

# 数字普惠金融改善城市技术创新 “低端锁定”困境了吗？

董春风<sup>1</sup>, 司登奎<sup>2</sup>

(1. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433; 2. 青岛大学 经济学院, 山东 青岛 266071)

**摘要:** 数字普惠金融促进经济社会包容性发展已备受关注, 其技术创新效应如何亦成为数字经济时代城市创新发展不可忽视的重要议题。文章利用2011—2018年中国270个地级及以上城市的面板数据, 实证考察了数字普惠金融对城市技术创新的影响及其作用机制。结论表明: 首先, 数字普惠金融能够改善我国城市技术创新及其“低端锁定”困境, 使得城市更倾向于进行含有高端技术的实质性创新。其次, 机制方面, 在供给侧, 数字普惠金融能够缓解区域融资信贷约束(提高银行业竞争力、促进传统金融供给), 从而促进城市总体技术创新、高端技术创新和低端技术创新; 在需求侧, 提升市场消费需求(促进消费结构升级和消费规模扩张)是数字普惠金融促进城市高端技术创新的重要渠道, 但对城市总体技术创新和低端技术创新的渠道效应不显著。最后, 数字普惠金融改善城市技术创新“低端锁定”困境的正外部效应在高市场化与高互联网水平城市中更为明显, 同时对低市场化水平、低互联网水平城市的总体技术创新存在“雪中送炭”效应。研究结论为有效发挥数字普惠金融服务城市创新和协调发展提供了稳健的经验证据。

**关键词:** 数字普惠金融; 技术创新; “低端锁定”困境; 信贷约束; 消费需求

**中图分类号:** F299.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)04-0062-16

## 一、引言

创新是引领经济社会持续发展的动力引擎。在高质量发展新阶段, 加快技术创新既是我国推进创新型国家建设的现实需要, 也是转变经济发展方式和优化升级产业结构的必然选择。近年来, 在创新驱动发展战略指引下, 我国技术创新成果丰硕。据国家知识产权局数据显示, 2020年我国专利申请量和授权量分别达到519.4万件和363.9万件, 较2010年分别增长了约3.2倍和3.5倍, 且专利申请量居世界第一位。然而, 在创新规模扩张的同时, 创新质量并没有明显提升, 2010—2020年我国发明专利在总专利授权量中的占比长期锁定在14.6%—23.1%, 而美国这一比例保持在90%左右。在城市层面, 2020年我国297个地级及以上城市的发明专利占总专利授权量的比重均低于40%, 反映出我国现阶段自主创新水平不高, 且呈现“量大质低”的特征,

收稿日期: 2022-02-24

基金项目: “泰山学者”工程专项经费资助项目(tsqn202103054); 国家统计局重点项目“重大突发事件下非常规冲击的统计监测与数据管理研究”(2020LZ24); 山东省自然科学基金青年项目“房价波动、系统性金融风险与‘双支柱’政策协调机制研究”(ZR2019QG010); 山东省青创科技支持计划(2020RWE006)。

作者简介: 董春风(1991—), 男, 河南周口人, 上海财经大学财经研究所博士研究生;

司登奎(1989—), 男, 河南商丘人, 青岛大学经济学院教授、博士生导师(通讯作者)。

尚未摆脱“低端锁定”困局(应千伟和何思怡, 2022)。事实上, 形成这种局面的一个重要原因在于我国长期存在的金融抑制(鄢萍等, 2021)。金融资源与颠覆性技术创新活动不匹配, 致使我国技术创新整体水平不高, 不仅造成创新资源的浪费, 也难以为经济高质量增长注入新动力。如何改善技术创新“低端锁定”困境已成为当前创新发展的重要议题。我国“十四五”规划明确提出, 要“完善金融支持创新体系, 深化金融供给侧结构性改革”。2021年底, 中央经济工作会议进一步强调, 要“增强金融支持实体经济力度”。可见, 创新金融服务对技术创新的重要性不言而喻。随着第四次工业革命加速创新, 在云计算、区块链、大数据与人工智能等新兴科技赋能下形成的数字普惠金融, 凭借精准识别客户、精细化定价金融服务以及简化服务体系等优势(Demertzis等, 2018), 迅速成为国家现代金融体系建设中的重要力量, 也为改善技术创新“低端锁定”困境提供了可能性。那么, 数字普惠金融对技术创新影响如何? 存在哪些重要的传导渠道? 这是数字化转型时期值得深思的问题。

近年来, 数字普惠金融凭借技术和服务优势, 对经济社会发展产生了重要影响, 且引起了学界的广泛关注。尽管部分地区由于缺乏基本连通设施、金融知识或社会意识导致数字普惠金融服务功能有效发挥存在一定障碍(Aziz和Naima, 2021), 但其在促进家庭消费(易行健和周利, 2018; Li等, 2020)、减少收入不平等(Demir等, 2022)、促进经济增长(Jiang等, 2021)、改善能源环境绩效(Cao等, 2021)和提升企业生产率(Luo等, 2022)等方面发挥着尤为显著的功能性效果。进一步地, 学者们对数字普惠金融与技术创新关系方面也进行了丰富的探索。其中, 大多数研究对数字普惠金融促进企业创新持肯定态度(唐松等, 2020; 谢雪燕和朱晓阳, 2021), 并认为对非国有企业、中小规模企业等产生了更明显的普惠作用。但就创新结果来看, 即使我国不断通过完善专利制度、发放政府补贴等方式激励创新, 企业“重数量、轻质量”的局面却尚未发生明显改观(黎文靖和郑曼妮, 2016; 应千伟和何思怡, 2022)。在区域技术创新层面, 仅有少数研究探索了数字普惠金融对技术创新的总体影响, 指出制度质量、市场化、人力资本以及研发投入是数字普惠金融发挥创新效应的重要传导机制(聂秀华等, 2021; 潘爽等, 2021; 郑万腾等, 2021)。由于创新指标度量和视角差异, 学者们对数字普惠金融的技术创新效应仍存在较大分歧, 如聂秀华等(2021)认为数字普惠金融对我国东部省份产生了较大的创新激励效应, 而郑万腾等(2021)则认为其对西部省份的技术创新作用更明显。潘爽等(2021)也指出, 数字普惠金融对中小城市的技术创新发挥了普惠效应, 但张梁等(2021)则支持数字普惠金融对城市间技术创新产生了“马太效应”的观点。此外, 虽然也有研究关注了区域技术创新“低端锁定”困境问题(许昊等, 2017; 陶锋等, 2021), 但并未从数字普惠金融这一角度展开。总体上, 已有研究大多肯定了数字普惠金融对企业创新的积极意义, 但对城市技术创新“低端锁定”困境所产生的影响尚未得到足够重视, 并且现有研究大多从供给侧讨论数字普惠金融的创新效应, 而忽视了需求端消费的作用。城市作为区域核心和创新活动的空间载体, 不同于企业等微观个体在受到外部冲击时可以选择自由迁移或流动, 城市具有不可移动性, 加上不同特征城市间长期存在虹吸效应, 使得城市层面的技术创新及其“低端锁定”困境改善问题不容忽视。

基于此, 本文旨在从城市层面重点考察: 在数字普惠金融发展激励下, 城市技术创新“低端锁定”困境能否得到改善? 城市实际创新行为如何? 在供给侧结构性改革不断深化的背景下, 其内在影响机制是什么? 就不同特征城市而言, 数字普惠金融的技术创新效应究竟是“弥合”效应还是“马太效应”? 明晰这些问题, 不仅有助于深入理解数字普惠金融推进城市技术创新及其困境改善的内在机理, 对如何基于数字普惠金融发力城市创新和协调发展也具有实践指导意义。

本文的边际贡献主要体现于: 第一, 将“数字普惠金融-城市技术创新”纳入统一分析框架,

在城市中观层面考察数字普惠金融影响城市技术创新“低端锁定”困境改善的潜在逻辑,并将技术创新细分为高端技术创新和低端技术创新,扩展了城市技术创新行为及其影响因素的研究。第二,从缓解融资信贷约束(提升银行业竞争力、促进传统金融供给)和提升市场消费需求(促进消费结构升级、扩大市场消费规模)的“供给-需求”双重视角打开数字普惠金融影响城市技术创新困境改善的逻辑黑箱,加深了对数字普惠金融影响城市技术创新内在作用机制的理解,为如何利用数字普惠金融发力改善城市技术创新“低端锁定”困境提供了可行路径。第三,实证检验了数字普惠金融在不同市场化水平、不同互联网发展水平城市间缩小总体技术创新差距的有效性,对促进城市创新协调发展具有现实意义。

## 二、文献回顾与研究假说

### (一)数字普惠金融对城市技术创新的直接影响

囿于长期传统金融抑制,加上我国区域金融发展不平衡、不充分,城市区域内以企业为主要代表的技术创新活跃主体,大多面临融资困难和研发资金不足的问题(唐松等,2020)。内部研发资金不足和外部融资约束共振,降低了城市创新主体对具有实质性或突破性创新项目攻坚克难的积极性。在趋利性因素影响下,创新主体将会转而投向“短平快”的低端技术创新,或者对已有技术进行简单改进,又或者放弃创新而转向“虚拟经济”发展(司登奎等,2021)。研发投入不足和核心技术、知识匮乏使得区域创新长期停留在低水平、低层次。为激励自主创新,我国一直积极通过推动金融领域改革等多种手段促进技术创新水平的提升,尤其是鼓励将大数据、云计算、区块链等数字技术与传统金融行业融合,创新金融服务。作为现代数字技术赋能形成的新产物,数字普惠金融因覆盖范围广、低门槛、低成本和受地理约束小等优势逐渐成为国家金融供给体系中的重要力量,为技术创新活动带来便捷而普惠的金融服务(聂秀华等,2021)。技术创新中金融要素投入增加,有利于提升城市技术创新质量,提高核心技术创新产出的倾向性。具体而言,数字普惠金融对城市技术创新的直接影响体现在以下两方面:

第一,数字普惠金融作为创新要素,可以直接改善城市技术创新资本投入。资金吸纳方面,数字普惠金融可以拓展融资渠道。创新主体可以依托互联网金融平台将市场“散、小、多”的投资者的闲散资金吸收并转化为有效供给(如众筹融资)。信贷方面,传统金融机构进行信贷交易时需要融资方提供抵押担保,但部分具有创新潜力的资金需求者因抵押担保不足难以获得足够的融资贷款(Hsu等,2014)。相对而言,数字普惠金融则将大数据与区块链、人工智能、云计算技术相结合,利用海量信息数据能有效破解金融市场信息不对称问题,从而对融资者进行全面信用风险评估,摆脱融资贷款对抵押担保的依赖,增加了被传统金融排斥客户的金融可得性(Lin等,2013)。例如,基于大量信贷数据发现,相对于传统金融,数字普惠金融在信贷审批时能够利用更丰富的融资者信息进行综合信用判断,增强了金融市场资金供需信息的对称程度(Hau等,2021),从而实现信贷配置优化。

第二,数字普惠金融在各商业智能场景的应用,为城市新技术开发及创新提供机会窗口。在大数据、云计算、人工智能和区块链等新兴技术支持下,数字普惠金融依托金融平台连接了医疗、交通、商贸餐饮等社会生活的方方面面,这些相互交叉的商业生态不断催生出新的商业模式,为城市新生态技术开发和企业创立提供了机遇(Teece,2010)。与此同时,移动支付的普及以及不断融合的商业生态所产生的海量信息数据,也有利于从中挖掘市场需求,提高区域技术创新的精准性(Gomber等,2017)。此外,数字普惠金融内嵌的数字技术也可以帮助技术创新主体进行投资管理,甄别技术创新项目,降低或规避盲目投资风险,进而提升创新产出质量(许昊等,2017)。为此,提出如下假说:

H1: 数字普惠金融有利于促进城市技术创新, 改善技术创新“低端锁定”困境。

## (二) 数字普惠金融、融资信贷约束与城市技术创新

技术创新存在资本投入大、风险高、回报周期长以及过程不可逆且保密等特征, 当创新主体研发资金不足时, 城市技术创新活动往往面临较强的融资约束。一方面, 大部分创新主体的研发资金几乎来自外部融资, 例如股票融资、现金收入。对于一些内部研发资金不足的创新主体, 当受到外部冲击时, 财务不稳定极易导致技术创新活动资金链断裂、创新项目中止或再延续, 将使得创新主体面临较高的调整成本或损失。另一方面, 技术创新活动极具机密性, 尤其是一些具有核心技术的高端创新项目, 在商业信息披露上相对谨慎, 一定程度上造成创新主体与外部信息不对称, 从而加剧创新融资约束。加上技术创新活动的高风险性, 导致银行业部门与这些创新主体间合作关系的维持意愿较低, 使得区域进行高质量技术创新项目时受融资约束影响较大(鞠晓生等, 2013)。由于具有核心技术的实质性创新属于技术革新范畴, 需要大量资金、时间等要素投入, 创新主体在同时面临内部研发资金趋紧和外部融资约束加剧的情况下, 可能会暂缓或被迫放弃核心技术研发, 进而转向以外观设计、实用新型为代表的非实质性技术创新(Rakic, 2020), 这不仅会引起区域技术创新无法突破“低端锁定”困境, 甚至造成区域内因缺乏技术积累而导致整体创新水平下降。因而, 稳定、充足的金融供给有利于技术创新活动的正常运转以及创新质量的实质性或突破性提升。

研究表明, 当创新主体特征一定时, 外部融资环境的改善与支持将成为技术创新得以提升的重要推手(姜付秀等, 2019)。数字普惠金融作为传统金融的补充(王喆等, 2021), 不仅能够改善融资信贷环境, 优化现有金融机构的授信流程, 其内嵌的数字技术也能增强区域内创新主体财务信息输出能力, 让外部融资机构全面识别创新主体偿债能力和创新潜力, 以缓解其面临的融资障碍。从缓解金融抑制来讲, 数字普惠金融对技术创新存在以下两方面益处:

第一, 数字普惠金融加速传统银行业金融部门的竞争。数字普惠金融正以颠覆性的创新信用定价模式加速传统金融体系重塑(Gomber等, 2017)。相对于传统金融服务模式, 数字普惠金融存在“鲶鱼效应”, 其拥有便捷高效的支付方式、丰富的贷款甄别信息以及多样化理财渠道和低贷款成本优势, 对传统银行业部门的信贷、存款等业务造成冲击, 加剧银行业竞争。在此情况下, 银行等金融部门为确保持续占有市场份额, 保持市场竞争力, 一定程度上会降低区域内创新活动融资门槛, 推动创新项目融资普惠化。同时, 传统银行业等信贷部门为满足自身利润最大化, 会改变信贷决策(姜付秀等, 2019), 甚至适当上调风险承受比率, 加大对高风险、高回报且周期长的创新项目的信贷投放力度, 这会间接增加城市技术创新融资的金融供给。

第二, 数字普惠金融具有技术溢出效应, 可以加快信贷审批效率, 降低金融交易成本。新兴科技手段应用在金融服务体系中, 能够加快信贷业务处理速度并减少耗时。例如, 基于美国的住房信贷数据, 学者发现金融科技的应用大大提升了信贷审批效率, 且未增加违约风险(Fuster等, 2019)。数字普惠金融中应用的区块链、人工智能等技术也可以提升金融市场支付结算的速度和安全性, 使得金融市场支付结算依托安全交易平台, 不再依赖多个中介或第三方。数字普惠金融凭借高效便捷、安全和成本优势, 一定程度上也倒逼了传统金融信贷机构进行数字化转型升级, 提高金融资源配置效率和风险管控能力(Norden等, 2014)。为此, 提出如下假说:

H2: 数字普惠金融通过缓解区域融资信贷约束促进城市技术创新及“低端锁定”困境改善。

## (三) 数字普惠金融、市场消费需求与城市技术创新

技术创新的持续推进不仅源于资金等供给侧因素的推力, 也有市场消费等需求侧因素的

拉力作用。随着社会发展,生产方已不再是技术创新的唯一决定者,消费逐渐成为市场技术创新的“反应池”,对技术创新方向和创新决策的导向效应日益增强(Priem等,2012)。具体而言,一方面,市场消费规模增加,将促使生产者优化资源要素配置,通过对产品生产流程或工艺进行改进,以实现规模生产和利润最大化(Priem等,2012)。当生产成本下降、生产率提升时,市场产品或服务价格趋于下降,对消费者产生更强的吸引力,拓展消费受众。另一方面,伴随社会消费总量增加,居民消费观念发生转变。不同阶层居民产生了分层化、多元化的消费需求,居民消费逐渐从生存性消费转向发展性消费,以及从耐用品消费向服务类消费转型升级(Yu等,2022),推动城市区域内产业升级和厂商技术的更新换代。当市场低层次消费规模趋于饱和时,消费升级意味着市场高附加值产品或服务的消费需求提升,这对技术创新存在更高要求。生产者捕获市场高端消费需求信号后,会加大力度进行技术或产品研发,为市场提供更多高附加值产品或服务,从而促进技术进步(谢小平,2018)。与此同时,消费升级也将提升生产者在提供高端产品或服务方面的能力,助推其向产业价值链中上游攀升(刘斌等,2022)。然而,国内长期存在的传统金融抑制和居民消费流动性约束,使得市场消费疲软问题日益凸显,影响了技术创新的积极性。因此,发展新型金融服务,有效刺激消费,有助于促进城市技术进步。

研究显示,数字普惠金融为缓解居民消费流动性约束、释放居民潜在消费带来了便利(易行健和周利,2018)。具体而言,数字普惠金融对居民消费的积极影响主要体现在以下两方面:

第一,数字普惠金融扩大居民社会消费规模。与传统金融机构的“嫌贫爱富”相比,数字普惠金融的典型特征是普惠。数字普惠金融可以通过消费信贷功能缓解居民消费的流动性约束,使消费者方便地利用数字普惠金融服务(如蚂蚁花呗、微粒贷)实现消费的跨期平滑(易行健和周利,2018),从根本上满足那些通常较难享受到金融服务的低收入以及弱势群体实现消费规模扩大和结构升级。在中国,网络支付的流行推动了电子商务在“下沉市场”的发展,促进了网络购物规模的快速扩张。国家统计局数据显示,我国的网络购物规模在2012—2020年快速上升,其年均增长率高达20.98%,尤其在一些相对落后的三、四线城市,居民用于网络购物的支出占可支配收入的比重持续升高。此外,数字普惠金融发展也是缓解金融排斥问题的有效手段,如数字普惠金融中的农户经营性贷款,可以使原本无法获得贷款的低收入群体获得信贷支持,增加了欠发达地区农村人口的收入和消费(Li等,2020)。潜在消费需求释放,将提高生产者进行技术创新的主观能动性,促使其对产品质量、工艺流程或技术模式进行改进。

第二,数字普惠金融促进市场消费结构升级。近年来,互联网快速普及,增强了消费者接触和了解更多产品信息的可行性,为居民消费升级提供了契机,数字普惠金融的发展,也凸显了消费者的消费结构新趋势(李春风和徐雅轩,2022)。一方面,现阶段城市区域内传统银行业部门面向个体客户的消费金融业务发展尚不充分,市场潜在的消费需求难以得到有效释放。而数字普惠金融结合了诸多理财类消费产品和服务,与传统储蓄相比更具有增值性,增加了消费者“财富性消费”。数据显示,中国互联网理财用户规模已由2015年的2.4亿人上升到2020年的6.1亿人<sup>①</sup>。另一方面,由于家庭债务杠杆增加会抑制居民对发展型、享受型产品的消费支出(潘敏和刘知琪,2018),而数字普惠金融与电子商务等互联网商业模式的融合,不仅促进了消费者对生存型产品的低层次消费,也能缓解消费者在生产、享受型产品方面的高层次消费的流动性约束,从而优化居民消费结构。市场消费结构升级将驱使厂商增加研发投入,加大技术创新力度以满足市场消费新趋势,甚至会加速新企业的诞生。为此,提出如下假说:

H3: 数字普惠金融通过提升市场消费需求驱动城市技术创新及其“低端锁定”困境改善。

<sup>①</sup>数据来源:艾媒咨询。

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

为实证考察数字普惠金融对城市技术创新的影响,借鉴Fisman和Love(2007)的研究,建立如下双向固定效应计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{ifin}_{it} + \gamma X_{it} + \theta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Y_{it}$ 有三个,分别为城市 $i$ 在第 $t$ 年的总技术创新水平( $Inn_{it}$ )、高端技术创新水平( $InnH_{it}$ )和低端技术创新水平( $InnL_{it}$ );解释变量 $D_{ifin}_{it}$ 表示城市 $i$ 第 $t$ 年数字普惠金融发展水平。 $X_{it}$ 是影响城市技术创新的相关控制变量,包括人力资本投入、经济水平、外商直接投资水平、财政科技投入、固定资本投入。 $\theta_i$ 为城市固定效应, $\phi_t$ 表示时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。回归检验中默认采用城市聚类稳健标准误。系数 $\beta$ 表示数字普惠金融对城市技术创新的影响,若数字普惠金融对城市高端技术创新( $InnH$ )比其对城市低端技术创新( $InnL$ )的促进作用显著更大,则认为数字普惠金融能够改善城市技术创新“低端锁定”困境。

#### (二) 变量说明

1.被解释变量:城市总体技术创新( $Inn$ )、高端技术创新( $InnH$ )和低端技术创新( $InnL$ )。目前,衡量创新的指标较多,诸如新产品销售收入、研发投入、专利产出等。在这些度量指标中,新产品销售收入能够反映创新成果以及创新对产品结构的调整效果,但城市层面的新产品销售收入数据难以获取。另外,尽管研发支出能够反映出地区创新活动所投入的资源,但创新活动存在风险高、难度大、周期长等特征,并非所有研发投入都能有效转化为创新产出,使用研发投入衡量地区技术创新水平存在高估的可能。不过,同样作为区域创新产出成果,专利产出因能够较好地衡量地区技术创新水平而被广泛使用(Kogan等,2017;司登奎等,2022)。专利数据包括专利申请数据和专利授权数据,尽管专利授权数据存在一定时滞性,但相对申请数据更能有效反映地区实际技术创新水平。因此,本文使用城市每万人专利授权量加1后的对数值来衡量城市总体技术创新水平( $Inn$ ),同时使用专利申请数据进行稳健性检验。

由于专利涵盖发明、实用新型和外观设计三种类型,发明专利通常代表该地区技术创新质量,是实质性或突破性创新的体现,价值相对较高。实用新型和外观设计专利则通常反映了区域策略性或迎合性创新,与发明专利相比,其价值相对较低(黎文靖和郑曼妮,2016)。为考察数字普惠金融能否改善城市技术创新“低端锁定”困境,借鉴黎文靖和郑曼妮(2016)的研究,将技术创新指标进一步划分为高端技术创新( $InnH$ )和低端技术创新( $InnL$ )。其中,高端技术创新( $InnH$ )使用城市每万人发明专利加1后的对数值衡量;低端技术创新( $InnL$ )使用城市每万人非发明专利(实用新型和外观设计专利总和)加1后的对数值表示。

2.解释变量:数字普惠金融( $Difin$ )。本文使用北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数》中的城市层面的数字普惠金融指数来衡量地区数字普惠金融发展水平。该指数基于阿里巴巴关联企业蚂蚁金服交易数据编制,涵盖了数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个一级指标,多个二级及其细分指标,具体见郭峰等(2020)的研究,此处不再赘述<sup>①</sup>。《北京大学数字普惠金融指数》对中国省、市、县三个层级的数字普惠金融发展水平分别进行了全面测度,目前已被广泛应用在有关中国数字普惠金融发展及其效应的研究中(郭峰等,2020;Li等,2020)。鉴于数字普惠金融相对全面、科学的评价优势,本文使用归一化处理后的数字普惠金融指数作为城市数字普惠金融发展水平的代理变量。

<sup>①</sup>该指数的详细介绍见网址:<https://idf.pku.edu.cn/yjcg/zsbg/index.htm>。

3.控制变量。借鉴聂秀华等(2021)的研究,本文选择的控制变量为:人力资本投入(*Lab*),人力资本是开展创新活动不可或缺的劳动要素投入,使用城市年末就业人员的对数值表示。经济水平(*Pgdp*),经济发展程度决定着区域创新的经济基础,使用地区人均GDP的自然对数值表示。外商直接投资水平(*Fdi*),外商投资注入能够激发地区创新活力和竞争,使用地区外商直接投资额占城市GDP的百分比表示。财政科技投入(*Gov*),财政科技支出是区域创新活动开展的重要动力,利用城市政府财政科技支出额占城市GDP的百分比来衡量。固定资本投入(*Inv*),固定资产投资是城市经济增长和创新发展不可缺少的基础性投入,使用城市固定资产投资额占城市GDP的百分比表示。

### (三)数据来源

本文的研究样本为中国270个地级及以上城市2011—2018年的面板数据。城市数据来源于《中国城市统计年鉴》;数字普惠金融数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的《北京大学数字普惠金融指数》;技术创新专利数据来源于中国专利数据库。部分变量缺失值基于移动平均插值补齐,相关经济变量调整为以2011年为基期的不变价格<sup>①</sup>。

## 四、实证结果分析

### (一)基准结果

表1报告了对数字普惠金融与城市技术创新关系的基准估计结果。可以看出,无论是否加入控制变量,数字普惠金融(*Difin*)对城市总体技术创新(*Inn*)、高端技术创新(*InnH*)和低端技术创新(*InnL*)的回归系数均显著为正,说明数字普惠金融发展对城市技术创新存在积极的正向效应。同时,数字普惠金融的系数值在回归(5)中比其在回归(4)和回归(6)中的估计值相对更大,反映出数字普惠金融(*Difin*)对城市高端技术创新(*InnH*)的促进作用比其对城市总体技术创新(*Inn*)、低端技术创新(*InnL*)的促进作用更大。以上经验事实表明,数字普惠金融发展有利于改善城市技术创新“低端锁定”困境。即随着数字技术对金融服务的赋能,数字普惠金融发展不仅能显著提升城市总体技术创新水平,强化城市技术创新的总体实力和竞争力,其对城市高端技术创新的偏向性促进效应也有助于推动城市技术创新结构升级,为城市技术创新脱离“低端锁定”困境注入强劲动力。因此,研究假说H1得证。

表1 基准估计结果

	<i>Inn</i> (1)	<i>InnH</i> (2)	<i>InnL</i> (3)	<i>Inn</i> (4)	<i>InnH</i> (5)	<i>InnL</i> (6)
<i>Difin</i>	1.519*** (0.517)	2.378*** (0.319)	1.414** (0.567)	0.877** (0.392)	2.313*** (0.315)	0.739* (0.434)
<i>Lab</i>				0.075 (0.056)	0.094 (0.057)	0.084 (0.061)
<i>Pgdp</i>				0.933*** (0.170)	0.124 (0.100)	0.957*** (0.199)
<i>Fdi</i>				-0.011* (0.007)	-0.006 (0.006)	-0.013* (0.008)
<i>Gov</i>				0.066*** (0.020)	0.041* (0.023)	0.068*** (0.023)
<i>Inv</i>				0.001 (0.001)	-0.001** (0.000)	0.001 (0.001)
截距	0.963*** (0.248)	-0.608*** (0.153)	0.918*** (0.272)	-8.861*** (1.783)	-2.152** (0.987)	-9.189*** (2.076)
城市、时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.968	0.950	0.961	0.971	0.951	0.964
<i>N</i>	2160	2160	2160	2160	2160	2160

注:括号内为标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性检验水平;FE为固定效应。下同。

①因篇幅限制,主要变量描述性统计结果未列出,留存备索。

上述结果的潜在原因在于：首先，相对于传统金融服务，数字普惠金融是金融和科技交叉融合产生的新兴业态，它不仅拓展了区域技术创新融资渠道的多样性，而且基于数字普惠金融串联起来的生态链条渗透到社会各方面，由此产生的大数据也为区域新技术开发提供了更多可能性和机遇。其次，数字普惠金融利用区块链、云计算、人工智能和大数据能对创新主体进行综合甄别，降低了银行等金融机构与城市创新主体间资金供需信息不对称，提高了信贷需求匹配程度和金融服务可得性。尤其对于区域内极具创新潜力而无法获得足够创新资金的需求者而言，将大大减小这些融资者的融资障碍与交易成本。此外，数字普惠金融对传统金融服务模式产生冲击(Gomber等, 2017)，加剧了传统银行等金融机构间的竞争，间接降低了区域内创新主体为开展创新活动进行融资的门槛。最后，移动支付等新型数字普惠金融工具的普及，使数字普惠金融缓解了市场消费的资金流动性约束，提升了居民消费的便利性，由社会消费所引发的市场消费规模扩张和消费结构升级拉动了区域内新产品、新技术研发创新的积极性。

## (二) 稳健性检验

1. 内生性处理。本文可能面临的内生性问题主要是：一方面，城市技术创新质量越高的地区对资本的需求越大，这将反向拉动数字普惠金融的发展，引起潜在反向因果关系；另一方面，影响城市技术创新的因素有很多，尽管前文尽可能控制了相关因素，但依然会因遗漏变量而导致内生性问题。为此，本文从两方面缓解干扰：第一，借鉴唐松等(2020)的研究，将自变量提前三期进行回归，尽可能减弱“城市技术创新水平越高的地方数字普惠金融发展越好”这一反向因果关系。第二，基于数字普惠金融的工具变量进行稳健性检验，以克服因遗漏变量等导致的内生性问题。借鉴谢雪燕和朱晓阳(2021)的研究，使用各城市上一年度的移动电话接入用户数量(*Phone*)作为数字普惠金融的工具变量。其合理性在于，前一年城市移动电话接入用户数量反映了地区移动互联网的普及水平和数字金融的移动、无接触特征，与数字普惠金融发展水平紧密相关，而且对本年度的城市技术创新不会产生直接影响。

表2中回归(1)–(3)结果表明，将自变量提前三期后，数字普惠金融的系数均显著为正。回归(4)–(6)报告了基于两步法的IV-GMM估计结果：工具变量不可识别检验(KP rk LM 统计量)和弱工具变量检验(KP rk Wald F 统计量)结果表明，工具变量有效，且第一阶段工具变量的系数估计值为0.003，在1%的水平上促进了数字普惠金融的发展，验证了基准结论的稳健性。

表2 内生性回归结果

	<i>Inn</i> (1)	<i>InnH</i> (2)	<i>InnL</i> (3)	<i>Inn</i> (4)	<i>InnH</i> (5)	<i>InnL</i> (6)
<i>F3.Difin</i>	1.308*** (0.423)	1.357*** (0.416)	1.246*** (0.450)			
<i>Difin</i>				5.553*** (1.677)	10.419*** (2.061)	5.805*** (1.829)
截距	-7.446*** (1.970)	-1.420 (1.316)	-7.495*** (2.063)	-6.961*** (1.065)	1.803 (1.215)	-7.638*** (1.148)
第一阶段						
<i>Phone</i>				0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
KP rk LM 统计量				15.243***	15.243***	15.243***
KP rk Wald F 统计量				24.003[16.38]	24.003[16.38]	24.003[16.38]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.981	0.971	0.977	0.966	0.915	0.959
<i>N</i>	1620	1620	1620	2160	2160	2160

注：[]内为Stock-Yogo weak ID test 10%的临界值。

2. 其他稳健性检验<sup>①</sup>。(1)更换被解释变量度量指标。区别于授权专利,申请专利尽管在成果上不如授权专利更贴合实际价值,但也能在一定程度上反映出区域技术创新产出成果。进一步使用城市发明专利、实用新型专利和外观设计专利的申请数据作为城市技术创新的替代指标。结果显示结论依然稳健。(2)剔除直辖市样本。由于北京、天津、上海和重庆四个直辖市无论是在政策制度、金融支持还是创新实力方面,都较一般城市技术创新更有优势。为剥离这种因强势耦合而产生的估计偏误,进一步剔除这四个城市样本的干扰进行稳健性检验,以增强结论的可信度。结果显示结论稳健。(3)更换回归估计模型。由于衡量城市技术创新的专利数据存在计数特征,属于大于零的受限离散变量。借鉴Honoré(1992)的方法,再次使用固定效应面板Tobit模型进行稳健性检验,结果显示前述基准回归结论成立。

### (三)影响机制分析

前文分析表明,数字普惠金融发展促进了城市技术创新(尤其是高端技术创新)。为进一步捕捉数字普惠金融通过缓解区域融资信贷约束和提升市场消费需求作用城市技术创新的传导效应,借鉴Rajan和Zingales(1998)、施炳展和李建桐(2020)的研究,在式(1)的基础上嵌入影响城市技术创新的机制变量 $Med$ 及其与数字普惠金融 $Difin$ 的交互项。模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Difin_{it} + \beta_2 (Difin \times Med)_{it} + \beta_3 Med_{it} + \gamma X_{it} + \theta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Med$ 是机制变量,即融资信贷约束和市场消费需求。针对融资信贷约束,限于技术创新融资信贷数据难以获取,本文从城市银行业竞争力和传统金融供给两个层面间接反映区域银行业竞争环境和金融供给规模变化。城市银行业竞争力( $Bankcomp$ ):借鉴姜付秀等(2019)的研究,构建城市层面银行业集中度的赫芬达尔-赫希曼指数(该指标为反向指标,即行业集中度越高,竞争力越低),以此反映城市银行业竞争力。传统金融供给( $Trafin$ ):使用城市年末金融机构贷款余额与其GDP比值作为地区金融供给规模的代理变量。对于市场消费需求,从居民消费结构和市场消费规模两个层面来反映数字普惠金融所引发的市场效应。居民消费结构( $CS$ ):因城市层面消费类数据获取难度大以及缺少直接反映消费结构的指标<sup>②</sup>,而居民消费趋势与家庭可支配收入存在较强的正相关性(赵卫亚,2003),使用城市家庭可支配收入作为居民消费结构的间接度量指标。市场消费规模( $MCP$ ):借鉴程名望等(2019)测度市场潜力的方式,使用测度的市场消费潜力作为城市消费规模的度量指标<sup>③</sup>。

在交互模型中,本文重点关注交互项系数 $\beta_2$ 的显著性。如果 $\beta_2$ 显著为正,且高端技术创新中交互项系数估计值明显更大,说明当区域融资信贷约束越低和市场消费需求越高时,数字普惠金融对城市技术创新“低端锁定”困境改善作用越大,即数字普惠金融发展能够通过缓解区域融资信贷约束和提升市场消费需求改善城市技术创新“低端锁定”困境。

1. 融资信贷约束渠道。改革开放以来,我国区域经济发展在相当长的一段时间内主要依靠要素投资驱动,在“投资为主”的时代,技术创新也不例外,而技术创新活动中资金要素的有效供给与区域融资信贷环境息息相关。如果前文假说H2成立,基于上述理论背景和城市发展现实背景,能够推论出降低区域融资信贷约束有助于提升数字普惠金融对城市技术创新的益处。根据表3可知,回归(1)和回归(3)中交互项 $Difin \times Bankcomp$ 的系数在5%水平上均显著为负,而回归(2)中交互项系数在1%水平上显著且负向影响相对更大。上述结果表明,随着城市区域内银行业集中

①篇幅所限,稳健性结果未列示,留存备索。

②国家统计局自2013年开始,不再发布各阶层城镇居民的人均居民消费支出。

③市场消费潜力 $MCP_{it} = \sum_{i \neq j} \frac{PCONSUME_{jt}}{d_{ij}}$ ,其中, $i$ 和 $j$ 分别为不同城市, $PCONSUME_{jt}$ 为第 $t$ 年城市 $j$ 的人均社会消费品零售额, $d$ 为城市 $i$ 与 $j$ 之间的地理距离。

度不断降低(银行业竞争力提高),数字普惠金融对城市技术创新改善效应会逐渐增强,即提高城市银行业竞争力有助于释放数字普惠金融的技术创新效应。类似地,在回归(4)–(6)中,交互项 $Difin \times Traf\text{in}$ 的系数均显著为正,且回归(5)中交互项的系数相对更大,说明作为数字普惠金融的基础,传统金融供给越充分的地方,越有益于强化数字普惠金融对城市技术创新(尤其是对高端技术创新)的促进作用。数字普惠金融作为现代数字技术对传统金融服务赋能的时代产物,一定程度上存在引领和先行先试的特征。依托先进的融资渠道、丰富的金融产品以及服务优势,数字普惠金融对传统银行业部门的信贷等金融业务产生冲击,加剧了城市区域内银行业部门的生存竞争环境,间接为区域内技术创新的资金融通带来更多益处。此外,传统金融与数字普惠金融相互补充(王喆等,2021),当传统金融供给不稳定时,更多资金需求者会将目光转向数字普惠金融。以上事实充分表明,在数字普惠金融激励下,通过缓解融资信贷约束,即通过提升城市银行业竞争力和传统金融供给水平能够促进城市总体、高端和低端技术创新,并且区域融资信贷约束水平越低,城市越倾向于进行高端技术创新,进而改善城市技术创新“低端锁定”困境。至此,研究假设H2得到验证。

表3 数字普惠金融、融资信贷约束与城市技术创新

	银行业竞争力			传统金融供给		
	<i>Inn</i> (1)	<i>InnH</i> (2)	<i>InnL</i> (3)	<i>Inn</i> (4)	<i>InnH</i> (5)	<i>InnL</i> (6)
<i>Difin</i>	0.537(0.389)	1.404*** (0.278)	0.426(0.430)	0.584(0.393)	1.745*** (0.314)	0.405(0.432)
<i>Bankcomp</i>	-2.617** (1.057)	-1.260** (0.537)	-2.843** (1.119)			
<i>Difin</i> × <i>Bankcomp</i>	-2.428** (0.960)	-5.960*** (0.690)	-2.278** (1.015)			
<i>Traf\text{in}</i>				0.045** (0.022)	-0.023(0.056)	0.056** (0.023)
<i>Difin</i> × <i>Traf\text{in}</i>				0.184*** (0.050)	0.354*** (0.087)	0.210*** (0.051)
截距	-8.375*** (1.757)	-2.263** (0.954)	-8.636*** (2.059)	-9.116*** (1.735)	-2.309** (1.063)	-9.494*** (2.018)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.971	0.957	0.965	0.971	0.956	0.965
$N$	2160	2160	2160	2160	2160	2160

注:表中交互项为中心化处理后的估计结果,表4同。

2. 市场消费需求渠道。对于技术创新而言,除了来自供给侧要素驱动的影响,创新方向也可能面临着由厂商主导向消费需求引导转变。为此,本文从需求侧检验数字普惠金融对城市技术创新的作用机制。表4报告了对市场消费需求渠道的检验结果。在回归(1)–(6)中,城市高端技术创新(*InnH*)中交互项 $Difin \times CS$ 和 $Difin \times MCP$ 的系数均显著为正,表明伴随着市场消费在需求增长过程中地位的上升,市场消费结构和消费规模不断提升,数字普惠金融对城市高端技术创新(*InnH*)带来的益处亦会逐步增强。可以认为,提升市场消费需求是数字普惠金融改善城市技术创新“低端锁定”困境的重要机制。另外,城市总体技术创新(*Inn*)和低端技术创新(*InnL*)中交互项系数均不显著,说明市场消费需求提升并未显著强化数字普惠金融对城市总体技术创新(*Inn*)和低端技术创新(*InnL*)的促进效应。以上经验事实可能与我国主要社会矛盾演变有关。在我国社会主要矛盾转变过程中,社会基本物资等低层次消费需求逐渐得到满足,市场消费观念和消费热点的变化使过时、过剩产能被淘汰,新兴产业应运而生,而消费多样性以及消费结构升级则对市场生产方向、产品结构优化以及产业升级和技术创新产生了积极的导向作用。因此,可以充分利用消费升级来释放数字普惠金融对城市高端技术创新(*InnH*)的提升效应,但如

何刺激消费实现数字普惠金融对城市低端技术创新(*InnL*)的提升,进而促进城市技术创新的总体进步是未来需要关注和破解的重要问题,这将有助于提升城市技术创新综合实力。总体上,尽管更高水平的市场消费需求并未显著提升数字普惠金融对城市总体技术创新(*Inn*)和低端技术创新(*InnL*)的促进作用,但其有益于数字普惠金融提升城市高端技术创新(*InnH*)的事实与本文论断基本一致,研究假说H3得到印证。

表 4 数字普惠金融、市场消费需求与城市技术创新

	消费结构			消费规模		
	<i>Inn</i> (1)	<i>InnH</i> (2)	<i>InnL</i> (3)	<i>Inn</i> (4)	<i>InnH</i> (5)	<i>InnL</i> (6)
<i>Difin</i>	0.423(0.482)	0.125(0.339)	0.411(0.562)	0.735 <sup>*</sup> (0.381)	0.847 <sup>***</sup> (0.265)	0.653(0.420)
<i>CS</i>	0.330 <sup>†</sup> (0.185)	0.067(0.132)	0.345 <sup>*</sup> (0.204)			
<i>Difin</i> × <i>CS</i>	-0.130(0.189)	1.864 <sup>***</sup> (0.126)	-0.232(0.203)			
<i>MCP</i>				-0.014(0.033)	0.030 <sup>†</sup> (0.017)	-0.021(0.035)
<i>Difin</i> × <i>MCP</i>				0.031(0.041)	0.311 <sup>***</sup> (0.024)	0.019(0.044)
截距	-11.226 <sup>***</sup> (2.848)	-4.709 <sup>**</sup> (1.941)	-11.530 <sup>***</sup> (3.338)	-8.833 <sup>***</sup> (1.730)	-2.546 <sup>***</sup> (0.976)	-9.120 <sup>***</sup> (2.018)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.976	0.974	0.970	0.971	0.962	0.964
<i>N</i>	1552	1552	1552	2160	2160	2160

## 五、进一步分析

以上结果验证了数字普惠金融对城市技术创新的积极影响,但未对不同特征城市进行划分,可能无法凸显数字普惠金融的技术创新效应在不同特征城市间存在的差异。这里进一步对研究样本进行市场化水平、互联网水平划分,以更加全面了解数字普惠金融的正外部效应。

(一)市场化水平异质性。中国的区域经济属于典型的省级行政区经济,省级行政壁垒及地方保护主义使得各地区间的市场化水平并不一致(樊钢等,2011)。由于市场化水平体现了地区制度质量和市场发达程度,良好的制度环境下,资本市场发展相对充分,金融抑制水平相对较低,数字普惠金融则更多作为补充角色。换言之,数字普惠金融在较高的市场化水平下可能对城市高端技术创新产生更明显的改善效应。为此,借鉴樊钢等(2011)的研究,基于样本城市所在省域历年的市场化水平(*MKT*)进行划分,将高于或等于样本年度市场化水平均值的区域划分为高市场化水平区域(*MKT*=1),否则,归为低市场化水平区域(*MKT*=0)。表5中Panel A结果显示,回归(2)和回归(5)中数字普惠金融系数均显著为正且*Difin*系数值相对较大,回归(7)中组间差异(交互项)结果也同样显著为正。这些结果表明,相对低市场化水平城市,数字普惠金融对高市场化水平城市的技术创新“低端锁定”困境改善效应更明显。此外,*Difin*系数在回归(1)中不显著,而在回归(4)中显著为正,说明数字普惠金融对不同市场化水平城市间的总体技术创新差距存在“弥合”作用,有利于促进城市创新协调发展。相对而言,低市场化水平区域金融抑制水平相对较高,传统金融供给与市场需求规模不匹配,数字普惠金融的出现与发展能够迅速与市场创新要素融合,被市场接受,从而对城市技术创新展现出积极影响。但由于低市场化水平区域的人力、资本等创新要素集聚水平以及市场发育程度相对较低,数字普惠金融难以对城市高端技术创新展现出更大的提升效应。而高市场化水平区域创新要素等较为聚集,数字普惠金融更能发挥创新资源配置效应,对一些实质性技术创新产生倾向性促进影响。

表5 市场化水平和互联网水平异质性

Panel A	高市场化水平			低市场化水平			组间差异
	<i>Inn</i> (1)	<i>InnH</i> (2)	<i>InnL</i> (3)	<i>Inn</i> (4)	<i>InnH</i> (5)	<i>InnL</i> (6)	<i>InnH</i> (7)
<i>Difin</i>	0.327(0.770)	2.039*** (0.775)	0.269(0.847)	0.978** (0.457)	1.258*** (0.283)	0.864* (0.509)	1.181*** (0.295)
<i>Difin</i> × <i>MKTI</i>							0.721*** (0.101)
截距	-4.873(4.758)	-2.294(3.287)	-3.978(5.454)	-9.681*** (1.761)	-2.159** (0.890)	-10.221*** (1.999)	-2.700*** (0.978)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.976	0.965	0.970	0.940	0.930	0.922	0.958
<i>N</i>	723	723	723	1420	1420	1420	2160
Panel B	高互联网发展水平			低互联网发展水平			组间差异
	<i>Inn</i> (8)	<i>InnH</i> (9)	<i>InnL</i> (10)	<i>Inn</i> (11)	<i>InnH</i> (12)	<i>InnL</i> (13)	<i>InnH</i> (14)
<i>Difin</i>	-0.057(0.783)	1.353** (0.560)	-0.144(0.872)	0.991** (0.445)	1.227*** (0.331)	0.847* (0.498)	1.019*** (0.297)
<i>Difin</i> × <i>USER</i>							0.676*** (0.087)
截距	-4.077(3.615)	-3.839(3.770)	-3.944(4.080)	-9.559*** (1.942)	-1.700* (0.887)	-9.988*** (2.262)	-1.686* (0.936)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.977	0.976	0.971	0.936	0.884	0.924	0.963
<i>N</i>	587	587	587	1554	1554	1554	2160

注：组间差异基于Chow检验。

(二)互联网发展水平异质性。自“宽带中国”战略实施以来,我国互联网水平持续提升,但由于各城市互联网普及程度各异,一定程度上导致城市技术创新存在差异(韩先锋等,2019)。基于样本城市互联网宽带接入用户数(*USER*)进行划分,将高于或等于年度互联网宽带接入用户数均值的区域划分为高互联网发展水平区域(*USER*=1),否则归为低互联网发展水平区域(*USER*=0),估计结果见表5中Panel B。回归(9)和回归(12)结果显示,数字普惠金融均能促进不同互联网发展水平区域的城市高端技术创新。另外,回归(14)的交互项系数显著为正,进一步表明,数字普惠金融对高互联网发展水平城市的高端技术创新存在显著偏向性促进效应。此外,数字普惠金融的估计系数在回归(8)中不显著,而在回归(11)中显著为正,说明数字普惠金融能够弥合不同互联网发展水平城市间的总体技术创新鸿沟,促进城际协调创新发展。对中国城市技术创新而言,在互联网发展水平较低区域,得益于数字技术优势,数字普惠金融一方面可以有效减小金融信贷机构与创新主体间的信息摩擦,提高金融市场资金供需双方的匹配率,弥补区域因互联网欠发达导致的金融服务不足。另一方面,数字普惠金融在低互联网发展水平区域也可以满足居民消费在时间和空间上的流动性需要,释放潜在的消费需求,带动生产者对消费品或服务的规模化生产或工艺升级。而互联网发展水平较高地区,由于金融基础设施相对发达,信息化相对完善,不同主体间资金供需匹配率高,数字普惠金融能精准识别一些技术创新潜力较大的隐性创新主体,为城市实质性技术进步带来强化效应。

## 六、研究结论与启示

以数字普惠金融、金融科技为代表的新兴金融业态,正极大地推动着传统金融行业变革,在改变社会经济生活面貌的同时,对城市技术创新也产生了深远影响。本文基于中国2011—2018年270个地级及以上城市的面板数据,实证检验了数字普惠金融发展对城市技术创新的影响和作用机制。研究发现:(1)在数字普惠金融激励下,城市技术创新“低端锁定”困境

得到有效改善,且城市更倾向于进行高端技术创新,经过工具变量等系列稳健性检验后,结论仍然成立。(2)在供给侧,缓解融资信贷约束(提升城市银行业竞争力和传统金融供给水平)是有效促进数字普惠金融提升城市总体、高端和低端技术创新的重要机制。在需求侧,提升市场消费需求(推动居民消费结构升级和促进消费规模扩张)仅能对城市高端技术创新发挥机制效应。(3)数字普惠金融对城市技术创新“低端锁定”困境的改善效应在高市场化水平城市、高互联网水平城市中更显著,同时对低市场化水平城市、低互联网水平城市的总体技术创新存在“雪中送炭”效应,这有助于实现区域创新协调发展。

基于上述研究结论,本文的政策启示为:(1)加强金融改革,强化城市技术创新导向。一方面,加大金融改革与创新力度,鼓励市场金融业态多元化发展,积极引导传统金融业向数字化金融转型。同时,完善数字基础设施,提高数字普惠金融在城市技术创新场景中的应用和服务能力,为城市创新发展释放有效普惠动能。另一方面,转变技术创新观念,进一步加强技术创新质量审核和监管,鼓励并引导城市开展含有高端技术的实质性创新,提升城市整体技术创新质量,从而推动“创新大国”向“创新强国”转变。(2)进一步优化市场融资信贷环境并提振市场消费水平与质量。在供给侧结构性改革不断深入和消费疲软背景下,一方面积极营造公平的市场融资环境,通过定向创新基金或信贷手段降低市场融资交易成本,消除不同市场化水平、不同互联网水平等区域间的融资歧视和成本差异,激发城市技术创新活力。另一方面,着力构建数字普惠金融、融资环境优化和提振市场消费的协同机制,加强数字普惠金融对居民消费的信贷支持力度,进一步释放市场消费对城市技术创新的导向效应。(3)因地制宜,推动城市创新协调发展。在支持城市进行高端技术创新时,加强对低市场化水平、低互联网水平等弱势地区在数字化设施建设、人才引进、创新产业扶持等方面的财税政策支持力度,畅通金融区际循环,合理引导金融资本等创新资源向弱势地区倾斜,通过“人口-产业-金融”等多种手段叠加推动城市、城际技术创新形成合力,促进城市创新协调发展。

#### 主要参考文献:

- [1] 程名望, 贾晓佳, 仇焕广. 中国经济增长(1978—2015): 灵感还是汗水?[J]. 经济研究, 2019, (7).
- [2] 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).
- [3] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019, (7).
- [4] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019, (6).
- [5] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, (1).
- [6] 李春风, 徐雅轩. 数字金融驱动居民不同结构消费的效应研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, (4).
- [7] 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, (4).
- [8] 刘斌, 李川川, 李秋静. 新发展格局下消费结构升级与国内价值链循环: 理论逻辑和经验事实[J]. 财贸经济, 2022, (3).
- [9] 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).
- [10] 潘敏, 刘知琪. 居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J]. 金融研究, 2018, (4).
- [11] 潘爽, 叶德珠, 叶显. 数字金融普惠了吗——来自城市创新的经验证据[J]. 经济学家, 2021, (3).
- [12] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界, 2020, (4).
- [13] 司登奎, 李小林, 孔东民, 等. 贸易政策不确定性、金融市场化与企业创新型发展: 兼论金融市场化协同效应[J]. 财贸经济, 2022, (4).
- [14] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2021, (6).

- [15] 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, (5).
- [16] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. *中国工业经济*, 2021, (2).
- [17] 王喆, 陈胤默, 张明. 传统金融供给与数字金融发展: 补充还是替代?——基于地区制度差异视角[J]. *经济管理*, 2021, (5).
- [18] 谢小平. 消费结构升级与技术进步[J]. *南方经济*, 2018, (7).
- [19] 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, (1).
- [20] 许昊, 万迪昉, 徐晋. 风险投资、区域创新与创新质量甄别[J]. *科研管理*, 2017, (8).
- [21] 鄢萍, 吴化斌, 徐臻阳. 金融抑制、国企改革与财政货币政策协调[J]. *经济学(季刊)*, 2021, (6).
- [22] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. *金融研究*, 2018, (11).
- [23] 应千伟, 何思怡. 政府研发补贴下的企业创新策略: “滥竽充数”还是“精益求精”?[J]. *南开管理评论*, 2022, (2).
- [24] 张梁, 相广平, 马永凡. 数字金融对区域创新差距的影响机理分析[J]. *改革*, 2021, (5).
- [25] 赵卫亚. 中国城镇居民消费函数的变系数Panel Data模型[J]. *数量经济技术经济研究*, 2003, (11).
- [26] 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, (4).
- [27] Aziz A, Naima U. Rethinking digital financial inclusion: Evidence from Bangladesh[J]. *Technology in Society*, 2021, 64: 101509.
- [28] Cao S P, Nie L, Sun H P, et al. Digital finance, green technological innovation and energy-environmental performance: Evidence from China's regional economies[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 327: 129458.
- [29] Demertzis M, Merler S, Wolff G B. Capital markets union and the fintech opportunity[J]. *Journal of Financial Regulation*, 2018, 4(1): 157-165.
- [30] Demir A, Pesqué-Cela V, Altunbas Y, et al. Fintech, financial inclusion and income inequality: A quantile regression approach[J]. *The European Journal of Finance*, 2022, 28(1): 86-107.
- [31] Fisman R, Love I. Financial dependence and growth revisited[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2007, 5(2-3): 470-479.
- [32] 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.
- [33] Gomber P, Koch J A, Siering M. Digital finance and FinTech: Current research and future research directions[J]. *Journal of Business Economics*, 2017, 87(5): 537-580.
- [34] Hau H, Huang Y, Shan H Z, et al. FinTech credit and entrepreneurial growth[R]. Swiss Finance Institute, 2021.
- [35] Honoré B E. Trimmed LAD and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects[J]. *Econometrica*, 1992, 60(3): 533-565.
- [36] Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 112(1): 116-135.
- [37] Jiang X X, Wang X, Ren J, et al. The nexus between digital finance and economic development: Evidence from China[J]. *Sustainability*, 2021, 13(13): 7289.
- [38] Kogan L, Papanikolaou D, Seru A, et al. Technological innovation, resource allocation, and growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132(2): 665-712.
- [39] Li J, Wu Y, Xiao J J. The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2020, 86: 317-326.
- [40] Lin M F, Prabhala N R, Viswanathan S. Judging borrowers by the company they keep: Friendship networks and information asymmetry in online peer-to-peer lending[J]. *Management Science*, 2013, 59(1): 17-35.
- [41] Luo S M, Sun Y K, Yang F, et al. Does fintech innovation promote enterprise transformation? Evidence from

- China[J]. *Technology in Society*, 2022, 68: 101821.
- [42] Norden L, Silva Buston C, Wagner W. Financial innovation and bank behavior: Evidence from credit markets[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 43: 130–145.
- [43] Priem R L, Li S L, Carr J C. Insights and new directions from demand-side approaches to technology innovation, entrepreneurship, and strategic management research[J]. *Journal of Management*, 2012, 38(1): 346–374.
- [44] Rajan R G, Zingales L. Financial dependence and growth[J]. *The American Economic Review*, 1998, 88(3): 559–586.
- [45] Rakic K. Breakthrough and disruptive innovation: A theoretical reflection[J]. *Journal of Technology Management & Innovation*, 2020, 15(4): 93–104.
- [46] Teece D J. Business models, business strategy and innovation[J]. *Long Range Planning*, 2010, 43(2–3): 172–194.
- [47] Yu C J, Jia N, Li W Q, et al. Digital inclusive finance and rural consumption structure – evidence from Peking University digital inclusive financial index and China household finance survey[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2022, 14(1): 165–183.

## Does Digital Inclusive Finance Improve the “Low-end Lock-in” Dilemma of Urban Technological Innovation?

Dong Chunfeng<sup>1</sup>, Si Dengkui<sup>2</sup>

(1. *Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;*  
2. *School of Economics, Qingdao University, Shandong Qingdao 266071, China*)

**Summary:** Much attention has been paid to the promotion of inclusive economic and social development by digital inclusive finance. What is the effect of technological innovation? It is an issue that cannot be ignored in urban innovation and development in the era of digital economy. Based on the panel data of 270 prefecture-level and above cities in China from 2011 to 2018, this paper empirically examines the impact and mechanism of digital inclusive financial development on urban technological innovation.

The conclusion shows that: First, digital inclusive finance can promote China’s urban technological innovation and improve its “low-end lock-in” dilemma. With digital inclusive finance incentives, cities are more inclined to choose to engage in substantial innovation in high-end technologies, and the finding holds after a series of robustness tests including instrumental variables. Second, alleviating financing and credit constraints and promoting market consumer demand constitute an effective mechanism for digital inclusive finance to improve the “low-end lock-in” dilemma of urban technological innovation at both ends of “supply–demand”. Moreover, the “supply–demand” mechanism shows a biased channel effect on urban high-end technological innovation. Specifically, on the supply side, digital inclusive finance can improve the competitiveness of the urban banking industry and promote the supply of traditional finance, thus promoting overall urban technological innovation, high-end technological innovation and low-end technological innovation. On the demand side, digital inclusive finance can promote the

upgrading of consumption structure and the expansion of consumption scale, thus promoting urban high-end technological innovation, but the impact on urban overall technological innovation and low-end technological innovation is not significant. Third, the positive external effect of digital inclusive finance on improving the “low-end lock-in” dilemma of urban technological innovation is more obvious in cities with a high market level and a high Internet level. At the same time, there is a “timely help” effect on the overall technological innovation of cities with a low market level and a low Internet level. The findings provide robust empirical evidence for the effective use of digital inclusive finance serving urban innovation and coordinated development, and also have implications for accelerating the digital transformation of cities and financial industries.

**Key words:** digital inclusive finance; technological innovation; the dilemma of “low-end lock-in”; credit constraints; consumption demand

(责任编辑: 王西民)

---

(上接第46页)

of space and increase with the increase of time difference. The partial regression coefficient of the former is -0.066%, and the partial regression coefficient of the latter is 0.02%. The time difference provides arbitrage space for trade in services, and countries can carry out service outsourcing with countries with large time difference to reduce the cost of trade in services. Fourth, TPU affects service exports through productivity, institution and innovation. When trade policy uncertainty increases, productivity improvement and market-oriented reform will effectively promote service exports. When trade policy uncertainty is reduced, increased innovation will boost service exports. This paper reveals the trade bias effect of trade policy uncertainty, and provides a new idea for China to cope with the rise of TPU and develop trade in services. With the outbreak of COVID-19, uncertainties in global trade policy have further increased. We should adapt to the international macro environment and shift the focus of trade, and not be limited to the development of trade in goods. We should shape new dynamic comparative advantages, strive to change the structure of export trade, vigorously develop trade in services, gradually reverse China's trade deficit in services, and realize the dynamic optimization of trade structure. We should focus on the development sequence, find the optimal path for the growth of trade in services, and give priority to trade in productive services such as transport services, communications, computer and information services, intellectual property rights royalties, and financial services.

**Key words:** trade policy uncertainty; service exports; time difference effect; spatial effect

(责任编辑: 王西民)