

数字金融对企业技术创新的影响

——基于370家数字创意产业上市公司的证据

熊正德, 黎秋芳

(湖南大学 工商管理学院, 湖南 长沙 410082)

摘要: 选取2015—2020年数字创意产业的上市企业数据, 就数字金融对企业技术创新的影响进行实证分析。研究发现: 数字金融对企业技术创新有显著的“激励效应”; 数字金融通过缓解金融错配促进企业技术创新, 即“数字金融-金融错配缓解-企业技术创新”的传导渠道有效; 完善的制度环境会加剧数字金融对企业技术创新的激励作用。相对于国有企业, 数字金融对非国有企业创新的促进作用更加明显, 表明数字金融有助于缓解传统金融供给带来的“属性锚定”问题。

关键词: 数字创意产业; 数字金融; 技术创新; 金融错配; 制度环境

中图分类号: F832.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2022)03-0080-10

Impact of digital finance on enterprise technological innovation: Evidence based on 370 listed companies in the digital creative industry

XIONG Zhengde, LI Qiufang

(School of Business Administration, Hunan University, Changsha 410082, China)

Abstract: Selecting the data of listed companies in the digital creative industry from 2015 to 2020, this paper empirically examines the impact of digital finance on enterprise technological innovation. The results show that digital finance has a significant “incentive effect” on corporate technological innovation. Digital finance promotes technological innovation of enterprises by alleviating financial mismatch, namely, the transmission channel of “digital finance-financial mismatch mitigation-enterprise technological innovation” is effective. A sound institutional environment will intensify the incentive effect of digital finance on technological innovation of enterprises. Compared with state-owned enterprises, digital finance promotes the innovation of non-state-owned enterprises much more effectively, indicating that digital finance is conducive to alleviating the “attribute anchoring” issues of traditional financial supply.

Keywords: Digital Creative Industry; Digital Finance; Technological Innovation; Financial Mismatch; Institutional Environment

一、问题的提出

习近平总书记指出, “我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 需要跨越一些常规性和非常规性关口”^[1], 而技术创新是实现经济高质量发展的坚实保障^[2]。当前, 我国经济正处在依靠要素驱动向创新驱动的新增长模式转型的攻坚期, 能

否顺利实施创新驱动战略, 关键在于能否切实激发微观主体的潜在创新驱动力。长期以来, 我国创新资源储备不足、自主创新能力相对薄弱, 特别是在企业技术创新产出方面存在“量大质低”“策略性迎合”等特征, 在全球技术链中处于“低端锁定”的困境^[3,4]。企业创新项目所需资金较多, 过程不可逆, 产出不确定性高, 受到调整成本和融资成本的“双高”约束, 因此稳定充足的金融资源是数字创意企业实现持续创新的重要保障^[5-7]。数字金融是高端数字技术渗透金融业而形成的区别于传统金融的一种新金融模式, 为破解传统普惠金融难题、打

收稿日期: 2022-04-01

基金项目: 国家社科基金重点项目(21AJY016); 湖南省社会科学成果评审委员会课题重大项目(XSP21ZDA010)

作者简介: 熊正德(1967—), 湖南湘潭人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为战略性新兴产业金融与创新。

通中小微企业金融服务“最后一公里”带来了新机遇。那么,作为对传统金融的“创新性颠覆”,数字金融能否利用渠道、数据和处理能力的优势加快实现专利创造由多向优、由大到强的转变来激励企业技术创新,是一个值得探究的现实问题。

虽然数字金融发展时间较短,但数字金融如何赋能实体经济创新发展已引起国内外学者的关注。Chowdhury 和 Maung 从降低搜寻成本的角度阐述了金融市场的发展能够降低信息搜寻成本,从而促进创新研发^[8]。莫冬燕和赵敏基于上市公司投资行为视角,分析发现数字金融可通过降低企业债务融资成本来促进其研发^[9]。谢雪燕和朱晓阳检验了数字金融对新三板上市企业创新的驱动效应和作用机理,发现缓解企业资源错配、提高企业盈利水平的创新效应是数字金融增强中小企业技术创新质效的主要渠道^[10]。谢婷婷、黄新春等对比了传统金融对创新的影响,发现数字金融通过缓解企业融资约束,改善企业创新融资环境,能够更有针对性地支持中小企业的技术创新活动^[11,12]。

目前,学界对数字金融与金融错配之间的关系也进行了一系列的研究。徐章星等发现数字金融通过降低企业信贷错配程度扩大了劳动就业规模^[13]。万佳彧等认为数字金融通过扩大金融服务和产品的覆盖面来有效纠正信贷扭曲程度,从而缓解融资约束;数字金融的信息抓取能力也能为交易双方提供更多的融资决策信息,从而实现信息的透明化^[14]。王道平和刘琳琳发现数字金融正向促进企业全要素生产率,同时数字金融能通过缓解企业的融资约束有效改善传统金融中存在的“金融歧视”问题^[15]。田杰等发现数字金融通过提升金融市场效率来改善资本错配,通过创新创业来改善劳动力错配,提高了整体资源配置效率^[16]。马芬芬和王满仓借助数字普惠金融指数,研究发现数字金融能显著改善信贷扭曲程度,缓解信贷市场中所有制和规模的双重歧视,且这种缓解效应与该地区的金融市场化程度相关^[17]。

文献梳理表明,虽然已有研究注意到数字金融分别能缓解金融错配、促进企业技术创新,但未将三者纳入同一分析框架且对数字金融如何影响技术创新的机理众说纷纭,尚未形成完整的解释逻辑。数字创意产业是带动数字经济发展的“火车头”,

是助推经济高质量发展的“优选项”。为此,笔者拟聚焦微观数字创意企业层面,基于 2015—2020 年 370 家数字创意产业上市公司的数据构建双向固定效应模型,对数字金融的企业创新激励效应和作用机制进行分析。

二、理论分析与研究假设

1. 数字金融对企业技术创新的影响

传统金融部门在企业生产过程中暴露出的结构性错配问题严重制约了企业创新活动的开展^[3],亟需创新性的金融模式加以解决。数字金融作为金融行业与数字技术深度融合而形成的一种新金融模式^[18],是对传统金融模式的“创新性颠覆”,在重塑传统金融体系、创新信用定价模式、激励企业创新等方面发挥了重要作用^[19]。首先,数字创意产业作为高创意价值和高技术性的战略性新兴产业,多以投资创新活动为主,所需资金规模大、投资周期长且产出不确定性高,数字金融能打破时空和成本等的限制,企业只需通过电脑、智能手机等电子设备即可获得金融产品和服务^[20],通过诸如智能投顾、供应链金融、消费金融等更便利的渠道进行金融交易,极大地满足了企业的金融需求^[21],有效提升了金融资源配置效率,为企业技术创新活动提供坚实的保障。其次,数字金融可借助互联网技术建立风险规避机制和风险控制系统,依靠技术优势迅速收集和处理海量数据,实时跟踪企业的经营活动,通过构建第三方征信体系,给出可靠的企业信用评级^[22],降低了借贷双方的风险^[19],从根本上缓解交易主体间信息不对称问题^[23],进而更好地发挥数字金融的创新激励效应。因此,提出如下假设:

H₁: 数字金融对企业技术创新具有促进作用

2. 数字金融、金融错配缓解与企业技术创新

传统金融体系发展中存在的金融错配问题,与企业缺乏创新资源、产出效率低下密切相关^[16,24]。一方面,金融错配的存在使企业能通过非生产性活动获得超额利润,企业利用创新提高生产经营效率的动机将会减弱^[24],原本用于创新活动的资源会被挤占,进一步抑制技术创新。另一方面,对以文化创意为核心、数字技术为竞争力且大都是中小初创型的数字创意企业而言,创新研发的不确定性、抵押品价值低、财务信息不透明等因素致使其难以获

得研发资金,其面临的金融错配程度远高于其他企业^[5,6,16],进一步制约企业的外源融资行为,从而阻碍企业创新活动的开展。数字金融作为一种利用数字技术赋能传统金融发展的新金融模式,其借助场景、服务、不限空间和时间等的优势,能打破传统金融机构依赖金融基础设施和地理空间的限制,将金融服务触达到更多的长尾群体^[25],有助于缓解因信息不对称产生的高成本和拒绝放贷问题^[24],进一步提升金融服务的覆盖率和普及率^[15],缩减寻租空间,拓宽企业融资渠道,缓解企业金融错配,激发企业创新活力。可见,数字金融将通过缓解金融错配程度进而激发企业技术创新潜力。因此,提出如下假设:

H₂: 数字金融通过缓解金融错配促进企业技术创新

3. 制度环境的调节作用

地区间制度环境的差异,会使数字金融发展对企业创新呈现不同程度的支持作用^[26]。首先,在制度环境较为完善的地区,发达的金融市场为数字金融的发展提供了良好的市场环境^[27],较为丰富的金融资源也有利于数字金融的发展,有助于发挥数字金融的技术优势,最大化缓解企业融资约束,这在一定程度上也提高了企业获得外部信贷资金的可能性^[28],为企业创新提供机会。知识产权保护作为制度环境的一部分,相对完善的专利保护制度能为数字金融发展助推技术创新提供更充足的动力^[29]。其次,在外部制度环境质量较差的地区,一方面,市场化发展程度低、金融资源配置效率低、知识产权保护体系不健全等都会影响数字金融的良好发展,造成企业的融资需求难以满足,提高了契约的违约风险及市场交易成本,导致企业信贷不可得。另一方面,技术发明存在非竞争性和非排他性,在知识产权保护制度不完善的环境下进行的技术创新,其创新成果容易被复制和传播,削弱了企业创新的积极性^[2]。在强有力的法律体系下,数字金融用科学的手段帮助金融机构更好地评估研发不确定性带来的收益风险,使其更愿意给企业提供融资机会^[30]。因此,完善的制度环境增强了数字金融对企业技术创新的激励作用。因此,提出如下假设:

H₃: 制度环境对数字金融与企业技术创新的关系有正向调节作用

4. 产权异质性分析

我国特殊的制度背景和金融市场环境使得企业的“所有制”结构在金融资源配置中扮演着重要角色。一方面,在以银行为主导的信贷市场中存在所有制和规模的双重歧视^[31],并遵从“政治性主从次序”的原则,给予国有企业更多照顾,使金融资源更多地流向具有政府隐形担保的国有部门和政策扶持地区^[5,19]。非国有企业由于缺乏政府背景且多为小型初创企业,内部持有资金难以长期支持研发需求,加之市场中的金融排斥,往往因规模较小、抵押品价值低、财务信息离散等被排除在银行信贷之外^[5,32],外源融资受阻,致使其面临着更强的金融约束。另一方面,非国有企业的财务信息披露程度不高,与传统金融机构的往来更是贫乏,致使信贷机构难以通过交易数据评估企业的信用情况,导致企业存在严重的信息不对称问题^[33],加大了企业的外部融资成本。数字金融的出现改变了传统金融机构通过单一渠道收集客户信用数据的现状,能实时跟踪企业经营活动,金融机构无须直接接触就可获得企业征信数据,对企业进行风险评估,给出可靠的信用评价,从而提高资金的安全性^[34]。同时,数字金融的显著特点就是灵活度高、体量小、包容性强,正好与非国有企业创新融资需求快、频率高、持续性等特征更为契合,更利于缓解其创新融资约束^[33,35]。因此,提出如下假设:

H₄: 数字金融对企业技术创新的影响存在异质性特征

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本研究依据《战略性新兴产业分类(2018)》对数字创意产业的分类^①,通过比对主营业务筛选出2015—2020年沪深A股上市的数字创意企业样本,并按照以下步骤对初始样本进行筛选:剔除新三板、ST、*ST公司;剔除2015—2020年发生重大业务变动的企业;剔除资产负债率大于1的企业;剔除各类指标异常、缺失的样本。为避免极端值的影响,对所有连续变量进行Winsorize处理。最终得到370家数字创意企业,2220个观测样本。其中,数字金融指标数据来源于北京大学数字金融研究中心公布的《数字普惠金融指数》(第三期 2011—

2020 年),企业相关财务数据来自 CSMAR 数据库,专利数据来自 iFind 和 RESSET 数据库,城市层面相关数据来自国家统计局。数据处理主要借助 Excel 2019 和 Stata16.0 软件。

2. 变量选取

(1)被解释变量。选取企业技术创新水平(*Inv*)作为被解释变量。参考唐松、赵晓鸽等^[3,24]的做法,用企业专利申请总数加 1 后的自然对数度量企业技术创新水平。

(2)解释变量。数字金融发展(*DIF*)为解释

变量。参考赵晓鸽、李宇坤等^[24,36]的做法,采用北京大学数字金融研究中心公布的,由郭峰等^[37]编制的 2011—2020 年数字普惠金融指数^②来衡量数字金融指标,包括数字金融覆盖广度(*COV*)、使用深度(*DEP*)和数字化程度(*DIG*)三个维度,刻画了我国不同地区数字普惠金融发展的差异^[18,37]。目前,截至 2022 年,该指数共包含三期数据,为不同时期的研究提供数据支持。数字普惠金融指数及各级指标的构建体系如表 1 所示。

表 1 数字普惠金融指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	
覆盖广度	账户覆盖率	每万人拥有支付宝账号数量	
		支付宝绑卡用户比例	
		平均每个支付宝账号绑定银行卡数	
使用深度	支付业务	人均支付笔数	
		人均支付金额	
		高频度(年活跃 50 次及以上)活跃用户数占年活跃 1 次及以上比	
	货币基金业务	人均购买余额宝笔数	
		人均购买余额宝金额	
		每万支付宝用户购买余额宝的人数	
	信贷业务 个人消费贷	人均贷款笔数	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数
			人均贷款金额
			人均贷款金额
		人均贷款金额	每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数
			小微经营者户均贷款笔数
			小微经营者平均贷款金额
保险业务	人均保险笔数	每万支付宝用户中被保险用户数	
		人均保险金额	
		人均投资笔数	
投资业务	人均投资金额	每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数	
		人均投资笔数	
		人均投资金额	
数字化程度	移动化	自然人信用人均调用次数	
		每万人支付宝用户中使用基于信用的服务用户数(包括金融、住宿、出行、社交等)	
		移动支付笔数占比	
	实惠化	移动支付金额占比	
		小微经营者平均贷款利率	
		个人平均贷款利率	
	信用化	花呗支付笔数占比	
		花呗支付金额占比	
		芝麻信用免押笔数占比(较全部需要押金情形)	
便利化	芝麻信用免押金额占比(较全部需要押金情形)		
	用户二维码支付的笔数占比		
	用户二维码支付的金额占比		

资料来源:北京大学数字金融研究中心,北京大学数字普惠金融指数(2011—2020 年)

(3)中介变量。将金融错配(*FM*)设定为中介变量。参考刘斌斌和左勇华的做法^[38],通过以下

计算公式来测算企业的金融错配程度大小:

$$\frac{RZ_t}{A_t} = \left(\frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} - \frac{ROE_{t-1}}{1 - ROE_{t-1}} \right) (1 + \vartheta) \quad (1)$$

其中, $\frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} - \frac{ROE_{t-1}}{1 - ROE_{t-1}}$ 表示为企业的外部融资需求大小, A 是企业总资产, ROE 是企业的净资产收益率, RZ 指代企业外部债务与股权融资的总和, RZ/A 是企业的外部融资率水平。其中, 将测算出的 ϑ 的绝对值定义为企业面临的金融错配程度 (FM)。当 $\vartheta = 0$ 时, $FM = 0$, 此时说明外部融资率水平等于企业的外部融资需求, 企业的融资需求得到满足, 金融资源配置高效, 企业间不存在金融错配现象。当 $\vartheta \neq 0$ 时, $FM \neq 0$, 说明金融资源与企业需求不匹配, 金融资源配置低效, 出现金融错配现象。进一步地, 当 ϑ 的绝对值较大时, 企业面临较大的金融错配问题; 反之, 企业所面临的金融错配程度较低。

(4) 调节变量。采用王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》中披露的“市场化指数”来衡量制度环境 ($Index$) [39]。该报告中只公布了 2008—2016 年的数据, 为防止数据缺失影响研究结果, 参照俞红海、马连福和郑万腾等 [40-42] 的研究, 采用历年市场化指数的平均增速予以测算补充。

(5) 控制变量。选取企业规模 ($LnSize$)、资产负债率 (Deb)、管理费用率 ($Admin$)、固定资产比率 (Fix)、总资产报酬率 (Roa)、经济发展水平 ($Regdp$) 等指标作为控制变量。

3. 模型设定

(1) 面板回归基准模型。为检验数字金融对企业技术创新的影响, 构建基准回归模型:

$$Inv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{j,t} + \alpha Controls_{i,j,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中, i 表示企业, j 表示省份, t 表示年份, α_i ($i=0, 1, 2, 3$) 为回归系数, $Inv_{i,t}$ 为被解释变量, $DIF_{j,t}$ 为核心解释变量, $Controls_{i,j,t}$ 表示企业和城市层面的控制变量。 μ_i 为个体固定效应项, ϑ_t 为时间固定效应项, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机误差项。此外, 使用省份聚类效应来修正标准误。

(2) 中介作用检验模型。为考察金融错配在数字金融与企业技术创新的关系中是否承担着中介作用, 构建中介作用检验模型。中介作用检验模型主要由模型 (2)、模型 (3) 和模型 (4) 构成。模型 (2) 即为基准模型, 主要检验数字金融与企业技术创新的关系; 模型 (3) 主要检验数字金融与金融

错配的关系; 在模型 (2) 基础上引入金融错配变量构建模型 (4), 将数字金融、金融错配与企业技术创新纳入同一回归方程。中介作用检验模型为:

$$FM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{j,t} + \beta Controls_{i,j,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

$$Inv_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DIF_{j,t} + \gamma_2 FM_{i,t} + \gamma Controls_{i,j,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

中介作用存在及其大小应满足如下条件: α_1 应显著; 若 β_1 、 γ_1 、 γ_2 均显著, 则存在部分中介效应, 且中介效应占比为 $\beta_1 \gamma_2 / \alpha_1$; 若 β_1 、 γ_2 均显著, 但 γ_1 不显著, 则存在完全中介效应; 若 β_1 、 γ_2 中至少有一个不显著, 则需要启用 Sobel 检验进行判断。

(3) 调节作用检验模型。为考察制度环境对数字金融与企业技术创新关系的调节作用, 构建调节作用检验模型为:

$$Inv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{j,t} + \alpha_2 Index_{j,t} + \alpha_3 DIF_{j,t} \times Index_{j,t} + \alpha Controls_{i,j,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

其中, $Index_{j,t}$ 为制度环境 (调节变量)。若交互项 $DIF_{j,t} \times Index_{j,t}$ 的系数 α_3 显著, 则说明制度环境的调节作用存在; 若交互项系数 α_3 不显著, 则说明调节作用不存在。

四、实证结果及其分析

1. 描述性统计

表 2 列示了变量描述性统计结果。表 2 显示, 企业技术创新水平的最小值为 0.693, 最大值为 8.514, 中位数为 4.205, 可知企业间的创新水平存在较大差距, 创新水平参差不齐, 比较符合数字创意企业当前的创新水平。从数字金融总指数及其三个维度的均值、最小值和最大值来看, 各地区的数

表 2 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>Inv</i>	4.093	1.722	0.693	8.514	4.205
<i>DIF</i>	3.170	0.583	2.083	4.319	3.181
<i>COV</i>	2.969	0.576	1.717	3.970	2.926
<i>DEP</i>	3.202	0.766	1.745	4.887	3.299
<i>DIG</i>	3.780	0.478	2.951	4.622	3.851
<i>LnSize</i>	21.919	1.170	19.212	25.021	21.904
<i>Deb</i>	0.359	0.177	0.049	0.787	0.336
<i>Admin</i>	0.127	0.091	0.014	0.486	0.106
<i>Fix</i>	0.113	0.115	0.001	0.532	0.074
<i>Roa</i>	0.042	0.100	-0.412	0.289	0.048
<i>Regdp</i>	11.412	0.386	10.502	12.013	11.401

字金融发展水平也有明显差异。其他控制变量的描述性统计结果见表 2，在此不一一赘述。

2. 基准回归结果

本研究根据基准回归模型，在估计数字金融对企业技术创新的影响后，从数字金融三个维度进一步检验其对企业技术创新的影响。回归结果如表 3 所示。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i>	0.521*** (0.182)			
<i>COV</i>		0.688** (0.266)		
<i>DEP</i>			0.187* (0.101)	
<i>DIG</i>				0.153** (0.0663)
<i>LnSize</i>	0.139** (0.056)	0.143** (0.0549)	0.141** (0.0560)	0.138** (0.0558)
<i>Deb</i>	-0.216 (0.159)	-0.220 (0.156)	-0.224 (0.160)	-0.219 (0.159)
<i>Admin</i>	-0.911** (0.333)	-0.930*** (0.328)	-0.929** (0.340)	-0.924** (0.332)
<i>Fix</i>	1.138*** (0.336)	1.149*** (0.345)	1.150*** (0.340)	1.131*** (0.335)
<i>Roa</i>	-0.152 (0.130)	-0.158 (0.127)	-0.162 (0.126)	-0.152 (0.131)
<i>Regdp</i>	0.244 (0.391)	0.448 (0.466)	0.266 (0.421)	0.350 (0.418)
常数项	-3.276 (5.128)	-6.060 (5.706)	-2.550 (5.284)	-3.449 (5.349)
年份/个体	控制	控制	控制	控制
<i>Adj R</i> ²	0.960	0.963	0.963	0.963

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为 *t* 值。下同。

表 3 的回归结果显示，列 (1) 数字金融的估计系数为 0.521，在 1% 的水平上显著，表明数字金融的发展对企业创新有显著的“激励效应”， H_1 得到验证。原因在于，一方面，数字金融作为金融和科技深度融合发展的新生事物，其依托技术优势有利于突破传统金融服务的边界约束，能在一定程度上盘活游离在正规金融体系之外的金融资源^[3,43]，从而能更精准地将金融服务和产品应用于创新过程^[24]；另一方面，数字金融具有快速处理信息的能力，有利于提高企业信贷审批效率，从而提升企业创新决策的有效性，驱动企业整体创新能力的提升。

数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度的系数分别通过了 5%、10% 和 5% 的显著性水平检验，说明数字金融三个维度均能在不同程度上促进企业创新，且从三者的系数可知，这种促进作用依次是数字金融覆盖广度>使用深度>数字化程度。可能的原因是，数字金融覆盖广度是通过企业使用的电子账户覆盖率来体现的，覆盖范围越广，表示有更多的长尾群体获得金融服务，说明企业数字金融的发展使得金融服务和产品的覆盖群体范围扩大，更好地满足了边缘企业的金融需求，有助于实现信贷资源的优化配置，从而激发企业创新意愿。

3. 金融错配中介效应回归结果

为考察数字金融对企业技术创新影响的中介作用，将金融错配设定为中介变量，并构建中介作用检验模型来检验金融错配在两者关系中是否承担着中介作用。中介作用检验结果见表 4。

表 4 金融错配中介效应回归结果

变量	<i>Inv</i> (1)	<i>FM</i> (2)	<i>Inv</i> (3)
<i>DIF</i>	0.521*** (0.182)	-0.041* (0.020)	0.397** (0.175)
<i>FM</i>			-0.162* (0.079)
常数项	-3.276 (5.128)	0.699*** (0.118)	-3.087 (4.651)
控制变量	控制	控制	控制
年份/个体	控制	控制	控制
<i>Adj R</i> ²	0.960	0.689	0.971

表 4 列 (1) 中数字金融 (*DIF*) 的系数显著为正，说明企业技术创新的数字金融激励作用显著，进一步验证了 H_1 。在列 (2) 中，*DIF* 系数显著为负，说明数字金融发展能显著改善企业的金融错配程度。最后，在列 (3) 中加入金融错配指标后，*DIF* 的系数由列 (1) 中的 0.521 降至列 (3) 中的 0.397，且在 5% 水平上显著，金融错配 (*FM*) 系数显著为负，说明金融错配在其中起到了部分中介作用，“数字金融 - 金融错配缓解 - 企业技术创新”的传导渠道有效， H_2 得到验证。主要原因可能在于，数字金融依托信息技术赋能传统金融模式变革，通过拓宽融资渠道、降低金融服务门槛、防范金融风险、降低银企间信息不对称和企业投资成本等途径缓解了企业的金融错配程度^[24,33]，切实提高了企业研发投入水平，在驱动企业技术创新方面发挥了积

极作用。

4. 制度环境调节效应回归结果

在基准模型基础上引入交互项构建调节作用检验模型,以此来检验制度环境对数字金融与企业技术创新关系的调节作用。在回归之前,本研究对自变量和调节变量进行了中心化处理,以消除共线性可能带来的影响。调节效应回归结果见表5。

表5 制度环境调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i>	0.285** (0.119)			
<i>COV</i>		0.279 (0.212)		
<i>DEP</i>			0.158* (0.086)	
<i>DIG</i>				0.081** (0.034)
<i>Index</i>	0.030 (0.057)	0.012 (0.057)	0.035 (0.057)	0.039 (0.057)
<i>DIF</i> × <i>Index</i>	0.023** (0.011)			
<i>COV</i> × <i>Index</i>		0.027** (0.012)		
<i>DEP</i> × <i>Index</i>			0.025** (0.011)	
<i>DIG</i> × <i>Index</i>				0.008 (0.009)
常数项	-9.670 (14.42)	-12.086 (14.399)	-11.176 (14.472)	-12.178 (14.330)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/个体	控制	控制	控制	控制
<i>Adj R</i> ²	0.964	0.964	0.964	0.963

表5列(1)显示,交互项 *DIF*×*Index* 系数为正,且通过了5%显著性水平检验,说明制度环境提升1个单位,数字金融对技术创新的边际影响会显著增大0.023个单位。该结果表明:制度环境的改善会加剧数字金融对创新的激励作用,由此形成正向调节作用, *H*₃ 得到验证。此外,表5列(3)显示,交互项 *DEP*×*Index* 系数为正,且通过了5%的显著性水平检验,说明制度环境每提升1个单位,数字金融对技术创新的边际影响会显著增大0.025个单位。主要原因可能是,制度环境完善的地区,法律环境较健全、金融市场发达、金融资源相对丰富,有利于提升企业的信贷融资水平和创新产出效果^[44],也为发挥数字金融对企业技术创新的资金支

持作用奠定了良好的基础。综上,制度环境质量越好,越能促进数字金融对企业技术创新的激励作用。

5. 异质性分析:不同产权性质的回归结果

由于我国国有企业与非国有企业获取金融资源和渠道不同,面临的金融错配程度不同,创新水平也存在差异,即数字金融对不同性质企业能获得的金融资源及融资渠道不同,对创新的作用效果不同。所以,本研究在基准回归模型的基础上,将样本划分为国有企业和非国有企业,研究在不同产权性质下数字金融对企业创新影响是否存在差异。其中,国有企业包括国有和集体企业,非国有企业包括民营、外资和其他企业^[45]。不同产权性质的回归结果如表6所示。

表6 不同产权性质的回归结果

变量	国有企业	非国有企业
<i>DIF</i>	0.294 (0.237)	0.555* (0.273)
常数项	2.519 (7.310)	-8.335 (7.377)
控制变量	控制	控制
年份/个体	控制	控制
<i>Adj R</i> ²	0.984	0.953

在表6中,数字金融指标的系数估计值在国有企业的回归结果为正但不显著,而非国有企业比较显著,说明数字金融发展对非国有数字创意企业的技术创新有更积极的促进效应,能有效缓解传统金融供给在企业成长过程中带来的“属性锚定”问题。这一结论与Wei等得出的“在规模一致的前提下,非国有企业的研发水平显著高于国有企业,且这一特征在中小规模企业中尤为明显”^[46]的结论相一致, *H*₄ 得到验证。原因可能是,相较于国有企业的“国有”优势,非国有数字创意企业常常受到来自传统金融机构的金融排斥和金融歧视,往往因其经营风险大、抵押品价值低而被排除在银行信贷之外,导致外源融资成本高。数字金融的出现打破了传统金融模式的信贷约束,其通过技术优势来吸纳零散的金融资源,不仅提高了资金的融通效率,拓宽了非国有企业的融资渠道也降低了企业的融资成本,进一步激发了非国有企业的技术创新积极性。

6. 稳健性检验

(1) 剔除特殊年份和直辖市。考虑到2020年初新冠肺炎疫情的波及面和深度,删除后续年份样

本的同时也删除 4 个直辖市的样本^[21], 并对基准模型重新估计。回归结果如表 7 所示。

表 7 剔除样本的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i>	0.314*** (0.099)			
<i>COV</i>		0.377*** (0.126)		
<i>DEP</i>			0.140** (0.058)	
<i>DIG</i>				0.149** (0.061)
常数项	2.612 (4.856)	1.641 (4.720)	1.074 (5.590)	1.485 (3.070)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/个体	控制	控制	控制	控制
<i>Adj R</i> ²	0.968	0.968	0.968	0.968

由表 7 的回归结果可知, 本研究的“数字金融发展对企业技术创新存在激励效应”的核心结论未发生改变。从细分指标的回归系数看, 结果均与上文保持一致。因此, 研究结果具有较强的稳健性。

(2) 替换核心被解释变量。从创新投入的视角, 用企业 *R&D* 与年末总资产的比值来度量技术创新^[35], 重新对基准模型进行检验。回归结果如表 8 所示。

表 8 替换指标的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i>	0.016** (0.007)			
<i>COV</i>		0.016** (0.007)		
<i>DEP</i>			0.003 (0.003)	
<i>DIG</i>				0.006** (0.002)
常数项	0.013 (0.226)	0.054 (0.220)	-0.085 (0.167)	0.012 (0.216)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/个体	控制	控制	控制	控制
<i>Adj R</i> ²	0.921	0.921	0.921	0.921

由表 8 的回归结果可知, 数字金融发展能显著提升企业的创新投入水平。从细分指标的回归系数看, 虽然数字金融使用深度未对企业创新投入有明显的激励效应, 但其他细分指标的回归结果均与上文保持一致。因此, 研究结果仍具有较强的稳健性。

从上述两种不同的稳健性检验结果可以发现, 其与上文所得结果均无明显变化, 充分印证了研究

结果是稳健可靠的。

五、结论与建议

本研究选取 2015—2020 年我国 370 家数字创意产业上市公司的数据实证检验了数字金融对企业技术创新的影响及其异质性特征, 并考察了金融错配的中介作用及制度环境的调节作用。根据检验结果, 得出以下结论:

数字金融对企业技术创新有显著的正向激励作用, 覆盖广度的提升所带来的金融服务机会均等化、使用深度的拓展所带来的金融需求市场化和数字化水平提高所导致的金融服务成本下降是数字金融创新激励的重要机制; 金融错配在两者关系中承担中介作用。数字金融能有效缓解传统金融体系中存在的金融错配问题, 进而对企业技术创新产生激励作用; 制度环境对两者关系有正向调节作用, 制度环境质量的提升会加剧数字金融和使用深度对企业创新的促进作用; 相较于国有企业, 数字金融对非国有数字创意企业创新的激励作用更大, 能显著缓解传统金融部门在企业生产过程中展现的“属性锚定”问题。

针对上述结论, 本研究提出如下建议:

(1) 要充分发挥数字金融创新激励的乘数效应。一方面, 地方政府应积极推进新型基础设施建设, 鼓励数字创意企业建立基于大数据技术的创新成果转化机制, 实现对创新成果的精准推送与成果转化结果的评估; 另一方面, 金融机构应加大利用数字技术拓宽传统金融服务应用场景的力度, 丰富数字化产品供给, 积极延伸服务触角, 构建全方位的数字化金融生态服务, 为企业提供综合融资服务, 持续提升服务实体企业发展的质效。

(2) 金融机构应充分利用数字金融技术, 对融资需求旺盛、创新能力优的企业给予充分的金融支持, 提升信贷资源配置效率。金融机构要充分利用高端大数据技术构建以数据整合、风险评价以及智能匹配为一体的信用评估体系, 并利用区块链技术对信贷资金流向进行实时追踪监测, 以切实保障资金专款专用, 降低借贷机构资金坏账的风险, 助力创新型企业获得成本更为低廉的资金。

(3) 良好的制度环境是数字金融发挥创新激励效应的保障。数字金融作为一种全新的金融模式,

缺乏相应制度法律的监管不仅可能引发系统性金融风险,而且也不利于数字创意企业创新成果的保护。因此,一方面,政府应完善相关法律规定,加强监督服务提供者的经营和操作行为,防范资金和客户信息风险,加强监督服务使用者的支付行为,防范信用风险;另一方面,应建立科学的审慎监管机制,利用技术手段监控金融市场风险,保护企业在创新项目融资过程中的合法权益。

(4)大力发展数字金融,注重数字金融在不同属性企业间的均衡发展。地方政府应增强服务意识,为不同所有制企业提供创新保障服务。特别是对非国有数字创意企业而言,除应积极构建多元化的数字金融产品体系,满足中小企业多样化的金融需求外,还应与数字金融企业及商业银行合作积极探索新融资模式,纠正传统金融部门在支持企业成长发展中表现出的“锚定效应”,以真正实现数字创意企业价值的提升。

注释:

- ① 数字创意产业包括数字创意技术设备制造、数字文化创意活动、设计服务、数字创意与融合服务四大类,涵盖电影机械制造、应用软件开发、工程设计活动、互联网广告服务等42个国民经济行业分类小类。
- ② 数字普惠金融指数覆盖中国内地31个省(直辖市、自治区,简称“省”)、337个地级以上城市(地区、自治州、盟等,简称“城市”)和约2800个县城(县级市、旗、市辖区等,简称“县域”)。

参考文献:

- [1] 习近平. 推动我国生态文明建设迈上新台阶[N]. 中国共产党新闻网, 2019-01-31.
- [2] ROMER P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): 1002-1037.
- [3] 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(5): 52-66.
- [4] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 60-73.
- [5] 江瑶, 胡斌, 陈旭. 如何提升数字创意企业创新投入?——基于资源利用视角[J]. *企业经济*, 2020, 39(10): 121-129.
- [6] 熊正德, 顾晓青. 财务柔性、投资效率与企业价值——基于数字创意产业上市公司的经验证据[J]. *中国流通经济*, 2022, 36(1): 80-91.
- [7] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. *中国工业经济*, 2019(3): 138-155.
- [8] CHOWDHURY R H, MAUNG M. Financial market

development and the effectiveness of R&D investment: Evidence from developed and emerging countries[J]. *Research in International Business and Finance*, 2012, 26(2): 258-272.

- [9] 莫冬燕, 赵敏. 数字金融对上市公司投资行为的影响研究[J]. *东北财经大学学报*, 2020(6): 86-95.
- [10] 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, 405(1): 87-96.
- [11] 谢婷婷, 高丽丽. 数字金融对中小企业技术创新的影响及机制研究——基于传统金融结构错配分析[J]. *金融发展研究*, 2021(12): 60-68.
- [12] 黄新春. 数字普惠金融对城市创新能力驱动的实证检验[J]. *技术经济与管理研究*, 2021(11): 41-46.
- [13] 徐章星, 张兵, 刘丹. 数字金融发展、企业信贷错配与劳动就业——一个有调节的中介效应[J]. *财经论丛*, 2020(12): 40-49.
- [14] 万佳戎, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. *经济评论*, 2020(1): 71-83.
- [15] 王道平, 刘琳琳. 数字金融、金融错配与企业全要素生产率——基于融资约束视角的分析[J]. *金融论坛*, 2021, 26(8): 28-38.
- [16] 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(4): 49-60.
- [17] 马芬芬, 王满仓. 数字金融与金融资源配置[J]. *金融理论与实践*, 2021(8): 9-19.
- [18] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. *国际金融研究*, 2017(8): 75-85.
- [19] 汪洋, 何红渠, 常春华. 金融科技、银行竞争与企业成长[J]. *财经理论与实践*, 2020, 41(5): 20-27.
- [20] 聂秀华. 数字普惠金融发展能激励企业创新吗? ——新三板上市公司的证据[J]. *企业经济*, 2021, 40(7): 63-74.
- [21] 蔡宏宇, 阳超. 数字普惠金融、信贷可得性与中国相对贫困减缓[J]. *财经理论与实践*, 2021, 42(4): 24-30.
- [22] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. *经济学家*, 2018(4): 80-85.
- [23] DEMERTZIS M, MERLER S, WOLFF G B. Capital markets union and the Fintech opportunity[J]. *Journal of Financial Regulation*, 2018, 4(1): 157-165.
- [24] 赵晓鸽, 钟世虎, 郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. *科研管理*, 2021, 42(4): 158-169.
- [25] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019, 54(8): 71-86.
- [26] 钟腾, 汪昌云. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角[J]. *金融研究*, 2017(12): 127-142.
- [27] 喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融、企业异质性与中小微企业创新[J]. *当代经济管理*, 2020, 42(12): 79-87.
- [28] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 等. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. *金融研究*, 2021(3): 132-150.
- [29] 李后建, 张宗益. 金融发展、知识产权保护与技术创新效率——金融市场化的作用[J]. *科研管理*, 2014, 35(12):

- 160-167.
- [30] LIODAKIS G. Finance and intellectual property rights as the two pillars of capitalism changes[M]. London: Palgrave Macmillan, 2008: 110-127.
- [31] 董骥, 田金方, 李航. 金融供给侧结构性改革是否改变了信贷歧视——基于中国A股上市公司的检验[J]. 金融经济研究, 2020, 35(5): 38-49.
- [32] 王霄, 张捷. 银行信贷配给与中小企业贷款——一个内生抵押品和企业规模的理论模型[J]. 经济研究, 2003(7): 68-75+92.
- [33] 聂秀华, 吴青. 数字金融对中小企业技术创新的驱动效应研究[J]. 华东经济管理, 2021, 35(3): 42-53.
- [34] 聂秀华. 数字金融促进中小企业技术创新的路径与异质性研究[J]. 西部论坛, 2020, 30(4): 37-49.
- [35] 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(5): 74-86.
- [36] 李宇坤, 任海云, 祝丹枫. 数字金融、股权质押与企业创新投入[J]. 科研管理, 2021, 42(8): 102-110.
- [37] 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, 19(4): 1401-1418.
- [38] 刘斌斌, 左勇华. 金融错配影响技术创新的政府补贴效应分析——基于企业控股权性质差异视角[J]. 科研管理, 2022, 43(1): 61-69.
- [39] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019: 216-232.
- [40] 俞红海, 徐龙炳, 陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究, 2010, 45(8): 103-114.
- [41] 马连福, 王丽丽, 张琦. 混合所有制的优序选择: 市场的逻辑[J]. 中国工业经济, 2015(7): 5-20.
- [42] 郑万腾, 赵红岩, 范宏. 数字金融发展对区域创新的激励效应研究[J]. 科研管理, 2021, 42(4): 138-146.
- [43] 李健, 江金鸥, 陈传明. 包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系: 基于中国A股上市企业的证据[J]. 管理科学, 2020, 33(6): 16-29.
- [44] BERGER AN, UDELL GF. A more complete conceptual framework for SME finance[J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30(11): 2945-2966.
- [45] 侯世英, 宋良荣. 金融科技、科技金融与区域研发创新[J]. 财经理论与实践, 2020, 41(5): 11-19.
- [46] WEI S J, XIE Z, Zhang X. From “Made in China” to “Innovated in China”: Necessity, prospect, and challenges[J]. Journal of Economic Perspectives, 2017, 31(1): 49-70.

责任编辑: 曾凡盛

(上接第 79 页)

- [72] 张勇. 农村宅基地制度改革的内在逻辑、现实困境与路径选择——基于农民市民化与乡村振兴协同视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018, 18(6): 118-127+161.
- [73] 房建恩. 乡村振兴背景下宅基地“三权分置”的功能检视与实现路径[J]. 中国土地科学, 2019, 33(5): 23-29.
- [74] 张勇. 乡村振兴战略下闲置宅基地盘活利用的现实障碍与破解路径[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(5): 61-67+108.
- [75] 张义博. 我国农村宅基地制度变迁研究[J]. 宏观经济研究, 2017(4): 35-42+54.
- [76] 郭贯成, 李学增, 王茜月. 新中国成立 70 年宅基地制度变迁、困境与展望: 一个分析框架[J]. 中国土地科学, 2019, 33(12): 1-9.
- [77] 王志锋, 徐晓明, 战昶威. 我国农村宅基地制度改革试点评估——基于义乌市与宣城市对比研究的视角[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2021(1): 33-42.
- [78] 向超, 温涛, 任秋雨. “目标—工具”视角下宅基地“三权分置”研究——基于政策文本的内容分析和定量分析[J]. 云南社会科学, 2021(2): 136-144+189.
- [79] 张军涛, 张世政. 政策工具视角下的农村宅基地管理——1981—2020 年的政策文本分析[J]. 云南行政学院学报, 2020, 22(6): 160-168.
- [80] 张军涛, 张世政. 农民特性、政策工具与宅基地功能——基于江西余江宅基地制度改革的分析[J]. 农村经济, 2019(5): 29-36.
- [81] 张军涛, 张世政. 农村宅基地制度改革中政策工具选择与运用的逻辑——以江西省余江区为例[J]. 农业经济问题, 2020(10): 51-60.
- [82] 吕晓, 薛萍, 牛善栋, 等. 县域宅基地退出的政策工具与实践比较[J]. 资源科学, 2021, 43(7): 1307-1321.
- [83] 吴娇. 民和县宅基地有偿退出政策效果评价[J]. 现代农业研究, 2021, 27(3): 141-142.
- [84] 范思婕, 张彼西, 张文秀. 农村宅基地改革综合绩效模糊评价——以成都市为例[J]. 中国农业资源与区划, 2014, 35(2): 132-137.
- [85] 李川, 李立娜, 刘运伟, 等. 泸县农村宅基地有偿使用制度改革效果评价[J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40(6): 149-155.
- [86] 梁发超, 林彩云. 不同模式下农村宅基地退出的风险评价及防范对策研究——以福建省晋江市为例[J]. 农业现代化研究, 2019, 40(6): 1011-1020.
- [87] 吴明发, 严金明, 蓝秀琳, 等. 基于模糊综合评价模型的农村宅基地流转风险评价[J]. 生态经济, 2018, 34(1): 94-97+170.
- [88] 徐建军. 生计资产异质性视角下浙江农户宅基地流转后的福利评价与比较[J]. 宁波大学学报(人文科学版), 2017, 30(5): 110-116.

责任编辑: 黄燕妮