

数字普惠金融对区域创新能力影响的空间效应研究

马俊

(中国人民银行乌鲁木齐中心支行, 乌鲁木齐 830002)

摘要:以2011—2020年中国31个省(自治区、直辖市)(因数据缺失,不包含港澳台地区)的相关面板数据为基础,基于空间异质性假设引入空间计量模型,就数字普惠金融对区域创新能力的空间影响效果及其分维度、分区域异质性特征展开定量分析。研究结果显示,区域创新能力和数字普惠金融均呈现出空间正相关性;进一步实证发现,增加数字普惠金融服务确实可以强化本区域创新能力,但对邻近区域创新能力会产生抑制或冲击的空间溢出效应,该结论在东中西部地区均显著成立,其中在西部地区该“虹吸效应”更为突出。同时,分维度异质性分析结果表明覆盖广度、使用深度均能有效促进本区域创新能力的提高,但其空间溢出效应并不显著。此外,基于非线性假设建立的门槛效应模型回归结果表明,数字普惠金融对区域创新能力的影响随着自身发展程度、人力资本水平的提高而增强。

关键词:数字普惠金融;区域创新能力;空间效应研究;异质性分析

中图分类号:F832.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2022)7—0001—12

一、引言

党的十九大报告基于全国经济发展的实际情况指出,我国经济已经不再高速增长,经济目标也从追求数量增长转为高质量发展,故而,经济发展迫切需要转变思路。党的十九届五中全会进一步强调要联通国内国际双循环,打造新的国家发展格局,同时充分肯定创新在面对外来挑战时的“防护盾”作用,以及满足国内发展需求时的“动力源”“助推器”作用。显然,在当前世界经济发展出现新变化、不确定性增强及经济发展进入动力转换关键期的新时代背景下,创新驱动符合新时代背景下我国经济转型的需要,也是从新的国家发展格局出发实现经济高质量发展的重要依靠。然而,创新活动先天带有风险大、周期长、收益不确定的特点,以银行业为主导的传统金融机构考虑到资金风险和投资收益不确定等问题而惜贷,致使区域创新活动始终面临融资来源不稳定、融资规模小且融资难度大等困境。2015年国家层面在推出《推进普惠金融发展规划(2016—2020)》时着重强调,鼓励普惠金融供给方提高金融服务在广度、深度和效率等方面的普惠性,这进一步纾解了企业创新、个人创业所面临的融资困境,但仍然受限于金融机构物理网点在地理空间、营业时间、数据共享等方面存在的硬性约束,普惠金融发展仍然缓慢。借助大数据等现代信息技术与传统普惠金融服务融合发展的契机,数字普惠金融理念产生并受到广泛关注,为金融发展如何高效支持区域创新提供新的思路。

数字普惠金融,主要依托信息科学技术的大力支持,能够打破以往金融发展受到的硬性限制,进一步拓宽现有普惠金融服务的广覆程度并优化其使用深度,同时可以通过互联网与传统金融行业之间的深度融合来加速金融数字化转型。已有研究发现,数字普惠金融能够通过信用透明化改善传统信用定价模式(Duarte et al, 2012),提高风险管理能力(Norden et al, 2014),缓释金融市场交易中企业存在的逆向选择和道德风险问题(Demertzis et al, 2018),通过打破地理空间约束促进金融资源的空间流动性(杜传忠和张远, 2020),有助于跨区域优化金融资源的配置效率(崔耕瑞, 2021),更好地释缓区域融资约束困境(刘心怡等, 2022),使中小微企业、城市贫困群众、乡村居民等弱势群体能够便捷地获取到所需的金融服务,能够帮助中小微企业走出“融资难、融资贵”困境进而开展技术创新活动,可以支持居民从事创业活动,从而营造出良好的区域创新创业氛围,有助于实现经济高质量发展。然而,亦有部分研究发现,数字普惠金融在发展过程中,时常发生发展目标 and 利益主体排他、竞争性冲突的情况,过度行政干预易滋生监管套利(徐忠, 2018),管理过于宽松则会使资金转移使用、虚假标的等金融乱象频发(齐红倩和李志创, 2019),导致金融领域服务不公、诚信失范、共享受限、责任弱化、可持续性差等问题突出(何宏庆, 2019),在特定情景下表现出显著的“马太效应”(张金林等, 2022),可能部分挤出区域创新活动。值得深究的是,在实践过程中这些矛盾和问题的发生,是否会干扰到数

收稿日期:2022-02-13

作者简介:马俊,硕士,中国人民银行乌鲁木齐中心支行,研究方向:区域金融。

字普惠金融及其不同业态对于区域创新能力的影响效果?该影响作用具备什么样的异质性特征?会受到什么因素的影响?

在数字技术广泛运用于各类生活场景的大趋势下,准确评价数字普惠金融及其不同维度对于区域创新能力可能产生的作用效果,能够助力我国完成创新驱动转型进而促进经济高质量发展。然而,在梳理相关研究成果的过程中发现,当前较少有学者将数字普惠金融纳入区域创新活动的研究框架内,并且大多基于空间同质性假设条件分析区域创新能力和数字普惠金融间可能存在的经济学联系,使得数字普惠金融能否成为驱动区域创新能力提升的新动能尚无定论。此外,当前研究忽略了数字普惠金融在其自身发展程度和人力资本因素影响下对本区域创新能力存在的非线性影响作用,以及数字普惠金融在维度、区域异质性条件下可能对邻近区域创新能力存在的空间溢出效应。因此,本文基于空间异质性假设,从三维空间角度出发试图就数字普惠金融对区域创新能力的影响效果及其异质性特征展开实证检验,有助于更加深刻地认识到空间溢出视角下数字普惠金融不同方面对省域区域创新能力的影响,以期为全面实现“大众创业,万众创新”提供有益参考,这对于提高我国数字普惠金融政策的针对性有重要的指导意义。

二、文献回顾与研究假设

(一)区域创新能力与数字普惠金融的关系

关于区域创新能力与数字普惠金融的关系,现有研究主要是从研究视角、实证结论两个方面展开分析。

(1)研究视角方面。在普惠金融由传统走向数字化的进阶演化初期,学者们主要聚焦于数字普惠金融是否或如何影响居民消费水平(易行健和周利,2018)、贫困减缓(黄倩等,2019)、城乡收入差距(周利等,2020)、经济增长(褚翠翠等,2021)等研究变量。随着技术创新在现代化建设中的地位日益凸显,学者们开始关注数字普惠金融如何影响区域创新活动并展开广泛深入的探索。基本都从如下视角展开研究:一是区域层面。从省域视角出发,张梁等(2021)通过使用省际申请专利授权数据,研究结果表明数字普惠金融对区域创新差距存在以结构性差异为特征的促进作用;从市域视角出发,潘爽等(2021)利用城市数据验证该结论依然成立;二是微观层面。从企业视角出发,唐松等(2020)、赵晓鸽等(2021)通过使用上市企业数据展开实证研究,结果表明数字普惠金融通过改善融资境况实现对企业创新活动的支持;刘伟和戴冰清(2022)利用上市企业面板验证数字普惠金融对企业创新同样存在促进作用。从个体视角出发,王海燕等(2022)通过家庭追踪调查数据对居民创新创业影响因素展开实证探究,结果发现数字普惠金融的确可以助力于提升家庭创业意愿,具体通过改善信贷、信息约束和提升金融素养路径实现。

(2)实证结论方面。关于区域创新能力和数字普惠金融相关关系的实证观点分歧较大,主要形成三种基本的主流观点:一是线性相关论。James(2011)利用跨国数据进行的实证研究表明,金融深化会通过减少储蓄、破坏金融体系的稳定性等渠道对区域创新活动产生负面影响。与该结论不同的是,骆蓓函等(2021)进行的实证探究结论表明,数字普惠金融与其三大维度均可以改善区域创新绩效。聂秀华等(2021)通过实证检验和影响机制探究发现,数字普惠金融建设确实可以明显改善区域创新水平。二是非线性相关论。郑万腾等(2021)采用多种实证分析方法展开实证探究,结果发现数字普惠金融对于区域创新存在以单门槛效应为特征的影响作用,即在超过人力资本、财政支出、产业优化的特定值时,该影响效果会加强,而在超过对外开放特定值时,该影响作用会减弱。三是空间效应研究。聂秀华和吴青(2021)通过建立动态空间杜宾模型进行实证探究,结果发现加强数字普惠金融建设的确对区域技术创新水平具备空间影响作用,其中对内激励创新仍是主要特征。现有研究虽然就数字普惠金融对区域创新的影响效果展开了严谨的实证分析,但并未达成一致结论,同时存在以下不足:一是研究视角多以市域、企业出发,缺乏省域综合视角下的实证探究;二是研究对象基本都是以2011—2018年为时间跨度,缺乏充足的数据样本;三是研究方法多以面板回归分析为主,缺乏数字普惠金融及其不同维度对于区域创新能力可能产生的空间溢出效应探究,对空间效应展开区域异质性分析的研究文献非常匮乏。

(二)数字普惠金融影响区域创新能力的传导机制

关于数字普惠金融影响区域创新能力的传导机制,也是主要分为两个方面。

(1)区域内部影响机制。首先,就直接效应而言,数字普惠金融主要通过缓解信贷约束(徐子尧等,2020)、改善金融资源配置效率(马芬芬和王满仓,2021)等路径,直接推动区域创新能力升级。其次,就间接

效应而言,数字普惠金融主要通过促进消费需求(刘佳鑫和李莎,2021)、人力资本(李雪等,2021)、产业升级(任碧云和刘佳鑫,2021)等途径,间接推动区域创新能力升级。

(2)跨区域影响机制。基于地理经济学第一定律,数字普惠金融可能从以下三个方面对邻近区域创新能力产生空间影响作用。第一,辐射效应。通过应用现代信息技术,数字普惠金融服务可以突破时间、空间的硬性约束,先天具有覆盖面广、渗透性强、效率度高、使用成本低、线上操作便捷等特征,为数字普惠金融空间联动发展甚至溢出创造了有利条件,进而可以通过内部传导机制影响邻近区域创新活动。第二,虹吸效应。基于市场供求理论,如果某区域创新活跃或数字普惠金融建设较好,则该地区会因对资金、人才等创新要素需求增加而提高要素边际报酬,这会对要素持有者形成强大的吸引力,最终使这些创新要素在逐利性驱使下在邻近区域间流动。第三,竞争效应。从区域发展层面来讲,竞争效果为同群效应,现有地方官员晋升制度促使类似区域间普遍存在示范学习和竞争性模仿的行为动机,致使邻近区域创新或数字普惠金融存在竞争问题。从金融机构层面来讲,竞争效果为“鲶鱼效应”,即数字普惠金融通过加速金融脱媒化而加剧了银行业金融机构间的竞争压力,促使银行主动寻求产业数字化转型,并愿意将信贷资金投到风险较高的创新项目中。从企业层面来讲,在数字普惠金融建设最初阶段竞争效果以“马太效应”为主,即要素禀赋优势区域数字普惠金融迅速壮大,而要素禀赋劣势区域数字普惠金融艰难前进;而当数字普惠金融发展到一定阶段时竞争效果以“涓滴效应”为主,即当优势区域发展成熟甚至趋近饱和时,企业为追求新的利润增长点可能会把先进技术带到邻近区域,这将推动邻近区域创新发展。

(三)区域创新能力与数字普惠金融的非线性关系研究

在数字技术突破时间、空间硬约束,以及信息交流成本软约束的新时代背景下,更多创新主体能够从中获得收益,致使创新效应产生一系列的动态演变。所以,数字普惠金融可能除了会对邻近区域的创新能力发挥出对外的空间联动效应外,还可能对内存在非线性影响效果。基于一般的生产函数理论模型,资本、劳动力是实现技术进步的核心要素,所以本文从这两个方面来探讨数字普惠金融是否会对本区域创新能力产生以“门槛效应”为特征的非线性影响作用。

(1)数字普惠金融自身发展程度。首先,作为区域创新活动不可或缺的重要支撑,数字普惠金融能够推动创新主体创造规模经济效应,同时自身也会表现出明显的自我强化效应。在最初发展阶段,无论是数字普惠金融基础硬件设施还是制度环境软件条件都尚不成熟,同时自身发展所需的创新成本高但相关产业收益有限,致使创新激励效应具有局限性。当进入成长期时,数字普惠金融自身产业规模 and 创新能力均获得显著提高,其信息知识和创新技术获取更为便捷,促使技术创新边际成本锐减和创新收益增加。其次,数字普惠金融建设在日益趋于完善的过程中,其创新激励效应会呈现出增速加快的规模效应,推动创新主体创造更多收益。基于上述正向反馈机制,数字普惠金融会呈现出创新激励“边际效应”递增特征。

(2)人力资本水平。基于申广军(2016)关于“资本-技能互补”假说的理论验证结论,技能劳动力与资本这两者确实具备强互补性的特点。一方面,数字普惠金融通过金融资本支持区域创新时会引致劳动力需求,而人力资本水平提升能够及时有效地满足创新活动对于人才的引致需求;另一方面,较高的人力资本水平有助于人们更好更快地学习、掌握和吸收新技术,同时能够降低信息搜寻成本和缓释信息不对称困境,有助于数字普惠金融切实有效改善区域创新能力。基于上述正向反馈机制,人力资本水平提升通过降低信息搜寻成本和增加创新人才要素储备,进而使数字普惠金融同样呈现出创新激励“边际效应”递增特征。

以理论分析为基础,拟提出三条研究假设。

假设1:数字普惠金融对本区域创新能力存在正向影响作用,且该作用存在空间溢出效应(H1);

假设2:数字普惠金融对区域创新能力的影响作用存在维度和区域异质性(H2);

假设3:数字普惠金融对区域创新能力的影响作用因自身发展阶段、人力资本水平而异(H3)。

三、研究设计

(一)数据来源

本文选择以2011—2020年中国大陆31个省(自治区、直辖市)的年度面板数据作为研究对象,因数据缺失不含港澳台地区。其中,专利授权量数据和经济开放程度、产业结构升级、财政支出比重、人力资本、城乡收入差距等代理变量均来源于Wind数据库,数字普惠金融数据来源于北京大学2021年4月发布的2011—2020年数字普惠金融指数。为缓解变量异方差问题和便于实证分析,对以上各变量均取对数化处理。

(二)变量选取

1. 被解释变量

区域创新能力(*INNO*)。参考卞元超等(2019)的研究,从创新产出角度使用专利授权数量来反映区域创新能力。我国专利权是由专利局依法授予发明人和设计者,专利授权数量可以综合反映发明、实用新型与外观设计三方面的区域创新能力。对此,采用各省(自治区、直辖市)每万人平均拥有的专利授权量作为被解释变量区域创新能力的代理变量。

2. 核心解释变量

数字普惠金融(*DIF*)。关于该指标,目前比较权威的数据是由北京大学 2021 年 4 月发布的 2011—2020 年数字普惠金融指数,本文采用该指数的省级数据作为实证分析部分中的核心解释变量。其中,数字普惠金融(*DIF*)可以分为覆盖广度(用 *DIF1* 表示)、使用深度(用 *DIF2* 表示)和数字化程度(用 *DIF3* 表示)三大维度。

3. 控制变量

主要借鉴国内学者郑雅心(2020)的相关研究成果,选取以下变量作为实证分析中所用到的控制变量:城乡收入差距(*GAP*),用城乡人均可支配收入之间的比值度量;经济开放程度(*OPEN*),用当年外汇均价换算的进口、出口贸易总额占地区 *GDP* 比重度量;产业结构升级(*CY*),用第二、第三产业增加值占地区 *GDP* 比重度量;财政支出力度(*CZ*),用地方财政一般预算支出占地区 *GDP* 比重度量;人力资本水平(*HC*),由平均每十万人拥有的高等学校在校学生数量度量。各变量描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量名称	符号	样本容量	均值	最小值	最大值	标准差
区域创新能力	<i>INNO</i>	310	1.8320	-0.9631	4.3103	1.0960
数字普惠金融	<i>DIF</i>	310	5.2117	2.7862	6.0683	0.6766
覆盖广度	<i>DIF1</i>	310	5.0596	0.6729	5.9839	0.8438
使用深度	<i>DIF2</i>	310	5.1947	1.9110	6.1917	0.6507
数字化程度	<i>DIF3</i>	310	5.5061	2.0255	6.1361	0.6978
城乡收入差距	<i>GAP</i>	310	0.9561	0.6125	1.3811	0.1542
经济开放程度	<i>OPEN</i>	310	-1.7733	-4.8822	0.3810	0.9572
产业结构升级	<i>CY</i>	310	-0.1053	-0.2989	-0.0027	0.0594
财政支持力度	<i>CZ</i>	310	-3.5557	-4.8384	-1.2494	0.7197
人力资本水平	<i>HC</i>	310	7.8176	6.9866	8.6328	0.2884

(三)模型设定

(1)空间相关性检验。通常,在建立空间计量模型实证探究经济学命题前,应通过检验各变量的空间相关性来确定是否适用空间计量模型,其事前检验方法主要有两类:一是判定各变量在整个系统内具有的全局空间相关性,通常由 Moran's *I*、Geary's *C* 指数确定;二是判定各变量在子系统内具有的局部空间相关性,通常通过绘制 Moran 散点图来反映。全局空间相关性检验的 Moran's *I* 指数与 Geary's *C* 指数形式分别如式(1)和式(2)所示。

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

$$\text{Geary's } C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - x_j)^2}{2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

其中: n 为样本所含的 31 个省(自治区、直辖市); W_{ij} 为空间权重矩阵; x_i 、 x_j 分别为区域 i 、区域 j 创新能力程度和数字普惠金融指数; $\bar{x}$ 为其相同年份省份均值。

(2)空间权重矩阵。综合构建空间邻接、经济距离及空间邻接与经济距离嵌套三种权重矩阵。

第一种为空间邻接权重矩阵(W_1),其数学表达式为

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

第二种为经济距离权重矩阵(W_2),其数学表达式为

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|E_i - E_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

其中: E 为省份 i 在2011—2020年期间的人均GDP均值。

第三种为空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵(W_3),其数学表达式为

$$W_3 = \tau W_1 + (1 - \tau) W_2 \quad (5)$$

其中: $0 < \tau < 1$,表示空间邻接权重矩阵相对重要程度,借鉴邵帅等(2016)的研究方法,取 $\tau=0.5$ 。空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵既能体现邻近空间影响又能考虑到各省份间的经济关联,能够更加全面地刻画各省份的空间关联程度。为避免分析误差,对所有权重矩阵均标准化处理。

(3)空间计量模型。按照空间相关形式的具体含义,空间计量模型可以分为空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)三种形式。为全面考察区域创新能力和数字普惠金融可能存在的空间关联特征,构建形式为一般空间杜宾模型(SDM)的基准回归模型,其基本形式为

$$INNO_{it} = \alpha + \rho \sum_{j \neq i}^n w_{ij} INNO_{jt} + \beta DIF_{it} + \gamma X_{it} + \lambda \sum_{j \neq i}^n w_{ij} DIF_{jt} + \eta \sum_{j \neq i}^n w_{ij} X_{jt} + \varphi_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中:被解释变量 $INNO$ 为区域创新能力;核心解释变量 DIF 为数字普惠金融, $wDIF$ 是其空间滞后项,为邻近省域数字普惠金融对本区域创新能力可能存在的影响效果; X 为各控制变量, wX 为其空间滞后项; α 为常数项; φ_i 、 ϕ_t 分别为地区、时间固定效应, ε_{it} 是具备正态分布特征的随机扰动项; ρ 为区域创新能力的空间自相关性,其符号为正或为负,则代表区域创新能力具备正向或负向的空间自相关性; β 为数字普惠金融对本区域创新能力的影响系数,其符号为正或为负,则分别代表数字普惠金融发展会增强或者减弱本区域创新能力; γ 为控制变量对本区域创新能力的影响系数。 λ 为邻近地区数字普惠金融可能对本区域创新能力产生的空间影响效应,其符号为正或为负,则分别代表邻近地区数字普惠金融发展会增强或减弱本区域创新能力; η 为邻近地区控制变量可能对本区域创新能力产生的空间影响效应。若 $\eta=0$ 成立,则说明空间杜宾模型(SDM)能够弱化为空间滞后模型(SAR);若 $\eta+\rho\gamma=0$ 成立,则说明空间杜宾模型(SDM)能够弱化为空间误差模型(SEM)。

四、实证分析

(一)空间相关性检验与模型选择

此外,通过比较三种权重下两者的Moran's I 及Geary's C 指数大小,可以看出空间邻接权重(W_1)和空间邻接与经济距离嵌套权重(W_3)下区域创新能力、数字普惠金融的空间相关性分别相近。为突出代表性,本文实证分析部分选择后者与经济距离权重(W_2)作比较,进一步考虑省域之间的关联性。统计结果见表2。

表2 三种权重下的空间相关性检验

年份	指标	空间邻接权重(W_1)		经济距离权重(W_2)		空间邻接与经济距离嵌套权重(W_3)	
		Moran's I	Geary's C	Moran's I	Geary's C	Moran's I	Geary's C
2011	$INNO$	0.404*** (0.120)	0.568*** (0.126)	0.364*** (0.101)	0.509*** (0.105)	0.404*** (0.120)	0.567*** (0.125)
	DIF	0.495*** (0.120)	0.476*** (0.127)	0.371*** (0.100)	0.524*** (0.105)	0.494*** (0.119)	0.476*** (0.126)
2012	$INNO$	0.414*** (0.120)	0.560*** (0.127)	0.349*** (0.100)	0.534*** (0.105)	0.415*** (0.119)	0.559*** (0.126)
	DIF	0.491*** (0.118)	0.457*** (0.131)	0.411*** (0.099)	0.491*** (0.108)	0.491*** (0.118)	0.458*** (0.130)
2013	$INNO$	0.401*** (0.119)	0.572*** (0.128)	0.366*** (0.100)	0.528*** (0.106)	0.402*** (0.119)	0.571*** (0.128)
	DIF	0.460*** (0.118)	0.475*** (0.131)	0.436*** (0.099)	0.443*** (0.108)	0.460*** (0.118)	0.474*** (0.131)
2014	$INNO$	0.430*** (0.119)	0.542*** (0.129)	0.384*** (0.100)	0.507*** (0.107)	0.430*** (0.119)	0.541*** (0.128)
	DIF	0.459*** (0.118)	0.472*** (0.132)	0.464*** (0.099)	0.419*** (0.109)	0.459*** (0.117)	0.472*** (0.131)
2015	$INNO$	0.419*** (0.119)	0.546*** (0.129)	0.398*** (0.100)	0.498*** (0.107)	0.419*** (0.119)	0.545*** (0.128)
	DIF	0.417*** (0.117)	0.517*** (0.132)	0.450*** (0.099)	0.416*** (0.109)	0.417*** (0.117)	0.517*** (0.132)
2016	$INNO$	0.423*** (0.119)	0.537*** (0.127)	0.405*** (0.100)	0.499*** (0.106)	0.423*** (0.119)	0.536*** (0.127)
	DIF	0.451*** (0.117)	0.470*** (0.133)	0.436*** (0.098)	0.433*** (0.110)	0.451*** (0.117)	0.470*** (0.133)
2017	$INNO$	0.418*** (0.119)	0.542*** (0.127)	0.422*** (0.100)	0.474*** (0.106)	0.419*** (0.119)	0.540*** (0.127)
	DIF	0.508*** (0.117)	0.421*** (0.134)	0.430*** (0.098)	0.425*** (0.110)	0.508*** (0.117)	0.421*** (0.133)
2018	$INNO$	0.451*** (0.120)	0.508*** (0.126)	0.442*** (0.100)	0.456*** (0.105)	0.452*** (0.119)	0.507*** (0.126)
	DIF	0.563*** (0.118)	0.377*** (0.131)	0.416*** (0.099)	0.450*** (0.109)	0.563*** (0.118)	0.377*** (0.131)
2019	$INNO$	0.480*** (0.120)	0.479*** (0.127)	0.445*** (0.100)	0.450*** (0.105)	0.481*** (0.119)	0.478*** (0.126)
	DIF	0.563*** (0.118)	0.375*** (0.131)	0.425*** (0.099)	0.445*** (0.108)	0.563*** (0.118)	0.375*** (0.131)
2020	$INNO$	0.484*** (0.120)	0.468*** (0.126)	0.436*** (0.100)	0.456*** (0.105)	0.484*** (0.119)	0.467*** (0.126)
	DIF	0.582*** (0.118)	0.355*** (0.131)	0.425*** (0.099)	0.449*** (0.108)	0.582*** (0.118)	0.355*** (0.130)

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性;括号内数字表示统计量标准误差。

此外,通过比较三种权重下两者的 Moran's I 及 Geary's C 指数大小,可以看出空间邻接权重和空间邻接与经济距离嵌套权重下区域创新能力、数字普惠金融的空间相关性分别相近。对此,实证分析部分主要选择从经济距离权重(W_2)和空间邻接与经济距离嵌套权重(W_3)角度考虑省域之间的关联性。

上述检验结果反映出我国区域创新能力、数字普惠金融在全局层面上表现为空间正相关特征,但其局部空间相关性特征未能充分体现,所以运用局部 Moran's I 散点图来检验局部地区是否存在集聚性。为了更加直观地感受区域创新能力和数字普惠金融的空间相关性变化,绘制出两者在经济距离权重下代表性年份的 Moran's I 散点图,如图 1 和图 2 所示。

图 1、图 2 均显示,2011 年、2020 年的观测值大都处在第一、第三象限内,仅有少数的观测值位于第二、第四象限内,并且数字普惠金融集聚状态和区域创新水平集聚状态总体保持一致,进一步说明区域创新能力和数字普惠金融确实都具备空间溢出效应。表 3 列出各年份落入第一象限的省(自治区、直辖市),其区域创新能力和数字普惠金融均呈现出高-高型空间关联特征,两者的高-高型聚集省(自治区、直辖市)均是北京、湖北、江苏、山东、江苏、福建、浙江、重庆、天津、上海、广东。

为判断出适用的空间面板模型形式,需要在选择模型时进行以下两个步骤:一是借助 hausman 检验判断应该支持固定亦或是随机效应,检验结果表明 p 值小于 0.01,最后支持固定效应;二是分别对双固定效应下的 SAR、SEM 及 SDM 进行检验,根据对表 4 各模型中调整 R^2 、自然对数似然函数值 $\text{Log}L$ 和自变量估计系数经济学含义的综合分析表明,空间杜宾模型(SDM)最优,所以将以该模型的估计结果作为后续实证分析部分的依据。

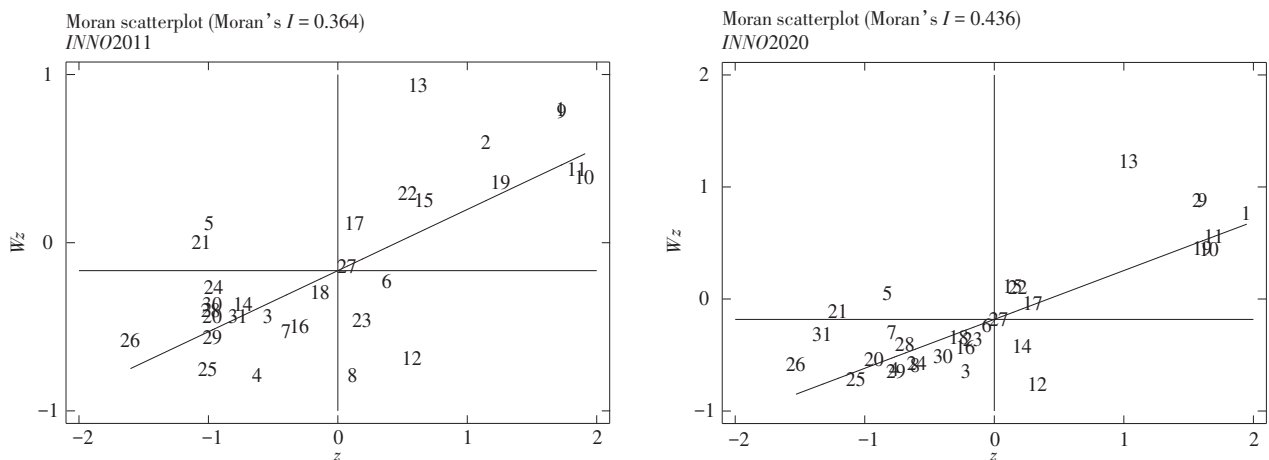


图 1 部分年份中国区域创新能力的 Moran's I 散点图

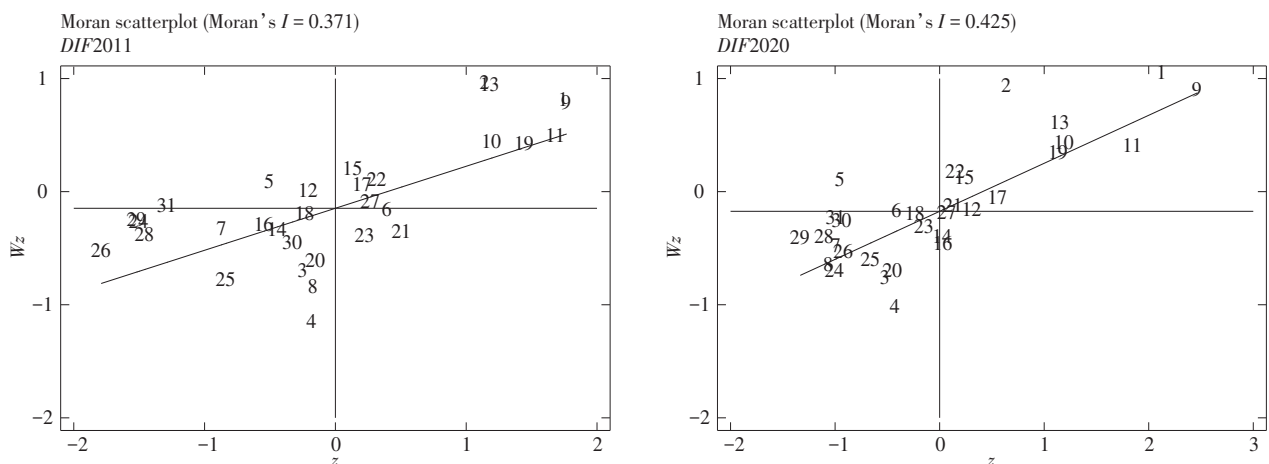


图 2 部分年份中国数字普惠金融的 Moran's I 散点图

表3 经济距离权重下高-高型区域创新能力、数字普惠金融省份

年份	指标	省(自治区、直辖市)
2011	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆、陕西
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆、陕西
2012	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
2013	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
2014	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
2015	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
2016	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆、内蒙古
2017	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
2018	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆、安徽
2019	INNO	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆
2020	INNO	北京、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆、青海
	DIF	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、重庆、海南

表4 三种空间计量模型结果

检验项	空间滞后模型(SAR)	空间杜宾模型(SDM)	空间误差模型(SEM)
R^2	0.7726	0.7562	0.7700
σ^2	0.0294***	0.0275***	0.0288***
LogL	106.6628	115.3738	108.5714
ρ	0.0965	0.2129***	
λ			0.2027**

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性。

(二)基本回归分析

1. 数字普惠金融对区域创新能力的影响分析

表5给出经济距离权重、空间邻接与经济距离嵌套权重下空间杜宾模型估计结果。通过对LogL、Spatial、sig、 R^2 等统计量检验结果的比较发现,在经济距离权重下空间固定效应模型为最优,而在空间邻接与经济距离嵌套权重下时间、空间双固定效应模型为最优。对此,本文以下实证分析部分均以这两种模型的估计结果为例进行分析。

首先,无论是 W_2 还是 W_3 ,数字普惠金融回归系数的大小相近、符号一致为正且显著性水平保持一致,意味着增加数字普惠金融服务确实有助于增强本区域创新能力。以经济距离权重为例,若数字普惠金融服务增强或提升1个百分点,将会促使区域创新能力增强0.3698个百分点,而在空间与经济嵌套权重下,若数字普惠金融服务增强或提升1个百分点,将会使区域创新能力将会增强0.5776个百分点。其次,数字普惠金融空间滞后项($W \times DIF$)的回归系数确定是负数,意味着邻近地区数字普惠金融服务的增加确实会对本区域创新能力存在负向的空间溢出效应。究其原因,伴随着数字普惠金融的发展,区域内发达的互联网金融对周边区域的资金、技术、人才等资源产生“虹吸效应”。以经济距离权重为例,若邻近地区数字普惠金融服务增强或提升1个百分点,则会使本区域创新能力下降0.3306个百分点,而空间邻接与经济距离嵌套权重下则会相应下降0.4310个百分点,表明空间邻近因素会放大数字普惠金融的负外部性。

最后,在控制变量方面,城乡收入差距加大和对外开放程度加深确实均会对本区域创新能力产生显著负效应,但该效应均对邻近区域不显著,表明城乡收入差距的扩大和对外开放引发的贸易竞争均不利于我国区域创新能力的提高。根据吕承超和王媛媛(2019)的研究,东中部地区的贸易竞争会抑制技术创新,而本文估计结果表明该冲击效应已扩大到全国范围。进出口贸易虽然会引起动态学习效应,但技术冲击会促使企业引进国外先进设备以追赶领先水平,这种既得成果的便利性会引发持续进口的恶性循环,从而抑制技术创新;而产业结构升级和人力资本水平提升确实均对本区域创新能力产生明显的促进作用,该效应同样对邻近区域不显著,说明产业结构优化和人才资源增加均有助于提升本区域创新能力。

表 5 数字普惠金融对区域创新能力影响的估计结果

变量	经济距离权重矩阵(W_2)			空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)		
	时间固定	空间固定	双固定	时间固定	空间固定	双固定
<i>DIF</i>	1.0166*** (0.2097)	0.3698*** (0.1322)	0.4664*** (0.1217)	1.4789*** (0.2112)	0.6103*** (0.1304)	0.5776*** (0.1248)
<i>GAP</i>	-0.5752*** (0.2039)	-1.1674** (0.3590)	-1.2974*** (0.3274)	-0.0450 (0.2299)	-0.6832** (0.3278)	-0.8940*** (0.3249)
<i>OPEN</i>	0.0671 (0.0408)	-0.2642*** (0.0444)	-0.2167*** (0.0428)	0.1201** (0.0472)	-0.2679*** (0.0440)	-0.2417*** (0.0424)
<i>CY</i>	3.4850*** (0.5189)	4.8986*** (1.3306)	3.3948*** (1.2100)	2.7029*** (0.5010)	5.0738*** (1.0338)	4.0710*** (1.1203)
<i>CZ</i>	-0.5248*** (0.0553)	0.1649 (0.1152)	0.2961*** (0.1048)	-0.6095*** (0.0593)	0.3426*** (0.1001)	0.2764*** (0.0966)
<i>HC</i>	0.1076 (0.1136)	0.5826*** (0.1988)	0.1184 (0.2010)	0.0750 (0.1368)	0.4745** (0.1973)	0.3574* (0.1949)
<i>W×DIF</i>	0.0592 (0.4253)	-0.3306** (0.1332)	0.0780 (0.2590)	-1.0164*** (0.3270)	-0.5982*** (0.1346)	-0.4310** (0.1788)
<i>W×GAP</i>	2.0552*** (0.5515)	-0.7826 (0.5989)	0.6098 (0.9047)	-1.4059*** (0.3837)	-0.2273 (0.5041)	-0.8945 (0.6319)
<i>W×OPEN</i>	0.5994*** (0.1296)	-0.0206 (0.1027)	-0.0384 (0.1165)	0.0636 (0.0863)	0.2339*** (0.0766)	0.2105*** (0.0823)
<i>W×CY</i>	-3.3497* (1.1335)	-0.3256 (2.2137)	2.0083 (2.5333)	2.1541* (1.3041)	-0.4538 (1.7530)	-4.2506 (2.6526)
<i>W×CZ</i>	-0.1657 (0.1625)	0.1865 (0.2211)	0.4441* (0.2301)	0.5790** (0.1182)	0.0704 (0.1747)	0.1176 (0.1884)
<i>W×HC</i>	0.1245 (0.3188)	0.7693** (0.3856)	-0.7117 (0.5066)	0.5066* (0.2951)	0.3917 (0.3426)	-0.2525 (0.3679)
<i>N</i>	310	310	310	310	310	310
<i>LogL</i>	-122.7315	69.5579	111.7026	-130.9571	85.8257	115.3738
<i>Spatial</i>	-0.0518 (0.0968)	0.5010*** (0.0668)	-0.1570 (0.1076)	0.2317*** (0.0810)	0.6037*** (0.1076)	0.2129*** (0.0816)
<i>sig</i>	0.1299*** (0.0105)	0.0354*** (0.0029)	0.0284*** (0.0023)	0.1346*** (0.0109)	0.0304*** (0.0025)	0.0275*** (0.0022)
<i>R</i> ²	0.5370	0.8551	0.7369	0.6925	0.8380	0.7562

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性;括号内数字表示统计量标准误差。

2. 数字普惠金融对区域创新能力影响的效应分解

鉴于单纯依靠模型估计结果来分析解释变量对被解释变量的影响及其空间溢出效应具有片面性,因此把影响分解为直接及间接效应,以准确反映出数字普惠金融可能对区域创新能力产生的边际效应。

表6给出解释变量的直接影响、间接影响及总效应结果。就数字普惠金融显示出的直接效应结果而言,在时间固定、空间固定及双固定效应模型下均显著为正,说明增强数字普惠金融程度的确可以改善和优化本区域创新能力。与此同时,就数字普惠金融显示出来的间接效应结果而言,在经济距离权重下的空间固定模型与空间邻接与经济距离嵌套权重下的双固定模型中均显著为负,说明邻近地区数字普惠金融程度的提高会抑制本区域创新能力提高。

表 6 数字普惠金融对省域经济增长的影响效应分解:直接效应、间接效应和总效应

<i>DIF</i>	经济距离权重矩阵(W_2)			空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)		
	时间固定	空间固定	双固定	时间固定	空间固定	双固定
直接效应	1.0253*** (0.2184)	0.3573*** (0.1292)	0.4718*** (0.1296)	1.4481*** (0.2095)	0.5676*** (0.1243)	0.1585*** (0.0456)
间接效应	-0.0198 (0.4210)	-0.2792** (0.1413)	-0.0047 (0.2503)	-0.8554** (0.3628)	-0.5367*** (0.1485)	-0.1574** (0.0794)
总效应	1.0055*** (0.3565)	0.0781 (0.1014)	0.4671** (0.2060)	0.5927* (0.3583)	0.0309 (0.1095)	0.1836 (0.1802)

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性;括号内数字表示统计量标准误差。

(三)数字普惠金融对区域创新能力影响的异质性分析

1. 分维度异质性分析

为了深入探索和把握数字普惠金融各维度变量对区域创新能力具有的分维度异质性作用效果,本文将分别考察这三种维度下的区域创新效应,回归结果见表7。一方面,所有模型估计结果均表明数字普惠金融覆盖广度、使用深度均对本区域创新能力存在显著正向促进作用,但该作用均对邻近区域不显著;另一方面,数字化程度对本区域或邻近区域创新能力的影响效果并没有获得一致性结论。对此,在表格下方给出数字化程度维度对区域创新能力影响的模型估计相关检验结果,通过对*LogL*、*Spatial*、*sig*、*R*²等统计量检验结果的比较得知,在经济距离权重下和空间邻接与经济距离嵌套权重下均支持空间固定效应模型。比较观察这两组模型估计结果可得知,数字化程度维度对本区域或邻近区域创新能力有何影响效果仍然没有一致的结论。

表7 数字普惠金融子维度的估计结果

变量	经济距离权重矩阵(W_2)			空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)		
	时间固定	空间固定	双固定	时间固定	空间固定	双固定
$DIF1$	0.2946*** (0.0825)	0.0877* (0.0476)	0.1399*** (0.0443)	0.3808*** (0.0902)	0.1457*** (0.0476)	0.1585*** (0.0456)
$W \times DIF1$	0.1316 (0.1551)	-0.0727 (0.0545)	-0.0610 (0.0845)	-0.2708* (0.1440)	-0.1496*** (0.0537)	-0.0914 (0.0690)
$DIF2$	0.5282*** (0.1378)	0.3042*** (0.0882)	0.3119*** (0.0825)	0.8569*** (0.1512)	0.3114*** (0.0937)	0.3281*** (0.0897)
$W \times DIF2$	0.2297 (0.2952)	-0.2420*** (0.0921)	-0.0947 (0.1606)	-0.0392 (0.2366)	-0.2612** (0.1014)	-0.0802 (0.1294)
$DIF3$	-0.3751*** (0.1272)	-0.1964*** (0.0652)	-0.2924*** (0.0631)	-0.0846 (0.1652)	-0.0805 (0.0844)	-0.1574** (0.0794)
$W \times DIF3$	-0.2514 (0.3107)	0.2062*** (0.0791)	-0.1298* (0.1552)	-0.7787** (0.3006)	0.0550 (0.0939)	-0.2694* (0.1474)
数字化程度维度对区域创新能力影响的模型估计相关检验结果						
$LogL$	-133.4848	70.0796	112.1941	-147.3413	75.7177	113.8420
$Spatial$	0.0151 (0.0962)	0.5123*** (0.0664)	-0.1528 (0.1083)	0.0818 (0.0849)	0.5678*** (0.0520)	0.0855 (0.0858)
sig	0.1388*** (0.0112)	0.0352*** (0.0029)	0.0283*** (0.0023)	0.1512*** (0.0122)	0.0328*** (0.0027)	0.0281*** (0.0023)
R^2	0.6202	0.8560	0.1655	0.4022	0.8395	0.2041

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性;括号内数字表示统计量标准误差。

2. 分区域异质性分析及稳健性说明

为了深入探索和把握在各地数字普惠金融对区域创新能力具有的分区域异质性作用效果,以空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵为例,分别考察了数字普惠金融对东、中、西部区域创新能力影响的空间效应,实证结果详见表8。实证结果表明,数字普惠金融对本区域及邻近区域创新能力的影响在东、中、西部地区均显著成立。其中,中部地区数字普惠金融改善和优化本区域创新能力的效果超过对邻近区域的抑制和冲击效果,而东、西部地区数字普惠金融改善和优化本区域创新能力的效果要弱于对邻近区域的抑制和冲击效果,该空间负向溢出效应在西部地区更为显著。究其原因,东部、西部主要以虹吸效应和竞争效应为主,而中部主要以辐射效应和竞争效应为主。显然,东部地区基本都是数字普惠金融建设高度成熟的区域,资源虹吸效应和竞争排他效应普遍存在,而地理距离相近、经济水平相似的西部地区因稀缺的数字普惠金融资源而放大了这两种效应。

表8 分区域异质性分析及稳健性检验

变量	空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)			空间邻接权重矩阵(W_1)		
	东部	中部	西部	时间固定	空间固定	双固定
DIF	0.4396*** (0.1369)	0.5865*** (0.1357)	0.4186*** (0.1279)	1.4795*** (0.2110)	0.6083*** (0.1303)	0.5764*** (0.1247)
$W \times DIF$	-0.5444** (0.2224)	-0.4539** (0.1815)	-0.8474*** (0.2506)	-1.0131*** (0.3255)	-0.5958*** (0.1344)	-0.4272** (0.1779)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R^2	0.1608	0.7409	0.2783	0.6926	0.8379	0.7569

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性;括号内数字表示统计量标准误差。

前文已经在经济距离权重矩阵和空间邻接与经济距离嵌套权重矩阵下,就数字普惠金融可能会对本区域及邻近区域创新能力产生的空间作用效果展开探究,从而得出数字普惠金融的确可以改善和优化本区域创新能力,但是会对周边地区会产生负效应的结论。为保证文章结论的可靠性,在地理距离权重矩阵(W_1)下对上述结论进行再验证,见表8,实证结论与前文基本保持一致,说明实证分析稳健。

(四)非线性特征检验

上述研究结论假定数字普惠金融的这种影响是线性的,从而忽略了在不同发展阶段这种影响可能存在差异。本文分别将数字普惠金融、人力资本设定成门槛变量,进一步检验数字普惠金融可能对区域创新能力产生的门槛效应。实证检验之前,首先通过面板门槛存在性检验确定各门槛变量的个数,检验结果表明数字普惠金融显著通过双门槛检验,人力资本水平则显著通过单门槛检验。由此得到各门槛变量的门槛值,进而得到下表的回归结果。

表9门槛模型回归结果表明,两个门槛值5.5681和5.7325将数字普惠金融分成三个不同的发展阶段,在数字普惠金融不断跨越特定值时,其回归系数均显著是正数,且在逐渐变大,这表明数字普惠金融自身发展逐渐成熟完备时,对区域创新能力的

表9 数字普惠金融影响区域创新能力门槛模型的回归结果

变量	(1)	(2)
$DIF \leq 5.5681$	0.1774*** (0.0359)	
$5.5681 < DIF \leq 5.7325$	0.2200*** (0.0358)	
$DIF > 0.1477$	0.2521*** (0.0359)	
$HC \leq 7.8348$		0.2082*** (0.0395)
$HC > 7.8348$		0.2682*** (0.0401)
控制变量	是	
N	310	310
R^2	0.8590	0.8265

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%水平下统计学显著性;括号内数字表示统计量标准误差。

改善、优化效果愈加增强。此外,特定门槛值7.8348将人力资本水平分成两个发展阶段,在其超过该门槛值后,数字普惠金融建设可以进一步强化改善、优化区域创新能力的效果。上述回归结果均表明数字普惠金融对区域创新能力的影响确实呈现非线性特征。

五、主要结论与对策建议

(一)主要结论

基于空间异质性假设和2011—2020年中国31个省(自治区、直辖市)的空间面板数据,本文利用空间计量模型、面板门槛模型对中国数字普惠金融影响区域创新能力的空间溢出效应展开实证分析,并对其进行异质性分析和非线性特征检验。主要得出三点结论:第一,从变量的空间相关性来看,我国各省(自治区、直辖市)的区域创新能力和数字普惠金融发展程度均存在显著的空间依赖性,即表现出“高-高”和“低-低”两种类型的空间集聚效应;第二,从整体影响效果来看,增加数字普惠金融服务确实能够有助于增强本区域创新能力,可以帮助地区实现“创新驱动”的转型,但会对邻近区域创新能力产生抑制或冲击的空间溢出效应,该结论在东中西部地区均显著成立,其中在西部地区该“虹吸效应”更为突出;第三,从异质性分析过程来看,数字普惠金融覆盖广度、使用深度均对本区域创新能力存在显著正向促进作用但对邻近区域影响作用不显著;第四,从非线性特征检验结果来看,数字普惠金融对区域创新能力的影响确实存在门槛效应,该影响作用会随着自身发展水平和人力资本水平的提升而显著增强。

(二)对策建议

综合考虑上述研究结论,得出三条对策启示:

第一,以统筹部署、因地制宜为原则,制定区域协调、动态平衡、风险可控的数字普惠金融支持策略,以推动区域创新能力提升。实证结果表明,区域创新能力和数字普惠金融均呈现出高-高型空间关联特征,同时数字普惠金融的确可以改善和优化本区域创新能力,但会对邻近区域创新产生抑制或冲击效果,该负效应在西部地区更为突出。对此,首先是政府层面应该完善顶层设计,健全数字金融风险监管机制,为西部地区提供针对性投资基金和财政补贴等差异化创新激励政策,利用制度机制补偿其创新活动所需成本,改善金融资源、人力资源、物质资源等资源配置的区域协调性和动态平衡性,健全创新引领的区域高质量发展模式。其次,针对数字普惠金融三大维度对于区域创新能力产生的差异化效果,金融机构应积极寻求数字化转型,大力提高数字金融服务的广覆程度和使用深度,并根据数字普惠金融建设的区域性、阶段性差异,实施相应措施提高金融资源与创新资源的适配效率。

第二,以经济高质量发展、乡村振兴为契机,制定城乡协调、产业融合、内外联动的区域发展策略,以改善区域技术创新活动的经济环境。从实证结果来看,缩小城乡收入差距、促进产业升级和缓释贸易冲击有助于促进区域创新能力提升。从城乡协调角度来讲,应当以“共同富裕”为目标,大力实施乡村振兴战略,同时优化收入分配制度,尤其需要提高中西部农民收入水平,进而创造出更多创新性引致需求。从产业融合角度来讲,相邻省份应当注重产业发展的沟通和合作,以比较优势理论为指导合理谋划产业发展布局,避免同质化竞争,同时充分利用数字技术革新传统产业发展模式,推动产业融合、优化和升级来促进区域创新。从内外联动的角度来讲,各地区应当积极寻求“制造”到“智造”的突破,一方面要优化出口贸易产品结构,从主要出口资源密集型产品转为高技术附加值产品;另一方面要充分利用进口贸易具备的技术示范和学习效应,提高对进口科技的吸收能力。

第三,以门槛特征为启示,完善数字普惠金融发展、人才培养正向反馈机制,以扩大延伸数字普惠金融的技术革新效应。从金融市场角度出发,金融市场管理者应当加强区域云计算中心建设和数字货币等公共数字金融产品研发,同时应当出台数字金融监管政策来整顿影子银行、非法集融资等金融行业乱象进而改善业界环境;从金融服务供给方角度出发,金融机构应当全面、充分利用新冠疫情背景下国家大力支持“新基建”的便利,改善数字普惠金融依赖的通信条件;从金融需求方角度出发,客户群体应当主动学习数字普惠金融及相关金融业务知识,进一步提升金融知识素养和金融需求有效性。此外,注重金融资源的公平分配,西部偏远地区人才流失严重,应当创新人才培养方式,建立能够培养出人才并留住人才的长效机制,以此来增加数字普惠金融切实高效改善和优化区域创新能力所需的人才储备。

参考文献

- [1] 卞元超, 吴利华, 白俊红, 2019. 高铁开通是否促进了区域创新?[J]. 金融研究, (6): 132-149.
- [2] 褚翠翠, 佟孟华, 李洋, 等, 2021. 中国数字普惠金融与省域经济增长——基于空间计量模型的实证研究[J]. 经济问题探索, (6): 179-190.
- [3] 崔耕瑞, 2021. 数字金融能否提升中国经济韧性[J]. 山西财经大学学报, 43(12): 29-41.
- [4] 杜传忠, 张远, 2020. “新基建”背景下数字金融的区域创新效应[J]. 财经科学, (5): 30-42.
- [5] 何宏庆, 2019. 数字金融的发展困境与创新进路[J]. 甘肃社会科学, (1): 166-171.
- [6] 黄倩, 李政, 熊德平, 2019. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, (11): 90-101.
- [7] 李雪, 吴福象, 竺李乐, 2021. 数字经济与区域创新绩效[J]. 山西财经大学学报, 43(5): 17-30.
- [8] 刘佳鑫, 李莎, 2021. “双循环”背景下数字金融发展与区域创新水平提升[J]. 经济问题, (6): 24-32.
- [9] 刘伟, 戴冰清, 2022. 数字金融赋能企业创新: 结构、功能与传导路径[J]. 金融发展研究, (3): 39-49.
- [10] 刘心怡, 黄颖, 黄思睿, 等, 2022. 数字普惠金融与共同富裕: 理论机制与经验事实[J]. 金融经济研究, 37(1): 135-149.
- [11] 骆蓓函, 朱伟靖, 张宇, 2021. 互联网发展与区域创新绩效提升[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 24(3): 59-70.
- [12] 吕承超, 王媛媛, 2019. 金融发展、贸易竞争与技术创新效率[J]. 管理学报, 32(4): 21-31.
- [13] 马芬芬, 王满仓, 2021. 数字金融与金融资源配置[J]. 金融理论与实践, (8): 9-19.
- [14] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 等, 2021. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究, (3): 132-150.
- [15] 聂秀华, 吴青, 2021. 数字金融驱动区域技术创新水平提升的空间溢出效应研究[J]. 当代经济管理, 43(12): 85-96.
- [16] 潘爽, 叶德珠, 叶显, 2021. 数字金融普惠了吗——来自城市创新的经验证据[J]. 经济学家, (3): 101-111.
- [17] 齐红倩, 李志创, 2019. 中国普惠金融发展水平测度与评价——基于不同目标群体的微观实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 36(5): 101-117.
- [18] 任碧云, 刘佳鑫, 2021. 数字普惠金融发展与区域创新水平提升——基于内部供给与外部需求视角的分析[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 42(2): 99-111.
- [19] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等, 2016. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 51(9): 73-88.
- [20] 申广军, 2016. “资本-技能互补”假说: 理论、验证及其应用[J]. 经济学(季刊), 15(4): 1653-1682.
- [21] 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, 36(5): 52-66, 9.
- [22] 王海燕, 岳华, 李韞琪, 2022. 数字金融发展对家庭创业决策的影响及机制探讨[J]. 财经理论与实践, 43(2): 24-32.
- [23] 徐忠, 2018. 新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化[J]. 经济研究, 53(7): 4-20.
- [24] 徐子尧, 张莉沙, 刘益志, 2020. 数字普惠金融提升了区域创新能力吗[J]. 财经科学, (11): 17-28.
- [25] 易行健, 周利, 2018. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, (11): 47-67.
- [26] 张金林, 董小凡, 李健, 2022. 数字普惠金融能否推进共同富裕? ——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究, (7): 4-17, 123.
- [27] 张梁, 相广平, 马永凡, 2021. 数字金融对区域创新差距的影响机理分析[J]. 改革, (5): 88-101.
- [28] 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, 42(4): 158-169.
- [29] 郑万腾, 赵红岩, 范宏, 2021. 数字金融发展对区域创新的激励效应研究[J]. 科研管理, 42(4): 138-146.
- [30] 郑雅心, 2020. 数字普惠金融是否可以提高区域创新产出? ——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. 经济问题, (10): 53-61.
- [31] 周利, 冯大威, 易行健, 2020. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家, (5): 99-108.
- [32] DEMERTZIS M, MERLER S, WOLFF G B, 2018. Capital markets union and the fintech opportunity [J]. Journal of Financial Regulation, (4): 157-165.
- [33] DUARTE J, SIEGEL S, YOUNG L, 2012. Trust and credit: The role of appearance in peer-to-peer lending[J]. The Review of Financial Studies, 25(8): 2455-2483.
- [34] JAMES B A, 2011. Financial development, liberalization and technological deepening[J]. European Economic Review, 55(5): 688-701.
- [35] 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.

Research on the Spatial Effect of Digital Inclusive Finance on Regional Innovation Ability

Ma Jun

(Urumqi Central Sub Branch of the People's Bank of China, Urumqi 830002, China)

Abstract: Based on the relevant panel data of 31 provinces (autonomous regions and municipalities) (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include Hong Kong Special Administrative Region, Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.) in China from 2011 to 2020, a spatial econometric model based on the assumption of spatial heterogeneity was introduced to make a quantitative analysis on the effect of digital inclusive finance on regional innovation ability and its sub dimension and sub regional heterogeneity characteristics. The results show that both regional innovation ability and digital inclusive finance show significant spatial correlation. Further empirical research finds that the development of digital inclusive finance can significantly promote regional innovation ability, but there is a negative spatial spillover effect on neighboring regions. The above conclusions are still valid in the eastern, central and western regions, and the “siphon effect” is more prominent in the western region. At the same time, the results of sub dimensional heterogeneity analysis show that both coverage and use depth can effectively enhance regional innovation ability, but its spatial spillover effect is not significant. In addition, the regression results of the threshold effect model based on the nonlinear hypothesis show that the impact of digital inclusive finance on regional innovation ability increases with the improvement of its own development level and human capital level.

Keywords: digital inclusive finance; regional innovation ability; research on spatial effects; heterogeneity analysis