

# 数字普惠金融、知识产权保护与企业创新

孙芳城<sup>1,2</sup>, 伍桂林<sup>1</sup>, 蒋水全<sup>1</sup>

(1.重庆工商大学 会计学院, 重庆 400067; 2.重庆工商大学 长江上游经济研究中心, 重庆 400067)

**摘要:** 加快实施创新驱动发展战略已成为社会各界重点关注的议题。本文将数字普惠金融、知识产权保护与企业创新置于同一框架下进行分析,研究发现:数字普惠金融与知识产权保护均有利于促进企业创新;知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的关系具有负向调节作用。进一步分析发现:数字普惠金融主要通过降低信息不对称、融资约束与财务风险来促进企业创新;数字普惠金融的创新激励作用有利于提高企业的产品与资本市场表现、促进地区经济增长;异质性检验发现,知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的调节作用具有“规模效应”“融资依赖效应”和“阶段效应”。研究结论不仅丰富了企业创新的相关文献,还为完善金融监管体系、优化知识产权环境提供了有益启示。

**关键词:** 数字普惠金融; 知识产权保护; 企业创新; 融资约束

**中图分类号:** F275.5      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1002—980X(2022)12—0038—12

## 一、引言

技术创新是提升经济实力和培育竞争优势的重要引擎,同时也是畅通国内大循环、在国际大循环中赢得主动的关键变量。党的二十大报告强调,要加快实现高水平科技自立自强。具有自主知识产权的核心技术,既是企业持续发展的“命脉”所在,也是企业核心竞争力的源头活水。然而,创新项目的投资周期长、信息不对称和产出不确定等特点,严重阻碍了企业创新(Tang et al, 2022)。根据国家统计局公布的最新数据,2021年我国研发经费投入超2.79万亿元,为GDP的2.44%,然而,在《2021年全球百强创新机构》名单中,日本和美国的上榜企业总和超过70%,中国仅有9家企业和研究院入选榜单。因此,如何解决企业的融资难题与提高企业的创新意愿,促进创新产出的“提质增效”,进而服务于国内大循环战略,已成为我国当前乃至今后一段时期亟待解决的问题。

金融是实体经济的血脉,金融和实体经济循环不畅是制约经济循环的重要因素。现有文献从宏观、产业与微观企业层面证实了传统金融发展对创新的推动作用(戴志敏和罗燕, 2016; 凌丹和邹梦婷, 2020)。然而,传统金融服务融资模式与金融供求的不平衡,反映了其存在门槛高、资源配置效率低下等问题,严重影响了企业的金融服务可获得性(李晓龙等, 2017)。近年来,随着人工智能(artificial intelligence)、区块链(blockchain)、云计算(cloud computing)、大数据(big data)等“ABCD”技术地不断涌现,金融加强了与新兴技术的有机结合,数字普惠金融应运而生,并逐步成为全球企业创新变革的重要突破点。已有研究表明,良好运行的金融市场能有效地动员储蓄(胡善成等, 2022)、配置资源(Samuel和Mujtaba, 2022)、分散风险(阙澄宇和孙小玄, 2021)和降低资金供求双方的信息不对称(钟腾和汪昌云, 2017),从而缓解企业创新的融资困境。那么,以共享、便捷、低成本、低门槛为特征的数字普惠金融(Demertzis et al, 2018),能否通过高效率、全方位的触达能力与地理穿透性等优势来促进企业创新,这是本文探究的第一个命题。

除此之外,创新活动的展开不仅需要充足的资金,还离不开良好的创新体制机制和外在市场环境。特别地,企业创新离不开制度,尤其是知识产权保护制度的支持。在新一轮科技革命和产业变革时代,知识产权保护制度对企业创新的作用显得尤为必要。这是因为,创新投资本身具有外部公共品特征,客观上需要良好的法律保护环境与机制以降低研发信息外溢的风险和保障创新主体的权益(Liu和Jiang, 2016),从而增强对

**收稿日期:** 2022-08-12

**基金项目:** 国家社会科学基金西部项目“长江经济带环境审计协同机制构建及实现路径研究”(17XJY007);重庆市教委人文社科项目“领导干部自然资源资产离任审计评价的激励机制和问责制度设计”(18SKGH064);中国博士后科学基金面上资助项目“资源环境审计促进长江经济带绿色发展的效果评估与制度创新研究”(2020M683255)

**作者简介:** 孙芳城,博士,重庆工商大学会计学院教授,博士研究生导师,研究方向:会计理论与方法;(通讯作者)伍桂林,重庆工商大学会计学院硕士研究生,研究方向:会计理论与方法;蒋水全,博士,重庆工商大学会计学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:公司金融。

创新的价值激励。根据国家知识产权局公布的数据,2021年中国知识产权系统共受理专利侵权行政裁决案件4.98万件,同比增长17.4%。作为解决企业创新“市场失灵”问题的政策手段,知识产权保护始终受到监管部门和理论界的高度关注。然而,从现有研究来看,知识产权保护对企业创新的影响尚未达成一致结论:一方面,“促进观”认为知识产权保护能够避免侵权行为的发生,保障创新主体的垄断利润,从而激励企业创新(Grimaldi et al, 2021);另一方面,“抑制观”认为,知识产权保护制度阻碍了知识在技术中的共享和传播,增加了企业获得技术和知识的成本,导致企业研发动力不足,从而抑制了企业创新(宗庆庆等, 2015)。以上两种观点孰是孰非尚存争议。因此,本文探讨的第二个问题是,知识产权保护能否有助于数字普惠金融发挥资源配置功能进而促进企业创新。

本文可能存在的贡献在于:第一,有助于厘清数字普惠金融对企业创新的影响机理。与以往多数文献从银行股权关联(贺晓宇和张治栋, 2018)、政府支持(张嘉望等, 2022)等传统融资渠道研究企业创新不同,本文以数字普惠金融为视角,探究了数字普惠金融对企业创新激励的三种作用机理,检验了数字普惠金融对企业创新的经济后果,弥补了以往文献在相关领域的研究不足。第二,有助于拓展知识产权保护制度的相关文献。现有研究大多从专利被侵权率、案件结案率(鲍宗客等, 2020; Galasso 和 Luo, 2017)等国家执法层面考察知识产权保护对创新的影响。本文从地区技术市场交易规模与地区知识产权代理机构密度角度出发,揭示出知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的调节作用呈现出一定的规模效应、融资依赖差异和阶段差异特征,补充了知识产权保护领域的研究视角。第三,有助于提供金融服务创新、创新驱动发展的经验证据。本文建立了数字普惠金融影响企业创新的传导机制,加深了对金融市场与微观企业行为之间互动关系的理解,不仅为当前渐进式的金融改革提供借鉴,还为创新驱动发展战略提供经验依据。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)数字普惠金融与企业创新

研发创新过程内在的信息不对称和道德风险提高了创新项目的不确定性,影响了企业的创新投资决策。众所周知,企业的融资渠道包括内源融资和外部融资。尽管内源融资的自主性高且风险较小,但依赖内源融资为创新项目筹资不但受到企业盈利空间的限制和经营波动的影响,还会受到产权性质、管理层激励等公司治理因素的制约(王满四和徐朝辉, 2018)。因此,外部融资成为企业筹集创新资金的重要渠道。根据融资优序理论(pecking order theory),为防止控股权被转移,管理层偏好于债务融资而非股权融资。在云计算等新兴技术的支持下,数字普惠金融改变了传统金融的服务范围和触达能力,增强了金融服务可获得性,是缓解企业融资难题和促进企业创新的重要渠道。本文认为,数字普惠金融主要从以下三个方面影响企业的创新决策。

第一,数字普惠金融能够降低信息不对称,提高企业的创新融资效率。由于研发活动具有较高的信息不对称和道德风险问题,投资者难以判断创新活动的收益与风险情况,这使得企业的创新融资项目被排斥在传统金融服务的门槛外(董春风和司登奎, 2022)。数字普惠金融通过数字信息技术建立的信息处理与风险控制系统,不仅提升了客户的消费体验,还提高了信贷资金的配置效率和服务质量(梁玲玲等, 2022)。此外,依托大数据等新兴技术建立的客户征信体系还可以简化信贷审查程序,缩短信贷审核时间,有利于企业顺利开展自主创新活动。

第二,数字普惠金融能够降低融资成本,缓解企业的创新融资约束。在传统金融服务模式下,金融资源错配等问题阻碍了企业创新进程,打击了企业的创新积极性(赵晓鸽等, 2021)。而数字普惠金融凭借极强的地理穿透性和先进的互联网等特征,弥补了传统金融服务模式的短板。例如,在数字普惠金融服务模式下,资金需求者通过移动客户端借助网贷平台即可实现在线信用贷款,能够降低金融机构的服务成本和信贷申请者的时间成本。Gomber et al(2018)的研究表明,相较于传统金融服务,数字普惠金融有利于降低企业的资本成本。

第三,数字普惠金融能够拓宽融资渠道,降低企业创新项目的风险与不确定性。已有文献表明,中小企业因信息披露机制不规范、抵押品不足等原因,难以获得有效的金融服务,从而导致企业的创新动力不足。数字普惠金融扩展了金融的服务范围和触达能力,同时,其“包容性”理念为各类企业创新提供了足够的融资

保障。一方面,数字普惠金融将企业信用透明化、信息化,颠覆了传统的信用定价模式,有助于提升金融服务实体经济功能(Norden et al, 2014; 曾燕萍等, 2022); 另一方面,数字普惠金融缓解了企业在筹资环节的不确定性,优化了企业内部的财务行为,进而降低了企业面临的财务风险(唐松等, 2020)。基于上述分析,本文提出如下假设:

数字普惠金融有利于促进企业创新(H1)。

## (二)数字普惠金融、知识产权保护与企业创新

法与金融学的核心观点认为,健全高效的法律体系是保障金融发展和经济增长的重要因素(La Porta, 1997)。在激烈的市场竞争中,为巩固市场份额与维持核心竞争力,企业会积极开展创新活动,以获得核心技术或专利的排他性使用权。但是,知识溢出效应的存在,不仅难以保证关键工艺的排他性,还增加了创新成果被侵犯的风险。在此情况下,知识产权保护通过保障发明者的垄断收益,修正了创新产出的外部性问题,为研发活动提供了有效激励(Pooja 和 Christian, 2022)。具体而言,知识产权保护主要通过以下两方面影响企业创新:一方面,知识产权保护有助于减少外部性问题,保护创新主体的期望收益,从而刺激企业加大自主研发创新力度。这是因为,知识产权保护的排他性与独占性能够在一定程度上保障创新主体的权益,对企业产生直接的创新激励效应(庄子银等, 2021)。另一方面,知识产权保护有助于降低创新成果的不确定性,减少筹资环节的信息不对称问题,从而缓解创新项目的融资约束。由于研发活动具有风险高、孵化周期长等特征,投资者无法全面考察企业的技术水平、项目发展前景等方面的信息,从而做出不予投资或降低投资额度等决策。由此,若地方政府能够为创新主体提供良好的制度环境,保障其合法权益,企业可能会为利益相关者提供更多的研发信息,有利于缓解资金供求双方的信息不对称,此时,知识产权保护水平的上升有助于企业增加创新投入。

然而,现阶段我国处于新兴加转轨阶段,知识产权保护制度仍不完善,市场上还存在不规范行为。如果以垄断的方式对创新主体提供利益保护可能会加剧帕累托法则下的不公平,这种排他性的保护手段为垄断者带来超额利润,同时也会相应地减少创新的压力驱动并影响其他创新主体的资源积累(王钰等, 2021)。这是因为,知识产权保护增加了低技术企业,尤其是中小企业与初创企业的模仿成本,阻碍了先进技术的传播与交流,增加了企业的引进成本,这在一定程度上削弱了企业学习和引进先进技术进行模仿创新的能力,减弱了企业创新积极性。例如,吴先明等(2018)的研究表明,后发企业的技术创新路径为:“引进-吸收-再创新”,即企业主要通过引进和吸收先进知识技术的方式实现模仿式创新。由此可知,过高的知识产权保护不仅会形成垄断的市场结构,减少自由竞争和创新的利润激励,还会增加企业的生产成本和创新引进成本(如技术使用费、许可证费),从而导致“促进创新”变成“抑制创新”(鲍宗客等, 2020)。基于上述分析,本文提出如下假设:

知识产权保护会促进企业创新(H2a);

知识产权保护会抑制企业创新(H2b)。

综上所述,数字普惠金融与知识产权保护均能影响企业的创新投资决策,且知识产权保护被视为政府调节市场的重要政策工具。那么,知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的关系起到怎样的影响呢? 本文推测,知识产权保护主要从以下两方面影响数字普惠金融的企业创新激励作用。一方面,知识产权保护可能正向调节数字普惠金融与企业创新的关系。制度经济学理论认为,制度是决定经济主体行为的基本因素,创新则取决于企业自身情况与制度环境的相互作用(石丽静, 2017)。由此,除了数字普惠金融为企业技术创新提供便捷、低成本的资金支持之外,政府还应提供合理的制度保障来保护创新项目的投资收益,从而为数字普惠金融推动创新提供更高的价值激励。此时,知识产权保护水平越高,侵权风险就越低,越有利于发挥数字普惠金融的创新激励作用,提高“长尾”客户群体的金融服务有效性。反之,知识产权保护水平较低不仅会增加企业创新成果转化的不确定性,创新主体的专利内容还可能面临被竞争对手盗取,甚至影响其竞争优势的危险,此时数字普惠金融的“增量补充”红利失效(唐松等, 2020),创新激励作用减弱。张楠等(2019)的研究表明,无论是从行政还是司法保护维度来看,在激烈的产品市场竞争中,只有投资者预期专利成果能够得到足够保障时,才愿意投入资金,支持企业开展创新活动。

另一方面,知识产权保护可能负向调节数字普惠金融与企业创新的关系。前文的理论分析表明,数字普惠金融和知识产权保护都能通过自身的传导机制缓解创新项目的资源配置约束,推进创新成果的产业化进



程并快速建立市场势力和进入壁垒,从而维护创新主体的权益。换句话说,两者的功能在某种程度上可以相互替代,即数字普惠金融与企业创新的关系对知识产权保护的敏感度较低,或者知识产权保护可能会削弱数字普惠金融的创新效用,原因主要包括两点:第一,过强的知识产权保护意味着创新主体更具专利“垄断权”,致使创新主体着眼于当下收益而无视更具创新价值的长远投资,从而削弱了数字普惠金融对创新激励作用(Chu et al, 2012);第二,对于发展中国家而言,更强的知识产权保护导致企业付出更多的学习成本,这将会降低企业的自主创新动力,故数字普惠金融的企业创新激励效果减弱(Bruggemann et al, 2016)。刘钧霆和曲丽娜(2020)研究发现,在严格的国际知识产权保护环境下,企业难以学习和吸收国外的先进技术,降低了其自主研发的信心与模仿创新的机会,从而抑制了补贴政策对战略性新兴产业的创新激励。基于上述分析,本文提出如下假设:

知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的关系具有正向调节作用(H3a);

知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的关系具有负向调节作用(H3b)。

### 三、研究样本与模型设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文以我国沪深两市A股非金融类公司作为研究样本,并依据数字普惠金融指数的起始年限(2011年)将样本区间设定为2011—2020年。本文剔除了金融保险行业和被处理的公司;剔除数据缺失的公司;剔除同时发行H股、B股的公司,经上述筛选处理后,最终得到13301个观测值。本文对财务数据进行了上下1%的缩尾处理。数字普惠金融指标选自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》,技术市场交易规模数据来自《中国统计年鉴》,知识产权代理机构数据来自国家知识产权局,其他变量数据均来自国泰安数据库。

#### (二)变量内涵与模型设定

##### 1. 变量内涵

第一,企业创新(*RD*)。借鉴吴超鹏和唐菂(2016)、Liu和Qiu(2016)的做法,本文选择研发投入强度即研究开发费用与年末总资产的比值作为企业创新的代理变量。选择研发投入强度衡量创新的原因在于:不同行业与公司的专利倾向存在不同。在不同的竞争地位、发展阶段,公司会权衡申请专利还是采用商业秘密来保护创新成果两种方式的利弊。因此,研发投入更能体现企业开展创新活动的意愿。

第二,数字普惠金融(*Index*)。本文采用《北京大学数字普惠金融指数》的省份层面数据来衡量数字普惠金融。此外,为进一步考察数字普惠金融细分维度对企业创新的影响,本文使用了数字普惠金融覆盖广度、使用深度与数字化程度三个二级指标。其中,覆盖广度(*Cover*)反映数字普惠金融依托互联网技术的地理穿透性,使用深度(*Use*)表示数字普惠金融的实际使用情况,数字化程度(*Dig*)则通过移动化、实惠化、信用化和便利化等指数体现。

第三,知识产权保护(*IPP*)。本文构建以下两个指标来衡量地方知识产权保护水平:①技术市场交易规模(*IPP<sub>1</sub>*)。技术市场交易规模为各地区技术市场成交合同金额除以该地区的年度生产总值。技术交易契约的达成很大程度上依赖于知识产权保护机制的落实,只有对地区知识产权保护机制有信心时,技术交易契约才可能达成,故可以用各地区技术市场成交量来刻画该地区的知识产权保护状况(杨丽君, 2020)。②知识产权代理密度(*IPP<sub>2</sub>*)。知识产权代理机构密度采用各地区知识产权代理机构数量与该地区人口总数的比值来度量。知识产权代理公司的密度越大,表明行业竞争越激烈。此时,为巩固竞争地位与维持客户资源,知识产权代理机构会积极主动地向企业宣传相关的知识产权保护制度,强化产权保护意识,故地区知识产权代理机构密度能够在一定程度上反映当地知识产权保护水平(Liu和Jiang, 2016)。

第四,控制变量(*Controls*)。参照以往文献的研究,本文的控制变量主要包括:企业规模(*Size*),为公司年末资产的自然对数;资产负债率(*Lev*),为公司负债与资产的比值;净资产收益率(*Roe*),为净利润与公司净资产的比值;现金持有水平(*Cf*),用经营活动现金流量净额除以总资产表示;公司成长性(*Growth*),用总资产增长率来表示;两职合一(*Dual*),若董事长和总理由同一人担任取值为1,否则为0;股权集中度(*Large*),为第一大股东持股比例;董事会规模(*Board*),为董事会人数的自然对数;公司年龄(*Age*),用公司成立年限+1的自然对数来表示;外商投资水平(*FDI*),用外商投资总额除以地区当年生产总值表示;财政支出(*EXP*),用地

方财政支出除以地区当年生产总值来表示。此外,本文还控制了年份效应(*Year*)和行业效应(*Ind*)。

## 2. 模型设定

为检验数字普惠金融、知识产权保护与企业创新的关系,本文借鉴吴超鹏和唐菡(2016)的研究,构建如下模型:

$$RD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t}/IPP_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$RD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t} + \alpha_2 IPP_{i,t} + \alpha_3 Index \times IPP_{i,t} + Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中:*i*为企业*i*; *t*为第*t*年; $\alpha_0$ 为待估常数项; $\alpha_1/\alpha_2$ 用以估计模型中自变量( $Index_{i,t}/IPP_{i,t}$ )对因变量( $RD_{i,t}$ )的影响效应; $\alpha_3$ 为调节变量( $IPP_{i,t}$ )对数字普惠金融和企业创新的调节作用; $\sum Controls_{i,t}$ 为模型中各控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

## 四、实证结果与分析

### (一)主要变量的描述性统计

表1列示了相关变量的描述性统计结果。数据显示,研发投入(*RD*)的均值为0.021,中位数为0.018,均值大于中位数,表明样本呈现右偏分布,且不同企业的研发投入强度存在差异。数字普惠金融指数(*Index*)的最大值为3.990,最小值为0.402,表明数字普惠金融发展水平具有一定的区域特征。从数字普惠金融的细分维度来看,覆盖广度(*Cover*)、使用深度(*Use*)与数字普惠金融指数(*Index*)的标准差接近,发展趋势总体形式相同。技术市场交易规模( $IPP_1$ )的最大值和最小值分别是0.164和0.000,知识产权代理机构密度( $IPP_2$ )的最大值和最小值为0.298和0.001,表明部分地区的知识产权保护意识较差,且不同地区的知识产权保护水平存在较大差距。从控制变量来看,成长性(*Growth*)的均值为0.148,表明绝大部分的样本企业成长性较好。股权集中度(*Large*)的均值为0.340,表明样本企业中第一大股东的平均持股比例为0.340。此外,其他变量的取值与已有相关研究的统计结果差别不大,不再赘述。

表1 主要变量的描述性统计

| 变量           | 样本量   | 均值     | 标准差   | 中位数    | 最小值    | 最大值    | 变量            | 样本量   | 均值    | 标准差   | 中位数   | 最小值    | 最大值   |
|--------------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|---------------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| <i>RD</i>    | 13301 | 0.021  | 0.018 | 0.018  | 0.000  | 0.094  | <i>Roe</i>    | 13301 | 0.062 | 0.113 | 0.066 | -0.529 | 0.327 |
| <i>Index</i> | 13301 | 2.440  | 0.835 | 2.480  | 0.402  | 3.990  | <i>Growth</i> | 13301 | 0.148 | 0.264 | 0.087 | -0.288 | 1.548 |
| <i>Use</i>   | 13301 | 2.466  | 0.859 | 2.428  | 0.556  | 4.047  | <i>Cf</i>     | 13301 | 0.046 | 0.063 | 0.044 | -0.129 | 0.224 |
| <i>Cover</i> | 13301 | 2.240  | 0.829 | 2.329  | 0.352  | 3.847  | <i>Dual</i>   | 13301 | 0.272 | 0.445 | 0.000 | 0.000  | 1.000 |
| <i>Dig</i>   | 13301 | 3.056  | 1.026 | 3.229  | 0.157  | 4.537  | <i>Board</i>  | 13301 | 2.244 | 0.169 | 2.303 | 1.792  | 2.708 |
| $IPP_1$      | 13301 | 0.022  | 0.040 | 0.008  | 0.000  | 0.164  | <i>Large</i>  | 13301 | 0.340 | 0.142 | 0.321 | 0.091  | 0.724 |
| $IPP_2$      | 13301 | 0.029  | 0.056 | 0.010  | 0.001  | 0.298  | <i>Age</i>    | 13301 | 2.808 | 0.353 | 2.833 | 1.609  | 0.347 |
| <i>Size</i>  | 13301 | 22.154 | 1.147 | 22.020 | 20.050 | 25.515 | <i>FDI</i>    | 13301 | 0.087 | 0.063 | 0.075 | 0.011  | 0.263 |
| <i>Lev</i>   | 13301 | 0.406  | 0.198 | 0.396  | 0.052  | 0.863  | <i>Exp</i>    | 13301 | 0.191 | 0.066 | 0.173 | 0.119  | 0.453 |

### (二)基准回归分析

#### 1. 数字普惠金融与企业创新

表2为数字普惠金融与企业创新的检验结果。(1)列回归结果显示数字普惠金融总指数(*Index*)与企业创新(*RD*)的回归系数为0.006,在1%水平上显著为正,表明数字普惠金融有助于促进企业自主创新,假设H1得到验证。(2)~(4)列为数字普惠金融的细分维度对企业创新的影响。回归结果显示,数字普惠金融的覆盖广度(*Cover*)、使用深度(*Use*)与企业创新(*RD*)的估计系数均在1%水平上显著为正,数字化程度(*Dig*)的回归系数不显著。上述回归结果表明,数字普惠金融主要从覆盖广度和使用深度两方面体现其共享、便捷、低门槛特性,从而提升企业的创新意愿。

#### 2. 数字普惠金融、知识产权保护与企业创新

表3报告了数字普惠金融、知识产权保护与企业创新的检验结果。(1)、(2)列分别为技术市场交易规模( $IPP_1$ )与知识产权代理机构密度( $IPP_2$ )对企业创新(*RD*)的影响。其中,(1)列技术市场交易规模( $IPP_1$ )的回归系数为0.028,在1%水平上显著为正,表明技术市场规模越大,越有利于企业开展创新活动。(2)列知识产权代理机构密度( $IPP_2$ )的估计系数为0.018,在1%水平上显著为正,回归结果表明,当上市公司所在地区的知识产权机构密度越大,创新主体的成果越能受到保障,企业的创新积极性越高。综合上述回归结果分析,

知识产权保护有利于促进企业创新,假设H2a得到验证。(3)、(4)列分别为技术市场交易规模( $IPP_1$ )与知识产权代理机构密度( $IPP_2$ )对数字普惠金融与企业创新的调节作用。回归结果显示,交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.009,在5%水平上显著为负;交乘项( $Index \times IPP_2$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.011,在1%水平上显著为负,回归结果表明,知识产权保护削弱了数字普惠金融对企业创新的正向促进作用,即两者呈现出替代效应,支持了假设H3b。出现上述现象的原因主要是,数字普惠金融与知识产权保护均能激发企业的创新意愿,但是当两者结合在一起时,他们的功能在一定程度上可以相互替代,从而出现了在知识产权保护水平越高的地区,数字普惠金融对企业创新的促进效应较弱的现象。

### (三)稳健性检验

#### 1. 工具变量法(IV-2SLS)

为缓解数字普惠金融与企业创新之间存在的内生性问题,本文借鉴谢绚丽等(2018)的研究,采用省级互联网普及率作为工具变量进行内生性检验。一方面,互联网普及率与数字普惠金融的发展紧密关联;另一方面互联网普及率与企业创新不存在直接影响路径。因此,互联网普及率适合作为数字普惠金融的工具变量。工具变量的检验结果见表4的(1)、(2)列所示。表4的(1)列中互联网普及率( $Inter$ )的回归系数在1%水平上显著,数字普惠金融指数( $Index$ )与互联网普及率( $Inter$ )的第一阶段统计量 $F$ 值为340.48,远高于临界值,表明不存在弱工具变量问题,互联网普及率( $Inter$ )作为数字普惠金融的工具变量是合适的。表4的(2)列报告了第一阶段的拟合值与企业创新( $RD$ )的回归系数在1%水平上显著为正,表明在控制内生性问题后,本文的研究结果依然稳健。

#### 2. Heckman 两阶段法

由于企业开展创新活动的过程中存在自我选择效应,即企业增加创新投入可能是受其他因素的影响,且这些因素未能被基准回归模型识别,从而导致本文的估计有偏。为此,本文使用Heckman两阶段法来缓解企业创新的自我选择效应,检验结果见表4的(3)、(4)列所示。表4的(3)列报告了在控制了公司规模、资产负债率、股权集中度、董事会规模、公司年龄、外商投资水平、财政支出等变量后进行Probit估计的检验结果。(4)列报告了逆米尔斯比率( $IMR$ )加入基准回归模型的检验结果,回归结果显示,第一阶段计算的逆米尔斯

表2 数字普惠金融与企业创新

| 变量         | (1)                | (2)                | (3)                | (4)               |
|------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
|            | $RD$               | $RD$               | $RD$               | $RD$              |
| $Index$    | 0.006*** (7.02)    |                    |                    |                   |
| $Use$      |                    | 0.004*** (6.24)    |                    |                   |
| $Cover$    |                    |                    | 0.005*** (7.09)    |                   |
| $Dig$      |                    |                    |                    | 0.000 (0.11)      |
| $Size$     | -0.002*** (-10.24) | -0.002*** (-10.08) | -0.002*** (-10.28) | -0.002*** (-9.96) |
| $Lev$      | -0.000 (-0.08)     | -0.000 (-0.22)     | -0.000 (-0.04)     | -0.000 (-0.49)    |
| $Roe$      | 0.020*** (12.71)   | 0.020*** (12.70)   | 0.020*** (12.65)   | 0.020*** (12.73)  |
| $Growth$   | -0.006*** (-9.51)  | -0.006*** (-9.51)  | -0.006*** (-9.58)  | -0.006*** (-9.53) |
| $Cf$       | 0.026*** (10.18)   | 0.026*** (10.09)   | 0.027*** (10.26)   | 0.027*** (10.32)  |
| $Dual$     | 0.000 (0.17)       | 0.000 (0.17)       | 0.000 (0.21)       | 0.000 (0.39)      |
| $Board$    | 0.003*** (2.77)    | 0.003*** (2.79)    | 0.003*** (2.80)    | 0.003*** (3.02)   |
| $Large$    | -0.005*** (-4.11)  | -0.005*** (-4.02)  | -0.005*** (-4.17)  | -0.004*** (-3.86) |
| $Age$      | -0.002*** (-4.12)  | -0.002*** (-4.24)  | -0.002*** (-4.06)  | -0.002*** (-4.43) |
| $FDI$      | -0.008*** (-2.19)  | -0.004 (-1.15)     | -0.008*** (-2.32)  | 0.009*** (3.70)   |
| $Exp$      | -0.010*** (-3.95)  | -0.009*** (-3.66)  | -0.011*** (-4.60)  | -0.016*** (-7.06) |
| $Constant$ | 0.053*** (11.71)   | 0.053*** (11.71)   | 0.054*** (11.89)   | 0.055*** (12.11)  |
| Year FE    | Yes                | Yes                | Yes                | Yes               |
| Ind FE     | Yes                | Yes                | Yes                | Yes               |
| $N$        | 13301              | 13301              | 13301              | 13301             |
| Adj- $R^2$ | 0.31               | 0.31               | 0.31               | 0.31              |

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

表3 数字普惠金融、知识产权保护与企业创新

| 变量                 | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                    | $RD$               | $RD$               | $RD$               | $RD$               |
|                    | $IPP=IPP_1$        | $IPP=IPP_2$        | $IPP=IPP_1$        | $IPP=IPP_2$        |
| $Index \times IPP$ |                    |                    | -0.009** (-2.02)   | -0.011*** (-2.65)  |
| $Index$            |                    |                    | 0.004*** (4.46)    | 0.004*** (4.35)    |
| $IPP$              | 0.028*** (6.49)    | 0.018*** (5.69)    | 0.045*** (3.09)    | 0.046*** (3.18)    |
| $Size$             | -0.002*** (-10.51) | -0.002*** (-10.42) | -0.002*** (-10.48) | -0.002*** (-10.44) |
| $Lev$              | -0.000 (-0.08)     | -0.000 (-0.19)     | 0.000 (0.11)       | 0.000 (0.06)       |
| $Roe$              | 0.020*** (12.64)   | 0.020*** (12.68)   | 0.020*** (12.62)   | 0.020*** (12.63)   |
| $Growth$           | -0.006*** (-9.51)  | -0.006*** (-9.50)  | -0.006*** (-9.53)  | -0.006*** (-9.56)  |
| $Cf$               | 0.028*** (10.57)   | 0.027*** (10.50)   | 0.027*** (10.37)   | 0.027*** (10.3)    |
| $Dual$             | 0.000 (0.48)       | 0.000 (0.42)       | 0.000 (0.31)       | 0.000 (0.27)       |
| $Board$            | 0.003*** (2.92)    | 0.003*** (2.91)    | 0.003*** (2.78)    | 0.003*** (2.76)    |
| $Large$            | -0.005*** (-4.04)  | -0.004*** (-3.99)  | -0.005*** (-4.19)  | -0.005*** (-4.18)  |
| $Age$              | -0.002*** (-4.04)  | -0.002*** (-4.07)  | -0.002*** (-3.96)  | -0.002*** (-3.93)  |
| $FDI$              | 0.003 (1.04)       | 0.002 (0.84)       | -0.007* (-1.84)    | -0.008** (-2.13)   |
| $Exp$              | -0.020*** (-8.39)  | -0.019*** (-7.98)  | -0.014*** (-5.08)  | -0.013*** (-4.89)  |
| $Constant$         | 0.058*** (12.74)   | 0.058*** (12.64)   | 0.055*** (12.02)   | 0.055*** (11.98)   |
| Year FE            | Yes                | Yes                | Yes                | Yes                |
| Ind FE             | Yes                | Yes                | Yes                | Yes                |
| $N$                | 13301              | 13301              | 13301              | 13301              |
| Adj- $R^2$         | 0.31               | 0.31               | 0.31               | 0.31               |

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



系数不显著,表明不存在自选择问题,本文的研究结果稳健。

### 3. 倾向得分匹配法(PSM)

本文使用倾向得分匹配法来缓解可能存在的样本选择偏差问题,检验结果见表4的(5)、(6)列所示。在控制了公司规模、股权集中度、董事会规模、公司年龄、外商投资水平、财政支出等变量后,在实验组和控制组进行1:1、1:2的近邻匹配,分别得到4958、7127个样本,并将配对后的样本重新带入模型(1)中进行回归分析。检验结果显示,表4的(5)、(6)列中数字普惠金融与企业创新的系数均在1%水平上显著为正,本文的研究结果依然稳健。

### 4. 其他稳健性检验方法

除此之外,本文还进行了如下稳健性测试:

第一,替换被解释变量。本文从创新产出角度,使用专利申请数量衡量企业的创新能力,具体地,企业创新为发明专利、实用新型专利与外观设计专利申请总量的自然对数。表5的(1)列报告了相关检验的回归结果,结果显示:交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数显著为负,回归结论稳健。此外,借鉴魏浩和巫俊(2018)的做法,采用研究开发费用除以销售收入的比值重新度量企业创新,表5的(2)列检验结果显示,交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.384,在10%水平上显著为负,与主回归结论一致。

第二,替换解释变量。本文将数字普惠金融指数取对数重新定义解释变量,表5的(3)列检验结果显示,交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.026,在5%水平上显著为负,检验结果与主回归结果一致。

第三,模型滞后一期。由于模型中可能存在变量遗漏和测量误差等问题,本文采用对解释变量滞后一期来缓解可能存在的反向因果关系导致的内生性问题,表5的(4)列检验结果显示,交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数在10%水平上显著为负,回归结论与前文一致。

第四,更换数据源。参照唐松等(2020)的研究,本文将《北京大学数字普惠金融指数》的省份层面的数据替换为城市层面的数据,表5的(5)列检验结果显示,交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.017,在10%水平上显著为负,检验结果与主回归结论一致。

第五,控制省份固定效应。本文在主回归模型的基础上将上市公司按其注册地匹配到省份层面,同时控制省份、年度、行业效应,表5的(6)列检验结果显示,交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-3.720,在1%水平上显著为负,回归结果稳健。

第六,加入遗漏变量。考虑到模型(1)中存在一定的遗漏变量问题,本文还控制了独立董事比例( $Ind$ )、资本回报率( $Return$ )、管理费用率( $Adm$ )、产业结构( $IS$ )、市场化水平( $Market$ )特征变量。其中,独立董事占比用独立董事与董事人数的比值表示;资本回报率为考虑现金红利再投资的公司股票年度回报率;管理费用率用管理费用与主营业务收入的比值来衡量;产业结构为第二产业产值与地区生产总值的比值;市场化水平

表4 内生性检验

| 变量         | IV-2SLS              |                     | Heckman           |                    | PSM                |                    |
|------------|----------------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|            | (1)                  | (2)                 | (3)               | (4)                | (5)                | (6)                |
|            | 第一阶段                 | 第二阶段                | 第一阶段              | 第二阶段               | 1:1                | 1:2                |
| $Index$    |                      | 0.012***<br>(6.52)  |                   | 0.006***<br>(3.29) | 0.007***<br>(4.68) | 0.007***<br>(5.86) |
| $Inter$    | 1.176***<br>(73.08)  |                     |                   |                    |                    |                    |
| $Constant$ | -0.204***<br>(-5.30) | 0.053***<br>(10.87) | -9.972<br>(-0.07) | 0.062***<br>(7.97) | 0.057***<br>(6.88) | 0.057***<br>(8.43) |
| Controls   | Yes                  | Yes                 | Yes               | Yes                | Yes                | Yes                |
| $IMR$      |                      |                     |                   | -0.000<br>(-0.35)  |                    |                    |
| $F$        | 340.48               |                     |                   |                    |                    |                    |
| Controls   | Yes                  | Yes                 | Yes               | Yes                | Yes                | Yes                |
| Year FE    | Yes                  | Yes                 | Yes               | Yes                | Yes                | Yes                |
| Ind FE     | Yes                  | Yes                 | Yes               | Yes                | Yes                | Yes                |
| $N$        | 11483                | 11483               | 5398              | 5389               | 4958               | 7127               |
| Adj- $R^2$ | 0.97                 | 0.30                | 0.72              | 0.27               | 0.27               | 0.28               |

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

表5 其他稳健性检验

| 变量                 | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                 | (5)                | (6)                  | (7)                 |
|--------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
|                    | $RD$                 | $RD$                 | $RD$                | $RD$                | $RD$               | $RD$                 | $RD$                |
| $Index \times IPP$ | -0.016***<br>(-3.04) | -0.384*<br>(-1.77)   | -0.026**<br>(-2.18) | -0.009*<br>(-1.72)  | -0.017*<br>(-1.95) | -3.720***<br>(-3.26) | -0.009**<br>(-1.97) |
| $Index$            | -0.004***<br>(-5.42) | 0.276***<br>(4.99)   | 0.004**<br>(2.32)   | 0.005***<br>(4.13)  | 0.008***<br>(7.08) | 1.257**<br>(2.09)    | 0.007***<br>(4.53)  |
| $IPP$              | 0.091***<br>(5.61)   | 1.599**<br>(2.06)    | 0.166**<br>(2.39)   | 0.040***<br>(2.75)  | 0.061***<br>(2.95) | 17.913*<br>(1.75)    | 0.044**<br>(2.26)   |
| $Constant$         | 0.051***<br>(11.30)  | -0.991***<br>(-4.01) | 0.041***<br>(4.93)  | 0.055***<br>(10.38) | 0.516***<br>(3.31) | 8.778***<br>(7.29)   | 0.028***<br>(4.92)  |
| Controls           | Yes                  | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                  | Yes                 |
| Year FE            | Yes                  | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                  | Yes                 |
| Ind FE             | Yes                  | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                  | Yes                 |
| Pro FE             | No                   | No                   | No                  | No                  | No                 | Yes                  | No                  |
| $N$                | 13896                | 13301                | 13301               | 10636               | 10516              | 13301                | 13301               |
| Adj- $R^2$         | 0.24                 | 0.58                 | 0.31                | 0.30                | 0.31               | 0.42                 | 0.34                |

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

采用王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告》中的市场化进程总得分来刻画。表5的(7)列检验结果显示,交乘项( $Index \times IPP$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.009,在5%水平上显著为负,回归结论依然稳健。

五、拓展性检验

(一)数字普惠金融对企业创新的机制识别检验

依据前文的理论分析,数字普惠金融主要从降低企业的信息不对称、融资成本和财务风险三条路径,解决企业的融资难题和提高企业的创新意愿,进而促进企业创新。为进一步检验数字普惠金融对企业创新的机制黑箱,本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的研究,构建了以下模型对上述路径进行检验:

$$RD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$ILLIQ_{i,t}/DEBT_{i,t}/Z\_Score_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$RD_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Index_{i,t} + \gamma_2 ILLIQ_{i,t}/DEBT_{i,t}/Z\_Score_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

其中: $i$ 为企业 $i$ ; $t$ 为第 $t$ 年; $\alpha_0$ 、 $\beta_0$ 、 $\gamma_0$ 为待估常数项; $\alpha_1$ 、 $\gamma_1$ 用以估计自变量( $Index_{i,t}$ )对因变量( $RD_{i,t}$ )的影响效应; $\beta_1$ 为自变量( $Index_{i,t}$ )对中介变量( $ILLIQ_{i,t}$ 、 $DEBT_{i,t}$ 、 $Z\_Score_{i,t}$ )的影响效应; $\gamma_2$ 为中介变量( $ILLIQ_{i,t}$ 、 $DEBT_{i,t}$ 、 $Z\_Score_{i,t}$ )对因变量( $RD_{i,t}$ )的影响效应; $\sum Controls_{i,t}$ 为模型中各控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。参照王嘉鑫(2020)的研究,采用流动性比率作为信息不对称( $ILLIQ$ )的代理变量;参照Pittman和Fortin(2004)的研究,采用企业的利息支出和有息债务总额的比值衡量债务融资成本( $DEBT$ );借鉴Castro et al(2020)的研究,采用风险 $Z$ 值作为财务风险( $Z\_Score$ )的代理变量<sup>①</sup>, $Z$ 值越大,表明企业财务风险越小。

表6报告了数字普惠金融对企业创新的影响机制检验结果。其中,表6的(1)、(2)列为信息不对称的中介效应检验结果,(1)列数字普惠金融( $Index$ )的估计系数显著为正,回归结果表明数字普惠金融能够降低信息不对称。(2)列数字普惠金融( $Index$ )与信息不对称( $ILLIQ$ )对企业创新( $RD$ )的回归系数均显著为正,回归结果表明信息不对称在数字普惠金融与企业创新中存在部分中介效应。(3)、(4)列为融资约束中介效应的检验结果,(3)列数字普惠金融( $Index$ )与融资约束( $DEBT$ )的回归系数为-0.015,在10%水平上显著为负,回归结果表明数字普惠金融能够降低企业债务融资成本,进而降低企业的融资约束。(4)列数字普惠金融( $Index$ )与融资约束( $DEBT$ )对企业创新( $RD$ )的回归系数在1%水平上显著,回归结果表明融资约束在数字普惠金融与企业创新中存在部分中介效应。(5)、

表6 数字普惠金融对企业创新的影响机制检验

| 变量         | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                  | (5)                 | (6)                 |
|------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|            | $ILLIQ$             | $RD$                | $DEBT$             | $RD$                 | $Z\_Score$          | $RD$                |
| $Index$    | 0.036**<br>(2.34)   | 0.009***<br>(9.76)  | -0.015*<br>(-1.66) | 0.009***<br>(5.50)   | 0.068*<br>(1.89)    | 0.006***<br>(6.61)  |
| $ILLIQ$    |                     | 0.001*<br>(1.80)    |                    |                      |                     |                     |
| $DEBT$     |                     |                     |                    | -0.002***<br>(-4.92) |                     |                     |
| $Z\_Score$ |                     |                     |                    |                      |                     | 0.005***<br>(11.19) |
| $Constant$ | 3.104***<br>(44.21) | 0.097***<br>(20.56) | 0.091<br>(0.84)    | 0.060***<br>(6.73)   | 8.237***<br>(28.89) | 0.019***<br>(4.43)  |
| Controls   | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| Year FE    | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| Ind FE     | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| $N$        | 13301               | 13301               | 6372               | 6372                 | 13288               | 13288               |
| Adj- $R^2$ | 0.34                | 0.10                | 0.04               | 0.30                 | 0.55                | 0.34                |

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

(6)列为财务风险中介效应的检验结果,(5)列数字普惠金融( $Index$ )与财务风险( $Z\_Score$ )的回归系数为0.068,在10%水平上显著为正,回归结果表明数字普惠金融的发展有利于企业财务风险的稳定。(6)列数字普惠金融( $Index$ )与财务风险( $Z\_Score$ )对企业创新( $RD$ )的回归系数在1%水平上显著,回归结果表明财务风险在数字普惠金融与企业创新中存在部分中介效应,且部分中介效应占总效应的5.67%。与此同时,本文对中介效应进行了Bootstrap检验,相应的检验结果均通过了显著性检验。综上所述,数字普惠金融主要通过降低企业的信息不对称、融资约束和财务风险这三条路径来促进企业创新。

(二)数字普惠金融对企业创新的经济后果检验

前已述及,数字普惠金融通过降低信息不对称、融资约束与财务风险三条路径促进企业创新。那么,上述作用对企业及其地区经济发展有何影响?为此,本文构建了以下模型来检验数字普惠金融的创新激励效应带来的经济后果。

① 风险 $Z$ 值的具体计算方法为: $Z\_Score=1.2 \times \text{营运资金}/\text{总资产}+1.4 \times \text{留存收益}/\text{总资产}+3.3 \times \text{息税前利润}/\text{总资产}+0.6 \times \text{所有者权益账面价值}/\text{负债账面价值}+0.999 \times \text{销售收入}/\text{总资产}$ 。



$$TQ_{i,t}/OI_{i,t}/NCSKEW_{i,t}/Economic_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t} + \alpha_2 RD_{i,t} + \alpha_3 Index_{i,t} \times RD_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中: $i$ 为企业; $t$ 为第 $t$ 年; $\alpha_0$ 为待估常数项; $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 为自变量( $Index_{i,t}$ 、 $RD_{i,t}$ )对因变量( $TQ_{i,t}$ 、 $OI_{i,t}$ 、 $NCSKEW_{i,t}$ 、 $Economic_{i,t}$ )的影响效应; $\alpha_3$ 为交乘项( $Index_{i,t} \times RD_{i,t}$ )对因变量( $ILLIQ_{i,t}$ 、 $DEBT_{i,t}$ 、 $Z\_Score_{i,t}$ )的影响; $\sum Controls_{i,t}$ 为模型中各控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; $TQ_{i,t}$ 为企业价值; $OI_{i,t}$ 为营业利润率; $NCSKEW_{i,t}$ 为股价崩盘风险,借鉴王翌秋和王新悦(2022)的研究,采用股票收益负偏态收益系数来度量; $Economic_{i,t}$ 为地方经济增长率,采用当年国内生产总值GDP的增长率来表示。

表7报告了数字普惠金融对企业创新的经济后果检验结果。表7的(1)列交乘项( $Index \times RD$ )与企业价值( $TQ$ )的估计系数为1.623,在10%水平上显著为正,表明数字普惠金融对创新的激励效应提升了企业价值。(2)列交乘项( $Index \times RD$ )与营业利润率( $OI$ )的估计系数为0.224,在10%水平上显著为正,表明数字普惠金融对创新的激励效应有助于提高企业的财务绩效。(3)列交乘项( $Index \times RD$ )与股价崩盘风险( $NCSKEW$ )的估计系数为-1.475,在1%水平上显著为负,表明数字普惠金融降低信息不对称和财务风险的特点,有利于降低企业的股价崩盘风险。(4)列交乘项( $Index \times RD$ )与经济增长( $Economic$ )的估计系数为0.060,在10%水平上显著为正,表明数字普惠金融对企业的创新激励还能进一步传递到宏观层面的经济增长。

表7 数字普惠金融对企业创新的经济后果检验

| 变量                | (1)               | (2)              | (3)              | (4)              |
|-------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|
|                   | $TQ$              | $OI$             | $NCSKEW$         | $Economic$       |
| $Index \times RD$ | 1.623*(1.87)      | 0.224*(1.95)     | -1.475***(-3.89) | 0.060*(1.85)     |
| $RD$              | 4.474*(1.89)      | -1.376***(-4.36) | 4.186***(-3.99)  | -0.101(-1.04)    |
| $Index$           | 0.013(0.18)       | 0.020*(1.68)     | 0.069*(1.71)     | 0.057***(-15.23) |
| $Constant$        | 15.987***(-38.94) | -0.112*(-1.86)   | 0.420**(-2.04)   | 0.042*(1.87)     |
| Controls          | Yes               | Yes              | Yes              | Yes              |
| Year FE           | Yes               | Yes              | Yes              | Yes              |
| Ind FE            | Yes               | Yes              | Yes              | Yes              |
| $N$               | 13301             | 13301            | 12976            | 10637            |
| Adj- $R^2$        | 0.50              | 0.33             | 0.04             | 0.06             |

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

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

### (三)数字普惠金融、知识产权保护与企业创新的横截面差异检验

#### 1. 规模效应

企业规模不同,预示着企业在环境和资源上及企业的创新行为存在较大差异。大规模企业往往代表着更高的信息披露质量与更强的融资能力,而信息透明度较低的小规模企业则更容易面临融资约束困境。如赵晓鸽等(2021)的研究表明,受自身资源与外部融资能力的影响,小规模企业相较于大规模企业而言更加依赖金融市场环境。这是因为,小规模企业缺少相应的组织机构、人才资源等,其知识产权管理和运用水平、研发能力和抗风险能力较低。因此,若政府加强知识产权保护行为,小规模企业更愿意积极创新以获得持久的市场竞争优势,从而小规模企业对数字普惠金融与知识产权保护水平的敏感性较高。为此,本文按照企业市场占有率的中位数进行分组检验,市场占有率为企业营业收入与行业营业收入总额的比值,回归结果见表8。表8的(1)列小规模企业中交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.022,在1%水平上显著为负;(2)列大规模企业中交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数不显著。回归结果表明,数字普惠金融通过精准的信息监测与处理系统,能够更好的识别具有良好发展前景与创新意愿的小规模企业,从而提高资金配置效率。由于小规模企业更加需要知识产权保护制度维护其创新收益。因此,相较于大规模企业,数字普惠金融与知识产权保护的交互效应在小规模企业中效果更为显著。

#### 2. 融资需求效应

通常,创新活动在研究与开发阶段的资金投入规模较大,但留存收益往往不能满足企业资金需求,此时,外部融资成为企业获取资金的重要渠道。数字普惠金融不仅降低了企业的信贷交易成本,其“普惠”特性还拓展了金融服务的覆盖范围与触达能力,为企业创新活动提供不竭的动力源泉。在此情况下,外部融资需求高的企业为提升自身偿债能力,提高投资者或债权人的决策信心,将更依赖知识产权保护制度,以保障其垄断收益。为此,本文借鉴钟腾和汪昌云(2017)的研究,采用资本支出与营运现金的差与资本支出的比值作为外部融资依赖的代理变量,分组检验回归结果见表8。表8的(3)列为外部融资依赖较高组的检验结果,数字普惠金融与知识产权保护的交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的回归系数为-0.021,在1%水平上显著为负;(4)列为外部融资依赖较低组的检验结果,数字普惠金融与知识产权保护的交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的回归系数不显著。上述回归结果表明,外部融资需求较高的企业,对数字普惠金融的需求更高,从而知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的调节作用更加显著。

### 3. 阶段效应

生命周期理论认为,不同的生命周期阶段,企业的发展目标、组织特点和面临的风险与市场环境不同,创新意愿与融资需求也有所不同。与成熟期企业相比,成长期企业具有迫切的市场份额扩张冲动与创新积极性,自由资金规模往往难以满足其资金需求,而数字普惠金融的发展不仅能够满足其强烈的信贷需求,还能提升企业处理信息的能力与创新项目决策效率。与此同时,成长期企业的创新意愿更强,对知识产权保护制度也会更加敏感。因此,成长期企业对数字普惠金融与知识产权保护水平的依赖度更高。据此,本文参照 Dickinson(2011)基于现金流的企业生命周期划分方法,将初创期和成长期的样本合并为成长期,成熟期和衰退期的样本合并为成熟期,分组检验回归结果见表8。表8的(5)列成长期企业中交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数为-0.015,在5%水平上显著为负;(6)列成熟期企业中交乘项( $Index \times IPP_1$ )与企业创新( $RD$ )的估计系数不显著。上述回归结果表明,数字普惠金融低成本、低门槛的优势,为成长期企业提供了极大的创新融资便利,同时,成长期为保障其垄断收益,对知识产权保护的需求也较高。因此,相较于成熟期企业,数字普惠金融与知识产权保护的交互效应在成长期企业中效果更为显著。

表8 数字普惠金融、知识产权保护与企业创新的横截面差异

| 变量                   | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                | (5)                 | (6)                 |
|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
|                      | $RD$                 | $RD$                | $RD$                 | $RD$               | $RD$                | $RD$                |
|                      | 小规模                  | 大规模                 | 融资需求高                | 融资需求低              | 成长期                 | 成熟期                 |
| $Index \times IPP_1$ | -0.022***<br>(-3.01) | 0.003<br>(0.50)     | -0.021***<br>(-3.42) | 0.002<br>(0.26)    | -0.015**<br>(-2.46) | -0.007<br>(-1.41)   |
| $Index$              | 0.001*<br>(1.74)     | 0.006***<br>(4.54)  | 0.000*<br>(1.68)     | 0.007***<br>(5.21) | 0.002*<br>(1.94)    | 0.002*<br>(1.93)    |
| $IPP_1$              | 0.049***<br>(5.90)   | -0.003<br>(-0.36)   | 0.038***<br>(5.19)   | 0.006<br>(0.66)    | 0.029***<br>(4.43)  | 0.026***<br>(4.20)  |
| $Constant$           | 0.049***<br>(4.01)   | 0.095***<br>(14.51) | 0.055***<br>(8.59)   | 0.051***<br>(7.41) | 0.052***<br>(8.86)  | 0.058***<br>(11.24) |
| Controls             | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| Year FE              | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| Ind FE               | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| $N$                  | 6650                 | 6651                | 6651                 | 6650               | 5957                | 7306                |
| Adj- $R^2$           | 0.25                 | 0.39                | 0.27                 | 0.36               | 0.37                | 0.36                |

注:\*,\*\*,\*\*\*表示在10%、5%、1%水平上显著;括号内为 $t$ 值。本文用 $IPP_2$ 为替代变量进行分组检验,所得结论与表8基本一致,限于篇幅未予列示。

## 六、研究结论与启示

当前,大量文献表明,金融体系具有识别筛选和资源配置功能,是创新驱动经济增长的重要基础制度。然而,鲜有学者关注到金融科技催生出新的金融服务模式能否助力于企业创新,以及在行业竞争压力下,知识产权保护水平对数字普惠金融与企业创新的影响。本文将数字普惠金融、知识产权保护与企业创新纳入同一框架进行探讨,研究结果发现:第一,数字普惠金融主要通过降低信息不对称、融资约束与财务风险三条路径提高企业的创新积极性;第二,数字普惠金融对企业创新的激励效应不仅能够提升企业层面的创新价值绩效与创新财务绩效,还能影响企业在资本市场的股价崩盘风险,同时也能传递到宏观经济层面;第三,知识产权保护对数字普惠金融与企业创新的关系有负向调节作用,且该调节作用在小规模企业、外部融资依赖度高和成长期阶段的企业中效果更为显著。

上述结论不仅有助于透彻理解数字普惠金融和知识产权保护影响企业创新的传导机理,同时也为当前的政策制定提供了一定的经验参考和证据支持。通过前文研究,本文的研究结论具有如下启示意义:

第一,应继续发挥数字普惠金融的资源配置作用。本文的机制检验发现,降低信息不对称、融资约束与财务风险是数字普惠金融促进企业技术创新的主要路径,这为外部融资需求强烈、成长期与小规模企业提供了便捷的创新融资渠道。与此同时,从数字普惠金融的三个细分维度来看,数字化程度对微观企业的支持程度还需继续提高。因此,面对金融科技发展所带来的机遇,政策制定部门应尽快推出数字普惠金融的支持政策,健全金融基础设施,对融资需求旺盛、创新能力优质的企业给予足够的金融支持。例如,针对中小企业融资难、融资慢、融资贵的问题,数字普惠金融应努力发挥其成本低、风险低、效率高、信息透明等方面的特征,从而为中小微企业提供多元化优质的数字融资渠道。

第二,应适度提高知识产权保护的执法力度。前文的检验结果表明,知识产权保护虽然能够促进企业创新,但过高的知识产权保护水平会减少企业相互学习、吸收先进技术的机会,从而减弱数字普惠金融对企业创新的激励效应。由此,应提倡适度的知识产权保护,防止过高的知识产权保护带来的垄断势力阻碍市场良性竞争,从而打击企业自主创新的信心,弱化数字普惠金融对企业创新的贡献,即应努力协调政府的“保护”作用与市场的资源配置作用。因此,政策部门应制定合适的知识产权保护政策,平衡各类企业的创新需求。

第三,应激活企业创新需求,服务“双循环”战略。随着国内外政治、经济环境的变化,国际国内双循环战略已成为新时期我国保持国际竞争力的必然选择。本文的研究发现,数字普惠金融不仅有利于提高企业在

产品市场和资本市场的表现,还能进一步促进地区经济增长,进而推动国内经济高质量发展。因此,在双循环战略下,我国应从需求端完善知识产权保护制度,释放企业创新活力;从供给端提高金融服务可获得性,为企业提供融资便利,激发创新积极性,从而提高创新质量。

### 参考文献

- [1] 鲍宗客,施玉洁,钟章奇,2020.国家知识产权战略与创新激励——“保护创新”还是“伤害创新”?[J].科学学研究,38(5):843-851.
- [2] 戴志敏,罗燕,2016.中国中部地区金融发展、产业结构优化与城镇化[J].技术经济,35(5):118-123.
- [3] 董春风,司登奎,2022.数字普惠金融改善城市技术创新“低端锁定”困境了吗?[J].上海财经大学学报,24(4):62-77.
- [4] 贺晓宇,张治栋,2018.银行股权关联、高管背景与研发投入——来自制造业上市公司的分析[J].软科学,32(8):49-52.
- [5] 胡善成,张彦彦,张云矿,2022.数字普惠金融、资本错配与地区间收入差距[J].财经科学,(5):1-14.
- [6] 李晓龙,冉光和,郑威,2017.金融要素扭曲如何影响企业创新投资——基于融资约束的视角[J].国际金融研究,(12):25-35.
- [7] 梁玲玲,李烨,陈松,2022.数智能对企业开放式创新的影响:数智二元能力和资源复合效率的中介作用[J].技术经济,41(6):59-69.
- [8] 凌丹,邹梦婷,2020.金融支持、研发创新与出口复杂度——基于中国高新技术产业价值链的分析[J].技术经济,39(11):77-86.
- [9] 刘钧霆,曲丽娜,2020.政府补贴、国际知识产权保护与企业创新——来自战略性新兴产业上市公司的证据[J].商业研究,(3):20-28.
- [10] 阙澄宇,孙小玄,2021.金融发展、制度质量与国际证券资本流动[J].财贸经济,42(5):93-109.
- [11] 石丽静,2017.研发强度与企业创新绩效——政府资源与知识产权保护的调节作用[J].经济与管理评论,(6):144-152.
- [12] 唐松,伍旭川,祝佳,2020.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,38(5):52-66.
- [13] 王嘉鑫,2020.强制性内部控制审计、企业创新与经济增长[J].会计研究,(5):166-177.
- [14] 王满四,徐朝辉,2018.银行债权、内部治理与企业创新——来自2006—2015年A股技术密集型上市公司的实证分析[J].会计研究,(3):42-49.
- [15] 王钰,胡海青,张琅,2021.知识产权保护、社会网络及新创企业创新绩效[J].管理评论,33(3):129-137.
- [16] 王翌秋,王新悦,2022.企业资金“脱实向虚”对其股价崩盘风险的影响[J].审计与经济研究,37(1):94-105.
- [17] 魏浩,巫俊,2018.知识产权保护、进口贸易与创新型领军企业创新[J].金融研究,(9):91-106.
- [18] 温忠麟,叶宝娟,2014.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,(5):731-745.
- [19] 吴超鹏,唐菂,2016.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,(11):125-139.
- [20] 吴先明,高厚宾,邵福泽,2018.当后发企业接近技术创新的前沿:国际化的“跳板作用”[J].管理评论,30(6):40-54.
- [21] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等,2018.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),(4):1557-1580.
- [22] 杨丽君,2020.技术引进与自主研发对经济增长的影响——基于知识产权保护视角[J].科研管理,41(6):9-16.
- [23] 曾燕萍,蒋楚钰,崔智斌,2022.数字金融对经济高质量发展的影响——基于空间杜宾模型的研究[J].技术经济,41(4):94-106.
- [24] 张嘉望,李博阳,雷宏振,2022.政府研发支持与企业创新能力关系的再审视——基于“脱实向虚”背景下的融资激励视角[J].当代经济管理,44(8):50-63.
- [25] 张楠,徐良果,戴泽伟,等,2019.产品市场竞争、知识产权保护与企业创新投入[J].财经科学,(11):54-66.
- [26] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣,2021.数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J].科研管理,(4):158-169.
- [27] 钟腾,汪昌云,2017.金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角[J].金融研究,(12):127-142.
- [28] 庄子银,贾红静,李汛,2021.知识产权保护对企业创新的影响研究——基于企业异质性视角[J/OL].南开管理评论.<http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20210923.1037.002.html>.
- [29] 宗庆庆,黄娅娜,钟鸿钧,2015.行业异质性、知识产权保护与企业研发投入[J].产业经济研究,(2):47-57.
- [30] BEUGGERMANN J, CROSETTO P, MEUB L, et al, 2016. Intellectual property rights hinder sequential innovation: Experimental evidence[J]. Research Policy, 45(10):2054-2068.
- [31] CASTRO P, KEASEY K, TAPIA B A, et al, 2020. Does debt concentration depend on the risk-taking incentives in CEO compensation?[J]. Journal of Corporate Finance, 64:101684.
- [32] CHU A C, COZZI G, GALLI S, 2012. Does intellectual monopoly stimulate or stifle innovation[J]. European Economic



- Review, 56(4): 727-746.
- [33] DEMERTZIS M, MERLER S, WOLFF G B, 2018. Capital markets union and the fin-tech opportunity[J]. Journal of Financial Regulation, 4(1): 57-165.
  - [34] DICKINSON V, 2011. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. The Accounting Review, 86(6): 1969-1994.
  - [35] GALASSO A, LUO H, 2017. Tort reform and innovation[J]. Journal of Law and Economics, 60(3): 385-412.
  - [36] GOMBER P, KAUFFMAN R J, PARKER C, 2018. On the fin-tech revolution: Interpreting the forces of innovation, disruption and transformation in financial services[J]. Journal of Management Information Systems, 35(1): 220-265
  - [37] GRIMALDI M, GRECO M, CRICELLI L, 2021. A framework of intellectual property protection strategies and open innovation[J]. Journal of Business Research, 123: 156-164.
  - [38] LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, SHLEIFER A, et al, 1997. Legal determinants of external finance[J]. Journal of Finance, 52(3): 1131-1150.
  - [39] LIU Q, QIU L D, 2016. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. Journal of International Economics, 103: 166-183.
  - [40] LIU X, JIANG S, 2016. Bank equity connections, intellectual property protection and enterprise innovation: A bank ownership perspective[J]. China Journal of Accounting Research, 9(3): 207-233.
  - [41] NORDEN L, BUSTON C S, WAGNER W, 2014. Financial innovation and bank behavior: Evidence from credit markets [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 43: 130-145.
  - [42] PITTMAN J A, FORTIN S, 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms [J]. Journal of Accounting and Economics, 37(1): 113-136.
  - [43] POOJA T W, CHRISTIAN C, 2022. Impact of stronger intellectual property rights regime on innovation: Evidence from de alio versus de novo Indian bio-pharmaceutical firms[J]. Journal of Business Research, 138: 457-473.
  - [44] SAMUEL A, MUJTABA A, 2022. Entrepreneurial passion and SMEs' performance: Moderating effects of financial resource availability and resource flexibility[J]. Journal of Business Research, 144: 122-135.
  - [45] TANG D, LI Y, ZHENG H, et al, 2022. Government R&D spending, fiscal instruments and corporate technological innovation[J]. China Journal of Accounting Research, 15(3): 78-109.

## Digital Inclusive Finance, Intellectual Property Protection and Enterprise Innovation

Sun Fangcheng<sup>1,2</sup>, Wu Guilin<sup>1</sup>, Jiang Shuiquan<sup>1</sup>

(1. School of Accounting, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;

2. Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

**Abstract:** Accelerating the implementation of the innovative development strategy has become the focus of all sectors of society. Digital inclusive finance, intellectual property protection and enterprise innovation were analyzed under the same framework. And it finds that digital inclusive finance and intellectual property protection are conducive to promoting enterprise innovation. Intellectual property protection plays a negative role in regulating the relationship between digital inclusive finance and enterprise innovation. Further analysis shows that digital inclusive finance mainly promotes enterprise innovation by reducing information asymmetry, financing constraints and financial risks. The innovative incentive role of digital inclusive finance is conducive to improving the performance of enterprises' products and capital markets and promoting regional economic growth. The heterogeneity test shows that the regulatory effect of intellectual property protection on digital inclusive finance and enterprise innovation has "scale effect", "financing dependence effect" and "stage effect". The research conclusion not only enriches the relevant literature of enterprise innovation, but also provides beneficial enlightenment for improving the financial supervision system and optimizing the intellectual property environment.

**Keywords:** digital inclusive finance; intellectual property protection; enterprise innovation; financing constraints