

数字普惠金融影响区域技术创新的空间效应

肖远飞, 李易阳

(昆明理工大学 管理与经济学院, 昆明 650000)

摘要:采用空间杜宾模型实证分析数字普惠金融对区域技术创新影响的空间溢出效应及路径。研究发现区域数字普惠金融发展有利于提升本地区技术创新能力,但对周边地区的技术创新能力会产生总体上的负向影响。一方面,区域数字普惠金融通过削弱周边地区数字普惠金融的发展进而对周边地区的技术创新产生不利影响;另一方面,区域数字普惠金融通过促进本地区技术创新能力的提升进而对周边地区技术创新能力产生正向影响,但该作用途径并不显著。

关键词:数字普惠金融;空间溢出;区域创新

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2022)01-0125-09

创新是衡量一个国家综合国力的重要指标。近些年随着社会经济的发展以及党和国家的高度重视,中国自主创新能力有了长足的进步,但相比于发达国家,中国的创新水平依然存在很大的上升空间,因此如何提高中国的创新能力仍是目前亟待解决的问题。创新的发展离不开资金的支持,但企业作为创新的主体受制于融资难题无法充分发挥其创新优势。数字普惠金融的出现克服了传统金融的融资难题,打破了金融空间溢出的障碍,能够有效缓解中小企业的外部融资约束,降低企业债务融资成本,从而促进企业创新能力的显著提升^[1]。那么,一个地区数字普惠金融的发展能否对其他地区技术创新能力产生影响呢?影响效应如何?通过何种途径实现?这些问题的研究对中国创新发展具有十分重要的意义。

1 文献综述

1.1 关于数字普惠金融相关研究

自 G20 杭州峰会将数字普惠金融列为重要议题以来,数字普惠金融的发展便受到了国内外学者的广泛关注。数字普惠金融的发展为中国互联网金融的发展提供了一条全新的发展道路,加速了中国数字化时代的到来,数字技术特别是互联网技术的发展大大降低了金融机构的服务成本并提高了金融机构的服务水平,同时也提高了中国金融市场的透明度^[2-3]。Honohan 认为数字普惠金融应该具

有扩大内需、刺激经济增长、消除贫困以及实现包容性社会这四大功能^[4]。Kapoor 认为普惠性、包容性的金融服务可以促进经济稳定增长,从而使所有公民都能从经济金融的发展中受益^[5]。随着研究的深入,越来越多的学者认识到数字普惠金融给当今经济生活带来的发展机遇,其中金融与大数据的深度融合是推动经济更好更快发展的关键。

1.2 数字普惠金融与创新的相关研究

有关数字普惠金融与创新之间的关系,国内部分学者研究表明数字普惠金融能够促进企业创新能力的提升。徐子尧等通过机制研究发现,数字普惠金融的发展可以通过地区信贷资源配置状况改善和居民消费数量增加及消费质量提高促进区域创新能力的提升,且这种作用具有明显的地区异质性^[6]。滕磊和徐露月从理论和实证两方面研究了数字普惠金融对企业创新的影响,研究表明数字普惠金融的发展能够有效促进中小企业创新活动的开展,且其对民营企业的促进作用大于国有企业^[7]。万佳或等通过研究发现数字金融发展能够通过缓解企业的融资约束从而对企业创新产生显著的正向影响^[8]。同时国外学者 Maskus 等^[9]、Meier-rieks^[10]、Ahlstrom 和 Bruton^[11]及 Aghion 等^[12]分别从微观企业层面、中观产业层面和宏观国家层面研究证实了金融发展与创新之间具有显著的正向关系,认为金融机构对中小企业的放款意愿在很大

收稿日期:2021-09-12

基金项目:国家自然科学基金(71763014);云南省科技计划项目(2016FB117)。

作者简介:肖远飞(1976—),男,湖南邵阳人,昆明理工大学管理与经济学院,院长,教授,博士,研究方向为开放经济与区域产业发展;李易阳(1997—),女,甘肃张掖人,昆明理工大学管理与经济学院,硕士研究生,研究方向为金融与技术创新。

程度上直接影响着中小企业创新创业活动的顺利进行。

1.3 数字普惠金融空间效应的相关研究

目前有关数字普惠金融空间外部性的研究,国内学者主要从以下几个方面展开。梁丽冰通过构建空间模型对数字普惠金融影响城乡收入差距的空间效应进行了回归分析,结果表明本省市的城乡收入差距对相邻省市具有显著的正向空间溢出效应^[13]。刘丹通过实证分析证明了数字普惠金融在中国不同省份之间均对农民非农收入存在正向的空间溢出效应^[14]。钱鹏岁和孙姝通过构造SDM模型对数字普惠金融发展与贫困减缓之间的关系进行了实证分析,结果表明一个地区数字普惠金融发展水平的提高不仅对本地区减贫有显著的正向作用,同时也能够显著降低其关联地区的贫困率^[15]。黄漫宇和曾凡惠通过实证研究分析证明了数字普惠金融对创业活跃度的提高具有明显的促进作用且存在空间溢出效应^[16]。国外学者主要对技术创新的空间外部性进行研究,对数字普惠金融的空间效应等方面的研究较少。

1.4 技术创新空间效应的相关研究

国内部分学者对技术创新的空间效应进行了相关研究。焦敬娟等采用空间计量模型从创新投入、创新产出和创新潜力3个方面分析和评价了2003—2013年中国各省份区域创新能力的空间溢出效应^[17]。研究表明中国各省市区域创新虽有明显提升,但空间差异总体上呈扩大趋势。区域创新能力及溢出效应在空间上呈明显的东中西地带性,省域及邻近省份区域创新能力的提升均对经济发展产生正向溢出效应。何天祥通过构建动态空间面板数据模型探索了技术溢出的主要因子,实证结果表明,环长株潭城市群存在明显的技术溢出效应和集聚效应,研发投入、产业结构、市场化制度和人均资本是重要促进因子,且存在滞后现象,但外商直接投资和高级人力资源作用不显著^[18]。国外学者Jaffe和Henderson通过专利引用、创新产出和创新活动的空间分布等不同方式证明了知识溢出的存在及其可度量性,同时他们还研究了技术溢出促进产业创新和集聚的机制^[19]。Griliches发现一个行业的技术创新会影响其他行业的生产率^[20]。然而,现有的研究大多集中在企业间技术溢出,从宏观视角分析企业间技术创新空间溢出的文献很少。

综上所述,国内外学者就数字普惠金融与技术

创新各自的空间外部性研究已经取得了一定的成果,但是鲜有学者研究数字普惠金融影响技术创新的空间溢出效应,这是目前中国经济发展的重要研究领域。因此本文在已有研究基础上,重点对数字普惠金融影响区域创新的空间溢出效应及其实现途径进行实证分析,以期更为全面地识别数字普惠金融对技术创新的影响效用,并为相关发展和监管政策提供实证依据。

本文研究的贡献在于:①推进了数字经济领域的研究深度;②正确度量了数字普惠金融对技术创新的总体效应,避免了高估或者低估数字普惠金融对区域技术创新的影响,有利于为国家推动数字普惠金融促进区域创新协调发展提供政策建议。

2 理论分析与研究假设

数字普惠金融彻底改变了传统金融服务的提供方式,它充分利用互联网通信技术不受区域限制的优势,突破了传统金融地理排斥的难题,推动了金融的地理渗透,因此只要用户具备移动网络和终端设备,不论用户身处何处,都可以打破物理网点的限制被纳入金融服务的体系,也就清除了数字普惠金融的空间溢出障碍^[14]。

此外,无论是金融发展理论、创新扩散理论还是知识溢出理论,学者们均对技术创新空间溢出机制的存在持肯定态度,一个地区金融的发展能够对其他地区的金融发展产生影响,一个企业的研发行为也能够对其他企业产生影响^[21]。因此,数字普惠金融对技术创新的影响可能会产生空间溢出效应。

本文提出如下研究假设。

假设1:数字普惠金融能促进技术创新并存在空间溢出效应。

假设2:数字普惠金融促进技术创新的空间溢出效应通过以下两条途径实现(图1):①通过金融发展途径实现技术创新空间溢出(图1中的①所示);②通过创新能力途径实现技术创新空间溢出(图1中的②所示)。

3 研究设计与数据说明

3.1 研究设计

3.1.1 空间自相关分析

使用空间计量方法的前提是判断要考察的数据是否存在空间依赖性,如果存在,方可使用空间计量方法研究要考察数据的空间效应。考虑到空间自相关的复杂性,现阶段存在一系列度量空间自相关的方法,包括Moran's I 、Geary's c 以及Getis-Ord指数。对比上述3种指数发现,Moran's I 指数

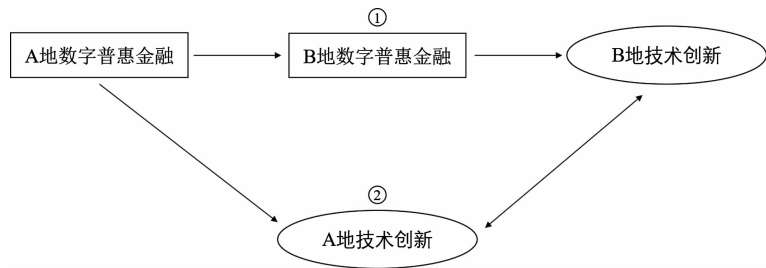


图1 数字普惠金融空间溢出的实现途径

既可以通过全局 Moran’s I 指数测度全局的相关性,也可以通过局域 Moran’s I 指数测度某区域附近的空 间集聚情况,符合本文的研究需要。因此在借鉴前人研究的基础上以及根据本文的需要,采用 Moran’s I 指数来检验模型中各变量的空间相关性,其计算公式为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

式中: $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本的方差; w_{ij} 为空间权重矩阵的 (i, j) 元素; $S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 表示空间权重之和; n 为地区总数。

3.1.2 空间权重矩阵设定

在进行空间计量分析之前,首先需要度量区域之间的空间距离。空间权重的选取主要有 3 种:基于邻近概念的空间权重矩阵、基于地理距离的空间权重矩阵以及基于经济特征的空间权重矩阵。本文选用基于经济特征的空间权重矩阵,即

$$W^* = W \times E \quad (2)$$

式中: W 为基于地理相邻关系的简单权重矩阵;矩阵 E 的主对角元素均为 0,非主对角线的 (i, j) 元素为 $E_{ij} = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}$, $i \neq j$, $\bar{Y}_i$ 为地区在样本期间的人均实际 GDP 平均值, $\bar{Y}_j$ 为地区 j 在样本期间的人均实际 GDP 平均值。

3.1.3 空间计量模型设定

依据刘晨旭等^[22]、叶茜茜^[23]、梁丽冰^[13]的思路,运用 SDM 模型,模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{Innov}_{it} = & \beta_0 + \rho \text{WInnov}_{it} + \beta_1 \ln \text{DFII}_{it} + \\ & \beta_2 \ln \text{Gov}_{it} + \beta_3 \ln \text{Inf}_{it} + \beta_4 \ln \text{Mar}_{it} + \beta_5 \ln \text{Eco}_{it} + \\ & \theta_1 \text{WX}_{it} + \theta_2 \text{WK}_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\mu_{it} = \lambda \text{W}\mu_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

式中:Innov 为被解释变量,表示各省的技术创新能力;DFII 为解释变量,表示各省数字普惠金融发展水平;Gov、Inf、Mar 以及 Eco 为控制变量,分别表示各省政府干预程度、全社会固定资产投资额、市场化程度以及经济发展水平,为检验模型的自相关和异方差,并呈现解释变量对被解释变量的弹性系数的大小关系,本文对上述解释变量和控制变量取对数; W 为经济空间权重矩阵; X 和 K 分别表示前述解释变量和控制变量; μ 和 ε 为正态分布的随机误差向量; ρ 和 θ 为空间相关系数; λ 为空间误差系数; i 表示不同省份; t 表示不同年份。

3.2 样本选择与数据来源

1)被解释变量:区域创新能力(Innov)。有关区域创新能力的定义,学术界并没有统一标准,以往学者大都采用企业专利申请数、授权数以及企业创新研发投入等来衡量企业的创新能力。本文依据彭丽洁^[24]有关区域创新能力的测度值,该值包含创新投入和创新产出两方面内容,能更为全面地反映中国区域创新能力。

2)核心解释变量:数字普惠金融指数(DFII)。本文依据《北京大学数字普惠金融指数(2011—2018 年)》,该指数由北京大学互联网金融研究中心以蚂蚁金服提供的数据为基础,时间跨度覆盖 2011—2018 年。

3)控制变量:为使模型的估计更为准确,本文还考虑了其他可能对区域创新能力造成影响的因素,具体包括地区经济发展水平(Eco)、政府干预程度(Gov)、市场化水平(Mar)、地区基础设施水平(Inf)。

研究所取数据为中国 31 个省区市 2011—2018 年的面板数据(因数据获得性,港澳台未计算)。除被解释变量外,模型研究所用的其他数据来自《中国统计年鉴》、国泰安数据库与《北京大学数字普惠金融指数报告(2011—2018 年)》。

模型中涉及各类变量见表 1。表 2 为本研究所使用到的各变量的描述性统计。

表 1 模型中的各类变量

变量类型	变量	变量测量
被解释变量	企业创新能力(Innov)	数据包络分析对区域创新能力的测度值
核心解释变量	数字普惠金融指数(DFII)	北大各省数字普惠金融指数
控制变量	地区经济发展水平(Eco)	地区 GDP/全国 GDP
	政府干预程度(Gov)	政府科技支出/地方 GDP
	地区基础设施水平(Inf)	全社会固定资产投资额
	地区市场化发展水平(Mar)	地区市场化指数

表 2 变量描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
Innov	企业创新能力	0.642	0.214	0.06	1.108
DFII	数字普惠金融指数	187.11	85.194	16.22	377.73
Eco	地区经济发展水平	0.034	0.265	0.001 1	0.117
Gov	政府干预程度	0.004	0.002 7	0.001 25	0.014
Inf	地区基础设施水平	14 031.71	11 235.44	93.3	54 236
Mar	地区市场化发展水平	6.386	2.159	-0.3	10.31

4 实证研究

4.1 空间相关性检验

考虑到区域技术创新会导致资本、技术和人才等生产要素的跨区域流动以及数字普惠金融自身的空间扩散性,在选择模型之前需要对被解释变量与核心解释变量进行空间自相关检验。本文基于经济空间权重矩阵,运用 Stata 分别计算了区域技术创新的全局 Moran’s *I* 指数与数字普惠金融的全局 Moran’s *I* 指数,计算结果见表 3。

表 3 2011—2018 年各区域技术创新和数字普惠金融 Moran’s *I* 指数的检验结果

年份	技术创新 Moran’s <i>I</i> 指数		数字普惠金融 Moran’s <i>I</i> 指数	
	Moran’s <i>I</i>	z 值	Moran’s <i>I</i>	z 值
2011	0.216***	2.725	0.322***	3.92
2012	0.279***	3.450	0.32***	3.936
2013	0.199***	2.550	0.305***	3.781
2014	0.199***	2.571	0.316***	3.909
2015	0.24***	3.014	0.303***	3.766
2016	0.183***	2.448	0.312***	3.878
2017	0.205***	2.731	0.258***	3.278
2018	0.156**	2.177	0.226***	2.879

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。下同。

表 3 结果显示,2011—2018 年各区域技术创新以及数字普惠金融的 Moran’s *I* 指数值均为正,且在 1%的水平下显著,这意味着中国各地区技术创新以及数字普惠金融的发展存在较强的空间溢出效应且与经济发展密切相关。但从 Moran’s *I* 指数变化来看,中国各地区技术创新及数字普惠金融的

空间相关性有所下降,表明中国各区域技术创新以及数字普惠金融在空间分布上呈现出一定的分散化水平。

上述的全局 Moran’s *I* 指数检验的是整体空间相关性,若要对各地区的局部空间相关性进行检验,则需要运用局部 Moran’s *I* 指数散点图(图 2~图 5)。

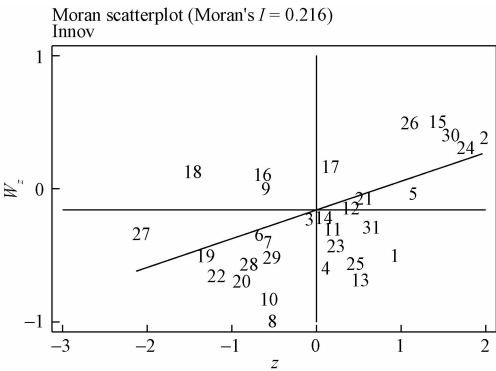


图 2 2011 年技术创新局部 Moran’s *I* 指数散点图

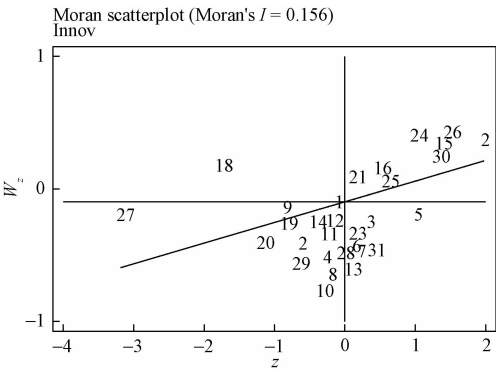


图 3 2018 年技术创新局部 Moran’s *I* 指数散点图

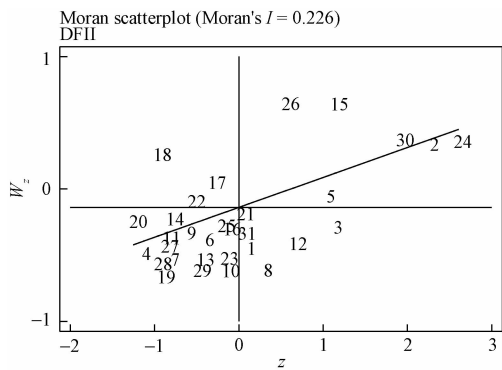


图 4 2011 年数字普惠金融局部 Moran's I 指数散点图

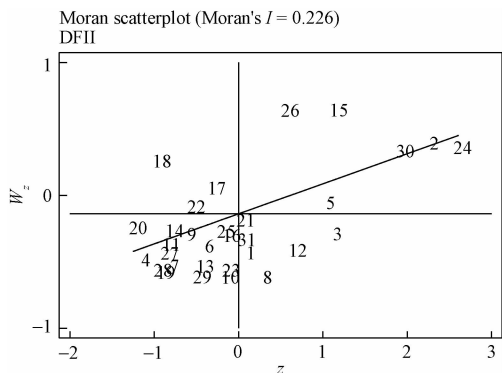


图 5 2018 年数字普惠金融局部 Moran's I 指数散点图

图 2~图 5 分别给出了 2011 年和 2018 年中国各地区技术创新和数字普惠金融的局域 Moran's I 散点图。可以看出,2011 年和 2018 年绝大多数地区都处在高-高或者低-低象限,技术创新和数字普惠金融总体呈现出集聚的态势。因此,综上研究,为了得到更加精确的估计结果,需要将空间效应纳入分析。

4.2 空间计量回归结果

空间自相关检验结果表明,各省市数字普惠金融、技术创新存在空间集聚特征,因此本文采用 SDM 模型对两者关系进行统计检验。在进行空间计量回归之前,首先需要运用 Hausman 检验对固定效应模型和随机效应模型进行选择,根据修正的 Hausman 检验结果,在 1% 的显著性水平下本文应选用固定效应模型。类比 OLS 模型,其 Hausman 检验 P 值为 0.000,说明 OLS 模型回归也应选用固定效应模型。因此,本文选用时间固定效应的 SDM 模型进行回归估计,结果见表 4。

表 4 显示,相较于 OLS 模型,SDM 模型的 R^2 显著减小, σ^2_e 显著,说明空间模型能更好地拟合数字普惠金融对区域技术创新的影响,证明了

数字普惠金融影响区域技术创新存在空间溢出效应。回归结果显示跨地区数字普惠金融的溢出效应在 10% 的水平上显著,空间溢出系数的估计值为 -0.35,表明在其他条件不变的情况下,一个地区数字普惠金融发展水平每上升 1 单位,与其具有相似经济特征地区的区域创新能力将下降 0.35%。究其原因,可能由于本地区在大力发展数字普惠金融的过程中会吸引周边地区创新资金、人才以及互联网公司优质资源的流入,从而不利于周边地区技术创新能力的提升。

表 4 数字普惠金融对技术创新影响的回归结果

变量类型	变量	被解释变量： Innov	被解释变量： Innov
		OLS	SDM
核心解释变量	ln DFII	0.036*** (2.98)	0.165*** (2.8)
控制变量	ln Eco	0.106*** (6.77)	0.092*** (3.78)
	ln Gov	0.171*** (10.67)	0.132*** (7.54)
	ln Mar	0.136*** (5.97)	0.11*** (4.87)
	ln Inf	−0.028** (−2.38)	−0.183 (−0.79)
常数项	_cons	1.82*** (9.72)	
核心解释变量	Wln DFII		−0.35* (−2.23)
控制变量	Wln Eco		0.105* (1.73)
	Wln Gov		0.248*** (4.52)
	Wln Mar		0.044 (0.46)
	Wln Inf		−0.028 (−0.49)
其他	N	248	248
	R ²	0.72	0.504
	Hausman	40.26	59.75
		固定效应	固定效应
	sigma2_e		0.011*** (11.27)
	Number of code	31	31

在控制变量方面:①经济发展水平和政府干预程度不仅对本地区技术创新能力的提升有正向作用,对与其具有相似经济特征地区技术创新能力的提升也具有明显的正向作用。②市场化水平对本地区技术创新能力的提升有明显的正向作用,但是对与其具有相似经济特征地区技术创新能力的提升影响不明显。③地区基础设施水平不论对本地

区还是与其具有相似经济特征地区技术创新的影响均为负,说明一个地区对基础设施的投资力度越大,越不利于本地及其他地区技术创新能力的提升。

由于数字普惠金融存在空间溢出效应,数字普惠金融发展的系数不可再单独解释为对区域技术创新的边际效应,因此将上述空间回归结果进行分解,以便能更准确地解释数字普惠金融发展对区域技术创新的直接影响与间接影响。各效应分解结果见表 5。

表 5 数字普惠金融对技术创新影响的空间效应分解

变量类型	变量	SDM(被解释变量:Innov)		
		直接效应	间接效应	总效应
核心解释变量	Wln DFII	0.176*** (2.82)	-0.33** (-2.32)	-0.16 (-1.3)
控制变量	Wln Eco	0.089*** (3.75)	0.079 (1.48)	0.168*** (2.16)
	Wln Gov	0.128*** (7.22)	0.199*** (4.14)	0.327*** (7.29)
	Wln Mar	-0.109** (4.97)	0.028 (0.33)	0.0137 (1.52)
	Wln Inf	-0.016 (-0.71)	-0.023 (-0.43)	-0.039 (-0.73)

根据表 5 的回归结果,数字普惠金融影响区域创新的直接效应和间接效应的系数分别为 0.176 和 -0.33,分别在 1%和 5%的水平上显著。说明数字普惠金融的发展有利于本地区技术创新能力的提升,但会降低与其具有相似经济特征地区的创新能力,并且负的间接效应大于正的直接效应。数字普惠金融每增加一单位,本地区技术创新能力会提高 0.176%,与其具有相似经济特征地区的技术创新能力将下降 0.33%。因此,如果忽略空间溢出这一特征,则会高估数字普惠金融发展对区域技术创新的贡献。

在控制变量中,政府干预程度对区域技术创新的直接效应和间接效应为 0.128 和 0.199,均在 1%的水平上显著,说明政府财政支出的增加有利于本地和与其具有相似经济特征地区的技术创新能力的提升。地区经济发展水平、市场化程度以及地区基础设施水平的间接效应未通过显著性检验。

4.3 稳健性检验

为检验研究结果的稳健性,本文选取邻接矩阵进一步对模型(3)进行实证检验,邻接权重矩阵设定为 $W^G = \begin{cases} 1, \text{地区 } i \text{ 与 } j \text{ 邻接} \\ 0, \text{地区 } i \text{ 与 } j \text{ 不邻接} \end{cases}$, 其中, $i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, n$ 。当 $W^G=1$ 时两个区域相邻;当

$W^G=0$ 时两个区域不相邻。基于邻接权重矩阵 SDM 模型的估计结果见表 6。表 7 为稳健性检验结果的效应分解。

表 6 基于邻接权重矩阵的稳健性检验

变量类型	变量	SDM(被解释变量:Innov)	
		普通面板	空间面板
核心解释变量	ln DFII	0.15** (2.4)	-0.202** (-2.15)
控制变量	ln Eco	0.09*** (3.74)	-0.868* (-1.75)
	ln Gov	0.144*** (8.36)	0.134*** (4.01)
	ln Mar	0.153*** (6.51)	0.22*** (3.48)
	ln Inf	-0.035 (-1.45)	-0.044 (-1.06)

表 7 稳健性检验效应分解

变量类型	变量	SDM(被解释变量:Innov)		
		直接效应	间接效应	总效应
核心解释变量	ln DFII	0.151** (2.37)	-0.202** (-2.19)	-0.051 (-1.68)
控制变量	ln Eco	0.089*** (3.71)	-0.086 (-1.58)	0.0028 (4.09)
	ln Gov	0.146*** (8.87)	0.137*** (4.99)	0.283*** (9.94)
	ln Mar	0.154*** (6.57)	0.231*** (3.19)	0.385*** (4.63)
	ln Inf	-0.034 (-1.032)	-0.049 (-1.09)	-0.083* (-1.95)

表 6、表 7 结果显示,数字普惠金融对区域技术创新间接影响的系数为负,且在 5%的水平上显著,这与用经济距离权重矩阵做出来的结果一致。其余控制变量对区域技术创新的影响系数符号也与经济距离权重矩阵的估计结果基本一致。由此可见,本文的实证研究结果具有稳健性和可靠性。

5 传导路径的检验

上述分析表明,一个地区数字普惠金融的发展不利于周边地区技术创新能力的提升。那么一个地区数字普惠金融的发展如何对周边地区的技术创新能力产生影响? 本文认为主要通过以下两种路径实现:①一个地区数字普惠金融的发展首先会影响到周边地区数字普惠金融的发展,进而对其周边区的创新能力产生影响;②一个地区数字普惠金融的发展会对本地区创新能力产生影响,而本地区创新能力的提升又会影响到周边地区创新能力的发展。因此,接下来主要对上述两种传导途径分别进行实证检验。本部分依然选用时间固定效应的

SDM 模型进行回归分析,空间权重采用经济距离矩阵。

5.1 金融发展途径的实证检验

为检验该路径,沿用之前的模型,依然选用基于经济距离的空间权重矩阵,模型构建如下:

DFII_{it} = α₀ + α₁Wln DFII_{it} + α₂ln Gov_{it} + α₃ln Inf_{it} + α₄ln Mar_{it} + α₅ln Eco_{it} + θ₁WK_{it} + μ_{it} (5)

μ_{it} = λWμ_{it} + ε_{it}, ε ~ N(0, σ²I_n) (6)

式中:DFII 为被解释变量,表示各省的数字普惠金融发展水平;Wln DFII 为滞后项;α₁ 用来度量 Wln DFII对 DFII 的影响;Gov、Inf、Mar 以及 Eco 为控制变量。本部分检验依然对上述解释变量和控制变量取对数。该路径主要检验数字普惠金融的发展能否对其他地区数字普惠金融的发展产生空间效应。实证检验结果及空间效应的分解见表 8。

表 8 数字普惠金融的空间溢出效应及分解

变量类型	变量	SDM(被解释变量:DFII)			
		空间面板	直接效应	间接效应	总效应
核心解释变量	ln DFII	-103.71*** (-7.05)	47.417*** (8.76)	-121.15*** (-5.12)	-73.72*** (-3.12)
	ln Eco	17.84*** (3.22)	9.12*** (4.05)	27.29*** (3.28)	36.42*** (3.97)
控制变量	ln Gov	13.59*** (2.69)	14.61*** (9.32)	14.619*** (9.32)	38.02*** (5.05)
	ln Mar	38.4*** (4.12)	7.16*** (3.04)	7.17*** (3.04)	61.99*** (4.08)
	ln Inf	-17.96*** (-3.3)	-4.84 (-2.33)	-25.93*** (-3.28)	-30.77*** (-3.64)
其他	N	248			
	R ²	0.868			
	Hausman	固定效应			
	sigma2_e	92.79*** (10.74)			
	Number of code	31			

根据表 8 回归结果可知,数字普惠金融的间接效应系数为-121.15,且在 1%的水平上显著,说明一个地区数字普惠金融发展水平的提高不利于与其具有相似经济特征地区数字普惠金融的发展。有关学者已经证明一个地区数字普惠金融的发展能够促进该地区创新能力的提升^[1],那么一个地区数字普惠金融发展水平被削弱,将不利于本地区创新能力的提升,这与表 5 中的研究结论一致。

5.2 技术能力途径的实证检验

接下来对第二条传导路径进行实证检验,该检

验模型构建如下:

Innov_{it} = δ₀ + δ₁Wln Innov_{it} + δ₂ln DFII_{it} + δ₃ln Gov_{it} + δ₄ln Inf_{it} + δ₅ln Mar_{it} + ln Eco_{it} + θ₁WK_{it} + μ_{it} (7)

μ_{it} = λWμ_{it} + ε_{it}, ε ~ N(0, σ²I_n) (8)

式中:Innov 为被解释变量,表示各省的区域创新能力;Wln Innov 为滞后项;δ₁ 用来度量 Wln Innov 对 Innov 的影响;DFII、Gov、Inf、Mar 以及 Eco 为控制变量,本部分依然对上述解释变量和控制变量取对数。该路径主要检验区域技术创新能否对其他地区的技术创新产生空间效应。实证检验结果及空间效应的分解见表 9。

表 9 区域技术创新空间溢出效应及分解

变量类型	变量	SDM(被解释变量:Innov)			
		空间面板	直接效应	间接效应	总效应
核心解释变量	ln Innov	0.061 (0.77)	0.383*** (31.14)	0.025 (0.56)	0.407*** (8.6)
	ln DFII	-0.19*** (-2.66)	0.083*** (3.12)	-0.186*** (-2.74)	-0.104* (-1.77)
控制变量	ln Eco	0.091*** (3.21)	0.052*** (5.02)	0.083*** (3.23)	0.135*** (5.06)
	ln Gov	0.163*** (6.15)	0.065*** (7.62)	0.149*** (5.47)	0.214*** (7.64)
	ln Mar	0.086* (1.87)	-0.087*** (-7.68)	0.086** (2.02)	-0.001 (-0.02)
	ln Inf	-0.0586** (-2.19)	-0.022 (-2.27)	-0.053** (-2.13)	-0.075*** (-2.95)
	N	248			
其他	R ²	0.855			
	Hausman	固定效应			
	sigma2_e	0.0021*** (10.56)			
	Number of code	31			

表 9 的回归结果显示,区域技术创新间接影响的系数为负但不显著,说明一个地区技术创新能力难以对其他地区的技术创新能力产生影响。在控制变量中,进一步分析到数字普惠金融的间接效应的影响系数为-0.186,且在 1%的水平上显著,该结论与表 5 中的研究结果一致。除此之外,表 8 和表 9 中全社会固定资产投资额(Inf)不论是直接效应还是空间效应均为负值,该结论也与前文结论一致。

6 结论与政策建议

6.1 结论

基于 2011—2018 年中国 31 个省区市的面板数据,以数字普惠金融指数及区域创新能力作为核心

解释变量和被解释变量,并加入其他影响区域创新能力的控制变量,在基于空间相关性检验以及SDM模型检验的基础上,使用经济距离矩阵研究了数字普惠金融对区域技术创新的空间溢出效应,并用邻接矩阵检验了结果的稳健性。

研究结果表明:一个地区数字普惠金融的发展,对与其具有相似经济特征地区或相邻地区的创新具有负的空间溢出效应;本地区数字普惠金融的发展不利于周边地区数字普惠金融的发展;本地区技术创新能力的提升对周边地区技术创新能力的提升存在不显著的正向效应;政府干预程度对区域技术创新有显著的直接和间接的正向作用;地区经济发展水平、市场化程度以及地区基础设施水平对技术创新的空间溢出效应不显著。

6.2 政策建议

基于上述结论,提出以下发展建议:

1)各地区在制定创新政策时,应当充分考虑技术创新与数字普惠金融的发展在空间上的关联性,注重区域之间的协调推进,合理配置数字资源。

2)目前数字普惠金融在我国的发展仍然呈现出差异化的二元结构,数字普惠金融发展不充分、不均衡。因此,政府应当加大对边远地区及欠发达地区的财政支持力度,加大数字技术的普及程度,并最大程度的满足不同收入群体的金融服务需求。

3)鼓励地方企业加大自身的研发投入,尽管良好的制度以及数字化环境有利于企业创新能力的提升,但是企业创新能力提升的关键还是靠企业自身研发投入的增加。

参考文献

- [1] 梁榜,张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗? 来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学, 2019, 41(5): 74-86.
- [2] 唐宁. 数字普惠金融的中国实践与未来发展[J]. 清华金融评论, 2016(12): 49-50.
- [3] 王海军,王念,戴冠. “普惠”金融背景的互联网金融:理论解构与政策分析[J]. 上海金融学院学报, 2014(4): 32-44.
- [4] HONOHAN P. Measuring microfinance access: Building on existing cross-country data[J]. Social Science Electronic Publishing, 2005, 2: 775-795.
- [5] KAPOOR A. Financial inclusion and the future of the Indian economy[J]. Futures, 2013, 10: 35-42.
- [6] 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[J]. 财经科学, 2020(11): 17-28.
- [7] 滕磊,徐露月. 数字普惠金融对中小企业创新的影响研究[J]. 华北金融, 2020(8): 71-77.
- [8] 万佳璇,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.
- [9] MASKUS K E, NEUMANN R, SEIDEL T. How national and international financial development affect industrial R&D[J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 56(1): 72-83.
- [10] MEIERRIEKS D. Financial development and innovation: is there evidence of a Schumpeterian finance innovation nexus? [J]. Annals of Economics and Finance, 2014, 15(2): 343-363.
- [11] AHLSTROM D, BRUTON G D. Rapid institutional shifts and the co-evolution of entrepreneurial firms in transition economies[J]. Entrepreneurship Theory & Practice, 2010, 34(3): 531-554.
- [12] AGHION P, FALLY T, SCARPETTA S. Credit constraints as a barrier to the entry and post-entry growth of firms[J]. Economic Policy, 2007, 22: 731-779.
- [13] 梁丽冰. 数字普惠金融对城乡收入差距的空间溢出效应:以我国30个省市自治区为例[J]. 经营管理, 2020(1): 68-76.
- [14] 刘丹. 数字普惠金融发展对农民非农收入的空间溢出效应[J]. 金融经济研究, 2019(5): 57-66.
- [15] 钱鹏岁,孙姝. 数字普惠金融发展与贫困减缓:基于空间杜宾模型的实证研究[J]. 武汉金融, 2019(6): 39-46.
- [16] 黄漫宇,曾凡惠. 数字普惠金融对创业活跃度的空间溢出效应分析[J]. 软科学, 2021, 35(2): 14-25.
- [17] 焦敬娟,王姣娥,程珂. 中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应[J]. 经济地理, 2017, 37(9): 11-18.
- [18] 何天祥. 环长株潭城市群技术进步及空间溢出效应研究[J]. 经济地理, 2014, 34(5): 109-115.
- [19] JAFFE A B, HENDERSON T R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 577-598.
- [20] GRILICHES Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth[J]. The Bell Journal of Economics, 2014, 10: 92-116.
- [21] 李善民,曹宁,王彩萍. 内外资企业技术溢出效应与企业的自主创新:基于中国高科技产业的实证研究[J]. 财经问题研究, 2014(5): 90-96.
- [22] 刘晨旭,何茜茜,乔银,等. 安徽省人力资本对技术创新的影响:基于空间计量的实证研究[J]. 当代经济, 2020(10): 56-60.
- [23] 叶茜茜. 互联网金融技术创新扩散的空间溢出效应:基于P2P网贷数据的实证检验[J]. 中国流通经济, 2016, 30(9): 76-83.
- [24] 彭丽洁. 空间视角下人口结构对我国区域创新能力影响研究[D]. 燕山:燕山大学, 2020.

The Spatial Effect of Digital Inclusive Finance on Regional Technological Innovation

XIAO Yuanfei, LI Yiyang

(School of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650000, China)

Abstract: Using the Spatial Dubin Model, empirically analyzes the spatial spillover effect and path of the impact of digital inclusive finance on regional technological innovation. It is found that the development of regional digital financial inclusion is conducive to improving the technological innovation capabilities of the region, but it will have an overall negative impact on the technological innovation capabilities of surrounding areas. On the one hand, regional digital financial inclusion has a negative impact on the technological innovation of surrounding areas by weakening the development of digital financial inclusion in surrounding areas. On the other hand, regional digital financial inclusion has a positive impact on the technological innovation capabilities of surrounding areas by promoting the improvement of the technological innovation capabilities of the region, but this effect is not significant.

Keywords: digital inclusive finance; spatial spillover; regional innovation