

银行数字化转型、融资约束与贷款企业绩效

贾雅茹^a,陈俞全^{a,b},郭沛^a

(中国农业大学 a. 经济管理学院; b. 全球食物经济与政策研究院,北京 100083)

摘要:当前,新一轮科技革命和产业变革正在重塑整个金融体系,数字技术已成为推动银行业转型发展的新动能。选取2008—2020年中国上市企业与商业银行数字化转型指数的年度匹配数据,考察银行数字化转型对贷款企业绩效的作用机制及影响效果。研究发现,银行数字化转型能够显著促进企业绩效水平提升;缓解融资约束是银行数字化影响贷款企业绩效的重要机制。进一步分析表明,银行数字化对贷款企业绩效的影响会由于企业信息披露质量、产品市场竞争程度、企业股权性质和所处区域不同而产生差异化表现。不仅从新视角理解银行数字化影响贷款企业绩效的作用路径,而且为政府更好地推动银行业数字化转型和缓解企业融资约束提供了有益借鉴。

关键词:银行数字化转型;融资约束;企业绩效

中图分类号:F832.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2023)05-0062-15

一、引言

随着信息技术产业的快速发展和金融科技创新业态的不断涌现,以人工智能、区块链、物联网等为代表的数字技术蓬勃发展。在数字经济浪潮下,新能源、新金融等“新基建”已成为未来经济高质量发展的趋势和力量。银行业作为支撑国民经济发展的关键引擎,基于外部竞争压力和内部转型动力,亟需依靠数字化变革找到创新发展的新途径。2020年新冠肺炎疫情全面暴发,客户“无接触式”的金融服务需求与日俱增,银行业迅速调整业务模式,着力提高线上服务实体经济质量。2022年,中国人民银行《金融科技发展规划(2022—2025年)》落地实施,各家商业银行充分发挥海量用户留痕数据优势,从信息存储电子化转向业务流程数字化,力图打造业务智能、服务高效、应用安全等科技赋能金融的数字化优势。由此可见,商业银行实现“数字化升级”是更好地服务于现代化经济体系建设的应有之义,也是学术界持续关注的重要课题。

金融体系对经济社会发展有着关键而深远的影响。事实上,作为一种重要的金融创新方式,银行业数字化转型也必将以服务实体经济为出发点和落脚点。在银行业对数字技术的重视程度和研发投入空前提升背景下,现有研究大多集中探讨其如何影响商业银行自身的风险承担(金洪飞等,2020)^[1]、流动性创造(李学峰和杨盼盼,2021)^[2]、信贷规模(徐晓萍等,2021)^[3]以及经营效率(李琴和裴平,2021;李建军和姜世超,2021)^[4-5]等方面,仅有少部分文献关注银行数字化转型如何作用于企业融资约束(陆岷峰和王婷婷,2021;雷辉和金敏,2021)^[6-7]以及银行业市场结构(李俊青等,2022)^[8]等方面,并且其中大多只局限于理论层面的论述,即便是涉及实证检验分析,大部分亦是采用

收稿日期:2022-10-28

基金项目:世界银行中国经济改革促进与能力加强技术援助项目(TCC6)子项目“金融支持新型农业经营主体模式研究”(202007211110159)

作者简介:贾雅茹(1994-),女,内蒙古乌兰察布人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为银行数字化转型;陈俞全(1991-),男,山东威海人,中国农业大学经济管理学院讲师,博士,研究方向为产业组织理论;郭沛(通讯作者)(1971-),男,甘肃兰州人,中国农业大学经济管理学院教授,博士,博士生导师,研究方向为金融理论与政策。

省级或市县等地区维度的银行数字化水平与企业数据来验证。但实际上,一家企业并非与所在地的所有银行都会发生借贷关系,若银行与企业并无业务往来,则银行数字化优势就无法直接作用于企业融资与绩效,因此该传导链条的合理性有待商榷。基于此,本研究将与企业有直接贷款关系的所有银行的数字化指数进行加权平均,合成每家上市企业所对应的银行数字化转型指数,以此构建银行数字化转型对贷款企业绩效的传导链条。

理论上,商业银行作为信贷资金的提供方,能够依托数字化转型显著提高对贷款客户的信息搜集和处理能力,凭借大数据风控有效降低企业借贷过程中可能出现的道德风险和违约概率,有助于缓解银企之间的信息不对称,缩减企业融资成本,缓释企业融资约束(黄锐等,2020;叶莉和王荣,2021)^[9-10]。正因为如此,银行数字化水平也将成为影响贷款企业绩效的潜在因素。那么,银行数字化转型能否对其贷款企业产生积极影响,提高其绩效水平?二者之间的作用机制如何?是否会因为企业层面及区域层面的异质性体现出显著差异?这些问题的探讨丰富了商业银行数字化转型助力实体经济的相关研究,也为银行进一步推动数字技术与业务模式的融合应用奠定了实证基础。

基于以上分析,本研究将银行数字化发展指数与上市企业数据进行匹配,采用双向固定效应模型研究银行数字化转型对贷款企业绩效产生的影响和作用机制。研究发现,商业银行对数字科技的应用和发展,能够通过降低贷款企业的融资约束,进而促进其市场绩效和财务绩效的提升。与此同时,企业信息披露质量和市场势力均会负向调节银行数字化对企业绩效的积极影响。银行数字化转型显著提高了国有企业的绩效水平,但尚未体现出对民营企业的积极效应。

本研究的边际贡献主要体现在以下两个方面:其一,从与企业发生过贷款关系的商业银行入手,通过文本挖掘、变异系数及欧氏距离法^①,构建银行个体层面的数字化发展指数,并以企业向单个银行贷款金额占总贷款额的比例为权重,加权合成贷款企业对应的银行数字化发展指数,使整个理论架构的搭建更具合理性;其二,企业的高质量可持续发展关系着实体经济的命脉,因而从贷款企业视角出发,研究银行数字化转型对企业的影响,实证检验融资约束起到的部分中介效应,这有助于厘清银行数字化发展影响贷款企业绩效的微观作用路径,为中国商业银行数字化转型对实体经济产生的积极影响提供了微观证据。

二、理论分析与研究假设

(一) 银行数字化转型与企业融资约束

为了抵御外界新兴科技企业及同业银行发展金融科技对自身盈利能力的冲击,商业银行基于自身禀赋条件,借助人工智能、区块链、大数据等前沿数字化技术,以信息科技为发展引擎,以场景生态为发展阵地,以用户体验为发展动能(杜尔功等,2021)^[11],着力提高数字创新的核心竞争力。银行数字化转型给贷款企业带来的积极影响主要体现在缓解信贷排斥、纾解融资不足和化解服务低效几个方面。

数字技术利用信息优势极大地解决了银行金融服务中对小微企业的信贷排斥。传统商业银行发放贷款大多属于依靠固定资产抵押的“典当式贷款”,以资产变现能力作为缓释和转移风险的路径支撑(陆岷峰和王婷婷,2021)^[6]。然而,对于一些高科技、新能源、文化传媒或电子商务等轻资产企业而言,缺乏规范抵押物的属性使其无法获得正规金融的信贷支持。但实际上,银行发放贷款的本质是到期得到本息实现资产增值,或通过债权债务关系积累客户资源,扩展其他业务的销售路径。因此,发展潜力良好且诚信度较高的企业与银行之间发生借贷关系,有利于实现金融资源的合理配置,从而解决供需矛盾,达到帕累托最优。长期以来,数字技术在各行业逐渐渗透和普及,客户的行为习惯已逐渐向数字化、移动化和智能化转变,链接用户的终端由物理网点转向数字接口,越来越多的“数字足迹”成为商业银行赖以发展的无形力量(黄益平和邱晗,2021)^[12]。在传统的借贷关系中,银行贷款人

^①当前应用较多的主成分分析法和因子分析法,容易受指标间相关性的影响,使得构建的指数存在线性映射等弱点,因此本研究选用欧式距离法构建银行数字化转型指数,并且该方法构建的每个指数都在0-1之间,指标更具可比性。

员通过与借款客户频繁的个人接触,能够收集到可供银行借鉴和使用的借款人信誉信息,这些私人信息大多为软信息(秦志华等,2018)^[13],不容易使用数字分数来概括,也不易于在银行外部复制和传输,但却能够建立比公共记录更加完整的借款人形象。然而,通过“贷款专员”获取软信息的成本较高并且信息真伪难辨,因此更加标准化和交易成本更低的硬信息成为了银行贷款决策的主要支撑(刘音露等,2019)^[14],软信息的缺失则是造成银行“信贷歧视”的关键因素。基于此,数字技术的创新应用帮助商业银行改进了贷款技术,通过数字足迹对大数据进行智能分析,硬化软信息,将贷款企业的法人品质进行数字化模拟和表示,更加准确地掌握企业的真实信用情况,帮助运营状况良好、发展空间较大的中小微企业及时获得所需资金(Fuster et al., 2019)^[15]。有研究显示,凭借数字足迹预测贷款违约概率的准确率甚至超过了信用机构的综合评分(Berg et al., 2020)^[16]。由以上分析可知,由数字技术引领的关于银行授信决策的颠覆式革命,对帮助企业解决信贷排斥问题、推进金融包容性增长发挥了至关重要的作用。

数字技术的“模型优势”有助于纾解企业融资不足问题。解决了“不敢贷”难题,银行还能够运用数字技术进一步帮助企业走出“贷不够”“贷不久”的困境。企业无法申请到足够、长期的资金,主要原因是传统银行不具备高效的风控体系。在传统的信贷风控模式中,银行仅依靠有限的用户硬信息和相关专家的主观判断形成风险评估经验模型,难以准确衡量贷款风险及违约概率(王勋等, 2022)^[17],略显粗糙的风控技术阻碍了银行的进一步放贷。而随着人工智能、区块链和大数据等数字技术的深入应用,微众银行、网商银行等新型民营银行借助大科技平台充分释放数据要素潜能,获取了每年数以千万计的贷款合约(黄益平和邱晗,2021)^[12]。大科技生态系统能够凭借搜索引擎、电商平台,以及其他数字应用程序,通过对高维非传统数据的清洗、处理和分析,引入更具实效性的风控模型,并对模型进行不断的训练与调整,实时捕捉变量的动态交互,即使在模型遭遇到宏观要素负面冲击的条件下,也能够准确把握用户的违约特征(Gambacorta et al., 2019)^[18],实现对贷款风险的精细化管理。这一基于大数据和机器学习的信用评分模型是迄今为止在预测中小企业贷款损失率方面表现最优的方式(Frost et al., 2019)^[19]。由此可见,数字技术带来了高效快捷的全流程风控模型,解决了银行对企业风险核定时存在的偏差和错漏,有助于扫除企业融资不足障碍。

数字技术可以利用创新的业务形态帮助商业银行提高金融服务效率。能够获取充足的融资是企业增加投入、扩大绩效的第一步,而金融服务的质效进一步决定了企业获得资金的速率以及其他服务需求的及时性。在数字技术支撑下,为了打破业务模式在时间和空间上的限制,商业银行正在推动线上服务和线下渠道融合发展,生态搭建和场景融合同步赋能。一方面,线上渠道能够精准触达客户需求,缩减业务沟通的交易成本,为客户提供更加便捷高效的金融服务。商业银行可以凭借生物识别、云计算等技术极速完成远程客户的身份校验、信用评估、开户签约,甚至放款对接等全流程金融服务,实现应贷尽贷快贷(Huang et al., 2018;王勋等,2022)^{[20][17]}。Fuster等(2019)^[15]使用美国抵押贷款申请数据研究表明,即使在控制贷款金额、借款人及地理位置的情况下,运用金融科技的贷款人处理抵押贷款的速率比其他贷款人快约20%,与此同时,由于自动化和集中化的审贷模式减少了人为处理出现错误的可能性,也避免了人工审贷过程中可能出现的寻租行为,所以放贷速率的提升并未增加贷款的违约风险。另一方面,业务场景化变革能够及时捕捉客户需求,满足客户对金融产品的个性化偏好,优化金融服务品质。物联网、API、区块链等技术能够带给客户全新的业务场景,将金融服务嵌入企业生产、销售等经营管理场景,构建跨界服务平台,实现用户需求的即时感知和智能响应(陆岷峰, 2021)^[21],达成银企互联新模式。例如:浦发银行的“全景银行”建设已开发了多个应用场景,不仅对企业用户提供了支付结算、动产融资等金融服务,而且还提供了市场企划、资产认定,以及产销一体化等全方位的非金融服务,进一步构建了银企共赢生态。由此可见,数字科技通过改进银行的贷款技术提升了信贷效率,开放生态的建立同时满足了企业多元化的服务需求,有助于帮助企业缓解融资约束,提升发展能力。

基于以上分析,本研究认为,数字技术赋能商业银行,能够帮助贷款企业解决信贷排斥、融资不

足、贷款低效等问题,进一步缓解企业融资约束。因此提出假设 H1。

H1:银行数字化转型有助于缓解贷款企业融资约束。

(二)银行数字化转型、融资约束与企业绩效

融资约束是制约企业生存和发展的关键因素,根据信息不对称理论和委托代理理论,较高的融资成本会使企业偏离最优资本结构,出现较为严重的代理冲突,对其经营绩效产生显著的负向影响。从资本结构角度看,一般情况下,企业会根据自身融资约束程度调整现有资本结构,理性选择债务融资和股权融资的最优分配比例。当企业融资约束程度较高时,经营风险的提升会带来较高的调整成本和较低的调整速率,鉴于此,企业可能被迫放弃最合理的资本结构,失去一些回报率较高的创新投资机会,导致投资效率恶化,进而对经营绩效产生不利影响(范亚辰等,2018)^[22]。从流动性角度看,融资约束较强的企业,从外部获得资金的成本较高,因此出于预防性动机,企业倾向于留存较多流动性资产,以避免后期陷入财务困境,但也会由此带来更为凸显的代理问题和更高的“投资-现金流”敏感性(于蔚等,2012)^[23],弱化企业的行业竞争力,从而阻碍企业规模扩大和绩效提升。此外,较强的融资约束意味着企业过分依赖外部筹资渠道,在外部环境变化时无法体现灵活敏捷的应变能力,极大概率会通过提高产品价格来弥补过高的融资成本,但是这种做法在竞争性较强的行业中不具备可持续性,会导致企业丢失市场份额,抑制其生产力和绩效水平的提升。

企业长期存在的融资难、融资贵问题,是制约其经营效率提升的关键因素,而造成企业强融资约束的原因,则是囿于企业自身条件的局限,无法提供充足的抵质押物和融资担保,究其根本,则是源于银企之间信息不对称问题。实际上,数字技术的最大优势,是帮助解决银企之间信息不对称这一长期以来存在的痛点,改善金融服务效率(王勋等,2022)^[17]。数字技术的充分赋能使银行业信贷资金供给成本发生了变化,而这种变化将直接作用于企业外源融资端的债务融资成本,进而对企业绩效水平产生影响。银行业低成本的信贷资金供给将会降低企业的债务融资成本,缓解企业融资约束,为企业低成本、高效率融通资金提供便利。而融资约束水平的下降,一方面,可以向外部投资者传递积极信号,客观评价企业财务风险,增强投资者信心,进而促进企业绩效提升。另一方面,可以帮助企业快速筹集所需资金,充分发挥财务杠杆作用,放大负债融资对企业经营管理的积极影响,从而促进企业扩大生产规模、优化资源配置,提高企业绩效(李科和徐龙炳,2011)^[24]。

基于以上分析,本研究认为,银行数字科技的运用有助于缓解银企之间的信息不对称,纾解贷款企业融资约束,进而促进企业提升绩效。因此提出假设 H2 和假设 H3。

H2:银行数字化转型能够提升贷款企业经营绩效。

H3:银行数字化转型通过降低企业融资约束,对贷款企业经营绩效产生正向影响。

三、研究设计

(一)模型设定

构建如下回归模型考察银行数字化转型对企业绩效的影响:

$$perf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 cfin_{i,t-1} + \alpha_2 controls_{it} + com_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示上市企业, t 表示年份; $perf_{it}$ 表示企业绩效,采用每股收益(eps_{it})和资产收益率(roa_{it})衡量; $cfin_{i,t-1}$ 表示企业贷款银行的数字化发展指数,采用每家企业对应贷款银行的数字化指数进行加权平均衡量,考虑到银行数字化转型对企业绩效的影响需要一定时间,因此将核心解释变量滞后一期处理,这样同时也能够减轻变量之间的反向因果问题; $controls_{it}$ 代表控制变量,包括各种可能影响企业经营绩效的变量; com_i 和 $year_t$ 分别代表个体固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

为检验融资约束的中介效应,借鉴温忠麟等(2004)提出的中介效应检验思想,构建如下模型进行分析:

$$fc_{it} = \beta_0 + \beta_1 cfin_{i,t-1} + \beta_2 controls_{it} + com_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$perf_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 cfin_{i,t-1} + \gamma_2 fc_{it} + \gamma_3 controls_{it} + com_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)中, fc_{it} 表示企业的融资约束,中介效应的检验程序主要包括以下三个步骤:首先,银行数字化转

型能够显著影响企业经营绩效,即模型(1)中系数 α_1 达到显著性水平。其次,银行数字化转型对中介变量融资约束具有显著影响效应,即模型(2)中系数 β_1 达到显著性水平。最后,将被解释变量企业经营绩效、核心解释变量银行数字化程度和中介变量企业融资约束同时纳入回归方程(3),在系数 γ_2 显著的前提下,若系数 γ_1 不显著,则融资约束发挥完全中介效应;若系数 γ_1 显著,则融资约束发挥部分中介效应。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

选取每股收益(*eps*)和资产收益率(*roa*)两个财务指标评估上市公司的绩效。每股收益和资产收益率都是非常重要的会计盈利指标,每股收益可以反映公司股票的投资价值,重在体现每股为投资者带来的收益水平,能够代表公司的市场绩效;资产收益率体现了企业每单位资产获取净利润的能力,是业界用于衡量企业盈利能力最广泛的指标之一,能够代表公司的财务绩效。

2. 核心解释变量

关于数字化发展水平的度量,现有文献主要采用郭峰等(2020)^[25]编制的北京大学数字普惠金融指数作为代理变量,然而该指标选取的合理性有待商榷。一方面,数字普惠金融指数主要强调的是数字金融的普惠水平,数字技术仅作为其中的一个维度,并且数字技术并不能涵盖银行数字化转型中涉及的绝大部分技术。另一方面,数字普惠金融指数的数据基础为蚂蚁金服交易账户的底层数据,无法刻画商业银行数字化发展的全貌。

本研究聚焦商业银行数字化转型程度,借鉴沈悦和郭品(2015)^[26]、张金清等(2022)^[27]的方法,通过网络爬虫及文本挖掘技术,构建与上市企业有借贷关系的商业银行数字化发展指数。具体指标构建步骤如下:其一,构建数字科技关键词词库。参考中国人民银行《金融科技发展指标》(JR/T 0201-2020)、中国信息通信研究院《中国金融科技生态白皮书(2022年)》及其他相关文献,分别从人工智能、分布式技术、云技术、数据应用和物联网五个维度共选取29个技术关键词^①构成词库。其二,爬取各家银行各年度含有科技关键词的新闻数量。将银行名称与各技术关键词进行搭配,在百度搜索引擎中分年份对“各银行+技术关键词”(例如:“中国银行+区块链”)进行搜索,通过网络爬虫技术爬取各银行包含上述关键词的新闻数量,并将新闻数量进行对数变换,以度量各家银行2008—2020年各年度对五类数字技术的运用程度。其三,合成各家银行数字化发展指数。使用变异系数法为各关键词和维度确定权重,基于欧式距离测算方法,得到各家银行的年度数字化发展指数。其四,计算各上市企业对应的银行数字化发展指数。以企业在各家银行的贷款金额占总贷款额的比重为权重,将每家企业对应贷款银行的数字化指数进行加权计算,形成上市企业的银行数字化发展指数(*cfin*),作为核心解释变量。

3. 中介变量

对于衡量企业融资约束的指标,现有文献主要采用KZ指数、WW指数和SA指数衡量。KZ指数由Kaplan和Zingales(1997)提出,根据企业经营性净现金流、现金股利、现金持有、资产负债率和Tobin's Q等财务指标构建,得到学界的广泛认可(魏志华等,2014)^[28]。WW指数通过欧拉投资等式估计得出,较适用于发达国家的资本市场,而中国资本市场发展尚不成熟,该指数的有效性和适用性还有待考量。SA指数仅由企业规模和成立年限计算得出,可能无法有效度量企业融资约束程度(Halock and Pierce, 2010)^[29]。因此,选用KZ指数衡量贷款企业融资约束(*fc*)。

4. 控制变量

为了尽可能解决遗漏变量偏误,选取与企业经营绩效相关的各类指标作为控制变量。主要涵盖

^①数字化转型关键词情况:人工智能维度,包含人工智能、生物识别、指纹识别、虹膜识别、人脸识别及语音识别;分布式技术维度,包含区块链、联盟链、测试链、互联链、智能合约及智能投顾;云技术维度,包含云计算、云架构、云服务、云金融、云平台及征信;数据应用维度,包含大数据、数据层、数据集、数据流、门户聚合及用户画像;物联网维度,包含物联网、移动、线上、互联网及电子商务。

企业层面和宏观经济层面两个维度的控制变量,具体为:企业规模(*size*),为总资产的自然对数;财务杠杆(*lev*),即资产负债率,为总负债与上期总资产的比值;经营性现金流(*cash*),为企业经营活动产生的现金流量净额与上期总资产的比值;企业年龄(*age*),为当前年份与企业成立年份之差的自然对数;固定资产占比(*gzb*),为固定资产与总资产的比值;地区经济发展水平(*gdp*),为企业所在省(自治区、直辖市,下文称省份)的人均国内生产总值;所在地区银行业竞争程度(*hhi*),为企业所在省份的银行业赫芬达尔指数。

各变量的主要含义及基本统计特征如表 1 所示。

表 1 主要变量的定义及基本统计特征

变量类型	变量名称	符号	变量说明	平均值	标准差	观测值
被解释变量	每股收益	<i>eps</i>	当期净利润/普通股流通股总数	0.253	0.677	6580
	资产收益率	<i>roa</i>	净利润/总资产余额	0.021	0.094	6580
核心解释变量	银行数字化发展指数	<i>cfm</i>	运用网络爬虫技术构建,加权平均到企业层面	0.483	0.237	6580
中介变量	融资约束	<i>fc</i>	KZ 指数	0.915	2.043	6580
控制变量	企业规模	<i>size</i>	Ln(总资产)	22.269	1.134	6580
	财务杠杆	<i>lev</i>	总负债/上期总资产	0.585	0.495	6580
	经营性现金流	<i>cash</i>	经营活动现金流/上期总资产	0.043	0.106	6580
	企业年龄	<i>age</i>	Ln(当前年份 - 成立年份)	2.828	0.364	6580
	固定资产占比	<i>gzb</i>	固定资产/总资产	0.206	0.153	6580
	经济发展水平	<i>gdp</i>	所在省份人均国内生产总值	7.116	2.875	6580
	银行业竞争度	<i>hhi</i>	所在省份银行业赫芬达尔指数	0.171	0.048	6580

(三)数据来源

鉴于银行数字科技的研发及应用于 2008 年之后快速增加(Cheng and Qu, 2020)^[30],因此选取 2008 年作为观测期起点,研究样本为 2008—2020 年中国上市企业面板数据。为了将银行与企业之间的对应关系搭建起来,使用上市企业向各银行的贷款数据对二者进行匹配,该数据来源于 CSMAR 中上市公司贷款数据库,从中可整理得到 2008—2020 年间 A 股上市企业向各银行的逐笔贷款信息共 131981 条记录,删除外资银行、非银行类金融机构等贷款记录,并进一步剔除贷款银行名称缺失或表述不明、贷款金额缺失的数据,将贷款银行名称统一规范,最终获得中国商业银行向上市公司贷款的 92775 条有效信息。首先,将全部贷款信息统一调整为以上市企业为主线,以各年份与之发生借贷关系的商业银行为辅线的多维数据集。其次,将该数据与各银行每年的数字化转型指数进行逐年匹配,形成“贷款企业 - 年份 - 商业银行 - 数字化转型指数”的数据集。最后,根据贷款金额占比的权重计算上市企业对应贷款银行的平均数字化转型指标。企业的年度财务数据来源于 CSMAR 和 Wind 数据库,银行数字化发展指数通过百度搜索引擎运用网络爬虫技术获取。遵循已有研究惯例,将所得数据进行如下处理:其一,剔除金融类企业。其二,剔除 ST 或 *ST 企业。其三,剔除上市不满一年、已经退市或被暂停上市的企业。其四,剔除外资企业。将上市企业与对应贷款银行的数字化发展指数进行匹配,最终得到样本观测值 6580 个,共 1352 家企业。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

模型(1)检验了银行数字化转型对贷款企业绩效影响的总效应。对相关数据进行方差膨胀因子(VIF)检验,由于VIF值均小于5,因此排除变量之间存在多重共线性问题。鉴于豪斯曼检验(Hausman Test)均在1%的水平拒绝随机效应模型,所以采用双向固定效应模型,同时控制个体效应和时间效应。表2中(1)-(2)列汇报了银行数字化转型对企业绩效的回归结果。结果显示,银行数字化发展对企业每股收益和资产收益率的回归系数均在1%的水平下显著为正,表明银行数字化转型有助于提高上市企业的绩效水平,验证了本研究提出的假设H2。

从控制变量的回归结果看,企业规模和经营性现金流与企业绩效均显著正相关,而企业年龄和固定资产占比的增加则会对企业绩效产生显著负向影响,这与已有研究结论一致(董艳和刘佩忠,2021)^[31]。模型尚不能有效解释企业杠杆率和宏观经济环境对企业绩效的影响。鉴于本研究主要关注的是银行数字化转型与企业绩效之间的关系,因此有关控制变量的回归结果不再赘述。

表2 基准模型与中介效应模型回归结果

	基准模型		中介效应模型		
	<i>eps</i>	<i>roa</i>	<i>fc</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>cfin</i>	0.142*** (2.673)	0.025*** (2.976)	-0.216** (-2.025)	0.125** (2.414)	0.021*** (2.636)
<i>fc</i>				-0.124*** (-14.320)	-0.018*** (-11.877)
<i>size</i>	0.175*** (4.998)	0.023*** (3.728)	-0.180** (-2.399)	0.169*** (4.940)	0.023*** (3.840)
<i>age</i>	-0.316*** (-2.655)	-0.038** (-2.507)	1.024*** (3.712)	-0.165 (-1.443)	-0.013 (-0.953)
<i>gzb</i>	-0.899*** (-5.833)	-0.112*** (-4.889)	3.344*** (9.659)	-0.492*** (-2.991)	-0.054** (-2.391)
<i>cash</i>	0.666*** (4.278)	0.085*** (3.959)	-8.049*** (-5.788)	-0.310** (-2.544)	-0.054** (-2.168)
<i>lev</i>	0.000 (0.003)	-0.005 (-1.399)	-0.200 (-1.060)	-0.022 (-0.905)	-0.008*** (-2.639)
<i>gdp</i>	-0.016 (-0.976)	0.001 (0.262)	0.022 (0.780)	-0.020 (-1.318)	-0.001 (-0.288)
<i>hhi</i>	-0.615 (-0.461)	-0.095 (-0.500)	7.708** (2.396)	0.186 (0.139)	0.007 (0.040)
<i>com</i>	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes

表 2(续)

	基准模型		中介效应模型		
	<i>eps</i>	<i>roa</i>	<i>fc</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	-2.435*** (-2.779)	-0.370** (-2.425)	0.426 (0.232)	-2.749*** (-3.252)	-0.436*** (-2.948)
N	6580	6580	6403	6403	6403
adjust R ²	0.402	0.283	0.678	0.449	0.343
within R ²	0.042	0.030	0.314	0.115	0.097
Hausman test	313.240***	264.911***	518.173***	157.744***	117.485***
Sobel test				0.004	0.004
P-value				0.004	0.004
indirect/total				0.312	0.265

注:**、*** 分别表示在 5%、1% 的统计水平下显著;括号内数值为 t 值;Hausman 的汇报结果为豪斯曼检验的卡方统计值。

(二) 中介效应检验结果

商业银行践行数字化转型,能够通过缓解银企之间信息不对称,帮助企业降低融资约束,从而对企业绩效产生正向影响。为了厘清银行数字化转型影响企业绩效的作用机制,引入融资约束,依据中介效应检验程序,通过逐步回归法识别企业融资约束的中介效应。首先,使用双向固定效应估计模型(2),检验核心解释变量对中介变量的影响,表 2 中(3)列汇报了回归结果。结果显示,银行数字化程度对企业融资约束的回归系数在 5% 的水平下显著为负,说明银行数字化转型显著降低了企业的融资约束,为帮助企业解决“融资难、融资贵”问题提供了可能路径,验证了本研究提出的假设 H1。其次,在模型(1)的基础上引入中介变量,构建模型(3),检验银行数字化和企业融资约束对企业绩效的影响。表 2 中(4) - (5)列分别展示了被解释变量为市场绩效和财务绩效的回归结果。由结果可知,融资约束对每股收益和资产收益率的回归系数均在 1% 水平下显著为负,说明企业融资约束程度的提高会显著缩减其市场绩效和财务绩效,对企业成长和发展造成负向影响。与此同时,在控制融资约束之后,银行数字化与企业绩效仍显著正相关,并且回归系数均低于基准模型中的系数,表明银行数字化转型通过降低企业融资约束影响企业绩效的间接传导途径确实存在。最后,为了精准判断融资约束的中介效应,进行 Sobel - Goodman 检验,检验统计量在 1% 的水平下显著,与逐步回归法的检验结论一致,进一步验证了本研究提出的假设 H3,即企业融资约束在银行数字化转型影响企业绩效的过程中,发挥了负向的部分中介作用。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

在上市企业的财务数据中,财务绩效反映了企业的盈利能力,衡量指标主要包含资产收益率、净资产收益率和投资回报率等;市场绩效与资本市场直接关联,反映了投资者对企业未来表现的预期,衡量指标包含市盈率、每股收益、托宾 Q 值等。因此,采用净资产收益率(*roe*)替换被解释变量中的资产收益率,采用市盈率(*pe*)替换每股收益,分别作为企业财务绩效和市场绩效的代理指标进行分析。表 3 中(1) - (2)列汇报了替换被解释变量之后的回归结果。结果表明,银行数字化转型对企业净资产收益率的回归系数在 1% 的水平下显著为正,对企业市盈率的影响在 10% 的水平下显著为正。证明银行数字化转型能够显著影响贷款企业的财务绩效和市场绩效,基准回归结果可靠。

表3 稳健性检验结果

	替换被解释变量		替换核心解释变量		调整样本时间跨度	
	<i>pe</i>	<i>roe</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cfin</i>	0.583* (1.822)	0.064*** (2.616)			0.122** (2.202)	0.024*** (2.641)
<i>cfintech</i>			0.118** (2.383)	0.019** (2.514)		
<i>controls/com/year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
C	7.457 (1.008)	-0.842* (-1.654)	-2.400*** (-2.741)	-0.363** (-2.384)	-2.299** (-2.014)	-0.423** (-2.045)
N	5494	6575	6580	6580	5758	5758

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平下显著；括号内数值为 t 值。

2. 替换核心解释变量

考虑到本研究是以贷款业务为桥梁建立银行与企业之间的对应关系,因此进一步将技术关键词聚焦于银行贷款的科技应用,暂不纳入支付清算、业务管理等与放贷无直接关联的功能词频。借鉴金洪飞等(2020)^[1]的研究,以数字科技在信贷和风控等方面的嵌入应用划定核心技术,选择大数据、区块链、人工智能、云计算和物联网五个关键词对银行数字化转型指数进行重新测度,形成新的企业层面的银行数字化发展指数(*cfintech*)。表3中(3)-(4)列汇报了替换核心解释变量之后的回归结果。结果显示,银行数字化对企业每股收益和资产收益率的回归系数均在5%的水平下显著为正,表明银行数字化转型能够对贷款企业的市场绩效和财务绩效产生有效的促进作用。可见,银行数字化指数的不同衡量方法并未改变回归结果,证明本研究结论稳健。

3. 调整样本时间跨度

2013年是互联网金融元年,这一年,“余额宝”应运而生并且发展迅速,中国人民银行年报对互联网金融开辟专栏并进行深入研究,因此,2013年可以被看作是商业银行开启数字化转型谋篇布局的第一年。本研究剔除2013年以前的数据样本,选用2013—2020年的数据进行回归。表3中(5)-(6)列汇报了调整样本时间跨度之后的回归结果。结果表明,银行数字化发展指数对企业财务绩效和市场绩效的正向影响分别在1%和5%的水平下显著,与前文的结论保持一致,进一步证明了本研究的结论稳健。

(四)内生性问题

为了缓解基准模型中可能存在的内生性问题,借鉴宋敏等(2021)^[32]和张金清等(2022)^[27]的研究思路,采用双重差分估计法进一步识别银行数字化转型与贷款企业绩效提升之间的因果关系。2017年,中国人民银行成立金融科技委员会,并印发了《中国金融业信息技术“十三五”发展规划》,明确提出要以前沿信息技术持续推动金融业创新发展,切实促进数字科技在金融业务中的融合应用,为金融机构借力新兴信息技术实现跨越式发展提供了重要思路。考虑到该政策由中国人民银行制定,对于商业银行而言可以看作是一个有利于推进其数字化转型进程的相对外生冲击,但由于不同商业银行在资产规模、战略布局和资源禀赋等方面存在较大差异,各商业银行对金融科技的吸收内化与应用能力亦会体现出不同,因此所受到的政策冲击也不尽相同,这为本研究构建双重差分模型验证前文研究结论的有效性创造了契机。

商业银行数字化转型的发展阶段和转型力度有所不同,为充分体现银行数字化发展指标的连续变化,将前文的核心解释变量作为连续型处理变量 *treat*,采用连续双重差分法进行估计。政策冲击的时间虚拟变量设定为 *post*,将2018年及之后的年份取值为1,之前则取值为0。平行趋势检验是保证

估计无偏性的关键环节,参考钱雪松和方胜(2017)^[33]的研究,采用 *treat* 与年份虚拟变量的交互项来验证政策颁布之前处理组与对照组的绩效水平是否存在显著差异。表 4 中(3) - (4)列汇报了平行趋势检验结果。结果显示,*treat* 与政策颁布之前年份虚拟变量的交互项系数均不显著异于 0,说明政策实施之前两组公司在绩效水平的发展趋势上并不存在显著差异,满足平行趋势假定;在与政策颁布之后年份虚拟变量的交互项系数中,从 2019 年开始在 1% 的水平下显著为正,表明政策效应存在 1 年的滞后期。表 4 中(1) - (2)列汇报了双重差分估计的回归结果,得到的结果与预期一致,*treat* 与 *post* 交互项的影响系数均为正,并且在 1% 的水平下显著,表明有利于银行数字化发展的政策推行能够对贷款企业绩效产生显著的正向影响。

表 4 双重差分估计结果

	双重差分估计		平行趋势检验	
	<i>eps</i>	<i>roa</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.203 *** (2.745)	0.034 *** (3.017)		
<i>treat</i> × <i>year2015</i>			0.079 (0.560)	0.004 (0.205)
<i>treat</i> × <i>year2016</i>			0.021 (0.175)	0.011 (0.620)
<i>treat</i> × <i>year2017</i>			-0.081 (-0.751)	-0.002 (-0.098)
<i>treat</i> × <i>year2018</i>			0.065 (0.733)	0.017 (1.286)
<i>treat</i> × <i>year2019</i>			0.246 *** (3.155)	0.041 *** (3.468)
<i>treat</i> × <i>year2020</i>			0.268 *** (3.393)	0.042 *** (3.490)
<i>controls</i> / <i>com</i> / <i>year</i>	yes	yes	yes	yes
C	-2.415 *** (-2.768)	-0.366 ** (-2.404)	-2.275 *** (-3.845)	-0.326 *** (-3.610)
N	6580	6580	6580	6580

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的统计水平下显著;括号内数值为 t 值。

五、进一步分析

(一) 企业层面异质性分析

1. 企业信息披露质量的异质性

上市企业合规的信息披露,有利于获得市场公众的认和支持,提升企业形象,吸引更多投资,从而促进企业绩效提升。银行数字化转型应用大数据、区块链等核心技术,高效获取企业各方面的信息,有助于提高企业的信息透明度,帮助银行准确判断贷款企业的信誉水平,最大限度降低不良贷款率。因此,利用金融科技挖掘充分、明确的信息,有利于银行更加全面地了解信息披露质量较差企业的相关情况,从而更大程度地缓解这部分企业的融资约束,提高其经营绩效。因此,企业信息披露质量可能会影响银行数字化转型对企业绩效的正向促进作用。

利用上市企业信息披露考评结果衡量贷款企业信息披露质量,生成信息披露质量虚拟变量(*pl*),

对考评结果为合格及以上的企业赋值为1,对考评结果为不合格的企业赋值为0。引入企业信息披露质量与银行数字化转型的交互项,构建如下模型:

$$perf_{it} = \delta_0 + \delta_1 cfin_{i,t-1} \times pl_{i,t} + \delta_2 cfin_{i,t-1} + \delta_3 pl_{i,t} + \delta_4 controls_{it} + com_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表5中(1)-(2)列报告了银行数字化转型对不同信息披露质量企业绩效水平的影响结果。结果表明,银行数字化发展和企业信息披露质量均能够正向影响企业绩效,但交互项 $cfin \times pl$ 的系数显著为负,说明企业信息披露质量与银行数字化转型在影响企业绩效过程中具有明显的替代关系,即对于信息披露质量较差的企业而言,银行数字化转型对企业绩效水平有更加明显的提升作用。

2. 企业产品市场竞争的异质性

根据竞争优势理论,优胜劣汰的市场竞争规则使企业更倾向于加速自我改进和提升的进程。市场竞争程度的适度增强有利于促进信息流动,各种经营数据的公开化和交易信息的透明化,能够促使贷款企业更好地得益于银行数字化发展带来的溢出效应,也进一步加强了银行应用信息技术缓解融资约束从而提高企业绩效的能力。因此,市场竞争程度可能影响银行数字化转型对企业绩效的提升作用。

现有文献主要采用两种方式衡量市场竞争程度:一种是用以衡量行业集中度的赫芬达尔指数;另一种则是用以衡量企业在行业中垄断地位的勒纳指数。借鉴李钧等(2020)^[34]的研究,采用勒纳指数(ler)衡量单个企业的产品市场竞争程度,同时也能够体现企业的市场势力。勒纳指数 = (营业收入 - 营业成本 - 销售费用 - 管理费用) / 营业收入,数值在0-1之间变动,指数越大,表明企业的市场势力越强,企业与同行业其他竞争对手的产品同质性越小,垄断力量越强,即市场竞争程度越低。

为进一步验证市场竞争在银行数字化转型与企业绩效之间的调节作用,引入上市企业的勒纳指数作为调节变量,构建如下模型:

$$perf_{it} = \theta_0 + \theta_1 cfin_{i,t-1} \times ler_{i,t} + \theta_2 cfin_{i,t-1} + \theta_3 ler_{i,t} + \theta_4 controls_{it} + com_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表5中(3)-(4)列报告了市场竞争对银行数字化转型与企业绩效之间关系的影响结果。结果显示,银行数字化发展指数与企业勒纳指数的影响系数均显著为正,说明银行数字化发展水平与贷款企业市场势力均能够显著提高企业的市场绩效和财务绩效;交互项 $cfin \times ler$ 的系数为负且在5%的水平下显著,说明企业的市场势力会负向调节银行数字化转型对企业绩效的提升作用,即市场竞争对银行数字化转型与企业绩效之间的影响关系具有显著的促进作用。由此可见,当企业市场势力较低或市场竞争程度较高时,银行数字化发展对企业绩效发挥的积极影响较为明显,但是随着市场竞争程度的降低,银行数字化转型的积极影响会逐渐减弱。

3. 企业股权性质的异质性

虽然目前商业银行对数字化技术的应用正在逐渐深化,但是由于数字化基础设施自建能力较弱,因此银行数字化转型尚处于初级阶段。银行对数字技术的应用更多地体现在个人零售业务中(Hassani et al., 2018)^[35],而对于与企业相关的对公业务,则会出于对规避风险的考虑而减少金融科技的应用。再加上民营企业一般而言规模较小,收益相对较低,并且无法提供规范的抵押担保,因此商业银行在短时间内还无法完全消除因为信息不对称所引发的“信贷审批歧视”,难以有效构建针对弱势群体的普惠金融市场。基于此,银行数字化转型对企业绩效的影响可能会因其股权性质不同而产生差异化表现。

为检验银行数字化发展对不同股权性质企业的影响效应,引入民营企业虚拟变量(poe),对民营企业赋值为1,其他样本赋值为0。构建如下模型:

$$perf_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 cfin_{i,t-1} \times poe_{i,t} + \varphi_2 cfin_{i,t-1} + \varphi_3 poe_{i,t} + \varphi_4 controls_{it} + com_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

表5中(5)-(6)列报告了银行数字化转型对不同股权性质企业绩效水平的回归结果。结果发现,银行数字化转型与民营企业虚拟变量的交互项系数在1%的水平下显著为负,说明对于民营上市企业而言,为其提供贷款的商业银行推行数字化转型暂不能显著提升企业经营绩效。就目前来看,银行数字化发展会使国有企业受益,但尚未惠及民营企业群体,侧面反映了银行数字化转型仍处于探索和开创阶段,尚未有效发挥全面促进普惠金融的作用。

表 5 企业层面异质性分析结果

	信息披露质量		市场竞争程度		企业股权性质	
	<i>eps</i>	<i>roe</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cfin</i>	1.254 *** (2.596)	0.156 * (1.859)	0.282 *** (3.309)	0.037 *** (2.966)	0.343 *** (3.885)	0.052 *** (4.803)
<i>cfin × pl</i>	-1.153 ** (-2.423)	-0.137 * (-1.657)				
<i>pl</i>	1.420 *** (5.262)	0.198 *** (4.475)				
<i>cfin × ler</i>			-1.545 ** (-2.474)	-0.180 ** (-2.168)		
<i>ler</i>			2.063 *** (5.094)	0.303 *** (4.921)		
<i>cfin × poe</i>					-0.310 *** (-3.130)	-0.042 *** (-3.168)
<i>poe</i>					0.338 *** (3.032)	0.044 *** (3.064)
<i>controls /com/year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
C	-4.457 *** (-4.405)	-0.677 *** (-4.344)	-1.605 * (-1.883)	-0.121 (-1.041)	-2.950 *** (-3.419)	-0.438 *** (-2.869)
N	4517	4517	6368	6368	6580	6580

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平下显著;括号内数值为 t 值。

(二) 区域层面异质性分析

从地域维度看,中国不同地区的经济发展水平差异较大,而银行数字化转型对贷款企业带来的积极影响却很大程度上与区域经济金融环境存在关联。一方面,以金融科技作为主要驱动力的数字化转型本质上属于金融创新,金融服务的供给又与所属区域的经济走势和市场需求息息相关,因此,企业能否真正受益于银行数字化创新,提高金融服务的可得性,进而促进绩效水平提升,还依赖于地区经济条件的支撑;另一方面,数字化转型创新了银行的业务模式和服务理念,为银行拓展客户提供了便利,但数字金融业务的不断升级也需要与当地客户的融资习惯和服务需求相匹配,这样才能够达到质效双升的目的。西部地区的经济发展水平相对落后,企业的融资习惯可能更偏好于民间借贷或从传统渠道向银行申贷,因此银行数字化转型对西部地区企业绩效的提升作用可能不大。

根据企业注册地所在省份,参照国家统计局对省级行政区的划分方式,将研究样本分为东、中、西三个区域子样本,回归结果如表 6 所示。结果表明,银行数字化转型对东部和中部地区企业绩效的促进效应显著,对西部地区企业的影响不显著。说明银行数字化转型对贷款企业的影响存在区域异质性,西部地区的企业受其所处区域经济发展环境的影响,暂时无法享受到银行数字化转型对其绩效水平提升带来的积极作用。

表6 区域层面异质性分析结果

	东部地区		中部地区		西部地区	
	<i>eps</i>	<i>roe</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>	<i>eps</i>	<i>roa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cfin</i>	0.114 [*] (1.734)	0.024 ^{**} (2.335)	0.252 ^{**} (2.145)	0.037 [*] (1.903)	0.069 (0.514)	0.009 (0.456)
<i>controls /com/year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
C	-3.155 ^{***} (-3.522)	-0.335 ^{**} (-2.234)	-6.815 ^{***} (-2.956)	-1.493 ^{**} (-2.388)	4.071 (1.267)	0.442 (1.496)
N	4409	4409	1189	1189	978	978

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平下显著；括号内数值为 t 值。

六、结论与建议

银行数字化转型为缓解银企之间的信息不对称,从而促进实体企业发展提供了重要的技术路径。本研究通过识别与银行数字化转型相关的技术关键词,与商业银行名称搭配形成词组,运用百度搜索引擎爬虫获取含有关键词组的新闻发布数,利用变异系数法和欧式距离法合成银行数字化发展指数。基于中国 2008—2020 年上市企业与商业银行数字化发展指数匹配的面板数据,采用双向固定效应模型,考察银行数字化转型对贷款企业经营绩效的影响及作用机理。得到如下结论:

第一,基准分析表明,银行数字化转型能够提高贷款企业的绩效水平,对企业市场绩效和财务绩效均会产生显著的正向影响。

第二,机制检验表明,银行数字化转型有利于缓解银企之间的信息不对称,通过纾解贷款企业融资约束推动企业绩效提升,企业融资约束在二者的影响关系中发挥部分中介作用。

第三,企业信息披露质量会负向影响银行数字化转型对贷款企业绩效的提升作用,市场竞争程度能够正向调节银行数字化转型,对推进贷款企业绩效提高产生积极影响,银行数字化发展水平的提升尚未起到促进民营企业经营绩效增长的作用,银行数字化对贷款企业绩效的影响存在区域异质性。

本研究结论具有一定现实意义,为通过金融供给侧改革推动实体经济发展提供了一些政策启示:

第一,商业银行应加快布局金融科技步伐,加强数字化基础设施建设,充分借力数字赋能作用,将各种新兴技术合理融入业务开发运营,坚持外部业务数字化与内部管理数字化的内外联动,为缓解企业融资约束,促进企业可持续发展,推进普惠金融深化提供路径支撑。

第二,进一步完善产品市场竞争机制,营造良好的市场竞争环境,充分发挥银行数字化转型对企业的溢出效应,优化信贷资源配置,助力实体经济高质量发展。

第三,坚持差异化转型定位,杜绝数字形式主义,不同资产规模、不同发展阶段的商业银行,应结合机构所在地经济情况、目标客户的人口分布、客户金融交易习惯以及信用特点等,选择具有自身特色的数字战略规划和实现路径。西部地区的商业银行在经济发展相对落后、客户数字素养薄弱的大环境下,应主动借力“东数西算”工程,抢抓数字化机遇,力争缩小区域间数字鸿沟。

第四,重视新兴数字技术与银行业务融合应用下的风险管理,在提升实体企业信贷投放效率的同时,加强银行数字化转型规范化监管,切实提升数据治理能力,完善数字风险监管体系,增强数据要素在风控和管理方面的作用,有效提高风险评估和管控能力,实现均衡长效发展。

参考文献:

- [1] 金洪飞,李弘基,刘音露.金融科技、银行风险与市场挤出效应[J].财经研究,2020,46(5):52-65.
- [2] 李学峰,杨盼盼.银行金融科技与流动性创造效率的关系研究[J].国际金融研究,2021,(6):66-75.

- [3] 徐晓萍,李弘基,戈盈凡. 金融科技应用能够促进银行信贷结构调整吗?——基于银行对外合作的准自然实验研究[J]. 财经研究,2021,47(6):92-107.
- [4] 李琴,裴平. 银行系统金融科技发展与商业银行经营效率——基于文本挖掘的实证检验[J]. 山西财经大学学报,2021,43(11):42-56.
- [5] 李建军,姜世超. 银行金融科技与普惠金融的商业可持续性——财务增进效应的微观证据[J]. 经济学(季刊),2021,(3):889-908.
- [6] 陆岷峰,王婷婷. 数字技术与小微金融:担保与风险转移模式创新研究——基于数字技术在商业银行小微金融风险中的应用[J]. 当代经济管理,2021,43(3):72-82.
- [7] 雷辉,金敏. 银行数字普惠金融、银行竞争与企业融资约束[J]. 财经理论与实践,2021,42(6):2-9.
- [8] 李俊青,寇海洁,吕洋. 银行金融科技、技术进步与银行业竞争[J]. 山西财经大学学报,2022,44(4):44-56.
- [9] 黄锐,赖晓冰,唐松. 金融科技如何影响企业融资约束?——动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J]. 国际金融研究,2020,(6):25-33.
- [10] 叶莉,王荣. 金融科技、银行业竞争与企业技术创新[J]. 现代经济探讨,2021,(6):49-57.
- [11] 杜尔功,吉猛,袁蓓. 我国中小银行以数字化转型促进高质量发展研究[J]. 西北大学学报:哲学社会科学版,2021,51(1):109-116.
- [12] 黄益平,邱晗. 大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界,2021,37(2):12-21,50,2,16.
- [13] 秦志华,林莹,吴畏,等. 软信息对于网络信贷的影响机理研究——基于中国农业银行数据网贷的探索性案例分析[J]. 管理评论,2018,30(11):275-288.
- [14] 刘音露,张平,徐晓萍. 征信活动、信息技术进步与信贷表现[J]. 国际金融研究,2019,(11):45-54.
- [15] Fuster A, Plosser M, Schnabl P, et al. The Role of Technology in Mortgage Lending[J]. The Review of Financial Studies, 2019,32(5):1854-1899.
- [16] Berg T, Burg V, Gombović A, et al. On the Rise of Fin Techs: Credit Scoring Using Digital Footprints[J]. The Review of Financial Studies, 2020,33(7):2845-2897.
- [17] 王勋,黄益平,苟琴,等. 数字技术如何改变金融机构:中国经验与国际启示[J]. 国际经济评论,2022,(1):70-85,6.
- [18] Gambacorta L, Huang Y, Qiu H, et al. How Do Machine Learning and Non-traditional Data Affect Credit Scoring? New Evidence from A Chinese Fintech Firm[R]. Basel: BIS Working Papers, 2019.
- [19] Frost J, Gambacorta L, Huang Y, et al. Big Tech and the Changing Structure of Financial Intermediation[J]. Economic Policy, 2019,(34):761-779.
- [20] Huang Y, Lin C, Sheng Z, et al. Fin Tech Credit and Service Quality [R]. HongKong: Working Paper of the University of HongKong, 2018.
- [21] 陆岷峰. 商业银行场景金融:内涵、特征及发展策略[J]. 南方金融,2021,(8):67-77.
- [22] 范亚辰,何广文,田雅群. 融资约束、融资政策与小额贷款公司双重绩效的实现[J]. 经济经纬,2018,35(5):129-135.
- [23] 于蔚,汪淼军,金祥荣. 政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J]. 经济研究,2012,47(9):125-139.
- [24] 李科,徐龙炳. 融资约束、债务能力与公司业绩[J]. 经济研究,2011,46(5):61-73.
- [25] 郭峰,王靖一,王芳,等. 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,(4):1401-1418.
- [26] 沈悦,郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究,2015,(3):160-175.
- [27] 张金清,李柯乐,张剑宇. 银行金融科技如何影响企业结构性去杠杆? [J]. 财经研究,2022,48(1):64-77.
- [28] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研

- 究,2014,(5):73-80,95.
- [29] Halock J H, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23: 1909-1940.
- [30] Cheng M Y, Qu Y. Does Bank Fin Tech Reduce Credit Risk? Evidence from China [J]. *Pacific - Basin Finance Journal*, 2020, 63(10): 1-24.
- [31] 董艳,刘佩忠. 国有注资对民营企业绩效的影响——基于中国工业企业研究[J]. *经济学(季刊)*, 2021,(6):1925-1948.
- [32] 宋敏,周鹏,司海涛. 金融科技与企业全要素生产率:“赋能”和信贷配给的视角[J]. *中国工业经济*, 2021,(4):138-155.
- [33] 钱雪松,方胜. 担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. *经济研究*, 2017, 52(5):146-160.
- [34] 李钧,柳志娣,王振源. 管理层能力对企业创新绩效的影响研究——产权性质与产品市场竞争的调节作用[J]. *华东经济管理*, 2020, 34(6):47-55.
- [35] Hassani H, Huang X, Silva E. Digitalisation and Big Data Mining in Banking [J]. *Big Data and Cognitive Computing*, 2018, (3):18.

责任编辑、校对:陆为群

Digital Transformation of Banks, Financing Constraints and the Performance of Loan Enterprise

JIA Ya - ru^a, CHEN Yu - quan^{a, b}, GUO Pei^a

(*a. School of Economics and Management; b. Institute of Global Food Economics and Policy, China Agricultural University, Beijing 100083, China*)

Abstract: At present, a new round of technological revolution and industrial change is reshaping the entire financial system, and digital technology has become a new driving force for the transformation and development of the banking industry. This paper selects the annual matching data of China's listed companies and the digital transformation index of commercial banks from 2008 to 2020, then investigates the mechanism and impact of the digital transformation of banks on the performance of loan companies. The study finds that the digital transformation of banks can significantly improve the performance level of enterprises; easing financing constraints is an important mechanism for bank digitization to affect the performance of loan companies. Further analysis shows that the impact of bank digitization on the performance of loan companies will produce differentiated performances due to the differences in the quality of corporate information disclosure, the degree of market competition, the nature of corporate equity and the different regions. This paper not only understands the path of the influence of bank digitalization on the performance of loan companies from a new perspective, but also provides a useful reference for the government to better promote the digital transformation of the banking industry and ease corporate financing constraints.

Key words: Digital Transformation of Banks; Financing Constraints; Enterprise Performance