

数字金融发展如何影响企业 ESG 表现?

——来自中国上市公司的证据

黄星凯

广西大学经济学院

DOI:10.12238/ej.v8i8.2875

[摘要] 在全球可持续发展与“双碳”目标共同推动下,企业ESG表现成为衡量其长期价值的核心指标。利用2011–2023年A股上市公司数据,本研究深入探讨数字金融如何影响企业ESG表现,并分析其作用机制及群体差异。研究发现:(1)数字金融的发展对企业ESG表现具有显著的正向促进效应。(2)企业绿色创新与数字化转型是数字金融提升其ESG表现的关键路径。(3)数字金融对企业ESG表现的提升效应在东西部地区企业、国有企业和重污染企业以及处于国家大数据综合实验区范围内的企业更明显。

[关键词] 数字金融; 企业ESG表现; 绿色创新; 数字化转型

中图分类号: F8 **文献标识码:** A

How Does the Development of Digital Finance Affect Corporate ESG Performance? — Evidence from Chinese Listed Companies

Xingkai Huang

School of Economics, Guangxi University

[Abstract] Driven by global sustainable growth and the dual carbon goals, corporate ESG performance has become a core indicator for assessing long-term value. Based on data from A-share listed companies from 2011 to 2023, this study investigates how digital finance influences corporate ESG performance, analyzing its underlying mechanisms and group heterogeneity. The findings are as follows: (1) The development of digital finance has a significant positive effect on corporate ESG performance. (2) Corporate green innovation and digital transformation are key pathways through which digital finance enhances ESG performance. (3) The positive impact of digital finance on ESG performance is more pronounced among enterprises located in eastern and western regions, state-owned enterprises, heavily polluting enterprises, and those within the scope of national big data comprehensive pilot zones.

[Key words] digital finance; corporate ESG performance; green innovation; digital transformation

引言

在全球碳中和进程加速与可持续发展议程深化的背景下,企业的ESG(Environmental, Social and Governance)表现逐渐成为衡量其可持续发展能力的重要标准。ESG作为非财务性的评价方式,展现了企业兼顾经济效益和社会效益的发展理念^[1]。数字金融通过移动支付、大数据风控等工具重构了金融资源配置模式,为传统金融带来新的商业机会,有力推动经济社会持续健康发展^[2]。党的二十大报告明确提出“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”、“加快建设数字中国”,为企业ESG与数字金融发展的深度融合提供了政策指引。

现有研究主要是分别从企业的内部和外部讨论对企业ESG表现的影响因素。一方面,企业较强的偿债能力、盈利能力和资本结构^[3],较多的研发和专利投入^[36]、CEO特征^[41]、党组织治理^[4]以及董事会独立性^[5]等内部特征对企业ESG表现具有正向影响。另一方面,模仿性同形制度压力^[6]、较低的地方政府债务^[7]、媒体关注^[8]以及企业的数字化转型程度^[9]等外部因素也对企业的ESG表现有积极意义。

从数字金融对企业微观层面的影响来看,数字金融通过发挥资源效应来缓解企业面临的融资困境^[10],对企业创新^[11]及经营绩效^[12]发挥积极作用外,还对提升企业价值^[13],缓解代理冲

突,推动公司治理水平的提升起到积极作用^[14]。由此可见,多数学者已认可数字金融在企业微观领域发挥的积极作用。

已有文献分别在数字金融以及企业ESG表现的研究上取得了一系列成果,但将数字金融与企业ESG表现置于统一框架的研究仍值得深入探讨。因此,本文基于2011–2023年A股上市公司样本数据,从企业角度尝试探讨数字金融发展能否以及如何影响企业ESG表现,为企业提高ESG表现提供理论支撑与现实依据。本文研究可能存在的创新点在于:(1)紧扣数字化浪潮的时代背景,深化对数字金融与企业ESG表现相关关联的延展性探究,并提供新的研究视角。(2)通过构建中介效应模型从企业绿色创新和企业数字化转型两条传导路径分别探讨了数字金融发展影响企业ESG表现的具体路径,有助于深入理解数字金融发挥作用的具体机制。(3)从企业所属地区、企业所有权、企业属性等方面探讨了数字金融对企业ESG表现影响的异质性,研究结果对驱动企业高质量发展具有一定指导价值。

1 理论分析与研究假设

1.1 数字金融发展与企业ESG表现

根据传统企业理论的观点,企业通常将实现利润最大化作为其唯一的发展目标^[37],而现代企业理论倡导“价值最大化”,即强调企业于追求利润最大化之际的同时需主动承担更多的社会责任,并重视外部治理。数字金融的蓬勃发展不仅能有效破解以往金融服务中资源配置低效、准入门槛较高等现实难题^[15],更可为企业ESG表现的提升注入新动能。一方面,数字金融在一定程度上优化了传统金融服务体系中信息不对称的固有困境,进而从根本上改善了企业融资约束的紧张局面^[16]。信息不对称被广泛认为是导致企业融资约束的关键因素之一^[38],因此信息不对称程度的降低能够对企业融资约束的缓解起到促进作用^[39]。另一方面,数字金融凭借其网络化、去中介化的特征,有效拓展了公众参与环保事业的多元路径,推动全社会对企业环保责任的关注度,进而促使企业更加积极履行社会责任^[17]。此外,数字金融为企业完善自我监督机制提供了数据支持和技术保障,有助于促使企业各部门积极践行ESG发展理念^[18]。由此,本文提出以下假设:

假设H1:数字金融发展能够提高企业ESG表现。

1.2 数字金融发展通过企业绿色创新影响其ESG表现的作用路径分析

绿色创新能有效减弱因生产活动外部性所造成的不良影响^[2],通过引入更高效环保的生产技术和管理流程,企业可以减少生产活动对环境的负面影响,从而提升自身ESG表现。首先,鉴于绿色创新的高风险、长周期和高投入特征,企业常常面临绿色创新资金需求端旺盛投入与供给能力不足形成的矛盾。数字金融凭借其技术优势可以有效缓解这一矛盾,优化金融服务从而推动企业绿色创新进程^[19]。其次,数字金融以技术创新作为内在驱动力^[20],不仅是企业技术创新的一个重要体现,同时也具有绿色属性^[40]。企业加强绿色创新,进而研发出更多绿色环保型产品^[21],不仅提高了利益相关者对企业环境表现的信任度^[22],

而且最终提升企业ESG表现。最后,数字金融发展能有效提升居民收入^[23],随着收入的增加,居民对高品质生活的向往也会随之提升,形成更高层次的绿色产品需求,进一步激发企业投身绿色创新的内生动力^[24]。因此,本文提出以下假设:

假设H2:数字金融发展可借助推动企业绿色创新的方式提升企业的ESG表现。

1.3 数字金融发展通过企业数字化转型影响其ESG表现的作用路径分析

企业数字化转型能够促进数字技术与内部管理模式深度融合,通过数字技术赋能各管理环节,以管理效率的提升为抓手,企业可更充分地履行社会责任,提升企业ESG表现。一方面,企业数字化转型通过引进数字化技术,嵌入价值创造流程,实现内部组织管理和生产模式的数字化升级,从而提升企业内部信息交流效率,并向清洁生产、节能减排等方面转型。另一方面,数字技术的应用加速了内部信息传递,提高了营运管理速率和决策质量,建立了有效的内部沟通机制。这种治理体系的优化升级有助于企业提升治理水平,更好地履行社会责任,从而提升ESG表现。基于以上分析,本文提出以下假设:

假设H3:数字金融发展可借助增强企业数字化转型的深度,进而推动企业ESG表现的提升。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文研究对象为2011–2023年的A股上市公司。为保障数据质量与实证分析的有效性,在样本筛选过程中排除了期间被特殊处理(ST、PT、*ST)及退市的公司,同时对所有连续变量进行了1%水平上的双侧缩尾处理,以缓解极端值的潜在干扰。本文的核心变量ESG数据来自华证ESG评级体系,数字金融数据源自北京大学数字普惠金融指数,剩余数据均取自CSMAR及CNRDS数据库。

2.2 模型构建

为探究数字金融发展对企业ESG表现的影响,本文将固定效应模型设定为基准模型:

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{it} + \alpha_2 \sum Control_{it} + i_t + \theta_t + \delta_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 j 、 t 分别对应个体、城市和年份,回归系数记为 α_i ,控制变量集由 $Control_{it}$ 表示, i_t 表示个体固定效应, θ_t 表示年份固定效应, δ_{it} 为本模型的随机扰动项。

2.3 变量说明

(1) 被解释变量

企业ESG表现 (ESG)。本文选用华证ESG评级得分衡量企业ESG表现,并将其作为被解释变量。

(2) 解释变量

数字金融发展 (DF)。本文参考郭峰等(2020)^[25]的做法,使用北京大学数字普惠金融指数作为数字金融发展的衡量指标。

(3) 中介变量

企业绿色创新 (GI)。参考以往研究^[26], 本文的中介变量企业绿色创新采用企业当年的绿色发明和绿色实用新型专利申请数之和加1的自然对数来衡量。

企业数字化转型 (DT)。涉及的相关数据取自上市公司数字化转型数据库 (CDTD), CDTD整理了100多个与数字化相关的关键词, 从数字化转型的衡量方式、关联方数字化和外部关注数字化三个维度对上市公司数字化进行了全面展示。本文通过对相关词频总数加1后取自然对数的方式, 构建企业数字化转型的衡量指标。

(4) 控制变量

为提升本文的实证结果可靠程度, 借鉴以往研究, 选取了以下控制变量: 企业规模 ($Size$): 企业总资产的自然对数。杠杆率 (Lev): 总负债/总资产。盈利能力 (ROA): 净利润/资产总额。经营现金流 ($Cash\ flow$): 经营性现金净流量/总资产。独立董事占比 ($Indep$): 独立董事人数/董事人数。企业成长性 ($TobinQ$): 总市值/总资产。企业年龄 ($FirmAge$): (样本年份-成立年份)的自然对数。股权集中度 ($Top5$): 以前五大股东持股占比来衡量。营业收入增长率 ($Growth$): 以本年营业收入与上一年营业收入之比减1来衡量。

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

表1 描述性统计

变量	N	Mean	SD	Max	p50	Min
ESG	31,416	73.141	4.787	92.930	73.280	36.620
DF	31,416	265.608	73.122	373.221	281.971	21.260
GI	31,416	0.388	0.829	6.848	0.000	0
DT	31,416	3.184	1.257	7.060	3.178	0
Size	31,416	22.180	1.322	28.697	21.983	14.942
Lev	31,416	0.408	0.290	31.467	0.393	0.008
ROA	31,416	0.041	0.155	20.788	0.040	-2.285
Cashflow	31,416	0.048	0.078	0.876	0.047	-4.270
Indep	31,416	37.720	5.573	80	36.360	14.290
TobinQ	31,416	2.196	6.455	729.629	1.629	0.611
FirmAge	31,416	2.949	0.330	4.190	2.996	0.693
Growth	31,416	0.352	8.546	944.100	0.092	-1.445
Top5	31,416	0.534	0.156	0.992	0.535	0.008

3.2 基准回归分析

为规避多重共线性对实证分析结果的干扰, 本文在基准回归前已针对各变量实施VIF(方差膨胀因子)检验。VIF检验结果表明, 最大值为1.28, 平均值为1.12, 均小于10, 由此判断本文构建的基准模型不存在多重共线性的问题。表2第(1)列为未加入

控制变量及个体、年份固定效应的回归结果, 可以看到数字金融的系数在1%的水平上显著为正; 第(2)列加入个体、年份固定效应, 可以看到数字金融的系数在5%的水平上显著为正; 第(3)列加入个体、年份固定效应及本文的一系列控制变量, 实证结果表明数字金融的回归系数在控制一系列控制变量后仍然显著为正, 说明数字金融发展有助于提升企业ESG水平, 验证了假设H1。

表2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
DF	0.015***	0.016**	0.016**
	0.000	-0.007	-0.007
常数项	68.995***	70.562***	54.932***
	-0.088	-0.519	-2.397
控制变量	NO	NO	YES
个体效应	NO	YES	YES
年份效应	NO	YES	YES
样本量	31,416	31,416	31,416
R ²	0.057	0.026	0.043

注: 括号内为稳健性标准误, ***, **, *分别表示在1%、5%、10%的水平显著, 下同。

3.3 稳健性检验

3.3.1 内生性问题

(1) 滞后变量

鉴于数字金融发展对企业ESG表现的影响或许存在时间滞后效应, 本文将核心解释变量滞后一期 (LDF) 进行回归。从表3第(1)列可以看到 LDF 的回归系数显著为正, 验证了基准回归结果的稳健性。

(2) 工具变量法

借鉴谢绚丽等(2018)^[27]的研究, 以互联网普及率 (Int) 作为工具变量来构造工具变量。第一阶段回归结果的Cragg-Donald Wald F统计量为84.28, 远大于16.38, 表明该工具变量有效。表3第(2)列为第二阶段回归结果, 核心解释变量的回归系数在5%水平上显著为正, 再次证实了基准回归结果稳健。

(3) Heckman两步法

为缓解样本选择偏差, 本文借鉴既有研究[28]采用Heckman两阶段法。第一阶段依据数字金融发展水平中位数定义虚拟变量 $DFin_H$ (取值规则: $\geq$ 中位数=1; $<$ 中位数=0), 并以地区行业均值 $DFin_M$ 为工具变量对 $DFin_H$ 实施Probit回归, 进而求得逆米尔斯比率 (IMR)。第二阶段回归在方程(1)中引入 IMR 作为控制变量。表3第(3)列报告的第二阶段估计结果表明, 即便考虑样本选择偏差, 核心解释变量仍在1%水平上显著为正, 与前文基准结果吻合。

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L. DF	0.012*				
	(0.007)				
DF		0.262**	0.015***	0.019**	
		(2.229)	(0.005)	(0.009)	
IMR			-3.613		
			(4.558)		
DFc					0.0004***
					(0.0001)
常数项	52.016***	-22.837	56.496***	55.885***	56.663***
	(3.020)	(-0.628)	(4.615)	(3.470)	(2.358)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	25,681	31,019	31,047	17,740	31,346
R ²	0.046	-0.049	0.531	0.0249	0.046

3.3.2 替换样本数据

考虑到新冠肺炎疫情突发之后,线上办公、交易等领域持续快速发展,对数字金融发展起到极大促进作用,本文借鉴乔海曙(2025)^[29]的做法,筛选出2011—2019年的上市公司样本重新进行实证分析。表3第(4)列显示解释变量的回归系数依然显著为正,与基准回归结果一致。

3.3.3 更换核心解释变量

本文借鉴冯永琦等(2024)^[30]的做法,以地级市层面累计注册金融科技数量(i)作为数字金融发展水平的代理指标。从表3第(5)可以看到的系数在1%水平上显著为正,说明基准回归结果稳健。

4 中介效应检验

前文进行的一系列实证检验已证实了数字金融发展有效提升了企业ESG表现,为进一步分析数字金融发展对企业ESG表现的更深层次影响,本章节对其影响机制进行分析。构建中介效应模型如下:

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 DF_{it} + \beta_2 \sum Control_{it} + i_t + \theta_t + \delta_{it} \tag{2}$$

$$ESG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \gamma_3 \sum Control_{it} + i_t + \theta_t + \delta_{it} \tag{3}$$

其中 Med_{it} 表示中介变量,其余变量与基准模型一致。

4.1 数字金融发展、企业绿色创新与企业ESG表现

参考乔彬等(2022)^[31]的研究,本研究采用企业绿色专利申请数量衡量其绿色创新水平(GI)。根据表4第(1)、(2)列的中介效应回归结果:数字金融发展对企业绿色创新的促进作用在

1%水平上显著,符合中介效应检验的前提条件;同时,数字金融发展对企业ESG表现的提升作用在5%水平上显著,且企业绿色创新对企业ESG表现也具有显著正向影响。上述结果证实了企业绿色创新发挥了中介作用,假设H2得到验证。

4.2 数字金融发展、企业数字化转型与企业ESG表现

参考张岩松(2025)^[32]的研究方法,本文对企业数字化转型相关词频进行对数化处理以构建衡量指标。表4第(3)、(4)列展示了以企业数字化转型(DT)为中介变量的回归分析结果。结果显示,数字金融发展对企业数字化转型具有显著正向影响,符合中介效应检验的前提条件;同时,数字金融发展与企业数字化转型均对企业ESG表现产生显著的正向作用,证实了数字化转型的中介效应,假设H3成立。

表4 中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	GI	ESG	DT	ESG
DF	0.003***	0.015**	0.002*	0.015**
	(0.001)	(0.007)	(0.001)	(0.007)
GI		0.254***		
		(0.057)		
DT				0.190***
				(0.054)
常数项	-1.367***	55.279***	-2.855***	55.475***
	(0.363)	(2.389)	(0.486)	(2.405)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	31,382	31,382	31,382	31,382
R ²	0.019	0.044	0.441	0.044

5 异质性分析

5.1 地区异质性

由于我国各地区经济发展程度、数字金融发展程度及产业结构都存在一定差异,参考沈小波等(2021)^[33]的做法,本研究按东部、中部和西部对全国30个省份进行分组检验。东部组为:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部组为:山西、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、安徽、江西;西部组为:内蒙古、重庆、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。表5结果显示,数字金融发展显著提升了东部与西部企业的ESG表现,但对中部企业的影响并不显著。其原因可能在于:东部地区企业普遍具有更强的创新能力和ESG意识,数字金融带来的融资便利、技术赋能等效应能更顺畅地被企业吸收并转化为ESG实践;西部地区虽然整体经济相对落后,但可能受益于国家“西部大开发”等政策红利,

在数字基础设施建设等方面具有后发优势,数字金融对缓解企业融资约束的边际贡献可能更高,因此其作用效果更为显著;而中部地区传统制造业、资源型产业比重可能仍较高,新兴产业尚未完全壮大,企业可能优先将数字金融所带来的高效融资资金用于维持运营或传统业务扩张,而非ESG提升。

表5 异质性分析：地区异质性

	东部	西部	中部
变量	(1)	(2)	(3)
DF	0.019** (0.010)	0.031* (0.017)	0.013 (0.016)
常数项	54.449*** (3.254)	54.639*** (5.509)	49.986*** (5.910)
控制变量	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
样本量	22,144	3,981	5,134
R ²	0.047	0.062	0.063

5.2企业所有权异质性

基于国有企业在政策性资源禀赋上的优势,本文按所有权性质分组(国有/非国有)进行回归分析。表6第(1)、(2)列显示,数字金融发展对国有企业ESG表现有显著正向影响,而在非国有企业样本中该影响则不显著。这种差异或源于国有企业的特殊定位——作为社会主义市场经济的主导力量,其引领地位驱动其更加重视社会责任与企业形象建设。数字金融带来的融资便利,促使国有企业(相比非国有企业)更积极地将资金投入履行社会责任、优化治理及提升形象等方向。

5.3企业属性异质性

考虑到具有污染属性的企业更有可能受到政府和市场关注,同时需要面临更为严峻的ESG表现挑战,本文参照既有文献^[34],按企业污染程度(重污染/非重污染)将样本分组,随后分别进行检验。表6第(3)、(4)的回归结果表明数字金融发展能够显著提升重污染企业的ESG表现。可能的原因在于重污染企业长期面临严格的环境监管,这种强监管环境迫使企业产生刚性ESG转型需求,因此,数字金融通过绿色信贷定向纾困形成精准激励,有效提升其ESG表现;而非重污染企业因环境外部性较弱,ESG投入更多依赖自愿性披露,数字金融的边际促进效应有限。

5.4基于国家级大数据综合实验区的异质性

本文借鉴龚勤林等(2023)^[35]的研究,将贵州、广东、内蒙古、河南、河北省内的城市及四个直辖市和沈阳市列为实验组,生于其他城市列为对照组进行回归分析。根据表6第(5)、(6)

列结果,国家级大数据实验区组中核心变量的系数显著为正(1%水平),而对照组中核心变量的系数未通过显著性检验,这一结果表明大数据实验区的制度创新优势显著强化了数字金融与企业ESG表现的正向联动,为数字金融发挥对企业ESG表现的提升效应提供了有效支撑。

表6 异质性分析：企业所有权、企业属性及大数据综合实验区异质性

	国有企业	非国有企业	重污染企业	非重污染企业	实验区	非实验区
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DF	0.031*** (0.010)	0.007 (0.009)	0.047** (0.019)	0.011 (0.007)	0.032*** (0.011)	0.002 (0.009)
常数项	49.625*** (3.749)	54.644*** (3.047)	37.746*** (9.918)	55.623*** (2.511)	47.490*** (3.815)	61.089*** (3.189)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	11,098	20,284	3,201	28,181	13,872	17,510
R ²	0.072	0.036	0.088	0.044	0.065	0.040

6 结论与政策建议

基于2011-2023年中国A股上市公司样本,结合华证ESG评级与北大数字普惠金融指数,本文实证检验了数字金融发展对企业ESG表现的影响及机制。结果显示:首先,数字金融发展显著提升了企业ESG表现;其次,这一提升主要通过促进企业绿色创新和提高数字化转型程度实现;第三,区域异质性表明,数字金融显著促进了东、西部企业ESG表现,但对中部企业作用不显著。在国有企业和重污染企业中,其ESG提升效果更为明显。此外,国家大数据实验区内的企业ESG表现也显著受益于数字金融发展。

基于研究结论,本文提出以下政策建议:

(1)对于政府而言。第一,需继续推动数字金融的发展,提升数字金融覆盖度,并针对不同类型的金融需求量身打造特色金融产品,有效满足不同企业的信贷需求。要加强对非国有企业的关注和支持,深度撬动数字金融的“绿色属性”,做好对非国有企业的体系化金融支持。第二,完善具有科学性与全面性的企业ESG表现奖惩机制,通过正向激励与约束措施,促使企业更主动地聚焦生态环境保护、履行社会责任,最终实现ESG表现的稳步提升。

(2)对于企业而言。第一,企业需借助数字金融推动数字化升级,抓住由此产生的转型机遇,将数字技术深度应用到企业内部生产流程、管理模式以及技术创新等各个环节。第二,在进行数字化转型过程中,企业应根据自身实际情况,制定长期战略目标与短期发展计划,科学有效地推动企业数字化转型。另外,企业还要实现数字型人才和技术创新型人才的“双引入”,这为企业注入数字化活力的同时也奠定了企业开展绿色技术创新的人才基础,对企业ESG表现获得提升有着重要作用。

[参考文献]

- [1]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(09):71-89.
- [2]胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023,40(07):90-111.
- [3]孙冬,杨硕,赵雨萱.ESG表现、财务状况与系统性风险相关性研究——以沪深A股电力上市公司为例[J].中国环境管理,2019,11(02):37-43.
- [4]柳学信,李胡扬,孔晓旭.党组织治理对企业ESG表现的影响研究[J].财经论丛,2022,(01):100-112.
- [5]张长江,张倩,张玥.ESG表现对制造业上市公司创新能力的影响研究——基于企业社会资本的中介效应[J].技术与创新管理,2023,44(02):111-122.
- [6]张慧,黄群慧.制度压力、主导型CEO与上市公司ESG责任履行[J].山西财经大学学报,2022,44(09):74-86.
- [7]张曾莲,邓文悦扬.地方政府债务影响企业ESG的效应与路径研究[J].现代经济探讨,2022,(06):10-21.
- [8]翟胜宝,程妍婷,许浩然,等.媒体关注与企业ESG信息披露质量[J].会计研究,2022,(08):59-71.
- [9]王海军,王淦正,张琛.数字化转型提高了企业ESG责任表现吗?——基于MSCI指数的经验研究[J].外国经济与管理,2023,45(06):19-35.
- [10]解维敏,吴浩,冯彦杰.数字金融是否缓解了民营企业融资约束?[J].系统工程理论与实践,2021,41(12):3129-3146.
- [11]李秀萍,付兵涛,郭进.数字金融、高管团队异质性与企业创新[J].统计与决策,2022,38(07):161-165.
- [12]曾雅婷,邢晶晶,李宾.数字金融发展对初创企业成长的影响——融资约束和研发投入的链式中介效应与异质性分析[J].西部论坛,2022,32(06):20-36.
- [13]李沁洋,支佳,党誉琛.数字金融、融资约束与企业价值[J].当代金融研究,2021,4(23):37-46.
- [14]杜善重.数字金融的公司治理效应——基于非家族股东治理视角[J].财贸经济,2022,43(02):68-82.
- [15]孙健,李菡旻,袁淳.数字金融与企业突破式创新——基于监督和融资双渠道的分析[J].管理评论,2024,36(02):222-235.
- [16]陈春华,曹伟,曹雅楠.数字金融发展与企业“脱虚向实”[J].财经研究,2021,47(09):78-92.
- [17]黄卓,陶云清,刘兆达.智能制造如何提升企业产能利用率——基于产消合一的视角[J].管理世界,2024,40(05):40-59.
- [18]张晓燕,曹金铭.金融科技与企业ESG表现[J].财会月刊,2024,45(06):72-79.
- [19]兰梓睿,张书华.数字普惠金融对企业绿色创新的影响及其机制检验[J].统计与决策,2023,39(10):155-159.
- [20]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(05):52-66+9.
- [21]王珮,杨淑程,黄珊.环境保护税对企业环境、社会和治理表现的影响研究——基于绿色技术创新的中介效应[J].税务研究,2021,(11):50-56.
- [22]解学梅,朱琪玮.合规性与战略性绿色创新对企业绿色形象影响机制研究:基于最优区分理论视角[J].研究与发展管理,2021,33(04):2-14.
- [23]张勋,万广华,吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].中国社会科学,2021,(08):35-51+204-205.
- [24]董直庆,张晨曦,韩丽娜.CEO复合型履历对企业技术创新重要吗[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2022,24(06):21-31+146.
- [25]郭峰,王靖一,王芳.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(04):1401-1418.
- [26]余得生,张雨.环境规制、数字普惠金融与企业绿色创新[J].金融与经济,2022,(08):68-76.
- [27]谢绚丽,沈艳,张皓星.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.
- [28]苏桂芳,王婷伟,白雨露.数字金融与制造业企业供应链韧性提升[J].经济评论,2025,(01):87-101.
- [29]乔海曙,王弘毅,刘俊娇.数字金融对企业ESG表现的影响效应与机制分析[J].湖南大学学报(社会科学版),2025,39(01):56-66.
- [30]冯永琦,林凤峰.数字金融赋能企业高质量发展的作用机制与实现路径[J].当代经济科学,2024,46(03):45-58.
- [31]乔彬,赵广庭,沈烁华.数字普惠金融能促进企业绿色创新吗?[J].南方金融,2022,(03):14-27.
- [32]张岩松,衣长军.企业数字化转型、绿色创新与ESG表现[J].统计与决策,2025,41(08):171-176.
- [33]沈小波,陈语,林伯强.技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J].经济研究,2021,56(02):157-173.
- [34]郭晔,徐菲,舒中桥.银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于A股和新三板三农、小微企业数据的分析[J].金融研究,2019,(01):1-18.
- [35]龚勤林,宋明蔚,贺培科,张冰冰.数字经济、流动空间与城乡收入差距[J].上海经济研究,2023,(06):95-108.
- [36]Grazia D, Francesca D, Simona R, et al. The effect of

innovation on environmental, social and governance (ESG) practices[J].Meditari Accountancy Research, 2022,30(4):1191-1209.

[37]Friedman M. The Social Responsibility of Business is to Increase Its Profits [J].New York Times Magazine,1970,13(33).

[38]Kaplan,S.N.,and L.Zingales.1997. “Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” Quarterly Journal of Economics 112(1):169-215.

[39]Love,I.2003. “Financial Development and Financial

Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model.” Review of Financial Studies 16(3):765-791.

[40]Fang L H,Zhao B,Li W Y, et al. Impact of digital finance on industrial green transformation:evidence from the Yangtze River economic belt[J].Sustainability,2023(17):12799.

[41]Aabu T,Giorici I C.Du female CEOs matter fur ESG scores?[J].Global Finance Journal,2023,56:100722.

作者简介：

黄星凯(1994--),男,壮族,广西河池人,硕士研究生,研究方向：数字金融。