

作者简介

1.王海军 (1982-), 男, 北京物资学院经济学院研究员, 院长助理, 中央财经大学中国互联网经济研究院兼职研究员, 经济学博士、博士后, 研究方向为数字经济、公司治理等, 在《世界经济》、《改革》、《财经研究》、《世界经济研究》、《南开经济研究》、《国际贸易问题》、《国际金融研究》、《外国经济与管理》等核心期刊发表论文 100 余篇, 出版专著 5 部, 主持和参与国家级课题 10 项; 《经济学季刊》、《经济研究》等期刊审稿人。通讯地址: 北京市大兴区高米店街道北保利茉莉公馆 2 号楼 3 单元 602, 联系电话: 18611050090, 电子邮箱: wanghaijun2005@126.com。

2.马乾龙 (2000-), 男, 北京物资学院经济学院硕士研究生, 联系电话: 15561805733, 电子邮箱: mqlll0216@163.com, 通讯地址: 北京市通州区富河大街 321 号北京物资学院。

3.焦帅鹏 (2000-), 男, 河南平顶山人, 北京物资学院经济学院硕士研究生, 研究方向: 数字经济。通讯地址: 北京物资学院, 电话: 18317697253, 邮箱: jaspeer@163.com。

4.孙光林 (1988-), 通讯作者, 男, 新疆伊犁人, 经济学博士、副教授, 硕士生导师, 中国社科院工经所在读博士后, 师从中国社科院工业经济研究所所长史丹研究员, 研究方向: 数字经济、产业经济、风险管理。在《财贸经济》、《中国农村经济》、《International Review of Financial Analysis》、《Technological Forecasting & Social Change》、《Finance Research Letters》等 CSSCI 和 SSCI 来源期刊发表论文 40 多篇。通讯地址: 江苏省南京市栖霞区文苑路 3 号南京财经大学金融学院。邮箱: sunguanglin008@126.com。

数字金融促进实体企业低碳化转型了吗？

——基于融资约束和技术扩散双重视角

内容摘要： 实体企业是推动“双碳”战略目标达成的关键主体，而数字金融的普及也深刻影响着企业可持续发展战略，因此研究如何借助数字金融推动实体企业低碳化转型成为社会广泛关注的议题。本文采用 2011-2021 年沪深 A 股上市公司微观数据，探究了数字金融对实体企业低碳化转型的影响。研究发现：数字金融整体上促进实体企业低碳化转型，数字金融每提高 1%，企业低碳化转型水平提高 0.685%。其中，数字金融覆盖广度促进作用最显著，其次为金融数字化水平，最后为数字金融使用深度。进一步研究发现，融资约束和技术扩散在数字金融影响实体企业低碳转型过程中发挥了中介作用。数字金融每提高 1%，会促进融资约束降低 0.082%，技术扩散程度提高 0.774%，进而促进企业低碳化转型水平分别提高 0.627%和 0.622%。此外，数字金融对企业低碳化转型的影响还存在明显滞后效应和异质性特征。本文研究结论对于推动金融机构数字化转型与企业低碳转型融合发展、助力实体经济落实“双碳”责任具有重要启示意义。

关键词： 数字金融；低碳化转型；融资约束；技术扩散

中图分类号： F831

文献标识码： A

一、引言

党的二十大报告明确提出要加快发展方式绿色转型，实施全面节约战略，发展绿色低碳产业，倡导绿色消费，推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式。而实体企业在落实绿色低碳生产方式方面肩负重大责任。一方面，全球变暖等环境问题日益凸显，环境的恶化与资源的消耗严重阻碍了企业可持续性发展，如何平衡保护环境需求与推动绿色生产成为当前全社会关注的重要话题(傅京燕等，2018)。另一方面，企业环境表现已成为国内外投资机构重要投资标准，良好的环境责任表现会助力企业获得投资者青睐，极大降低企业融资成本(王波和杨茂佳，2022)。最后，绿色生产与企业市场竞争力联系紧密，绿色化生产流程及绿色化产品会提高企业市场竞争力，使得企业获得更大市场份额与销售利润，成为企业未来核心竞争优势之一(苏媛和李广培，2021)。因此，为实现全社会可持续性发展，企业低碳化转型势在必行。

而近年来，数字技术与金融服务深度融合，催生了数字金融演变与发展，为金融机构服务实体企业提供了新途径。数字金融对实体企业生产经营活动有着重要影响：一是数字金融有效缓解了企业的融资约束(李佳等；2022)；二是数字金融提高了企业的技术创新水平(韩先锋等，2022；巴曙松等，2022；谢雪燕和朱晓阳，2021)；三是数字金融提高了企业投资效率与全要素生产率(余进韬等，2022)；四是数字金融能够推动企业稳健成长(汤萱和高星，2022)。那么数字金融能否支持企业低碳化转型战略？数字金融以何种机制影响企业低碳化转型实践？目前探讨二者之间关系的文献尚不充分。本文认为数字金融对企业低碳化转型存在重要影响。其原因主要在于：第一，企业的低碳化转型亟需金融支持。企业低碳化转型

是一个长期投入的过程，其不仅需要自身内部资源积累，也需要企业外部融资支持。而数字金融提高了金融服务普惠性与可得性，降低了企业融资成本，缓解了企业融资约束难题，为企业可持续性发展提供了物质基础；第二，企业低碳化转型需要外部技术赋能。通常企业在低碳化生产革新中需要突破一系列关键技术瓶颈，而缓解技术瓶颈的途径主要有两个方面：一是企业内部研发积累，二是企业外部学习引进。数字金融的出现为企业提供了技术引进与合作的新途径。数字金融所依赖的大数据、区块链、人工智能、云计算等现代信息技术具有显著外部性特征，金融机构借助此类技术提高为实体企业服务效率的同时，也可能会形成广泛的“技术溢出扩散”效应。企业通过学习与消化吸收此类技术会提高整体研发水平。第三，绿色金融是推动企业低碳化转型的重要力量。一方面，绿色金融助力实现碳达峰碳中和目标的关键，是通过有效的激励约束安排，提高市场主体低碳发展的主动性、有效性，提高企业自身低碳转型的能动性，贴息、定向降准、再贷款等绿色金融政策工具有助于推动清洁部门产量上升(潘冬阳等，2021)。另一方面，数字金融在推动绿色金融促进企业低碳化转型进程中发挥重要作用(刘敏楼等，2022)。相较于传统贷款方式而言，数字金融强调技术与数字，通过大数据手段提高银行的绿色贷款效率，降低银行的绿色贷款成本(李向前和贺卓异，2021)。银行借助数字化手段，对贷款企业进行数字征信和风险画像，提高绿色贷款定价效率(付争和王皓，2021)。同时，商业银行也可借助数字化技术对绿色贷款贷后管理进行实时监测。数字金融助力商业银行对绿色贷款企业的贷前、贷中及贷后监管，缓解了银行与企业之间的逆向选择与信息不对称问题(顾海峰和高水文，2022)。

综上，探究数字金融对企业低碳化转型的影响机制具有重要现实意义。本文选取2013-2021年A股上市公司，并剔除金融和房地产企业后，共获得3713家实体企业共计19433个有效样本，研究了数字金融对企业低碳化转型的影响。与现有研究相比，本文可能贡献在以下几个方面：一是本文较早地探究了数字金融发展与企业低碳化转型之间的内在逻辑关系，拓展了企业低碳化转型和绿色发展影响因素的研究范畴。二是本文揭示了数字金融深度、广度和数字化水平对企业低碳化转型的具体影响机制，丰富了数字金融经济后果研究文献。三是本文的研究发现对于更好地发挥数字金融支持实体企业低碳转型和绿色发展具有重要政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一)数字金融对企业低碳化转型的影响分析

已有研究探讨了数字金融、绿色创新与碳排放之间的关系。如 Wang Quan-Jing 等(2022)

研究发现数字金融对新兴国家和环境绩效较低国家的绿色创新具有积极影响；Zhao Hui 等(2021)发现数字金融对省级区域内碳排放具有显著抑制作用；Shao Hanhua 等(2022)的研究结果表明数字金融显著降低了城市的碳排放水平，提高了城市碳排放绩效；魏悦羚和张洪胜(2022)认为数字金融显著降低了企业污染排放强度。但相反观点认为数字金融在一定范围内加剧了碳排放。例如，王军等(2022)研究发现数字金融发展对制造业碳强度具有“先促增、后抑制”的非线性影响；王巧和尹晓波(2022)的研究结果表明当以数字普惠金融为门槛变量时，数字普惠金融对碳排放先是抑制后为促进，最后又转为抑制；Wang Xiong 等人(2022)认为数字金融对临近城市的碳排放造成负面影响。可见关于数字金融和碳排放之间的内在关系尚存在争议，尤其是对数字金融影响企业低碳化转型机制的研究深度明显不足。

结合数字金融相关理论和典型事实，本文认为数字金融本质仍是金融，是数字技术与金融服务的深度结合。数字金融的广泛渗透和普及应用极大提高了金融服务效率(王海军等，2022)，优化了金融资源配置(田杰等，2021)，并对实体企业生产经营活动产生关键影响，对企业低碳转型和绿色发展发挥重要支撑作用(黄锐等，2021)。首先，数字金融拓展了金融服务半径和覆盖广度，提高了企业贷款资金的可得性，有效缓解企业“融资难”困境。尤其是网络信贷平台的普及促进了金融机构横向扩张和纵向渗透，使得企业获取资金的方式多样化和便利化，降低了企业融资门槛，拓宽了企业低碳研发投入的外部融资渠道(蒋鹏程和江红莉，2023)。其次，数字金融深度整合了存量信贷资源，提升了企业客户价值，降低了企业融资成本，解决了企业“融资贵”问题，有助于提高企业绿色投资效率(巴曙松等，2022；Ning Jing，2022；Ding Qian，2023)及创新效益(梁榜，2019；谢雪燕，2021)。提高企业绿色投资效率的关键在于缓解企业投资不足与抑制企业投资过度，而数字金融主要解决了企业投资不足困境。由于绿色技术研发具有周期长、投入大、风险高等特点，投资不足会导致企业资金严重短缺，项目停滞不前，数字金融为企业绿色投资提供了物质基础，提高了企业绿色投资效率，促进企业的低碳化转型。最后，企业低碳发展本身需要技术创新支撑，如制造业企业清洁化生产需要通过传感器和遥感定位实现碳追踪和碳监测，采矿业企业为适应环保标准提升则需要通过工业互联网、云计算、AI 等技术优化碳捕集和碳封存工作，进而实现减碳发展(靳玮等，2022)。而数字金融是一种重要的外部技术来源，数字金融所依赖的大数据等现代信息技术，具有广泛外部性和规模经济特征(乌云图等，2023)，在金融机构借助其向企业提供服务的同时，会通过业务交互、资金交互、网络交互、人员交互和信息基础设施交互等多种渠道，对企业数字化水平产生直接或间接影响，进而形成技术外溢和扩散效应。企业为适应金融机构的数字金融架构，也会通过“学习机制”和“倒逼机制”进行主动数字化

变革，最终提升企业数字治理和数字技术创新水平。因此，数字金融隐含的技术外溢和扩散效应为企业低碳转型提供了重要外部技术来源(蒋鹏程和江红莉，2023)。基于以上分析，本文提出研究假设 1：

H1：数字金融有助于促进企业低碳化转型发展。

(二)数字金融影响企业低碳化转型的机制分析

1.数字金融、融资约束与企业低碳化转型

融资约束在数字金融影响企业低碳化转型发挥了关键作用。一方面，数字金融极大缓解了企业融资约束。首先，数字技术提高了银行的感知能力与信息获取能力，对客户画像、风险识别、贷款定价等方面有着显著促进作用，提升了资金运作效率，并通过促进银行竞争提升了金融服务效率(封思贤和郭仁静，2019)。其次，数字金融缓解了银行与企业之间的信息不对称问题，降低了银行资金成本与企业融资成本(蒋鹏程和江红莉，2023；黄锐等，2021)。最后，数字金融拓宽了企业的融资渠道，降低金融服务门槛和成本，提高长尾群体的融资可行性，有效解决了企业融资难、融资贵问题。另一方面，企业融资约束改善也为企业积极布局绿色转型等创新战略创造了物质基础(王旭等，2023；何凌云等，2019)。与传统技术创新相比，绿色技术创新具有周期长、回报慢、评估难、风险大等特点，企业并非会将有限金融资源投入到绿色技术研发中。而企业融资约束的改善对增强企业绿色研发投入主动性具有重要作用，有助于促进企业低碳化转型。可见，数字金融通过缓解企业绿色转型方面的融资约束，进而提高了企业低碳化转型水平。

2.数字金融、技术扩散与企业低碳化转型

金融机构和实体企业之间存在异质性技术差异，并且在应用金融科技方面，金融机构更为成熟和领先。因此金融部门向实体企业提供金融服务过程中还可带来“技术扩散”，并在数字金融促进企业低碳化转型过程中同样发挥了关键作用。一方面，数字技术在促进金融数字化的同时，也对作为金融机构服务对象的实体企业产生潜移默化的影响。数字技术具有显著的网络外部特征，藉由错综复杂的金融生态系统，数字技术的外部效应会从金融行业逐渐扩散到其他行业，形成边际规模递增的网络扩散和外溢效应(乌云图等，2023)。另一方面，数字技术的兴起为企业绿色转型带来了新契机，帮助企业实现数字化转型，是实现“双碳”目标的重要抓手。其泛生性、开放性、流动性、普惠性、虚拟性的特点，能够有效解决制造企业转型中面临的技术突破难题，助力企业低碳化转型(曹裕等，2023)。究其原因在于：第一，当前实体企业数字化转型已是大势所趋，企业既要通过自身积累和研发投入形成数字化转型内驱动力，实现企业生产技术的数字化升级，同时也在与金融机构合作关系网络中获得

数字金融科技外溢赋能，最终提高企业数字化技术应用能力(邱浩然等，2022)。第二，我国多数企业绿色技术水平较低，需要创造新的绿色经济增长点(曹裕等，2023)。企业数字化程度提升显著促进了企业绿色创新投入、绿色创新产出和绿色创新效率(肖土盛等，2022)。企业绿色创新效率的提高意味着企业将会产出更多的实质性创新与策略性创新成果，从而高效促进了企业的绿色生产实践，为企业可持续性发展提供坚实的技术基础(宋德勇等，2022)。因此，数字金融通过技术扩散提高了企业数字化水平，进而促进企业低碳化转型。

综合上述分析，本文提出研究假设 2:

H2: 数字金融通过缓解企业融资约束和技术扩散提高企业数字化水平两个渠道，对企业低碳化转型产生了间接影响。

(三)数字金融对企业低碳化转型影响的异质性分析

由于企业在财务表现、行业属性和地区属性等方面差异较大，因此数字金融对企业低碳化转型的影响具有明显异质性特征。首先，在财务表现差异方面，刘波等(2017)认为企业在创新研发投入与现金持有存在最优权衡的关系。当企业现金流边际效应较大时，企业会加大研发投入，从而促进企业的低碳化转型。相较于现金流量充沛企业，资金对于现金流量短缺企业的边际效用更大，因而在现金流量短缺企业中，数字金融对企业低碳化转型的促进作用更为明显。其次，在行业差异方面。已有理论研究表明，若高碳排放的非清洁部门受到的金融约束强于清洁部门，则非清洁部门会阻碍经济低碳转型发展(潘冬阳等，2021)。换言之，金融约束缓解对于非清洁部门的减排作用更大。范德成和张修凡(2022)也发现数字金融对高碳企业的碳减排具有显著的促进作用。由于高碳企业碳排放量大、污染高，其面对的环境压力较大。并且高碳企业的碳排放表现对外部融资较低碳企业更为敏感，在通过数字金融手段融资后，高碳企业会增强实施二氧化碳减排的内在动力，激发其积极主动低碳化转型，因而数字金融对高碳企业低碳化转型的促进作用更加显著。最后，在区域差异方面，数字金融对企业存在不同影响(Du Mo 等，2022；王军等，2022；韩先锋等，2022)。如位于珠三角与长三角经济圈的企业大多集中于新兴产业，低碳企业或民营企业居多；而位于京津冀经济圈及东北老工业基地等地区的企业大多集中于传统制造业，国有企业居多。依据上文的理论分析，数字金融对高碳企业低碳化转型的促进作用更为显著。同时，较民营企业而言，国有企业的创新效率较低，其可能会延缓企业低碳化转型进程(钱丽等，2019)。因而对位于长三角，珠三角与京津冀经济圈的企业来说，数字金融对企业低碳化转型的促进作用会更强烈。基于以上分析，本文提出研究假设 3:

H3: 数字金融对企业低碳化转型影响存在异质性特征，企业的财务表现差异、行业属

性差异及区域差异会影响二者之间的关系。

三、研究设计

(一)变量选取

为验证研究假设，本文以 2013-2021 年 A 股上市实体公司微观数据为研究样本，并将样本企业所在城市与北京大学数字普惠金融指数(地市级)进行匹配，构建了动态非平衡面板数据。本文还对原始样本进行如下处理：(1)删除了 ST，PT 类上市公司样本；(2)删除了金融类和房地产类上市公司样本；(3)对所有变量进行了上下 1%分位数缩尾处理。经过处理后最终获得 3713 家上市公司 19433 个有效样本。各变量选择及指标构建说明如下：

1.因变量。衡量企业低碳化转型最直接的指标是企业二氧化碳排放量，但是由于当前国内碳捕捉、碳监测技术局限以及由此导致的信息披露不完整，尚无法获取企业完整准确的二氧化碳排放量。因此，本文参考吴非和黎伟(2022)提取关键词词频作为代理变量的做法，首先，确定企业低碳化转型的关键词^①词表，关键词词表共包含 152 个企业低碳化转型的关键词，并分为生态环境，低碳与能源，排污治理，技术创新与社会责任五大类指标，详细的企业低碳化转型关键词见表 1。其次，借助 Python 软件对上市企业年报全文进行关键词的搜索、配对，从而统计出每个关键词在年报中的出现频率。最后，本文对相应的关键词词频总数加 1 取自然对数用来衡量企业的低碳化转型程度(*GT*)，该数值越大，表明企业的低碳化转型程度越高。上市公司企业年报来自于巨潮网。

表 1 企业低碳化转型的关键词汇总

分类	关键词词库
生态环境	美丽城镇，美丽乡村，美丽中国，蓝天保卫战，碧水保卫战，生态红线，绿色底线，尊重自然，顺应自然，保护自然，生态保护，环境保护力度，可持续发展，绿色建筑，循环再生等。
低碳与能源	绿色生活，绿色生产，绿色消费，绿色金融，绿色治理，绿色建造，低碳生活，低碳建筑，可持续增长，低污染发展，降低能耗，资源利用率，循环利用水平等。
排污治理	污染防治，治理水平，生态治理，环境治理，生态治理，生态整治，生态防治，污染治理等。

^① 关键词的选取标准主要来源于以下三个方面：一是《国务院关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》(国发〔2021〕4号)、《国家环境保护标准“十三五”发展规划》、《中国制造 2025》等重要纲领性政策文件；二是《中国绿色转型与可持续发展报告》，《低碳科技白皮书(2021)》等行业报告；三是基于周阔等(2022)，徐枫等(2022)的研究文献。

技术创新	环保技术, 治理技术, 公司设备升级, 绿色发展战略, 绿色升级战略, 绿色技术战略, 绿色创新战略, 绿色升级等。
生态环境	美丽城镇, 美丽乡村, 美丽中国, 蓝天保卫战, 碧水保卫战, 生态红线, 绿色底线, 尊重自然, 顺应自然, 保护自然, 生态保护, 环境保护力度, 可持续发展, 绿色建筑, 循环再生等。
社会责任	环保责任, 环境保护意识, 生态保护意识, 生态保护理念, 生态保护义务, 生态环境治理义务, 生态承诺, 环境承诺, 环境保护义务, 环境治理理念等。

2.自变量。采用北京大学数字普惠金融系列指数作为数字金融的代理变量, 该系列指数包括 1 个总指数和 3 个分项指数。其中数字金融总指数(*DFI*), 用来衡量样本企业所在城市数字金融整体发展程度和空间聚集性(郭峰等, 2020)。三个分项指标为数字金融覆盖广度(*Breadth*), 用来衡量样本企业所在城市数字金融发展的渗透性和可得性; 数字金融使用深度(*Depth*), 用来衡量样本企业所在城市数字金融发展的多样性和使用效率; 金融数字化水平(*Level*), 用来衡量样本企业所在城市数字技术驱动金融发展的强度和效果。

3.机制变量。根据研究假设, 机制变量包括融资约束和技术扩散两个变量。首先, 为了避免其他融资约束衡量方式所产生的内生性问题, 参考梁榜等(2019)和黄锐(2021)研究成果, 本文采取国泰安 CSMAR 数据库中的 *SA* 指数^①代表企业的融资约束, 其数值越大代表企业受到的融资约束越低, 即企业更容易获取外部资金。其次, 考虑到技术扩散是个动态过程, 本身无法直接度量, 本文参考王海军等(2022)和吴非等(2021)方法, 利用样本企业数字化程度(*Digital*)间接衡量技术扩散程度。理论上, 数字金融的技术扩散强度越高, 企业受到技术辐射和赋能也越大, 对其自身数字化水平提升作用也越大。该指标具体通过整理国家顶层制度等文件得到企业数字化转型相关的关键词词表, 进而利用 python 软件对企业年报进行文本分析, 最终得到 93 个企业数字化转型词频作为样本数据, 其数值越高代表企业数字化程度越高。

4.控制变量。参考顾海峰和高水文(2022)、梁榜等(2019)研究, 选取以下变量作为控制变量。①净资产净收益率(*Roe*): 企业净资产收益率越高说明企业盈利能力越强, 并且有更多资金进行绿色技术研发(蒲文燕和张洪辉, 2016), 进而促进企业低碳化转型; ②公司年龄(*Age*): 通常认为企业年龄越高, 企业越难以进行结构调整, 并且企业运营效率会下降(唐跃军和宋渊洋, 2008), 因此, 公司年龄与企业低碳化转型负相关; ③第一大股东持股比例(*Top1*): 任海云(2010)研究发现一股独大的企业不利于企业的研发投入。第一大股东持股比例越高说明企业产权集中度越高, 第一大股东出于自身利益考虑对企业低碳化转型进行负面干预; ④

^① *SA* 指数来源于国泰安 CSMAR 数据库, 详见 <https://www.gtarsc.com>。

资产负债率(*Lev*): 根据权衡理论, 资产负债率一定程度的提高会增加企业市场价值。企业市场价值的上升有利于企业进行技术研发, 从而促进企业低碳化转型; ⑤企业规模(*Size*): 企业规模与财务状况对企业的生产经营行为及企业战略产生重要影响(凌江怀等, 2012)。企业规模与财务状况的差异会导致企业采取不同的融资决策、生产策略与经营策略, 进而对企业的低碳化转型实施效果产生影响; ⑥托宾 Q 值(*TobinQ*): 王劲松和李淼(2012)的研究结果表明托宾 Q 值影响上市企业的融资成本, 进而影响上市企业的投资, 托宾 Q 值可能与企业低碳化转型正相关; ⑦产权性质(*Soe*): 已有文献认为企业产权属性会很大程度上影响企业的经营行为(Wang Zongrun 等, 2023; Mu Wei, 2023; Ding Qian 等, 2023); ⑧两职合一(*Dual*): 企业董事长与经理为同一人会影响企业战略决策, 进而会影响企业低碳化转型。控制变量数据来源于国泰安 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。

全部变量说明详见表 2 所示。

表 2 主要变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	企业低碳转型程度	<i>GT</i>	企业低碳化转型词频加 1 取自然对数
自变量	数字金融总指数	<i>DFI</i>	数字普惠金融指数加 1 取自然对数
	数字金融覆盖广度	<i>Breadth</i>	数字普惠金融覆盖广度指数加 1 取自然对数
	数字金融使用深度	<i>Depth</i>	数字普惠金融使用深度指数加 1 取自然对数
	数字金融数字化水平	<i>Level</i>	数字金融数字化水平指数加 1 取自然对数
机制变量	融资约束	<i>SA</i>	采取国泰安数据库中的 <i>SA</i> 指数
	企业数字化水平	<i>Digital</i>	企业数字化转型相关关键词数量加 1 取自然对数
控制变量	净资产收益率	<i>Roe</i>	净利润/净资产
	公司年龄	<i>Age</i>	企业成立年限加 1 取自然对数
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	企业规模	<i>Size</i>	年总资产取自然对数
	托宾 Q 值	<i>TobinQ</i>	(流通股市值+非流通股股份数*每股净资产+负债账面价值) /总资产
	产权性质	<i>Soe</i>	国有控股企业取值为 1, 否则为 0
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理为同一个人取 1, 否则取 0

(二)描述性统计

本文对变量进行了描述性统计, 结果见表 3。在所有变量中, 标准差最大值为 1.400, 说明本文变量取值均在合理范围之内。同时, 经过多重共线性检验及相关性分析, 得到 VIF 的均值小于 3, 表明不存在多重共线性的问题。

表 3 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GT</i>	19433	1.143	1.256	0.000	5.223

<i>DFI</i>	19433	5.468	0.243	4.500	5.865
<i>Breadth</i>	19433	5.458	0.252	3.990	5.893
<i>Depth</i>	19433	5.444	0.276	4.277	5.861
<i>Level</i>	19433	5.522	0.248	4.570	5.816
<i>SA</i>	19433	-3.806	0.246	-4.394	-3.088
<i>Digital</i>	19433	1.509	1.416	0.000	5.050
<i>Roe</i>	19433	0.097	0.070	0.002	0.333
<i>Age</i>	19433	2.861	0.350	1.609	3.466
<i>Top1</i>	19433	0.341	0.147	0.081	0.755
<i>Lev</i>	19433	0.413	0.198	0.055	0.851
<i>Size</i>	19433	22.310	1.321	19.960	26.060
<i>TobinQ</i>	19433	2.057	1.265	0.900	7.894
<i>Soe</i>	19433	0.328	0.469	0.000	1.000
<i>Dual</i>	19433	0.119	0.324	0.000	1.000

(三)模型设定

1.基准回归模型

$$GT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$GT_{it} = \beta_0 + \beta_1 Breadth_{it} + \beta_2 Depth_{it} + \beta_3 Level_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为验证假设 1，本文分别构建基准回归模型(1)和(2)探究数字金融及细分指标对企业低碳化转型的影响。其中，模型(1)中参数反映了数字金融水平对企业低碳化转型的总效应，如果其显著为正，则表明数字金融对企业低碳化转型存在正向影响。模型(2)中参数分别反映了数字金融覆盖广度、数字金融使用深度以及普惠金融数字化水平对企业低碳化转型的影响，如果其显著为正，则表明其对企业低碳化转型存在正向影响。其中， GT_{it} 代表企业低碳化转型程度， DFI_{it} 代表数字金融水平， $Controls_{it}$ 代表一系列控制变量， λ_i 代表行业固定效应， μ_t 代表年份固定效应， π_i 代表省份固定效应， ε_{it} 代表模型误差项。

2.机制检验模型

根据假设 2，本文在基准回归模型基础上，构建两阶段回归模型以探讨数字金融通过融资约束和技术扩散两个渠道影响企业低碳化转型的传导机制，模型设定如下：

$$Mediator_{it} = \delta_0 + \delta_1 DFI_{it} + \delta_2 Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GT_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Mediator_{it} + \gamma_2 DFI_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中模型(3)为数字金融指数对两个机制变量回归的合并表达式，其中 $Mediator$ 代表机制变量，模型(4)是全变量回归模型， γ_2 代表了数字金融对企业低碳化转型影响的直接效应，而 $\delta_1 \times \gamma_1$ 则代表了数字金融通过机制变量对企业低碳化转型影响的间接效应。若回归参数均显著，且模型(4)中的 γ_2 小于模型(1)中的 α_1 ，则表明中介效应成立。

四、实证分析

(一)基准回归

经过 Hausman 检验与 F 检验, 本文采用固定效应模型, 为了更好地分析数字金融指对企业低碳化转型的影响, 在回归模型中控制了行业固定效应、时间固定效应与省份固定效应, 基准回归结果见表 4。表 4 中列(1)与列(2)报告了数字金融总指数与企业低碳转型的回归结果。结果表明无论是否加入控制变量, 数字金融对企业低碳化转型影响均在 1%显著水平上显著为正。以全变量回归结果列(2)为例, 数字金融水平每提高 1%, 企业低碳化转型程度提高 0.685%。列(3)报告了数字金融三个分项指标对企业低碳化转型的影响。结果汇报了数字金融覆盖广度对企业低碳转型影响在 1%水平上显著为正, 数字金融覆盖广度每提高 1%, 会促使企业低碳转型程度提高 0.414%。数字金融使用深度对企业低碳转型影响不显著, 但系数为正, 表明数字金融使用深度对企业低碳转型可能存在正向影响, 数字金融使用深度每提高 1%, 促使企业低碳转型程度提高 0.083%。金融数字化水平对企业低碳转型影响在 10%水平上显著为正, 金融数字化水平每提高 1%, 会促使企业低碳转型程度提高 0.218%。比较而言, 数字金融覆盖广度对企业低碳转型影响最为显著, 其次为金融数字化水平, 最后为数字金融使用深度, 这也反映了数字金融的普惠特征和数字性能对推动企业低碳发展发挥了更大作用。综上, 本文研究假设 1 整体成立。

控制变量的回归结果见列(2), 且基本符合预期。其中, 企业净资产回报率、资产负债率、企业规模与托宾 Q 值回归系数均显著为正, 净资产回报率、资产负债率、企业规模和托宾 Q 值每提高 1%, 企业低碳化转型程度分别提高 0.202%、0.325%、0.387%和 0.019%。企业年龄和第一大股东持股比例回归系数显著为负, 企业年龄和第一大股东持股比例每增长 1%, 企业低碳化转型程度分别降低 0.140%和 0.385%。企业产权性质回归系数显著为负, 表明数字金融对国有企业的低碳化转型的促进作用小于民营企业, 其可能的原因在于: 一方面, 国有企业创新效率低于民营企业, 国有企业可能会延缓企业低碳化转型进程(钱丽等, 2019)。另一方面, 民营企业所处的市场开放程度高于国有企业, 其面临更为激烈的市场竞争, 民营企业进行低碳化转型会提高企业的环境表现和竞争力, 进而对企业的融资成本、企业声誉与市场地位等方面产生积极影响(邱牧远等, 2019; 李井林等, 2021)。两职合一回归系数为正但不显著, 这表明企业经理与董事长为同一人, 可能会提高企业决策效率, 降低代理成本, 促进企业低碳化转型。对比发现, 公司第一大股东持股比例对企业低碳化转型的影响最大, 其次为公司规模。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>DFI</i>	1.197*** (0.036)	0.685*** (0.121)	
<i>Breadth</i>			0.414*** (0.114)
<i>Depth</i>			0.083 (0.178)
<i>Level</i>			0.218* (0.108)
<i>Roe</i>		0.202* (0.118)	0.202* (0.118)
<i>Age</i>		-0.140*** (0.025)	-0.139*** (0.025)
<i>Top1</i>		-0.385*** (0.056)	-0.384*** (0.056)
<i>Lev</i>		0.325*** (0.049)	0.323*** (0.049)
<i>Size</i>		0.387*** (0.008)	0.387*** (0.008)
<i>TobinQ</i>		0.019*** (0.007)	0.019*** (0.007)
<i>Soe</i>		-0.070*** (0.019)	-0.070*** (0.019)
<i>Dual</i>		0.042* (0.025)	0.042* (0.025)
<i>Constant</i>	-5.404*** (0.197)	-10.810*** (0.650)	-10.961*** (0.990)
<i>Industry</i>	不控制	控制	控制
<i>Year</i>	不控制	控制	控制
<i>Province</i>	不控制	控制	控制
<i>N</i>	19,433	19,433	19,433
<i>R²</i>	0.054	0.269	0.269

注：括号中为稳健标注误，*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著水平，下表同。

(二) 机制分析

表 5 报告了模型(3)与(4)的回归结果，其中列(1)与列(2)为企业融资约束机制检验回归结果，列(3)与列(4)为技术扩散机制检验回归结果。

1. 融资约束机制

列(1)为数字金融对融资约束的回归结果。结果发现数字金融对融资约束的影响在 1%水平上显著为正，表明数字金融发展的确缓解了企业融资约束问题。列(2)为数字金融、融资约束与低碳转型的全变量回归结果，数字金融与融资约束变量的回归系数仍在 1%水平上显

著为正，且数字金融回归系数小于基准回归中对应数值(0.627<0.685)，综合分析判断中介效应成立，即数字金融通过缓解企业融资约束对企业低碳化转型发挥了间接影响，研究假设 2 中关于融资约束的机制假设成立。

2.技术扩散机制

列(3)为数字金融对企业数字化水平的回归结果。结果发现数字金融对企业数字化水平的影响在 1%水平上显著为正，表明数字金融发展的确提升了实体企业数字化水平。列(4)为数字金融、企业数字化水平和企业低碳化转型的全变量回归结果，数字金融和企业数字化程度仍均在 1%水平上显著为正，且数字金融回归系数小于基准回归中对应数值(0.622<0.685)，综合表明数字金融对企业低碳转型的技术扩散效应成立，即数字金融通过提高企业数字化水平对企业低碳化转型发挥了间接影响。研究假设 2 整体成立。

表 5 机制检验结果

变量	融资约束机制		技术扩散机制	
	(1) <i>SA</i>	(2) <i>GT</i>	(3) <i>Digital</i>	(4) <i>GT</i>
<i>DFI</i>	0.082*** (0.019)	0.627*** (0.120)	0.774*** (0.071)	0.622*** (0.121)
<i>SA</i>		0.703*** (0.045)		
<i>Digital</i>				0.081*** (0.012)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-3.815*** (0.104)	-8.128*** (0.668)	-4.117*** (0.383)	-10.477*** (0.651)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Province</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	19,433	19,433	19,433	19,433
<i>R²</i>	0.513	0.279	0.801	0.271

(三)异质性分析

1.财务表现分组

考虑到拥有不同现金流的企业可能采取不同的低碳化转型策略，参考谢雪燕(2021)的分组方式，以全样本现金流的中位数为标准划分现金流量短缺企业与现金流量充沛企业，将现金流量低于中位数的企业归为现金流量短缺企业，现金流量高于中位数的企业归为现金流量充沛企业。表 6 列(1)与列(2)分别汇报的是在现金流量短缺与现金流量充沛企业中，数字金融对企业低碳化转型的影响。在现金流量短缺与现金流量充沛企业中，数字金融的

回归系数均在 1%显著水平上显著为正，这表明无论是现金流量短缺还是现金流量充沛企业，数字金融对企业低碳化转型均有显著影响，并且这种促进作用对现金流量短缺企业更加显著(0.645<0.757)。

2.碳排放分组

本文借鉴张云等(2019)并参照《上市公司环保核查行业分类管理名录》，将火电、钢铁、水泥电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等 16 类行业划分为高碳行业，其他行业认定为低碳行业，然后对企业碳排放进行分组回归。表 6 列(3)与列(4)分别汇报的是低碳企业与高碳企业分组中数字金融对其低碳化转型的影响。低碳企业与高碳企业分组中数字金融的回归系数均在 1%显著水平上显著为正，这表明无论是低碳企业还是高碳企业，数字金融对企业低碳化转型都起到了促进作用，并且这种促进作用对高碳企业的影响更加明显(0.442<1.050)。

表 6 异质性检验结果(1)

变量	财务表现分组		碳排放水平分组	
	(1)现金流量短缺企业	(2)现金流量充沛企业	(3)低碳企业	(4)高碳企业
<i>DFI</i>	0.757*** (0.171)	0.645*** (0.172)	0.442*** (0.153)	1.050*** (0.199)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-10.863*** (0.918)	-10.816*** (0.922)	-9.246*** (0.824)	-13.038*** (1.054)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Province</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9,623	9,810	14,089	5,344
<i>R²</i>	0.252	0.293	0.254	0.348

3.区域经济带分组

依据国务院2018年发布的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》文件，并参考杜传忠等(2013)的研究方法，本文具体分析了以下具有代表性的经济圈：长三角经济圈，珠三角经济圈，京津冀经济圈和川渝经济圈。表7列(1)-列(5)报告了处于不同区域经济圈的企业，数字金融对其低碳化转型的影响。在民营企业较为集中的长三角与珠三角经济圈中，数字金融的回归系数分别在1%与5%显著水平上显著为正；在国有企业与高碳企业较为集中的京津冀经济圈及以东北老工业基地等其他地区中，数字金融的回归系数分别在1%与10%显著水平上显著为正；对位于川渝经济圈的企业来说，数字金融回归系数为正但不显著。比较参数进一步发现(0.232<0.711<0.743<0.826<1.422)，对位于长三角经济圈的企业，数字金

融对其低碳化转型的影响最大，其次为位于珠三角经济圈的企业与京津冀经济圈的企业，最后为位于川渝经济圈的企业。

综上，本文假设 3 整体成立。

表 7 异质性检验结果(2)

变量	(1)长三角经济圈	(2)珠三角经济圈	(3)京津冀经济圈	(4)川渝经济圈	(5)其他地区
<i>DFI</i>	1.422*** (0.310)	0.826** (0.337)	0.711*** (0.198)	0.232 (0.450)	0.188* (0.094)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-14.383*** (1.638)	-4.511** (2.257)	-5.747 (4.619)	-8.036*** (2.393)	-7.985*** (0.871)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6,049	3,139	2,557	922	6,766
<i>R²</i>	0.251	0.233	0.388	0.279	0.260

(四)内生性检验

为了避免内生性问题，确保研究结论的可靠性，本文采用工具变量法对回归模型进行内生性检验。分别采取省份层面的数字金融指数，滞后一期的地级市层面的数字金融指数与省级层面的互联网覆盖率作为工具变量，对可能产生的内生性问题进行检验，模型设定如下：

$$DFI_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 IV_{it} + \varphi_2 controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$GT_{it} = \omega_0 + \omega_1 \widehat{DFI}_{it} + \omega_2 controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， IV_{it} 为选取的工具变量， \widehat{DFI}_{it} 为工具变量对数字金融的拟合值。模型(5)用以检验工具变量与自变量的相关性，如果估计参数显著，则表明二者相关性假设成立。模型(6)是在模型(5)成立的基础上，检验 \widehat{DFI} 对因变量的影响。首先，参考聂辉华(2020)，本文采用省份层面的数字金融指数($IV1$)作为工具变量，表 8 列(1)与列(2)为两段 OLS 的回归结果。其次，本文将滞后一期的地级市层面的数字金融指数($IV2$)作为工具变量，其回归结果为表 8 列(3)与列(4)。最后，参考蒋鹏程和江红莉(2023)与谢绚丽(2018)，本文采用省级层面的互联网覆盖率($IV3$)作为工具变量，其回归结果为表 8 列(5)与列(6)。三个工具变量的 Anderson canon. corr. LM 统计量均达到了 1%的显著性水平，Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 Stock-Yogo weak ID test 在 10%水平上的 16.380，两个统计量分别拒绝了识别不足和弱工具变量的原假设，Anderson-Rubin Wald 统计量对应的 P 值小于 1%，拒绝了“内生回归系数之和等于零”的原假设，以上检验统计量充分证明了本文工具变量的合理性。同时， \widehat{DFI} 及相

关变量均显著且符合预期,说明即使考虑了内生性问题,数字金融与企业低碳化转型的正相关关系依然成立。

表 8 工具变量检验结果

变量	(1)DFI	(2)GT	(3)DFI	(4)GT	(5)DFI	(6)GT
<i>IV1</i>	0.661*** (144.59)					
<i>IV2</i>			0.863*** (371.46)			
<i>IV3</i>					0.005*** (90.70)	
\widehat{DFI}		0.744*** (6.43)		0.691*** (4.19)		0.637*** (4.08)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	1.702*** (66.44)	-11.225*** (-18.29)	0.782*** (62.39)	-11.346*** (-11.42)	4.867*** (358.73)	-10.779*** (-13.21)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Province</i>	不控制	不控制	控制	控制	不控制	不控制
<i>N</i>	19,433	19,433	14,228	14,228	17,121	17,121
<i>R²</i>	0.929	0.255	0.992	0.270	0.886	0.255
<i>Anderson canon. corr.</i>						
<i>LM统计量</i>	10000.000	[0.000]	13000.000	[0.000]	5567.115	[0.000]
<i>Cragg-Donald Wald F统计量</i>	21000.000	{16.380}	140000.000	{16.380}	8226.922	{16.380}
<i>Anderson-Rubin Wald统计量</i>	41.160	[0.000]	17.470	[0.000]	16.540	[0.000]

注: ()内为 t 值, []内为统计量的 P 值, {}内为 Stock-Yogo weakID test 在 10%水平上额临界值, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1%的显著水平

(五)稳健性检验

1.滞后效应检验

考虑到数字金融水平对企业低碳化转型的影响可能还存在滞后效应,为此在基准模型(1)的基础上,将因变量取滞后 1-3 期分别进行重新估计,模型如下:

$$GT_{it-lag} = \tau_0 + \tau_1 DFI_{it} + \tau_2 controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \pi_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

以上模型中 GT_{it-1} 、 GT_{it-2} 和 GT_{it-3} 分别表示滞后 1 期、2 期和 3 期。表 9 汇报了因变量滞后 1-3 期的回归结果。滞后 1-3 期的数字金融水平对企业低碳化转型的影响仍显著为正,且参数值呈上升趋势($\tau_1 = 0.596 < \tau_2 = 0.602 < \tau_3 = 0.660$),表明数字金融水平不仅在当期影响企业的低碳化转型,而且这种影响具有滞后效应,且随时间逐渐增强。

表 9 滞后效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>GI(+1)</i>	<i>GI(+2)</i>	<i>GI(+3)</i>
<i>DFI</i>	0.596*** (0.143)	0.602*** (0.156)	0.660*** (0.169)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-10.561*** (0.769)	-10.819*** (0.847)	-11.369*** (0.923)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Province</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	14,228	11,599	9,357
<i>R</i> ²	0.270	0.263	0.267

2. 变量替换检验

为确保本文研究结果的稳健性，本文采取更换自变量与因变量，再次验证本文回归结果是否稳健。第一，参考曹颢等(2011)，采用地级市层面的金融科技指数作为自变量，对企业低碳化转型进行回归检验。第二，采用企业获得绿色专利的数量作为因变量(徐佳等，2020)，并重新进行回归分析。表 10 中的列(1)与(2)展示了更换变量代理方式的回归结果，结果显示无论更换自变量还是因变量的衡量方式，其回归结果仍显著。

3. 其他方法

除上述两种方法外，本文还尝试了其他检验方法：第一、疫情影响分组。参考 Omura 等(2020)研究思路，将新冠疫情爆发时点 2020 年作为界限，将总样本分为 2013 年—2019 年与 2020 年—2021 年两组；第二、政策影响分组。将我国政府发布《G20 数字普惠金融高级原则》文件时间点 2016 年作为界限，将总样本分为 2013 年-2016 年与 2017 年-2021 年两组，回归结果见表 10。列(3)与列(4)汇报了数字金融水平对企业低碳化转型的回归系数均在 1% 显著水平上显著为正，且回归系数 $\alpha = 1.488 > \alpha = 0.593$ ，这表明在疫情之后，数字金融对企业低碳化转型的促进作用明显增强；列(5)与列(6)汇报了以《G20》文件实施为界限的两组回归结果。结果发现在该文件实施之后，数字金融对企业低碳化转型促进作用显著增强 ($\alpha = 1.296 > \alpha = 0.444$)。

综上，在经过一系列稳健性检验后，本文回归结果仍然稳健。

表 10 变量调整及其他方法检验结果

变量	自变量调整	因变量调整	疫情影响分组		政策影响分组	
	(1) <i>GI</i>	(2) <i>Patent</i>	(3)2013-2019	(4)2020-2021	(5)2013-2016	(6)2017-2021
<i>Technology</i>	0.069*** (0.014)					

		0.515***	0.593***	1.488***	0.444***	1.296***
<i>DFI</i>		(0.111)	(0.131)	(0.329)	(0.159)	(0.192)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-7.560***	-8.918***	-10.349***	-15.245***	-8.701***	-13.981***
	(0.188)	(0.594)	(0.711)	(1.927)	(0.869)	(1.102)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Province</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	19,368	19,433	15,508	3,925	8,346	11,087
<i>R</i> ²	0.269	0.262	0.246	0.312	0.174	0.290

五、结论与启示

(一)主要结论

本文以 2013-2021 年沪深 A 股的上市实体企业作为研究对象，探究了数字金融对企业低碳化转型的影响及传导机制。研究结果发现：第一，数字金融会促进企业低碳化转型，数字金融每提高 1%，企业低碳化转型程度会提高 0.685%。其中，数字金融覆盖广度，数字金融使用深度与金融数字化水平均会促进企业低碳化转型，数字金融覆盖广度与数字化水平对企业低碳化转型影响更为显著。第二，数字金融通过缓解企业的融资约束与提高企业数字化程度，对企业低碳化转型发挥中介作用。数字金融每提高 1%，企业融资约束缓解 0.082%，企业低碳化转型程度提高 0.627%；数字金融每提高 1%，企业数字化程度提高 0.774%，企业低碳化转型程度提高 0.622%。第三，数字金融对企业低碳化转型的影响存在明显滞后效应，且随时间逐渐增强。第四，数字金融对企业低碳化转型存在明显的异质性影响。其中，数字金融对企业低碳化转型的促进作用在现金流量短缺的企业、高碳企业及位于长三角，珠三角与京津冀经济圈的企业更为显著。第五，本文采取工具变量法进行内生性检验，同时通过更换变量，疫情影响分组及政策影响分组等方法进行稳健性检验后，发现数字金融对企业低碳化转型仍然明显。

(二)政策启示

推进实体企业低碳转型发展已成为中国实现生态文明建设战略目标的必然选择。本文厘清了数字金融与企业低碳化转型的关系，对推动企业低碳化转型，实现“双碳”战略具有重要的政策启示：一是我国政府应高度重视企业的低碳化转型。一方面，国家应长期坚持对企业低碳化转型的金融扶持，积极倡导数字金融支持实体企业的发展，充分发挥绿色信贷的绿色导向；另一方面，国家应激励企业进行绿色技术创新，不断提高企业低碳化转型的自身驱动力与能动性。二是企业应采取有效的财务风险管理策略，缓解自身融资约束，以确保有充

足资金投入到周期性绿色研发中，实现可持续性发展。同时，企业应把握数字化驱动绿色转型的阶段性特征，科学、适度发挥数字化各阶段的关键能力。对处于同一产业链或供应链的企业，应加强现代信息技术的交叉应用，以提高自身数字化水平，加快企业低碳化转型。三是金融机构应对不同类型企业有针对性地推出数字金融产品，为高碳企业或现金流短缺企业提供个性化、定制化结构贷款，以缓解企业资金压力。同时，金融机构应依照不同地区的产业特征，为企业提供金融支持以促进企业可持续性发展，最终助力企业低碳化转型。

参考文献

- [1] 巴曙松,李妮娜,张兢.数字金融与企业绿色创新:排斥还是融合?[J].财经问题研究,2022(12):57-68.
- [2] 曹颢,尤建新,卢锐,陈海洋.我国科技金融发展指数实证研究[J].中国管理科学,2011,19(03):134-140.
- [3] 曹裕,李想,胡韩莉等.数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J].管理世界,2023,39(03):96-112.
- [4] 翟华云,刘易斯.数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J].科技进步与对策,2021,38(17):116-124.
- [5] 杜传忠,王鑫,刘忠京.制造业与生产性服务业耦合协同能提高经济圈竞争力吗?——基于京津冀与长三角两大经济圈的比较[J].产业经济研究,2013,67(06):19-28.
- [6] 范德成,张修凡.绿色金融改革创新对低碳企业可持续发展能力的影响研究[J].科学管理研究,2021,39(03):85-90.
- [7] 范德成,张修凡.绿色金融改革创新对高排放企业碳减排的效果分析[J].工程管理科技前沿,2022,41(04):55-61.
- [8] 封思贤,郭仁静.数字金融、银行竞争与银行效率[J].改革,2019,309(11):75-89.
- [9] 付争,王皓.竞争还是竞合:数字金融赋能下金融包容与银行体系发展[J].国际金融研究,2021,405(01):65-75.
- [10] 傅京燕,司秀梅,曹翔.排污权交易机制对绿色发展的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(08):12-21.
- [11] 顾海峰,高水文.数字金融发展对企业绿色创新的影响研究[J].统计与信息论坛,2022,37(11):77-93.
- [12] 顾海峰,高水文.数字金融是否影响商业银行风险承担——基于中国170家商业银行的证据[J].财经科学,2022,409(04):15-30.
- [13] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云.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),2021,19(4):1401-1418.
- [14] 韩先锋,宋文飞,李勃昕等.数字金融赋能绿色创新的异质非线性调节效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(10):65-76.
- [15] 何凌云,梁宵,杨晓蕾等.绿色信贷能促进环保企业技术创新吗[J].金融经济研究,2019,34(05):109-121.
- [16] 黄锐,赖晓冰,赵丹妮,汤子隆.数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J].中国经济问题,2021(01):52-66.
- [17] 蒋鹏程,江红莉.数字金融与实体企业金融投资行为[J].统计与信息论坛,2023,38(01):43-54.
- [18] 靳玮,王弟海,张林.碳中和背景下的中国经济低碳转型:特征事实与机制分析[J].经济研究,2022,12(01):87-103.
- [19] 李佳,段舒榕,吴耸杰.数字金融能缓解企业投融资期限错配吗[J].财经论丛,2022(11):61-70.
- [20] 李井林,阳镇,陈劲,崔文清.ESG促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J].科学与科学技术管理,2021,42(09):71-89.
- [21] 李向前,贺卓昇.金融科技发展对商业银行影响研究[J].现代经济探讨,2021,470(02):50-57.
- [22] 梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(05):74-86.
- [23] 凌江怀,胡雯蓉.企业规模、融资结构与经营绩效——基于战略性新兴产业和传统产业对比的研究[J].财贸经济,2012,373(12):71-77.
- [24] 刘波,李志生,王泓力等.现金流不确定性与企业创新[J].经济研究,2017,52(03):166-180.
- [25] 刘敏楼,黄旭,孙俊.数字金融对绿色发展的影响机制[J].中国人口·资源与环境,2022,32(06):113-122.
- [26] 聂辉华,阮睿,沈吉.企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J].世界经济,2020,43(06):77-98.
- [27] 潘冬阳,陈川祺,Michael Grubb.金融政策与经济低碳转型——基于增长视角的研究[J].金融研究,2021(12):1-19.
- [28] 蒲文燕,张洪辉.基于融资风险的现金持有与企业技术创新投入的关系研究[J].中国管理科

- 学,2016,24(05):38-45.
- [29] 钱丽,王文平,肖仁桥.产权性质、技术差距与高新技术企业创新效率[J].科技进步与对策,2019,36(12):105-114.
- [30] 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(03):108-123.
- [31] 任海云.股权结构与企业 R&D 投入关系的实证研究——基于 A 股制造业上市公司的数据分析[J].中国软科学,2010,233(05):126-135.
- [32] 宋德勇,朱文博,丁海.企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J].财经研究,2022,48(04):34-48.
- [33] 苏媛,李广培.绿色技术创新能力、产品差异化与企业竞争力——基于节能环保产业上市公司的分析[J].中国管理科学,2021,29(04):46-56.
- [34] 汤萱,高星.数字金融如何促进民营企业成长——基于金融监管与管理者能力的调节效应[J].求是学刊,2022,49(05):71-84.
- [35] 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.
- [36] 唐跃军,宋渊洋.中国企业规模与年龄对企业成长的影响——来自制造业上市公司的面板数据[J].产业经济研究,2008,37(06):28-35.
- [37] 田杰,谭秋云,靳景玉.数字金融能否改善资源错配?[J].财经论丛,2021,271(04):49-60.
- [38] 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(06):78-84.
- [39] 王海军,王淙正,张琛,郭龙飞.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:1-17[2023-01-29].
- [40] 王海军.数字金融助推了家庭债务风险吗?——基于 CFPS 的微观证据[J].国际金融研究,2022(07):27-36.
- [41] 王劲松,李淼.股票价格对消费和投资的影响:财富效应与托宾 Q 效应分析[J].经济问题,2012,400(12):75-78.
- [42] 王军,王杰,王叶薇.数字金融发展如何影响制造业碳强度?[J].中国人口·资源与环境,2022,32(07):1-11.
- [43] 王巧,尹晓波.数字普惠金融能否有效促进碳减排?——基于阶段性效应与区域异质性视角[J].首都经济贸易大学学报,2022,24(06):3-13.
- [44] 王旭,杨有德,王兰.权变型信息披露:外部融资对企业绿色创新平滑失效的新解释[J].管理评论,2022,34(08):123-133.
- [45] 乌云图,陶克涛,彭俊超.产业协同集聚、数字技术支持与资源错配[J].科研管理,2023,44(01):125-135.
- [46] 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(07):130-144.
- [47] 吴非,黎伟.税收激励与企业绿色转型——基于上市企业年报文本识别的经验证据[J].财政研究,2022(04):100-118.
- [48] 肖土盛,吴雨珊,亓文韬.数字化的翅膀能否助力企业高质量发展——来自企业创新的经验证据[J].经济管理,2022,44(05):41-62.
- [49] 谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.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.
- [50] 谢雪燕,朱晓阳.数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J].国际金融研究,2021(01):87-96.
- [51] 徐枫,潘麒,汪亚楠.“双碳”目标下绿色低碳转型对企业盈利能力的影响研究[J].宏观经济研究,2022(01):161-175.

- [52] 徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020(12):178-196.
- [53] 余进韬,张蕊,龚星宇.数字金融如何影响绿色全要素生产率?——动态特征、机制识别与空间效应[J].当代经济科学,2022,44(06):42-56.
- [54] 张旭,宋超,孙亚玲.企业社会责任与竞争力关系的实证分析[J].科研管理,2010,31(03):149-157.
- [55] 张云,刘枚莲,王向进.中国工业部门贸易开放与碳泄漏效应研究——高低碳行业分类实证对比[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2019,51(06):151-161.
- [56] 周阔,王瑞新,陶云清,郑逸婷.企业绿色化转型与股价崩盘风险[J].管理科学,2022,35(06):56-69.
- [57] Ding Q, Huang J, Chen J. Does digital finance matter for corporate green investment? Evidence from heavily polluting industries in China[J]. Energy Economics, 2023, 117: 106476.
- [58] Konadu R, Ahinful G S, Boakye D J, et al. Board gender diversity, environmental innovation and corporate carbon emissions[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 174: 121279.
- [59] Mu W, Liu K, Tao Y, et al. Digital finance and corporate ESG[J]. Finance Research Letters, 2023, 51: 103426.
- [60] Ning J, Yin Q, Yan A. How Does Digital Economy Promote Green Technology Innovation of Manufacturing Enterprises? Evidence from China[J]. Frontiers in Environmental Science, 2022: 1400.
- [61] Omura A, Roca E, Nakai M. Does responsible investing pay during economic downturns: Evidence from the COVID-19 pandemic[J]. Finance Research Letters, 2021, 42: 101914.
- [62] Shao H, Cheng J, Wang Y, et al. Can digital finance promote comprehensive carbon emission performance? Evidence from Chinese cities[J]. International journal of environmental research and public health, 2022, 19(16): 10255.
- [63] Wang Q J, Wang H J, Chang C P. Environmental performance, green finance and green innovation: What's the long-run relationships among variables?[J]. Energy Economics, 2022, 110: 106004.
- [64] Wang X, Wang X, Ren X, et al. Can digital financial inclusion affect CO2 emissions of China at the prefecture level? Evidence from a spatial econometric approach[J]. Energy Economics, 2022, 109: 105966.
- [65] Wang Z, Fu H, Ren X. Political connections and corporate carbon emission: New evidence from Chinese industrial firms[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2023, 188: 122326.
- [66] Zhao H, Yang Y, Li N, et al. How does digital finance affect carbon emissions? Evidence from an emerging market[J]. Sustainability, 2021, 13(21): 12303.

Does digital finance promote the low-carbon transformation of entity enterprises?

——Based on financing constraints and technology diffusion

Abstract: Entity enterprises are the key body to promote the "double carbon" strategy to achieve the goal. The popularity of digital finance also has a profound impact on the sustainable development strategy of enterprises, so the study of how to use digital finance to promote the low-carbon transformation of real enterprises has become a widespread concern in society. This paper explores the impact of digital finance on the low-carbon transformation of real enterprises by using micro data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2021. The research results found that: digital finance as a whole promotes the low-carbonization transformation of real enterprises, and for every 1% increase in digital finance, the level of low-carbonization transformation of enterprises increases by 0.685%. Among them, the most significant contribution is made by the breadth of digital finance coverage, followed by the level of digital finance digitization, and finally the depth of digital finance usage. Further study finds that financing constraints and technology diffusion play a mediating role in the process of digital finance influencing the low-carbon transformation of real enterprises. Each 1% increase in digital finance promotes 0.082% reduction in financing constraints and 0.774% increase in technology diffusion, which in turn promotes 0.627% and 0.622% increase in the level of low-carbon transformation of enterprises, respectively. In addition, the impact of digital finance on corporate decarbonization transformation is characterized by significant lag effect and heterogeneity. The findings of this paper have important implications for promoting the integration of digital transformation of financial institutions and low-carbon transformation of enterprises, and helping enterprises to implement the "double carbon" responsibility.

Key words: Digital finance; Low-carbon transformation of enterprises; Financing constraints; Technology diffusion

JEL Classification: G21, D24, M11