



数字金融提升了城市的创新活力？

——来自 253 个城市专利数据的实证研究

郭嘉玮 蔡庆丰

摘要 金融是国民经济的血脉，经济高质量发展首要在金融高质量发展，做好包括数字金融在内的“五篇大文章”是建设金融强国的重要举措。金融活，经济活，城市创新活力离不开金融高质量发展。那么，数字金融发展是否提升了城市的创新活力值得研究。本文选取我国 253 个城市数据为样本，研究数字金融对城市创新活力的影响。研究发现，地区数字金融会通过促进地区金融资源配置、优化产业结构和提升开放型经济发展三个渠道提升城市创新活力。进一步研究发现，地区数字金融发展能提升城市创新的数量和质量，且“质量效应”要强于“数量效应”；地区数字金融发展能有效降低城乡收入差距，即能抑制贫富分化，促进共同富裕。

关键词 数字金融 城市发展 创新活力 共同富裕

一、引言

2023 年 10 月中央金融工作会议指出推动我国金融高质量发展，为以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业提供有力支撑；会议提出做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章，进一步提升金融支持实体经济发展的能力，以高质量的金融服务支撑高质量发展。近年来，我国经济发展面临内生动能不足、外需减弱和国际局势恶化等问题，迫切需要经济发展转型升级、提质增效。因此，国家层面上把创新作为引领高质量发展的第一动力。然而，创新所具有的高风险、长周期及高投入的特点，

往往导致其面临资金困境。传统金融发展模式下，商业银行等金融机构的信贷资源更多配给到国有企业、刚兑资产和政府基建项目，而创新意愿较为强烈的民营企业 and 中小微企业的信贷需求长期得不到有效满足，严重制约地区创新发展。随着数字金融发展，这种融资困局开始被“打破”。不同于传统金融，数字金融发展能够有效利用数字赋能金融机构，在较大程度上优化银行等金融机构的经营及业务管理。但是数字金融发展是否能够有效提升地区创新活力，仍是当前需要研究的重点问题。

现有文献多集中在探讨数字金融发展和经济发展之间的关系，且更多从相对宏观的视角进行研究。杜传忠等（2020）研

郭嘉玮，电子科技大学长三角研究院（湖州）；蔡庆丰，厦门大学经济学院金融系教授、博士生导师。



究了数字金融发展对地区创新创业的影响，一定程度上解释了创新创业活动和数字金融发展之间的关系。还有学者从数字金融发展的包容性特征角度研究了其对区域新设立企业的影响，试图用数字金融的“长尾效应”去解释这一影响。谢绚丽等（2018）研究发现，地区数字金融发展能有效促进区域创新创业高涨，且这种效应主要在于数字金融发展能有效提升区域主体的金融可及性，从而提升其创新创业的热情和积极性。从现有文献看，创新驱动发展不仅是经济可持续发展的要求，也是国家发展战略的重要支持。此外，如何发挥好数字金融的作用，积极引导金融回归到服务实体经济的本源，实现数字科技赋能金融，金融赋能地区创新发展的良性循环是当前面临的又一重要问题。

本文选用 2011—2019 年我国 253 地级市和直辖市的相关数据，采用面板固定效应模型进行研究分析，发现地区数字金融发展能显著提升地区创新活力，且两者之间具有显著正向关系。从影响机制角度分析，地区数字金融会通过地区金融资源配置、产业结构升级和开放型经济发展三个渠道促进城市创新。进一步研究表明，地区数字金融发展能提升城市创新的数量和质量，且“质量效应”更强；地区数字金融发展能有效缩小城乡之间的收入差距，推动城乡协调发展。从异质性角度分析，发现地区金融发展对城市创新的促进作用在东部、市场化程度较高及数字基础设施较好地区更为明显。

本文可能存在的边际贡献有如下几点：

①本研究从城市专利视角研究数字金融对

于城市创新的影响，能够拓展现有关于数字金融的相关研究；②现有研究金融科技的影响更多从融资约束的视角研究，本文则是从金融资源配置、产业结构和开放型经济发展这三个渠道厘清了数字金融发展对城市创新发展的影响机制；③本文将创新发展的“质量效应”和“数量效应”纳入到分析框架中，并进一步探究数字金融发展究竟是加剧还是缩小了“数字鸿沟”。这部分的研究拓展了现有数字经济与区域协调发展的研究内容。

二、文献综述与研究假设

（一）数字金融与城市创新

城市创新发展需要良好的外部环境，而金融环境无疑是其中最重要的影响因素之一。区域数字金融发展主要表现为数字金融发展和区域经济发展模式相结合，极大改变地区企业的发展模式，优化企业发展环境（Chowdhury et al., 2012；杜传忠，2020），促进区域创新创业（邹辉文，2021；唐松等，2020）。从间接影响来看，数字金融发展能够影响要素资源配置和地区产业结构发展。首先，数字金融能够降低金融服务门槛，增强地区信贷资金可及性、提升创新活力（任晓怡，2020；万佳彧等，2020）。其次，数字经济发展下的大数据、云计算和人工智能普及加快了新兴制造和智能制造等领域发展，有助于推动产业结构升级（王鹏等，2011），进而激发创新活力。从直接影响来看，则更多体现为数字金融发展与地区创业创新。谢绚丽等（2018）和张勋等（2018）也是侧重在研究数字金融和数字普惠金融发展对



于地区创业的影响。谢绚丽等（2018）研究指出，数字金融推广和发展能显著促进地区创业创新，主要原因在于数字金融发展能通过降低交易成本和提升企业发展促进地区创业创新勃兴。与之不同，田鸽和张勋（2022）研究了数字经济发展对社会专业化分工的影响，并进一步深化了对区域经济高质量发展影响的研究。本文认为数字金融发展有助于提升区域创新活力。基于此，本文提出如下假设：

H1：地区数字金融发展能够提升城市创新活力。

（二）数字金融与资源配置

从金融发展观的视角看，数字金融能降低交易成本（Agarwal et al., 2020；Jack & Suri, 2014）、减少信息不对称（Crawford et al., 2018；黄益平和邱晗，2021）和促进区域资源配置等（汪伟和潘孝挺，2015）。降低交易成本和减少信息不对称最终会促进区域金融资源配置，提升区域信贷资源可及性，从而促进区域经济高质量增长。区域数字金融发展能有效拓展金融服务范围，增加不同类型的金融主体，尤其是能满足边远地区市场主体的金融需求，从而促进地区创业活力（谢绚丽等，2018）。同时，数字金融发展能降低区域企业融资成本、缓解融资约束，进而能够激发区域创新活力。刘政和杨先明（2017）研究发现，数字金融这一新兴金融发展模式能提供更加精准、个性化的金融服务，满足多样化和分散的资金服务需求，因而有利于激发地区各个主体的创新活力。汪伟和潘孝挺（2015）研究发现，数字金融发展能扩大金融服务的可及性、极

大可能突破传统金融服务的覆盖面瓶颈，有效降低社会融资成本，有利于区域创新发展。基于此，本文提出如下假设：

H2：地区数字金融发展通过信贷资源配置渠道激活城市创新活力。

（三）数字金融与产业结构升级

有学者从产业结构升级的角度去研究数字金融对区域创新发展的影响。具体而言，其一，数字金融发展的技术外溢效应（马光荣和杨恩艳，2011）；其二，数字金融信用催化功能实现（聂秀华等，2021）；其三，数字金融发展的技术要素配置和转移（徐洁香和邢孝兵，2019）。现有文献主要从以上三个角度分析了地区数字金融发展将如何影响区域产业结构。①数字金融外溢效应和产业结构。这类文献更多强调数字金融和实体经济发展相结合产生的强大力量，体现为数字金融的外溢效应，并能有效引导社会资源的流向，保证创新项目的发展。相比于传统正规金融发展，非正规金融能够有效弥补正规金融发展模式下的融资不足问题（马光荣和杨恩艳，2011），因而能有效赋能实体经济，推动产业结构优化升级。②数字金融信用催化和产业结构升级。这种资源优化配置更多体现为引导资源向技术密集型和资本密集型行业转移，从而有利于区域产业结构升级调整。付宏等（2013）研究指出，数字金融发展能有效引导社会闲置金融资源流向，保证技术创新活动的可持续性，重塑产业发展导向，推动区域产业结构优化升级。③数字金融发展和技术要素配置和转移。该类观点认为数字金融发展引导的金融资源配置会为技术机会的转移和要素优



化配置提供良好条件, 优化产业结构 (徐洁香和邢孝兵, 2019)。因此, 本文认为地区数字金融发展能有效促进区域产业结构优化升级。基于此, 本文提出如下假设:

H3: 地区数字金融发展通过优化城市产业结构, 从而激发城市创新活力。

(四) 数字金融与开放型经济发展

为数不多的文献从间接角度研究了数字金融发展和企业出口之间的关系 (张铭心等, 2021; 张铭心等, 2022)。这类文献主要聚焦数字金融发展对企业营运管理和融资约束等方面的影响, 进而影响其出口产品质量, 也从侧面显示区域数字金融会促进地区外向型经济发展。关于数字金融和地区开放型经济发展的影响主要集中在以下几个方面: 其一, 数字金融增加了开放型经济发展的可能 (张铭心等, 2022); 其二, 城区数字金融提升了开放型经济发展水平 (张铭心等, 2021; 邵朝对等, 2021)。前者强调区域数字金融发展能通过提升区域内企业国际市场参与便利化、营运效率提升常态化和融资问题缓解正常化促进区域开放型经济发展。后者认为地区数字金融发展能有效提升区域高水平参与国际市场和开放型经济发展的能力。数字金融发展能更大限度提高区域企业参与对外市场贸易竞争能力, 通过赋

能本地企业, 提升其在海外市场的竞争力, 从而促进区域开放型经济发展。基于此, 本文提出如下假设:

H4: 地区数字金融发展通过提升城市开放型经济发展, 从而激发城市创新活力, 促进城市创新发展。

三、实证研究设计

(一) 数据来源^①与变量说明

1. 被解释变量

地区创新活力 (*Inno*)。本文所探讨的创新活力主要代表的是科技创新。专利申请数可以作为创新能力的宏观指标, 主要是因为专利数据具有数据规范、时间序列长、客观性、实用性强等特点; 尤其是发明专利, 更能体现地区创新能力, 下文分析会进行指标替换。依照以往学者的研究, 本文借鉴钟藤等 (2021) 的方法, 使用城市当年专利申请总量的自然对数, 作为各地区创新活力的衡量指标。

2. 核心解释变量

数字金融发展程度 (*Digital*)。本文使用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数来表示各地区数字金融发展程度, 该指数从多个维度测算综合得出我国数字金融发展水平, 反映了数字技术助力金融的总体发展和变化趋势 (郭峰等, 2020)。

① 本文的数据来源于中国数据研究服务平台 (CNRDS)、国泰安 (CSMAR) 数据库、《北京大学数字普惠金融指数 (2011—2020 年)》、《中国统计年鉴》和《城市统计年鉴》等。具体而言, 本文以 2011—2019 年我国 253 地级市和直辖市的相关数据, 实证探究城市数字金融发展对创新发展的影响。选择该数据区间的主要原因在于, 本文的重要指标数字金融的最早可获取年份为 2011 年, 且由于 2019 年末的新冠疫情的影响, 故而本文选取的样本区间为 2011—2019 年。借鉴已有的研究, 本文还对数据进行如下处理: ① 删除主要变量缺失的样本观测值; ② 对所有连续变量均进行 1% 和 99% 的缩尾处理。



表 1 研究变量定义

变量	变量含义	变量具体测度
<i>Inno</i>	地区创新活力	城市当年专利申请总量的自然对数
<i>Digital</i>	数字金融	北京大学数字普惠金融总指数的自然对数测度
<i>GDP_per</i>	人均 GDP	人均国内生产总值的自然对数
<i>Wage</i>	城市平均工资	平均工资（元）的自然对数
<i>Tech_exp</i>	地方科技支出	科学支出 / 地区生产总值
<i>Fiscal_exp</i>	地方政府财政支出	地方财政一般预算内支出 / 地区生产总值
<i>GDP</i>	地区生产总值	地区 GDP 取对数
<i>Openness</i>	对外开放程度	当年实际使用外资金额 / 地区生产总值
<i>Edu</i>	地区教育发展	普通中学在校生人数（万人）的自然对数
<i>Pop_g</i>	人口增长	城市人口增长率
<i>Air_poll</i>	地区空气质量	地区工业二氧化硫排放量（吨）的自然对数
<i>Fis</i>	城区财政分权	地方财政一般预算内收入 / 地区生产总值

3. 控制变量

参考已有文献，同时考虑本文要研究的具体问题，本文加入控制变量组（表 1）。主要包括：人均 GDP（*GDP_per*），用人均国内生产总值的自然对数表示；城市平均工资（*Wage*），用平均工资（元）的自然对数表示；地方科技支出（*Tech_exp*），用科学支出占地区生产总值的比重表示；地方政府财政支出（*Fiscal_exp*），用地方财政一般预算内支出占地区生产总值的比重表示；地区生产总值 GDP，用地区 GDP 取对数表示；对外开放程度（*Openness*），用当年实际使用外资金额占地区生产总值的比重表示；地区教育发展（*Edu*），用普通中学在校生人数（万人）的自然对数表示；

人口增长（*Pop_g*），用城市人口增长率表示；地区空气质量（*Air_poll*），用地区工业二氧化硫排放量（吨）的自然对数表示；城区财政分权（*Fis*），用地方财政一般预算内收入占地区生产总值的比重表示。

（二）模型设定

为研究城市数字金融发展对区域创新活力的影响程度，本文借鉴已有文献，构建如下实证模型：

$$Inno_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{i,t} + \gamma_t Z_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)^{\textcircled{1}}$$

四、实证结果及分析

（一）描述性统计及相关分析

从表 2^② 的变量的描述性统计中发现，城市专利申请的自然对数的均值为 7.88，

① *i*和*t*分别表示地区和年份，*Inno*_{*i,t*}是地区创新发展的指标，*Digital*_{*i,t*}是城市数字金融发展指标，*Z*_{*i,t*}则是代表系列城市层面的控制变量。考虑到结果的稳健性，本文采用面板固定效应模型进行回归。其中，*μ_i*代表的是个体固定效应，是为了控制城市个体不随时间变动的因素；*τ_t*则代表时间固定效应，为了控制时间层面不随个体变动的因素；*ε_{i,t}*则为残差项。

② 表2至表12、以及数字金融如何影响城市创新活力的影响机制检验，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。



标准差为 1.5925，说明各城市之间的创新活力存在较大差异。此外，城市数字金融的均值为 5.03，标准差为 0.498，一定程度上表明整体城市数字金融发展存在差异，但是差异并不大。同时，其他变量的描述性统计上不存在明显异常。本文还发现，所有变量的相关系数的值均在 0.5 以下，表明本文变量之间并不存在严重的多重共线性。

（二）基准回归

表 3 汇报了数字金融影响城市创新活力的回归结果。其中列（1）和（2）为不控制固定效应并逐步加入控制变量的回归结果，发现数字金融（Digital）的回归系数均在 1% 水平显著为正，初步表明数字金融发展能提升城市创新活力。列（3）和（4）为控制个体固定效应和时间固定效应并逐步加入其它控制变量的回归结果，发现两者之间的正向促进关系依旧显著。从其他控制变量来看（列 4）：地方政府科技支出（Tech_expen）的回归系数在 1% 水平显著为正，表明地方政府科技支出提升能够显著促进区域创新发展；地区 GDP 和地区教育发展的回归系数也显著为正，说明地区经济增长和教育发展也能激发区域创新活力。此外，其他的控制变量的回归也没有出现明显的异常。

（三）内生性检验

虽然本文的基准回归初步验证了数字金融和城市创新活力的正向关系，但是该结果可能会被研究可能存在的内生性所干扰。文章实证产生的内生性主要来源于两个方面。①遗漏变量。本文的实证模型不可能囊括所有可能影响创新发展的变量，有可能存在遗漏变量与城市创新活力和数

字金融均相关，导致本文基准回归的结论是由遗漏变量驱动。②反向因果关系。本文研究的两个变量可能存在反向因果关系：一方面数字金融发展能改善区域的融资环境、促进区域产业结构优化升级、提升外向型经济发展，从而能够促进区域创新；另一方面区域的创新发展也会影响数字金融的应用和普及。正是由于以上两个问题存在，所以本文需要用更为稳健的实证去验证本文的结论。因此，本文拟通过工具变量和安慰剂检验来解决上述可能存在的问题。

1. 工具变量结果

从现有的研究来看，工具变量被认为是解决遗漏变量问题和反向因果问题的强有力“武器”之一。合适的工具变量应当具备两个特点：相关性和外生性。本文参照李彦龙和沈艳（2022）的做法，本文拟使用城市距离杭州的球面距离长短作为工具变量。从相关性来看，数字经济和数字金融发展存在距离扩散，因此距离杭州越近，则该地区的数字经济和数字金融发展越好；从外生性来看，各地距离杭州的球面距离远近是地理事实，本身不会影响地区的创新活力。但是，考虑到距离并不是时变变量，可能会被本文控制的个体和时间固定效应所吸收。因此，本文用与杭州的球面距离 $\times$ 全国 GDP 增长率将该工具变量时变化（IV），并进行两阶段工具变量回归。基本的回归结果如表 4 所示，能够发现列（1）中工具变量对于数字金融的回归系数显著为负，表明距离杭州越近则数字金融发展越迅猛，这与本文的预期一致。从列（2）的回归结果中能够发现，数字



金融的回归系数依旧在 1% 水平显著为正，表明了本文基准回归结果的稳健性。

2. 安慰剂检验

就本文的结论而言，城市数字金融和区域创新活力之间的正向显著可能是由某些其他随机不可测因素所致。为此，本文借鉴刘瑞明等（2020）的方法来进行安慰剂检验，并以此来判断城市数字金融和区域创新活力之间的关系是否是由不可测的因素所驱动。因此，本文分别按照回归模型中的核心解释变量城市数字金融随机化对样本进行排序，并重复 1 000 次抽样回归，将 1 000 次回归的主要解释变量 (*Digital*) 的回归系数的显著程度提取出来，并绘制核密度图。其中图 1 是随机化抽样的回归结果 *t* 值分布图。本文可以从图中发现，随机抽样回归结果的 *t* 值基本服从正态分布，且主要样本集中在 *t* 值为 0 的部分。据此我们可以判定，城市数字金融的结果比较稳健，即城市数字金融发展能够显著促提升区域创新活力。

（四）稳健性检验

1. 替换变量

为了排除单纯因为一类指标测度导致回归结果的偶然性，本文参照前人的研究对主要解释变量和被解释变量的测度进行变更。一方面本文采用北京大学数字普惠金融指数的子项目指标使用深度 (*Depth*) 和广度 (*Width*) 来作为数字金融发展的替代指标；另一方面本文用地区专利授权数量并取自然对数 (*Inno1*) 作为地区创新活力的替代指标。同时，本文也用地区新注册企业数量的自然对数作为地区创业活力的测度指标，并按照其中位数生成虚拟变

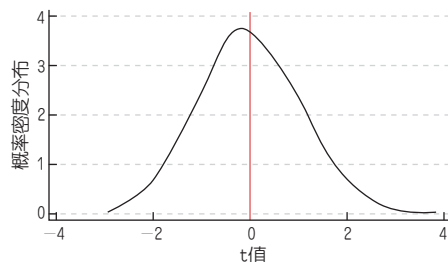


图 1 随机化抽样回归结果

量 (*Inno2*) 进行回归。基本的回归结果如表 5 所示，从列 (1) 和 (2) 的结果来看，使用深度 (*Depth*) 和广度 (*Width*) 的回归系数均在 1% 水平显著为正，表明数字金融发展能提升城市创新活力，且这种影响关系具有较高的稳健性。此外，从列 (3) 和 (4) 的结果来看，本文发现数字金融的回归系数依旧为正且在 1% 水平显著，表明了本文回归结果的稳健性。

2. 其他稳健性检验

本文除了替换主要被解释变量和解释变量，还进行如下的稳健性处理：①对于模型中的所有控制变量和主要解释变量均滞后一期；②剔除总体样本中的直辖市样本；③在回归模型中加入聚类到城市层面的标准误。表 6 列 (1) 汇报了所有控制变量和关键解释变量滞后一期的回归结果，本文发现滞后一期城市数字金融的回归系数依旧为正且在 1% 的水平显著，表明本文回归结果的稳健性。列 (2) 则汇报了剔除北京市、上海市、重庆市和天津市样本的回归结果，我们发现回归系数大小和显著程度并没有明显变化，进一步表明本文的回归结果并不是由于特殊样本所驱动。



列 (3) 则是汇报了聚类到城市层面的回归结果，本文发现城市数字金融的回归系数和显著程度依旧没有明显变化，显示出本文回归结果的稳健性和可靠性。

(五) 异质性检验

1. 地区异质性

考虑到我国各地地区的资源禀赋、基础设施、经济发展和文化等方面的差异性，可能会导致城市数字金融发展对地区创新活力的影响存在明显异质性特征。因此，本文按照国家统计局划分东部和其他地区的方法，将文中所涉及的城市样本划分为东部地区城市和中西部地区城市，并进行分样本回归。表 7 列 (1) 和 (2) 分别是东部地区和中西部地区的回归结果。从上述两列的结果中可以发现，城市数字金融 (*Digital*) 的回归系数分别为 0.6807 和 0.5100，且均在 1% 的水平显著。该结果表明，城市数字金融发展均能够有效促进东部和中西部地区所在城市的创新发展水平，这种促进作用在东部地区更为明显。

2. 市场化程度异质性

除了地区异质性外，各地市场化程度差异性也会影响区域数字金融和创新活力之间的关系。参照前人的研究，本文采用王小鲁等 (2021) 的《中国分省份市场化指数报告 (2021)》数据，依据各地区市场化程度均值将总体样本划分为市场化程度高和市场化程度低两个组别进行回归。表 7 列 (3) 和 (4) 分别是地区市场化程度高和地区市场化程度低的回归结果。从上述两类的结果中可以发现，城市数字金融 (*Digital*) 的回归系数分别为 0.8972 和

0.3284，且分别在 1% 和 5% 的水平显著。该结果表明，城市数字金融发展能够促进市场化程度较高地区和较低地区的创新发展，且这种促进作用在市场化程度较高地区更为明显。

3. 地区数字基础设施异质性

所在区域地理位置和市场化程度能够影响区域数字金融和创新活力之间的关系，同时地区数字基础设施完善程度也能影响上述两者之间的关系。参照以往的研究，本文用城市互联网用户的接入数量作为数字基础设施建设的代理指标，并按照中位数将样本划分为两个子样本组别：数字化基础设施建设好和数字化基础设施建设差。表 7 的列 (5) 和 (6) 分别是地区数字基础设施建设较好和数字基础设施建设较差的回归结果。城市数字金融 (*Digital*) 的回归系数分别为 1.3747 和 0.2860，且分别在 1% 和 5% 的水平显著。该结果表明，城市数字金融发展能激发数字基础设施建设较好地区和较差地区的创新活力，且这种促进作用在数字基础设施建设较高地区更为明显。

五、地区数字金融发展的进一步研究

本文进一步围绕区域创新发展质量和数量争论和区域共同富裕两个内容研究。具体而言：其一，本文进一步研究城市数字金融发展对区域专利申请质量和数量的影响，即进一步厘清数字金融发展促进城市创新发展究竟是产生“质量效应”还是“数量效应”；其二，数字金融发展对区域共同富裕的影响还存在争论，因而本文试图探究数字金融发展对我国区域贫富差距



的影响，有助于为我国实现共同富裕提供经验参考。

1. 数字金融能否产生“质量效应”

为了验证城市数字金融对区域创新的“质量效应”还是“数量效应”，本文参照前人研究，分别使用新型专利和发明专利之和的对数 (*Patent1*) 和外观设计申请数量的对数 (*Patent2*) 作为创新发展质量和数量测度指标。表 11 汇报了数字金融发展对区域创新的“质量效应”和“数量效应”的回归结果，其中列 (1) 和 (2) 分别是城市创新质量和数量的回归。从列 (1) 的结果中发现，地区数字金融发展能有效推动城市创新发展质量 (数字金融的回归系数为正且在 1% 水平显著)，初步验证“质量效应”存在。从列 (2) 的结果中能够发现，地区数字金融发展能有效推动城市创新发展数量，也验证“数量效应”存在。综合对比列 (1) 和 (2) 的回归系数发现，数字金融对城市创新发展的“质量效应”要强于“数量效应”，即地区数字金融发展能鼓励区域企业更多进行突破性和底层创新，有利于推动高质量创新发展。

2. 数字金融能否降低区域贫富差距

为了研究城市数字金融发展究竟是存在“涓滴效应”还是“数字鸿沟效应”，本文参照前人的研究，用城市居民人均工资比农村居民的人均工资 (*Gap*) 作为贫富差距的代理变量。进一步考虑到我国东部和中西部地区发展的不平衡性，本文还将样本划分为东部和中西部分别探讨城市数字金融发展对区域城乡收入差距的影响。表 12 汇报了城市数字金融发展对地区共同富裕的回归结果，从列 (1) 全样本的回归

结果中能够发现，地区数字金融发展能够有效降低城乡收入差距，即能够抑制贫富分化，促进共同富裕 (数字金融的回归系数为负且在 1% 水平显著)。此外，进一步的分样本的回归结果中，我们发现城市数字金融发展均能有效降低东部地区和中西部地区的贫富差距，但是对于中西部地区贫富差距的缩减作用更为显著。可能的原因在于：中西部地区的贫富差距相对较大，且主要可能源于地区经济发展、数字经济和数字基础设施建设相对落后，未能抓住数字经济发展的战略机遇窗口。因此，城市数字金融发展能够更大程度促进城乡居民收入差距缩小，实现共同富裕。

六、结论与政策建议

创新发展不仅是区域经济发展的战略需要，也是国家经济增长动能切换和实体经济发展提质增效的重要体现。在数字金融发展的背景下，移动互联网、大数据和云计算等数字技术和传统商业银行等金融机构深度融合，极大改变金融发展生态，也为创新发展创造新的契机。本文选取了 2011—2019 年我国 253 地级市和直辖市的相关数据，研究数字金融对创新活力的影响。研究发现：城市数字金融发展会显著提升地区的创新活力。影响机制的结果发现：地区数字金融会通过促进地区金融资源配置、优化产业结构和提升开放型经济发展三个渠道促进城市创新。进一步研究发现：地区数字金融发展均能提升城市创新的数量和质量，且“质量效应”要强于“数量效应”；地区数字金融发展能有效降低城乡收入差距，即能抑制贫富分化，促进共同



富裕。异质性结果表明:地区金融发展对城市创新的促进作用在东部、市场化程度较高及数字基础设施较好地区更为明显。

基于上述研究,要提升金融发展质量提升城市创新活力,助力城市高质量发展,城市管理者可以从以下几方面加快改革与发展。首先,加快数字金融模式布局,培养高端人才,提高数字金融竞争力。加快当地数字金融基础设施,扩大数字金融的覆盖程度,提升数字金融的使用深度和数字化程度,加强有关数字金融的宣导,通过数字技术和传统金融业进一步融合,加强数字化金融建设,促使金融业数字化的改革创新;培养高端人才,可采用产学研一体化的培养方式,相互借鉴,为数字金融业发展提供优质的后备人才,提高各地区的数字金融竞争力。其次,加强政策支持,推动数字金融协调发展。数字金融充

分发挥自身价值,推动数字、科技、创新等要素向生产效率高的科技产业聚集。尝试推行助力数字金融协调发展的政策,从多维度对数字金融进行优化。制定区域数字金融发展规划目标。最后,加强政府支出对区域创新的推动效应。影响城市创新活力的因素离不开政府参与,政府可以提供资金支持,同时与市场协调相配合,提高数字金融的配置效率,促进城市创新系统健康发展。重视科技支出、教育支出和财政支出所带来的推动效应,为数字金融在良好的环境下充分发挥创新和引导作用提供支持“或”确保数字金融在良好的环境中最大化其创新潜力和引导作用。加大科技资金投入力度,提高资金使用效益,全面落实创新驱动发展战略,进而激发地区创新活力,提升地区创新发展水平。^[N]

学术编辑:卢超群

参考文献

- [1] 白俊红,蒋伏心.协同创新、空间关联与区域创新绩效[J].经济研究,2015,50(7):174-187.
- [2] 北京大学数字金融研究中心课题组.数字金融的力量:为实体经济赋能[M].北京:中国人民大学出版社,2018.
- [3] 杜传忠,张远.“新基建”背景下数字金融的区域创新效应[J].财经科学,2020(05):30-42.
- [4] 付宏,毛蕴诗.创新对产业结构高级化影响的实证研究:基于2000—2011年的省际面板数据[J].中国工业经济,2013,(9):56-68.
- [5] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,(04):1401-1418.
- [6] 黄益平,邱晗.大科技信贷:一个新的信用风险管理框[J].管理世界,2021,(2):12-21.
- [7] 黄益平.互联网金融解决了普惠金融的痛点[J].企业观察家,2016,(5):49-51.
- [8] 靳卫东,刘敬富.市场结构、行政壁垒与技术创新——来自中国高技术产业的经验证据[J].科技管理研究,2019,39(10):91-100.
- [9] 李彦龙,沈艳.数字普惠金融与区域经济不平衡[J].经济学(季刊),2022,(5):1805-1827.
- [10] 李政,李鑫.数字普惠金融与未预期风险应对:理论与实证[J].金融研究,2022,(06):94-114.
- [11] 李政,杨思莹.财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J].管理世界,2018,34(12): 29-42.
- [12] 刘瑞明,毛宁,亢延锟.制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J].经济研究,2020,50(01):115-131.
- [13] 刘政,杨光明.非正规金融促进了本土企业产品创新吗?——来自中国制造业的证据[J].经济动态,2017(8):88-98.
- [14] 马光荣,杨思莹.社会网络、非正规金融与创业[J].经济研究,2011,(03):83-94.



- [15] 聂秀华,江萍,郑晓佳,等.数字金融与区域技术创新水平研究[J].金融研究,2021(03):132-150.
- [16] 任晓怡.数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J].现代经济探讨,2020,(10):65-75.
- [17] 邵朝对,苏丹妮,王晨.服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国经验[J].经济学(季刊),2021,21(04):1411-1432.
- [18] 孙鲲鹏,罗婷,肖星.人才政策、研发人员招聘与企业创新[J].经济研究,2021,(08):143-159.
- [19] 孙伟增,牛冬晓,万广华.交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析[J].管理世界,2022,38(03):19-34+58+35-41.
- [20] 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,2020,36(05):52-66+9.
- [21] 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,(02):72-83.
- [22] 万佳成,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.
- [23] 汪伟,潘孝挺.金融要素扭曲与企业创新活动[J].统计研究,2015,(5):26-31.
- [24] 王鹏,赵捷.产业结构调整与区域创新互动关系研究——基于我国2002-2008年的省际数据[J].产业经济研究,2011(04):53-60.
- [25] 王小鲁,胡李鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告(2021)[N].2021.
- [26] 谢绚丽,沈艳,张皓星.数字金融能促进创业吗——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.
- [27] 徐洁香,邢孝兵.制造业结构升级对技术创新的影响研究——基于技术机会的视角[J].南京财经大学学报,2019,(2):21-31.
- [28] 杨玉楨,李嫻,宋文松.城市化、对外开放与区域创新效率分析[J].商业经济研究,2018,(24):175-177.
- [29] 杨子晖,陈创练.金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J].金融研究,2015,(05):34-49.
- [30] 张军,金煜.中国的金融深化和生产率关系的再检测[J].经济研究,2005,(11):34-45.
- [31] 张铭心,汪亚楠,郑乐凯,等.数字金融的发展对企业出口产品质量的影响研究[J].财贸研究,2021,(6):12-28.
- [32] 张铭心,谢申祥,强皓凡,等.数字普惠金融与小微企业出口:雪中送炭还是锦上添花[J].世界经济,2022,(1)30-56.
- [33] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [34] 邹辉文,黄友.数字普惠金融发展对区域创新效率的作用研究[J].金融与经济,2021,(01):48-55.
- [35] Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature. 2019, 57(1): 3-43.
- [36] Jack W, Suri T. Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution[J]. American Economic Review, 2014, 104(1): 183-223.
- [37] Ozili P K. Contesting digital finance for the poor[J]. Digital Policy, Regulation and Governance, 2020, 22(2): 135-151.
- [38] Wang Q, Yang J, Chiu Y, et al. The impact of digital finance on financial efficiency[J]. Managerial and Decision Economics, 2020, 41(7): 1225-1236.

Can Digital Finance Boost Urban Innovation?—An Empirical Study of 253 Chinese Cities

GUO Jiawei¹ CAI Qingfeng²

(1.University of Electronic Science and Technology Yangtze River Delta Research Institute (Huzhou);

2.Department of Finance, School of Economics, Xiamen University)

Abstract Finance is the circulatory system of the national economy and high-quality finance is a key component of high-quality economic development. As digital finance is critical to building a high-quality financial system, this paper examines how digital finance contributes to innovation in urban areas across China. The study selected 253 Chinese cities to determine whether digital finance has contributed to urban innovation. It found that regional digital finance enhances urban innovation vitality through three channels: the promotion of regional financial resource allocation, the optimization of the industrial structure and the enhancement of open economic development. The study also concludes that regional digital finance can effectively reduce the income gap between urban and rural areas and promote common prosperity.

Keywords Digital Finance, Urban Development, Innovation Vitality, Common Prosperity

JEL Classification R11 O16 O31