



数量经济技术经济研究

Journal of Quantitative & Technological Economics

ISSN 1000-3894, CN 11-1087/F

《数量经济技术经济研究》网络首发论文

题目： 数字金融、路径突破与制造业高质量创新——兼论金融服务实体经济的创新驱动路径

作者： 诸竹君，袁逸铭，许明，柴斌锋

DOI： 10.13653/j.cnki.jqte.20240226.007

网络首发日期： 2024-02-26

引用格式： 诸竹君，袁逸铭，许明，柴斌锋. 数字金融、路径突破与制造业高质量创新——兼论金融服务实体经济的创新驱动路径[J/OL]. 数量经济技术经济研究. <https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20240226.007>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

数字金融、路径突破与制造业高质量创新

——兼论金融服务实体经济的创新驱动路径

诸竹君 袁逸铭 许明 柴斌锋*

摘要: 中国以渐进式为主的创新路径制约了科技与产业自立自强,同时“科技—产业—金融”良性循环有待完善。本文将创新效率和劳动生产率双重因素纳入异质性企业理论框架,揭示了数字金融对制造业创新路径与创新要素资源配置效率的作用机制。本文采用专利引用网络分析法有效刻画了创新路径,基于中国工业企业创新调查和数字普惠金融指数匹配数据的经验研究证实:(1)总体方面,数字金融通过正向的成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应和负向的行业竞争效应,显著提升了制造业创新数量和创新质量;(2)路径方面,数字金融对突破式创新的影响受到创新效率和劳动生产率的调节作用,高创新效率与低劳动生产率的企业倾向于实施突破式创新;(3)资源配置方面,数字金融对行业创新要素资源配置效率具有显著正向促进作用,通过资源再配置效应降低了行业内创新效率离散度。本文对金融强国战略下促进实体经济创新路径突破具有一定参考价值。

关键词: 数字金融 创新路径 资源配置 创新效率

中图分类号: F832.2 **文献标识码:** A

一、引言

2023 年中央经济工作会议提出:必须把坚持高质量发展作为新时代的硬道理。聚焦经济建设中心工作和高质量发展首要任务是实现中国式现代化的重要支撑。创新驱动战略已成为中国实现高质量发展的根本动力,推动创新路径由渐进式为主转向突破式为主,成为增强中国科技发展自立自强能力的必然选择。促进以制造业为代表的微观主体创新路径转换,推动“科技—产业—金融”良性循环成为有效优化路径,构建以数字金融为代表的新型融资渠道成为关键环节。数字金融是基于新一代数字技术进行融资、支付、投资等新型金融模式,具有较强的普惠性、智能化、低成本性(龚强等, 2021)。以移动支付、数字保险、互联网信贷等为代表的数字金融,提升了金融服务效率与实体经济融合程度,优化数字金融发展以推动制造业创新路径升级成为可行路径。2023 年中央金融工作会议提出:要加快建设金融强国,坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨。以数字金融为代表的新模式能否有效提升以制造业为主体的实体经济创新发展水平,推动中国创新路径由渐进式为主转向突破式?探究这一问题将为中国高质量发展和金融强国战略提供重要微观理论基础。

后经济危机以来,中国创造了以专利为代表的创新增长“中国奇迹”。数量方面,2008—2021 年中国专利申请总量从 82.83 万件增至 524.36 万件,年均增长 15.25%。质量方面,2021 年根据中国知识产权局数据,高价值发明专利占全部发明专利有效量的 29.45%,占比仍相对较低。创新效率也与发达国家存在较大差距,呈现明显的“低质低效”问题(诸竹君等, 2020b)。中国创新活动仍以借鉴模仿的渐进式路径为主,相对缺乏对现有技术路径“破坏性创造”的突破式创新进而制约了科技与产业自立自强能力。党的二十大报告提出:加快实施创新驱动发展战略,加快实现高水平科技自立自强,以国家战略需求为导向,集聚力量进行原创性引领性科技攻关。提升中国以制造业等实体部门的创新质量和实现创新路径动态优化,

* 诸竹君, 研究员, 浙江工商大学现代商贸研究中心、浙江工商大学经济学院, 电子邮箱: hehaizj@163.com; 袁逸铭, 博士研究生, 浙江大学经济学院, 电子邮箱: yuanyiming@zju.edu.cn; 许明, 副教授, 中国社会科学院大学应用经济学院, 电子邮箱: xmphd@cass.org.cn; 柴斌锋(通讯作者), 副教授, 浙江工商大学会计学院, 电子邮箱: cbfeng8888@163.com。本文获得国家社会科学基金重大项目(23&ZD085、22&ZD162)、国家社会科学基金重点项目(22AJL010)资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 文责自负。

是建设中国式现代化亟需破解的理论与政策难题。

中国金融业发展长期呈现“脱实向虚”和低产业链关联度的突出问题，金融业服务实体经济创新发展的能力有待加强。从金融业发展与创新行为等相关研究主题出发的相关文献：第一支文献从宏观层面出发揭示了金融业发展通过创新渠道影响经济体长期增长的理论机制。经典的熊彼特创新理论表明金融系统发展水平是影响经济增长潜力的关键因素，重要的中间渠道是通过影响微观主体创新行为（King 和 Levine，1993），另有研究从金融业发展程度视角出发，揭示了金融业发展对创新行为与经济增长的非线性作用，即存在关于金融业发展的倒“U”型曲线关系（诸竹君等，2020a）。进一步分析表明以风险和天使投资为代表的融资渠道显著促进了创新行为（Bloom 等，2019），部分文献探究了金融发展通过创新渠道影响全要素生产率的内在机制（Queralto，2020）。上述研究多是基于宏观层面金融发展的理论研究与实证检验，从微观层面出发探究新型金融模式发展对企业创新行为影响的文献较为鲜见。第二支文献从微观层面出发研究了数字金融等新模式对微观主体的经济效应。部分研究分析了区块链等新一代信息技术在数字金融发展中的重要作用（龚强等，2021）。从数字金融、金融科技等外部环境改善影响企业数字化转型的相关研究，分析了数字金融发展通过提供底层技术支撑与金融资源安排，促进企业数字化转型的外部基础条件（吴非等，2021）。上述研究关注了数字金融通过优化分析师正面报道、创新投入和创新产出、市场价值和财务稳定三类渠道，提升上市公司股票流动性的作用机制，相对忽视了更为直接和内在的影响渠道。本文基于异质性企业理论框架，纳入要素结构异质性、技术溢出和行业竞争程度等影响机制，对上述文献的内在理论机制进行了边际扩展。

与本文直接相关的前沿研究从融资约束角度揭示了数字金融对创新行为的影响：唐松等（2020）从解决“属性错配”“领域错配”“阶段错配”等视角细化了融资约束来源的分析；聂秀华等（2021）从融资约束视角揭示了数字金融影响区域创新行为的作用机制，进一步从地区制度质量和人力资本结构分析了异质性效应；滕磊和马德功（2020）从融资约束渠道和促进数字化转型等渠道对数字金融的经济效应进行了机制分析。Feng 等（2022）检验了环境规制强化下企业依托数字金融发展降低融资成本，促进绿色创新行为的潜在路径。总体而言，现有文献对数字金融影响企业创新的理论机制与变量构造方面均存在一定局限性：一是理论方面，主要从融资约束渠道或行业竞争渠道揭示数字金融发展影响创新行为的作用机制，缺乏对要素结构、技术溢出等其他渠道的细致化分析；二是变量测算方面，限于从专利申请量和研发费用支出等创新数量的分析，缺乏从创新质量视角的细致化研究，特别是未能有效刻画对不同创新路径的决定机制。本文基于扩展的异质性企业理论框架，揭示了数字金融通过成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应和行业竞争效应对创新行为的作用机制，兼容了数字金融发展对企业创新行为的潜在正向和负向作用。在此基础上，本文采用 2011—2014 年工业企业创新调查数据与专利数据库构建了基于引用网络分析的创新路径识别方法，全面检验了数字金融发展对企业创新行为的作用方向与影响机制。研究发现，数字金融发展显著提升了企业创新数量与创新质量，对创新路径的影响受到创新效率与劳动生产率双重异质性调节作用，总体上降低行业内创新效率离散度，优化创新要素的资源配置效率。

与现有文献相比，本文可能的边际创新：（1）理论方面，将成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应、负向的行业竞争效应整合至异质性企业理论框架，基于创新效率与劳动生产率双重因素，揭示了两种异质性因素对数字金融影响企业创新路径的调节效应。深化和扩展了数字金融影响企业创新行为的内在理论机制，纳入了要素结构异质性和技术溢出非对称性的影响。一定程度上，为数字金融等外部环境优化促进企业数字化转型的相关研究，提供了直接和内在的理论机制研究基础。（2）实证方面，扩展了对企业创新质量的相关研究，基于引用网络分析法更好地构建了企业渐进式创新和突破式创新路径代理变量。较早测算了中国微观层面的创新路径代理变量，为高质量发展背景下考察微观层面创新路径突破提供了测算方法支撑。（3）政策方面，为优化数字金融为代表的新型金融模式发展提供了微观依据，从数字金融促进实体经济创新路径突破视角，证实了金融创新对实体经济高质量发展的正向

作用，为优化金融强国战略的实施路径提供了一定政策优化路径参考。

二、理论框架与命题提出

本文以 Aghion 等（2022）的异质性企业框架作为理论基础，纳入前沿研究中对企业创新路径的设定方式（Acemoglu 等，2022a），扩展性构建了数字金融发展影响企业创新行为与创新路径的概念框架。Aghion 等（2022）基于新熊彼特创新理论的基本思路研究了贸易自由化通过市场规模效应影响了国内企业创新，即更高劳动生产率企业通过正向的市场规模效应促进其创新，更低劳动生产率企业通过负向的市场规模效应阻碍了创新。其中，重要的解释路径是“成本—规模—利润—创新”，成本节约效应是这一模型中内涵的重要解释机制。这一理论作为分析企业创新行为的一般性分析框架，将企业行为与行业竞争环境纳入一般均衡条件，构建了企业创新行为决定机制的基准框架。本文将采用这一基准框架探究数字金融影响创新行为的研究。需要注意的是，这一基准模型基于短期静态均衡条件。实际上，随着劳动力向中高技能方向演进，技能结构趋于多样化（Acemoglu 等，2022b），考虑劳动力异质性可以更好地解释技术变革的影响。同时，数字经济时代以来新技术的广泛出现，深刻影响企业之间知识传播的方式和速度，特别是数字金融的发展对创新要素流动与扩散产生了显著冲击，引致异质性的技术溢出效应。基于上述分析，本文在借鉴 Aghion 等（2022）框架的基础上，进行了两点关键性扩展：一是放松劳动要素技能同质性假设，考虑数字金融引发的企业内部不同技能水平劳动要素结构变化；二是放松技术溢出中性的假设，探究数字金融如何影响企业之间的知识传播和技术外溢。通过放松上述两点关键假设，本文揭示了数字金融发展通过成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应以及市场竞争效应四个渠道影响企业创新行为的理论机制。上述四个渠道呈现了数字金融对制造业企业创新路径的多方面影响，放松劳动要素技能同质性和技术溢出条件中性假设的可行性和有效性也得到了大量文献的佐证（Acemoglu 和 Restrepo，2018、2020；Acemoglu 等，2022a）。总体方面，数字金融通过成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应与行业竞争效应影响企业创新行为。上述效应分别反映了数字金融通过生产制造环节优化、要素投入结构优化、技术路径优化与行业竞争环境等方面，对制造业企业创新行为的影响机制。

1. 成本节约效应

数字金融表现为地区层面互联网金融等相关新业态的发展，地区层面数字金融发展对数字基础设施等硬件条件具有显著促进作用（滕磊和马德功，2020）。基于数字基础设施，企业可以从各种渠道获取有价值的的数据资源，优化自身的生产经营和信贷融资环节。这部分分析数字金融发展通过降低融资成本、要素投入成本等方面，对制造业生产成本的节约效应。其中，直接效应表现为数字金融优化生产制造环节，通过缓解融资约束降低企业生产的可变成本，进而产生正向的成本节约效应。相关研究显示，融资约束渠道对制造业的影响主要反映在生产制造环节的可变成本，效应值正比于企业生产规模（Demir 等，2022）。数字金融具有“低成本、高速度、宽覆盖”的优势（郭峰等，2020），对缓解融资约束的作用主要来源于集约边际与广延边际两方面：一方面，通过优化现有融资渠道流程，从集约边际出发兼顾了金融服务的普惠性和高效性（黄益平和黄卓，2018）。依托大数据、云计算、区块链和人工智能等新一代信息技术，提供了更宽口径与更多产品种类的融资方式，供应链金融、移动支付等新业态蓬勃发展，降低了提供服务的成本与门槛（唐松等，2020）。数字金融通过优化融资借贷过程中双边的信息不对称问题，有效缓解了企业的“融资难、融资贵”问题。另一方面，拓宽金融体系的广延边际提升覆盖广度，数字金融凭借新一代信息技术以低成本和低风险为基础处理海量数据。进一步，数字金融通过优化服务对象，弥补了传统金融融资对象的“所有制偏好”和“规模偏好”等固有问题（唐松等，2020）。融资约束问题通过降低企业创新投入与研发设备更新速度，成为抑制企业生产率提升的重要负面因素（吴敏等，2022），数字金融通过缓解企业融资约束减少了融资成本，进而降低了企业生产边际成本，提高了企业的劳动生产率。

进一步，数字金融通过成本节约效应正向影响企业创新行为。数字金融通过改进融资渠

道与拓宽金融体系覆盖广度显著降低了企业生产的可变成本,在其他条件不变情况下,在位企业利润水平显著改善,基于“利润增加—创新增长”的熊彼特创新机制,促进了制造业企业创新行为(Aghion等,2022)。这部分成本节约效应是数字金融发展引致的生产成本下降与后续劳动要素结构优化引致成本上升的净效应。

2. 人力资本匹配效应

基于新一代信息技术,地区层面数字金融互联网化、智能化的经营模式通过直接效应与间接效应优化制造业要素投入结构,产生正向的人力资本匹配效应。以人工智能为代表的数字技术进步将常规程序性工作任务智能化,降低了对程序性工作任务的劳动要素需求,同时催生了对创造性工作任务的高技能劳动力需求(Acemoglu等,2022b)。数字金融对企业要素投入结构的直接效应表现为:数字金融以数据为基础、技术为驱动,加速了企业各环节的资源流动与有效配置,助力企业评估要素需求,获取定制化的人才培训和引进服务,优化人力资源配置。金融科技快速发展下的产业形态、模式变迁也促使企业调整人力资本结构以匹配数字金融等上游生产性服务的业务流程变动,降低对从事常规程序性工作任务的管理人员、中低技能劳动力的需求(Balsmeier和Woerter,2019),增加对掌握数字技术、产品研发等高技能劳动力的投入需求。数字金融对企业要素投入结构的间接效应表现为:数字金融能够与各产业深度融合,丰富应用场景,催生新模式、新业态,推动所在产业链的协同发展。这推动制造业企业为适应产业链数字化、网络化的需求(田鸽和张勋,2022),不断优化要素结构,提升对掌握数字技术等高技能劳动力的要素投入需求。

人力资本匹配效应内涵的劳动要素结构调整可能提升了企业运营成本,即数字金融发展提升了高技能劳动力投入比例进而增加了企业劳动要素雇佣成本。相关研究包括人工智能和工业机器人对制造业企业生产成本的作用方向,相关研究表明人工智能和工业自动化等数字技术应用显著降低了企业生产成本、优化了要素的技能结构(Acemoglu和Restrepo,2018),即同时降低了生产成本并增加了劳动要素成本,总体上成本节约效应大于劳动要素结构优化引致的成本增加效应,即降低了企业生产的边际成本。理论研究与经验证据证实了人力资本升级通过优化创新活动要素投入,促进创新团队形成规模效应和提升企业内部创新意愿程度等方面,提升了企业创新水平(Jaravel等,2018)。

3. 技术溢出效应

技术溢出效应是否促进了企业创新行为存在一定争议,即存在对技术溢出效应下企业从事自主创新或者技术模仿的不同观点。正向视角研究表明,技术溢出效应通过提升知识溢出和知识产权信息共享等相关渠道,促进了企业创新行为(Matray,2021),进一步揭示了企业通过知识溢出正外部性和发明者要素流动等微观机制的正向效应来源。负向视角研究表明,技术溢出效应可能通过替代效应增加了企业技术模仿动机,即通过技术溢出效应学习其他企业的创新成果进行模仿,进而显著降低了自身的创新水平(Li,2021)。正向创新效应与负向模仿效应受到企业异质性影响,创新效率较高的企业由于能克服创新活动的固定成本提高创新水平。其中,创新效率相对更高的企业,更有可能在受到技术溢出效应后实施创新活动。

随着数字金融领域的核心技术日趋成熟,应用门槛和成本逐步降低。数字金融凭借其迅速高效的信息收集与传输能力,有效提升了信息数据在产品市场和要素市场的交互速度。数字金融产生的技术溢出效应表现为直接和间接两类渠道:一方面,数字金融发展为当地的制造业企业学习借鉴新一代信息技术知识与实体产业领域创新成果提供了平台支撑体系,即推动企业通过“干中学”提高创新水平。另一方面,数字金融发展促使产业链上游的金融业加强数字技术研发、产品与服务创新,产业链上下游的互动合作关系使新知识、新技术传递到下游环节,制造业企业通过产业链关联获取上游数字金融部门的前沿技术与知识(Barge等,2020)。具体而言,上游金融业通过技术嵌入、知识转移促进下游行业产品技术升级。当数字金融引致上游部门的产品技术水平提升时,以中间投入品为载体融入下游生产部门,进而对下游行业产生技术溢出;产业链上下游的投入产出关联性为下游制造业提供了学习与模仿的机会(诸竹君和王芳,2022),制造业获取新产品或更高技术复杂度的同时,能以较少的研发创

新支出改进现有技术路径,推动产品和服务创新等。技术溢出效应受到地理空间等因素影响(诸竹君等,2019)，“面对面交流”等区域创新要素集聚现象,使得数字金融发展程度较高地区呈现更为明显的技术溢出效应。

4. 行业竞争效应

行业竞争效应能否促进企业创新行为尚无一致观点。参考 Aghion 等(2022)的垄断竞争市场结构逻辑框架,可得行业竞争效应对企业创新行为的负向作用,即存在“行业竞争加剧—企业利润下降—创新支出减少”的基本渠道。根据上述分析,地区层面数字金融的发展通过优化金融效率、拓宽资金渠道等方式为部分企业缓解融资约束问题,更多微观主体进入行业降低了行业内最高价格和平均利润水平,更高生产效率(更低边际成本)的企业才能维持非负利润,即降低了行业进入的临界成本(cut-off cost)。融资和信贷约束是限制实体经济发展的关键因素(周亚虹等,2023)。数字金融相比传统金融模式具有突出的普惠性特征,有助于促进新的微观主体进入市场(Karaivanov,2012)。同时,数字金融可通过降低借贷成本与提高信息透明度,降低了企业的经营成本,使得相对低生产率的企业跨越生产经营的生产率门槛值。一般地,在可变替代弹性效用函数框架下,行业进入的临界成本下降,同时恶化企业产品价格与经济利润。更高生产率(更低边际成本)的企业利润水平才能维持非负,即产生了显著的行业竞争效应(Bombardini等,2017)。

进一步,数字金融通过行业竞争效应负向作用创新行为。根据“利润增加—创新增长”的熊彼特效应,行业竞争程度提升将显著恶化企业价格与利润水平,不利于通过内源融资促进企业创新行为。相关研究表明,行业竞争程度提升后呈现竞争挤出效应,显著降低了企业创新行为概率(Liu等,2021)。综上所述,本文提出:

命题 1a: 数字金融对制造业企业创新行为的影响包含正向和负向作用渠道,总效应取决于正负效应的相对值。当正向效应为主时,数字金融将促进企业创新行为;反之,可能阻碍企业创新行为。

命题 1b: 数字金融对企业创新行为的影响渠道包含正向的成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应和负向的行业竞争效应。

进一步,本文探究创新效率对数字金融创新效应的调节作用。假定研发经费和创新到达率不变,正向的成本节约效应、人力资本匹配效应和技术溢出效应,在创新效率更高的企业表现更为明显。经验研究表明,较高的创新效率提升了制造业企业创新后的预期利润,因而创新政策更能激励创新效率较高的企业实施研发行为(Brav等,2018)。假定创新后市场规模给定,创新效率较低的企业由于创新行为后预期利润较低,进而降低了创新活动概率甚至退出创新活动。数字金融通过上述正向效应促进了企业创新行为,创新效率越高越可能提升创新活动后的利润水平,进而对数字金融的创新效应产生正向调节作用。由于数字金融发展对不同创新效率企业创新行为的异质性影响,创新效率更高的企业更多从事创新活动,创新效率更低的企业减少或者退出创新活动,通过资源再配置效应改善了行业内创新要素资源配置效率(Foster等,2016)。综上所述,本文提出:

命题 2: 数字金融对制造业企业创新行为的正向作用受到创新效率的调节作用,数字金融发展提升了高创新效率企业创新活动的水平,降低了低创新效率企业的创新活动水平,通过资源再配置效应提升了行业内创新要素资源配置效率。

这部分从创新路径视角出发,揭示数字金融对企业突破式创新或渐进式创新选择的决定机制。参考相关文献对突破式创新与渐进式创新路径的设定方式,即前者刻画基于多种技术路径条件下对现有技术领域的突破性创新成果,后者刻画基于现有技术路径的边际创新(Acemoglu等,2022a)。数字金融采用大数据、云计算等新技术,为企业在消费互联网与工业互联网两个方面提供了广泛平台(田鸽和张勋,2022),有助于基于数字平台的规模效应识别出技术创新的最优路径,促进企业产品创新和工艺创新的有效决策。数字金融依托新一代信息技术赋能企业具备更强信息检索、整合、分析能力,根据企业自身创新效率和劳动生产率等指标实施创新决策,提升企业技术创新后产品转化、市场开拓等方面有效性,更高

效匹配市场潜在需求搜寻预期利润更高的技术路径。因此,本文进一步将劳动生产率和创新效率纳入分析框架,探讨企业劳动生产率和创新效率对创新路径选择的影响机制。劳动生产率刻画企业生产活动投入与产出之间的转换关系,相关研究发现创新效率与生产率对企业创新路径具有决定作用。劳动生产率越高的企业由于在现有技术路径中利润水平相对较高,倾向于采用渐进式创新路径实现更高利润水平;反之,更低劳动生产率的企业由于实施突破性创新研发的机会成本较低,实施突破式创新路径预期利润较高,倾向于实施突破式创新路径。

具体而言,当企业劳动生产率高且创新效率低时,基于现有技术路径的渐进式创新是占优选择;当劳动生产率水平低且创新效率高时,由于现有技术路径的利润水平较低,突破式创新行为引致的机会成本较低,倾向于实施突破式创新;当企业劳动生产率与创新效率均位于高水平时,企业倾向于进行混合式创新,同时选择两种创新路径;当企业劳动生产率与创新效率均位于低水平时,企业减少创新活动是占优选择。相比其他企业,低劳动生产率和较高创新效率企业呈现出企业规模相对较小、研发投入高、资金实力弱等特征,例如新进入市场的中小型创新企业。从劳动生产率角度来看,大型企业往往呈现出高劳动生产率的特点,中小企业则面临更高的生产成本约束。从创新效率的角度来看,新进入市场的创新企业往往拥有更高的创新效率。综上所述,本文提出:

命题 3: 数字金融对制造业企业创新路径选择产生影响,根据劳动生产率、创新效率企业对不同创新路径进行选择排序:高劳动生产率和低创新效率组倾向于选择渐进式创新,低劳动生产率和较高创新效率组倾向于选择突破式创新,“双高组”倾向于选择混合式创新,“双低组”倾向于不选择创新。

三、数据、变量与特征性事实

(一) 数据来源

1. 中国工业企业创新调查数据

该数据库汇总了中国 2011—2014 年规模以上工业企业科技活动相关情况,主要涵盖科技活动人员、科技活动经费、科技项目、企业办科技机构、科技活动产出等指标,以法人代表与工业企业数据匹配。对数据库进行了如下筛选和清理:(1)删除法人名称和代码重复或缺失,研发人员合计、研发经费内部(外部)支出合计为零或缺失的字段;(2)删除了不满足规模以上工业企业标准的相关字段,即主营业务收入低于 500 万元、职工人数少于 8 人;(3)对异常观测值进行了缩尾处理。本文对研发经费支出合计最大和最小的 1%样本进行了缩尾处理,避免异常观测值对计量检验的影响;(4)根据国民经济行业代码 2002 年标准统一了 4 位码行业识别方法,筛选出制造业企业样本(2 位码 13~43);(5)采用 2010 年各省定基固定资产投资价格指数对特定年份数据进行了平减。

2. 专利数据

从该数据库中选取了 2011—2014 年工业企业专利申请与授权字段情况,包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利数量信息,以及详细的专利前向引用与后向引用等相关检索字段。基于该数据库提供的详细专利引用网络构造不同维度创新质量的代理变量,构造突破式创新和渐进式创新指标,以企业名称匹配工业企业创新调查数据。本文删除了专利数据中企业名称字段缺失的样本。

3. 北京大学数字普惠金融指数

从该数据库中选取了 2011—2014 年的区域层面样本。其中,数字金融指数包括覆盖广度、使用深度、数字化程度 3 个一级指标,该数据库由北京大学和蚂蚁科技集团联合编制,汇报了中国省级、地级以上城市以及县域数字金融指数,本文基准模型采用城市层面数字金融指数构建解释变量。

(二) 变量调整与测算

1. 数字金融指数调整与工具变量构建

本文选用数字金融指数总指标对数值(*dft*)作为基准解释变量,以数字金融覆盖广度和使用深度对数值(*breadth*和*depth*)刻画数字金融发展的不同维度。覆盖广度和使用深度分

别刻画了数字金融发展的集约边际和广延边际情况。基于城市层面加总的专利申请量对数值 (*patent_city*) 与数字金融指数对数值 (*dft*) 之间的拟合关系显示, 两者存在较为明显的正相关关系, 即城市层面数字金融发展水平可能对企业创新水平有正向作用。初步线性拟合存在的主要问题是: 第一, 由于存在影响城市层面创新行为的“遗漏变量”问题, 影响创新活动的产业政策和区域政策可能对这一正向关系产生影响; 第二, 由于存在城市层面创新水平与数字金融发展的同时性问题, 即更高创新水平城市需求更高层次的数字金融发展, 存在明显的“反向因果”问题。初步线性拟合为实证分析提供了一定相关性分析基础。

2. 企业专利创新数量与质量指标构建

企业专利创新数量: 本文使用专利申请量对数值作为代理变量 (*patent*)^①, 区分了发明专利申请量对数值 (*invention*) 和其他专利申请量对数值 (*other*) 两种类型。采用企业人均研发经费支出 (*prd*) 和人均非政府部门研发经费支出 (*pprd*), 作为创新投入强度的代理变量进行稳健性检验。其中, $prd = (\text{内部支出} + \text{外部支出}) / \text{研发人员合计}$, $pprd = (\text{内部支出} + \text{外部支出} - \text{来自政府部门的科技活动资金}) / \text{研发人员合计}$ 。

企业专利创新质量: 目前, 学术界针对创新质量刻画形成了三大主要研究方向: (1) 基于企业专利被引量规模的相关研究, 这一分支目前仍是学术界较为公认的一致性刻画方法; (2) 基于知识宽度和技术复杂度的专利创新质量刻画方法, 这一分支的研究主要见于国内文献中相关分析 (张杰和郑文平, 2018)。(3) 基于发明专利占比和专利续期率作为专利质量的代理变量, 从专利申请类型和市场价值潜力视角对创新质量进行了刻画 (龙小宁和王俊, 2015)。本文首先采用了传统的基于专利引用量和引用结构的创新质量分析方法, 构造了年均他次数对数值和专利通用性和专利原创性指数, 从总体层面和专利的技术溢出广泛性和技术路径交叉性维度刻画了专利创新质量。基于创新引用网络数据较早识别了中国企业专利创新的突破性指数, 一定程度弥补了国内现有文献中对技术路径突破维度创新质量刻画的缺失。这部分基于中国工业企业创新调查数据和专利数据, 构造了基于专利被引量的创新质量指标。由于专利被引存在右侧“断尾”问题, 本文将引用信息的窗口期设定为 5 年, 以窗口期内年均他引次数对数值 (*cit*) 作为创新质量基准刻画。本文使用发明专利授权量比例 (*inven_ratio*) 作为另一刻画企业专利创新质量的识别变量, 以人均专利所有权转让与许可收入 (*ptrans*) 作为专利产业化应用的创新质量评价指标。上述指标中 *cit*、*inven_ratio*、*ptrans* 分别从技术溢出、审查难度、产业转化等维度刻画了专利创新质量。参考 Acharya 和 Xu (2017) 设定专利通用性 (*generality*) 和原创性 (*originality*) 指数, 上述指数分别从技术溢出的广泛性和技术路径的交叉性维度刻画了专利创新质量。专利通用性从事后角度分析专利前向引用行业宽度, 表达式:

$$generality_i = 1 - \sum_j \left(\frac{forcit_j}{\sum_j forcit_j} \right)^2 \quad (1)$$

其中, $forcit_j$ 为企业 *i* 在其他行业 *j* 中前向引用数量。本文基于企业专利引用网络数据, 测算了 4 位码行业专利原创性指数, 表达式:

$$originality_i = 1 - \sum_j \left(\frac{backcit_j}{\sum_j backcit_j} \right)^2 \quad (2)$$

其中, $backcit_j$ 表示企业 *i* 在行业 *j* 中后向专利引用数量。

3. 企业专利创新路径代理变量构建

参考 Acemoglu 等 (2022a) 对突破式创新路径和渐进式创新路径的概念界定, 前者反映了专利创新取得了原创性和代表性的重要节点式创新成果; 后者是对前沿技术路径进行边际改进和完善并巩固原有技术路径的有效性。本文参考 Funk 和 Owen-Smith (2017), 测算了专利突破式创新程度, 改进了现有创新质量测算方法中“重规模、轻方向、轻路径”的主要

① 本文采取对各年企业专利申请量加 1 取对数的处理方法, 以避免零值的影响。

问题，能更好地刻画专利创新在技术路径开创方面的突破性程度。本文设定特定技术路径下专利的三方创新网络 $G = (V_1, V_2, V_3, E)$ ，其中， V_1 、 V_2 、 V_3 分别表示中心专利 f 、前向专利 b 、后向专利 d ， E 表示不同节点的关联性。概念层次上存在三种类型的专利引用网络：（1） d 仅引用中心专利的前向专利 b ，（2） d 仅引用中心专利 f ，（3） d 同时引用中心专利 f 和前向专利 b 。第 2 种类型中心专利突破式创新程度较高，第 1 种类型中心专利渐进式创新程度较高。对后向专利集合 $D = (d_1, d_2, \dots, d_{n-1}, d_n)$ ，在时间窗口 t 期限内，设定专利突破式创新程度表达式为：

$$CDI_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^n \frac{-2f_{it}b_{it} + f_{it}}{\omega_{it}}, \omega_{it} > 0 \quad (3)$$

其中， $f_{it} = \{0,1\}$ 和 $b_{it} = \{0,1\}$ 分别表示后向专利是否引用了中心专利和前向专利的虚拟变量。 n_t 表示后向专利的引用总量， $\omega_{it} \in \Omega$ 表示后向专利的相对权重，本文将这一权重统一标准化为 1^①。传统测算方法下不考虑后向专利对前向专利的引用情况，忽视了中心专利对技术路径的突破性。本文界定后向专利中存在三种类型（ $f=1$ 、 $b=1$ 、 $f=1$ 和 $b=1$ ）。上述后向专利中（ $f=1$ ）表示仅引用中心专利而不再引用前向专利，这一类型的后向专利比例越高表明中心专利的技术突破性程度越高。为进一步刻画专利突破式创新程度的影响程度，本文交互了中心专利和前向专利引用量之和 m_t 对 CDI_t 进行了调整可得 $mCDI_t$ ，调整后的指标可以更好地反映不同类型后向专利的影响力差异，即以后向专利本身被引量规模加权衡量不同后向专利对中心专利突破性程度的贡献度：

$$mCDI_t = \frac{m_t}{n_t} \sum_{i=1}^n \frac{-2f_{it}b_{it} + f_{it}}{\omega_{it}}, \omega_{it} > 0 \quad (4)$$

参考 Acemoglu 等（2022a）的突破式创新路径识别方式，本文设定了头部专利虚拟变量（ $sf5$ 和 sfl ），分别表示企业专利被引量是否处于各 4 位码行业前 5% 和前 1% 分位数以内，处于最高被引量的专利创新路径偏向于“破坏性创造”。

4. 企业专利创新效率指标构建

参考全要素生产率测算框架，创新产出为专利申请量对数值，创新投入分别为研发人员对数值（ $size$ ）和研发资本对数值（ k ），研发资本（ K ）采用永续盘存法估计，表达式为：

$$K_{it} = \frac{RD_{it}}{P_t} + (1 - \delta)K_{it-1} \quad (5)$$

其中， RD_{it} 表示企业 i 第 t 年研发支出， P_t 代表以 2010 年为基准的各省价格指数，以各省 2009—2014 年消费者价格指数和固定资产投资价格指数的加权值测算，权重分别是 0.55 和 0.45。 $\delta = 15\%$ 表示研发资本折旧率。基于企业创新活动投资行为估计了 OP 法下的研发效率 eff_{op} ，能够较好解决因选择性偏误与同时性偏误的内生性影响。采用泰尔指数（ $theil$ ）作为行业创新效率离散度代理变量，表达式为： $theil_{cjt} = n_{cjt}^{-1} \sum_{i=1}^{n_{cjt}} [(eff_{icjt}/\overline{eff}_{jct}) \log(eff_{icjt}/\overline{eff}_{jct})]$ 。其中， n_{cjt} 表示第 t 年行业 j 中企业数量， eff_{icjt} 和 \overline{eff}_{jct} 分别表示第 t 年行业 j 中企业 i 的创新效率和行业创新效率均值。行业层面效率离散度指标可作为资源配置效率的有效衡量方式，其经济学含义是：行业内更为集中的效率分布表明低效率企业与高效率企业差距相对较小，行业资源配置效率相对较高（Foster 等，2016；Orr，2022）。

5. 企业和城市层面控制变量

主要包括：（1）企业规模（ $size$ ），采用企业研发人员投入对数值刻画；（2）出口虚拟变量（ $expdum$ ），通过识别企业新产品出口收入是否为正判定；（3）国有企业虚拟变量（ soe ），登记注册类型取值为 110、141、151 的样本记为 1；（4）企业年龄（ age ），以企业存续年限对数值作为代理变量；（5）常住人口人均 GDP 对数值（ \lnpgdp ），以各地级市 2011 年定基

① 参考 Funk 和 Owen-Smith（2017）对权重矩阵的说明， $\omega_{it} \in \Omega$ 反映不同时点下后向专利引用相对重要性情况。基准条件下，设定不同时点后向专利重要性相同，即 $\omega_{it} = 1$ 。本文采用这一简化设定方式。

的 GDP 与常住人口之比对数值作为代理变量；(6) 第三产业占比 (*tratio*)，以第三产业增加值占比衡量。

(三) 特征性事实

1. 省级层面数字金融指数分布情况

根据图 1 中各省份数字金融指数 (*df_index*) 分布箱型关系，地区层面数字金融发展水平差异明显，具有较好的样本波动性和有效性。具体表现为：第一，时间序列上指数呈现较大幅度的增长趋势。全样本数据中省级数字金融指数均值从 2011 年的 40.00 增至 2014 年的 179.75，年均增长 65.02%。第二，区域层面横向比较来看，各省份数字金融发展水平呈现较大差异。以样本年份省级数字金融指数中位数 (127.73) 作为基准，北京 (11)、天津 (12)、辽宁 (21)、上海 (31)、江苏 (32)、浙江 (33)、福建 (35)、山东 (37)、湖北 (42)、广东 (44)、海南 (46)、重庆 (50) 的数字金融发展水平相对较高，上述省份主要集中于东部发达地区和直辖市，其中，浙江在省份层面 (直辖市除外) 数字金融发展水平最高。此外，部分西部省份的数字金融发展相对滞后，例如贵州 (52)、西藏 (54)、甘肃 (62)、青海 (63) 等，这与数字经济产业发展现状基本一致。总体上，省级层面数字金融指数分布情况说明了存在个体和年份层面波动性，这为实证检验提供了重要的指标基础。

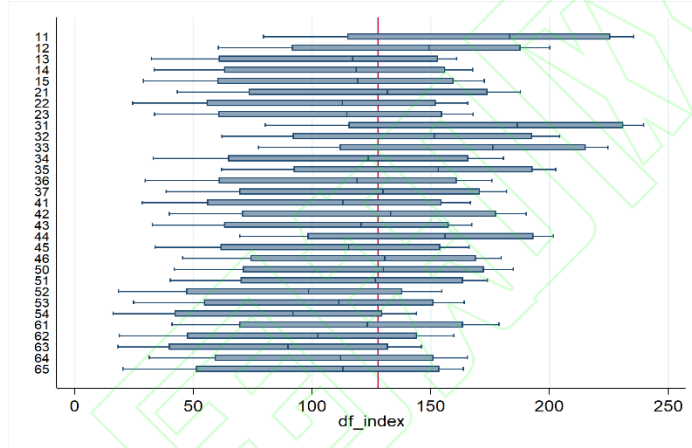


图 1 省份层面数字金融指数分布箱型比较

注：图中纵坐标表示省级行政区划代码。

资料来源：北京大学数字普惠金融指数。

2. 企业层面创新路径指数分布情况

本文测算了基于专利引用网络分析方法的突破式创新指数 CDI_5 ，以此作为企业层面创新路径的代理变量，图 2 汇报了这一指标在不同层面的加总情况。总体样本方面，这一指标的均值为 0.0878，其中 2011—2014 年呈现上升趋势，即企业层面创新路径在这一区间内呈现优化趋势；分地区样本上，东部地区的 CDI_5 呈现出更高的发展水平，西部地区相对较低，这说明东部地区企业的突破式创新程度相对较高，西部地区的企业创新渐进式路径特征更为明显；分所有制样本方面，国有企业的 CDI_5 相对较低，而非国有企业的突破式创新指数相对较高。分企业规模样本方面，根据《中小企业划型标准规定》(2011 年版) 对划分了大型企业 and 中小型企业，其中，从业人员 1000 人以下或者营业收入 4 亿元以下的企业划分为中小型企业。该指数反映出中小型企业的突破式创新水平相对更高，大型企业更多从事渐进式创新路径，这也与理论部分对劳动生产率更高企业的渐进式创新路径为主分析一致。

四、计量模型与实证检验

(一) 计量模型设定

这部分实证检验城市层面数字金融发展对企业创新行为 (包括创新数量和创新质量) 的作用方向与内在机制。此外，检验对基于专利引用网络测算创新路径的影响程度。基准计量模型设定如下：

$$y_{icjt} = \beta_0 + \beta_1 dft_{ct} + Z'_{ijt} + \gamma_i + \gamma_{pt} + \gamma_{jt} + \varepsilon_{icjt} \quad (6)$$

其中， y 表示制造业企业创新行为代理变量（数量、质量与路径等），核心解释变量是城市层面数字金融指数对数值（ dft ），控制企业规模（ $size$ ）、新产品出口虚拟变量（ $expdum$ ）、国有企业虚拟变量（ soe ）、企业年龄（ age ）等企业层面特征变量（ Z'_{ijt} ）。下标 i 、 c 、 j 、 t 分别表示企业、城市、行业和年份。为控制城市层面特征变量（ Z'_{ct} ）对当地企业的潜在影响，采用常住人口人均GDP对数值（ $lnpgdp$ ）、第三产业占比（ $tratio$ ）作为特征变量，分别控制城市层面经济发展水平和产业结构对当地企业创新的影响^①。此外，纳入城市层面控制变量可以更好地控制城市一年份层面遗漏变量的内生性问题。本文纳入企业（ γ_i ）、省份一年份（ γ_{pt} ）、行业一年份（ γ_{jt} ）固定效应，以避免区域政策和行业政策冲击对计量识别的内生性影响。残差项 ε_{icjt} 聚类在企业层面。解释变量与被解释变量分别在城市层面和企业层面，“反向因果”的内生性问题主要表现在创新程度更高的企业对所在地数字金融发展需求程度更高，城市一年份层面的“遗漏变量”等内生性问题通过构造基于最低工资政策的工具变量，识别数字金融对企业创新行为的因果关系。基准模型主要检验命题1a的正确性，进一步分析中以创新效率离散度指标刻画创新资源配置效率，检验命题2的正确性。

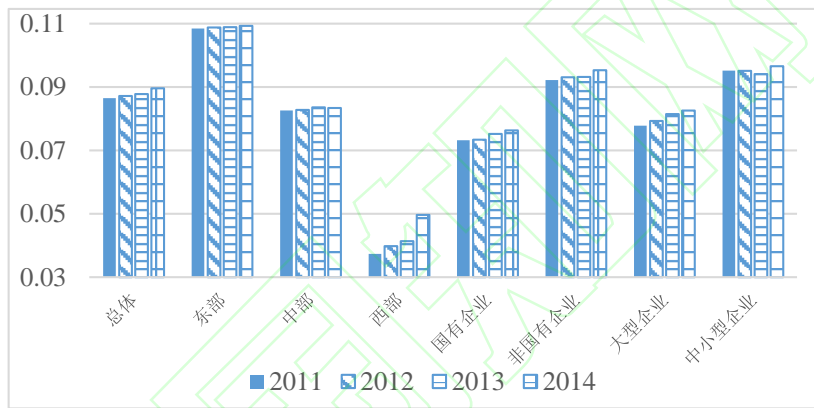


图2 不同类型企业专利创新路径比较

资料来源：中国工业企业创新调查数据、中国企业专利数据

（二）基于专利创新数量的回归结果

理论部分刻画了数字金融对企业创新行为的影响渠道分别是：成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应和行业竞争效应。表1汇报了数字金融对企业专利申请量总体效应检验结果。其中，第（1）列汇报了数字金融总指数对数值对企业专利申请量对数值的影响，数字金融总指数对企业专利申请量的正向作用弹性为0.170，即总体上数字金融发展显著增加了制造业企业创新数量。第（2）、（3）列分别汇报了数字金融覆盖广度和使用深度（ $breadth$ 和 $depth$ ）对企业专利申请量的影响程度，上述两者对企业专利申请量均具有显著正向作用，且数字金融使用深度相比于覆盖广度对企业专利创新数量的正向促进作用相对更大。一般而言，数字金融使用深度更好地刻画了这一新型金融模式的融资服务种类、实际使用强度等，这说明数字金融发展的集约边际更为显著促进了制造业创新行为。第（4）、（5）列汇报了对发明专利申请量和其他专利申请量的回归，结果显示数字金融对发明专利和其他专利（实用新型和外观设计专利）申请量均具有显著正向促进作用。

表1 数字金融对企业专利创新数量的影响

变量	(1) <i>patent</i>	(2) <i>patent</i>	(3) <i>patent</i>	(4) <i>invention</i>	(5) <i>other</i>
<i>dft</i>	0.170*** (0.035)			0.070*** (0.025)	0.085*** (0.033)

① 感谢审稿专家提供的关于纳入城市层面控制变量的宝贵意见。

<i>breadth</i>		0.090***			
		(0.019)			
<i>depth</i>			0.102***		
			(0.034)		
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是
省份一年份固定	是	是	是	是	是
行业一年份固定	是	是	是	是	是
样本量	244240	244240	244240	244240	244240
调整R ² 值	0.316	0.316	0.316	0.245	0.258

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类稳健标准差。

（三）基于专利创新质量的回归结果

这部分检验数字金融对专利创新质量的回归结果。本文主要基于专利引用情况和产业化应用情况等，从技术路径影响力和产业转化影响力等方面刻画了专利创新质量。其中，发明专利授权量占比 (*inven_ratio*)、专利被引量 (*cit*)、人均专利所有权转让与许可收入 (*ptrans*) 分别从审查难度、技术溢出、产业转化等维度反映了专利创新质量。表2中汇报了数字金融对企业专利创新质量的检验，第(1)、(3)列关键变量 *dft* 系数不显著，这说明了数字金融发展并未显著提升企业的发明专利授权比例和人均专利所有权转让与许可收入，即数字金融发展并未显著提升审查难度和产业转化维度的创新质量。第(2)列结果显示，数字金融显著增加了企业专利被引量，提升了技术溢出维度的创新质量。第(4)、(5)列分别汇报了对专利通用性和专利原创性的检验，结果显示在增加企业专利被引量的基础上，数字金融进一步改善了专利被引的行业广泛程度和后向引用专利的行业宽度。上述回归表明，数字金融对企业专利创新质量的促进效应主要表现在技术溢出维度，结构上表现为改善了专利的前向引用和后向引用专利行业宽度，促进了不同行业间技术路径的有效融合发展。

表2 数字金融对企业专利创新质量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>inven_ratio</i>	<i>cit</i>	<i>ptrans</i>	<i>generality</i>	<i>originality</i>
<i>dft</i>	-0.011	0.242***	-2.851	0.029***	0.036***
	(0.018)	(0.055)	(1.791)	(0.007)	(0.009)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	118642	127222	244240	127222	127222
调整R ² 值	0.127	0.234	0.101	0.223	0.198

注：回归中控制了企业、省份一年份、行业一年份固定效应。其余同表1。

（四）工具变量回归结果

本文基准模型中直接检验城市层面的数字金融发展指数对企业创新行为的影响，存在一定程度由“反向因果”和“遗漏变量”问题产生的内生性问题。具体表现在：第一，反向因果问题，更高创新水平企业对所在城市的数字金融发展可能相对更高，以解决创新活动面临的融资约束问题；第二，遗漏变量问题，行业一年份和城市一年份层面政策冲击可能同时影响企业创新行为与地方数字金融发展情况。这部分采用基于地理信息与最低工资政策的工具变量识别数字金融影响企业创新的因果关系。具体构造方法为：采用当年城市层面最低工资 (*minwage_{ct}*) 与所在城市距杭州最近球面距离 (*dist_hzc*) 交互项作为城市层面数字金融指数的工具变量。基本原理是：第一，城市层面最低工资政策外生于企业创新决策，地理信息属于前定变量，总体上满足外生性要求；第二，城市层面最低工资水平反映了人力资本积累和产业结构变迁水平，一般而言人力资本和产业结构发展程度越高，则最低工资水平相对较高，即城市层面最低工资水平与数字金融指数呈现显著正相关关系。另外，杭州市具有相对较高的数字金融发展水平，数字普惠金融指数显示 2011—2014 年杭州市数字金融指数居城市层面首位，即与杭州地理距离影响了数字金融发展的溢出效应大小，距离杭州越近越可能受到杭州数字金融发展的正向溢出效应，总体上满足相关性要求。

表 3 汇报了基于当年城市层面最低工资与所在城市距杭州最近球面距离的交互项工具变量 (*dft_iv*) 检验。第 (1)~(3) 列汇报了基于不同数字金融发展刻画方法的创新数量效应, 结果显示核心解释变量系数均显著为正, 且系数值与基准回归基本一致, 这说明数字金融指数总指标和覆盖广度、使用深度对企业创新行为的因果效应成立。第 (4)~(7) 列进一步汇报了数字金融对企业创新质量代理变量的工具变量检验, 结果显示数字金融对专利被引量、专利通用性和专利原创性的正向影响显著, 这说明总体上数字金融显著促进了企业技术溢出维度的专利创新质量。为进一步检验工具变量的排他性, 本文采用同时引入工具变量和解释变量的计量模型设定方式。控制解释变量条件下工具变量系数均不显著, 这说明工具变量不存在其他可能影响被解释变量的渠道或者效应不显著, 这部分一定程度上检验了工具变量的排他性假设。在此基础上, 为提升本文采用工具变量进行因果关系识别的有效性, 进一步采用城市与杭州、北京、广州 (分别是长三角、京津冀、珠三角数字金融发展程度相对较高且起步相对较早的城市) 最近球面距离交互当年城市层面最低工资水平作为替换型工具变量^①。基于替换型工具变量的回归结果显示, 关键解释变量系数仍稳健成立, 即更换不同地理距离权重的工具变量不影响因果识别的基本方向。

表3 合成工具变量的检验

变量	(1) <i>patent</i>	(2) <i>patent</i>	(3) <i>patent</i>	(4) <i>cit</i>	(5) <i>ptrans</i>	(6) <i>generality</i>	(7) <i>originality</i>
<i>dft</i>	0.643*** (0.523)			1.346** (0.709)	2.279 (4.275)	0.398*** (0.089)	0.184** (0.092)
<i>breadth</i>		0.121** (0.060)					
<i>depth</i>			0.153*** (0.027)				
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	234958	234958	234958	121706	234958	121706	121706
调整R ² 值	0.222	0.238	0.225	0.038	0.104	0.026	0.109
K-P rk Wald F	119.36	126.94	141.42	271.08	119.36	271.08	271.08
K-P rk LM	116.01	127.65	145.91	273.97	116.01	273.97	273.97

注: 回归中控制了企业、省份一年份、行业一年份固定效应。其余同表 1。

五、进一步分析：机制检验与行业层面创新资源配置分析

(一) 机制检验

这部分在理论分析基础上, 针对命题 1b 的结果, 检验数字金融影响企业创新行为的作用机制情况。机制检验考察解释变量对主要渠道变量的影响情况, 基于文献分析的方法论证渠道变量作用的理论基础。表 4 中汇报了机制检验部分的实证结果。

第一, 成本节约效应。理论部分揭示了数字金融通过产业链上下游关联降低企业生产成本的作用渠道。参考相关文献中关于企业可变成本 ($vc=(\text{工资总额}+\text{中间品投入})/\text{销售额}$) 的设定方式 (孙浦阳等, 2018), 由于数字金融降低了上游金融服务业投入成本总体上提升了企业利润水平, 进而促进了制造业企业创新行为。第 (1) 列中汇报了对成本节约效应的检验, 结果显示数字金融发展显著降低了企业可变成本。根据理论部分刻画, 可变成本降低后企业利润水平显著提升, 进而促进了创新活动, 成本节约效应显著成立。第二, 人力资本匹配效应。本文理论部分论证了数字金融推动企业生产和管理模式的调整, 显著增加了对高技能劳动力的需求, 进而通过“人力资本结构调整—创新增加”的需求驱动型渠道影响企业创新行为。本文构造了研究生比例 (*yjsr*) 和中高级职称比例 (*zgjr*), 分别从知识水平和技能水平两个方面刻画企业内部劳动力结构。第 (2)、(3) 列汇报了对 *yjsr* 和 *zgjr* 的回归, 结果显示数字金融发展显著提升了企业内部劳动力的知识水平和技能水平, 显著促进了企业内部的人力资本积累, 理论部分论述了人力资本匹配效应通过优化劳动要素结构提升企业创新

① 感谢审稿专家提供的关于工具变量设定的宝贵意见。

水平，证实了人力资本结构改善是数字金融影响企业创新行为的作用渠道之一。第三，技术溢出效应。理论部分揭示了数字金融发展通过产业链上下游关联，将上游金融行业的产品创新、服务创新溢出至下游的制造业部门。理论部分分析了技术溢出效应来源于对上游数字金融部门的产品和服务创新的学习借鉴，数字金融相对于传统金融而言主要是在信息通信技术方面进行了产业升级，广泛采用了大数据、云计算、区块链等信息通信技术。参照国际专利分类表（IPC 分类）检索“特别适用于特定应用领域的信息通信技术（ICT）（G16）”，识别企业对信息通信技术的后向引用情况。第（4）列中 *citb_ict* 表示企业对信息通信技术领域的后向引用数量对数值，结果显示核心变量系数显著为正，即数字金融发展程度更高的地区所属企业对这一领域的后向引用强度更大，通过学习借鉴这一领域专利创新成果产生了显著的技术溢出效应。第四，行业竞争效应。理论部分揭示了数字金融发展通过行业竞争效应负向作用企业创新行为的作用渠道。第（5）列汇报了对行业竞争效应的检验，本文引入 4 位码行业赫芬达尔指数（*hhi*）刻画行业竞争程度，结果显示数字金融指数总指标显著降低了行业 *hhi*，即产生了显著的行业竞争效应。

变量	(1) <i>vc</i>	(2) <i>yjsr</i>	(3) <i>zgir</i>	(4) <i>citb_ict</i>	(5) <i>hhi</i>
<i>dft</i>	-0.062*** (0.008)	0.092*** (0.007)	0.023*** (0.008)	0.102** (0.040)	-0.007** (0.004)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	244238	168925	244240	218642	216160
调整R ² 值	0.078	0.010	0.121	0.082	0.390

注：回归中控制了企业、省份—年份、行业—年份固定效应。其余同表 1。

（二）行业层面创新资源配置检验

理论部分论述了数字金融对高创新效率企业的创新行为产生了更大促进作用，通过行业内创新行为的内部调整与进入退出等，提升了创新要素的资源配置效率。本文采用的数字金融指数在城市层面，这部分将主要变量加总至 3 位码行业—城市—年份层面计算创新要素资源配置效率指标与宏观层面创新行为指标。在此基础上，本文将主要控制变量在行业—城市—年份层面加总，得到了宏观层面的研发人员人数（*size_m*）、出口交货值占销售额比重（*expshare*）、国有企业资本占实收资本比重（*soeshare*）、企业年龄均值（*age_m*）。表 5 中第（1）列汇报了城市层面数字金融发展对行业内创新要素资源配置效率的影响程度，结果显示核心变量 *dft* 系数显著为负，即数字金融发展水平提升显著降低了行业内创新效率离散度，提升了行业内创新要素资源配置效率。这部分检验了命题 2 的正确性。

进一步探究行业内创新要素资源配置的内部机制。采用 Melitz 和 Polanec（2015）的动态分解方法，本文在行业—城市层面对企业专利创新数量和质量进行了加总后差分，可得行业—城市层面创新数量和创新质量变动情况。动态分解方法可将行业—城市层面创新水平变动分解为 4 项，即存活企业水平效应、存活企业再配置效应、进入企业效应和退出企业效应。其中，存活企业水平效应刻画了在位企业专利创新水平均值变动情况，存活企业再配置效应刻画了不同创新数量和创新质量的存活企业内部创新水平相对变动情况（行业内资源重置），进入企业效应和退出企业效应分别刻画了新进入行业和退出行业的企业对行业平均创新水平的影响程度。 $\Delta y_{cj} = \Delta \bar{y}_{cs} + \Delta cov_{cs} + S_{E2}(y_{E2} - y_{S2}) + S_{X1}(y_{S1} - y_{X1})$ 。其中，*S*、*E*、*X* 分别表示存活企业、新进入企业和退出企业集合。第 1 项 $\Delta \bar{y}_{cs} = \bar{y}_{cs2} - \bar{y}_{cs1}$ 表示存活企业水平效应； $\Delta cov_{cs} = cov_{S2} - cov_{S1}$ 表示存活企业再配置效应， $cov_{cst} = \sum_{i \in S} (s_{icjt} - \bar{s}_{icjt})(y_{icjt} - \bar{y}_{icjt})$ ，*s_{icjt}* 表示企业 *i* 在 *t* 时期占行业—城市—年份层面研发支出比重。另外， $S_{Et} = \sum_{i \in c_j E} S_{it}$ ， $y_{Ext} = \sum_{i \in c_j EX} (S_{it}/S_{Ext})y_{it}$ ， $EX = \{E, X\}$ ，第 3 项和第 4 项分别表示进入企业效应和退出企业效应。后 3 项整体上表示行业资源再配置效应的影响（Griliches 和 Regev，1995）。在行业—城市—年份层面计算中国专利创新行为变动的分解结果。结果显示，以专利申请量

(*patent*) 为代表的创新数量和以专利被引量 (*cit*) 为代表的创新质量, 分别平均增长约 8.8% 和 11.3%, 其中, *patent_m* 和 *cit_m* 分别采用行业—城市—年份层面加总数据的对数值。表 6 中结果显示, 数字金融对行业—城市层面创新资源配置效率的促进作用主要表现在资源再配置效应。具体而言, 对创新数量的影响中存活企业再配置效应、进入企业效应和退出企业效应占比分别为 32.8%、1.7% 和 54.4%; 对创新质量的影响中存活企业再配置效应、进入企业效应和退出企业效应占比分别为 34.4%、4.3% 和 36.0%。综上, 数字金融显著提升了行业内创新要素资源配置效率, 内部机制是通过资源再配置效应进而降低了行业内创新效率离散度。

表5 数字金融与行业—城市层面再配置效应的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>theil</i> 总体效应	资源再配置	<i>patent</i> 存活再配置	进入效应	退出效应	资源再配置	<i>cit</i> 存活再配置	进入效应	退出效应
<i>dft</i>	-0.089*** (0.017)	0.309** (0.139)	0.055*** (0.018)	0.034** (0.017)	0.188* (0.098)	0.112*** (0.031)	0.056* (0.031)	0.044** (0.019)	0.069*** (0.024)
<i>size_m</i>	0.087 (0.189)	0.278*** (0.013)	0.245*** (0.006)	0.148*** (0.004)	0.247*** (0.009)	0.401*** (0.011)	0.203*** (0.007)	0.124*** (0.004)	0.297*** (0.008)
<i>expshare</i>	-0.009*** (0.003)	0.097*** (0.026)	0.073*** (0.016)	0.044*** (0.010)	0.081*** (0.019)	0.114*** (0.027)	0.067*** (0.016)	0.040*** (0.009)	0.088*** (0.019)
<i>soeshare</i>	0.076*** (0.009)	-0.086* (0.048)	0.012 (0.022)	0.007 (0.014)	-0.042 (0.030)	0.051 (0.041)	-0.0350 (0.025)	-0.021 (0.015)	0.013 (0.027)
<i>age_m</i>	-0.027 (0.020)	-0.047*** (0.014)	-0.018** (0.008)	-0.011** (0.005)	-0.033*** (0.010)	-0.021* (0.013)	-0.027*** (0.008)	-0.016*** (0.005)	-0.022** (0.009)
常数项	0.028*** (0.007)	2.957*** (0.653)	1.301*** (0.368)	0.792*** (0.223)	2.105*** (0.462)	1.656*** (0.617)	1.743*** (0.382)	1.053*** (0.231)	1.585*** (0.445)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	22389	22389	22389	22389	22389	22389	22389	22389	22389
调整R ² 值	0.218	0.337	0.276	0.277	0.334	0.244	0.334	0.334	0.277

注: 回归中控制了行业、城市、年份固定效应。其余同表 1。

表6 行业—城市层面专利创新行为的分解结果

类别	项目	$\Delta \ln \ln \ln \ln \ln m$	贡献度	$\Delta \ln \ln \ln \ln$	贡献度
总变动	(1)	0.087		0.113	
存活企业水平效应	(2)	0.010	0.111	0.029	0.254
存活企业再配置效应	(3)	0.027	0.328	0.039	0.344
进入企业效应	(4)	0.002	0.017	0.005	0.042
退出企业效应	(5)	0.048	0.544	0.041	0.360
资源再配置效应	(3) + (4) + (5)		0.889		0.746

(三) 不同创新路径的回归结果

这部分检验命题 3 中, 关于企业劳动生产率和创新效率双重异质性对创新路径选择的调节效应的正确性。本文对专利创新路径的刻画采用了基于被引用专利结构的创新网络测算方法, 通过企业层面 CDI_5 和 $mCDI_5$ 的算术平均值作为微观层面创新路径识别的代理变量。在此基础上, 采用头部专利虚拟变量检验劳动生产率和创新效率对数字金融影响企业创新路径选择的调节作用。表 7 汇报了数字金融发展对企业创新路径影响的检验, 前两列根据引用网络分析法构建了突破式创新路径指数 (CDI_5 和 $mCDI_5$), 后两列引入基于专利被引量分位数的 5% 和 1% 头部专利虚拟变量 ($sf5$ 和 $sf1$) 进行了面板 Probit 回归。第 (1)、(2) 列结果显示, 数字金融指数总指标与 OP 法下创新效率交互项 (*dft_{eff}*) 系数显著为正, 数字金融指数总指标与劳动生产率 (lp =总产值/从业人数) 交互项 (*dft_{lp}*) 系数显著为负, 这说明总体上创新效率对企业突破式创新路径选择具有正向作用, 劳动生产率水平显著降低了企业实施突破式创新路径的概率。进一步, 第 (3)、(4) 列结果显示, 创新效率对数字金融发展的正向效应具有正向调节作用, 劳动生产率对数字金融的正向效应调节作用为负。第 (5) 列以专利申

请量对数值为被解释变量，检验了企业创新效率和劳动生产率对创新数量的影响，结果显示 *eff_op* 和 *lp* 系数显著为正，即创新效率和劳动生产率均对企业创新数量具有正向作用。上述结果证实了理论部分命题 3，即高劳动生产率和低创新效率组倾向于选择渐进式创新，低劳动生产率和低创新效率组倾向于选择突破式创新，“双高组”突破式创新路径指数居中，“双低组”倾向于不选择创新行为。

表7 数字金融对企业专利创新路径的影响

变量	(1) <i>CDIs</i>	(2) <i>mCDIs</i>	(3) <i>sf5</i>	(4) <i>sfl</i>	(5) <i>patent</i>
<i>dft</i>	0.025*	0.019**	0.662***	0.697**	
	(0.013)	(0.009)	(0.251)	(0.330)	
<i>dft_{eff}</i>	0.003*	0.002*	0.044**	0.020**	
	(0.002)	(0.001)	(0.020)	(0.008)	
<i>dft_{lp}</i>	-0.003**	-0.002**	-0.067**	0.033	
	(0.001)	(0.001)	(0.031)	(0.060)	
<i>eff_op</i>	0.012	0.003	0.220	0.041	0.997***
	(0.008)	(0.005)	(0.194)	(0.327)	(0.001)
<i>lp</i>	-0.016**	-0.010**	-0.360**	-0.191	0.024***
	(0.007)	(0.004)	(0.150)	(0.287)	(0.001)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	159308	159308	159308	159308	159308
调整R ² 值	0.650	0.455			0.980

注：同表 1，回归中控制了企业、省份一年份、行业一年份固定效应。

六、结论与政策含义

当前，科技创新成为推动高质量发展的关键动能。如何撬动企业这一创新活动微观主体的积极性，缓解创新活动潜在的融资约束问题，成为亟需破解的重要理论与政策命题。本文以金融科技创新为切入点，探究以数字金融为代表的新型融资渠道促进企业创新活动的作用机制。本文主要研究结论如下：第一，数字金融发展总体上显著提升了制造业企业创新数量与创新质量水平，数字金融使用深度相比覆盖广度更能促进专利创新数量增长。第二，数字金融发展对企业创新路径的影响受到创新效率和劳动生产率的调节作用，更高创新效率和更低劳动生产率的企业倾向于实施突破式创新路径，而更高劳动生产率和更低创新效率企业倾向于实施渐进式创新路径。第三，数字金融发展对企业创新行为的影响通过正向的成本节约效应、人力资本匹配效应、技术溢出效应和负向的行业竞争效应，总体上以正向效应为主表现为促进了制造业创新行为。第四，数字金融发展对行业内创新要素资源配置效率具有显著正向促进作用，显著降低了行业内创新效率离散度水平。基于创新要素资源配置内部机制的研究发现，资源再配置效应是提升创新要素资源配置效率的主要因素。基于以上研究结论，本文得出下列政策含义：

第一，逐步深化数字金融等新型融资方式的发展。《数字中国建设整体布局规划》中强调，发挥国家产融合作平台等作用，引导金融资源支持数字化发展。推动数字金融由“普惠、融合、低价”向“赋能、创新、高效”转型，不断提升大数据、云计算、人工智能、区块链等新一代信息技术对实体经济的创新赋能作用。畅通数字金融资金精准流向实体经济创新发展，特别是突破式创新路径发展的“关键动脉”。充分发挥数字金融的长尾效应和规模效应，由政府出资设立科技风险准备金池，加大对科技型中小企业的科技信贷支持。充分发挥东部先发地区数字金融发展的引领带动作用，依托“东数西算工程”等相关政策提升中西部地区新型数字基础设施建设水平，优化区域层面数字金融发展的覆盖面和广泛性。发挥上海、杭州等数字金融发展先行地区引领作用，推进数字金融双向开放，完善中小微企业贷款担保基金政策，实施科技产业金融一体化专项试点。

第二，促进数字金融转型与创新政策有机结合。坚持金融强国战略中把更多金融资源用

于促进科技创新、先进制造,大力支持实施创新驱动发展战略,推进金融业创新政策与实体经济创新政策协同融合。推进创业投资或私募投资基金等金融产品数字化,将制造业创新发展对高端人力资本、高端科研设备、技术路径信息等需求转化为金融产品创新供给,运用数字金融支持绿色低碳、新能源、生物医药、新能源汽车等研发密集型的战略性新兴产业发展,将创新效率和劳动生产率等企业指标纳入科技创新融资的监管机制,强化对实施突破式创新路径企业的专利申请费用补偿保险、专利实施失败费用损失保险等数字化供给水平。充分发挥中国人工智能产业先发优势反哺数字化风险管理的决策支持作用。深化颠覆性技术“发现—遴选—培育”的新机制,重点发现和挖掘一批颠覆性技术方向。探索创新型工业企业参与国家重大科技项目的有效实现机制,通过“揭榜挂帅”“赛马”等相关制度创新,全面提升突破性创新项目和工程的市场化配置水平。

第三,推动企业内部劳动要素结构动态转型升级。针对数字金融发展影响企业创新行为的重要中间渠道,战略性提升企业劳动要素供给质量。加快推进劳动要素市场化配置改革,健全劳动力特别是高技能人才的流动要素配置机制。推动制造业高技能人才评价机制改革,健全以创新能力、生产效率、产出质量等为标准的技能型人才评价机制,全面推行职业技能等级制度等全国性政策举措。增强职业技术教育的适应性改革,鼓励企业举办适应数字经济时代发展需要的高质量职业技术教育。完善制造业人才的区域协调发展机制,鼓励中西部地区依托具有比较优势的工业领域,设立针对性的高层次技能型人才引育项目,深化与东部地区对口合作。提升民营企业等非公有制主体高端要素获取能力,落实赋予民营企业职称评审权的相关政策,鼓励高技能人才结合产业导向融入科技型民营企业。鼓励企业通过数字化科技融资,建立离岸和在岸国际人才培养基地。

参考文献

- [1] 龚强,班铭媛,张一林.区块链、企业数字化与供应链金融创新[J].管理世界, 2021,(2):22~34.
- [2] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊), 2020,(4):1401~1418.
- [3] 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,(4):1489~1502.
- [4] 龙小宁,王俊.中国专利激增的动因及其质量效应[J].世界经济, 2015,(6):115~142.
- [5] 聂秀华,江萍,郑晓佳,吴青.数字金融与区域技术创新水平研究[J].金融研究, 2021,(3):132~150.
- [6] 孙浦阳,侯欣裕,盛斌.服务业开放、管理效率与企业出口[J].经济研究, 2018,(7):136~151.
- [7] 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):52~66.
- [8] 滕磊,马德功.数字金融能够促进高质量发展吗?[J].统计研究, 2020,(11):80~92.
- [9] 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界, 2022,(5):72~84.
- [10] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界, 2021,(7):130~144.
- [11] 吴敏,曹婧,毛捷.地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制[J].经济研究, 2022,(1):107~121.
- [12] 张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J].经济研究, 2018,(5): 28~41.
- [13] 周亚虹,邱子迅,任欣怡,朱博鸿.数字金融的发展提高了电商助农的效率吗?——基于电子商务进农村综合示范项目的分析[J].数量经济技术经济研究,2023,(7):70~89.
- [14] 诸竹君,陈航宇,王芳.银行业外资开放与中国企业创新陷阱破解[J].中国工业经济, 2020a,(10):175~192.
- [15] 诸竹君,黄先海,王煌.交通基础设施改善促进了企业创新吗?——基于高铁开通的准自然实验[J].金融研究, 2019,(11):153~169.
- [16] 诸竹君,黄先海,王毅.外资进入与中国式创新双低困境破解[J].经济研究, 2020b,(5):99~115.
- [17] 诸竹君,王芳.来自美国的进口竞争与中国企业创新行为[J].财贸经济, 2022,(9):117~132.
- [18] Acemoglu D., Akcigit U., Celik M. A., 2022a, *Radical and Incremental Innovation: The Roles of Firms, Managers, and Innovators* [J], *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14 (3), 199~249.
- [19] Acemoglu D., Autor D., Hazell J., Restrepo P., 2022b, *Artificial Intelligence and Jobs: Evidence from Online Vacancies* [J], *Journal of Labor Economics*, 40 (S1), S293~S340.
- [20] Acemoglu D., Restrepo P., 2018, *Low-Skill and High-Skill Automation* [J], *Journal of Human Capital*, 12

(2), 204~232.

[21] Acemoglu D., Restrepo P., 2020, *Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets* [J], *Journal of Political Economy*, 128 (6), 2188~2244.

[22] Acharya V., Xu Z., 2017, *Financial Dependence and Innovation: The Case of Public versus Private Firms* [J], *Journal of Financial Economics*, 124 (2), 223~243.

[23] Aghion P., Bergeaud A., Lequien M., Melitz M. J., 2022, *The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-level Exports* [J/OL], *Review of Economics and Statistics*, https://doi.org/10.1162/rest_a_01199.

[24] Balsmeier B., Woerter M., 2019, *Is this Time Different? How Digitalization Influences Job Creation and Destruction* [J], *Research Policy*, 48 (8), 103765.

[25] Barge-Gil A., López A., Núñez-Sánchez R., 2020, *Technological Spillovers from Multinational Firms* [J], *World Economy*, 43 (12), 3184~3202.

[26] Bloom N., Van Reenen J., Williams H., 2019, *A Toolkit of Policies to Promote Innovation* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 33 (3), 163~184.

[27] Bombardini M., Li B., Wang R., 2017, *Import Competition and Innovation: Evidence from China* [R], Working Paper.

[28] Brav A., Wei J., Song M., Xuan T., 2018, *How Does Hedge Fund Activism Reshape Corporate Innovation?* [J], *Journal of Financial Economics*, 130 (2), 237~264.

[29] Demir B., Javorcik B., Michalski T. K., Ors E., 2022, *Financial Constraints and Propagation of Shocks in Production Networks* [J/OL], *Review of Economics and Statistics*, https://doi.org/10.1162/rest_a_01162.

[30] Feng S., Zhang R., Li G., 2022, *Environmental Decentralization, Digital Finance and Green Technology Innovation* [J], *Structural Change and Economic Dynamics*, 61, 70~83.

[31] Foster L., Grim C., Haltiwanger J., Wolf Z., 2016, *Firm-level Dispersion in Productivity: Is the Devil in the Details?* [J], *American Economic Review*, 106 (5), 95~98.

[32] Funk R. J., Owen-Smith J., 2017, *A Dynamic Network Measure of Technological Change* [J], *Management Science*, 63 (3), 791~817.

[33] Griliches Z., Regev H., 1995, *Firm Productivity in Israeli Industry: 1979~1988* [J], *Journal of Econometrics*, 65 (1), 175~203.

[34] Jaravel X., Petkova N., Bell A., 2018, *Team-specific Capital and Innovation* [J], *American Economic Review*, 108 (4-5), 1034~1073.

[35] Karaivanov A., 2012, *Financial Constraints and Occupational Choice in Thai Villages* [J], *Journal of Development Economics*, 97 (2), 201~220.

[36] King R. G., Levine R., 1993, *Finance and Growth: Schumpeter might be Right* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717~737.

[37] Li M., 2021, *Exploring Novel Technologies Through Board Interlocks: Spillover vs. Broad Exploration* [J], *Research Policy*, 50 (9), 104337.

[38] Liu Q., Lu R., Lu Y., Luong T. A., 2021, *Import Competition and Firm Innovation: Evidence from China* [J], *Journal of Development Economics*, 151, 102650.

[39] Matray A., 2021, *The Local Innovation Spillovers of Listed Firms* [J], *Journal of Financial Economics*, 141 (2), 395~412.

[40] Melitz M. J., Polanec S., 2015, *Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit* [J], *Rand Journal of Economics*, 46 (2), 362~375.

[41] Orr S., 2022, *Within-firm Productivity Dispersion: Estimates and Implications* [J], *Journal of Political Economy*, 130 (11), 2771~2828.

[42] Queralto A., 2020, *A Model of Slow Recoveries from Financial Crises* [J], *Journal of Monetary Economics*, 114, 1~25.