

数字金融与企业创新： 基于数字经济的微观证据

张尧^{1,2}, 姜元刚³, 王红梅^{4,5}, 于丽洁⁶

- (1. 北京大学国家发展研究院, 北京 100871; 2. 北京大学数字金融研究中心, 北京 100871;
3. 对外经济贸易大学国家对外开放研究院, 北京 100029; 4. 北京财贸职业学院, 北京 101101;
5. 北京国际商贸中心研究基地, 北京 101101; 6. 河北水利电力学院, 河北 沧州 061001)

摘要: 中国正处于迈向创新强国的关键时期, 数字金融如何与实体经济共荣发展备受关注。综合运用 1999—2021 年地级市面板和中国微观经济数据库等微观大数据, 结合 R 语言地理坐标系统和爬虫等前沿技术构建关键指标, 从多个角度对数字金融如何影响企业创新展开实证研究。研究发现: 数字金融的发展显著提高了企业创新产出水平, 且通过了面板负二项模型和工具变量法等稳健性检验。机制检验发现, 数字金融通过支持数字科技产业化和传统产业数字化这两大机制影响企业创新。一是直接促进创新能力强的数字经济企业高速增长; 二是通过强化信息交流、联接和整合全国统一市场, 加强市场竞争, 促进传统产业加大高技术投入的间接机制。异质性检验发现: 数字金融对企业创新的正面作用仅对国有、集体企业不明显, 尤其是产业数字金融使得高新技术企业的创新得到了受益。

关键词: 数字金融; 企业创新; 数字技术产业化; 传统产业数字化

中图分类号: F83 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)08-0211-14

Digital finance and corporate innovation: Micro-Evidence from the digitalization of technology industries and traditional industries

ZHANG Yao^{1,2}, JIANG Yuangang³, WANG Hongmei^{4,5}, YU Lijie⁶

- (1. National Development School, Peking University, Beijing 100871, China;
2. Institute of Digital Finance, Peking University, Beijing 100871, China;
3. Institute for International Open Economy, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;
4. Beijing Finance and Trade Vocational College, Beijing 101101, China;
5. Beijing International Business and Trade Center Research Base, Beijing 101101, China;
6. Hebei University of Water Resources and Electric Engineering, Cangzhou 061001, China)

Abstract: China is at a critical juncture in its journey towards becoming a nation of innovation. The co-development of digital finance and the real economy has garnered significant attention. This paper utilizes a combination of panel data from prefecture-level cities between 1999 and 2021 and microeconomic data from Chinese databases. By integrating

收稿日期: 2024-01-10 修回日期: 2024-06-10

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“数字金融支持实体经济高质量发展”(72273005); 北京市属高等学校高水平科研创新团队建设项目支持计划项目(BPHR20220125)。

作者简介: 张尧(1992—), 男, 江西九江人, 博士, 北京大学数字金融研究中心、北京大学中国经济研究中心、北京大学国家发展研究院助理研究员, 博士后, 研究方向为数字金融、金融风险和环境经济学。通信作者: 王红梅。

advanced technologies such as R language geographic coordinate systems and web scraping, we construct key indicators to empirically study the impact of digital finance on enterprise innovation from multiple perspectives. The findings reveal that the development of digital finance significantly enhances the level of enterprise innovation output and this conclusion has been validated through robust checks using panel negative binomial models and instrumental variable methods. Mechanism tests indicate that digital finance influences enterprise innovation through two primary mechanisms: supporting the industrialization of digital technology and digitizing traditional industries. Firstly, it directly promotes the rapid growth of innovative digital economy enterprises. Secondly, by enhancing information exchange, connectivity, and integration into a unified national market, it strengthens market competition and indirectly encourages traditional industries to increase their high-tech investments. Heterogeneity tests reveal that the positive impact of digital finance on enterprise innovation is not significant for state-owned and collective enterprises. Especially, recent advancements in industrial digital finance have benefited the innovation of high-tech enterprises. In this pivotal period of China's progression towards becoming an innovation-driven country, the findings of this study help to explain the inclusiveness of digital finance and address concerns about its support for the real economy.

Key words: digital finance; corporate innovation; industrialization of digital technology; digitalization of traditional industries

2023 年 10 月召开了中央金融工作会议,习近平总书记首次系统地提出了要做好“科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融”的“五篇大文章”。习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时指出:“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,必须继续做好创新这篇大文章,推动新质生产力加快发展。”做好数字金融大文章,探索成为世界金融强国,走出有别于英美金融立国的新道路,即探究如何有效支持实体经济、产业优化升级乃至新质生产力的发展,是需要进行系统性和深入研究的重大理论问题。然而,近年来,传统金融体系长期存在金融支持实体经济力度不足的问题,金融服务如何支持经济创新和产业升级,是金融体系亟待解决的重要问题^[1]。

我国数字金融实践的“普惠性”和“破坏性”备受关注与争议。发达国家在金融科技和数字金融领域的监管策略显示了其对这一新兴领域的重视和前瞻性,为中国数字金融的实践和监管提供了良好的经验教训。如欧盟推行了支付服务指令(payment services directive, PSD2),旨在促进银行和金融科技公司之间的开放合作,提高支付系统的效率和安全性。此外,英国金融行为监管局(financial conduct authority, FCA)实施了“监管沙盒”计划,允许金融科技创新在受控环境下进行试

验和发展,既促进了创新,又确保了监管的及时性和有效性。美国在数字金融的发展和监管方面采取了更为灵活和协调的方法。美国金融科技公司在数字支付、点对点借贷、区块链技术等前沿的生成式人工智能等领域与监管机构紧密合作,共同探索行业的健康和可持续发展。这些例子表明,发达国家通过制定前瞻性的政策和灵活的监管框架,在鼓励金融科技创新的同时,也注重风险控制和消费者保护。这为我国数字金融的发展和监管提供了宝贵的借鉴。

从实践来看,数字金融在支持企业增长特别是企业创新方面,也存在较大改进空间。数字金融支持企业创新得到了学界的初步验证^[2-3]。但相关的研究侧重于匹配上市公司的部分样本,从缓解企业“融资难、融资贵”问题、股权质押等机制进行解释^[4-8]。而数字金融发展初期集中服务于消费端,不直接服务于上市公司、规模以上企业,对实际经济影响的机制讨论需要十分谨慎,对实体经济影响及其机制存在争议^[9-10]。数字金融的风险代价也得到了证据支持^[11]。另外,供应链金融是中小企业获得资金的重要创新^[12],但传统供应链金融长期面临一个难以调和的“三角困境”,即覆盖率、服务深度和便利性无法兼顾。随着数字金融逐渐深耕供给端,在区块链、人工智能等关键数字技术的助力下,又经历着新的产业数字金

融(或数字供应链金融)的深刻变革。关键数字技术赋能下,产业数字金融可能将对整个供应链上企业获取融资发挥显著正面作用。综上,数字金融的发展在多大程度上影响了企业的创新产出,对企业何种类型的创新活动予以支持,又以怎样的逻辑对企业创新产生新的影响需要进一步探讨。

一、文献综述与假说提出

我国传统的金融体系还存在服务范围总量不足和资源配置结构性错配等问题^[13]。在此背景下,运用互联网、大数据、云计算和人工智能等先进科技蓬勃发展起来的数字金融被广泛寄望于弥补传统金融体系的不足^[14]。其普惠性主要体现在对长尾人群和企业的覆盖度与优惠性^[15-16]。而北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的数字金融指数^[17]是中国学界测度数字金融发展的流行指标。数字金融的实际经济效应正受到广泛关注,但是对企业创新的影响机制尚有待进一步研究。下面从回顾数字金融与企业创新的相关文献出发,并进一步论述数字科技产业化和传统产业的数字化两大新机制。

一是数字金融影响企业创新。既有文献为此提供了初步证据,如贾俊生等^[18]以中小板和创业板上市公司样本为对象,验证了数字金融对企业创新的激励作用,并发现高管背景的调节作用。刘勇等^[19]认为,数字金融能降低金融成本,对创新的企业家获得融资有显著促进作用。基于此,提出假说 H1:

数字金融发展显著促进了企业的创新。

二是数字科技产业化的机制。上述研究多以上市公司的部分样本为研究对象,与数字金融的普惠性更多体现在长尾群体和消费端金融服务的现实联系不紧密,数字金融改善融资约束和财务状况的效用是否对不同性质的企业具有普适性仍存在疑虑。即使数字金融对各种类型的企业创新具有普惠性,将启示数字金融支持企业创新仍有其它产生普适作用的机制,既有研究仍存在一定逻辑不能自洽之处,数字金融影响企业创新的机制有待进一步的研究。不同于传统企业,数字科

技等新经济企业是以创新能力作为核心竞争力,才能在创业和成长期获得高速成长。因此,提出待检验的第一大机制假说:

H2.1:数字金融发展为数字科技企业迈入高速成长期提供了重要金融支持,从而有利于地区整体创新水平的提高。

数字科技产业化的进一步发展势必会对传统行业产生数字化赋能,传统产业的数字化赋能对企业创新的影响可概括为以下3个方面。

(1)金融普惠性机制。虽然有大量研究论证了数字金融对金融体系效率和中小企业融资难、融资贵问题的正面作用。数字金融、普惠金融的发展一般有利于中小微企业降低破产概率^[20]、获得融资^[21-22],但是我国数字金融着力服务于需求端、不直接服务于创新主力军的规模以上企业。而且,相关的研究发现,决定中国企业技术创新的关键内因在于企业规模^[23],中国企业的创新产出强烈支持熊彼特假说,即大企业拥有创新的资源且有通过创新阻挠潜在竞争者的动机是主要的创新源泉。中国企业的创新产出强烈支持熊彼特假说,即大企业拥有创新的资源且有通过创新阻挠潜在竞争者的动机是主要的创新源泉^[24]。因此,预期金融普惠性机制不显著,需要进一步探索传统产业的数字化赋能的其他机制。

(2)市场整合、强化市场竞争的机制。数字经济还可能通过联接全国统一大市场、强化市场竞争来驱动创新发展。我国互联网、数字技术的变革催生了新的商业逻辑,有利于缩减区域、城乡差距和全国统一大市场的形成^[25]。如电子商务平台能够连接偏远地区和城市市场,提高了商品和服务的可及性,从而提升整个市场的效率和整合度。此外,熊彼特假说除了“有恒产者有恒心”的必要条件外,更关键的要义在于“竞争忧患”。在数字金融和数字经济颠覆性创新的冲击下,可能通过金融普惠性鼓励企业进入^[26-27],同时使缺乏竞争力的传统企业被挤出市场,加强市场垄断和集中^[28]。此外,数字经济、数字金融促进居民消费和经济增长是符合中国现实的^[29],对企业经营状况的改善也得到部分研究的支持^[5]。如通过大数据

分析,企业能更准确地理解市场需求,优化供应链管理,提高运营效率。但是随着全国统一大市场的形成,消费端和供给侧可能出现更明显的空间地域上的分离和分工^[30]。一方面,企业可以通过数字化手段更有效地触达全国甚至全球的客户群体;另一方面,生产和供应链的优化可能导致某些地区专注于特定类型的生产活动。

(3)创新资源的投入与创新能力。市场整合和竞争的加剧促使传统企业对创新资源的投入和提高资源配置效率。创新资源的有效配置是提高创新水平的直观机制。数字化在资源配置中的赋能作用得到了诸多文献的支持。如 Branstetter 等^[31]的研究表明,数字技术可以提高研发活动的效率和效果;沈国兵等^[32]也强调了数字化在提高创新资源配置效率方面的作用。一方面,在数字经济的背景下,那些“优胜”的企业往往能够获得更多的创新资源,从而加大对创新的投入。这不仅是因为这些企业拥有更强的创新恒心,也是因为数字化环境为它们提供了更多的创新机会和资源。另一方面,面对激烈的市场竞争,更多的企业被迫从生产性扩张的粗放型增长模式转向创新驱动的发展模式。这种转变有助于提升整个行业的创新水平,从而在市场竞争中获得优势。共享经济、零工经济、O2O 模式、数字供应链金融等新型业态对传统产业产生了极大的赋能和技术溢出作用。这些新型业态通过提供新的商业模式和技术解决方案,促进了传统产业的数字化转型和创新升级。

基于上述论述,本文提出第二大机制假说及其子假说:

假说 H2.2 数字金融发展通过对传统产业进行数字化赋能,提高传统产业的创新产出。

假说 H2.2.1 数字金融发展难以通过对传统产业的金融普惠性提升企业创新水平。

假说 H2.2.2 数字金融发展通过促进市场整合和强化市场竞争提高创新产出。

假说 H2.2.3 数字金融发展有助于激励传统企业加大创新投入和提升创新能力,从而提高创新产出。

根据以上分析,数字金融总体上对传统产业的创新的影响机制相对间接。但是产业数字金融的发展带来了新的变化。供应链金融被寄望于通过核心企业的信用增级来解决中小企业的融资问题,但传统供应链金融长期面临一个难以调和的“三角困境”。此外,传统供应链金融主要围绕核心企业展开,通常采用应收账款、预付款和存货等流动资产质押的方式进行融资。产业数字金融的发展,通过整合海量的资金流、物流和信息流,并运用大数据、人工智能等关键数字技术进行信用评估,可以仅凭自身信用进行授信。如网商银行的“大雁系统”利用图风控神经网络技术对业务相关的大数据关系进行智能风险识别,逐步减少对核心企业信用的依赖,为链上中小微企业提供更加精准的授信。同时高新技术企业面临着很强的融资约束。因而,产业数字金融将有利于银行等金融机构对传统产业中高新技术企业有更深入了解,从而更好通过信贷、股权投资等方式支持高新技术企业科技创新。因此,这一机制可概括为产业数字金融→改善产业链信息不对称→缓解产业链融资约束→高新技术企业创新产出得到提升。

基于此,提出假说:

H3:地区产业数字金融的发展通过改善整个产业链上企业的信息不对称缓解其融资约束,尤其使高新技术获得融资提高其创新产出。

二、数据说明和研究设计

(一)数据和变量说明

本文关注的问题需兼顾时间跨度和微观企业大样本性质,因此主要数据集包括 1999—2019 年全时间区间地区面板和与工业企业匹配的微观数据集,而用 1999—2021 年数据进行稳健性检验。并根据企业组织机构代码等企业信息采用相同的方法将 1999—2013 年工业企业数据库与企业创新专利数据库进行匹配。

为构建上游供应商—标的企业—下游客户—年度样本,以研究产业数字金融影响供应链企业信息不对称和融资约束等相关问题,参考陶锋等^[33]的研究,通过将上市公司的标的企业与其上游供应商和下游客户数据进行匹配,得到上游供

应商—标的企业—下游客户—年度的 12 378 个观测值样本。再将其与上市公司数据集合并,得到上游供应商—标的企业—下游客户—年度的产业链数据集,共计 18 645 个样本。由于匹配了上下游数据,存在一对多现象,并在供应链企业中存在许多非上市的中小企业,因此总样本量稍有上升。

其他数据集还包括运用爬虫技术从城市数字经济网、瞪羚企业和人人贷公司的大数据库。

1. 数字金融发展指数

“北京大学数字普惠金融指数”为北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团根据企业微观大数据联合编制。这个指数包括数字金融总指数(*Index_Aggregate*)和数字金融覆盖广度(*Coverage_Breadth*)、数字金融使用深度(*Usage_Depth*)以及金融数字化程度(*Digitization_Level*)3 个分指数^[17]。此外,将人人贷公司的大数据库的 3 个指标采用熵值赋权法加总至地区层面得到数字金融发展指数(*Digital_Finance*)的替代指标,进行稳健性检验。前者运用蚂蚁集团的微观个体大数据,指标构建提取了包括消费者和企业多个维度的金融行为,具有良好的信息度和可靠性。后者为综合运用大数据、云计算、人工智能投资等科技在借贷市场的落地场景,能更直接反映数字金融的金融属性,缓解其他因素干扰产生的内生性。

2. 企业创新

首先是地区层面的企业创新水平,北京大学企业大数据研究中心根据企业大数据库的“全量”数据编制了创新创业指数(*Innovation_Index*),是根据新建企业、吸引外来投资、吸引风险投资、专利授权数量和商标注册数量 5 个维度综合反映地区创新创业水平的指数。以企业当年申请的发明专利数量(*Region_Patent*)作为衡量地区层面的企业创新产出能力,由国家知识产权局某地区企业申请的发明专利数量加总获得。其次是企业层面的企业创新产出水平,由企业当年申请的发明专利数衡量(*Firm_Patent*)^[34]。

3. 控制变量

首先是地区层面的宏观变量,包括经济发展整体水平(*GDP*)、科研综合技术服务业从业人员

数(*Scientific_Population*)、第三产业金融业从业人员数(*Finance_Population*)、利税负担(*Region_Tax*)和樊纲等提出的地区市场化指数(*Market*,按同样方法外推至 2018 年)。经济发展整体水平反映了地区整体的经济资源,是企业创新的环境约束。科研综合技术服务业从业人员与第三产业金融业从业人员分别反映了科研创新和金融资源的投入。利税负担增速和市场化指数则代表税负水平和市场环境变量。上述变量除第三产业占 GDP 的比重和市场化指数外具有较强的单位根,均取对数以排除时间序列的伪回归现象。此外,科学技术支出(*Science_Expenditure*)衡量政府支持创新的力度,以及金融资源投入的替代指标年末金融机构各项贷款余额(*Lending_amount*),由于数据缺失较多,将在稳健性检验中才进入模型。

其次是企业层面的变量,包括企业规模(*Size*)、年末从业人员数(*Labor*)、企业成长性(*Growth*)、固定资产比(*Fixed_Asset*)、资产负债率(*Lev*)、产出资产比(*Output*)、税负(*Firm_Tax*)、登记注册类型(*Type*)和企业生存年限(*Age*)。根据肖兴志等^[35]、蔡庆丰等^[36],企业规模用资产总计的对数衡量,其和生存年限是创新能力的重要相关因素,规模越大、生存年限越久,既说明企业很可能具备较强的创新能力才得以持续发展,也可能反映了其投资流向长期均衡中更有竞争力的创新方向。年末从业人员数反映劳动力投入,是经典企业投入产出模型和影响企业技术创新水平的重要变量。企业成长性为企业主营业务增长率,以主营业务收入取对数代理,成长性较好的企业即使面对市场预期不佳时也能有更大创新选择空间。固定资产比以固定资产比总资产衡量,既反映了企业的投资结构,其充当抵押资产,又是企业融资的约束条件之一。资产负债率较低的企业能有更充裕资金投入研发,产出资产比能衡量企业运营能力,税负采用应交增值税/利润总额,衡量企业税负水平。

(二) 模型设定

本文的主要基准实证模型充分考虑运用上述两个数据集的信息,构建地市级面板固定效应模型和企业级固定效应模型,这两个模型互为补

充和支持,从宏观地级市和微观企业行为两个层面来论证数字金融能否影响企业创新。地级市回归能考察数字金融近些年发展与地区企业创新水平之间的关系,企业级模型既能排除企业异质性的影响,又能进一步探索二者之间的影响机制和因果联系。地级市固定效应模型(1)为:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_{i,t} + \sum \alpha \times Region_Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $Y_{i,t}$ 是被解释变量,由 $Region_Patent_{i,t}$ 和 $Innovation_Index_{i,t}$ 表示。前者是地级市 i 在 t 年度的企业申请的发明专利总数,后者是地级市 i 在 t 年度的创新创业指数。 $X_{i,t}$ 为数字金融发展水平,分别由数字金融总指数 ($Index_Aggregate$) 和数字金融覆盖广度 ($Coverage_Breadth$)、数字金融使用深度 ($Usage_Depth$) 以及金融数字化程度 ($Digitization_Level$) 三个分指数表示。 $\sum \alpha \times Region_Controls_{i,t}$ 包括上述所有地区级的控制变量。 μ_i 和 λ_t 表示控制了城市 and 年份固定效应。

最后是对应数据集三的企业固定效应模型,在进一步合并工业企业数据库和企业创新专利数据库后,我们得到 1999—2013 年企业的多种财务信息,以进一步控制企业异质性特征,而且可以据此考察哪些企业行为成为数字金融影响企业的中间因素。建立模型(2):

$$Firm_Patent_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_{i,t} + \sum \alpha \times RegionControls_{i,t} + \sum \beta \times FirmControls_{i,t} + Industry_t + Type_m + \mu_j + \lambda_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

式(2)中,核心解释变量、地区控制变量与双向固定效应与模型(1)保持一致,但新增了企业个体固定效应 μ_j 、登记注册类型 ($Type$) 和 $\sum \beta \times Firm_Controls_{i,t}$ $X_{i,t}$ 项 (代表企业层面的所有控制变量)。

三、实证分析

(一)基准模型回归结果

基准模型回归依据两个数据集及其对应模型从宏观和企业微观行为两个方面对数字金融与企业创新的相关关系展开论证和检验,包括地级市面板固定效应模型(1)和企业级固定效应模型(2)

两部分。

1. 地级市面板固定效应模型

如表 1 所报告,第(1)列~第(4)列以地区企业创新产出 ($Region_Patent$) 为因变量,自变量分别为数字金融总指数 ($Index_Aggregate$) 和数字金融覆盖广度 ($Coverage_Breadth$)、数字金融使用深度 ($Usage_Depth$) 以及金融数字化程度 ($Digitization_Level$) 3 个分指数。第(5)列~第(8)列更换因变量为地区创新创业综合指数 ($Innovation_Index$),以考察数字金融与地区综合创新创业环境的关系。第(9)列~第(12)列是与第(1)列~第(4)列相同的变量设置基础上剔除 2011 年数字金融普遍兴起前的样本。第(13)列~第(16)列则为增加了年末总人口数 ($Population$) 作为宏观经济资源的又一衡量指标以及产业结构 ($Tertiary_Ratio$),作为初步稳健性检验。

观察上述回归结果,有以下几方面的发现。

(1)由第(1)列,在控制了地区层面与企业创新产出有直观影响链的经济发展水平、科研从业人员、以金融从业人数表征的金融业发展水平等因素,以及城市一年份固定效应后,地区数字金融发展总指数 ($Index_Aggregate$) 平均每增加一单位标准差 (78.06),当年企业申请专利数约显著增加 7 321.95 件。第(3)则显示即使在 2011 年后的子样本中,数字金融发展总指数一单位标准差的 (68.95) 增加,也能同步引起企业申请专利数增加 6 466.9 件。

(2)从数字金融发展分维度看,第(1)列及 2011 年后子样本的第(3)列稳健性检验均显示,以账户覆盖率、支付业务和货币基金业务衡量的覆盖广度子维度数字金融覆盖广度 ($Coverage_Breadth$) 和以借贷、保险、投资和信用业务衡量的数字金融使用深度 ($Usage_Depth$) 均与地区企业申请专利数显著相关,而以移动化、实惠化 (贷款利率)、信用化和便利化衡量的金融数字化程度 ($Digitization_Level$) 则并不显著。这说明数字金融发展可能主要通过覆盖广度和使用深度对企业创新施加影响,而个人和小微经营者测算的贷款利率实惠化等数字化指标则未产生显著影响,暗示了缓解企业“融资贵”方向的传导机制不畅。

表 1 地级市面板:数字金融与创新

变量	地区企业创新产出				地区创新创业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Region_Patent				Innovation_Index			
Index_Aggregate	159.892 *** (31.047)	-	-	-	0.145 *** (0.051)	-	-	-
Coverage_Breadth	-	116.694 *** (21.179)	-	-	-	0.113 *** (0.034)	-	-
Usage_Depth	-	-	126.096 *** (22.638)	-	-	-	0.102 * (0.054)	-
Digitization_Level	-	-	-	-3.837 (6.090)	-	-	-	-0.016 (0.020)
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	5 015	5 015	5 015	5 015	5 015	5 015	5 015	5 015
Adj. R ²	0.370	0.385	0.296	0.215	0.667	0.668	0.666	0.665
	地区企业创新产出(2011年后)				地区企业创新产出			
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Region_Patent				Region_Patent			
Index_Aggregate	93.799 *** (20.085)	-	-	-	132.355 *** (25.301)	-	-	-
Coverage_Breadth	-	71.833 *** (15.029)	-	-	-	100.305 *** (17.505)	-	-
Usage_Depth	-	-	59.077 *** (12.181)	-	-	-	92.780 *** (17.946)	-
Digitization_Level	-	-	-	0.027 (2.700)	-	-	-	-7.716 (5.358)
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	1 846	1 846	1 846	1 846	4 835	4 835	4 835	4 835
Adj. R ²	0.442	0.447	0.420	0.405	0.363	0.384	0.298	0.243

注: 括号内为使用了聚类至省份层面的稳健标准误,其组内异方差自相关的假设条件比地级市层面更宽松。*, **, *** 分别表示在 $p < 0.10$, $p < 0.05$, $p < 0.01$ 时有统计学意义。下同。

(3)第(5)列~第(8)列以综合创新创业指数(*Innovation_Index*)为因变量,发现与之间结果保持较强的一致性,佐证了稳健性的同时也意味着数字金融影响创新的作用机制可能会与支持创新创业相关。

(4)第(13)列~第(16)列通过增加控制变量初步展示了模型稳健性。

2. 企业级固定效应模型

运用数据集二的工企+创新匹配数据集,对数字金融与企业创新产出展开微观企业层面的实证分析。如表2所示,列(1)展示了模型(2)的结果。进一步考察微观企业行为,在控制了影响企业创新能力的诸多地区和企业级因素后,数字金融发展程度与企业创新产出的正向相关关系依然显著。平均来说,数字金融发展总指数(*Index_Aggregate*)上升一个标准差(88.981)的同时,单位企业年度申请发明专利数(*Firm_Patent*)将增加

0.71件。同样,针对企业创新产出(*Firm_Patent*)变量严重右偏的情形,第(2)列展示了剔除2011年数字金融普遍兴起前的样本回归情况,而第(9)列~第(13)列展示了面板负二项模型的结果,使稳健性得到进一步检验。

表 2 企业级:数字金融与企业创新

变量	(1)工企+创新 匹配数据集	(2)工企+创新 匹配数据集 (2011年后)	(3)面板 负二项模型
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>
Index_Aggregate	0.009 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.001 *** (1.304)
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区控制变量	是	是	是
观测值	171 926	126 074	是
adj. R ²	0.066	0.074	171 862

(三) 异质性分析

进一步的分析需要更细致企业级指标以检验企业类型的异质性与企业行为的传导机制,故接下来主要展示采用工企+创新匹配数据集与对应

模型(2)的结果。

1. 基于企业类型的分样本分析

表3分别报告了民营与国有集体企业、中小企业和大型企业的异质性表现。由表中结果可知,数字金融发展支持创新在民营企业样本中是显著的,而对于国有和集体企业并不显著。但同时该相关性对于不同规模分类的企业不存在明显差异,综合两方面的信息,数字金融发展支持企业创新对于产权较为敏感而与企业规模无关。一方面,对于拥有融资优势的大企业,其创新产出也受到数字金融发展的显著支持,可能并非来自缓解融资约束的作用机制,为假说H1提供了一个初步证据。另一方面,国有集体企业可能由于其强势融资能力而未享受到数字金融发展带来的融资优惠,而且其他支持大企业创新的机制对于国有集体企业的作用仍不明显。

表3 企业类型的分样本结果

变量	(1) 民营企业	(2) 国有集体企业	(3) 中小企业	(4) 大型企业
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Index_Aggregate</i>	0.009 *** (0.002)	0.011 (0.007)	0.008 *** (0.002)	0.015 ** (0.006)
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	是
观测值	73 342	8 703	97 919	13 280
adj. <i>R</i> ²	0.027	0.103	0.042	0.114

2. 基于所属行业类型的分样本分析

一方面,数字金融撬动的金融资源越来越集聚,但其业务开拓仍然紧紧围绕着消费金融领域,“脱实向虚”的趋势受到政府和学界的担忧;另一方面,高新科技的创新、原创性和基础重大创新越来越受到社会的广泛关注。基于上述原因,本部分试图对数字金融支持何种类型的企业创新进行探究。具体来说,高科技行业的企业发明专利质量比非高科技行业的发明专利质量普遍更高,而且高科技行业的竞争逻辑更倾向于依靠新技术和新商业模型的创新。此外,大型国企尤其是央企承揽了更多“大国重器”、原创性和基础重大创新任务,故本部分对高科技行业、非高科技行业和高

科技行业的国企3个分样本进行分析,高科技行业的划分参考李春涛等^[3]的做法。

表4 行业类型的分样本分析

变量	(1) 高科技行业	(2) 非高科技行业	(3) 高科技国企
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Index_Aggregate</i>	0.008 *** (0.002)	0.011 *** (0.003)	0.016 (0.011)
观测值	93 899	78 027	4 134
adj. <i>R</i> ²	0.068	0.046	0.097

由表4可知,数字金融与企业创新的正相关关系在高科技和非高科技行业都是显著的,但是在高科技行业的国企样本中并不明显。从中可以推断,一方面,综合表4的结果数字金融发展支持企业创新具有相当程度的普适性。这启示,存在着至少一种中间机制具有无差别的作用力。另一方面,数字金融的发展对国有企业以及高科技行业的国企创新都未见产生明显的驱动作用。这与我们数字金融发端于移动支付和电子商务,主要服务于消费领域,对“国之重器”重大创新的支持不明显的现实较为吻合。

(四)稳健性检验

1. 遗漏变量和全样本数据集

数字金融的发展得益于互联网等信息技术,一个内生性的担忧是数字金融与互联网信息技术发展高度同步,数字金融支持企业创新的显著性是由于遗漏了互联网等信息技术发展变量而产生高估所导致^[32]。因此,以互联网宽带接入用户比(Internet)表征互联网普及率进一步控制该因素,对模型(1)重新估计,结果见表5第(1)列。结果发现,在控制互联网信息技术发展变量后,数字金融与地区企业创新产出关系依然显著,说明数字金融和数字经济的发展并非完全依照信息技术发展的逻辑,较为符合现实。

此外,数据集二只采用了工业企业和创新专利数据集匹配上的样本,会产生样本选择的内生性担忧。将未匹配上的企业专利申请数视为0(即认为匹配无遗漏),则能获得1998年、2000年、2003年、2005年、2007年和2011—2013年所有的工业企业样本(其他年份指标不全而删除),同样进行缩尾等处理,共获得1 450 422个企业一年份

观测值,应用其对模型(2)进行重新估计,结果第(2)列。

最后,数据和样本可能存在局限性。2019年后,中国经济可能发生了一定的结构性变化,因此需要用1999—2021年全样本的数据进行稳健性检验,结果依然展现了良好的一致性。

表5 稳健性检验一

变量	(1) 遗漏变量	(2) 工企+创新 匹配全数据集	(3) 全样本
	<i>Region_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Region_Patent</i>
<i>Index_Aggregate</i>	134.985 *** (24.768)	0.002 *** (2.981)	110.852 *** (31.22)
观测值	4 504	1 450 422	7 917
adj. R^2	0.428	0.045	0.242

2. 企业创新专利数据集和更换核心自变量

企业创新专利数据库虽然缺少企业级特征变量,但是囊括1999—2018年的数据集,在时间邻进和微观数据间取得良好平衡,其结果见表6列(1),与主回归结果保持高度一致性,说明模型设定是稳健的。

由于本文采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团根据企业大数据库编制的数字金融发展指数,可能因为企业非一般性行为产生一般性偏误。故进一步运用另一头部金融科技公司共计943 641笔成交的借贷订单样本,将总借贷额、人均借贷额和每订单平均借贷额3个指标以熵值法进行赋权和指数合成,作为数字金融发展的替代指标,在模型一基础上对其进行地级市级面板固定效应回归,结果见第(2)列,呈现出良好的稳健性。

表6 稳健性检验二

变量	(1) 企业创新专利数据集	(2) 更换核心自变量
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Index_Aggregate</i>	0.008 *** (0.001)	2099.514 *** (780.488)
观测值	520 384	4 610
adj. R^2	0.025	0.234

3. 工具变量法

总结前文稳健性检验进一步控制了可观测和不可观测且不随时间变化变量的影响,由于数字金融发展指数是宏观地级市层面,其反向因果偏误可能性较小。因此借鉴李春涛等^[3]和蔡庆丰等^[36],为缓解其他遗漏变量等内生性影响,运用R语言通过地理坐标匹配获得接壤地级市信息后再

求得某市所有接壤市数字金融指数的均值,作为其工具变量。其符合相关性和排他性的约束条件:其一,接壤地级市有相似的宏观经济环境,数字金融发展具有较强相关性(通过弱工具变量检验);其二,接壤地级市数字金融发展不太可能通过其它机制直接影响本地区创新产出。因此,运用该工具变量选取模型一和三进行重新估计,结果如表7,显著性与相关关系均与主回归完全一致。综上所述,假说H1得证。

表7 工具变量法

变量	(1) 地区企业 创新产出	(2) 工企+创新匹配 数据集
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Index_Aggregate</i>	58.543 *** (20.118)	0.005 *** (0.002)
观测值	4 503	130 665
adj. R^2	0.252	0.044

四、进一步研究

本部分试图检验假说H2.1和假说H2.2及其子假说,从而论证数字科技产业化和传统产业的数字化的两大机制。

(一) 数字科技产业化的机制检验

瞪羚企业是由国家和各省市认定隶属于国家和省战略新兴产业方向如新兴工业和新一代信息技术(大数据、物联网和云计算等),是以科技创新或商业模式创新为驱动,跨过创业期进入高成长期的中小企业。因此,以地区瞪羚企业数(*Gazelle*)作为中介变量,考察其能多大程度上解释数字金融与企业创新产出间的相关关系。

表8 促进新经济企业高速成长的中介检验

变量	(1) 瞪羚企业数 逐步法方程2	(2) 瞪羚企业数 逐步法方程3
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Gazelle</i>	—	19.669 *** (0.737)
<i>Index_Aggregate</i>	1.449 *** (0.0827)	110.917 *** (4.131)
观测值	4 503	130 665
adj. R^2	0.230	0.381

由表8可知,促进数字科技等新经济企业高速增长通过了Sobel检验,中介效应达0.2。说明数字金融的确使更多战略新兴产业的企业从创业期脱颖而出进入高速增长阶段,而这些企业更具创新能力,成为地区创新专利产出新的重要供给力量。假说H2.1得证。

(二)传统产业数字化的机制检验

本节对假说 H2 及相关就递进关系的子假说进行检验,以论证数字经济通过传统产业数字化的间接机制对企业创新产生正面作用。

1. 产业数字化指数

数字金融为数字科技的产业化提供了有力的金融支持,并进一步促进了传统产业的数字化赋能。应用爬虫技术在城市数字经济网搜集到 2012—2018 年省份产业数字化指数(*Digitalization*),将其与数据集一合并,通过了模型(1)的中介效应检验。表 9 的结果论证了产业数字化作为数字金融影响地区创新的显著中介机制,假说 H2 初步得证。

表 9 产业数字化指数的中介检验

变量	(1)逐步法方程 2	(2)逐步法方程 3
	<i>Region_Patent</i>	<i>Region_Patent</i>
<i>Digitalization</i>	—	15 735.468 *** (3 198.266)
<i>Index_Aggregate</i>	0.001 *** (1.484)	-16.477 (10.298)
观测值	4 835	4 835
adj. <i>R</i> ²	0.317	0.451

2. 金融普惠性和改善金融资源配置效率

进一步考察假说 H2.2 的各子假说,下面检验假说 H2.2.1。数字金融支持企业创新一个很直观的机制是提高借贷覆盖广度和使用深度以及提供更优惠资金,前者是“融资难”问题,后者是“融资贵”问题。首先,借鉴 Hadlock 等^[37]的做法,构建衡量融资约束的 KZ 指数(*Financing_Constraints*)来考察数字金融缓解企业“融资难”问题的中介机制。由于可用指标和大数据的特点,用应收账款比(*Receivables*)来替代其现金流指标,排序逻辑回归的因变量只是简单加总,因而用熵值法替代排序逻辑回归给各指标赋予权重进行改进。此外,更直观反映企业借贷水平的指标是 KZ 指数中的资产负债率(*Lev*),将其作为稳健性结果。需要说明的是对于融资约束(*Financing_Constraints*)作为中介因素,逐步法^[38]的第一个方程已在主回归表 3 展示;对于资产负债率(*Lev*)作为中介因素,逐步法的第三个方程已在主回归表 1 展示,因此只汇报其他两个方程的结果,见表 10。

由表 10 可知,融资约束的综合指标作为中介因素未通过中介机制检验,而单独以资产负债率作为中介因素虽然通过了中介效应检验(Sobel 检

验显著),但其发挥的是遮掩效应。即对于数字金融发展程度更高的地区,企业能够得以以更高资产负债率的方式运营,但该运营方式却对企业创新产出起到抑制作用。后者也符合较多既有研究的结论,即债权人约束力越强越不利于对企业长期发展有利的创新业务^[36,39]。这说明数字金融发展对企业融资约束产生一定缓解作用,这可能是由于数字金融作为新的竞争主体,对整个金融体系起到补充作用和推动效率提升导致,但是最终对企业创新并未产生显著正面作用,说明通过此机制的影响尚小。

表 10 融资约束的中介检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	融资约束	融资约束	资产负债率	资产负债率
	逐步法方程 2	逐步法方程 3	逐步法方程 1	逐步法方程 2
	<i>Financing_Constraints</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Lev</i>
<i>financing_constraints</i>	—	-0.043 (0.195)	0.008 *** (0.002)	0.015 ** (0.006)
<i>Index_Aggregate</i>	0.001 (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.0001 *** (0.000)
观测值	172 926	171 926	171 976	172 926
adj. <i>R</i> ²	0.609	0.065	0.065	0.075

再检验缓解企业“融资贵”问题,即提供更优惠的资金资源助力创新。以利息负债比(*Interest*)代表企业的债务融资成本,作为中介变量。此外,企业为筹集生产经营所需资金,包括利息支出及相关手续费等均计入财务费用。借鉴吴海民等^[40],财务费用占总负债的比重(*Financial_Cost*)可作为替代指标,中介机制检验结果见表 10。观察结果可发现,数字金融发达的地区企业融资成本呈现出一定程度的降低(财务费用占比剔除不需计息的应付账款部分将不受数字金融影响),却同样并未对企业创新提供有力支持。最后,我们进一步实证研究了数字金融对整个金融体系和私募风投行业的互补效应(见附录 D),发现其对整个金融体系未产生附加效应,说明单纯改善金融资源配置效率的逻辑并非激励企业创新的源泉,假说 H2.2.1 得证。

前文的论证,探索出数字金融提高企业创新并不是金融普惠性机制。正相关关系背后的因果联系逐渐清晰。更深层原因是产业数字化极大促进了全国市场的联接与整合,促进了生产端和消费端的分离和分工,合理推理其会进一步强化市

场竞争,才最终使更多现存企业转向创新驱动的发展模式。本节从市场联接与整合、行业集中度和企业进入和生存率 3 个角度展开论证。

3. 市场整合和市场竞争

(1) 市场整合

根据吴海民等^[40]的研究,规模以上企业异地销售的情况往往更常见,而销售费用占主营业务收的销售费用比(*Sale_cost*)衡量了企业运输、广告、展览、销售部门差旅费等支出,其大小能很好衡量市场渠道性等外部交易成本的高低,同一地区企业交易成本越高,间接反映了企业在外地销售的占比更高,地区参与全国市场的整合度因而更强。此外,地区人均货运总量(*Cargo*)也能一定程度上衡量企业参与全国市场的程度。二者中介效应检验见表 11。

表 11 市场整合的中介检验

变量	(1) 销售费用比 逐步法方程 2	(2) 销售费用比 逐步法方程 3	(3) 人均货运总量 逐步法方程 1	(4) 人均货运总量 逐步法方程 2
	<i>Sale_cost</i>	<i>Firm_Patent</i>	<i>Cargo</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Sale_cost</i>	—	1.758 *** (0.160)	—	—
<i>Cargo</i>	—	—	—	0.001 (0.001)
<i>Index_Aggregate</i>	0.001 *** (0.000)	0.009 *** (0.001)	0.530 *** (0.011)	0.009 *** (8.07)
观测值	145 876	145 131	147 008	146 263
adj. R^2	0.198	0.061	0.057	0.060

从表 11 列(1)可知,数字金融的发展通过促进企业的跨地区销售促进了企业创新,列(2)显示人均货运量虽未通过中介效应检验,但数字金融更发达的地区确对应着更高的人均货运量,皆论证了市场整合度的提高。

(2) 行业集中度

第 2 节论证了数字金融发展程度更高的地区企业经营状况未见有明显改善,但本节第 1 部分又证明了市场整合度的加强。一个很直观的推断是行业集中度可能作为另一重要的中介变量。熊彼特经典假说认为出于“有恒产者有恒心”和“竞争忧患”,创新在寡头垄断的自由市场中无可避免,我国企业专利行为也强烈支持该假说。因此,借鉴吴昊旻等^[41]的研究,采用赫芬因德指数(*HHI*)来代理行业集中度,其中介效应检验结果见表 12。

表 12 行业集中度的中介检验

变量	(1) 逐步法方程 2	(2) 逐步法方程 3
	<i>HHI</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>HHI</i>	—	0.633 *** (0.182)
<i>Index_Aggregate</i>	0.001 *** (0.000)	0.009 *** (0.001)
观测值	147 467	146 717
adj. R^2	0.473	0.060

据表 12 的结果,数字金融发展通过市场集中度影响企业创新通过了中介效应检验。这论证了“有恒产者有恒心”假说,但是综合异质性分析中国有企业未受到显著影响的结果,因此应另存在着其他的机制共同发挥作用。

(3) 企业进入和退出

熊彼特经典假说发挥作用的前提是自由市场竞争,才倒逼了大企业为保住自身优势地位的创新努力,即“竞争忧患”假说。因此,企业创新的源泉需要考虑企业的进入和退出,一方面其是市场竞争的应有之义,另一方面可能市场整合未显现出对企业经营状况改善的原因可能来自幸存者偏差。即数字金融与数字经济的共生共荣促进了市场竞争,表现为企业进入和退出流动性更强。数据集一中包含根据企业大数据库“全量”数据编制的地区新建企业进入(*Entry*)指数,可以考察数字金融发展与企业进入间的关系。参考 Giorcelli^[42]的研究,运用匹配好的工业企业面板数据集,根据年度关闭企业和幸存企业数估计地区面板的企业生存概率(*Survival*)。由于幸存者偏差问题,不应汇报中介效应检验结果,二者与数字金融发展的关系见表 13。

表 13 企业进入和退出的中介检验

变量	(1) 新建企业进入	(2) 企业生存概率
	<i>Entry</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Index_Aggregate</i>	-0.102 (0.068)	-0.002 *** (0.001)
观测值	5 015	3 641
adj. R^2	0.765	0.031

从表 13 列(1)可知,未发现数字金融发展能够使得企业更容易新建进入市场的证据。同时,观察列(2)发现,数字金融发展总指数每提高一标准差(78.058),企业生存概率将下降 0.16%,这对于拥有可观数目企业的整个地级市来说,经济学意义依然十分显著。首先,这例证了市面上流行

的(anecdotal)数字金融与数字经济的蓬勃发展,带来创造性普惠性的同时也加大实体企业生存风险的观点。其次,在数字金融使用深度更高的地区,企业新建并进入市场的概率竟有所下降,例证了其传统企业不友好的事实。最后,综合前3小节的结果,说明数字金融与数字经济的协同发展,通过联接整合市场和强化自由市场竞争促进了行业市场集中度,企业在面临激烈市场竞争时更可能采取创新策略来追求市场优势地位。综上所述,假说 H2.2.2 得证。

4. 创新资源的投入与创新能力

产业数字化赋能的中介作用需立足于对传统企业资源配置行为的改变。那么,是否消费端的繁荣改进了供给端企业的财务经营状况,使得企业资产负债表和利润表等财务状况得到改善,企业因而能投入充足资源致力于创新发展呢?本节以利润资产比(*Profit*)代理企业财务状况,以社会消费品零售额对数值(*Consuming*)代理消费端繁荣程度,以 TFP、工业总产值的对数值、工业销售产值比和资产产出率等衡量企业财务状况,中介效应的检验结果均不显著。

最后对市场竞争促进企业采取创新策略给出直接证据。由于企业的创新研发投入与规模扩张等生产性项目的投资存在替代性,进一步考察投资结构和资金流向的传导机制。固定资产比(*Fixed_Asset*)是企业生产性投资的良好代理指标,是与替代研发活动驱动的经营模式的“粗放型”发展模式。此外,研发费用的大量缺失,但其非资本化的部分均计入管理费用,而且管理支出体现企业组织和管理生产经营等具有相对更高技术含量的各项费用,可作为稳健性替代指标,以管理费用占总资产比(*Management*)代理。二者中介效应检验如表 14。

如表 14 所示,以固定资产比(*Fixed_Asset*)衡量的投资结构通过了 Sobel 检验,说明投资结构是数字金融提升企业创新能力的中介因素之一。管理费用也同样通过了中介效应检验。具体来说,数字金融发展程度较高的地区,竞争带来的正面作用是使投资更倾向于流向从事创新活动等非生

产性业务的企业,固定资产比的下降又显著增加了企业的创新产出,企业经营状况虽未见改善,但却摆脱了生产性投资扩张的路径依赖,渐转向创新驱动发展模式。结合上述内容,假说 H2.2.3 和假说 H2.3 得证。

表 14 投资结构的中介检验

变量	(1) 固定资产比 逐步法方程 1	(2) 固定资产比 逐步法方程 2	(3) 管理费用比 逐步法方程 2	(4) 管理费用比 逐步法方程 3
	<i>Firm_Patent</i>	<i>Fixed_Asset</i>	<i>Management</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>Management</i>	—	—	—	0.694 *** (0.059)
<i>Index_Aggregate</i>	0.010 *** (0.001)	−0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.009 *** (0.001)
观测值	171 926	172 926	172 684	171 684
adj. <i>R</i> ²	0.065	0.131	0.214	0.066

5. 产业数字金融

本小节探究高新技术产业样本显著的背后原因,验证假说 H3。以产业链数据集为样本,先分别论证产业数字金融发展缓解产业链上企业的融资约束和改善信息不对称的机制。然后,运用交互效应模型验证产业数字金融通过缓解融资约束来提升高新技术产业的创新产出。

首先,运用地级市关键数字技术专利申请数(*kdp_a*)来表征地区产业数字金融的发展。产业链的融资约束是指包括标的企业及其上下游企业融资时所面临的约束。为论证产业数字金融对产业链融资约束的缓解,应用产业链数据集,采用 KZ 指数进行分析。表 15 列(1)展示了 KZ 指数为因变量,产业数字金融为自变量的回归结果。以代表资金供给方和企业之间信息不对称综合指标(*asy*)

表 15 产业数字金融的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	融资约束 (KZ 指数)	信息不对称	机制检验
	<i>kz</i>	<i>asy</i>	<i>Firm_Patent</i>
<i>kdp_a</i>	−0.089 ** (0.035)	−0.048 ** (0.020)	0.185 *** (0.019)
<i>kdp_a</i> × <i>kz</i>	—	—	0.008 ** (0.004)
<i>kz</i>	—	—	−0.012 * (0.006)
观测值	17 784	17 784	9 712
调整 <i>R</i> ²	0.475	0.451	0.378
企业特征变量	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是
<i>Province FE</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是

为因变量,改善信息不对称的结果见列(2)。以上结果均论证了产业数字金融显著缓解了链上所有企业的整体融资约束和信息不对称程度。最后,参考前文分类,运用高新技术企业子样本,产业数字金融与融资约束的交互效应结果如列(3)所示。验证了产业数字金融通过缓解企业融资约束能显著提高高新技术企业的创新产出,而并未在全样本中发现显著交互效应,假说 H3 得证。

五、结论与启示

(一) 结论

第一,数字金融支持企业创新对企业规模具有普适性,而对国有集体企业效果不明显。

第二,其支持企业创新并不在于缓解“融资难、融资贵”问题和对金融体系产生互补效应的金融逻辑。

第三,究其更深层次原因,数字金融对数字经济的发展提供重要支持,一方面,对创新能力更强的新经济企业的发展产生助推作用;另一方面,通过联接全国统一市场,强化市场竞争,加强行业集中度,从而促进“优胜劣汰”,最终激励更多现存企业转向创新驱动发展模式。

第四,产业数字金融有利于缓解整个产业链上企业的信息不对称和融资约束,尤其高科技企业的创新产出得到了显著受益。

(二) 启示

第一,推动数字金融促进市场竞争和企业创新。数字金融促进市场竞争是鼓励企业创新的关键外因,但同时这种竞争也可能导致实体企业面临更大的生存风险,并可能促进行业集中和企业垄断。因此,只有通过适当的诸如“监管沙箱”的市场监管和反垄断措施,防范加大实体企业生存风险、加剧行业集中和企业垄断的“破坏性”,才能保证“创造性”和“普惠性”发挥主导作用,确保市场的公平竞争和健康发展。

第二,引导数字金融对传统金融体系发挥补充作用。我国数字金融更多服务于消费端,对传统金融体系的补充作用还不明显。其大数据信息生产、智能投顾与风控等普惠性仍需要进一步发扬,数字供应链金融等供给端的金融服务仍需加强,最终引导其走向与实体企业共生共荣的健康

轨道上。进一步地,研究发现,高新技术企业的创新在数字供应链金融或产业数字金融的最新实践中广为受益,这启示其他创新主体的大型传统企业要想发挥数字金融对科技创新的支持作用,应积极与产业数字金融平台或金融机构开展合作,从而有利于获取支持科技创新的外部融资。例如,参与华夏银行“数翼通”等新型产数业务。

第三,鼓励国有集体企业积极开展数字化创新。数字金融与数字经济对我国国有集体企业的创新激励作用还不明显,“有恒产者”并非必然对创新“有恒心”,这可能是因为国有集体企业在经营模式、管理体制和考核激励机制上存在一定的局限。因此,仅拥有稳定的产权并不意味着会自然地投身于创新。为了激发其创新动力,可能需要进行深层次的改革,如改革考核激励机制,或引入更多市场竞争机制,以提高其面对市场变化时的敏感性和适应性。从而发挥新型举国体制优势,强化国家战略科技力量,巩固大型国有企业对“大国重器”类型重要创新的主力地位,促进新一代数字技术产业等新质生产力的发展。

参考文献:

- [1]王昌林,李扬,吴晓求,等. 推动金融高质量发展 加快建设金融强国:学习贯彻中央金融工作会议精神专家笔谈[J]. 金融评论,2023,15(6):1-22,122.
- [2]戴静,杨笋,刘贯春,等. 银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出:基于中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究,2020(2):51-70.
- [3]孟晓倩,吴传清. 数字金融对区域创新生态影响研究[J]. 中国软科学,2022(9):161-171.
- [4]李春涛,闫续文,宋敏,等. 金融科技与企业创新:新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济,2020(1):81-98.
- [5]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):52-66,9.
- [6]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.
- [7]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.
- [8]邓辛,彭嘉欣. 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗:来自码商的微观证据[J]. 管理世界,2023,39(6):16-33,70,34-43.
- [9]郭峰,熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研

- 究:一个文献综述[J]. 金融评论,2021,13(6):12-23,117.
- [10]王元彬,张尧,李计广. 数字金融与碳排放:基于微观数据和机器学习模型的研究[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(6):1-11.
- [11]顾海峰,卞雨晨. 数字金融会影响银行系统性风险吗:基于中国上市银行的证据[J]. 中国软科学,2022(2):32-43.
- [12]凌润泽,李彬,潘爱玲,等. 供应链金融与企业债务期限选择[J]. 经济研究,2023,58(10):93-113.
- [13]黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [14]邱晗,黄益平,纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响:基于互联网理财的视角[J]. 金融研究,2018(11):17-29.
- [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]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.
- [17]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.
- [18]贾俊生,刘玉婷. 数字金融、高管背景与企业创新:来自中小板和创业板上市公司的经验证据[J]. 财贸研究,2021,32(2):65-76,110.
- [19]刘勇,白小滢,唐荣胜. 数字金融、创新弹性与工资收入差距[J]. 中国工业经济,2023(11):43-61.
- [20]李昊然,刘诗源,康润琦. 普惠金融与小微企业破产风险:来自小微支行设立的准自然实验[J]. 经济研究,2023,58(11):153-171.
- [21]BARROT J, NANDA R. The employment effects of faster payment:Evidence from the Federal Quickpay Reform [J]. Journal of finance,2020,75(6):3139-3173.
- [22]LIN AIJIE, PENG YULEI, WU XI. Digital finance and investment of micro and small enterprises: Evidence from China[J]. China economic review, 2022(75): 101846.
- [23]冯根福,郑明波,温军,等. 究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新:基于九大中文经济学权威期刊和 A 股上市公司数据的再实证[J]. 中国工业经济,2021(1):17-35.
- [24]寇宗来,刘学悦. 中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究,2020,55(3):83-99.
- [25]刘航,伏霖,李涛,等. 基于中国实践的互联网与数字经济研究:首届互联网与数字经济论坛综述[J]. 经济研究,2019,54(3):204-208.
- [26]谢绚丽,沈艳,张皓星,等. 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(4):1557-1580.
- [27]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.
- [28]许恒,张一林,曹雨佳. 数字经济、技术溢出与动态竞争政策[J]. 管理世界,2020,36(11):63-84.
- [29]张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界,2020,36(11):48-63.
- [30]马述忠,房超. 线下市场分割是否促进了企业线上销售:对中国电子商务扩张的一种解释[J]. 经济研究,2020,55(7):123-139.
- [31]BRANSTETTER L G, DREV M, KWON N. Get with the program: software-driven innovation in traditional manufacturing [J]. Management science, 2019, 65(2): 541-558.
- [32]沈国兵,袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J]. 经济研究,2020,55(1):33-48.
- [33]陶锋,王欣然,徐扬,等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济,2023(5):118-136.
- [34]WEBSTER E, PALANGKARAYA A, JENSEN P H. Characteristics of international patent application outcomes [J]. Economics letters,2007,96(3):362-368.
- [35]肖兴志,张伟广,朝镛. 僵尸企业与就业增长:保护还是排挤? [J]. 管理世界,2019,35(8):69-83.
- [36]蔡庆丰,陈熠辉,林焜. 信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?:基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 经济研究,2020,55(10):124-140.
- [37]HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. The review of financial studies,2010,23(5):1909-1940.
- [38]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [39]GIOVANNI F, ERWAN M, ENRIQUE S, et al. Philip. Debt enforcement, investment, and risk taking across countries [J]. Journal of financial economic,2017,123(1):22-41.
- [40]吴海民,吴淑娟,陈辉. 城市文明、交易成本与企业“第四利润源”:基于全国文明城市与民营上市公司核匹配倍差法的证据[J]. 中国工业经济,2015(7):114-129.
- [41]吴昊旻,杨兴全,魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险:基于我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究,2012,47(6):101-115.
- [42]GIORCELLI M. The long-term effects of management and technology transfers [J]. American economic review, 2019, 109(1): 121-52.

(本文责编:希 文)