

# 数字普惠金融与城市创新创业质量

陆风芝 徐鹏 李仲武

**摘要** 创新创业质量提升是经济高质量发展的重要动力源泉,数字普惠金融作为一种新兴金融模式,对创新创业质量具有重要影响。利用中国城市面板数据考察数字普惠金融对创新创业质量的影响及作用机制,研究发现:第一,数字普惠金融能够显著促进创新创业质量提升,在考虑内生性问题并进行一系列稳健性检验后,该结论仍然成立。第二,数字普惠金融的覆盖广度能够显著促进创新创业质量提升;数字普惠金融的使用深度与数字化程度对创新创业质量的提升作用并不显著。第三,数字普惠金融对创新创业质量的影响因区域、城市规模的异质性而不同;《G20数字普惠金融高级原则》推出后,数字普惠金融对创新创业质量的提升作用得到明显加强。第四,数字普惠金融可以通过扩大信贷供给、提高金融效率促进创新创业质量提升。第五,相邻城市创新创业质量存在显著的示范效应。

**关键词** 数字普惠金融;创新创业质量;异质性;示范效应

**中图分类号** F832.1 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2022)05-0035-14

**基金项目** 国家自然科学基金青年项目(72004087);安徽省社会科学创新发展研究课题(2021CX026)

创新是引领发展的第一动力,推进大众创业万众创新是实施创新驱动发展战略的重要支撑,也是供给侧结构性改革的重要内容。创新创业与经济的融合,对推动新旧动能转换与经济结构升级、改善民生与扩大就业、实现机会的公平与加速社会纵向流动具有重要作用<sup>①</sup>。当前,我国经济由高速增长转向高质量发展阶段,对创新创业质量也提出了更高要求。党的十九大报告提出要“鼓励更多社会主体投身创新创业”。2011年我国发明专利申请量首超美国,而后持续领跑世界;但不容忽视的问题是,当前我国专利质量仍然偏低,据《2020年中国专利调查报告》数据显示,我国有效发明专利实施率由2009年60.6%的历史最高水平降至2020年的50.7%。此外,我国创业孵化器规模虽不断扩大,但创业企业三年存活率却不足30%,许多创业园陷入高入驻率、低存活率的困境<sup>[1]</sup>(P17-29)。创新创业是一个沉没成本高、产出不确定的高风险活动。稳定、充足的金融资源是创新创业活动持续推进的重要保障,而高效、低价的金融服务则是创新创业高质量产出的关键要素<sup>[2]</sup>(P158-169)。传统金融在服务企业生产过程中存在属性错配、阶段错配与领域错配等问题<sup>[3]</sup>(P52-66),融资难、融资贵一直都是制约我国创新创业的重要难题。

近年来,伴随人工智能、区块链、云计算、大数据等新兴技术的快速演进,数字技术与金融业不断融合,数字普惠金融应运而生,并引起了学界与政界的广泛关注。数字普惠金融作为一种新兴金融模式,为有效降低金融交易成本、拓宽金融服务范围与提高金融触达能力提供了巨大发展空间,对传统金融形成了有益补充,为创新创业提供了重要支撑<sup>[4]</sup>(P1557-1580)。数字普惠金融的发展有助于支撑构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,从而有利于满足人民日益增长的美好生活需要,更好促进社会的全面进步。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景

<sup>①</sup> 该结论总结自《国务院关于推动创新创业高质量发展打造“双创”升级版的意见》(国发[2018]32号)。

目标纲要》)(以下简称“十四五”规划)明确提出,要“稳妥发展金融科技,加快金融机构数字化转型”。数字经济是全球未来发展的方向,数字普惠金融拥有巨大的发展空间与应用前景。那么,具有低门槛、低成本特征的数字普惠金融能否驱动创新创业质量提升?如果答案是肯定的,其内在的影响机制是什么,对于政策当局有何启示?如果答案是否定的,难以提升的原因同样值得深究。本文拟通过系统、严谨的理论与实证分析对上述问题进行科学、全面解答。

目前学界对创新与创业的驱动因素进行了诸多有益探讨。在微观层面,分析了企业政治关联、所有权性质、网络舆论等对创新的影响,论述了社会网络、政治网络、移动支付等对创业的影响;在宏观层面,从居民收入差距、产业政策、金融发展等视角展开对创新的研究,从外商直接投资、政府创业政策等视角展开对创业的研究。部分学者尝试探讨数字普惠金融对创新或创业的影响,如Beck等以数字普惠金融产品(M-PESA)移动支付为例,构建一般均衡模型,研究发现移动支付可以提升创业绩效<sup>[5]</sup>(P162-186)。何婧和李庆海采用微观调研数据发现,数字普惠金融可以有效促进农户创业,并提高创业绩效<sup>[6]</sup>(P112-126)。谢绚丽等采用省级面板数据实证检验了数字金融对创业的影响,发现数字金融可以促进创业水平提升<sup>[4]</sup>(P1557-1580)。赵晓鸽等采用A股上市公司数据与地级市数字普惠金融指数匹配,发现数字普惠金融能够显著促进企业创新<sup>[2]</sup>(P158-169)。尚未有文献对此进行深入、系统的研究。

此外,已有研究对创新指标的衡量缺乏微观企业数据的度量,多以发明专利数量与研发投入作为衡量指标,对创新创业相关研究偏重对创新的研究。我国创新和创业均已得到一定程度的发展,并逐步成为市场活力的动力源,有必要将创新、创业纳入同一分析框架,更好体现城市创新创业质量<sup>[1]</sup>(P17-29)。另外,已有研究多基于省级数据展开,各个城市因地理位置、资源禀赋、经济政策等因素不同,省级数据可能会对估计结果产生一定影响。考虑到创新创业作为一项国家级战略,各地政府纷纷大力推行,可能存在示范效应,未有研究对该现象进行考察。为此,本文尝试作出如下边际贡献:其一,在研究视角上,将已有文献关于创新与创业割裂的研究纳入同一研究框架,以涵盖全部行业、全部规模企业的创新创业指数衡量城市创新创业质量,并基于该指标首次检验了数字普惠金融对创新创业质量的影响,丰富了创新创业质量的相关文献。其二,在研究内容上,分析数字普惠金融对创新创业质量的作用机理,基于城市面板数据,系统稳健地检验数字普惠金融对创新创业质量的影响,从区域、城市规模、时间等异质性视角探讨数字普惠金融对城市创新创业质量的影响;采用中介效应模型探讨数字普惠金融对创新创业质量的影响路径,在考虑空间效应的情境下检验数字普惠金融对创新创业质量的影响。本文通过系统、严谨的理论与实证分析,从数字普惠金融发展视角,为我国创新创业高质量发展提供决策参考依据。

## 一、理论分析与研究假说

数字普惠金融与城市创新创业质量间存在重要经济关联,下文将分析数字普惠金融对城市创新创业质量的作用机理。鉴于传统金融体系存在较为严重的发展不均衡、不充分问题,中小微企业融资难、融资贵、长尾人群金融服务可得性低、欠发达地区金融服务供给不足等问题久久难以解决。为有效破解金融排斥难题,我国政府开始大力推进普惠金融发展<sup>②</sup>,而信息技术的蓬勃发展催生了数字普惠金融这一新兴金融服务模式<sup>[2]</sup>(P158-169)。数字普惠金融对金融包容性与稳定性产生了积极影响<sup>[7]</sup>(P329-340),数字普惠金融为创新提供了基础,可以有效增加创业机会<sup>[4]</sup>(P1557-1580)。梳理已有研究,数字普惠金融对创新创业质量的影响可概括为如下几个方面:第一,数字普惠金融的发展可以有效缓解信息的不对称,提升创新创业质量。信息不对称是导致银企关系紧张与中小微企业融资难困境的重要原因<sup>[8]</sup>

① 谢绚丽等文中所指的数字金融就是本文所述的数字普惠金融,部分文献采用数字金融进行表述。本文遵循北京大学数字金融研究中心对该指数的官方称谓,采用数字普惠金融进行表述。

② 有关推进政策,参考《国务院关于印发推进普惠金融发展规划(2016-2020年)的通知》(国发[2015]74号)。

(P115-123),数字普惠金融可以通过大数据建模,精准评估客户违约风险,并对信贷客户进行实时、动态监管,有效管控、识别风险,规避金融市场存在的逆向选择与道德风险,提高风险管控能力,挖掘更多商业空间,为创新创业带来更多新的机遇<sup>[2]</sup>(P158-169)。同时,数字普惠金融也有效降低了借贷双方的信息搜寻、匹配成本,Goldfarb & Tucker 研究指出,大数据可以有效降低经济成本,有助于创新创业质量提升<sup>[9]</sup>(P3-43)。第二,数字普惠金融的蓬勃发展对传统金融体系形成了“创造性破坏”,降低了金融服务门槛。数字普惠金融的兴起有效打破了金融行业的固有利益格局,对传统银行的垄断地位形成了冲击,加剧金融行业的竞争;迫于“社会压力”与“经济压力”,传统商业银行不断改革,进行数字化转型,打破原有业务疆界,创新服务业务,降低金融服务门槛<sup>[10]</sup>(P3-18),提升金融服务的可得性,为高质量创新创业项目的开展提供更多金融服务支持。金融服务与数字技术的跨界融合降低了客户的准入门槛,很多传统金融难以覆盖的地区可以通过手机、电脑等移动终端获取金融服务,从而一定程度上满足中小微企业与低收入群体的金融服务需求<sup>[11]</sup>(P79-90),有助于创新创业项目的开展。第三,数字普惠金融的发展为创新创业提供了良好的金融环境。数字普惠金融孕育了分布式商业格局,具有较强的包容性与渗透性,有利于创新主体在分布式创新网络中进行交流与合作,构筑协同创新机制<sup>[12]</sup>(P138-146),助推创新创业质量提升。此外,支付、投资、信贷等传统金融与数字技术的结合,有效提高了客户使用金融服务的便捷度,为创新创业质量提升提供良好的金融服务外部环境。综上,本文提出如下研究假说。

假说H1:数字普惠金融可以有效促进创新创业质量提升。

我国金融发展水平存在显著的区域差异,各城市所处地理区位不同,城市创新创业要素集聚能力、金融资源分布、政府支持力度也存在较大差异,各地区开展创新创业活动的外部环境迥异,这可能会影响数字普惠金融对创新创业质量的正向激励作用。具体而言,东部区域相对中西部区域、沿海区域相对内陆区域,经济基础较为雄厚,基础设施较为完备,人力资本存量与质量也相对较高,传统金融的覆盖、渗透率更高,个体和中小微企业进行创新创业的金融服务可得性更高。据中国人民银行发布的《中国区域金融运行报告2020》及过往各期报告皆表明,金融资源主要集中在东部、沿海地区。对于东部与沿海城市,数字普惠金融的发展对于当地高质量创新创业活动的开展可能仅起到锦上添花的作用。因此,在东部、沿海城市,数字普惠金融的发展对创新创业质量的影响效应可能较低,甚至并不显著。中西部、内陆城市由于经济发展较为落后,传统金融覆盖率不高,数字普惠金融的发展为该区域的创新创业活动提供了必要、合意的金融服务支撑,数字普惠金融对该区域高质量创新创业活动的开展可能起到雪中送炭的作用,有助于城市创新创业质量水平的提升。大城市由于具有信息优势、风险分散及投资机会优势,金融资本更加偏好大城市。另外,大城市金融活动繁多、金融从业人员众多,更容易形成金融集聚<sup>[13]</sup>(P165-179)。大城市金融基础设施相对中小城市更为完善,金融服务可得性也更强。数字普惠金融作为传统金融的补充,在大城市对创新创业质量的影响可能较低,甚至不显著;而在中小城市由于市场规模较小,金融资源相对匮乏,数字普惠金融的兴起有效提振了城市金融服务水平,为创新创业质量提升提供良好的金融支撑。2016中国杭州G20峰会上,我国推动并参与制定的《G20数字普惠金融高级原则》获得通过,这是我国数字普惠金融发展的重要里程碑。钱海章等使用《G20数字普惠金融高级原则》的颁布作准实验,实证研究指出,该事件显著促进了地区经济增长<sup>[14]</sup>(P26-46)。数字普惠金融国家战略极大地促进了我国数字普惠金融的发展,能够有效增加金融服务的可得性,改善创新创业环境。因此,本文认为数字普惠金融对创新创业质量的影响可能也存在时间异质性,提出如下研究假说。

假说H2:数字普惠金融对创新创业质量的影响因区域、城市规模与时间异质性而存在差异。

基于已有文献与经济学逻辑,本文认为数字普惠金融可以通过如下两种渠道影响创新创业质量:其一,数字普惠金融的发展可以通过扩大信贷供给、纾解个体和中小微企业的融资约束,提升创新创业质量。创业收益存在不确定性,而信息的不对称往往对资本所有者更为有利,潜在创业者必然会面临融资约束困境,企业创新活动同样会受到不确定性的融资约束影响<sup>[15]</sup>(P1512-1529)。在信贷市场,传统银行

主要依赖借款人的抵押品材料与财务信息决定是否放贷,决策依据过于单一,这是导致中小微企业陷入融资难困境的重要原因。数字普惠金融的发展可以利用大数据、机器学习等方法大量搜集、分析借款个体的账单、购物记录等信息,扩大信贷供给,纾解中小微企业融资难融资贵,助推创新创业质量提升。其二,数字普惠金融的发展还可以有效提升金融效率,为创新创业质量提升注入新动能。金融效率是衡量金融机构在促进经济活动中资金配置有效程度的重要衡量维度<sup>[16]</sup>(P51-60),而数字普惠金融最大的功能在于突破时空的限制,建立起金融产品提供者与需求者点对点的直接联系,从而加速资金的跨时空流通速度,这将提升金融效率和降低金融企业运营成本<sup>[17]</sup>(P15-27)。数字普惠金融还可以在在一定程度上驱动传统金融体系的重塑,倒逼传统金融部门转型升级,提升金融资源的配置效率与风险管控能力<sup>[18]</sup>(P52-66)。数字普惠金融的发展降低了金融服务门槛,提升了金融效率,有效解决了金融服务“最后一公里”难题,而且对区域全要素生产率也具有明显促进作用<sup>[19]</sup>(P18-25)。综上,本文提出如下研究假说。

假说H3:数字普惠金融可以通过扩大信贷供给、提升金融效率促进创新创业质量提升。

## 二、实证策略

为实证检验数字普惠金融对城市创新创业质量的影响效应,本部分将构建数字普惠金融影响城市创新创业质量的计量模型,并对相关变量的选取及数据来源与处理进行说明。

### (一) 模型设定

基于前文的理论分析与假说,本文构建如下基准模型,检验数字普惠金融对创新创业质量的影响:

$$\ln innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dfi_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中*i*和*t*分别表示城市与年份;*innov*表示被解释变量——创新创业质量;*dfi*表示核心解释变量——数字普惠金融;*control*表示一组相关控制变量; $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 与 $\gamma$ 表示待估系数; $\mu_i$ 用于控制城市个体固定效应, $\nu_t$ 用于控制时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。下文将对式(1)中的各变量进行详细说明。

### (二) 变量说明

基于上述计量模型,本文对被解释变量、核心解释变量与控制变量的指标选取与测度进行详细说明。

1. 创新创业质量。已有研究多采用专利数量与研发经费等指标衡量创新质量,部分企业存在谎报经费、片面追求专利数量的现象。赵晓鸽等指出,我国专利存在“量大质低”“策略性迎合”等特征<sup>[2]</sup>(P158-169)。此外,已有研究并未将技术、资金、人力等多维度创新创业数据纳入研究框架进行综合考量<sup>[1]</sup>(P17-29)。北京大学企业大数据研究中心联合龙信数据研究院和企研数据编制了“朗润—龙信创新创业指数”,该指数主要以工商注册企业数据库、专利与商标数据库等5000余万条数据记录为基础编制而成。该指数以我国大陆地区所有规模、所有行业的“全量企业数据”为基础,包含了中小微企业与初创企业数据,企业覆盖面更为广泛,数据质量也更高。因此,本文采用该指数对创新创业质量进行衡量。

2. 数字普惠金融。本文遵循已有研究<sup>[20]</sup>(P1401-1418),采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数对我国数字普惠金融发展状况进行衡量。数字普惠金融指数包含覆盖广度、使用深度与数字化程度三个一级维度,该指数为数字普惠金融领域的相关实证研究提供了数据素材。

3. 控制变量。参考已有文献,本文采用如下与创新创业质量密切相关的五个因素作为控制变量。(1)市场潜能(Mp),参考杨仁发的做法<sup>[21]</sup>(P41-52),采用Harris函数对市场潜能进行测算,具体计算公式为: $Mp_i = \sum_{j \neq i} Y_j/d_{ij} + Y_i/d_{ii}$ ,*Y*表示城市GDP, $d_{ij}$ 为采用经纬度计算的两个城市球面距离; $d_{ii}$ 表示*i*城市的内部距离, $d_{ii} = (2/3)(S/\pi)^{1/2}$ ,*S*表示城市*i*的区域面积。(2)固定资产投资水平(invest),本文采用全社会固定资产投资总额与地区生产总值的比值衡量。(3)劳动力投入(labor),采用城市从业人员数表示。(4)产业结构(is),采用第三产业增加值占地区生产总值比重表示。(5)经济发展水平(pgdp),采用人均GDP表示。

### (三) 数据来源

考虑到数据缺失、行政区域的调整与变动等因素,本文剔除了三沙、铜仁、巢湖、海东等城市,最终选定276个城市2011-2018年<sup>①</sup>的面板数据作为研究样本,除创新创业指数与数字普惠金融指数外,文中其他变量原始数据均来源于《中国城市统计年鉴(2004-2019年)》《中国统计年鉴(2004-2019年)》EPS数据库、国家统计局官网、历年各省市统计年鉴。

## 三、实证结果与分析

基于前文构建的计量模型,本部分首先进行基准回归分析,检验数字普惠金融对创新创业质量的影响,并对可能存在的内生性问题进行有效处理。为保证结果稳健可靠,还进行了一系列稳健性检验。

### (一) 基准回归结果

为防止多重共线性问题,本文计算了各变量的方差膨胀因子(VIF),发现 $\ln labor$ 的VIF值最大为1.87,表明各变量间不存在显著的多重共线性。为保证结果较为稳健,本文通过逐步引入控制变量,考察在多变量动态组合效应情况下数字普惠金融与创新创业质量间关系的适应性,具体结果报告于表1。

表1 数字普惠金融对创新创业质量影响的基准回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
$\ln dfi$	0.3483*** (0.1160)	0.3442*** (0.1134)	0.3232*** (0.1143)	0.3276*** (0.1150)	0.3229*** (0.1161)	0.3070*** (0.1155)
$\ln Mp$		1.8113*** (0.3769)	1.6590*** (0.3874)	1.5303*** (0.4023)	1.5551*** (0.4020)	1.2425*** (0.4015)
$invest$			0.1324 (0.1231)	0.1257 (0.1223)	0.1210 (0.1244)	0.1148 (0.1246)
$\ln labor$				0.0843* (0.0489)	0.0853* (0.0493)	0.0816* (0.0493)
$is$					0.0010 (0.0015)	0.0013 (0.0015)
$\ln pgdp$						0.1241* (0.0690)
$\_cons$	2.0077*** (0.5728)	6.4472*** (1.0741)	6.1022*** (1.0968)	5.4047*** (1.2219)	5.4487*** (1.2230)	3.4490** (1.4944)
观测值	2208	2208	2208	2208	2208	2208
时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R-squared	0.8679	0.8715	0.8718	0.8720	0.8721	0.8723

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号内为在城市层面的聚类稳健标准误;下同。

观察模型1-6报告的估计结果可以发现,核心解释变量与控制变量的系数与显著性皆未发生较大变化,这说明估计结果具有较强的稳健性。观察各模型估计结果中核心解释变量系数可知,数字普惠金融系数在5%的显著性水平下皆显著为正,说明数字普惠金融有助于创新创业质量提升;同时,这也初步验证了假说H1是成立的。

<sup>①</sup> 样本起始时间设在2011年是因为前述的北京大学数字普惠金融数据最早可追溯到2011年。

控制变量估计结果显示,市场潜能、劳动力投入与城市经济发展状况能够显著促进创新创业质量提升。市场潜能较大,城市拥有的购买力更为可观,市场需求也更为多元,可以为创新创业提供更多的机会。劳动力是创新创业最为重要的投入要素,创业能否成功在很大程度上取决于合适劳动力的可得性<sup>[22]</sup>(P1-28)。经济发展状况越好的城市,要素市场越完整,市场机制也越完善,能够为创新创业活动提供高级、全面的要素供给与健全的市场机制保障<sup>[23]</sup>(P114-127)。固定资产投资系数虽然为正,但未能通过显著性检验。可能原因是,固定资产投资是刺激地方经济最为快速、直接的方式,在GDP竞争压力下,地方政府更加倾向于投资基础设施建设。产业结构变量系数未能通过显著性检验,可能的原因是当前我国第三产业结构中高端服务业发展缓慢,对创新创业的支撑力度不够,未能有效提升创新创业质量。

## (二) 内生性问题

前文在实证检验数字普惠金融对创新创业质量影响时,对个体与时间效应皆进行了控制,可以有效解决一部分因遗漏变量而导致的内生性问题。为更为有效地对内生性问题进行缓解,本文接下来采用工具变量法对内生性问题进行处理。参考已有文献,本文采用互联网普及率作为数字普惠金融的工具变量。互联网普及率可以有效反映数字普惠金融发展的基础设施建设情况;在控制其他相关变量的情况下,互联网普及率对创新创业并无直接的影响效应<sup>[21]</sup>(P158-169)<sup>[41]</sup>(P1557-1580)。因此,互联网普及率满足工具变量相关性与外生性要求。此外,有限信息最大似然法(LIML)相对两阶段最小二乘法(2SLS)对工具变量的敏感度更低,即便存在弱工具变量,LIML估计值所受的影响也较小。在进行工具变量估计方法选择时,为有效克服可能潜在的弱工具变量问题,本文采用LIML对工具变量进行估计。为了便于比较,保证工具变量估计结果的稳健性,本文也给出2SLS的估计结果。具体结果报告于表2。

表2 工具变量估计结果

变量	LIML	2SLS
	模型1	模型2
<i>ln<sub>dfi</sub></i>	0.6586*** (0.2521)	0.6616** (0.2553)
<i>ln<sub>Mp</sub></i>	1.3244*** (0.4133)	1.3251*** (0.4154)
<i>invest</i>	0.0850 (0.1210)	0.0848 (0.1216)
<i>ln<sub>labor</sub></i>	0.0858* (0.0484)	0.0858* (0.0486)
<i>is</i>	0.0007 (0.0015)	0.0007 (0.0015)
<i>ln<sub>pgdp</sub></i>	0.0967 (0.0682)	0.0965 (0.0686)
<i>_cons</i>	3.7580** (1.6308)	
观测值	2208	2208
时间效应	固定	固定
个体效应	固定	固定
Kleibergen-Paap rk LM(p-value)	47.098(0.0000)	47.098(0.0000)
Cragg-Donald Wald F	129.150	147.658
R-squared	0.8712	0.0330

注: Kleibergen-Paap rk LM原假设为工具变量识别不足; Cragg-Donald Wald F原假设为内生变量弱识别; LIML和2SLS的Stock-Yogo检验10%临界值分别为19.36和16.38。

观察模型1、模型2报告的工具变量估计结果可知,在缓解可能存在的内生性问题后,数字普惠金融对创新创业质量仍存在显著的提升作用。上述研究结果再次验证假说H1是成立的。

### (三) 稳健性检验

为保证上文研究结果稳健、可靠,本文进一步从如下4个方面进行稳健性检验:第一,替换被解释变量,以人均创新创业指数与城市单位面积创新创业指数作为被解释变量进行实证检验,具体估计结果报告于表3的模型1、模型2。第二,在研究方法上,构建面板因子误差结构模型重新检验数字普惠金融对创新创业质量的影响,并采用Bai提出的面板交互固定效应(interactive fixed effect, IFE)<sup>[24]</sup>(P1229-1279)方法进行估计,估计结果报告于表3的模型3。第三,鉴于省会城市与计划单列市在政治、经济地位上与一般地级市存在明显差异,本文剔除省会城市与计划单列市进行估计,估计结果报告于模型4。第四,为消除极端值的影响,本文对所有连续型变量进行0.5%的双侧截尾处理,再次检验数字普惠金融对创新创业质量的影响,具体估计结果报告于模型5。上述稳健性方案的估计结果显示,数字普惠金融系数皆显著为正,说明数字普惠金融能够稳健地促进创新创业质量提升,估计结果与前文研究结论基本一致。这再次验证假说H1是成立的。

表3 稳健性检验估计结果

变量	替换被解释变量		IFE	剔除省会与计划单列市	截尾处理
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>ln<sub>d</sub>fi</i>	0.2917** (0.1240)	0.2783** (0.1283)	0.1796*** (0.0486)	0.3637*** (0.1274)	0.2449* (0.1360)
<i>lnMp</i>	1.5992** (0.6452)	0.9455** (0.3991)	0.6608*** (0.2266)	1.3093*** (0.4676)	1.2502*** (0.4426)
<i>invest</i>	-0.0130 (0.0466)	0.0486 (0.0626)	0.0456** (0.0223)	0.0816 (0.0619)	0.0085 (0.0621)
<i>lnlabor</i>	0.1300*** (0.0495)	0.1158*** (0.0422)	0.0544*** (0.0177)	0.0861 (0.0525)	0.0998** (0.0490)
<i>is</i>	0.0033** (0.0016)	0.0006 (0.0015)	0.0005 (0.0006)	0.0017 (0.0018)	0.0019 (0.0016)
<i>lnpgdp</i>	-0.0105 (0.0866)	0.1401** (0.0686)	0.0508* (0.0279)	0.1241 (0.0822)	0.1022 (0.0788)
<i>_cons</i>	5.5956** (2.3236)	2.6146* (1.4652)	3.6923*** (0.7708)	3.3550* (1.7474)	3.9914** (1.7202)
观测值	2208	2208	2208	1960	2089
时间效应	固定	固定	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定	固定	固定
R-squared	0.2811	0.9261	0.9848	0.8555	0.8669

## 四、扩展性分析

在前文实证检验的基础上,本文进一步探讨数字普惠金融的覆盖广度、使用深度与数字化程度对创新创业质量的影响,并从区域、城市规模、时间等异质性视角探讨数字普惠金融对创新创业质量的影响效应。本文还采用中介效应模型检验数字普惠金融对创新创业质量的影响机制,并在考虑空间效应情景下再次实证检验两者间的关系。

(一) 数字普惠金融各维度对创新创业质量的影响

数字普惠金融指数由覆盖广度(*dfi\_1*)、使用深度(*dfi\_2*)与数字化程度(*dfi\_3*)三个维度的子指标综合而成。数字普惠金融覆盖广度的内涵是要提供足够的数字普惠金融服务;数字普惠金融使用深度的内涵可概括为数字普惠金融服务的有需求,而数字普惠金融数字化程度的经济内涵可概括为数字普惠金融服务的低成本性与便利性<sup>[14]</sup>(P26-46)。本文进一步分析数字普惠金融不同维度的发展对创新创业质量的影响,具体估计结果报告于表4。模型1、模型2估计结果显示,数字普惠金融覆盖广度能够显著促进创新创业质量提升,即增加数字普惠金融的服务供给对创新创业质量具有积极影响。模型3、模型4估计结果显示,数字普惠金融的使用深度对创新创业质量影响并不显著;模型5、模型6估计结果表明,数字普惠金融的数字化程度对创新创业质量影响也不显著。数字普惠金融的使用深度与数字化程度估计系数虽未在10%的显著性水平下稳健地通过显著性检验,但皆为正值。数字普惠金融的覆盖广度有效刻画了地区电子账户覆盖率,可以很好地体现数字普惠金融的发展环境,上述估计结果表明改善数字普惠金融发展环境能更大程度地促进创新创业质量提升。而数字普惠金融的使用深度与数字化程度未能显著促进创新创业质量提升的原因可能是,当前我国数字普惠金融发展水平较低<sup>①</sup>。

表4 数字普惠金融各维度对创新创业质量影响的估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>ln</i> <i>dfi_1</i>	0.1491** (0.0625)	0.1062* (0.0614)				
<i>ln</i> <i>dfi_2</i>			0.0723 (0.0905)	0.1160 (0.0864)		
<i>ln</i> <i>dfi_3</i>					0.0422 (0.0354)	0.0457 (0.0358)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测值	2208	2208	2208	2208	2208	2208
时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R-squared	0.8676	0.8719	0.8669	0.8718	0.8669	0.8716

注:#表示在21%的显著性水平下显著。

(二) 异质性分析

前文分析指出,数字普惠金融发展对创新创业质量的影响可能因区域、城市规模与时间异质性而存在显著差异。接下来,本文首先考察区域异质性的影响效应。考虑到中国东部与中西部、沿海与内陆间长期存在较大的经济、社会差距,从我国金融资源分布现状来看,东部地区远高于中西部地区,沿海地区远高于内陆地区。东部地区的金融机构、上市公司数量、存贷款数量等均远高于中西部地区<sup>[25]</sup>(P87-94)。本文分别考察东部与中西部<sup>②</sup>、沿海与内陆地区数字普惠金融对创新创业质量的影响;东部与沿海地区、中西部与内陆地区包含较多相同省份,可以互为稳健性参考。表5的模型1、模型2报告了东部地区,数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果;模型3、模型4报告了中西部地区数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果。结果表明:在东部地区,数字普惠金融对创新创业质量的影响并不显著;在中西部地区,数字普惠金融可以显著促进创新创业质量提升。模型5、模型6报告的是沿海地区数字

① 数字普惠金融的有效需求离不开金融知识普及与教育,当前我国金融知识普及率仍然不高,农村地区尤其是西部农村地区存在严重的金融普及率低、金融制度与体系建设滞后等金融排斥现象,严重制约了我国数字普惠金融的发展。

② 基于地缘与经济因素,本文在国家统计局四大经济区域划分基础上,将东北地区的辽宁省划入东部地区,东部地区主要包括河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等省份;其他省(自治区)划入中西部地区。

普惠金融对创新创业质量影响的估计结果；模型7、模型8报告了内陆地区数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果。

表5 异质性视角下数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果

变量	东部		中西部		沿海		内陆	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
ln $dfi$	-0.1700 (0.2103)	-0.1001 (0.1686)	0.4439*** (0.1464)	0.3959*** (0.1477)	-0.0409 (0.2759)	0.0123 (0.2679)	0.4075*** (0.1413)	0.3454** (0.1424)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测值	776	776	1432	1432	744	744	1464	1464
时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R-squared	0.8157	0.8350	0.8554	0.8584	0.8491	0.8586	0.8701	0.8729
变量	中小城市		大型及以上城市		2011-2016年		2017-2018年	
	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15	模型16
ln $dfi$	0.4486*** (0.1544)	0.3791** (0.1566)	0.3266 (0.2075)	0.1913 (0.1743)	0.3551*** (0.1192)	0.3157*** (0.1148)	3.3814*** (1.2205)	2.5327** (1.2778)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测值	1208	1208	1000	1000	1656	1656	552	552
时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R-squared	0.8162	0.8238	0.8925	0.8962	0.8672	0.8704	0.9575	0.9581

结果显示：数字普惠金融对创新创业质量的影响在沿海地区并不显著，在内陆地区数字普惠金融可以显著促进创新创业质量提升。出现上述现象的原因可能是：东部（沿海）地区经济基础较为雄厚，传统金融覆盖率较高，金融服务的可获得性较强，个体或中小微企业创新创业所面临的金融排斥也相对较小，数字普惠金融对区域高质量创新创业项目的开展影响并不显著；而中西部（内陆）地区经济基础薄弱，传统金融覆盖率不高、金融排斥问题严重，数字普惠金融的蓬勃发展为区域高质量创新创业活动的开展提供了必要、合意的金融服务支持，有效提升金融资源配置效率<sup>[26]</sup>（P17-28），数字普惠金融在中西部（内陆）地区的创新创业活动中起到了“雪中送炭”作用，有助于地区创新创业质量水平提升。

大城市具有较为重要的地位，金融机构在选址时通常会将行政区划作为重要参考因素，以便获得更多行政支持<sup>[23]</sup>（P114-127）。2014年颁布的《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》以城区常住人口作为统计口径，将城市划分为五类，其中，人口规模低于100万的属于小城市或中等规模城市，人口规模高于100万的则属于大城市、特大或超大城市。据此，本文将样本中市辖区常住人口均值低于100万的划分为中小城市组，人口均值高于100万的划分为大型及以上城市组。表5的模型9、模型10报告了中小城市数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果，模型11、模型12报告了大型及以上城市，数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果。结果显示，在中小城市，数字普惠金融可以显著促进创新创业质量提升；在大型及以上城市，数字普惠金融对创新创业质量的影响并不显著。出现上述现象的原因可能是，大型及以上城市中金融服务体系较为成熟，金融服务可得性较强，数字普惠金融的发展对高质量创新创业活动的影响较小，未能显著促进创新创业质量提升中小城市由于市场规模较小，传统金融机构覆盖率较低，数字普惠金融的发展有助于提振当地金融服务水平，进而显著促进创新创业质量提升。

此外，本文还以2016年《G20数字普惠金融高级原则》的出台时间点为界，分2011-2016年和2017-2018年两个时期比较数字普惠金融对创新创业质量的影响效应。模型13、模型14报告了2011-2016年数字普惠金融对创新创业质量影响的估计结果，模型15、模型16报告了2017-2018年数字普惠金融对创

创新创业质量影响估计结果。由估计结果可知,数字普惠金融在两个时期对创新创业质量的影响效应存在一定差异:一方面,数字普惠金融在两个阶段皆可以有效促进创新创业质量提升;另一方面,与前一个阶段相比,后一个阶段数字普惠金融对创新创业的质量的影响明显增大。上述估计结果说明,大力推进数字普惠金融发展可以有效提升我国城市创新创业质量,而以《G20 数字普惠金融高级原则》为标志性的数字普惠金融国家战略强化了我国数字普惠金融的发展,使得其对创新创业质量的影响更为明显。上述研究表明,假说 H2 是成立的。

(三) 数字普惠金融对创新创业质量的影响机制

由前文理论分析可知,数字普惠金融可能通过扩大信贷供给与提高金融效率两种途径影响创新创业质量。本文拟通过构建中介效应检验模型对上述可能存在的传导途径进行识别与检验。其中,对于信贷供给,参考周凡的做法<sup>[27]</sup>(P4-18),采用人均贷款余额进行衡量;对于金融效率,参考张旭等的做法<sup>[16]</sup>(P51-60),采用金融机构贷款/存款(*feffi*)进行衡量。鉴于本文采用的是面板数据,构建如下中介效应检验模型进行分析:

$$\ln innov_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln dfi_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln dfi_{it} + \gamma' control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln innov_{it} = \phi_0 + \phi_1 \ln dfi_{it} + \phi_2 M_{it} + \gamma'' control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,*M*为可能的中介变量。依据中介效应检验原理,若 $\delta_1$ 、 $\beta_1$ 与 $\phi_2$ 均通过显著性检验,且 $\phi_1$ 系数绝对值相对 $\delta_1$ 变小或显著性水平降低,则表明存在中介效应。 $\delta_1$ 表示总效应大小, $\beta_1$ 表示数字普惠金融对信贷供给与金融效率的影响; $\beta_1\phi_2$ 表示中介效应大小。表6报告了中介效应估计结果。

表6 数字普惠金融对创新创业质量影响的机制检验

变量	式(2)	式(3)	式(4)	式(2)	式(3)	式(4)
	lninnov 模型1	lncredit 模型2	lninnov 模型3	lninnov 模型4	lnfeffi 模型5	lninnov 模型6
ln dfi	0.3070*** (0.1155)	0.3870*** (0.0609)	0.2670** (0.1151)	0.3070*** (0.1155)	0.1143** (0.0485)	0.2951** (0.1139)
ln credit			0.1033** (0.0400)			
ln feffi						0.1041** (0.0451)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2208	2208	2208	2208	2208	2208
时间效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R-squared	0.8723	0.9802	0.8726	0.8723	0.8245	0.8725

由表6可知,当考察信贷供给是否为数字普惠金融影响创新创业质量的传导途径时,模型3报告的式(4)估计结果中数字普惠金融系数较模型1报告的式(2)估计结果更小;同时模型2报告的式(3)估计结果中信贷供给系数显著为正。上述估计结果表明,信贷供给是数字普惠金融影响创新创业质量的有效中介变量,即数字普惠金融通过扩大信贷供给、降低融资约束提升创新创业质量,中介效应( $\beta_1\phi_2$ )占总效应( $\delta_1$ )的比重为13.02%。观察模型6的式(4)估计结果中数字普惠金融的系数小于模型4报告的式(2)估计系数,同时模型5报告的式(3)估计结果中金融效率系数显著为正,说明金融效率也是数字普惠金融影响创新创业质量的中介变量,即数字普惠金融通过促进金融效率提高,助推创新创业质量提升,中介效应( $\beta_1\phi_2$ )占总效应( $\delta_1$ )的比重为3.876%。综上所述,中介效应检验表明,数字普惠金融发展会通

过扩大信贷供给、缓解融资约束,提升金融效率对创新创业质量产生积极影响。在我国数字普惠金融快速发展的进程中,扩大信贷供给与提升金融效率是促进创新创业质量的重要因素。上述研究结果表明假说H3是成立的。

#### (四) 数字普惠金融对创新创业质量影响的空间效应分析

表7 空间计量回归结果

变量	SLM	SEM	SAC
	模型1	模型2	模型3
$\ln dfi$	0.3032*** (0.0810)	0.3083*** (0.0822)	0.2739*** (0.0759)
$\ln Mp$	1.1141*** (0.3034)	1.2433*** (0.3122)	0.7095** (0.2816)
$invest$	0.1086* (0.0631)	0.1073* (0.0642)	0.1083* (0.0585)
$\ln labor$	0.0816** (0.0376)	0.0819** (0.0376)	0.0771** (0.0368)
$is$	0.0011 (0.0014)	0.0011 (0.0014)	0.0014 (0.0013)
$\ln pgdp$	0.1240** (0.0631)	0.1259** (0.0640)	0.1139* (0.0588)
$\rho$	0.0908* (0.0473)		0.3861*** (0.1033)
$\lambda$		0.0836* (0.0480)	-0.3342*** (0.1227)
观测值	2208	2208	2208
时间效应	固定	固定	固定
个体效应	固定	固定	固定
R-squared	0.2641	0.2725	0.2188

在“双创”时代背景下,各地区都在积极部署推进创新创业项目的开展,希冀带动本地就业、增强科技引领作用,在新一轮竞争中占据先机,这在一定程度加剧了城市间创新创业竞争。这种竞争可能会催生相互攀比的外溢效应,即本地区创新创业质量的提升会刺激邻近地区更加努力推进创新创业发展,以期在创新创业工作中取得更为优异的成绩。有鉴于此,本文尝试采用经典的空间计量模型——空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)与广义空间自回归模型(SAC),再次检验数字普惠金融对创新创业质量的影响。空间滞后模型设定如下:

$$\ln innov_{it} = \rho \sum_{j=1} W_{ij} \ln innov_{jt} + \alpha_1 \ln dfi_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

上式中, $\rho$ 表示空间滞后项系数;控制变量的设定同前文一致, $W_{ij}$ 表示空间权重矩阵,本文此处采用空间距离权重矩阵构建计量模型,矩阵元素设定如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (6)$$

空间误差模型(SEM)设定如下:

$$\ln innov_{it} = \alpha_1 \ln dfi_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1} W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}$$

$\lambda$ 表示空间自相关系数,意味着自相关主要体现在误差项中。考虑到当城市创新创业质量间存在因

果关系且受到共同随机冲击影响时使用SLM与SEM可能会导致估计结果产生偏误,而广义空间自回归模型(SAC)同时考虑了空间滞后自相关与空间误差自相关,具有更强的解释力,该模型设定如下:

$$\ln innov_{it} = \rho \sum_{j=1} W_{ij} \ln innov_{jt} + \alpha_1 \ln dfi_{it} + \gamma control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1} W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}$$

表7的模型1-3分别报告了SLM、SEM与SAC的估计结果。在模型1-3中,数字普惠金融系数均在1%的显著性水平下显著为正,这说明在考虑空间因素的情况下,数字普惠金融仍然能够显著促进创新创业质量提升。观察模型1和模型3报告的空间滞后项 $\rho$ 的估计值,至少在10%的显著性水平下显著为正,说明本地区创新创业质量提升具有示范效应,会带动邻近地区创新创业质量提升。在经济发展与政治晋升双重压力下,相邻城市间的竞争互动会使得地方政府在创新创业政策上存在模仿行为,本地区创新创业质量提升也会引起邻近地区对创新创业质量的重视,推动邻近地区创新创业质量提升,即创新创业质量具有正向空间外溢效应。这无疑对我国“双创”的推广发展是有益的,通过强化城际间创新创业的示范效应,稳步提升我国创新创业质量,增强经济发展内生动力,助推我国经济高质量发展。

## 五、研究结论及其启示

近年来,我国数字普惠金融得到了蓬勃发展,而创新创业质量是我国经济高质量发展的重要驱动因素。本文就数字普惠金融的发展对城市创新创业质量的影响进行了深入的理论探讨与实证检验。结合我国城市创新创业指数、数字普惠金融指数与地级市统计年鉴数据,研究发现:第一,在样本考察期内,数字普惠金融可以显著促进创新创业质量提升,在经过内生性问题处理与一系列稳健性检验后该研究结论仍然成立。第二,分维度研究发现,数字普惠金融覆盖广度能够显著促进创新创业质量提升,而数字普惠金融的使用深度与数字化程度未能显著促进创新创业质量提升。第三,从分地区讨论估计结果来看,数字普惠金融对创新创业质量的提升作用在中西部、内陆地区皆得到有效验证;而在东部、沿海地区,数字普惠金融对创新创业质量的提升作用未能得到有效验证。第四,从分城市规模讨论的估计结果来看,在中小城市,数字普惠金融对创新创业质量的提升作用得到有效验证;而在大型及以上城市,数字普惠金融对创新创业质量的提升作用未能得到有效验证。第五,从分期讨论的估计结果来看,《G20数字普惠金融高级原则》出台后,数字普惠金融对创新创业质量的提升作用明显增强。第六,机制研究表明,数字普惠金融可以通过扩大信贷供给、提升金融效率而影响城市创新创业质量。第七,空间计量模型研究表明,在考虑空间因素情况下,数字普惠金融仍然可以显著促进城市创新创业质量提升,且创新创业质量提升存在显著的示范效应。

本文的研究具有以下启示:第一,继续大力推进数字普惠金融发展、提升数字普惠金融技术水平、健全数字普惠金融服务体系。数字普惠金融发展有助于我国创新创业质量提升,应该大力推进数字普惠金融的发展。通过完善数字基础设施建设、鼓励多元化金融服务业态模式创新,借助大数据、云计算与人工智能等扩大数字普惠金融的覆盖范围,提升数字普惠金融使用深度,推动数字普惠金融的全面发展。此外,考虑到当前我国数字普惠金融技术仍然较低的现实状况,应加大对数字普惠金融技术的创新投入、鼓励数字普惠金融技术的创新应用,进而有效发挥其对创新创业质量的提升作用。第二,要依据城市特征科学、合理地调整金融结构与制度安排,对不同区域、不同规模的城市应因地制宜、因城施策。对于东部、沿海地区、大型及以上城市而言,应进一步优化金融资源配置,建立多层次金融服务体系,同时积极创新数字普惠金融服务模式,为提升创新创业质量提供必要的金融支撑;对于中西部、内陆、中小城市而言,应该努力完善地方金融服务体系,在金融安全框架内适当降低中小金融机构发展数字普惠金融门槛,降低非必要行政审批约束等,通过数字普惠金融助推创新创业质量提升。第三,城市间创新创业质量提升存在示范效应,应加强区域间创新创业活动交流与合作,搭建区域创新创业联动网络,鼓励

高质量创新创业项目的开展,提升区域整体创新创业质量。第四,政府应积极引导社会各方资金参与、支持高质量创新创业项目的开展,形成政府政策、资金支持,社会直接与间接多元化融资方式参与,有效纾解创新创业融资约束,更好促进创新创业质量提升。加快金融体制改革,着力提高金融效率,更好发挥金融效率的中介作用。征信体系不够完善是掣肘数字普惠金融发展的一个重要原因,应不断健全、完善数字普惠金融征信体系,推动金融体制改革,助力数字普惠金融发展,促进创新创业质量提升,助推我国经济高质量发展。

本文的研究仍存在一些局限,限于数据的可得性,本文在城市层面探讨数字普惠金融对创新创业质量的研究。伴随微观数据库的不断建立及大数据挖掘技术的兴起,在后续研究中可以搜集更多微观企业层面数据进行实证研究。此外,本文在探讨数字普惠金融影响创新创业质量的路径时,从信贷供给与金融效率两条路径进行理论与实证分析,并努力做到理论与实证的自洽。但数字普惠金融对创新创业质量的影响可能是多渠道的,限于篇幅、数据及研究问题的侧重点,本文并未就该问题进行更为深入的探讨,未来可以就该问题展开深入研究。

### 参考文献

- [1] 毛文峰,陆军. 土地要素错配如何影响中国的城市创新创业质量——来自地级市城市层面的经验证据. 产业经济研究, 2020, (3).
- [2] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新. 科研管理, 2021, (4).
- [3] 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. 管理世界, 2020, (5).
- [4] 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. 经济学(季刊), 2018, (4).
- [5] T. Beck, H. Pamuk, R. Ramrattan, et al. Payment Instruments, Finance and Development. *Journal of Development Economics*, 2018, 133.
- [6] 何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为. 中国农村经济, 2019, (1).
- [7] P. K. Ozili. Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability. *Borsa Istanbul Review*, 2019, 18(4).
- [8] 吕劲松. 关于中小企业融资难、融资贵问题的思考. 金融研究, 2015, (11).
- [9] A. Goldfarb, C. Tucker. Digital Economics. *Journal of Economic Literature*, 2019, (1).
- [10] 江红莉,蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗? ——来自中国上市公司的经验证据. 上海财经大学学报, 2021, (3).
- [11] 冯永琦,蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗? ——基于省际数据和产业结构异质性的分析. 当代经济科学, 2021, (1).
- [12] 郑万腾,赵红岩,范宏. 数字金融发展对区域创新的激励效应研究. 科研管理, 2021, (4).
- [13] 王如玉,王志高,梁琦等. 金融集聚与城市层级. 经济研究, 2019, (11).
- [14] 钱海章,陶云清,曹松威等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证. 数量经济技术经济研究, 2020, (6).
- [15] J. R. Brown, G. Martinsson, B. C. Petersen. Do Financing Constraints Matter for R&D? *European Economic Review*, 2012, 56(8).
- [16] 张旭,赵颖智,蒋坦. 金融发展有效地促进了制造业结构升级吗? 宏观质量研究, 2017, (2).
- [17] 王如玉,周诚君. 数字金融与城市生产率. 广东社会科学, 2020, (4).
- [18] 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. 管理世界, 2020, (5).
- [19] 贺茂斌,杨晓维. 数字普惠金融、碳排放与全要素生产率. 金融论坛, 2021, (2).
- [20] 郭峰,王靖一,王芳等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征. 经济学(季刊), 2020, (4).
- [21] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究. 管理世界, 2013, (8).
- [22] P. P. Combes, G. Duranton. Labor Pooling, Labor Poaching, and Spatial Clustering. *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36(1).
- [23] 纪祥裕. 金融地理影响了城市创新能力吗? 产业经济研究, 2020, (1).

- [24] J. Bai. Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, 2009, 77(4).
- [25] 耿小焜. 金融资源分布、区域性金融中心布局与西部金融中心建设研究. *改革与战略*, 2020, 36(2).
- [26] 徐子尧, 张莉沙, 刘益志. 数字普惠金融提升了区域创新能力吗. *财经科学*, 2020, (11).
- [27] 周凡. 竞争性银行业结构与区域经济增长——基于中国地级市数据的实证研究. *投资研究*, 2019, (5).

## Digital Inclusive Finance and the Quality of Urban Innovation and Entrepreneurship

Lu Fengzhi (Anhui University)

Xu Peng (Academy of Macroeconomic Research of China)

Li Zhongwu (Zhejiang University of Technology)

**Abstract** Improving the quality of innovation and entrepreneurship is an important driving force for high-quality economic development. As an important part of the digital economy, whether digital inclusive finance (DIF) can effectively improve the quality of innovation and entrepreneurship is worthy of in-depth discussion. This article uses the panel data of Chinese cities to deeply explore the impact of DIF on the quality of innovation and entrepreneurship and its working mechanism. The results show that: (1) DIF can significantly promote the quality of innovation and entrepreneurship, and this conclusion is still valid after considering the endogenous problems as well as having a series of robustness tests. (2) The sub dimension test results show that among the three, coverage can significantly improve the quality of innovation and entrepreneurship. The use depth and digitization degree have no significant effect on the quality of innovation and entrepreneurship. (3) The heterogeneity test results show that the impact of DIF on the quality of innovation and entrepreneurship varies by region and city size. The effect of digital inclusive finance on the quality of innovation and entrepreneurship has been significantly strengthened after the launch of the G20 Advanced Principles of DIF. (4) The research results of intermediary effect show that credit expansion and financial efficiency improvement are the main transmission ways of DIF affecting the quality of innovation and entrepreneurship. (5) The results of spatial econometric research show that there is a significant "demonstration effect" on the quality of innovation and entrepreneurship in adjacent cities. After considering spatial factors, the development of DIF can still significantly promote the improvement of the quality of innovation and entrepreneurship. The conclusion of this paper is of great significance for the relying on the development of DIF to improve the quality of innovation and entrepreneurship so as to realize high-quality economic development.

**Key words** digital inclusive finance; the quality of innovation and entrepreneurship; heterogeneity analysis; mechanism analysis; demonstration effect

---

■ 收稿日期 2021-10-19

■ 作者简介 陆凤芝, 经济学博士, 安徽大学大数据与统计学院讲师; 安徽 合肥 230601;  
徐 鹏, 经济学博士, 中国宏观经济研究院副研究员; 北京 100038;  
李仲武, 经济学博士, 浙江工业大学经济学院讲师; 浙江 杭州 310023。

■ 责任编辑 桂 莉