

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

□唐 松 伍旭川 祝 佳

摘要:数字金融作为传统金融通过科技赋能方式形成的新产物,对微观企业技术创新乃至宏观经济发展质量而言都有着重大影响。本文基于2011~2017年沪深两市A股上市公司数据,探讨数字金融发展对企业技术创新的影响及其内在机理。研究发现,数字金融发展对企业技术创新的确存在“结构性”驱动效果。特别地,数字金融的深度发展对企业技术创新的促进效果在较长一个时间序列上都稳健成立。进一步来看,数字金融的发展能够有效校正传统金融中存在的“属性错配”、“领域错配”和“阶段错配”问题,并且在金融发展禀赋较差的地区,数字金融展现出更强的企业技术创新驱动效果,从而具备了较好的普惠特征。机制分析表明,数字金融发展能够有效解决企业的“融资难、融资贵”问题,并能够驱动企业去杠杆、稳定财务状况,这些都有助于企业技术创新产出的增加。此外,数字金融对企业创新动能的发挥离不开有效的金融监管,在合理的金融监管约束下,数字金融的深度发展对微观主体创新活动的促进作用更加明显。本文的研究结论为数字金融的发展优化、实现创新驱动及完善金融监管框架提供可靠经验证据和政策启示。

关键词:数字金融 技术创新 创新驱动 金融监管

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0069

一、引言

技术进步是保证经济持续增长的决定因素(Romer, 1990),尤其是在当前世界经济形势不确定性增大、中国进入增长动力转换攻关期的内外约束背景下,创新驱动内涵式增长,已然成为经济高质量发展的重要抓手(张军扩等, 2019)。能否顺利实施创新驱动战略,关键在于能否激励市场中微观主体的技术创新意愿和能力。客观来看,中国的科技创新改革取得了巨大进步,但自主创新能力相对不足,尚不能成为支撑经济持续高质量发展的核心动能^①。黎文靖和郑曼妮(2016)的研究发现,中国企业技术创新活动中存在着“量大质低”、“策略性迎合”等特征,导致企业专利创新在全球技术链中的“低端锁定”困境。企业技术创新作为一个具有典型投入沉没性、过程不可逆及产出不确定的长周期高风险活动,本身就受到高调整成本和高融资成本的“双高”问题困扰,其持续性需要稳定、充足的金融资源作为保障(王玉泽等, 2019)。不难发现,高效低价的金融支持方式是企业技术创新得以提质增效的核心要素。据此,当下中国企业技术创新能力存在的短板,往往也与现实金融体系发展不充分、不平衡有密切关联。

党的十九大报告指出,要“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济的能力”。制约我国金融业服务实体经济质效的关键因素是融资模式(间接融资比重过大)与金融供求(供给不足)的不平衡(黄益平, 2018)。具体来看,传统金融部门在支持企业生产(创新)活动中暴

*本文得到国家自然科学基金面上项目“利率市场化结构效应的分层传导与区域金融异质性风险防范研究(71874038)”、国家社会科学基金一般项目“供给侧结构性改革背景下利率市场化的区域效应与金融风险防控研究(18BJL071)”、教育部青年基金项目“互联网金融的P2P规范发展、风险联动与功能性监管研究(17YJC790205)”的支持。伍旭川为本文通讯作者。

露出了一些结构性问题,金融资源出现显著的“流动性分层”:第一,“属性错配”,由于传统金融结构性失衡(间接金融为主),行业顺周期偏好与审慎风险评估体系的约束,使得经济系统中金融资源可得性缺乏公平性,市场规模贡献占比大的预算硬约束部门融资难、融资贵与市场规模贡献占比小的预算软约束部门融资低成本、低效率的现象长期存在;第二,“领域错配”,由于多层次直接融资市场的供给不足,传统间接金融部门秉承盈利准则和风控要求,与国家发展动能转换、制造业转型升级在考核次序和风险监控上出现错位,即便是多个金融部门的协同合作,也使得作为中国产业核心元素的制造业难以获得足够支持;第三,“阶段错配”,企业的不同周期阶段在可抵押品、担保能力和市场前景上差别迥异,由于金融体系供给的金融服务或产品单一,传统金融部门具有“后向型”偏好,即依据企业的资产、盈利能力等来选择授信客户,使得最具有发展潜力的成长期企业往往面临金融排斥。传统金融在服务实体经济中出现的结构性错配问题,在很大程度上制约了微观结构主体在创新发展上的潜在驱动力,这也是当前金融改革发展应当关注的痛点。

传统金融发展所面临的困境在新时代下需要创新性的金融模式加以解决。特别是,凭借近年人工智能、大数据、云计算等技术蓬勃发展的重大契机,金融也加强了与新兴技术的有机融合,一种新型普惠金融模式——数字金融于此应运而生(郭峰等,2016),并成为国内外学者的研究热点(Lee and Shin, 2018; 黄浩, 2018)。以共享、便捷、低成本、低门槛为特征的数字金融,能否通过精准化的用户画像、精细化的风险定价和集约化的业务流程(Demertzis et al., 2018)来驱动企业技术创新,是一个值得探究的现实问题。现有文献较多从金融发展、政策扶持、人力资本等视角论述如何支持企业技术创新(易信、刘凤良, 2015; Seyoum et al., 2015),考虑到数字金融发展的时限较短,更多的文献集中于数字金融(金融科技)如何影响全要素生产率的增长率(唐松等, 2019)、促进创业(谢绚丽等, 2018)、影响金融需求(傅秋子、黄益平, 2018)等。上述成果为本文探究由“数字金融—企业创新”引发的一系列议题提供了强有力的理论支撑和方法启发,但关于企业技术创新中的数字金融驱动问题仍缺乏较为完整的分析框架和实证结论,鉴于中国数字金融发展规模及在世界技术实践的领先地位,在大数据、人工智能快速发展的大趋势下,对此问题的深入研究具有着较强的现实价值和多学科交叉研究视角的启发意义。

特别需要指出的是,目前中国的数字金融发展行业融资规模、应用场景等领域在全球范围内居于领先地位,除了传统金融供给不足为数字金融留下许多成长空间之外,另一个重要原因是,依赖于中国政府长期改革开放经验,监管部门往往会通过“试点容错”,适度提高容忍度、放松监管约束来为新型金融模式的创新变革提供有利环境(唐松, 2019),对数字金融而言也是如此。相比于发达国家,中国的数字金融在初创和成长过程中所受到的监管压强较之于传统金融而言更小(黄浩, 2018)。但随着数字金融的发展逐步成熟,对其进行合理的约束和监管是促进自身高质量发展的必然选择。党的十九大报告提出,要“健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线”并推动“创新监管方式”。在数字金融发展过程中,金融监管的作用十分关键,监管的方向和力度,甚至会直接影响特定金融行业的发展走向(杨东, 2018; Treleaven, 2015)。于此,金融监管在“数字金融—企业创新”中扮演着怎样的作用值得进一步考察,这有助于实现数字金融的良性发展、金融监管模式改善和微观主体创新增效。

本文力图在如下方面有所贡献:其一,重点验证“数字金融—企业技术创新”的关系,着重判断数字金融在经济实践中是否能够有效针对传统金融支持错配问题(“属性错配”“领域错配”和“阶段错配”)进行纠正,并就数字金融的短板补缺功效(普惠特质)进行实证检验。其二,采用温忠麟等(2004)的中介效应模型,基于“融资约束与财务费用”、“杠杆与风险稳定”等差异化机制路径进行识别检验,旨在厘清数字金融影响技术创新的具体机制。其三,考虑到数字金融的发展由不成熟逐步转向成熟化,在后期的实践中政府部门也逐步对其加强了监管约束,这可能使得数字金融的创新驱动效应发生变化。有鉴于此,本文在“数字金融—企业技术创新”的范式中嵌入金融监管元素,考察在不同强度的金融监管下,数字金融对技术创新的驱动作用变化差异。对这类问题的深入研究,不仅有助于提升数字金融支持企业技术创新的有效性和科学性,同时也为中国金融监管制度设计提供合乎实践的经验支撑。

二、文献述评

技术创新不但能够促进经济的长期增长,还能有效带动经济结构转型,实现高质量发展(余泳泽、胡山,2018)。针对如何驱动微观主体技术创新的研究十分丰富,研究的核心脉络大致可以分为政府视角、市场视角、社会和文化视角3类。在政府视角上,现有文献主要从产业政策(黎文靖、郑曼妮,2016)、财政科技投入(苗文龙等,2019)、制度环境(龙小宁等,2018)等进行分析;在市场视角上,主要关注资本市场改革(权小锋、尹洪英,2017)、高管特征(何瑛等,2019)、杠杆率水平(王玉泽等,2019)等内容;在社会和文化视角上,主要关注了企业所处的文化氛围(赵子乐、林建浩,2019;徐细雄、李万利,2019)的影响。由此不难发现,有效驱动微观企业技术创新是一项系统工程,主要由政策、制度、要素供给等构成,是企业技术创新活动开展的基础。如果缺乏技术创新所必需的金融、政策、市场等支撑系统,企业自身的要素禀赋就得不到充分利用,技术创新活动就极有可能陷入低水平均衡的困境中。

金融是微观主体技术创新环境的一个核心组成部分,金融有效供给将直接影响到技术创新活动的开展(Hsu et al., 2014; 贾俊生等, 2017)。大量研究表明,金融之于实体经济乃至技术创新活动有着十分重要的影响。Lim等(2010)认为股权导向的金融系统对企业创新和经济增长更加有利。主要是因为,资本市场在信息归集、整理和披露上能够帮助经济主体克服道德风险和逆向选择问题(L'uboš and Veronesi, 2009)。回归中国现实语境,银行部门占据金融体系的主体地位,尽管中国的银行体系存在一定的运行低效和资源错配问题(钟腾、汪昌云, 2017),但随着银行业竞争的加强,这种错配得到了极大的改善,并对企业创新起到了显著助推效果(戴静等, 2020)。

但必须承认的是,中国的金融体系还存在许多不完善之处(陈斌开、林毅夫, 2012; 黄益平、黄卓, 2018),传统金融服务长期的供给不足严重制约了经济结构的转型和高质量发展,这也在一定程度上是数字金融跨越式发展的重要前提。本质而言,数字金融借助大数据、云计算、区块链和人工智能等信息技术,改善传统金融中由于信息不对称而产生的高风险溢价和高运营成本问题(黄浩, 2018),为拓展金融的服务范围和触达能力提供了稳定的技术支撑(郭峰等, 2017)。相对于前期“互联网金融”研究热点,数字金融更具有广度和深度,无论是数字支付,还是网络借贷或其他的具体业态,都极大地降低了金融市场的搜寻成本和风险识别成本,改变了商业模式中价值交付的环节,也释放了大量的新商业空间,为企业技术创新提供机遇。

从数字金融的作用效果和路径来看,主要体现在“增量补充”和“存量优化”两个方面。所谓“增量补充”,即数字金融有效地吸纳了市场中的金融资源并转化为有效供给。具体来看,原有金融市场中大量的投资者具有“多、小、散”特征,传统金融市场想要吸收这类投资者需要支付高昂的成本。而数字金融在人工智能、大数据技术、互联网技术、分布式技术、区块链等的支撑下,能够在低成本低风险的基础上处理海量数据(Gomber et al., 2018),使得长尾群体突破金融服务的各种“卷帘门”、“玻璃门”成为可能。进一步地,数字金融还能为企业提供层次更为丰富的融资渠道和方式(智能投顾、供应链金融、消费金融等),由此为企业技术创新的强化提供了坚实基础。更重要的是,数字金融的发展,能够为企业的信息技术分析提供优质技术工具,帮助企业更好地识别出技术创新演替的最优路径,助力企业做出合理有效的生产、技术创新决策。所谓“存量优化”,是指数字金融针对传统金融机构和业务进行深度优化提升质效。数字金融作为一种金融溢出,在一定程度上能够驱动传统金融体系重塑。其通过信用的透明化和信息化,创新性地颠覆了传统的信用定价模式(Duarte et al., 2012),逐步构建硬化企业软信息的算法和大数据仓库(谢平、邹传伟, 2012),倒逼金融部门转型升级,提升金融资源配置效率(唐松等, 2019)和风险管理能力(Norden et al., 2014),这有助于打破传统金融的边界约束(张勋等, 2019),改善信贷资源错配,释缓创新企业融资约束(Laeven et al., 2015)。在此基础上,数字金融能够对海量标准化和非标准化数据进行挖掘,降低“金融部门—企业主体”的信息不对称程度,从而能够更好地将资源与企业创新项目的风险特征相互匹配,并规避金融市场中的逆向选择和道德风险问题(Demertzis et al., 2018),为改善企业技术创新提供了必要条件。

“金融是本质,科技是手段”。数字金融并没有改变自身的金融逻辑,更没有改变金融行业关于“风险—收益”这一基本内核。数字金融是技术创新与传统金融在基因层面融合产生的创新产物,技术创新是数字金融发展的潜在驱动力,在加速推动金融发展的同时,其本身又构成风险来源的重要组成部分,金融风险的传染性、外部性、隐蔽性等特征依然存在,甚至有着加剧的可能。具体来看,金融新业态的扩张存在其固有的成本及风险边界(CF40数字普惠金融研究课题组、纪志宏,2019),加之作为事前风险识别技术的大数据本身需要时间的沉淀(积淀集中起来的数据也有着被恶意窃取的风险可能),其识别算法也需要在实践中不断优化,对于绝大多数金融新业态企业而言,大数据处理的高规格配置需求与精准控制风险的必要性间形成的矛盾不易化解,这也使得数字金融服务于实体经济高质量发展有着较大阻碍。特别地,数字金融发展的确在一定程度上降低了地理距离的重要性,使得地区之间、金融机构之间的边界逐渐淡化,但“金融—技术—网络”所产生的聚合效应、扩散效应、关联效应、放大效应更为显著,金融风险极易通过数字金融迅速传递至整个金融系统中。

由此可见,无论是增量规模补充还是存量结构优化,数字金融的发展对企业技术创新究竟是产生激励或挤出效应,仍有待进一步的实证检验。更为重要的是,数字金融本身就具有放大或加速的客观功能,其效果也同时具有提高效率与强化诱发风险的双重性。基于数字金融、金融科技等新金融模式的高速发展,对其进行有效监管就成为一个十分必要的重大任务,这不但关乎着数字金融等的功效发挥、金融市场稳定,还与微观主体的创新驱动乃至整个经济的高质量发展密切相关。必须承认的是,包括数字金融发展在内的任何金融创新都无法回避金融创新、金融风险与金融监管三者间的理论逻辑迂回。在金融创新和金融监管之间,监管永远是滞后的(李扬,2019),但这并不意味着要放松对数字金融的监管。相反,我们更应当努力探索针对数字金融的监管绩效和可能路径,在探究数字金融与企业技术创新的影响范式时,将金融监管因素纳入考量更具有理论完备性以及实践的可解释性和操作性。

三、研究设计

(一)数据来源

本文以沪深两市上市A股企业作为研究对象,依据数字金融指数的起始年限(2011年)进行配对,构建2011~2017年的面板数据集。本文对数据进行了如下处理工作:第一,针对样本企业中的金融类、房地产类企业,本文给予剔除;第二,针对在期间挂牌ST和退市的企业,本文给予剔除;第三,针对在样本期间中进行IPO的企业,本文给予剔除;第四,为提高数据质量,本文以“5年连贯”为原则,保留那些至少连续5年数据连续的样本;第五,对数据中的变量(不包含虚拟变量)进行缩尾处理,最终得到一个12606个“企业—年份”的观测样本。企业的财务数据来自于Wind数据库,专利数据则来自于国泰安数据库,数字金融指数则来自北京大学的《数字金融普惠金融指数》。

(二)变量设定

1. 被解释变量

创新变量组(Pat 、 $Invp$ 、 $Genpat$)。以往的研究大多将企业的研发投入(R&D)作为企业技术创新能力的代理变量,但实际的技术创新活动具有典型高风险特征,研发投入有效转化为创新产出存在较大难度,以至于用这类指标测度企业技术创新能力有高估的可能。基于此,企业的专利创新产出数据在测度自身技术创新能力上可能更为适宜。本文依照现有企业专利申请数据,将企业专利数界分为3个档次:第一为企业的专利申请总数(Pat);第二为企业的发明专利申请数($Invp$),以表征企业的核心技术创新能力;第三为企业的低端专利申请数($Genpat$),以实用新型专利和外观设计专利之和作为代理变量。

2. 核心解释变量

数字金融(DIF)。本文借助北京大学互联网金融研究中心编制的《数字金融普惠金融指数》,该指数是以蚂蚁金服提供的数据为基础,衡量我国省级和城市级(未核算中国的港澳台地区)数字金融发展程度(郭峰等,2016;谢绚丽等,2018)。本文将其作为数字金融发展的代理变量,并对该指数进行了归一化处理。在本文的核心实证

部分,采用省一级层面口径的数字金融发展指数;在稳健性检验中,则选取了市一级层面的数字金融发展指数。

3. 中介传导变量

企业融资约束(*KZ-Index*)。在企业融资约束的测算上,本文借鉴 Kaplan 和 Zingales(1997),计算出相应的 *KZ* 指数,以此作为样本企业融资约束的代理变量(*KZ-Index*)。该指数越大,意味着企业所面临的融资约束程度越大,反之,则企业面临的融资约束程度越小。

财务费用率(*Financial-rate*)。采用企业财务费用占营业收入的比重来度量财务费用强度,该指标可以从侧面反映出企业融取资金所需要支付的各项费用。

企业杠杆(*Lev*)。选取资产负债率来衡量企业面临的债务约束,可以从侧面反映企业的还款能力,使用资产的杠杆程度。

财务风险(*Z-Score*)。借鉴 Altman(1968)的风险 *Z* 值法进行测算。*Z* 值越小,表明企业财务风险越大,陷入财务困境的概率越高;*Z* 值越大,意味着企业的财务风险越低。

4. 控制变量

为了尽可能克服遗漏变量的影响,本文纳入了企业微观层面的多个变量。包括企业年龄(*Age*)、资产规模(*LnTA*)、收入规模(*LnTI*,主营业务与其他业务收入之和)、股权集中度(*Equity*,第一大股东集中度)、资本密集度(*Capital*,总资产与主营业务之比)、净利润增长率(*NPR*)、两职合一(*Merge*,董事长与总经理兼任时取1,否则为0)与审计意见(*Opin*,审计单位出具标准无保留意见取0,否则为1)。详细描述性统计参见表1。

(三)模型设定与实证策略

构建如下估计模型:

$$PAT_{i,t} = \alpha + \beta_1 DIF_{i,t-1} + \sum \varphi CV + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (1)$$

在回归方程(1)中,被解释变量为企业的技术创新能力,以企业专利申请数变量作为代理变量(*Pat*、*Invp*、*Genpat*),核心解释变量为数字金融指数(*DIF*,省级层面);控制变量 *CV* 则包含了前述控制变量; ε 为模型随机误差项。在回归中,本文还进行了如下处理:第一,考虑到数字金融影响企业的技术创新活动需要一定时间,本文对数字金融指数进行滞后处理,这也能适度减轻反向因果问题。第二,在回归检验中,默认采用了聚类稳健标准误;第三,为吸收相关的固定效应,本文遵循了最典型的“双向固定效应模型(控制“时间—行业”虚拟变量)”进行检验。

四、基准实证结果与经济解释

(一)数字金融对企业技术创新的影响

表2针对“数字金融—企业技术创新”的基准关系进行了实证检验。在模型 M(1)~M(3)中,仅控制“时间—行业”固定效应。结果发现,数字金融发展(*L.DIF*)对企业总专利申请水平(*Pat*)和实质性专利申请水平(*Invp*)的回归系数均为正值,且均通过了1%的统计显著性检验,说明数字金融的发展有助于提升企业的实质性技术创新能力,而对企业非实质性专利申请水平(*Genpat*)影响并不显著。在纳入相关的控制变量集后(模型 M(4)~M(6)),上述结论依旧维持不变。这说明,在数字金融的影响下,企业的核心创新竞争

表1 描述性统计

Stats	N	Mean	Std.Dev	Min	Max	P25	P50	P75
						分位数特征		
<i>Pat</i>	12606	1.64893	1.623253	0	6.035481	0	1.445186	2.833213
<i>Invp</i>	12606	1.141217	1.321583	0	5.164786	0	0.693147	1.94591
<i>Genpat</i>	12606	1.204807	1.452557	0	5.560682	0	0.693147	2.25543
<i>DIF</i>	12606	0.625525	0.259085	0	1	0.476794	0.699297	0.830546
<i>KZ-Index</i>	12606	1.107766	1.799292	-76.2182	11.4815	0.507917	1.354893	1.99264
<i>Financial-rate</i>	12606	0.016272	0.036184	-0.07105	0.177563	-0.00177	0.009487	0.027219
<i>Lev</i>	12606	0.428047	0.205028	0.050038	0.854923	0.262688	0.422738	0.59043
<i>Z-Score</i>	12599	1.720857	0.766577	0.385194	4.006062	1.14718	1.604707	2.162219
<i>Age</i>	12606	2.733427	0.385725	1.386294	3.367296	2.564949	2.772589	2.995732
<i>Equity</i>	12606	34.96203	14.787	8.9465	74.295	23.1538	33.09215	45.0402
<i>LnTA</i>	12606	22.21902	1.246666	19.83969	25.9382	21.31976	22.03791	22.93789
<i>LnTI</i>	12606	21.52652	1.413666	18.51853	25.41461	20.53929	21.37263	22.37913
<i>Capital</i>	12606	1.145613	0.446183	0.32181	2.59129	0.837021	1.077818	1.384284
<i>NPR</i>	12606	7.036415	0.002556	7.020691	7.047378	7.036186	7.036497	7.036808
<i>Merge</i>	12468	0.242862	0.428829	0	1	0	0	0
<i>Audit</i>	12606	0.016024	0.125573	0	1	0	0	0

力得以逐步加强,展现出了显著的“结构性”创新动力,过往企业存在的“创新泡沫”问题可能有所减缓,这有助于中国企业走出在全球技术链条中“低端锁定”的困境。

本文认为,第一,区别于传统金融业态,数字金融是金融与科技在基因层面上进行深度融合的产物。其能够在很大程度上补足传统金融存在的短板,提供更加丰富多样的融资工具,进而更好地服务于微观企业主体的金融资源需要。数字金融甚至还能在一定程度上倒逼金融机构转型升级,盘活现有游离在正规金融体系之外的金融资源,从而为实体经济乃至技术创新部门提供更多助益。第二,数字金融所内嵌的大数据技术,能够引导金融(包括但不限于)要素跨时空配置,提高了经济系统内资源的流通效率,极大地便利了地区、行业间的要素交流,从而有助于企业技术创新活动的开展。第三,数字金融结合了区块链、云计算、人工智能等大数据技术,对非结构化、非标准化的海量信息进行归集、分类、解析与决策,能够有效缓解企业内部、企业间信息不对称问题。具体来看,企业在数字金融的支撑下,提升了自身归集、整合、解析信息的能力,能够帮助企业判断技术创新、市场潜力等方面的状况,提升企业技术创新决策的有效性。此外,在市场外部的监督压力下,企业会更加关注如何提升核心创新竞争力,从而将资源向这类高含量创新活动集中,对于那些经济潜能较低的专利创新(如 *Genpat*)而言,并不会产生显著裨益。

为了更精确地刻画数字金融发展对企业技术创新活动的影响,本文进一步将数字金融指数分解降维至两个对称的层面:数字金融覆盖广度(主要通过电子账户数等体现)和数字金融使用深度(包括但不限于支付业务、信贷业务等,考察其实际使用人数也测度人均交易额)。基于此来分析数字金融哪些层面的发展在促进企业技术创新上有着更显著的效果。即是表2所刻画数字金融创新驱动作用,究竟是因为参与数字金融的群体广泛,抑或是数字金融服务的层次更为深厚所导致的?表3的实证结果展示了“广度—深度”两个维度的发展程度对企业技术创新活动的影响。

研究发现,数字金融广度指标(*DIF-B*)对企业技术创新的影响效力并不明显,并且随时间推移展现了显著的衰减特征。具体来看,滞后2期的数字金融广度指标(*L2.DIF-B*)对企业实质性技术创新活动呈正向驱动作用(系数为正且通过了5%的统计显著性检验),而滞后3期的广度指标在模型M(5)中仅通过了10%水平的统计显著性检验,在滞后4期中则几乎

表2 数字金融发展对企业技术创新的影响:基准回归

	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Inpat</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Inpat</i>	M(6) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.455*** (2.81)	0.547*** (4.05)	0.049 (0.33)	0.509** (3.22)	0.444*** (3.40)	-0.096 (-0.67)
<i>Age</i>				-0.565*** (-13.61)	-0.271*** (-8.01)	-0.378*** (-9.77)
<i>Equity</i>				-0.003*** (-3.29)	-0.003*** (-3.45)	0.001 (1.24)
<i>LnTA</i>				0.864*** (9.58)	0.756*** (10.26)	0.682*** (8.23)
<i>LnTI</i>				-0.649*** (-7.34)	-0.494*** (-6.83)	-0.460*** (-5.65)
<i>Capital</i>				-1.513*** (-11.27)	-1.035*** (-9.43)	-0.955*** (-7.78)
<i>NPR</i>				-9.249* (-1.76)	-3.150 (-0.77)	-7.903* (-1.75)
<i>Merge</i>				0.129*** (3.83)	0.074*** (2.63)	0.064** (2.07)
<i>Audit</i>				-0.292*** (-2.90)	-0.253*** (-3.28)	-0.260*** (-3.08)
常数项	-0.444*** (-2.87)	-0.521*** (-4.03)	-0.059 (-0.41)	64.811* (1.75)	18.401 (0.64)	53.305* (1.68)
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10766	10766	10766	10642	10642	10642
adj.R ²	0.239	0.190	0.170	0.244	0.250	0.214

注:(1)***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平;(2)括号中是经过稳健标准误(Cluster聚类至企业层面)调整的*t*值。下文皆同不再赘述。

表3 数字金融发展对企业技术创新的动态叠加影响:指标降维(广度—深度)

Panel A 数字金融广度指标	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Inpat</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Inpat</i>	M(6) <i>Genpat</i>	M(7) <i>Pat</i>	M(8) <i>Inpat</i>	M(9) <i>Genpat</i>
<i>L2.DIF-B</i>	0.122 (0.84)	0.268** (2.19)	-0.148 (-1.11)						
<i>L3.DIF-B</i>				0.119 (0.72)	0.247* (1.79)	-0.118 (-0.78)			
<i>L4.DIF-B</i>							0.053 (0.28)	0.161 (1.01)	-0.107 (-0.61)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8810	8810	8810	6981	6981	6981	5164	5164	5164
adj.R ²	0.289	0.251	0.217	0.290	0.253	0.218	0.291	0.254	0.219
Panel B 数字金融深度指标	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Inpat</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Inpat</i>	M(6) <i>Genpat</i>	M(7) <i>Pat</i>	M(8) <i>Inpat</i>	M(9) <i>Genpat</i>
<i>L2.DIF-D</i>	0.350*** (2.89)	0.359*** (3.61)	0.138 (1.24)						
<i>L3.DIF-D</i>				0.412*** (3.02)	0.383*** (3.42)	0.207* (1.65)			
<i>L4.DIF-D</i>							0.457*** (2.85)	0.402*** (3.07)	0.286* (1.94)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8810	8810	8810	6981	6981	6981	5164	5164	5164
adj. R ²	0.290	0.252	0.217	0.291	0.254	0.219	0.292	0.255	0.219

展现不出具有统计显著差异的影响。与之呈鲜明对比的,是数字金融深度指标($DIF-D$)对企业技术创新的驱动效果十分突出(其回归系数也均比同期 $DIF-B$ 回归系数大),在滞后 2 期至滞后 4 期中基本保持了正向显著的统计特征。特别地, $DIF-D$ 在较长时间序列中均保持了对发明专利创新的显著促进作用,从而提升了企业的核心创新能力,而对非实质技术创新活动的驱动作用基本游离在边缘统计显著水平上。因此,数字金融深度指标展现出了显著的“结构性”创新驱动效应和时间序列上的动态叠加特征。表 3 的实证检验传递了更多有益的信息:数字金融的发展如若仅依靠面积覆盖而不实现深度挖掘,则很难为微观经济主体提供支持,也无法为经济高质量发展提供持续动力,这也为后续数字金融的发展指明了方向。

(二)稳健性检验与内生性处理

本文使用多种方法对基本模型进行稳健性检验。一是回归模型更替;二是剔除部分不易观测却又确实存在重大影响的因素(如金融危机、直辖市特征等);三是采用工具变量方法,试图解决可能存在的内生性问题,并且结合更替被解释变量和核心解释变量的计算口径重新进行验证。

1. 回归模型更替

第一,本项研究的被解释变量—专利产出(专利数据,对数值),呈现出零值堆积($Pile$)与正值连续分布共存的混合特征。针对这种数据结构,本文采用了 Tobit 模型进行检验。第二,考虑到回归模型中采用时间和行业的双向固定模型是一种常规做法,但可能较为“柔性”,对内生性控制尚不够严格。为此,本文借鉴 Moser 和 Voena(2012)关于控制“时间 \times 行业”的高阶联合固定效应方法(结果详见表 4)。不难发现,数字金融的发展依旧对企业技术创新展现出了显著的结构性创新驱动效应。

2. 剔除部分因素影响

企业的技术创新行为乃至数字金融的发展,同全球范围内的整体金融态势(金融冲击)都有着密切的关联,忽略了这类因素的考察可能会导致回归产生一定偏误。在本项研究的时间序列中,一个典型的金融事件冲击即是 2015 年的中国股灾。但客观来看,这类因素又难以通过特定的变量进行测度。有鉴于此,本文将中国股灾(2015 年)的影响进行了剔除,考虑到股灾的波及面和深度,本文还进一步删除了后续年份的样本,以尽可能排除股灾的后效干扰($M(1)\sim M(3)$ 的回归检验数据年限限定在 2011~2014 年)。此外,中国的直辖市存在较大的经济特殊性,数字金融的发展、企业的生产创新等活动也可能存在不同。对此,本文删除了直辖市的样本重新进行回归检验。表 5 的结果显示,本文的“数字金融有助于企业技术创新”核心结论并没有发生任何变异。

3. 内生性处理

在前述的实证检验中,本文对核心解释变量进行了滞后 1 期处理,以尽可能消除“企业创新越好的地方,数字金融发展越好”这一反向因果关系导致的内生性问题。但即便如此,实证回归方程中还会存在着遗漏变量等内生性偏差。基于此,本文借鉴邱晗等(2018)和谢绚丽等(2018)的研究,采用工具变量法进行研究,采用各省网络普及率(数据来源于《中国互联网络发展状况统计报告》)作为工具变量进行内生性处理。

在进行内生性处理之前,本文首先更换了被解释变量的计算口径(模型 $M(1)\sim M(3)$)。考虑到上市企业往往具有较多的子公司、联营合营企业,这类企业的专利创新产出也能够一定程度上代表母公司的创新能力。有鉴于此,依照原有的变量定义,将母公司的计算口径扩展至子公司、联营合营企业中(新变量标注了下标 N)。其次,本文还更换了核心解释变量的口径,采用城市一级的数字金融发展指数进行内生性检验(模型 $M(4)\sim M(6)$)。表 6 的工具变量检验

表 4 稳健性检验 I: Tobit 模型+固定效应调整

	M(1) Pat	M(2) Invpat	M(3) Genpat	M(4) Pat	M(5) Invpat	M(6) Genpat
L.DIF	0.392* (1.66)	0.749*** (3.43)	-0.207 (-0.78)	0.444* (1.70)	0.803*** (3.29)	-0.175 (-0.59)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	NO	NO	NO
“时间 \times 行业”联合固定效应	NO	NO	NO	YES	YES	YES
N	10642	10642	10642	8828	8828	8828

表 5 稳健性检验 II: 剔除部分因素的干扰

	M(1) Pat	M(2) Invpat	M(3) Genpat	M(4) Pat	M(5) Invpat	M(6) Genpat
L.DIF	0.749*** (3.27)	0.695*** (3.69)	-0.029 (-0.14)	1.586*** (7.51)	0.895*** (5.25)	0.888* (1.92)
	剔除金融危机的影响			剔除直辖市样本		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5209	5209	5209	8509	8509	7057
adj. R ²	0.244	0.251	0.213	0.233	0.247	0.205

均表明,不存在弱工具变量和过度识别问题,工具变量选取有效。在采用工具变量法减轻内生性问题后,数字金融对企业技术创新的促进作用依然显著,并且回归系数均比原有基准回归有一定幅度的提高。以上的稳健性检验和内生性处理表明,本文的核心结论是稳健的。

五、数字金融的“纠错配”、“补短板”功能与企业技术创新

(一)数字金融的靶向优化与企业技术创新

正如前文所述,传统金融结构在经济实践中暴露出的一些结构性错配问题,集中体现在“属性错配”、“领域错配”和“阶段错配”上,这显著地降低了金融支持实体经济的质效,也使得金融驱动微观主体技术创新的效果难尽初衷。在前述研究中,尽管基本可以确证数字金融对于企业技术创新产出的显著裨益。但值得追问的是,数字金融的发展能否校正传统金融存在的靶向偏离问题,从而提高金融支持实体经济技术创新的能力?为了回答上述问题,本文进一步分解了企业的结构差异:为考察“属性错配”问题,将企业分为“国有企业—非国有企业”;为考察“领域错配”问题,将企业分为“制造业—非制造业”;为考察“阶段错配”问题,将企业分为“成长期—成熟期—衰退期”,进行分样本检验。

表7中Panel A的分样本(产权属性分组)回归显示,非国有企业组别中,数字金融更能展现创新驱动效应:*L.DIF*对企业整体创新活动和实质性技术创新活动的回归系数均为正值,且均至少通过了5%的统计显著性检验;而在国有企业组别中,数字金融并没有展现出有偏向性的影响。这是因为,国有企业往往能够凭借国家信誉在传统融资市场中获取足够(乃至超额)的融资水平,数字金融对国有企业所能产生的影响并不明显。相比之下,非国有企业在融资市场中经常遭遇金融排斥(广金·广东金融高新区发展战略研究课题组,2019),本身就处在融资的“低水平均衡”中。如若出现融资境遇的改善(如数字金融的金融供给增加),将带来边际创新产出的较大提升。于此,数字金融驱动非国有企业的作用更为明显。在Panel B中(制造业属性分组),数字金融的影响依旧展现出了一定的差异特征。具体来看,尽管数字金融对非制造业企业的实质性技术创新有正向促进作用(系数为0.338且通过了5%的统计显著性检验),但数字金融对制造业企业的创新驱动效应更为明显,*L.DIF*对实质性技术创新的回归系数为0.612且在1%的水平上统计显著。特别地,对于制造业而言,数字金融对实质性技术创新的促进作用之大,甚至还带动了整体专利创新活动的增长。确实,中国作为一个典型的制造业大国,制造业承担着经济增长和创新转型两大重任,在当前经济下行压力加大的环境下,制造业企业面临着更为严苛的生存条件。数字金融的发展,为这类企业提供了更多元的融资渠道,在信息流转匹配上也多有助力,使得企业能够更好地将金融资源与创新活动相匹配,为制造业企业的创新活动提供了基础保障。由此可以看出,数字金融的发展,能够有效克服传统金融中存在的“属性错配”和“领域错配”问题,从而对技术创新起到了显著优化效果。

进一步地,过往的研究仅将特定金融模式

表6 内生性处理:2SLS工具变量法+被解释变量口径变换

	M(1) <i>Pat_{it}</i>	M(2) <i>Invp_{it}</i>	M(3) <i>Genpat_{it}</i>	M(4) <i>Pat_{it}</i>	M(5) <i>Invp_{it}</i>	M(6) <i>Genpat_{it}</i>
<i>L.DIF</i>	1.476*** (7.92)	1.264*** (7.46)	1.111*** (5.93)			
<i>L.DIF-City</i>				2.145*** (7.84)	1.841*** (7.38)	1.613*** (5.86)
Kleibergen-Paap rk LM statistic P-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic P-val	0.6834	0.8416	0.3136	0.9967	0.5579	0.4820
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8731	8731	8731	8711	8711	8711
adj. R ²	0.422	0.377	0.339	0.432	0.386	0.349

表7 数字金融发展对企业技术创新的影响:属性错配与领域错配

Panel A	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Invp_{it}</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Invp_{it}</i>	M(6) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	-0.141 (-0.61)	0.100 (0.51)	-0.420 (-0.94)	0.534** (2.47)	0.799*** (4.48)	0.008 (0.04)
	国有企业			非国有企业		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4797	4797	4797	5845	5845	5845
adj. R ²	0.341	0.312	0.273	0.230	0.188	0.168
Panel B	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Invp_{it}</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Invp_{it}</i>	M(6) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.443** (2.06)	0.612*** (3.34)	-0.049 (-0.24)	0.151 (0.70)	0.338** (2.01)	-0.009 (-0.05)
	制造业			非制造业		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6654	6654	6654	3988	3988	3988
adj. R ²	0.090	0.102	0.075	0.303	0.298	0.235

对企业支持的研究框定在同一时间截面特征下,忽略了企业在时间序列上所展现出的差异性特征。易言之,企业的发展和科技创新活动的黄金期,往往体现在企业的特定周期阶段之中。譬如,成长期企业往往具有较高的创新创造力而缺乏足够的资本将其进行“变现”,该生命阶段中的技术、经营风险尤为强烈;但是,市场中的金融部门对这类企业的有效金融供给往往存在不足(间接融资“嫌贫爱富”而直接融资规模体量偏小)。由此,成长期企业对于金融资源有着更为强烈的需求度。不难发现,对企业进行的金融支持,不单要关注是否能够得到金融支持,还要更关注什么阶段获得金融支持。在某些特定的情况下,后者比前者更重要。数字金融本身就嵌合了大数据技术,不单能够更高效识别何种企业需要金融支持,还能针对企业特定生命周期阶段进行精准对接,从而最大限度地提升金融资源的使用效率。基于上述讨论,本文在借鉴了黄宏斌等(2016)的技术手法上,对企业生命周期进行界分,并将其进一步嵌入了“数字金融—企业技术创新”的范式中进行检验(表8)。

研究发现,数字金融在企业的成长期和成熟期中都展现出了一定的创新驱动效果。具体来看,在成长期中,L_{DIF}对实质性技术创新的回归系数为0.428且通过了5%的统计显著性检验;在成熟期中,数字金融发展对实质性技术创新的影响同样为正且高度显著。稍有不同的是,数字金融对成熟期企业实质性创新活动的驱动之强(系数为1.018,通过了1%的统计显著性检验),甚至带动了整体专利创新水平上升(系数为0.757,t值为2.63)。相比之下,在企业衰退期中,数字金融的回归系数尽管均为正值,但t值偏小(最大仅为0.58)。这是因为,成长期企业的内部资源相对匮乏,数字金融的发展能够为其带来多样化的现金流。更重要的是,数字金融还能够提升企业处理、分析信息的能力,帮助企业做出更合理的技术创新决策。但毕竟囿于规模体量小等原因,数字金融对成长期企业的创新驱动能力并不如成熟期般强劲(0.428<1.018)。成熟期企业拥有着更丰厚的资源积淀、基础研发条件和市场份额,数字金融的支持能够更为彻底地释放企业的创新能力,因此企业技术创新活动的强度也会高于成长期。当企业进入衰退期后,企业自身的资源储备不足,进行技术创新的主观能动性减弱,依靠大数据技术而生的数字金融会有效识别出这类创新动能小的企业,从而降低对这类企业的支持。由此可以看出,数字金融的发展,能够有效克服传统金融中存在的“阶段错配”问题,从而对技术创新起到了显著优化效果。

(二)数字金融的缺项补足与企业技术创新

中国数字金融行业在近年迅速发展的主因之一,在于传统金融服务的供给在数量和质量上都无法满足社会的需求。根据黄益平和葛婷婷(2019)的整理发现,中国的金融抑制水平在130个经济体中长期处于较高水平,并且这种金融抑制改善的进程相对缓慢,使得中国经济体中庞大的金融需求无法得到有效对接,以至于数字金融的诞生和发展被市场迅速接受并呈现展现出了极高的潜力。从这个角度来看,数字金融本身就有着较为明显的增量补充“普惠效果”。在上述逻辑下,在传统金融部门发展相对较弱的地区,数字金融理应能够对企业的技术创新活动形成增益,从而形成一定的普惠覆盖。

有鉴于此,本文尝试在“数字金融—企业技术创新”中嵌入金融禀赋条件进行分析,并按照传统金融部门的划分标准,遵循银行部门和资本市场部门两条主线进行深入探讨。其中,银行业部门采用张成思等(2013)的研究方法,利用各省份贷款规模总量与其GDP规模的比值来测度;而资本市场部门则借鉴Allen和Qian(2005)的分析方法,采用各省份年末股票流通总市值与GDP总量的比值来测算,将非流通股的干扰剔除在外,以期更为准确衡量各地区资本市场发展状况。在此基础上,本文以传统金融部门测度指标的中位数作为界分标准,探讨在不同的金融禀赋条件下,数字金融对企业技术创新的差异化作用(表9)。

首先基于银行业部门发展状况差异检验数字金融对企业技术创新活动的影响

表8 数字金融发展对企业技术创新的影响:阶段错配

	M(1) Pat	M(2) Inpat	M(3) Genpat	M(4) Pat	M(5) Inpat	M(6) Genpat	M(7) Pat	M(8) Inpat	M(9) Genpat
L _{DIF}	0.004 (0.02)	0.428** (2.21)	-0.299 (-1.44)	0.757*** (2.63)	1.018*** (4.36)	0.070 (0.26)	0.184 (0.46)	0.195 (0.58)	0.011 (0.03)
生命周期	成长期			成熟期			衰退期		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5041	5041	5041	3527	3527	3527	1523	1523	1523
adj. R ²	0.286	0.210	0.210	0.265	0.237	0.195	0.335	0.281	0.257

(Panel A)。研究发现,在银行业部门发展较好的地区,数字金融对企业实质性创新能力的促进作用显著为正(系数为0.347且通过了5%的统计显著性检验);在银行业部门发展较差的地区,数字金融对企业3种层次的技术创新活动都展现出了明显的正向驱动(系数为正且均通过了1%的统计显著性检验)。特别地,在银行业部门较差的情况下,数字金融对企业实质性技术创新能力的驱动作用反而更加明显($1.915 > 0.347$)。与之类似的,在不同资本市场部门发展的差异下(Panel B),在资本市场发展较差的区域,数字金融发展对企业3种层次技术创新活动的促进作用均通过了1%的统计显著性检验,而在资本市场发展较好的区域,数字金融并没有展现出具有统计显著差异的影响。本文认为,无论是银行业抑或是资本市场,其发展水平都在一定程度上代表着该地区的金融发展程度,银行业部门(资本市场部门)发展水平越低,意味着当地的金融抑制程度可能更为严峻,此时数字金融施展效用的空间就越大,能够在一定程度上替代传统金融模式支持实体经济,从而形成较好的创新驱动效果。上述实证结果和经济解释,在很大程度上发现了数字金融能够有效覆盖金融发展较差地区的经济主体发展需求,从而具有了较为显著的普惠特征^②。

六、数字金融驱动企业技术创新的机制识别检验

前述研究显示,数字金融发展程度越好,那么企业的技术创新产出水平就越高,特别是对于实质性技术创新产出而言更是如此。对于数字金融的变化来看,数字金融的覆盖广度和服务深度都有助于提升企业的技术创新能力,但强化服务深度是驱动企业技术创新的核心路径。上述研究为我们深刻理解数字金融的影响效果提供了坚实的经验证据。但前文仅针对“数字金融—企业技术创新”之间的整体影响进行刻画,其中的机制黑箱尚未打开。于此,需要进一步研究的是数字金融影响企业技术创新的具体渠道机制。对此,本文选取了“融资约束与财务费用”和“杠杆与风险稳定”两类渠道进行验证。为了刻画出数字金融影响企业技术创新活动的具体渠道机制,本文设置了递归方程(方程(2)~方程(4))进行识别检验。

$$PAT_{i,t+1} = \phi + \phi_1 DIF_{i,t-1} + \sum \varphi CV + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (2)$$

$$Mediator_{i,t} = \theta + \theta_1 DIF_{i,t-1} + \sum \varphi CV + \sum Year + \sum Ind + \tau \quad (3)$$

$$PAT_{i,t+1} = \phi' + \phi'_1 Mediator_{i,t} + \phi'_2 DIF_{i,t-1} + \sum \varphi CV + \sum Year + \sum Ind + \xi \quad (4)$$

在中介变量的选取上,本文选取了企业的融资约束($KZ-Index$)、财务费用率($Financial-rate$)、企业杠杆(Lev)、财务风险($Z-Score$)作为中介传导变量。其余设定同上所述。在中介变量的选取上,本文从两条路径进行研究,一是“融资约束与财务费用”;二是“杠杆与风险稳定”。选择这两类为中介变量的原因是,第一,正如前文所述,数字金融的发展,拓宽了企业融资渠道,也在很大程度上优化了现有金融机构的授信技术流程,有可能在改善企业融资约束的基础上降低融资费用,从而为技术创新活动的开展提供便利条件;第二,依循上述逻辑,如若数字金融发展能够有效缓解企业“融资难、融资贵”问题,那么则能够在一定程度上优化企业内部的财务行为,降低不必要的杠杆水平,提升财务稳定性,进而对企业技术创新形成一定助益。当然,上述可能的机制路径探讨仅停留在理论层面,还需要实证加以确认(详细的实证结果参见表10~表11)。

数字金融发展的一个最突出特征,就在于其能够有效作为一个增量补充,覆盖企业的融资需求。在表10的Panel A中, $L.DIF$ 对企业融资约束变量($KZ-Index$)的回归系数显著为负且高度显著,意味着数字金融极大地缓解了企业融资约束,这也与谢绚丽等(2018)的研究保持一致。进一步地,企业融资约束变量对企业的总

表9 数字金融发展对企业技术创新的影响:普惠特征检验

Panel A	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Invp</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Invp</i>	M(6) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.295 (1.51)	0.347*** (2.15)	-0.014 (-0.08)	1.935*** (4.64)	1.915*** (5.49)	1.255*** (3.21)
	银行业部门发展好			银行业部门发展差		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6453	6453	6453	4189	4189	4189
adj. R ²	0.304	0.266	0.228	0.273	0.236	0.204
Panel B	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Invp</i>	M(3) <i>Genpat</i>	M(4) <i>Pat</i>	M(5) <i>Invp</i>	M(6) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.009 (0.04)	0.120 (0.64)	-0.277 (-1.34)	1.249*** (4.07)	1.032*** (4.06)	0.905*** (3.08)
	资本市场部门发展好			资本市场部门发展差		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5979	5979	5979	4663	4663	4663
adj. R ²	0.292	0.258	0.221	0.289	0.241	0.215

创新水平、实质性专利创新活动水平有着显著的抑制作用。这意味着,在企业融资约束得以缓解的情况下,企业内部充裕的现金流能够为企业的研发活动提供保障,从而促进了企业实质性创新产出的提升。由此,数字金融缓解了企业的融资约束,从而为自身的技术创新活动营造了更加宽松有利的条件。从另外一个角度来看,数字金融所内嵌的大数据技术能够增强企业的财务信息输出能力,使得外部融资机构更好地甄别有效信息进而提高融资的可获性。顺延上述逻辑,数字金融理应在融资问题上具有一定的“降成本”功效。在 Panel B 的检验中,数字金融对企业的财务费用率(*Financial-rate*)有着高度显著的抑制作用(系数为-0.046且 t 值为-13.79)便为上述猜测提供了经验支撑。企业财务费用的高企并不利于企业技术研发活动的开展(*Financial-rate*对*Pat*和*Invp*的回归系数显著为负),数字金融降低企业财务费用的后果,实质上即是可用资金的增加,这无疑能够激发企业的创新活力。表10的实证结果发现,数字金融发展有效克服了企业的“融资难、融资贵”问题,从而为技术创新活动提供了显著动力。

在表11中,本文转向了“杠杆与风险”机制的考察。研究发现,数字金融发展起到了很好的“去杠杆”效应(*L.DIF*在Panel A中的系数为-0.221且通过了1%的统计显著性检验)。确实,数字金融发展改善了企业的融资境遇后,企业通过加杠杆的方式来融取资金的需求便会降低。特别地,数字金融中的大数据、区块链、云计算等新型技术,能够为企业技术项目开展提供必要支撑条件,在企业经营实力增强的情况下,也会逐步降低对杠杆的主动性需求。在经济实践中,企业的杠杆率水平越高,则意味着企业的资源约束越紧张,企业的经营决策对那些长期性、高风险、大资金需求的创新活动会产生一定的排斥,从而降低了企业的创新产出水平(Panel A中*Lev*对企业创新的影响多显著为负)。因此,数字金融的“去杠杆”效应会形成对创新(特别是实质性技术创新)的驱动作用。综合上述讨论,数字金融发展能改善融资境遇、降低财务费用,甚至具有明显的去杠杆效果。特别地,数字金融发展能够帮助企业提升自身的管理水平,降低杠杆需求等,进而提升财务建制的稳定性和有效性。如此一来,必然会提升企业内部的财务风险稳定水平。在Panel B中,数字金融发展对企业财务风险稳定(*Z-Score*)有明显裨益(系数为正且高度显著),便印证了上述观点。进一步地,企业财务风险稳定是企业技术创新活动的重要保障(*Z-Score*对3种层次的技术创新活动均有显著正面作用):企业财务风险稳定水平越高,越能够为企业研发创新提供良好的制度、金融条件。由此,形成了“数字金融→(提升)企业财务稳定→(促进)企业技术创新”的正向传导路径。

表10 数字金融发展影响企业技术创新的渠道机制:融资约束与财务费用

Panel A	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>KZ-Index</i>	M(3) <i>Pat</i>	M(4) <i>Invp</i>	M(5) <i>Invp</i>	M(6) <i>Genpat</i>	M(7) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.369* (1.92)	-0.974*** (-5.42)	0.309 (1.60)	0.489*** (3.01)	0.456*** (2.80)	0.015 (0.08)	-0.030 (-0.17)
<i>KZ-Index</i>			-0.048*** (-4.60)		-0.026*** (-2.96)		-0.035 (-1.54)
机制识别	机制有效—正向传导			机制有效—正向传导		机制中断	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7014	10642	7014	7014	7014	7014	7014
adj. R ²	0.285	0.089	0.287	0.246	0.247	0.213	0.214
Panel B	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Financial-rate</i>	M(3) <i>Pat</i>	M(4) <i>Invp</i>	M(5) <i>Invp</i>	M(6) <i>Genpat</i>	M(7) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.369* (1.92)	-0.046*** (-13.79)	0.177 (0.91)	0.489*** (3.01)	0.334** (2.05)	0.015 (0.08)	-0.141 (-0.78)
<i>Financial-rate</i>			-4.287*** (-7.84)		-3.450*** (-7.48)		-3.477 (-1.63)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7014	10642	7014	7014	7014	7014	7014
adj. R ²	0.285	0.310	0.291	0.246	0.252	0.213	0.218

表11 数字金融发展影响企业技术创新的渠道机制:杠杆与风险稳定

Panel A	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Lev</i>	M(3) <i>Pat</i>	M(4) <i>Invp</i>	M(5) <i>Invp</i>	M(6) <i>Genpat</i>	M(7) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.369* (1.92)	-0.221*** (-13.11)	0.225 (1.16)	0.489*** (3.01)	0.377** (2.30)	0.015 (0.08)	-0.065 (-0.36)
<i>Lev</i>			-0.624*** (-5.67)		-0.484*** (-5.21)		-0.345 (-1.44)
机制识别	机制有效—正向传导			机制有效—正向传导		机制中断	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7014	10642	7014	7014	7014	7014	7014
adj. R ²	0.285	0.445	0.288	0.246	0.249	0.213	0.214
Panel B	M(1) <i>Pat</i>	M(2) <i>Z-Score</i>	M(3) <i>Pat</i>	M(4) <i>Invp</i>	M(5) <i>Invp</i>	M(6) <i>Genpat</i>	M(7) <i>Genpat</i>
<i>L.DIF</i>	0.369* (1.92)	0.940*** (15.20)	0.203 (1.04)	0.489*** (3.01)	0.315* (1.92)	0.015 (0.08)	-0.055 (-0.30)
<i>Z-Score</i>			0.172*** (5.77)		0.180*** (7.16)		0.072** (2.57)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7014	10636	7010	7014	7010	7014	7010
adj. R ²	0.285	0.485	0.288	0.246	0.251	0.213	0.213

七、进一步研究：金融监管下的数字金融创新驱动效应

从数字记账、电算化、信息化到网络化的金融行业发展历史本质来看,其本身也属于科技行业,技术的更新迭代应用,将金融与科技两种元素不断地进行深度融合,在不同阶段形成“技术驱动型金融创新”。数字金融的产生也是在当下大数据、人工智能时代趋势下,金融通过前沿科技的再次技术迭代创新的一个过程,其内涵和本源依旧是金融。这种金融模式主要集中在技术层面、交易层面上的创新,在很大程度上有助于缓解传统金融行业的痛点和堵点。但数字金融也存在着数据流失、金融欺诈、定向威胁(APT)攻击等风险,进而对监管系统乃至金融体系造成显著冲击。在数字金融迅速推进的背景下,“金融效率—金融安全”的平衡困境尤为突出。数字金融对于传统金融的监管模式提出了前所未有的挑战,在金融促进实体经济创新的同时有效把控风险,是经济高质量发展的重要命题。加强对数字金融、金融科技等的监管正逐步得到重视。2015年7月,中国人民银行联合多个部门颁布《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》,标志着互联网金融监管的正式启动。随后,银监会、国务院金融稳定发展委员会乃至国家层面均深化金融科技和数字金融监管的布局。监管的加强势必影响金融科技和数字金融的发展。一方面,加强监管无疑有助于守住金融风险底线,提升运行效率,进而实现高质量发展。另一方面,数字金融技术创新的复杂性、内生性、易变性特征,放大了当前监管的不足,在金融监管改革滞后的情况下,不恰当的金融监管也可能束缚数字金融和金融科技的发展范围和效能释放,阻碍企业创新发展。在监管加强之下,数字金融能否展现出有效的创新驱动效果?这是本部分重点回答的问题。

针对“数字金融—企业技术创新”的范式,本部分进一步嵌入金融监管元素进行研究。借鉴王韧等(2019)的研究,本文采用“区域金融监管支出”作为金融监管的基础代理变量,并采用区域金融业增加值消除了规模的影响,即 $Supervision = \text{区域金融监管支出} / \text{金融业增加值}$ 。首先,基于金融监管强度进行分组处理(以50%分位数为界),重新进行方程(1)的回归检验;其次,为确保研究结果的稳健性与确当性,本文还采用数字金融与金融监管的交互项进行研究(参见回归方程(5)),以分析在金融监管的不同强度下,数字金融对企业技术创新的驱动作用。

$$PAT_{it} = \alpha + \beta_1 DIF_{it-1} + \beta_2 (DIF_{it-1} \times Supervision_{it-1}) + \beta_3 Supervision_{it-1} + \sum \varphi CV + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (5)$$

在方程(5)中,本文将核心解释变量数字金融发展(DIF)和金融监管(Supervisor)进行交互处理,得到交互项($DIF \times Supervisor$);在控制变量组CV中,则包含了前述控制变量; ε 为模型随机误差项。在回归中,重点关注交互项的结果:如若交互项系数显著为正,则意味着在金融监管下的数字金融,能够发挥出更强的创新驱动效应;如若交互项系数为负且显著,则说明当前金融监管与数字金融发展之间还存在一定的不匹配问题。

实证研究发现(表12),在金融监管较强区间中(模型M(1)~M(3)),数字金融对各个层次的企业技术创新都有着显著的驱动效应(系数为正且均通过了1%的统计显著性检验);而在金融监管较弱的区间中(模型M(4)~M(6)),数字金融仅对 $Invpatt$ 有边缘显著的正向影响(t值仅为1.94)。这说明,较好的金融监管是发挥数字金融对技术创新驱动作用的重要基础条件。为了进一步确保研究的稳健,在模型M(7)~M(9)中,本文将金融监管变量($Supervision$)同数字金融(DIF)进行交互处理,交互项系数($L.DIF \times L.Supervision$)在3种层次的技术创新活动都有着显著促进作用,从而确证了“数字金融在较强的金融监管下有助于发挥对技术创新的驱动效果”。本文认为,伴随着金融监管强度的增大,降低了数字金融、金融科技在金融领域出现的套利和风险衍生行为,有助于数字金融行业规范化、有序化的发展,更好实现“金融服务实体经济”的重要目标。更重要的是,金融监管有助于强化数字金融的“靶向性”和“安全性”,在实现数字金融产品精准供给的同时,能够借助金融监管防范流动性、信用性等微观风险,增强企业的数字金融可获性和利用深度,对于提升企业技术创新而言有着显著裨益。

为了进一步检验研究的稳健性与确当性,本文借助表3的实证逻辑,将数字金融进行“广度—深度”的切

分,并依照表12的实证路径进行检验,相关的结果列示在表13中。研究发现,在数字金融广度(Panel A)和深度(Panel B)组别中,在金融监管较强的情况下,数字金融都发挥了较好的促进功效,特别的,数字金融深度指标(L.DIF-D)在3个层次的技术创新活动中都显著为正(均通过了1%的统计显著性检验),且系数数值较之于广度指标(L.DIF-B)更大;在金融监管较弱的情况下,两类数字金融的回归系数同样显著,但在深度指标回归中,L.DIF-D对实质性技术创新的促进作用,带动了整体专利创新活动的增长,展现出了更好的效果。进一步通过交互项系数来识别其结果的稳健性后发现,较强金融监管下的两类数字金融指标,都展现出了对创新驱动的有益效果。但具体比较而言,在金融监管的影响下,更具深度的数字金融发展较之于更具广度的数字金融发展,对企业技术创新活动所产生的裨益更加明显。综合上述讨论,本部分的研究,即发现了“金融监管下的数字金融有助于企业技术创新”的特征事实,又进一步确证了前文(表3)实证检验的结果:“数字金融深度的发展较之于广度而言更能促进企业技术创新”。由此不难发现,本研究的内容是一致且逻辑连贯的。

八、研究结论与政策建议

近年来,新兴的数字金融已深刻地烙印在传统金融行业沿革中,这种新的金融服务业态对中国经济的高质量发展产生了重大影响。本文就数字金融赋能企业技术创新问题展开研究,借助2011~2017年沪深两市A股上市公司数据,实证检验数字金融对企业技术创新的影响、机制和监管问题,主要得到以下结论。第一,数字金融发展对企业技术创新具有显著的“结构性”创新驱动作用,特别是具有深度的数字金融发展对企业创新活动的裨益更为明显。第二,一方面,数字金融的发展很好地校正了传统金融中存在的“属性错配”、“领域错配”和“阶段错配”问题,能够更具靶向性地支持企业技术创新活动;另一方面,数字金融的发展有效填补了传统金融发展存在的空白,在银行业部门和资本市场部门发展较差的地区,数字金融扮演着驱动企业技术创新的重要角色。第三,数字金融发展能够有效缓解企业“融资难、融资贵”问题,并驱动企业去杠杆和提升财务稳定性,这有助于赋能企业技术创新活动,提升创新产出。第四,有效的金融监管是数字金融发挥创新驱动作用的重要条件,特别是具有深度的数字金融发展,在金融监管下更能够展现出对企业技术创新的正向促进作用。

本文具有以下重要的政策启示:第一,应当给予科技和金融深度融合的支持政策,在守住风险的底线之下,给足“试点融错”空间,鼓励和完

表12 数字金融、金融监管与企业技术创新

	M(1) Pat	M(2) Invpat	M(3) Genpat	M(4) Pat	M(5) Invpat	M(6) Genpat	M(7) Pat	M(8) Invpat	M(9) Genpat
L.DIF	0.720*** (2.68)	0.760*** (3.42)	0.718*** (2.89)	0.321 (1.49)	0.351* (1.94)	0.042 (0.21)	-0.066 (-0.19)	0.135 (0.94)	-0.341** (-2.18)
L.DIF×L.Supervision							28.737*** (5.39)	19.386*** (4.80)	28.437*** (6.82)
L.Supervision							-16.196*** (-5.12)	-12.842*** (-5.33)	-13.676*** (-5.73)
	金融监管较强区间			金融监管较弱区间			交互项处理		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5222	5222	5222	5420	5420	5420	10434	10434	10434
adj. R ²	0.294	0.255	0.215	0.292	0.253	0.216	0.294	0.254	0.220

表13 数字金融、金融监管与企业技术创新:基于核心指标的降维分解

	M(1) Pat	M(2) Invpat	M(3) Genpat	M(4) Pat	M(5) Invpat	M(6) Genpat	M(7) Pat	M(8) Invpat	M(9) Genpat
Panel A 数字金融广度指标									
L.DIF-B	0.381* (1.78)	0.431** (2.41)	0.190 (0.95)	0.215 (1.16)	0.308** (1.97)	-0.075 (-0.45)	-0.197 (-0.65)	0.038 (0.31)	-0.446*** (-3.39)
L.DIF-B×L.Supervision							30.859*** (5.10)	20.407*** (4.69)	31.396*** (7.05)
L.Supervision							-17.035*** (-5.04)	-13.234*** (-5.35)	-14.843*** (-6.10)
	金融监管较强区间			金融监管较弱区间			交互项处理		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5222	5222	5222	5420	5420	5420	10434	10434	10434
adj. R ²	0.294	0.255	0.224	0.292	0.253	0.216	0.294	0.254	0.220
Panel B 数字金融深度指标									
L.DIF-D	0.953*** (4.57)	0.940*** (5.57)	0.575*** (2.98)	0.326** (2.12)	0.227* (1.77)	0.227 (1.60)	0.042 (0.17)	0.124 (1.19)	-0.127 (-1.10)
L.DIF-D×L.Supervision							33.976*** (5.71)	22.623*** (4.92)	33.978*** (7.32)
L.Supervision							-17.080*** (-5.31)	-13.501*** (-5.32)	-14.522*** (-5.99)
	金融监管较强区间			金融监管较弱区间			交互项处理		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5222	5222	5222	5420	5420	5420	10434	10434	10434
adj. R ²	0.296	0.258	0.226	0.292	0.252	0.216	0.294	0.255	0.220

善配套产业发展,打好信息技术基础,依法合规破除当前数据孤岛困局,推进信息有效流动,积极推动大数据,人工智能等高端核心技术的发展,助力数字金融服务的能力深化,为数字金融反哺创新活动打下坚实基础。同时,为更好地发挥数字金融驱动创新发展的正面作用,需要助力企业获取更为便捷、定价合理的金融服务,这也意味着应当鼓励多元化的金融业态,为数字金融精准有效甄别、赋能企业创新活动提供良好制度环境,为数字金融释放经济增长新动能提供保障。

第二,数字金融的发展,仍然需要建立在完善和补充金融体系的基础上,尤其是针对我国以银行为主导的金融结构,传统金融机构应当拥抱数字金融发展趋势,将金融资源精准下沉到实体企业中,对融资需求旺盛、创新能力优的企业给予足够的金融支持。传统金融机构应当充分利用数字技术有效地甄别高效率企业,从而助力创新型企业获得覆盖面更广、价格更为低廉的资金。具体体现在,在事前识别企业画像中,重点关注如何提高对企业信用状况的评估,为定制个性化的金融服务和产品提供支持;在事中金融服务过程中,应充分将人工智能、智能投顾等技术优势与金融产品链接起来,为企业定制具有附加价值的综合性金融服务,赋能企业创新活动;在事后风险控制环节,发挥区块链技术的优势,构建动态的预警风险控制系统。

第三,当前金融监管体系亟须与时俱进进行变革,平衡好金融风险与支持实体经济创新发展之间的关系。为此,监管部门应当实施有持续性、重点性的政策,避免突发性的强力干预,稳定市场的政策预期。进一步加强宏观审慎管理,在行为和功能监管等领域建立起相应的制度机制。与此同时,促进监管科技的深度发展是宏观审慎管理的重要内容,提升监管科技的针对性、即时性与穿透性,借助数字技术、人工智能等科技手段,构建监管科技体系。例如,实施监管沙盒机制,为数字金融服务实体经济发展中划定安全区间,实施激励相容的监管政策。此外,也需要注重过程监管,增强监管信息的传递效率,有效地引导数字金融为创新发展注入动能,并防范其发展中可能诱发的金融风险等乱象。

(作者单位:唐松,广东金融学院金融科技工程技术开发中心;伍旭川,中国人民银行金融研究所互联网金融研究中心;祝佳,广东金融学院金融科技工程技术开发中心。责任编辑:张世国)

注释

①2018年,中国受理专利申请数量连续8年位居全球之首,达到创纪录的154万件,几近占据全球专利申请总量的半壁江山(46.4%),其数量相当于排名第2位至第11位申请量之和。但基于世界知识产权组织和美国康奈尔大学等机构发布《2018全球创新指数报告》中显示,中国的创新力排名却仅为17位。二者之间的差距在很大程度上折射出中国的“专利泡沫”困境。

②谢绚丽等(2018)的研究发现,对于那些城镇化率较低的地区和注册资本较少的微型企业,数字金融发展具有更显著的创业促进作用。这与本文的实证发现,即“对于那些金融部门发展程度较低的地区,数字金融发展具有更显著的技术创新驱动效果”,在本质上是一致的。

参考文献

- (1) Allen, F., Qian, J. and Qian, M., 2005, “Law, Finance and Economic Growth In China”, *Journal of Financial Economics*, Vol.77, pp.57~116.
- (2) Altman, 1968, “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *Journal of Finance*, Vol.4, pp. 589~609.
- (3) Demertzis, M., Merler, S. and Wolff, G. B., 2018, “Capital Markets Union and the Fintech Opportunity”, *Journal of Financial Regulation*, Vol.4, pp.157~165.
- (4) Duarte, J., Siegel, S. and Young, L., 2012, “Trust and Credit: The Role of Appearance In Peer-To-Peer Lending”, *Review of Financial Studies*, Vol.25, pp.2455~2483.
- (5) Gomber, P., Kauffman, R. J. and Parker, C., 2018, “On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption and Transformation In Financial Services”, *Journal of Management Information Systems*, Vol.35, pp.220~265.
- (6) Hsu, P., Tian, X. and Xu, Y., 2014, “Financial Development and Innovation: Cross-Country Evidence”, *Journal of Financial Economics*, Vol.112, pp.16~135.
- (7) Kaplan, S. N. and Zingales, L., 1997, “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.112, pp.169~215.
- (8) Laeven, L., Levine, R. and Michalopoulos, S., 2015, “Financial Innovation and Endogenous Growth”, *Economics Working Papers*, Vol.24, pp.1~24.
- (9) Lee, I. and Shin, Y. J., 2018, “Fintech: Ecosystem, Business Models, Investment Decisions and Challenges”, *Business Horizons*, Vol. 61, pp.35~46.
- (10) Lim, D. S. K., Morse, E. A. and Mitchell, R. K., 2010, “Institutional Environment and Entrepreneurial Cognitions: A Comparative

Business Systems Perspective”, *Entrepreneurship Theory & Practice*, Vol.34, pp.491~516.

(11) L’uboš PÁstor and Veronesi, P., 2009, “Technological Revolutions and Stock Prices”, *American Economic Review*, Vol.99, pp.1451~1483.

(12) Moser, P. and Voena, A., 2012, “Compulsory Licensing: Evidence from the Trading With The Enemy Act”, *American Economic Review*, Vol.102, pp.396~427.

(13) Norden, L., Buston, C. S. and Wagner, W., 2014, “Financial Innovation and Bank Behavior: Evidence from Credit Markets”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.43, pp.130~145.

(14) Romer, P. M., 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, Vol.98, pp.S71~S102.

(15) Seyoum, M., Wu, R. and Yang, L., 2015, “Technology Spillovers from Chinese Outward Direct Investment: the Case of Ethiopia”, *China Economic Review*, Vol.33, pp.35~49.

(16) Treleven, P., 2015, “Financial Regulation of Fintech”, *Journal of Financial Perspectives*, Vol.4, pp.114~121.

(17) 陈斌开、林毅夫:《金融抑制、产业结构与收入分配》,《世界经济》,2012年第1期。

(18) CF40 数字普惠金融研究课题组、纪志宏:《数字金融的普惠机制及可持续发展》,《新金融评论》,2019年第1期。

(19) 戴静、杨笋、刘贵春、许传华:《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》,《金融研究》,2020年第2期。

(20) 傅秋子、黄益平:《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》,《金融研究》,2018年第11期。

(21) 广金·广东金融高新区发展战略研究课题组:《新时代民营企业融资困境的成因与治理方略:解读习近平总书记金融改革思想》,《金融经济研究》,2019年第3期。

(22) 郭峰、孔涛、王靖一、张勋、程志云、阮方圆、孙涛、王芳:《中国数字普惠金融指标体系与指数编制》,《北京大学数字金融研究中心工作论文》,2016年。

(23) 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》,《国际金融研究》,2017年第8期。

(24) 何瑛、于文蕾、戴逸驰、王砚羽:《高管职业经历与企业创新》,《管理世界》,2019年第11期。

(25) 黄浩:《数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验》,《经济学家》,2018年第4期。

(26) 黄宏斌、翟淑萍、陈静楠:《企业生命周期、融资方式与融资约束——基于投资者情绪调节效应的研究》,《金融研究》,2016年第7期。

(27) 黄益平、葛婷婷:《评估中国金融改革:抑制性金融政策的动态效应》,《清华金融评论》,2019年第5期。

(28) 黄益平、黄卓:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》,2018年第4期。

(29) 黄益平:《中国数字金融能否持续领先?》,《清华金融评论》,2018年第11期。

(30) 贾俊生、伦晓波、林树:《金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析》,《金融研究》,2017年第1期。

(31) 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》,《经济研究》,2016年第4期。

(32) 李扬:《完善金融制度是金融科技健康发展的前提》,《清华金融评论》,2019年第5期。

(33) 龙小宁、易巍、林志帆:《知识产权保护的价值有多大?——来自中国上市公司专利数据的经验证据》,《金融研究》,2018年第8期。

(34) 苗文龙、何德旭、周潮:《企业创新行为差异与政府技术创新支出效应》,《经济研究》,2019年第1期。

(35) 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》,《金融研究》,2018年第11期。

(36) 权小锋、尹洪英:《中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验》,《管理世界》,2017年第1期。

(37) 唐松、赖晓冰、黄锐:《金融科技创新如何影响全要素生产率:促进还是抑制?——理论分析框架与区域实践》,《中国软科学》,2019年第7期。

(38) 唐松:《新中国金融改革70年的历史轨迹、实践逻辑与基本方略——推进新时代金融供给侧改革,构建强国现代金融体系》,《金融经济研究》,2019年第6期。

(39) 王韧、张奇佳、何强:《金融监管会损害金融效率吗》,《金融经济研究》,2019年第6期。

(40) 王玉泽、罗能生、刘文彬:《什么样的杠杆率有利于企业创新》,《中国工业经济》,2019年第3期。

(41) 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》,2004年第5期。

(42) 谢平、邹传伟:《互联网金融模式研究》,《金融研究》,2012年第12期。

(43) 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》,《经济学(季刊)》,2018年第4期。

(44) 徐细雄、李万利:《儒家传统与企业创新:文化的力量》,《金融研究》,2019年第9期。

(45) 杨东:《监管科技:金融科技的监管挑战与维度建构》,《中国社会科学》,2018年第5期。

(46) 易信、刘凤良:《金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架》,《管理世界》,2015年第10期。

(47) 余泳泽、胡山:《中国经济高质量发展的现实困境与基本路径:文献综述》,《宏观质量研究》,2018年第4期。

(48) 张成思、朱越腾、芦哲:《对外开放对金融发展的抑制效应之谜》,《金融研究》,2013年第6期。

(49) 张军扩、侯永志、刘培林、何建武、卓贤:《高质量发展的目标要求和战略路径》,《管理世界》,2019年第7期。

(50) 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,2019年第8期。

(51) 赵子乐、林建浩:《海洋文化与企业创新——基于东南沿海三大商帮的实证研究》,《经济研究》,2019年第2期。

(52) 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》,《金融研究》,2017年第12期。

Digital Finance and Enterprise Technology Innovation : Structural Feature, Mechanism Identification and Effect Difference under Financial Supervision

Tang Song^a, Wu Xuchuan^b and Zhu Jia^a

(a. Fintech Engineering Technology Research Center, Guangdong University of Finance ;

b. Internet Finance Research Center, Research Institute of People's Bank of China)

Summary: The difficulties faced by the development of traditional finance will inevitably call for innovative financial models to be resolved in the new era. In particular, with the significant historical opportunity for the vigorous development of artificial intelligence, big data, cloud computing and other technologies in recent years, inclusive financial system has also strengthened its organic integration with emerging technologies, a new type of inclusive financial model—digital finance emerged to public and quickly became the research focus of local and foreign scholars. Whether digital finance, characterized by sharing, convenience, low cost, and low threshold could drive enterprise technological innovation through precise user portraits, refined risk pricing, and intensive business processes has become a realistic problem worth exploring. At present, the development of China's digital finance is in a leading position in global finance industry in terms of financing scale and application areas. It has left a lot of growth space for digital finance with the lack of money supply in traditional financial industry. Another important reason is that it relies on the long-term experience of economic opening up in China. The role of financial supervision is crucial with the development of digital finance. Hereby, the role of financial regulation in "Digital Finance versus Enterprise Innovation" requires further investigation, which will help to achieve the sound development of digital finance, the improvement of financial regulation model and the enhancement of innovation at micro-level of entities.

The empirical test of the impact, mechanism and regulatory issues of digital finance on enterprise technological innovation has mainly resulted in the following conclusions: Firstly, the development of digital finance has a significant "structural" innovation driving effect on enterprise technological innovation, especially the benefits of in-depth digital finance development on enterprise innovation activities are more obvious. Secondly, on the one hand, the development of digital finance has well corrected the problems of "attribute mismatch", "territory mismatch" and "stage mismatch" in traditional finance, and can support corporate technological innovation activities precisely. On the other hand, the development of digital finance has well filled the gaps of traditional finance. Thirdly, the development of digital finance can effectively alleviate the problem of "financing difficulties and financing at high cost" for enterprises, and drive enterprises to deleverage and improve financial stability, which helps them to empower technological innovation activities and increase innovation output. Fourthly, effective financial supervision is an important condition for digital finance to play an innovative driving role, especially with the development of in-depth digital finance. Under financial supervision, it can more effectively show the positive impact on enterprise technological innovation.

Keywords: digital finance; technological innovation; structural mismatch; financial supervision

JEL Classification: G20, G28, O32