

【区域协调发展】

数字普惠金融对中部地区经济增长的 空间溢出效应研究*

李莉莉 何龙辉 何广文

摘要:在中国经济发展区域不平衡背景下,研究数字普惠金融对区域经济增长的空间溢出效应具有理论与现实意义。通过构建空间计量模型,采集2011—2021年中国中部地区80个地级市的数据,实证分析表明:第一,数字普惠金融发展和经济增长均存在空间集聚性,且总体上呈现显著的正向空间相关性;第二,数字普惠金融的发展可以推动本地区的经济增长;第三,数字普惠金融的发展阻碍了邻近地区的经济增长。据此建议:一是加强数字普惠金融基础设施建设,普及金融知识;二是深化区域金融合作;三是制定行业进入准则,提高相应补贴;四是推动产业结构升级;五是强化风险监管,保护客户合法权益。

关键词:数字普惠金融;经济增长;空间溢出效应;空间计量模型

中图分类号:F832 文献标识码:A 文章编号:2095-5766(2024)04-0057-10 收稿日期:2023-09-13

*基金项目:国家自然科学基金管理科学部应急项目“金融支持乡村振兴的政策创新研究”(72141003);河南财经政法大学华贸金融研究院2021年度科研项目“乡村振兴背景下农村商业银行转型发展研究”(19)。

作者简介:李莉莉,女,河南财经政法大学金融学院副教授,硕士生导师,博士(郑州 450016)。

何龙辉,男,河南财经政法大学金融学院硕士生(郑州 450016)。

何广文,男,中国农业大学经济管理学院教授,博士生导师,博士(北京 100083)。

一、引言

由于中国经济发展具有特殊性,经济发展问题成为国内学术界的热点,已有研究表明,传统金融的发展能够推动地区经济的高质量发展(王珂凡等,2021),而且可以通过提高资源配置效率、提升创新水平和降低风险等方式进一步促进经济增长(黎蕾蕾,2020;孙志红等,2021)。数字普惠金融作为数字技术与传统金融有效结合的产物,是一种新兴的金融发展模式,其与区域经济增长之间的关系受到众多学者的关注,成为亟待探究的问题。

国内外学者就传统金融能够促进经济增长这

一结论达成共识(田菁,2017;陈虹旭,2021),且国内不少学者认为传统金融对经济增长具有空间溢出效应,即传统金融不仅能促进本地区经济增长,也能带动周边地区经济发展(温红梅等,2020;刘光彦等,2022)。随着数字普惠金融的发展,研究进一步拓展至数字普惠金融对经济发展的作用方面,与传统金融的促进作用机制类似,相关研究表明,数字普惠金融可以推动经济发展(吕江林等,2021;杨刚等,2022),但由于数字化因素的介入,关于数字普惠金融是否像传统金融一样对区域经济增长具有空间溢出效应方面的研究极少,并且,如果有空间溢出效应,这种溢出效应又是怎样的?这一问题值得研究。

区别于以往的研究,本文的创新点主要在于:第一,本文主要着眼于数字普惠金融对区域经济的空间溢出效应,关注本地区数字普惠金融发展对周边地区经济增长的影响。第二,本文立足于中部地区80个地级市的发展实际,将地级市的相关数据作为样本进行实证分析。

二、研究述评

传统金融发展对经济增长具有显著的正向作用已经成为共识,从Joseph A S(1911)的开创性研究开始,主要结论有:第一,金融发展能促进地区经济增长,且在经济落后地区促进作用更加明显(王立平等,2020)。第二,金融发展可以通过提高收入水平来改善收入分配,增加投资,进而推动经济增长(Favarrà G, 2003);第三,金融发展通过扩大股票市场规模和提高银行盈利能力促进经济增长(田菁,2017);第四,金融可以发挥其中介功能,为企业的经营、投资等一系列活动提供资金支持,扩大其生产规模,提高技术创新水平,从而推动经济增长(阳佳余等,2018)。

传统金融对经济增长空间溢出效应的主要结论是,金融发展不仅可以明显地推动本地区经济的高质量发展,而且可以使邻近地区的经济发展受益(王珂凡等,2021;刘光彦等,2022),显现出积极的溢出效应(马昱等,2022)。同时,从金融的多个维度来看,第一,金融规模和结构对经济增长产生显著的反向影响,而提升金融效率可以同时推动本地区和周边地区的经济增长(王淑英等,2016)。第二,对不同金融行业而言,传统信贷业的发展对本地区以及周边地区的经济增长均具有正向促进作用,而保险业和证券业并未发挥出其积极的推动作用(赵放,2017)。

数字普惠金融影响经济增长的相关研究表明,数字普惠金融可以通过提高资源配置效率和增加金融供给来促进收入均等,从而推动经济发展(Aditi K, 2014)。但这种促进作用具有明显的地区差异性,西部地区最大,东部地区次之,中部地区最小(吕江林等,2021)。此外,数字普惠金融不仅可以通过发挥中小企业发展效应和产业结构优化效应来影响区域经济增长(张贺,2021),还可以通过发挥优化产业升级、扩大技术溢出及提升创新能力

的中介效应来促进后者的发展(常建新等,2021)。同时,也有部分学者认为在某些情况下,数字普惠金融可能会抑制经济增长。Sahay R, et al.(2015)发现数字普惠金融对地区经济增长产生了倒“U”型影响。詹韵秋(2018)的研究进一步指出,数字普惠金融与经济增长数量之间存在“U”型关系,与经济增长质量之间存在倒“U”型关系,在样本期间内,绝大多数地区的数字普惠金融发展水平未超过拐点,这表明,数字普惠金融的经济增长数量效应和质量效应分别处于抑制区间和上升区间。

综上,现有研究主要集中在数字普惠金融对区域经济增长的促进作用分析上,较少有文献分析前者对后者的空间溢出效应,而这正是本文的研究内容。

三、理论逻辑与研究假设

基于金融发展相关理论以及前人的研究,下面从三个方面阐释本文的理论逻辑并提出相应假设。

(一)数字普惠金融对区域经济增长的影响

数字普惠金融可以降低客户获得金融服务的门槛,为客户提供新型的数字化金融借贷产品,实现无实物抵押的资金借贷,有效缓解客户资金周转不足等难题。随着数字技术的进步,数字普惠金融为客户增添了新的金融交易渠道,在很大程度上提升了金融交易的便利性,降低了金融服务的交易成本,为金融机构开展普惠金融服务提供了动力。由此可见,数字普惠金融产品满足了人们多样化的金融需求,且在便利其日常生活方面发挥了积极作用,进而可以激发人们的消费活力,促进经济增长。此外,数字普惠金融的出现有效缓解了小微企业融资难的问题,利用大数据分析,基于用户的大量数据信息所构造的风险评估模型,对于协助小微企业跨越融资约束门槛作用显著,从而进一步激发其创新活力。创新活动的有效开展为人们提供了更多就业机会,吸纳了更多就业人口,从而进一步促进经济发展。

对于金融机构而言,数字普惠金融业务的作用机制主要在于信息获取成本的降低,尤其是有利于金融机构更便捷地获取客户先进技术运用方面的信息收集,从而有助于扩大技术溢出,进而对经济增长产生正向影响。数字普惠金融的发展使得交

易信息与渠道更加透明,有利于实现资本集聚,促进产业结构转型升级。开展数字金融业务的金融机构也可以利用自身的信用创造和扩张功能,有效引导资金流入重点产业,创新产业结构,激发产业发展活力。因此,可以认为发展数字普惠金融能够提升资源配置效率,从而推动产业结构转型升级,进一步促进经济增长。

综合上述分析,本文列出了相应的逻辑图(见图1)并提出如下假设。

假设1:数字普惠金融的发展促进了经济增长。

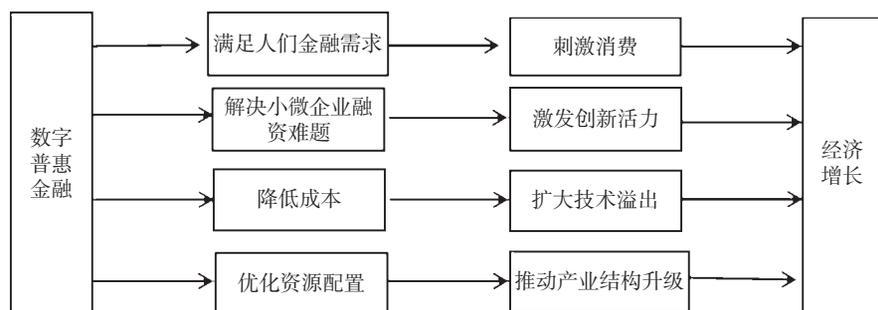


图1 数字普惠金融促进经济增长逻辑图

资料来源:作者绘制。

(二)数字普惠金融和区域经济增长的空间相关性

经济的快速发展促进了地区间金融的紧密联系。对于金融机构而言,不同地区金融机构之间的信息共享有助于降低金融机构的技术投入等成本,这也成为数字普惠金融快速发展的良好环境。一方面,数字普惠金融呈现出空间集聚的特点(郭峰等,2020);另一方面,在通信与网络技术的支持下,不同地区金融机构之间的合作也在不断加强,在数字普惠金融整体实施效率提升的同时,也推动了数字普惠金融相关产业产生集聚效应。同时,数字化技术的相互模仿、学习,有利于促进区域间数字普惠金融的互动,进而促使数字普惠金融呈现出空间集聚特征。

金融领域市场化改革不断深化,生产要素和产品的跨区域流动进一步加强,区域外要素和产品的流入,也为本区域经济发展提供了良好条件。在一定程度上,这也反映了区域外经济发展能够带动本地区的经济发展,也即经济发展呈现出空间集聚特征。因此,本文提出如下假设。

假设2:数字普惠金融和区域经济增长均存在正向的空间相关性。

(三)数字普惠金融对区域经济增长的空间溢出效应

数字普惠金融的发展提升了金融机构的创新能力,增加了产品类别,进而扩大了金融交易的规模,金融交易的主体也可从中获取全面的产品信息,实现了金融交易市场的公开透明。同时,本地区金融交易规模的扩大,有利于吸收邻近地区金融资源,比如人才、资本等资源的流入,这促进了本地区的经济增长,但是社会中的金融资源是有限的,资源的流出会导致邻近地区的金融资源减少,进而抑制了邻近地区的经济增长。

虽然数字普惠金融的发展在一定程度上促进了地区的经济发展,但发达地区和欠发达地区之间仍然存在着金融资源分化问题,加快了经济机会和收入在区域间的再分配。如果数字普惠金融的发展造成收入再分配不佳,就会进一步加大贫富差距,加剧区域经济发展的不平衡,其表现为发达地区在吸收资金、吸引人才资源和技术创新等方面具有较强的优势,而欠发达地区由于自身地理位置比较偏远,经济发展速度缓慢等,可能会出现数字金融诈骗和私人信息泄露等问题。同时,部分农村群体缺乏相应的金融知识,数字金融素养不高,经济水平低却又缺乏信贷支持,这可能会导致农村群体“数字金融排斥”现象发生,再加上信息化过程中产生的数字鸿沟问题,将会进一步抑制地区的经济增长。因此,本文提出如下假设。

假设3:数字普惠金融的发展会抑制邻近地区的经济增长。

四、研究设计

本部分对研究数据的来源、变量选取及模型设计进行说明。

(一)数据来源

本文将中国中部地区的80个地级市作为研究样本,以确保样本容量足够大,样本数据足够具体化,从而使得回归结果更加准确。基于对数据可得性、连续性等方面的考虑,本文选取2011—2021年

80个地级市的相关数据进行实证分析,数据来源包括:第一,各省统计年鉴或统计公报;第二,北京大学数字金融研究中心发布的地级市数字普惠金融指数(郭峰等,2020)。对于个别缺失数据,本文采用线性插值法补全。

(二)变量选取

1.被解释变量

经济增长水平($\ln P_{gdp}$):一般而言,人均国内生产总值可以作为衡量一个地区经济增长状况的指标。本文借鉴方先明等学者的研究(方先明等,2022),以各地级市的人均国内生产总值并取对数来衡量各个地区的经济增长水平。

2.解释变量

数字普惠金融发展水平($Difi$):借鉴张贺(2021)的研究,采用北京大学数字金融研究中心发布的地级市数字普惠金融指数进行实证研究。为了使回归结果更加精确,本文将指数值除以100,以此作为衡量地区数字普惠金融发展水平的指标。

3.控制变量

考虑到其他因素对经济增长的影响,本文借鉴阳佳余等(2018)、常新锋等(2020)和黎蕾蕾(2020)的研究,选取城镇化水平($\ln Urb$)、固定资产投资($\ln Fai$)、社会保障水平($\ln Sec$)、对外开放程度($\ln Fcu$)和产业结构($\ln Ind$)作为控制变量。

(1)城镇化水平($\ln Urb$)。城镇化水平在一定程

度上可以代表劳动力资源配置,劳动力由农村转向城镇,提高城镇化水平有助于优化产业结构,缩小城乡差距,推进城乡一体化进程,扩大经济规模,进而推动经济增长。因此,本文使用各省统计年鉴中发布的城镇化率来衡量地区的城镇化水平。

(2)固定资产投资($\ln Fai$)。推动经济增长的“三驾马车”之一就是投资,增加固定资产投资可以促进工业等行业的发展,从而可以推动当地经济的发展。本文采用全社会固定资产投资总额表示地区的固定资产投资。

(3)社会保障水平($\ln Sec$)。社会保障对于经济增长的影响主要在于通过政府“有形的手”来对资源进行重新配置,有利于调节不同收入主体的收入差距,维护社会稳定、促进社会公平,进而保障社会有序运行,促进经济发展。本文用社会保障和就业支出额来衡量地区的社会保障水平。

(4)对外开放程度($\ln Fcu$)。对外开放程度的提升可以通过引入更多资金和技术,提升当地企业的经营水平,从而促进经济增长。本文以各地区实际利用外资额来表示地区对外开放程度。

(5)产业结构($\ln Ind$)。产业结构会直接影响资源配置效率和产出,促进当地经济发展。本文以第二产业和第三产业GDP占比之和来衡量产业结构。

为了使回归结果更加精准,以上指标均取对数,表1列出了以上全部变量的描述性统计结果。

表1 变量描述性统计

变量	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln P_{gdp}$	经济增长水平	880	10.66	0.47	9.32	11.89
$Difi$	数字普惠金融发展水平	880	1.83	0.73	0.24	3.36
$\ln Urb$	城镇化水平	880	-0.64	0.20	-1.16	-0.11
$\ln Fai$	固定资产投资	880	7.25	0.72	4.98	9.28
$\ln Sec$	社会保障水平	880	3.63	0.64	1.88	5.95
$\ln Fcu$	对外开放程度	880	3.39	1.28	-1.24	7.51
$\ln Ind$	产业结构	880	-0.11	0.19	-0.33	3.86

数据来源:作者计算。

(三)空间权重矩阵选取

本文参照马昱等(2022)的研究,选择空间邻接权重矩阵进行空间计量实证分析,并将温红梅等(2020)的文献作为参考,采用经济距离权重矩阵进行回归结果的稳健性检验。

1.邻接权重矩阵

根据各个地区之间的邻近关系研究地区的关

联性,将地级市*i*与地级市*j*的邻近关系设为 w_{ij} ,定义邻接权重矩阵如下:

$$W_1 = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

如果地级市*i*和地级市*j*相邻,则 $w_{ij}=1$,否则 $w_{ij}=0$ 。由此可以得到, W_1 是一个80×80的主对角线为0的权重矩阵。

2. 经济距离矩阵

各地区之间的发展水平差异可以用人均GDP的差额来衡量,经济距离矩阵的主对角线元素均为0,非对角线元素为两地区之间人均GDP平均值差额的倒数,经济距离矩阵的元素可由下方公式表示:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{y}_i - \bar{y}_j|} & (i \neq j) \\ 0 & (i = j) \end{cases}$$

其中, \bar{y}_i 和 \bar{y}_j 分别为样本观测期内地级市*i*和地级市*j*的人均GDP的平均值。

(四) 模型设计

一个城市的经济发展并不是独立的,可能会受周边城市数字普惠金融发展的影响,而空间计量模型充分考虑了区域间的经济行为对彼此的影响,采用空间权重矩阵实现区域间的连接,分析模型中被解释变量、解释变量和误差项的空间相关性。基于此,本文选择空间计量模型进行实证分析,研究数字普惠金融对区域经济增长的空间溢出效应。

Luc A, et al. (1995)认为空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)是最为常见的空间计量模型,空间自回归模型(SAR)将被解释变量的空间项引入方程中,研究被解释变量的空间相关性,空间误差模型(SEM)假设空间溢出效应源于误差项,研究误差项的空间相关性。James L, et al. (2009)提出了空间杜宾模型(SDM),空间杜宾模型(SDM)在同时考虑以上两种空间计量模型传导机制的基础上,增加了解释变量的空间溢出效应,在本文中,即表示某个地区的经济发展不仅会受到本地区某些解释变量的影响,还会受到其他地区经济发展和解释变量的影响。

本文首先列出不考虑空间溢出效应的OLS模型,随后建立空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)三种模型,并通过一系列的检验选择最合适的模型进行实证分析。

OLS模型:

$$\ln Pgdpi = \alpha_0 + \alpha_1 Difi_i + \alpha_2 X_{ii} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{ii}$$

空间自回归模型(SAR):

$$\ln Pgdpi = \alpha_0 + \rho W \ln Pgdpi + \alpha_1 Difi_i + \alpha_2 X_{ii} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{ii}$$

空间误差模型(SEM):

$$\ln Pgdpi = \alpha_0 + \alpha_1 Difi_i + \alpha_2 X_{ii} + \mu_i + v_i + \delta_{ii}$$

$$\delta_{ii} = \lambda W \delta_{ii} + \varepsilon_{ii}$$

空间杜宾模型(SDM):

$$\ln Pgdpi = \alpha_0 + \rho W \ln Pgdpi + \alpha_1 Difi_i + \alpha_2 X_{ii} + \beta_1 W Difi_i +$$

$$\beta_2 W X_{ii} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{ii}$$

其中,*i*代表地级市,*t*代表年份, α_0 为常数项, α_1 和 α_2 分别为解释变量和控制变量直接效应的系数, X_{ii} 代表控制变量, W 为空间权重矩阵, ρ 为空间自回归系数, λ 为空间误差系数, β_1 为解释变量数字普惠金融发展水平的空间滞后项系数, β_2 为控制变量的空间滞后项系数, μ_i 和 v_i 分别为空间和时间固定效应, ε_{ii} 为误差扰动项。

五、实证结果分析

通过空间相关性检验,说明空间计量模型进行实证分析的适用性,并对实证结果进行分析。

(一) 空间相关性检验

在使用空间计量模型进行实证分析之前,首先要检验样本数据是否存在空间相关性。如果存在,可以采用空间计量方法进行后续的实证分析;如果不存在,则不需要考虑。目前多数学者采用莫兰指数(Moran's I)来度量空间相关性,公式如下:

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

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 为样本方差, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 为样本均值, x_i 为第*i*个区域的观测变量, n 为区域总个数。本文选取80个地级市,并使用邻接权重矩阵进行实证分析,因此*n*的最大值为80, w_{ij} 为空间权重矩阵第*i*行第*j*列的元素,用来度量区域间的邻近关系。

莫兰指数检验的原假设为“ $H_0: Cov(x_i, x_j) = 0, \forall i \neq j$ ”,指数的取值范围在-1到+1之间,如果指数值大于0,说明变量存在正向空间相关性,其值越大,表示其空间相关性越明显;如果指数值小于0,说明变量存在负向空间相关性,其值越小,表示空间差异性越明显。如果指数值等于0,说明不存在空间相关性,空间分布呈现随机性,在这种情况下,空间计量模型也不再适用。

1. 全局空间相关性检验

在邻接空间权重矩阵下,本文将中国中部地区80个地级市作为研究对象,以人均国内生产总值和数字普惠金融指数作为观测值,通过Stata软件测算莫兰指数,以此检验经济增长水平和数字普惠金融发展水平两个变量的空间相关性,检验结果如表2所示。

表2 2011—2021年经济增长水平和数字普惠金融发展水平莫兰指数

年份	经济增长水平			数字普惠金融发展水平		
	莫兰指数	Z统计量	P值	莫兰指数	Z统计量	P值
2011	0.141	2.144	0.032	0.174	2.627	0.009
2012	0.140	2.137	0.033	0.206	3.078	0.002
2013	0.139	2.123	0.034	0.176	2.66	0.008
2014	0.148	2.24	0.025	0.268	3.932	0.000
2015	0.160	2.415	0.016	0.234	3.488	0.000
2016	0.166	2.498	0.012	0.150	2.304	0.021
2017	0.181	2.702	0.007	0.184	2.807	0.005
2018	0.188	2.805	0.005	0.251	3.748	0.000
2019	0.201	2.988	0.003	0.254	3.779	0.000
2020	0.217	3.195	0.001	0.249	3.712	0.000
2021	0.248	3.630	0.000	0.323	4.746	0.000

数据来源:作者计算。

由表2可以看出,经济增长水平和数字普惠金融发展水平的莫兰指数均大于0,且在5%的显著性水平上拒绝了不存在空间自相关的假设。这说明两类变量数据在研究期内均存在正向空间自相关,具有空间集聚的特征,初步验证了假设2,即经济增长水平(数字普惠金融发展水平)高的地区相互邻近,经济增长水平(数字普惠金融发展水平)低的地区相互邻近。同时,检验结果也表明,本文采用空

间计量模型进行实证分析是适宜的。

此外,从总体趋势来看,被解释变量经济增长水平的莫兰指数呈现上升趋势,表明经济增长水平相似的地级市在空间分布上更加集中;而解释变量数字普惠金融发展水平的莫兰指数呈现出先升后降再升的趋势,表明数字普惠金融发展水平的空间集聚性先增强后减弱再增强。

2.局部空间相关性检验

全局莫兰指数主要是考察变量整体的空间集聚情况,而通过莫兰散点图可以观测到具体城市的集聚性。莫兰散点图包括四个象限,第一象限和第三象限代表观测值之间存在正空间相关性,第一象限表明其存在“高一高”聚集的空间趋势,即高观测值相互聚集,第三象限则代表存在“低—低”聚集,即低观测值相互聚集。第二象限和第四象限表明观测值之间存在负空间相关性,即低观测值区域与高观测值区域相邻。因此,本文采用莫兰散点图分析城市经济增长和数字普惠金融发展的空间相关特征。

本文制作了2011年和2021年在邻接权重矩阵下,经济增长水平和数字普惠金融发展水平两个变量的莫兰散点图(见图2—图5)。

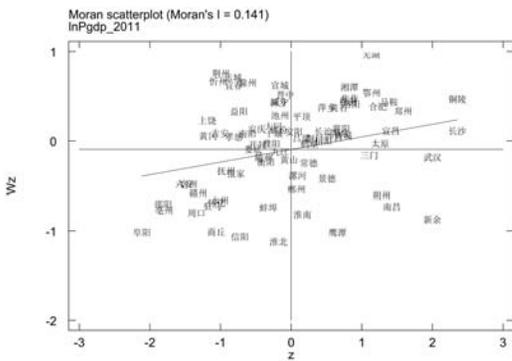


图2 2011年经济增长水平莫兰散点图

资料来源:根据Stata软件测算所得整理。

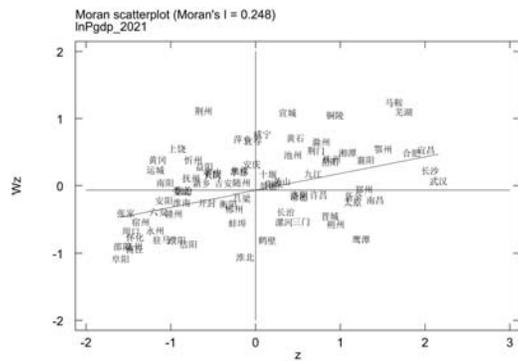


图3 2021年经济增长水平莫兰散点图

资料来源:根据Stata软件测算所得整理。

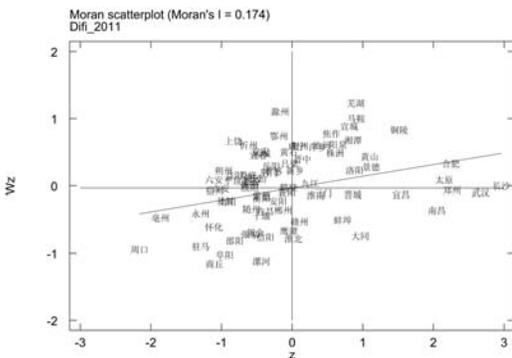


图4 2011年数字普惠金融发展水平莫兰散点图

资料来源:根据Stata软件测算所得整理。

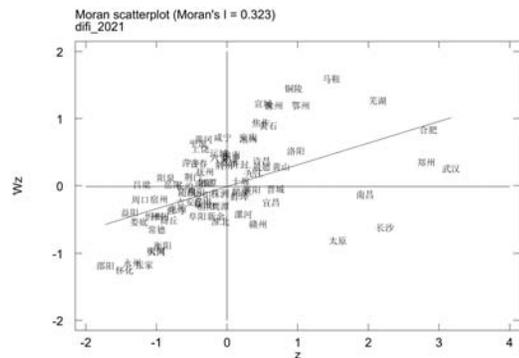


图5 2021年数字普惠金融发展水平莫兰散点图

资料来源:根据Stata软件测算所得整理。

由图2和图3可以看出,2011年和2021年中部地区各城市经济增长水平指标大多处于第一象限和第三象限,位于第一象限的有合肥、铜陵、郑州、洛阳、长沙、湘潭等城市,大多是省会城市及其周边城市;位于第三象限的有阜阳、邵阳、永州和高丘等城市。观察图4和图5,可以发现2011年和2021年各城市数字普惠金融发展水平指标也大多居于第一象限和第三象限。由上述分析可知,中国中部地区城市的经济增长和数字普惠金融发展存在着明显的空间集聚性,且大多省会城市及其周边城市存在着“高一高”聚集的空间趋势,验证了假设2。

(二)模型检验及选择

首先,本文进行LM检验,根据检验结果从空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)三种模型中选择合适的模型进行后续的检验和实证分析。其次,通过Hausman检验,在固定效应模型和随机效应模型中选取了固定效应检验的结果,从空间固定效应、时间固定效应和时空双固定效应中选取最合适的效应进行本文的研究。最后,采用LR检验和Wald检验分析SDM模型是否能转换成SAR模型或SEM模型,即进一步确定SDM模型的适用性。

第一,通过观测检验结果,可以发现LM检验通过了1%显著性水平的检验,表明SAR模型和SEM模型均适合本文的计量分析,因此,本文选择两者结合的SDM模型。第二,Hausman统计量通过了1%显著性水平的检验,拒绝了随机效应模型原假设,因此,本文采用SDM模型的固定效应进行实证分析。第三,固定效应检验结果表明本文在采用SDM模型的前提下,选择时间空间双固定模型更优。第四,Wald检验和LR检验均在1%的水平上显著,拒绝了SDM模型会简化为SAR模型或SEM模型的原假设,进一步确定了SDM模型的适用性。综上,我们接下来将使用具有时间空间双固定效应的空间杜宾模型展开实证分析。

(三)实证结果分析

1.空间相关性分析

本文分别列出了具有时间空间双固定效应的OLS模型、SAR模型、SEM模型和SDM模型回归结果,通过观察回归结果,可以发现,在不考虑空间溢出效应的情况下,OLS模型中解释变量数字普惠金融发展水平的回归系数为正,并且通过了1%显著

性水平的检验,表明数字普惠金融的发展促进了经济增长,验证了假设1。此外,SAR模型、SEM模型和SDM模型的空间自回归系数 ρ 和空间误差系数 λ 均为正,且都在1%的水平上显著,这表明被解释变量经济增长水平具有明显的正向空间相关性,进一步验证了假设2,即本地区的经济增长能够对周边地区的经济增长产生积极影响。

2.空间溢出效应分析

通过对比SAR模型、SEM模型和SDM模型的自然对数似然函数值,可以发现SDM模型的自然对数似然函数值最大,表明采用SDM模型更优,这也同时验证了上文Wald检验和LR检验的结果。因此,本文只对SDM模型的回归结果进行分析。由表4可以看出,SDM模型中的空间自相关系数 ρ 为0.423,这说明本地区的经济增长水平每提升1%,就会拉动周边地区的经济增长水平提升0.423%。解释变量数字普惠金融发展水平的直接效应回归系数为0.288,通过了1%显著性水平检验,进一步验证了假设1,即数字普惠金融能够促进本地区的经济增长。从估计系数来看,本地区的数字普惠金融发展水平每增加1个单位,能够直接提升本地区0.288个单位的经济增长水平。数字普惠金融拓展了金融服务的覆盖范围,加深了其使用深度,并降低了服务成本,为居民提供了更方便、更灵活的金融服务,尤其是服务广度和深度的提升,使得原本受到金融排斥的中低收入群体、小微企业等也能积极参与金融市场的活动,这对于优化资源配置起到了积极作用,进而推动了本地区的经济增长。

通过观测控制变量的直接效应估计系数,可以发现城镇化水平($\ln Urb$)、固定资产投资($\ln Fai$)和对外开放程度($\ln Fcu$)均通过了1%显著性水平的检验,且城镇化水平、固定资产投资和对外开放程度每提升1%,本地的经济增长水平就会相应的提升1.068%、0.151%和0.0236%。产业结构($\ln Ind$)的直接效应系数在10%的水平上显著为正,表明产业结构的优化升级可促进本地区的经济增长。

在SDM模型中,解释变量数字普惠金融发展水平的空间滞后项系数为负,并且通过了1%的显著性水平检验,这说明数字普惠金融发展对周边地区经济将会产生负向影响,也即提升本地区的数字普惠金融发展水平将会抑制周边地区的经济增长,验证了假设3。从估计系数来看,本地区的数字普惠

金融发展水平每提升1%,周边地区的经济增长水平将会降低0.321%。其原因可能在于:第一,数字普惠金融发展具有空间聚集特征,数字普惠金融发展水平较高的地区,更可能拥有吸收金融资源的巨大优势,而金融资源的集聚必将为当地经济增长注入活力;同时,金融资源向数字金融发展水平高的地区集中,必将使得周边地区金融发展与经济增长受到抑制性影响。第二,经济与金融市场化程度的提升,也将带来地区之间同质化竞争的加剧,各地区在扩大金融规模的同时,如果忽视地区的经济发展现状,盲目展开竞争与争夺,将会带来经济的“脱实向虚”,这种恶性竞争行为将会对经济增长产生负向作用。

从控制变量的空间滞后项系数来看,城镇化水平、固定资产投资和产业结构的空间滞后项系数均通过了1%显著性水平的检验,且显著为负,表明本地区城镇化水平的提升、固定资产投资的增加和产业结构升级会阻碍周边地区的经济增长。然而,社会保障水平的空间滞后项系数显著为正,说明本地区社会保障水平的提升有利于周边地区的经济增长。这是由于社会保障水平的变化往往是全国同一性的。

(四)空间效应分解

为了进一步研究数字普惠金融对经济增长的影响,本文参照黎蕾蕾(2020)的文献,对空间溢出效应进行分解,分解为直接效应和间接效应,分别来说明本地区数字普惠金融发展水平的变化对本地区经济增长的影响程度,及其对周边地区经济增长的影响程度。

由表3的回归结果可知,数字普惠金融对经济增长具有显著的正向直接效应,验证了假设1,即数字普惠金融发展水平每增长1个单位,本地区的经济增长水平就会提升0.269个单位。这可能是由于数字普惠金融的发展有效降低了金融交易成本,扩大了金融服务范围,提高了服务效率,借助金融力量从而促进本地区的经济增长。数字普惠金融对经济增长的间接效应系数为负,并且通过了5%的显著性水平检验,说明本地区数字普惠金融的发展对周边地区经济增长具有抑制效应,本地区数字普惠金融发展水平每提升1%,周边地区的经济增长水平就会降低0.326%,验证了假设3。其原因可能是数字普惠金融发展水平较高的地区凭借着自身

高水平的数字金融服务以及先进的技术,吸引了发展水平较低地区的人才、资金等资源,抑制了其经济增长,从而导致了负向空间溢出效应。

表3 空间效应分解估计结果

变量	直接效应	间接效应
<i>Difi</i>	0.269*** (0.0658)	-0.326** (0.161)
<i>lnUrb</i>	0.955*** (0.0623)	-1.664*** (0.222)
<i>lnFai</i>	0.150*** (0.0183)	-0.0434 (0.0292)
<i>lnSec</i>	0.0243 (0.0179)	0.0832* (0.0453)
<i>lnFcu</i>	0.0242*** (0.00445)	0.0102 (0.0122)
<i>lnInd</i>	0.0202 (0.0144)	-0.0953** (0.0436)

数据来源:作者计算。

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

从控制变量的空间效应分解结果来看,城镇化水平的直接效应系数为正,通过1%显著性水平的检验,间接效应系数在1%水平上显著为负,表明城镇化水平的提升促进了本地区的经济增长,但却阻碍了周边地区的经济增长。这可能是由于本地区城镇化水平的提升促进了城市的高质量发展,拉动了本地区居民的消费,进一步推进了本地区的经济增长,周边地区的居民受到影响,纷纷迁入本地区,从而抑制了周边地区的经济发展。固定资产投资对本地区的经济增长有明显的积极影响,对周边地区的影响并不显著。社会保障水平在10%水平上对区域经济增长有正向间接效应,直接效应并不显著。产业结构的直接效应不显著,间接效应系数在5%的水平上显著,表明本地区产业结构每提升1个单位,周边地区的经济增长水平将随之降低0.0953个单位,可能的解释为本地区第二产业和第三产业的发展会吸引周边地区更多的资源和消费,从而对周边地区经济增长带来影响。

(五)稳健性检验

空间权重矩阵是进行空间计量分析的基本要素,选取不同的空间权重矩阵可能会得到不同的回归结果,从而影响模型的稳定性。因此,本文借鉴温红梅等(2020)的稳健性检验方法,选择经济距离矩阵来替代前文的邻接权重矩阵,以检验上述实证

结果的可靠性。从稳定性检验结果看出,解释变量数字普惠金融发展水平的估计系数有小幅度的变动,但其直接效应和间接效应的系数符号与显著性水平并没有发生较大变化,数字普惠金融在1%的显著性水平下促进当地经济增长,在1%的显著性水平下抑制周边地区的经济增长,这与前文的结论一致,在很大程度上证明了本文回归结果的稳健性。

六、对策建议

通过上述分析,本文提出以下对策建议。

1.加强数字普惠金融基础设施建设,普及金融知识

目前,中国不同地区之间仍存在着数字鸿沟问题,政府应加大数字普惠金融基础设施的建设力度,提高数字技术在欠发达地区的使用率,创新出高效率、低成本的金融服务,使得金融服务更加普遍实惠,让人们能够真正使用数字技术享用金融服务。同时,政府可以开发普及数字金融知识的新渠道,加大对数字技术及数字金融知识的宣传力度,提高人们的金融知识储备,增强其风险防范意识,特别是要在农村和偏远贫困地区进行宣传活动,鼓励农村居民积极参与到数字普惠金融活动中,做到与数字时代接轨。

2.深化区域金融合作

数字普惠金融为区域经济增长带来了负向空间溢出效应,相关政府部门应合理布局数字技术,加强地区间的协同作用,引导区域间的产业集聚,形成优质产业链,促进产业发展,减弱数字普惠金融的负向间接效应。不同区域之间应该积极进行数字普惠金融发展经验和数字技术的共享交流,建立跨区域、跨行业的共建共享合作机制,将共建共享的发展理念植入数字普惠金融的发展实践中。同时,金融部门应借助数字技术快速、便捷的优势,进一步提高金融资源的流动性,让其他地区的各个阶层主体能够享受到无差别的金融服务,实现经济社会均衡发展。

3.制定行业进入准则,提高相应补贴

随着数字普惠金融的不断发展,政府应当制定相应的市场进入准则,完善金融市场的投资环境,促进数字金融的健康稳定发展。若数字金融服务提供商出现破产清算的情况,部分投资者可能会由

于对互联网的掌握程度不够,其权益难以得到维护,进而导致其对数字金融业务产生抵触情绪,影响数字金融的发展。因此,相关政府部门应当制定行业进入准则,让更多有担当、有能力的大型企业为用户提供线上金融服务,保障用户的合法权益。此外,线上金融服务的获得门槛低,服务提供商可能会因用户的征信资质较差而提高自己的坏账准备金率,增加了服务成本。基于此,政府部门应向服务提供商提供相应的补贴,进而提高其参与积极性。政府可以利用贷款贴息和无偿补助等奖励手段,为服务商提供专项资金,有利于为其解决数字技术投入低的难题。

4.推动产业结构升级

产业发展能够促进经济增长,因此应加快技术创新,深化信息技术的应用,推进科技成果产业化,实现信息化与工业化的有效融合,从而促进产业结构优化升级。产业结构优化表现为工业和服务业在经济中的占比提高,一方面,工业企业应加快数字化转型的步伐,将数字技术有效地运用到企业生产经营活动中,提高生产效率,从而形成规模效应。另一方面,进一步发展壮大服务业,围绕人们多样化的生活需求,利用现代数字技术,提高服务质量,丰富服务供给,推动生活性服务业发展。

5.强化风险监管,保护客户合法权益

数字技术与传统金融业务的有效融合,突破了传统金融线下发展的瓶颈,使得客户的需求不断得到满足,但同时也有不少风险逐渐显现出来,如客户信息泄露等问题。为此,监管部门应加强风险监管,保护客户合法权益。监管部门应从金融业务规范和消费者保护等方面开展多部门协调工作,加快立法步伐。在规范金融市场的同时,也要推动市场发展,做到鼓励、引导与规范并重,维护良好的数字金融生态环境。同时,也要积极利用数字技术解决监管难题,借鉴发达国家的监管手段,建立完善的金融监管机制。

参考文献

- [1]王珂凡,何文彬.金融发展、技术创新对我国经济高质量发展的空间溢出效应分析[J].科技与经济,2021(6).
- [2]黎蕾蕾.金融发展对经济增长的促进作用及空间溢出效应研究:基于金融功能视角[J].华北金融,2020(11).
- [3]孙志红,张娟.金融科技、金融发展与经济增长[J].财会月刊,2021(4).

- [4]田菁.金融发展是否促进了经济增长?——基于2003—2014年省级面板数据的再检测[J].财经问题研究,2017(6).
- [5]陈虹旭.金融发展对经济影响的实证研究:基于我国省级面板数据[J].生产力研究,2021(4).
- [6]温红梅,王宏宇,赵睿黎.农村金融发展对农业经济增长的空间溢出效应分析:基于1978—2016年省级面板数据[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2020(4).
- [7]刘光彦,赵颖.金融发展、科技创新对经济增长的影响:基于空间溢出效应与调节效应的实证研究[J].山东社会科学,2022(7).
- [8]吕江林,叶金生,张斓弘.数字普惠金融与实体经济协同发展的地区差异及效应研究[J].当代财经,2021(9).
- [9]杨刚,张亨溢.数字普惠金融、区域创新与经济增长[J].统计与决策,2022(2).
- [10]JOSEPH A S. The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle[M]. Cambridge: Harvard university press, 1911:599—639.
- [11]王立平,余小婷.金融发展、基础设施与区域经济增长[J].工业技术经济,2020(5).
- [12]FAVARRA G. An empirical reassessment of the relationship between finance and growth[J]. IMF working papers, 2003, 3(123).
- [13]阳佳余,张少东.地区金融发展与经济增长的空间效应研究[J].湖南大学学报(社会科学版),2018(1).
- [14]马昱,闫瑞雪,胡涵清,等.金融发展对经济高质量发展的影响研究:基于金融规模视角的分析[J].价格理论与实践,2022(1).
- [15]王淑英,孙冰,秦芳.基于空间面板杜宾模型的农村金融发展与农村经济增长关系研究[J].中国农业资源与区划,2016(9).
- [16]赵放.谁在有效刺激经济增长?——基于中国省际空间动态面板数据的分析[J].社会科学战线,2017(1).
- [17]ADITI K. Financial inclusion and the future of the Indian economy[J]. Futures, 2014:56.
- [18]张贺.全面推进乡村振兴背景下数字普惠金融对我国西部经济增长的影响[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2021(5).
- [19]常建新,范立春,高莉.数字普惠金融能够推动经济高质量发展吗?[J].金融发展研究,2021(12).
- [20]SAHAY R, CIHAK M, BARAJAS A, et al. Financial inclusion: Can it meet multiple macroeconomic goals?[J]. Staff discussion notes, 2015, 15(17).
- [21]詹韵秋.数字普惠金融对经济增长数量与质量的效应研究:基于省级面板数据的系统GMM估计[J].征信,2018(8).
- [22]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(4).
- [23]方先明,刘韞尔,陈楚.数字普惠金融、居民消费与经济增长:来自我国省域面板数据的经验证据[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2022(3).
- [24]常新锋,陈璐瑶.金融发展、资本效率对经济高质量发展的空间溢出效应分析[J].金融经济研究,2020(4).
- [25]LUC A, RAYMOND J G M F. New directions in spatial econometrics[M]. Springer, Berlin, Heidelberg, 1995.
- [26]JAMES L, ROBERT K P. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC press taylor & francis group, 2009.

The Spatial Spillover Effect of Digital Inclusive Finance on Regional Economic Growth in Central China

Li Lili He Longhui He Guangwen

Abstract: In the context of regional imbalance in China's economic development, it is of theoretical and practical significance to study the spatial spillover effect of digital Inclusive Finance on regional economic growth. Based on the data of 80 prefecture-level cities in central China from 2011 to 2021, the results of empirical analysis of spatial econometrics model show that: First, there is spatial agglomeration in the development of digital inclusive finance and economic growth, and the two show a significant positive spatial correlation overall. Second, the development of digital financial inclusion can drive economic growth in the region. Third, the development of digital financial inclusion will have a negative spatial spillover effect on economic growth, that is, the development of digital financial inclusion hinders the economic growth of neighboring regions. Finally, based on the above conclusions, this paper puts forward corresponding policy recommendations: First, strengthen the construction of digital inclusive financial infrastructure and popularize financial knowledge. Second, deepen regional financial cooperation. The third is to formulate industry entry guidelines and increase corresponding subsidies. Fourth, promote the upgrading of industrial structure. Fifth, strengthen risk supervision and protect the legitimate rights and interests of customers.

Key Words: Digital Financial Inclusion; Economic Growth; Spatial Spillover Effects; Spatial Econometric Model

(责任编辑:张子)