社会责任。与此同时，绿色金融资源向清洁产业倾斜，为企业发展注入动力[7]。企业为争取更多绿色金融资金，会主动进行技术创新，重塑生产流程，全力打造绿色生产线，借此吸引金融机构的青睐，提升自身的环保效益与 ESG 表现。优秀的 ESG 表现能够有效缓解企业融资难题，提升经营效率，降低财务风险，进而实现企业价值的稳步提升。此外，良好的 ESG 表现能够提高企业的创新能力，降低内部风险，提升财务绩效，同时还能降低企业的融资成本，增强市场竞争力，提高企业品牌影响力，树立企业积极形象。基于此，本文提出如下研究假设：

假设 1：绿色金融投入可以促进企业 ESG 表现，呈正向相关关系。

2.2. 新质生产力的调节作用

当企业新质生产力高时，企业积极践行 ESG 原则，并且提高企业 ESG 表现。新质生产力推动企业发展绿色产业和循环经济模式。企业在新质生产力的驱动下，可能加大对可再生能源的开发利用，减少对传统化石能源的依赖，从源头上降低对环境的负面影响。

新质生产力是在传统生产力基础上融合创新技术、高效资源利用和可持续发展理念的新型生产能力，

其中软科技、硬科技和劳动力投入是其核心要素。这些技术不仅推动工业进步,还帮助企业实现绿色生产,减少环境影响。劳动力投入则强调质量和创新能力,高技能劳动力能够快速吸收新技术,推动生产效率和产品质量提升。新质生产力通过这三要素的相互作用,实现了生产效率的提升、创新能力的开发和环境的可持续发展,共同推动经济向更高效、智能和绿色的方向发展。

新质生产力作为科技创新驱动的生产要素重构范式,其调节效应根植于动态能力理论与技术创新扩散理论的双重逻辑[7]。企业对新质生产力的掌控程度决定了其吸收绿色金融资源并转化为 ESG 绩效的组织柔性——宁德时代通过“锂电全产业链创新”将绿色信贷转化为 40% 的碳足迹削减,印证了技术整合能力对资金效用放大的关键作用。Henderson [8] 的清洁技术创新扩散模型进一步揭示,新质生产力通过降低绿色技术应用门槛(如隆基绿能将单晶硅成本降至多晶硅水平)和提升环境治理规模效应(蚂蚁集团区块链碳管理覆盖 8 万企业),显著增强绿色资本投入与 ESG 产出的边际转化率。当前欧盟碳关税催生 15%~20% 的绿色溢价,倒逼企业必须依托智能传感、工业互联网等新质生产力工具(如宝钢氢能冶金技术降碳 70%),才能将绿色资金有效转化为实质性减排能力,完成从合规性 ESG 向战略型 ESG 的质变。基于此,本文提出如下研究假设:

假设 2: 新质生产力在企业绿色金融与 ESG 表现的正相关性中发挥正向调节作用。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2011~2022 年间我国 A 股绿色金融投入上市公司为初始样本,并进行如下筛选:剔除财务数据异常(ST,*ST)的公司;剔除主要变量缺失的样本。最终得到 16,022 个样本观测值。为消除异常值的影响,将连续变量在 1% 的水平上进行了 Winsorize 缩尾处理。所使用数据主要来自 CSMAR 和 CNRDS 数据库。

3.2. 变量定义

1. 绿色金融(Gfin)的衡量。目前主要有三种途径衡量绿色金融:首先是基于实地调查对企业绿色金融研发进行评估,但主观性较大;其次是利用国际专利号分类进行测量,然而这一方法并不准确,因为某些核心技术可能未申请专利,且专利数量不能全面反映创新的实质;最后是采用节能和环保公共支出占比作为衡量指标,本文采取第三种方法。

2. 新质生产力(Npro)的衡量。新质生产力的衡量方式是基于生产力二要素理论,并考虑了劳动对象在生产过程中的作用和价值。具体方法如下:首先,选择与新质生产力密切相关的战略性新兴产业和未来产业作为计算样本。其次,构建新质生产力指标体系,参考宋佳等人[9]的研究方法,该体系包括劳动力和生产工具两个要素。劳动力由活劳动和物化劳动(劳动对象)两个子要素组成;生产工具由硬科技和软科技两个子因素组成。此外,新质生产力的核心是创新,因此采用了熵值法来衡量新质生产力。这种方法综合考虑了多个与新质生产力相关的指标,以全面评估企业的创新能力和生产力水平。

3. 企业 ESG 表现的衡量。企业 ESG 的衡量方式通常涉及环境(Environment)、社会(Social)和治理(Governance)三个维度。具体来说,ESG 评价体系会包含一级指标 3 个,二级指标如 MSCI 体系中的 10 个二级主题指标,以及三级关键问题指标如 MSCI 的 35 个。这些指标会进一步细化为上千个具体数据点,涵盖公司的管理能力和风险敞口两个维度。评价时,会根据行业特性对各项分数按照权重进行调整,最终得出企业的 ESG 评级,本文采用 MSCI 的 AAA-CCC 的 7 个等级。

4. 控制变量的测度。本文参考已有研究文献,选取的控制变量如下:企业规模(size)、资产负债率(lev)、股权集中度(top1)、总资产净利率(roa)、上市年限(listage)、现金流比率(cashflow)、是否亏损(loss)、董事

会规模(broad)、两职合一(dual)。具体见表 1。

Table 1. Variable definition table
表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	ESG 表现	ESG	MSCI 的 AAA-CCC 的 7 个等级。
解释变量	绿色金融	GFIN	节能和环保公共支出占比
调节作用	劳动力	LAB	研发人员数/员工总数、本科以上员工数/员工数、研发费用/营业薪酬的增长性
	软科技	STEC	营业收入/平均资产总额(总资产周转率) 所有者权益/资产总额(权益乘数倒数)
	硬科技	HTEC	企业无形资产投入占比
控制变量	企业规模	Size	总资产取对数
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	上市年限	Listage	企业上市年限
	股权集中度	Top1	第一大股东持股比例
	总资产净收益率	ROA	净利润/总资产
	董事会规模	Broad	董事会人数
	现金流比率	Cashflow	现金流量与其他项目相比
	两职合一	Dual	CEO 与董事长是否为同一人
	是否亏损	LOSS	亏损取 1，否则取 0
	年度固定效应	Year	用以控制年度经济状况等年度层面的因素
	行业固定效应	Ind	用以控制制造业行业类型等行业层面因素

3.3. 实证模型

为了验证本文假设 1，借鉴已有研究[10]，构建以下多元线性回归模型：

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GFIN_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (1)

模型(1)中， ESG_{it} 表示 i 企业第 t 期的 ESG 表现， $GFIN_{it}$ 为 i 企业第 t 期绿色金融程度， $Controls_{it}$ 为控制变量，具体见变量定义表。

其次，参考已有研究文献，研究企业新质生产力对绿色金融与企业 ESG 表现的作用机制，实证模型分别如下：

$$ESG_{it} = \delta_0 + \delta_1 GFIN_{it} + \delta_2 LAB_{it} + \delta_3 LAB_{it} \times GFIN_{it} + \delta_4 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (2)

$$ESG_{it} = \theta_0 + \theta_1 GFIN_{it} + \theta_2 Stec_{it} + \theta_3 Stec_{it} \times GFIN_{it} + \theta_4 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (3)

$$ESG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 GFIN_{it} + \gamma_2 Htec_{it} + \gamma_3 Htec_{it} \times GFIN_{it} + \gamma_4 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (4)

其中模型(2)、(3)、(4)中 LAB_{it} 表示 i 企业第 t 期劳动力投入程度， $LAB_{it} \times GFIN_{it}$ 表示绿色金融与劳动力投入程度的交互项。 $Stec_{it}$ 表示 i 企业第 t 期软科技， $Stec_{it} \times GFIN_{it}$ 表示绿色金融与软科技的交互项。 $Htec_{it}$ 表示 i 企业第 t 期硬科技， $Htec_{it} \times GFIN_{it}$ 表示绿色金融与硬科技的交互项。

4. 实证结果

4.1. 描述性统计

表 2 展示了本文主要变量的描述性统计结果，企业 ESG 表现均值为 0.0441、标准差为 0.0415。企业

绿色金融的均值为 0.3023，标准差为 0.1715。且最小值 0.0003 与最大值 0.9414 之间相差较大，说明我国企业绿色金融投入配置不均。用于衡量企业新质生产力的指标劳动力投入、软科技、硬科技的均值分别为 9.6123、0.6050、0.0175，标准差分别为 4.6161、0.3735、0.8374。经观察，核心变量与其余控制变量的数据特征与现有研究大致相符。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
ESG	16,022	0.0441	0.0415	0.0000	0.3564	0.0359
GFIN	16,022	0.3023	0.1715	0.0003	0.9414	0.2742
LAB	16,022	9.6123	4.6161	0.8288	30.3668	8.7905
STEC	16,022	0.6050	0.3735	0.0853	2.5020	0.5268
HTEC	16,022	0.0175	0.8374	-37.4104	57.5043	-0.0802
SIZE	16,022	22.4196	1.2545	19.5850	26.4523	22.2511
Lev	16,022	0.4251	0.1901	0.0319	0.9079	0.4209
ListAge	16,022	2.2455	0.6831	0.0000	3.4012	2.3026
Top1	16,022	0.3239	0.1429	0.0802	0.7577	0.3006
ROA1	16,022	0.0382	0.0673	-0.3750	0.2473	0.0374
Board	16,022	2.1138	0.1921	1.6094	2.7081	2.1972
Cashflow	16,022	0.0503	0.0635	-0.1989	0.2669	0.0474
Dual	16,022	0.2971	0.4570	0.0000	1.0000	0.0000
Loss	16,022	0.1256	0.3314	0.0000	1.0000	0.0000

4.2. 主效应检验

本文首先根据模型(1)对企业绿色金融与 ESG 表现的关系进行检验，回归结果如表 3，在列(1)中，企业绿色金融的系数为 0.012，在 1%的水平上显著为正，说明绿色金融显著促进了企业的 ESG 表现。为了消除时间和行业对结果的影响，在列(2)中，绿色金融的系数为 0.005，在 1%的水平上显著为正，说明控制了行业与年份后，结果依然显著。研究假设 H1 得到了验证。

Table 3. Main effect regression
表 3. 主效应回归

变量	(1)	(2)
	ESG	ESG
GFIN	0.012*** (3.415)	0.005*** (0.876)
SIZE	0.001 (1.353)	0.001*** (4.386)
ROA1	-0.042*** (-4.388)	-0.011*** (-3.203)
ListAge	-0.007*** (-8.275)	0.000 (0.034)

续表

Lev	-0.050*** (-13.276)	-0.007*** (-4.438)
Top1	-0.013*** (-3.525)	-0.006*** (-3.647)
Cashflow	-0.001 (-0.206)	-0.016*** (-5.845)
Board	-0.003 (-1.300)	0.001 (0.747)
Loss	0.011*** (7.630)	0.001** (2.111)
Dual	0.003*** (2.975)	0.001* (1.860)
_cons	0.079*** (7.294)	-0.016*** (-2.993)
年份	否	是
行业	否	是
样本量	16,021	16,021
R ² 值	0.379	0.137

注：***、**、*代表在 1%、5%和 10%水平上显著；括号中为公司层面聚类的稳健标准误对应的 t 值。

4.3. 调节效应检验

表 4 报告了企业新质生产力对绿色金融与 ESG 表现之间关系的影响。劳动力投入程度与绿色金融的交互项系数在列(1)中为 0.001，在 5%显著水平上，对企业 ESG 表现起正向显著调节作用。在列(2)中，该系数为 0.0003，在 5%显著水平上，但经济意义不显著。软科技投入与绿色金融的交互项系数在列(3)中为 0.018，在 1%显著水平上，对企业 ESG 表现起正向显著调节作用。在列(4)中，该系数为 0.001，说明该方面调节作用不显著。硬科技与企业绿色金融的交互项系数在列(5)中为 0.001，也是不显著的。在列(6)中，该系数为 0.001，在 5%显著水平上，对企业 ESG 表现起正向显著调节作用。

Table 4. Regression results of moderating effect
表 4. 调节效应回归结果

变量	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG	(4) ESG	(5) ESG	(6) ESG
GFIN	0.013*** (3.474)	0.005*** (2.804)	0.018*** (5.228)	0.003* (1.886)	0.012*** (3.417)	0.005*** (2.866)
LAB	0.005** (1.982)	0.002** (2.057)				
lab _{it} ×GFIN _{it}	0.001** (2.095)	0.0003** (2.168)				
STEC			0.014*** (6.212)	0.006*** (5.119)		

续表

steC _{it} × GFIN _{it}			0.018*** (2.836)	0.001 (0.365)		
HTEC					0.002 (1.175)	0.001*** (2.799)
hteC _{it} × GFIN _{it}					0.001 (1.298)	0.001** (2.192)
SIZE	0.001* (1.803)	0.001*** (4.738)	0.000 (0.371)	0.001*** (3.763)	0.001 (1.376)	0.001*** (4.414)
ROA1	−0.043*** (−4.520)	−0.011*** (−3.351)	−0.026*** (−2.895)	−0.006* (−1.889)	−0.042*** (−4.378)	−0.011*** (−3.180)
ListAge	−0.007*** (−8.162)	0.000 (0.169)	−0.006*** (−7.527)	0.000 (0.775)	−0.007*** (−8.281)	−0.000 (−0.011)
Lev	−0.051*** (−13.411)	−0.008*** (−4.584)	−0.039*** (−10.519)	−0.004** (−2.451)	−0.050*** (−13.266)	−0.007*** (−4.431)
Top1	−0.013*** (−3.476)	−0.006*** (−3.604)	−0.008** (−2.337)	−0.005*** (−2.889)	−0.013*** (−3.514)	−0.006*** (−3.626)
Cashflow	−0.001 (−0.170)	−0.016*** (−5.828)	0.015** (2.290)	−0.011*** (−4.134)	−0.001 (−0.215)	−0.016*** (−5.852)
Board	−0.003 (−1.269)	0.001 (0.770)	−0.003 (−1.194)	0.001 (0.859)	−0.004 (−1.310)	0.001 (0.723)
Loss	0.011*** (7.438)	0.001* (1.921)	0.011*** (7.326)	0.001* (1.851)	0.011*** (7.625)	0.001** (2.099)
Dual	0.003*** (2.935)	0.001* (1.814)	0.003** (2.454)	0.001 (1.498)	0.003*** (2.977)	0.001* (1.869)
_cons	0.027 (1.050)	−0.038*** (−3.711)	0.091*** (8.614)	−0.011** (−2.108)	0.078*** (7.002)	−0.017*** (−3.074)
年份	否	是	否	是	否	是
行业	否	是	否	是	否	是
样本量	16,021	16,021	16,021	16,021	16,021	16,021
R ² 值	0.380	0.139	0.399	0.151	0.379	0.138

注：***、**、*代表在 1%、5%和 10%水平上显著；括号中为公司层面聚类的稳健标准误对应的 t 值。

4.4. 稳健性检验

1、工具变量法

本文的解释变量是企业绿色金融。尽管从理论角度来看，绿色金融通常被认为是外生的，但在实证分析中，研究者仍需注意可能存在的内生性问题，并采取相应的控制或修正措施，以确保回归结果的准确性和可靠性。本文已有的研究，将年度与行业层面的绿色金融指标的均值作为工具变量。引入工具变量后重新回归结果如表 5 列(1)、(2)所示，依然显著。

2、改变(被)解释变量的度量方法

本文借鉴方明月[11]的做法，用“统一化的绿色金融量表分析”作为企业绿色金融的替代变量，重新

回归，结果如表 5 列(3)、(4)所示，未发生变化。同时，采用企业绿色金融费用化支出、研发资本化支出与年初资产总额的比重作为绿色金融的替代指标。结果如表 6 列(1)、(2)所示，依然显著。

3、缩小样本区间

考虑到 2020 年新冠疫情暴发后企业可能会由于资金筹措困难而缩减绿色金融投入比重，对本文结果产生不小的影响，所以剔除 2020 年后的样本，故样本区间重新选择为 2011~2019 年并重新对其进行回归，如表 6 列(3)、(4)所示，与主回归一致。

4、增加控制变量

本文还加入企业高管是否具备海外背景(Oversea back)、管理层平均年龄(TMT age)和管理层女性占比(Female)等与企业管理层特征相关且可能影响到企业绿色金融投入的控制变量。结果如表 6 列(5)、(6)所示，与主回归一致。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
gfin_hat	0.05*** (5.34)	0.01** (1.97)		
gfin_IA			0.011* (1.92)	0.054*** (21.95)
控制变量	是	是	是	是
年份	否	是	否	是
行业	否	是	否	是
样本量	16,021	16,021	16,021	16,021
R ² 值	0.378	0.136	0.377	0.160

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

Table 6. Robustness test (2)
表 6. 稳健性检验(2)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG
Gfin	0.012*** (13.52)	0.001*** (2.70)	0.008*** (-3.69)	0.005*** (4.14)	0.012*** (-6.41)	0.005*** (6.14)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
样本量	16,021	16,021	9420	9420	16,021	16,021
R ² 值	0.323	0.144	0.396	0.135	0.380	0.141

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

5. 进一步研究

企业 ESG 表现往往催生产业格局的重构、商业模式的革新以及技术范式的转变，推动经济社会的快

速发展和变革。绿色金融投入程度有助于企业激发创新活力, 带来更有价值的前瞻性成果。因此, 本文进一步分析, 探讨在不同类型企业中绿色金融投入如何影响 ESG 表现, 以及两者关系是否产生了经济后果。

5.1. 企业绿色金融的异质性分析

第一, 为检验企业规模大小对企业绿色金融与 ESG 变现的影响, 本文从企业资产持有角度对企业规模进行测量。基于此, 本文以企业资产对数(SIZE)进行衡量, 将高于中位数赋值为 1, 否则为 0, 以此分为大规模企业组(SIZE-H)与中小型企业组(SIZE-L), 分组回归结果如表 7 列(1)、列(2)所示。结果显示, 在两个样本组中, 企业绿色金融对企业 ESG 表现的系数在 1%的水平上都显著为负, 且在实际大规模企业的样本(SIZE-H)中企业绿色金融对企业 ESG 表现的估计系数大于中小型企业样本(SIZE-L), 且通过了组间系数差异检验。这表明在中小企业中, 企业绿色金融对企业 ESG 表现的正面影响更为显著。

第二, 企业所处行业异质性的企业绿色金融与 ESG 表现关系存在影响。基于此, 本文借鉴姚凯和王亚娟[12]的方法划分高科技上市公司, 将高科技企业赋值为 1, 否则为 0, 以此分为高科技企业组(TECH-H)与非高科技企业组(TECH-L), 分组回归结果如表 7 列(3)、列(4)所示。结果显示, 在高科技企业样本(TECH-H)中企业绿色金融对企业 ESG 表现的估计系数小于非高科技企业样本(TECH-L), 且通过了组间系数差异检验。这说明在高科技企业中, 企业绿色金融对企业 ESG 表现的负面影响程度较深。

第三, 企业所处市场竞争程度对企业绿色金融与企业 ESG 表现关系存在影响。基于此, 本文通过勒纳指数衡量企业市场竞争程度, 当市场竞争程度较大时赋值为 1, 否则为 0, 以此分为市场竞争程度较强企业组(LI-H)与市场竞争程度较弱企业组(LI-L), 分组回归结果如表 7 列(5)、列(6)所示。结果显示, 在高市场竞争程度样本(LI-H)中企业绿色金融对企业 ESG 表现的估计系数小于低市场竞争程度样本(LI-L), 且通过了组间系数差异检验。这说明在市场竞争程度较弱的企业中, 企业绿色金融对企业 ESG 表现的负面影响程度较深。

Table 7. Heterogeneity analysis of corporate ESG performance
表 7. 企业 ESG 表现异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG	ESG
	SIZE-H	SIZE-L	TECH-Y	TECH-N	LI-H	LI-L
GFIN	0.006*** (2.62)	0.017*** (5.60)	0.02*** (5.00)	-0.007*** (-3.44)	0.004* (1.69)	-0.023*** (-7.67)
组间系数差异	0.002***		0.014**		0.001***	
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
样本量	7111	8906	5103	10918	8254	7756
R ² 值	0.406	0.327	0.246	0.440	0.370	0.424

注: ***, **, *分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

5.2. 经济后果检验

绿色金融投入通过降低企业 ESG 表现程度是否产生了经济后果, 对企业经营状况发挥了有效作用? 本文分为企业高质量发展、企业数字技术应用程度与企业市场竞争能力三方面来考察绿色金融投入影响

企业 ESG 表现程度的经济后果。

首先，为考察绿色金融投入是否会通过降低企业 ESG 表现抑制企业高质量发展，借鉴刘志彪和凌永辉[13]的做法，使用全要素生产率作为代理变量，构建模型(5)进行检验。表 8 列(1)显示，绿色金融投入与 ESG 表现交乘项的回归系数显著为正(显著水平为 5%)。这表明在绿色金融投入和 ESG 表现共同作用下，企业高质量发展水平上升。

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GFIN_{it} \times ESG_{it} + \alpha_2 GFIN_{it} + \alpha_3 ESG_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

(5)

其次，为考察绿色金融投入是否会通过降低企业 ESG 表现抑制企业数字技术应用程度，根据吴非[14]的研究，技术实践应用相较于底层技术应用更能触及企业核心业务，更能体现业务深刻变革，而不是浮于表面。因此，本文使用与数字技术相关词汇在公司年报中出现的频次衡量企业数字技术运用，构建模型(6)进行检验。表 8 列(2)所示，绿色金融投入与 ESG 表现的交乘项的系数在 10%水平显著为正，可知两者相互作用使企业数字技术应用水平上升。

$$ADT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GFIN_{it} \times ESG_{it} + \alpha_2 GFIN_{it} + \alpha_3 ESG_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

(6)

最后，为考察绿色金融投入是否会通过降低企业 ESG 表现降低企业市场竞争能力，本文使用勒纳指数衡量企业市场竞争能力，构建模型(7)进行检验。企业勒纳指数(Lerner Index)主要体现了企业在市场中的定价能力和垄断程度。勒纳指数越大，企业的市场竞争能力就越强，表示该企业在市场中具有较高的定价权和盈利能力。表 8 列(3)所示，绿色金融投入与 ESG 的交乘项的回归系数在 1%水平为正，得出两者对企业竞争力具有正面影响。

$$LI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GFIN_{it} \times ESG_{it} + \alpha_2 GFIN_{it} + \alpha_3 ESG_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

(7)

Table 8. Analysis of economic consequences of green financial investment and ESG performance
表 8. 绿色金融投入与 ESG 表现的经济后果分析

变量	(1)	(2)	(3)
	TFP	ADT	LI
GFIN_ESG	2.22** (2.00)	3.127* (-1.84)	2.21*** (-13.27)
GFIN	-1.43*** (-26.97)	0.26*** (2.69)	-0.06*** (5.83)
ESG	2.94*** (1.97)	2.21*** (4.41)	0.77*** (15.64)
控制变量	是	是	是
年份	是	是	是
行业	是	是	是
样本量	15,080	15,080	15,080
R ² 值	0.743	0.042	0.389

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

6. 研究结论与启示

绿色创新、科学技术为生产力的发展提供了新的动力，在新一轮科技浪潮中，企业 ESG 表现为企业可持续发展提供了新一轮驱动力。本文利用 2011~2022 年中国 A 股绿色金融投入上市公司的数据，深入

探究绿色金融、新质生产力与企业 ESG 表现的关系。实证结果表明,绿色金融投入显著促进企业 ESG 表现,新质生产力起正向调节作用,尤其是软科技投入方面。经过稳健性检验后,上述结论仍然成立。异质性分析表明,中小企业和高科技企业中绿色金融对 ESG 表现正面影响更显著。此外,经济后果检验显示,绿色金融投入通过提升 ESG 表现对企业高质量发展、数字技术应用和市场竞争力有正面影响。研究结果不仅为企业、投资者和政策制定者提供了决策参考,启示企业利用绿色金融提升 ESG 表现,政策制定者推动绿色金融政策实施,投资者关注 ESG 表现,而且启示各方需考虑企业规模、行业和市场竞争力状况制定策略,以推动绿色转型和可持续发展。因此本研究的结论对实践具有重要的启示意义。

首先,企业应认识到绿色金融不仅是响应环境挑战的需要,更是提升企业 ESG 表现、增强竞争力的重要途径。企业应积极利用绿色金融工具,加大在环保、节能和清洁能源等领域的投资,以实现经济效益与环境效益的双赢。

其次,政策制定者应继续推动绿色金融政策的实施,通过税收优惠、财政补贴等手段激励企业增加绿色金融投入,同时完善绿色金融体系,对于投资者而言,研究结果强调了 ESG 表现在评估企业长期价值中的重要性,投资者应将企业的 ESG 表现纳入投资决策,以实现可持续投资。

最后,本研究也揭示了企业在实施绿色金融和提升 ESG 表现时需考虑企业规模、行业特性和市场竞争状况等因素,以制定更为精准和有效的策略。同时,也要引导企业积极开展创新和研发,通过新技术促进生产力水平的提升,加快形成新质生产力,实现经济高质量发展的目标。

基金项目

国家自然科学基金(72061014);湖南省教育厅重点科研项目(2024A0377)。

参考文献

- [1] 李朋林,叶静童.绿色金融:发展逻辑、演进路径与中国实践[J].西南金融,2019(10):81-89.
- [2] 孙娜,曲卫华.企业社会责任、碳减排与低碳经济增长——基于多部门 DSGE 模型的数值分析[J].金融与经济,2024(4):1-14.
- [3] 孙娜,曲卫华.“双碳”目标下 ESG 表现赋能企业新质生产力[J].统计与信息论坛,2024,39(10):24-41.
- [4] 孙娜,曲卫华.ESG 理念赋能新质生产力:内在逻辑、关键主体、指标体系与提升路径[J].企业经济,2024,43(10):138-149.
- [5] 葛格,肖翔,李珍珠.ESG 表现、投资效率与企业全要素生产率[J].企业经济,2024,43(8):40-49.
- [6] 王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.
- [7] 王子璇,沈晓莉,吴陈萱.绿色金融研究文献综述[J].合作经济与科技,2021(14):64-68.
- [8] Henderson, R. (2020) Reimagining Capitalism in a World on Fire. PublicAffairs.
- [9] 宋佳,张金昌,潘艺.ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024,46(6):1-11.
- [10] 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.
- [11] 方明月.资产专用性、融资能力与企业并购——来自中国 A 股工业上市公司的经验证据[J].金融研究,2011(5):156-170.
- [12] 姚凯,王亚娟.海归高管与企业国际化——基于我国高科技上市公司的实证研究[J].经济理论与经济管理,2020(11):55-71.
- [13] 刘志彪,凌永辉.结构转换、全要素生产率与高质量发展[J].管理世界,2020,36(7):15-29.
- [14] 吴非,胡慧芷,林慧妍等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144,10.