

数字金融对企业创新发展的影响： 基于知识产权保护与市场变现视角

卢亚娟,唐秋鑫

(南京审计大学 金融学院,江苏 南京 211815)

[摘要]数字金融促进企业创新发展是推动高质量发展、构建新发展格局的关键。以我国2012—2023年A股上市公司为样本,通过双向固定效应模型检验数字金融对企业创新发展的影响。研究发现,数字金融能显著促进企业创新发展。调节效应分析表明,强知识产权保护与活跃的技术市场能强化数字金融的创新作用。异质性分析发现,该效应对高科技行业推动更为明显,在不同区域存在差异,且在不同市场化水平地区均普遍有效。因此,为最大化数字金融的创新赋能效果,需在持续推进数字普惠金融的同时,协同优化知识产权保护与技术市场生态,并实施差异化的引导政策。

[关键词]数字金融;企业创新;知识产权保护强度;技术市场;制度环境;倾向得分匹配

[中图分类号]F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2026)03-0080-11

一、引言

“十五五”规划建议中明确提出加快建设金融强国,并将“数字金融”作为“五篇大文章”之一,这凸显了其作为推动经济高质量发展关键引擎的战略地位。与此同时,我国正从“知识产权大国”向“知识产权强国”迈进,加强知识产权保护与运用已成为国家创新驱动发展战略的重要支柱。在此双重战略背景下,数字金融作为数字技术与金融服务深度融合的产物,已成为缓解企业融资约束、激发创新活力的重要引擎^[1]。从理论机制来看,数字金融能够通过拓宽融资渠道、降低信息不对称,显著促进企业创新。然而,金融资源的投入并不必然转化为持续的创新产出。创新活动具有高风险、长周期特性,因此,创新者从事创新活动的动力来源于对未来的稳定预期。这种预期不仅取决于即时的资金支持,更受到外部制度环境的深刻影响。

制度环境通过赋予创新者排他性权利,来保障其创新收益^[2]。如果创新成果无法得到有效保护,其正外部性将导致企业创新投入的私人收益低于社会收益,从而引发经典的“市场失灵”问题,削弱企业的创新意愿^[3]。然而,这一制度的激励效应不仅取决于法律体系的完备性,更取决于其在现实中的运行效能。具体而言,有三个关键的外部制度维度会直接影响企业创新预期。一是知识产权保护制度的强度,它影响创新收益基础性制度保障的水平;二是地区司法效率,即知识产权侵权案件能否得到及时、公正地审理,这关乎创新成果的事后保护能力;三是与知识产权保护形成互补的地区技术市场活跃度,即创新成果能否通过市场交易快速变现,这影响了创新投资的事前回报预期。若司法效率低下,维权过程漫长且结果不确定,将削弱企业创新意愿;若技术市场不发达,创新成果变现困难,则会降低创新投资的吸引力。

既有文献已广泛探讨了数字金融对企业创新的促进作用,也关注知识产权保护制度的调节作用。

[收稿日期]2025-11-08

[基金项目]国家社会科学基金后期资助项目(24FJYB029)

[作者简介]卢亚娟(1966—),女,江苏宜兴人,南京审计大学金融学院教授,博士生导师,博士,主要研究方向为区域金融,通信作者,邮箱:njluyajuan@163.com;唐秋鑫(2003—),男,江苏南通人,南京审计大学金融学院硕士生,主要研究方向为科技金融。

然而,现有研究多孤立地考察知识产权保护或技术市场各自的作用,较少将制度保障与市场变现纳入同一个分析框架,同时检验二者如何调节数字金融与企业创新之间的关系。实际上,企业创新不仅依赖于创新产品保护的有效性,还受其能否快速市场化获取收益的影响。所以本文的边际贡献主要包括:一是聚焦于知识产权保护强度,以及作为知识产权变现渠道的互补性外部市场,分别分析它们对数字金融创新效应的调节作用,说明数字金融赋能创新的依赖条件。二是采用A股上市企业的大样本数据,提供在区域、行业技术密集度与市场化水平差异的新证据,弥补现有研究多检验直接效应的不足。这一研究有助于更精准地揭示数字金融赋能创新的环境条件,并为优化创新生态系统提供经验证据。

二、文献综述

数字金融近年来已成为一个热门的研究领域。研究的关注点从起初的金融科技与实体经济,拓展到高质量发展、绿色生态、风险防范等方面。企业微观层面,学界普遍认为,数字金融是企业创新的驱动力,它通过提高金融服务的可得性与便利性,显著增强了企业的创新投入与产出^[4]。能够产生这种作用的原因在于数字金融不仅仅是一种新的融资渠道,也是一种信息处理技术的机制,缓解了融资约束和信息不对称这两大经典困境。数字金融能够促进创新,体现在它有效缓解了企业,特别是中小型、科技型企业的融资约束问题,改变了创新资源的供给状况。唐松等从宏观视角指出,数字金融能够通过缓解“融资难、融资贵”问题、调整优化财务结构、降低杠杆率等方式帮助企业技术创新,且在金融监管较强的环境下这种创新驱动效应更明显^[5]。这一效应在中小企业中尤为显著,而且这种资源赋能也存在地域与边际效应差异。除了资金供给外,数字金融还拥有出色的信息处理功能,可以降低信息不对称,改善创新相关的资源配置和决策过程。周振江等的实证研究将数字金融能缓解信息约束与融资约束并列为核心机制,并得出前者对创新产出有一定作用的结论^[6]。

已有研究普遍认识到,知识产权保护对企业创新的影响不是简单的促进效应,而更多地呈现一种“双刃剑”效应。大量的研究证实了其基本的激励作用。知识产权保护通过减少研发溢出损失、缓解融资约束两条路径,促进了企业加大研发投入、增加专利产出与质量^[7],并提升专利的市场价值^[8]。有关政策层面的准自然实验也支持了这一判断^[9]。叶云岭等从持续创新视角发现,知识产权保护通过技术转移渠道显著增强了企业的持续创新投入与产出,对高科技企业和非国有企业的影响更加显著^[10]。但也有与此不同的判断,部分研究发现过强或不当的保护也可能产生抑制效应。Lerner的经典研究就发现过度的知识产权保护会降低企业的创新水平^[11]。王钰等进一步研究发现,加强知识产权保护可能会降低知识与技术等等的流动性,阻碍企业间的技术传播与扩散,抑制企业的创新成长^[12]。后续的实证研究也从不同方向支持了这一结论,知识产权保护的加强能够促进本土创新,但可能阻碍技术扩散和后续创新,在“专利丛林”中增加成本与风险,甚至在特定情境下对突破性创新带来消极影响^[13-15]。这些争议意味着知识产权保护的实际效果可能取决于保护的具体方面、强度与情境。为此,一些学者深入制度内部,对法律体系和执法效率两个方面进行了更精细的考察。法律体系方面关注立法设计与文本强度,这类研究观察到法律条文变化,比如法律的保护范围、保护期限。例如,Abrams对美国专利保护期延长的研究,为“更强的法律文本保护能激励创新”提供了典型证据^[16]。执法效率维度包括司法实践和执行质量,这类研究关注法律条文与法律执行之间存在的差距,而后者对企业行为的影响通常更为直接。聚焦中国司法体制改革的研究也提供了丰富证据,如王海成等发现,知识产权审判专业化改革通过提高司法效率,显著提高了企业创新投入与产出^[17];黎文靖等进一步指出,执法效率的提升在短期内可能“挤出”低质量专利,但从长期看有助于优化创新结构、提升创新质量^[18]。

除了制度保障和司法执行体系,一个好的外部技术市场是创新成果价值实现的重要途径,同样会对创新回报预期产生深刻影响。既有研究揭示,技术市场不仅是科技成果的“交易场所”,也是企业将外部知识转化为自身创新能力的重要环节^[19]。它的重要作用在于通过降低技术要素的交易和搜索成

本,直接影响企业创新的预期回报和资源配置效率。然而,对技术市场的作用机制、方向研究得出的结论会因情境而异。这说明,技术市场不是独立发挥简单的线性促进功能,它的作用方向取决于与之互动的其他制度或政策环境。例如,叶祥松等发现,成熟的技术市场有助于扭转政府直接支持可能带来的创新效率抑制^[20];祝伟展等却发现,如果金融化程度过高,发达的技术市场反而会放大资金“脱实向虚”对创新质量的负面冲击^[21]。这些发现共同说明了技术市场是一把“双刃剑”,其最终对创新产生怎样的影响,取决于企业面临的具体的制度与资源约束情况。

综上所述,既有研究已分别从数字金融、知识产权保护和技術市场三个维度探讨了企业创新的驱动因素。然而,现有文献大多两两考察上述要素关联,但将三者置于同一框架下,即对于制度环境与市场环境如何影响数字金融创新效应的探讨稍显不足。具体而言,完善的知识产权保护是否能让企业更安心地将数字金融资源投入长期研发?活跃的技术市场是否能进一步放大数字金融对创新成果的转化激励?为此,本文分别检验知识产权保护强度与技术市场活跃度对数字金融促进企业创新的调节效应,以揭示制度保障与价值实现机制在数字金融赋能创新过程中的重要作用。

三、理论分析与研究假设

企业创新是推动经济增长的核心动力,但其高风险、长周期与高不确定性特征,使企业长期面临严峻的融资约束困境^[22]。传统金融体系因信息不对称、交易成本高企及服务门槛限制,难以有效匹配企业创新活动的资金需求,导致企业尤其是中小企业陷入“融资难、融资贵”的僵局^[1]。数字金融作为数字技术与金融服务的融合,本质上是金融在数字技术驱动下的一种革新,它为企业创新提供支持的方式有以下几点。一方面,数字金融通过增强“信息生产”功能来缓解融资约束。金融中介的主要功能是将专有信息内部化来克服信息鸿沟和信息可信性问题^[23]。数字金融依托大数据、人工智能与区块链等技术,将企业的专利价值、研发过程、供应链关系等传统意义上的“软信息”转化为可量化、可观测、可追溯的信用资产。这一转化不仅显著降低了金融机构的信息搜寻与风险定价成本^[24],也打破了信贷过度依赖抵押品的传统模式。已有研究表明,数字金融的覆盖广度与使用深度能够大大提高企业的专利产出,这也是其通过信息生产赋能企业,尤其是科技型中小企业融资可得性的直接体现^[25]。另一方面,数字金融可以改善“风险分担”,激励企业的长期研发投入。创新活动的高不确定性要求金融体系具备良好的风险分散能力。数字金融通过构建更复杂的风控模型与多元化资本供给体系(如供应链金融、知识产权质押等),可以更准确地对创新风险进行识别、定价与组合管理^[26]。这实际上优化了企业创新投入的风险结构与期限结构,使金融机构能够为不同阶段的研发活动提供“耐心资本”。这种方法带来的融资成本下降与融资结构改善,共同降低了企业进行长期、高风险研发投资的边际成本和心理门槛,从而促进了实质性创新投入^[27-28]。综上,数字金融通过增强信息生产与风险分担两大核心金融功能,直接赋能企业创新。基于此,本文提出如下假设 H1:

H1:数字金融发展促进企业创新。

然而,数字金融所缓解的融资约束与信息不对称,主要解决了创新能否启动的融资门槛问题。但企业是否愿意将获取的金融资源真正投入长期、高风险的研发,还取决于其对创新成果“未来收益”的预期。这一预期受到外部环境的影响。本文聚焦于两个塑造创新收益预期的外部维度:一是知识产权保护强度,它决定了创新成果被侵害后能否获得及时救济,收益能否得到保障;二是技术市场变现条件,它决定了创新成果能否快速转化为经济回报。二者分别从事后和事前影响企业的创新决策。

知识产权保护强度是保障创新收益安全性的重要制度基础。更强的知识产权执法有助于企业创新,投入更多研发^[29]。保护强度影响着法律赋予的创新排他性权利能否得到有效维护。当知识产权保护水平较低时,维权过程漫长、成本高昂且结果不确定,这会严重侵蚀创新的事后收益。此时,企业即便获得融资,也可能因担心成果被窃取而回避长期研发,企业将研发资源从探索性、基础性的关键技术创

新,转移至周期短、易保密的防御性或外围创新^[30]。反之,强有力的知识产权保护能够向企业传递一个信号:创新成果将受到保护,创新者能够获得相应的收益回报。这种确定性显著降低了企业从事长期、高风险研发的风险感知^[18]。在数字金融的语境下,强保护与便捷的融资将形成“制度协同”效应:数字金融解决了“有钱创新”的问题,而强保护则解决了“创新后收益有保障”的后顾之忧,二者共同提升了企业对于创新投资未来收益的稳定预期。因此,我们预期,在知识产权保护更强的地区,数字金融对企业创新的促进作用将更为显著。基于此,本文提出如下假设 H2:

H2:知识产权保护强度正向调节数字金融与企业创新之间的关系,即知识产权保护强度越高,数字金融对企业创新的促进作用越强。

技术市场活跃度是提升创新收益可实现性的关键渠道。创新激励不仅源于收益的安全保障,也源于收益的实现效率。一个活跃、成熟的技术市场,能够通过技术转让、许可、作价入股等多种方式,为创新成果提供高效的价值变现通道,从而缩短创新投资的回报周期,提高创新资产的流动性。高楠等的实证研究发现,技术市场成交额的提升显著带动了地区专利申请量的增长,其核心机制在于成功的交易向企业传递了“创新可获利”的强信号,从而形成了“市场成交→预期收益提升→研发再投入”的正向循环^[31]。若技术市场僵化,创新成果难以转化,资源配置扭曲与知识产权保护不足导致创新成果难以有效转化,抑制了企业从研发中获得预期收益,从而间接降低了研发投资的边际回报^[32]。此外,技术市场发展促进了科技成果的高效转化,激励企业通过增加研发投入积极开展创新活动^[33]。

更为重要的是,技术市场的这种收益实现功能,与数字金融的资源供给功能存在天然的时序互补与激励协同关系。数字金融主要解决了创新链前端的融资约束问题,为企业研发注入启动资金。而活跃的技术市场则解决了创新链后端的价值实现问题,为研发成果提供变现出路。当后端市场变现渠道通畅、预期回报明确时,企业利用前端数字金融进行研发投资的边际报酬预期将显著提高。技术市场通过扩大技术选择、降低技术价格、产生知识溢出三重机制,把数字经济的发展红利转化为企业全要素生产率的实际提升,是赋能企业的核心节点^[34]。换言之,技术市场并未替代数字金融,而是通过提高企业研发投资的预期成功率与回报率,使得企业更愿意,也更有动力将数字金融所提供的资金,配置到周期更长、风险更高的实质性创新活动中去。因此,一个活跃的技术市场能够放大数字金融对企业创新的催化作用。基于此,本文提出如下假设 H3:

H3:技术市场活跃度正向调节数字金融与企业创新之间的关系,即技术市场越活跃,数字金融对企业创新的促进作用越强。

四、数据、变量以及模型设定

(一) 样本选择与数据处理

本文以 2012—2023 年我国 A 股上市企业为样本,在进行实证分析之前,首先对数据进行筛选和预处理:第一,剔除金融类企业,ST 企业、PT 企业,并将剩余企业作为处理组;第二,为了提高数据质量,对数据的缺失程度较大的企业和数据明显异常的企业进行了排除;第三,对虚拟变量之外的所有数据进行了上下 Winsorize 缩尾 1% 处理,最终得到 28938 个观测值。

(二) 模型设定和变量解释

为了验证数字金融对企业创新的影响,本文构建如下模型:

$$Inoo_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dif_{jt} + \eta_0 Control_{ijt} + Industry + Year + \varepsilon_{it}$$

其中, $Inoo$ 为企业创新投入, Dif 为数字金融指数, $Control$ 为控制变量,模型固定行业与时间。此外, i 表示企业, t 表示年份, j 表示省份。

1. 企业创新投入

$Inoo$ 为企业创新投入水平,本文参照已有研究^[15],采用企业研发强度,即研发支出与营业收入的比

值来衡量企业创新水平。本文强调这一指标所反映的长期导向、持续性的创新资源投入,并且该指标能够有效消除企业规模影响,更好地反映企业将资源投入创新活动的意愿和力度。

2. 数字金融发展水平

Dif 是数字金融指数。该代理变量采用由北京大学数字金融研究中心编制的“中国数字普惠金融指数”来衡量市级区域的数字金融发展水平。该指数从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构建综合指标体系,能够更好地反映数字金融综合发展状况。

3. 控制变量

借鉴李哲等的研究^[35],从微观企业层面控制变量:用年资产总额的自然对数衡量企业规模(*Size*);用企业年末总负债与年末总资产的比值衡量资产负债率(*Lev*);用净利润与平均总资产的比值衡量资产回报率(*ROA*);用董事人数衡量董事规模(*Board*);用独立董事在董事会的比例衡量独立董事占比(*Ind*);用机构投资者持股总数与流通股本之比衡量机构投资者持股比例(*FI*);用企业股票总市值与资本重置成本之比衡量托宾 Q(*TobinQ*);用经营现金流量净额与总资产之比衡量现金流比率(*Cash*);用固定资产金额与资产总额之比衡量固定资产比(*PPE*)。具体变量定义见表 1。

(三) 描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示,共选取 28938 个样本数据,从被解释变量看,企业创新投入的均值为 5.079,标准差为 4.821,最大值为 27.92,说明不同企业的研发强度存在巨大差异。而数字金融发展水平的极值间跨度较大,可见我国区域间数字金融发展尚不均衡的现实。控制变量中,资产负债率均值维持在 40% 左右,现金流比率与资产回报率均处于合理区间,样本整体财务特征较为稳健。

五、实证分析

(一) 基准回归结果

数字金融对企业创新的影响结果如表 3 所示,列(1)和列(2)是在控制行业和年份后,未加入控制变量和加入控制变量的两种情况,*Dif*的系数均在 1% 的水平上显著为正,表明数字金融的发展对企业创新性水平提高产生了显著的正向作用。就控制变量而言,企业规模与托宾 Q 的系数均显著为正,表明规模大、成长性高的企业具有更强的创新意愿。资产负债率与资产回报率的系数显著为负,可见高杠杆对企业研发投入可能产生抑制作用。总而言之,数字金融对企业创新具有显著促进作用,假设 H1 得到验证。

(二) 内生性问题

为应对模型可能存在的内生性问题,本研究综合采用工具变量法与倾向得分匹配法进行检验,以确保核心结论的稳健性。

表 1 变量定义说明

类型	名称	符号	定义
被解释变量	企业创新投入	<i>Inoo</i>	企业研发支出与营业收入比值
解释变量	数字金融发展水平	<i>Dif</i>	数字金融指数
	企业规模	<i>Size</i>	年资产总额的自然对数
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	资产回报率	<i>ROA</i>	净利润/平均总资产
	董事规模	<i>Board</i>	董事人数
	独立董事占比	<i>Ind</i>	独立董事在董事会的比例
	机构投资者持股比例	<i>FI</i>	机构投资者持股总数/流通股本
	托宾 Q	<i>TobinQ</i>	企业股票总市值/资本重置成本
	公司年龄	<i>FAge</i>	ln(当年年份 - 成立年份 + 1)
调节变量	现金流比率	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流净额/总资产
	固定资产比	<i>PPE</i>	固定资产净额/资产总额
	知识产权保护强度	<i>PTO</i>	知识产权指数
	技术市场活跃度	<i>CR</i>	技术市场成交额/研发与研究 R&D 内部经费支出

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Inoo</i>	28938	5.079	4.821	0.0300	27.92
<i>Dif</i>	28938	2.718	0.663	1.040	3.632
<i>Size</i>	28938	22.18	1.308	19.98	26.33
<i>Lev</i>	28938	0.403	0.200	0.0532	0.884
<i>ROA</i>	28938	0.0419	0.0670	-0.231	0.225
<i>Board</i>	28938	2.103	0.198	1.609	2.639
<i>Ind</i>	28938	37.80	5.347	33.33	57.14
<i>TobinQ</i>	28938	2.016	1.221	0.849	7.912
<i>FAge</i>	28938	2.946	0.322	1.946	3.555
<i>PPE</i>	28938	0.195	0.142	0.00318	0.643
<i>Cash</i>	28938	0.0488	0.0651	-0.138	0.233
<i>FI</i>	28938	0.417	0.253	0.00338	0.909

第一,工具变量选取与合理性论证借鉴谢绚丽等的研究^[36],选取互联网接入率(*T1*)和信息软件业从业人员占比(*T2*)作为工具变量来缓解遗漏变量。一个地区的互联网基础设施普及率是数字金融发展的先决条件,直接影响数字金融服务的覆盖广度与使用深度,满足相关性要求。然而,互联网接入率作为宏观基础设施指标,不太可能通过除数字金融之外的其他渠道直接影响微观企业的创新研发强度,满足外生性要求。数字金融本质是数字技术与金融的融合,地区信息软件业的人力资本储备是支撑其技术研发与应用的关键要素,与数字金融发展水平高度相关。该指标反映的是地区数字技术人才禀赋,与企业自身的创新决策无直接关联,外生性较强。工具变量的两阶段最小二乘回归结果如表4所示。为全面展示,本文分别将两个工具变量单独纳入模型进行估计。

表4列(1)和列(3)分别报告了以*T1*和*T2*为工具变量的第一阶段回归结果。结果显示,两个工具变量的系数均在1%的水平上显著为正,这与理论预期一致。此外,第一阶段回归的F统计量高于10%偏误水平上的临界值(16.38),充分拒绝了“弱工具变量”的原假设,表明所选工具变量与内生解释变量(*Dif*)之间存在强相关性。而且LM统计量在两组检验中均在1%水平上显著,强烈拒绝了“工具变量不可识别”的原假设,进一步证明了工具变量的选取是合理的。表4列(2)和列(4)报告了对应的第二阶段回归结果。在控制内生性后,数字金融仍在1%的水平上显著为正,表明在克服潜在的内生性偏误后,数字金融对企业创新的显著促进作用依然稳健成立。

第二,考虑到数字金融发展水平不同的地区可能存在系统性差异,进而影响企业创新,本文进一步采用倾向得分匹配法缓解样本选择偏误。以样本期内各年度数字金融指数中位数为界,将企业划分为高数字金融发展组(处理组)和低数字金融发展组(对照组),使用最近邻1:1匹配,以基准回归模型的控制变量为协变量计算倾向得分。匹配后,处理组与对照组在所有协变量上的标准化偏差均大幅缩小(小于5%),且t检验结果显示组间差异不再显著,表明匹配效果良好,满足了平衡性假设。如表4所示,数字金融的系数在1%的水平上显著为正,意味着在控制了可观测特征的系统性差异后,数字金融对企业创新的促进作用依然显著存在。

(三) 稳健性检验

为确保基准回归结论的可靠性,本文从替换核心变量、调整样本范围、改变模型设定以及排除竞争性解释四个维度,进行

表3 基准回归结果

	Model (1)	Model (2)
<i>Dif</i>	0.9082 *** (26.33)	0.8602 *** (25.14)
<i>Size</i>		0.1943 *** (7.51)
<i>Lev</i>		-7.0657 *** (-39.15)
<i>ROA</i>		-11.5296 *** (-21.21)
<i>Board</i>		0.1662 (1.09)
<i>Ind</i>		0.0149 *** (2.86)
<i>TobinQ</i>		0.6152 *** (21.71)
<i>FI</i>		-0.8710 *** (-8.22)
<i>FAge</i>		-0.6448 *** (-7.41)
<i>PPE</i>		-0.7381 *** (-4.63)
<i>Cash</i>		-1.2651 *** (-3.31)
<i>Constant</i>	2.6099 *** (28.31)	2.0756 *** (3.07)
行业	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
N	28938	28938
R-squared	0.262	0.356

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

表4 内生性检验

	Plan A 工具变量法				Plan B PSM 检验法
	IV - 1st (<i>T1</i>)	IV - 2nd (<i>T1</i>)	IV - 1st (<i>T2</i>)	IV - 2nd (<i>T2</i>)	PSM - 1:1
<i>T1</i>	2.3281 *** (254.34)				
<i>T2</i>			6.9490 *** (70.85)		
<i>treat</i>					0.904 *** (13.19)
<i>Dif</i>		0.7473 *** (17.67)		0.7811 *** (5.76)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
F 统计量	64688.54 ***		5020.42 ***		
LM 统计量	9094.9 ***		3153.0 ***		
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28938	28938	28938	28938	15583
Adj. R ²	0.728	0.142	0.303	0.142	0.315

了一系列稳健性检验。

1. 核心变量替代法

为检验指标选取是否影响结论,本文分别对核心解释变量与被解释变量进行替代。

替换解释变量(Plan A),借鉴唐松等的研究^[5],对指标展开维度分析,将数字金融综合指数替换为其三个子维度——覆盖广度(*Cover*)、使用深度(*Depth*)和数字化程度(*DIG*)分别进行回归。结果如表5列(1)至(3)所示,三个子维度的系数均在1%水平上显著为正,表明数字金融均对企业创新有促进作用。

替换被解释变量(Plan B),本文从创新投入、创新产出和创新效率三个维度进行分析,借鉴黎文靖等人的研究^[18],将企业创新分别替换为创新产出(*Patent*)与企业创新技术质量(*EFF*)。其中,企业创新产出以公司专利申请量加1的自然对数衡量;企业创新技术质量以公司未来一期申请且最终授予的发明专利数量的对数值与当期研发投入的对数值之比衡量。结果如表5列(4)与列(5)所示,数字金融的系数均在1%水平上显著为正。这一结果表明,数字金融不仅激励了企业的研发投入,还显著提升了创新的产出规模与成果转化效率,从而从多角度证实了核心结论的稳健性。

2. 样本调整法(Plan C)

为排除特殊样本或区域特征对结果的干扰,本文对样本进行了调整。剔除直辖市样本,北京、上海、天津、重庆四个直辖市在政策、资源等方面可能具有特殊性。剔除这些地区的企业样本后重新回归,结果如表5列(5)所示,数字金融系数仍高度显著。

3. 模型设定调整法(Plan D)

本文通过改变计量模型的设定来检验结论的稳健性。增加省份固定效应,在基准模型控制行业和年份的基础上,进一步加入省份固定效应,以控制不随时间变化的地区异质性。表5列(6)结果显示,控制省份效应后,数字金融的促进效应仍然显著。

通过上述方法的稳健性检验,本文核心结论数字金融显著促进企业创新始终成立,表明研究结果具有高度的可靠性。

(四) 调节效应分析

本文从知识产权保护强度与外部变现条件双维度出发,引入了知识产权保护强度和技术市场活跃度这两个具有不同经济含义的调节变量。用知识产权保护强度(*PTO*),衡量地区知识产权保护的效率与可预期性。知识产权保护强度采用国家知识产权局发布的《全国知识产权发展状况评价报告》中披露的省级层面知识产权保护指数衡量,其中,知识产权保护强度指数 = 立法指数 × 执法指数。知识产权保护强度低,结案率低,意味着司法效率低。用技术市场活跃度(*CR*),衡量了地区创新成果的交易频率与变现能力。一个活跃的技术要素市场为创新成果提供了多元化的价值实现渠道。

根据前面的理论分析,强知识产权保护能够降低维权成本,为创新收益提供可信的保障。表6列(1)显示,*Dif* × *PTO* 的交互项系数在1%的水平上显著为正,这与H2预期一致。这一结果支持了

表5 稳健性分析(1)

	Plan A: 维度分析		
	(1) <i>Cover</i>	(2) <i>Depth</i>	(3) <i>DIG</i>
<i>Cover</i>	0.7920*** (24.81)		
<i>Depth</i>		0.8214*** (23.13)	
<i>DIG</i>			0.7062*** (22.08)
控制变量	控制	控制	控制
行业	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes
省份	No	No	No
N	28938	28938	28938
Adj. R ²	0.356	0.354	0.353

表5 稳健性分析(2)

	Plan B: 替换变量	Plan C: 剔除直辖市	Plan D: 增加固定效应	
	(4) <i>EFF</i>	(5) <i>Patent</i>	(6)	(7) 固定省份
<i>Dif</i>	0.2797*** (16.6600)	2.0756*** (3.0653)	1.0736*** (28.26)	0.8625*** (24.63)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	No	No	No	Yes
N	24801	28938	22959	28938
Adj. R ²	0.361	0.356	0.353	0.359

知识产权保护与数字金融之间存在制度协同的观点。当企业预期到其创新成果一旦被侵权,能够通过司法程序获得及时有效的救济时,其从事长期、高风险研发的风险感知将显著降低。数字金融提供的融资便利性与高效司法提供的维权确定性相结合,共同提高了企业对创新投资的未来收益预期,这促使企业更愿意将数字金融资源投入创新周期长、潜在回报高的实质性研发活动,而非仅追求短期、防御性的创新。因此,在保护强度更高的地区,数字金融的创新赋能作用得到了进一步放大。

一个活跃的技术要素市场为创新成果提供了多元化的价值实现渠道。表6列(2)显示, $Dif \times CR$ 的交互项系数同样显著为正,这支持了 H3。正如理论分析,数字金融与要素市场之间存在着互补关系。数字金融主要解决了创新活动前端的融资约束^[37],而活跃的技术市场则解决了创新成果后端的价值实现问题。当企业能够通过便捷的技术转让、许可或作价入股等方式,快速将创新成果转化为财务收益时,其利用数字金融进行研发投资的预期边际报酬率将显著提升。这种前后端的有效衔接,形成了“融资支持→研发创新→市场变现”的良性闭环,激励企业将更多金融资源投向具有良好市场前景的创新项目。因此,技术市场越活跃,数字金融的“创新催化器”作用发挥得越充分。

(五) 异质性分析

为进一步揭示数字金融影响企业创新的边界条件,探究这种影响在不同企业特征和区域环境下的差异性,本文从技术密集度、地理区位和市场化水平三个维度进行了异质性检验。

1. 技术密集度异质性

科技创新具有显著的技术密集度异质性,不同行业在技术密集度、研发周期和竞争格局上存在根本差异。为检验数字金融的影响是否因行业特征而异,本文借鉴杨兴哲和周翔翼的研究^[38],参照《高新技术企业认定管理办法》和《上市公司行业分类指引》,将公司分类代码属于 C25 - 29、C31 - 32、C34 - 41、I63 - 65 和 M73 的企业划归“高科技行业”子样本,其他企业划归“非高科技行业”子样本。

表7的回归结果显示,在两组行业中,数字金融对企业创新的影响为正向且显著,但影响程度不同。在高科技行业组表7列(1),数字金融在1%水平上显著;而在非高科技行业组表7列(2),显著性虽然依旧存在,但幅度显著缩小。另外,组间差异检验强烈拒绝了系数相等的原假设,也事实上检验了数字金融的创新驱动作用是具有鲜明的技术密集度特征的。

由此可见,这一差异与两类行业的创新特性和融资需求高度相关。高技术密集度企业往往具有轻资产、高风险和高成长性的特征,其创新活动依赖于长期、耐心资本的投入,但传统金融体系对无形资产缺乏识别评估能力。而数字金融通过大数据、区块链等技术,又恰好能够有效识别并支持这类企业的创新潜力。相反,低技术密集度企业的资产结构与经营模式更为成熟,融资渠道也相对通畅,数字金融的作用有限。由此可见数字金融在支撑技术创新型产业升级中的价值。

2. 地理区位异质性

中国区域发展不平衡,不同地区的数字基础设施、金融生态和创新资源禀赋存在显著差异。为考察这种地域异质性,本文将样本按企业注册地划分为东部、中部、西部和东北四大区域。

表6 调节效应

	(1) PTO	(2) CR
<i>Dif</i>	0.8328*** (23.78)	0.6691*** (15.24)
<i>PTO</i>	0.0057** (2.21)	
<i>Dif × PTO</i>	0.0074** (2.51)	
<i>CR</i>		0.1775*** (5.12)
<i>Dif × CR</i>		0.4487*** (8.40)
控制变量	控制	控制
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
N	28938	28938
Adj. R ²	0.356	0.358

表7 技术密集度异质性

	(1) 高技术密集度行业	(2) 低技术密集度行业
<i>Dif</i>	1.1265*** (24.40)	0.3105*** (8.29)
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
Suest 检验		199.08***
N	19522	9416
Adj. R ²	0.300	0.357

表8的回归结果表明,数字金融对企业创新的促进作用在各个地域均显著为正,且从效应上呈现出明显的梯度分布特征。具体从数据上看,东北地区系数最高,东部次之,西部紧随其后,而中部地区最低。然而,Suest检验显示,四个地区的系数差异仅在10%水平上边缘显著。这表明,虽然存在着区域梯度,但数字金融促进企业创新的基础性功能在不同地域的作用仍然具有普适性,并不会因地理区位而产生根本性分化。

产生这种分布可能和各地产业结构与数字金融发展阶段有关。东北地区是老牌工业基地,近几年面临着产业转型的压力,企业对创新的需求比较迫切,数字金融的促进效应可能更为明显。东部地区数字金融发展起步早、市场成熟度高,这一效应也较为稳健,边际改善的空间递减。西部地区受国家普惠金融政策扶持较多,数字金融覆盖广度上升快,对当地企业创新产生的积极作用更大。中部总体效应更低,但是中部作为我国的制造业集聚地之一,数字金融对企业创新的作用也依然存在。

3. 市场化水平异质性

制度环境尤其是市场化进程,深刻影响着金融资源配置的效率和企业面临的交易成本。为检验数字金融的作用是否受制于制度环境,本文依据中国分省份市场化指数^[39],以2012—2023年省级区域市场化水平的中位数为划分标准,将样本划分为市场化水平较高与市场化水平较低两组。

表9的结果显示,无论市场化水平高低,数字金融均能显著促进企业创新,而且高市场化地区的系数显著大于较低地区。Suest组间差异检验证实了这一差异在统计上是高度显著的。这一发现具有双重含义。一方面,数字金融作为一种技术驱动型金融创新,其创新激励功能对宏观制度环境表现出一定的跨越性或普适性。即使在市场化程度相对较低、传统金融抑制可能更严重的地区,数字金融凭借其技术优势,依然能够部分规避体制性障碍,为传统金融覆盖不足的企业提供有效的创新融资支持,从而改善金融资源配置、弥补制度短板对创新的制约。另一个方面,在市场化程度更高的地区,其促进作用被显著放大,说明完善的制度环境能与数字金融产生协同增强效应,共同优化创新资源的配置效率。这也进一步验证了,更完善的产权保护、更高效的司法体系能够与数字金融形成协同,进一步放大其功效。本结果说明,数字金融在制度环境不同的地区都能发挥基础性的积极作用。

六、结论性评述

本文以2012—2023年中国A股上市公司为研究样本,结合北大数字金融研究中心测算的数字金融指数,实证数字金融对企业创新的影响。本文得出以下结论:第一,数字金融促进企业创新发展。在经过一系列稳定性检验和处理内生性问题后仍然成立。第二,数字金融的创新促进效应并非孤立存在,而是受到制度执行与市场环境的协同调节。高效的知识产权保护,显著增强数字金融对企业创新的促进作用;活跃的技术市场,也显著放大数字金融的创新催化效果。第三,数字金融的创新激励作用存在结构性差异,对高科技行业、中部地区企业的促进作用更为突出,但在不同市场化水平地区均具有普适价值。

基于上述结论,为最大化数字金融的创新赋能效能,本文提出以下政策启示:

表8 地理区位异质性

	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东北部
<i>Dif</i>	0.8831 *** (18.37)	0.7771 *** (8.25)	0.8030 *** (6.81)	1.1666 *** (4.95)
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Suest 检验		2.82 *		
N	20714	4250	3058	916
Adj. R ²	0.364	0.339	0.408	0.428

表9 市场化水平异质性

	(1) 市场化水平较高	(2) 市场化水平较低
<i>Dif</i>	1.2638 *** (20.00)	0.5669 *** (11.66)
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
Suest 检验		72.99 ***
N	14572	14366
Adj. R ²	0.339	0.395

首先,深化司法体制改革,强化知识产权执行效能。应持续推进知识产权审判专业化、数字化改革,简化维权程序、缩短审理周期、降低维权成本,将法律切实转化为企业可预期、可信赖的“快保护”与“严保护”,稳定企业利用数字金融进行长期创新的收益预期。大力培育技术市场,畅通创新价值实现渠道,规范知识产权估值、交易与结算体系,降低技术要素的交易成本与信息摩擦。通过税收优惠、补贴引导等方式,激励企业通过技术市场进行成果转化,让数字金融所支持的研发投入能够通过高效的市场机制快速变现。

其次,企业也应当主动适配数字金融生态,提升创新资本配置效率。企业应积极完善内部财务与研发数据的数字化管理,提升经营透明度,主动积极利用数字金融平台展示其创新潜力与信用资质,以使用更低的成本获取匹配其创新周期的“耐心资本”。高科技企业应更聚焦于利用数字金融获取突破性创新所需的长期资金;传统行业企业则可利用数字金融优化流程、进行渐进式创新。区域位置不同的企业也需关注本地司法与市场环境,将其纳入创新投资决策框架。

最后,鉴于数字金融的影响存在行业、企业与区域异质性,政策应避免“一刀切”。对于高科技行业、中小企业和中部等追赶地区,可予以重点倾斜,鼓励数字金融产品与服务模式创新,精准匹配其高成长、轻资产的融资需求。同时,应继续深化数字普惠金融,弥补欠发达地区的金融基础设施短板。

参考文献:

- [1]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.
- [2] Teece D J. Profiting from technological innovation: Implications for integration, collaboration, licensing and public policy[J]. Research Policy,1986, 15(6):285-305.
- [3] Arrow K J. The rate and direction of inventive activity: Economic and social factors[M]. Princeton: Princeton University Press, 1962: 609-626.
- [4] 万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1):71-83.
- [5] 唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66.
- [6] 周振江,郑雨晴,李剑培.数字金融如何助力企业创新——基于融资约束和信息约束的视角[J].产经评论,2021(4):49-65.
- [7] 吴超鹏,唐菂.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2016(11):125-139.
- [8] 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[J].金融研究,2018(8):120-136.
- [9] 徐扬,韦东明.城市知识产权战略与企业创新——来自国家知识产权示范城市的准自然实验[J].产业经济研究,2021(4):99-114.
- [10] 叶云岭,单航,于海潮.知识产权保护、技术转移与企业持续创新[J].当代财经,2025(11):18-30.
- [11] Lerner J. The empirical impact of Intellectual Property Rights on innovation: Puzzles and clues[J]. American Economic Review, 2009, 99(2): 343-48.
- [12] 王钰,胡海青,张琅.知识产权保护、社会网络及新创企业创新绩效[J].管理评论,2021(3):129-137.
- [13] 周荣军.知识产权保护、FDI技术溢出对企业创新绩效影响[J].统计与决策,2020(2):179-182.
- [14] 罗恺,左祥太.专利丛林对企业市场价值影响的非均衡研究[J].科研管理,2023(10):168-180.
- [15] 王军,周效宇.大数据应用对企业突破性技术创新的影响——知识资源优化路径与知识产权保护的调节作用[J].西部论坛,2025(5):45-60.
- [16] Abrams D S. Did TRIPS spur innovation? An empirical analysis of patent duration and incentives to innovate[J], University of Pennsylvania Law Review, 2009, 157(6): 1613-1647.
- [17] 王海成,吕铁.知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件“三审合一”的准自然试验[J].管理世界,2016(10):118-133.
- [18] 黎文靖,彭远怀,谭有超.知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J].经济研究,2021(5):144-161.
- [19] 郑曼妮,黎文靖,谭有超.技术转移与企业高质量创新[J].世界经济,2024(3):66-93.
- [20] 叶祥松,刘敬.政府支持、技术市场发展与科技创新效率[J].经济学动态,2018(7):67-81.
- [21] 祝伟展,王雪标.技术市场发展、实体企业金融化与创新质量[J].科技进步与对策,2023(2):80-89.

- [22] 詹宁波, 孙鑫, 曾军辉. 信贷约束、盈利能力与创新决策——来自中国高科技企业的面板证据[J]. 上海经济研究, 2018(11): 90-100.
- [23] Leland H E, Pyle D H. Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation[J]. The Journal of Finance, 1977, 32(2): 371-387.
- [24] 宋俊秀, 钱力. 数字金融与企业技术创新质量提升[J]. 财贸研究, 2025(7): 48-61.
- [25] 张尧, 姜元刚, 王红梅, 等. 数字金融与企业创新: 基于数字经济的微观证据[J]. 中国软科学, 2024(8): 211-224.
- [26] 陈劲, 彭刚东. 数字金融对企业技术创新的影响研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. 东北财经大学学报, 2025(3): 30-43.
- [27] 籍明明. 数字金融、知识产权保护与企业技术创新能力[J]. 中国软科学, 2024(7): 147-156.
- [28] 王晓燕, 姚爽. 突破式创新抑或渐进式创新: 数字金融与企业创新选择[J]. 经济学报, 2025(3): 138-154.
- [29] Ang J S, Wu C. Does enforcement of Intellectual Property Rights matter in China? Evidence from financing and investment choices in the high-tech industry[J]. Review of Economics and Statistics, 2014, 96(2): 332-348.
- [30] 郭彦彦, 吴福象. 专利侵权诉讼、审理周期与关键技术创新战略[J]. 现代经济探讨, 2021(8): 106-114.
- [31] 高楠, 于文超, 梁平汉. 市场、法制环境与区域创新活动[J]. 科研管理, 2017(2): 26-34.
- [32] 姜琪, 李吉志. 资源配置扭曲与数字平台竞争力[J]. 财经研究, 2025(7): 34-48.
- [33] 王宏伟, 陈蕊. 技术市场发展对企业创新能力的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据[J]. 价格理论与实践, 2025(1): 72-76.
- [34] 白万平, 孙溶镁, 白鸽. 数字经济发展提高了企业全要素生产率吗? ——基于A股上市公司的分析[J]. 经济与管理评论, 2022(5): 5-19.
- [35] 李哲, 黄静, 孙健. 突破式创新对分析师行为的影响——基于上市公司专利分类和引证数据的证据[J]. 经济管理, 2021(5): 192-208.
- [36] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018(4): 1557-1580.
- [37] 徐晓莉, 李双圆, 王森. 数字普惠金融、要素市场扭曲与企业创新能力——基于数字经济行业研究[J]. 科技管理研究, 2022(23): 181-188.
- [38] 杨兴哲, 周翔翼. 治理效应抑或融资效应? 股票流动性对上市公司避税行为的影响[J]. 会计研究, 2020(9): 120-133.
- [39] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.

[责任编辑: 高 婷]

The Impact of Digital Finance on Corporate Innovation Development: Based on the Perspective of Intellectual Property Protection and Market Commercialization

LU Yajuan, TANG Qiuxin

(School of Finance, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Digital finance is an important impetus to foster corporate innovation, which is essential for promoting high-quality development and fostering a new development paradigm. We use a sample of A-share listed companies in China from 2012 to 2023, and use a two-way fixed effects model to investigate the effect of digital finance on corporate innovation. The results reveal that the effect of digital finance on corporate innovation is significant and positive. The moderating effect shows that more intellectual property protection and more active regional technology market may both be complementary mechanisms to enhance the innovation incentive effect of digital finance. The effect of digital finance is more pronounced in the high-tech industry, varies by region, and is robust across regions with different degrees of marketization. Consequently, to maximize the innovation-empowering capacity of digital finance, policies should advance digital inclusive finance along with the concerted step-up of protective effect to intellectual property rights regimes and the technology market ecosystem, and implement differentiated guidance policies for sectors and regions.

Key Words: digital finance; corporate innovation; intellectual property protection intensity; technology market; institutional environment; propensity score matching