

# 中国城市数字普惠金融发展的空间集聚及收敛性研究

梁 榜, 张建华

(华中科技大学经济学院, 湖北 武汉 430074)

**摘 要:** 基于数字普惠金融地级城市层面数据, 采用地理距离和经济距离空间权重矩阵构建空间面板数据回归模型, 考察中国城市数字普惠金融发展的空间集聚特征, 并从全国整体和三大区域对数字普惠金融发展的空间收敛性进行实证检验。研究发现: 城市数字普惠金融具有显著的空间自相关性, 即便控制多个区域经济特征变量, 数字普惠金融的发展仍具有显著的正向空间集聚效应; 全国整体和三大区域数字普惠金融的发展呈现出典型的 $\sigma$ 收敛, 并且均存在显著的绝对和条件 $\beta$ 收敛, 但不同区域的空间收敛速度有所差异。

**关键词:** 城市; 数字普惠金融; 空间集聚; 空间收敛

**中图分类号:** F832.7

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1004-4892(2020)01-0054-11

## 一、引言与文献述评

近年来, 中国高度重视普惠金融的创新发展。国务院印发的《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》明确提出要积极引导和鼓励各类普惠金融服务主体借助互联网等现代信息技术手段, 拓展普惠金融服务的广度和深度。数字普惠金融是杭州 G20 峰会的一项重要议题, 并通过了由中国推动并参与制定的《G20 数字普惠金融高级原则》, 为数字普惠金融的发展指明了方向。通过大数据、云计算以及移动互联网等数字技术与普惠金融的深度融合创造新的发展生态, 能够显著提升普惠金融的可获得性, 扩大金融服务覆盖范围。理论和实践表明, 数字普惠金融是一个非常重要的概念和领域, 已成为学术研究关注的热点话题。然而, 当前涉及数字普惠金融的研究文献多局限于定性讨论, 相关的实证研究尚付阙如。值得注意的是, 经济发展水平、基础设施完善程度等方面的不同导致各地区普惠金融服务发展并不均衡, 呈现出地区性差异。但是, 优先解决欠发达地区、薄弱环节和特殊群体的金融服务需求正是发展普惠金融的初衷和主战场, 有利于促进我国经济社会包容性发展, 实现城乡和区域平衡。作为新的金融模式, 数字普惠金融的实践充分展示了数字移动支付技术极强的触达客户能力, 数字普惠金融的低成本、广覆盖和可持续等诸多优势, 为经济落后地区普惠金融的创新发展提供了“弯道超车”的可能性。那么, 数字普惠金融的发展能否突破传统地理空间的局限, 也就是说数字普惠金融发展是超地理的吗? 抑或是数字普惠金融并不能凭空发展, 而是仍要依赖于实体经济和传统金融? 落后地区能实现普惠金融发展赶超吗? 各区域数字普惠金融的发展存在何种收敛机制? 理清这些问题不仅有助于合理审视当前普惠金融发展战略的实施效果, 还可以帮助我们理解普惠金融创新发展的空间集聚特征和区域收敛机制, 对于促进金融业可持续均衡发展, 充分发

收稿日期: 2018-09-06

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(17VZL002)

作者简介: 梁榜(1992-), 男, 安徽宿州人, 华中科技大学经济学院博士生; 张建华(1965-), 男, 湖北汉川人, 华中科技大学经济学院教授。

挥发达地区的拉动辐射作用,推动中国区域数字普惠金融的协同发展具有重要的理论和现实意义。

当前,数字普惠金融发展呈现出区域差异化格局,总体上东部城市处于领先优势,部分中西部城市发展势头迅猛。根据北京大学数字金融研究中心课题组提供的2011~2015年数据,本文绘制了中国内地2015年数字普惠金融指数城市排名的区域分布以及2011~2015年城市数字普惠金融发展增速排名的区域分布,见图1和图2。发展水平排名表明,第一梯队(1~84名)东部城市数量最多,约占65.5%,中西部城市数量基本持平,加总约占34.5%;第二梯队(85~168名)中部城市数量占据优势,东西部城市数量相近;第三梯队(169~252名)中部城市仍保持主导地位,西部城市数量高于东部城市;第四梯队(253~337名)西部城市占据绝对数量优势,中部城市有17个,东部城市仅有7个。与之相对应,发展增速排名显示,第一梯队(1~84名)西部城市占据主导地位,数量约占61.9%,中部城市次之,数量约占30.96%,东部城市数量最少,仅占7.14%;第二梯队(85~168名)中部城市数量占据优势,西部城市的数量接近东部城市的2倍;第三梯队(169~252名)东、中、西部城市基本上三分天下;第四梯队(253~337名)东部城市占据主导地位,数量约占61.18%,西部城市次之,数量约占23.53%,中部城市数量最少,约占15.29%。发展水平和发展增速区域分布的对比表明,尽管东部地区城市数字普惠金融的发展处于领先地位,但部分中西部城市也表现出良好的发展态势,而且中西部城市数字普惠金融的发展速度相比东部城市更快。图1和图2初步展示了中国城市数字普惠金融发展的区域差异和潜在收敛特征,但仍需进一步利用计量模型系统考察城市数字普惠金融发展的空间特征及收敛性。

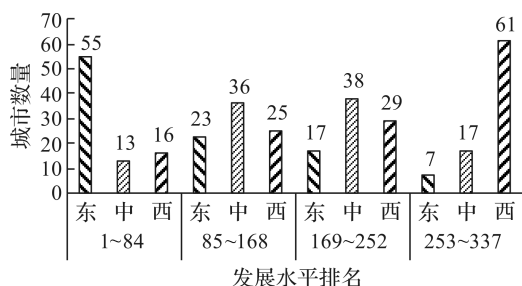


图1 2015年数字普惠金融指数城市排名区域分布

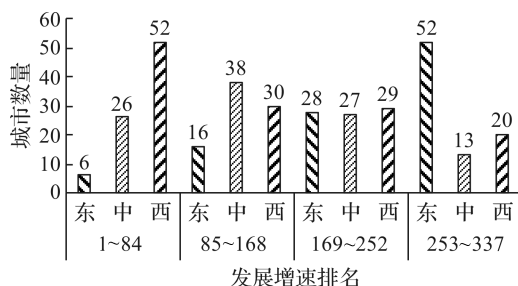


图2 2011~2015年城市数字普惠金融发展增速排名区域分布

囿于数据可得性等原因,现有文献多集中于对传统金融发展的讨论,少量文献开始尝试研究互联网金融和普惠金融的发展状况,而且定性讨论较多,实证研究略显不足,涉及到数字普惠金融的相关研究更是凤毛麟角。针对传统金融空间特征的研究,任英华等(2010)研究了中国省域的金融集聚情况,发现省域金融发展存在显著的空间依赖性和正向空间溢出效应<sup>[1]</sup>;周凯和刘帅(2013)基于中国省级空间面板数据的研究表明金融资源呈现出显著的空间非均质性特征,空间集聚和空间集群特征明显<sup>[2]</sup>;杜家廷(2010)的研究发现中国金融发展在省域间存在较强的空间溢出效应,而且有逐渐增强的趋势<sup>[3]</sup>;郭峰和胡军(2016)运用空间面板数据模型研究发现地区金融扩张具有竞争效应和溢出效应,并且在不同情景设置下可能会表现出不同的空间特征<sup>[4]</sup>。相比之下,数据可得性的限制导致对区域互联网金融发展的空间分析,特别是针对其空间特征的实证研究较为匮乏。Guo et al. (2016)基于中国数据的经验研究表明互联网金融并不能凭空发展,可能仍要依赖于实体经济和传统金融<sup>[5]</sup>;郭峰等(2017)的研究发现互联网金融存在显著的空间相关性,区域互联网金融的发展具有较强的正向空间集聚效应<sup>[6]</sup>。关于普惠金融的研究,现有文献主要集中在概念界定<sup>[7][8]</sup>、评价指标体系构建及发展水平测算等<sup>[9][10][11][12]</sup>,鲜有文献探讨普惠金融发展的空间特征。此外,关于传统金融、互联网金融以及普惠金融收敛机制的研究较少。陆文喜、李国平(2004)以及邓向荣等(2012)研究了中国东、中、西部三大区域传统金融发展的收敛性<sup>[13][14]</sup>;刘传

明等(2017)利用空间面板数据模型对中国城市互联网金融发展的收敛性进行检验,研究发现互联网金融发展呈现出典型的 $\sigma$ 收敛,但不同城市群的 $\beta$ 收敛性存在显著差异<sup>[15]</sup>;陈银娥等(2015)研究表明中国省域普惠金融呈现明显的多元分化格局和俱乐部收敛,普惠金融发展水平高的地区能通过空间扩散效应带动邻近地区的发展<sup>[16]</sup>。上述文献梳理可以看出,尚未有文献从地级城市视角系统分析中国数字普惠金融发展的空间特征和集聚效应,更未能对城市数字普惠金融的空间收敛性进行实证检验。

鉴于此,为填补相关研究空白,本文主要从以下两个方面展开实证研究:第一,利用北京大学数字金融中心课题组提供的 2011~2015 年数字普惠金融地级城市层面数据,基于地理距离和经济距离两种权重矩阵,检验数字普惠金融发展的空间相关性,并考察其地理特征和空间集聚情况;第二,引入空间效应,构建动态空间收敛分析模型,从全国整体和三大区域对城市数字普惠金融发展的空间收敛机制进行实证分析,以便为促进不同区域城市数字普惠金融的协同发展提供决策参考。

## 二、研究方法、变量选取与数据说明

### (一)空间相关性检验与空间集聚效应模型

为研究城市数字普惠金融的空间分布特征,首先需要分析数字普惠金融发展的空间相关性,莫兰指数(Moran's I)可以用来检验各城市数字普惠金融指数是否存在空间自相关性,其计算公式如下:

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

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ,  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ ,  $x_i$  表示第  $i$  个城市的观测值,即数字普惠金融指数; $n$  为城市个数; $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  的  $(i,j)$  元素,用来衡量城市  $i$  和城市  $j$  之间的距离。考虑到空间计量模型的稳健性,本文选择地理距离和经济距离两种空间权重矩阵进行对照分析,两种空间权重矩阵的设定如下:

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

$$e_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\overline{Y}_i - \overline{Y}_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中, $d_{ij}$  表示城市  $i$  和城市  $j$  之间的地理距离; $\overline{Y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{i,t}$ ,  $t_0$  和  $t_1$  表示样本研究的初期和末期, $Y_{i,t}$  表示城市  $i$  在时期  $t$  的人均 GDP。

Moran's I 指数衡量了城市数字普惠金融的空间自相关性和空间依赖程度,其绝对值的大小反映了城市数字普惠金融空间依赖程度的强弱,数值越大表明空间分布的依赖程度越强。此外,全域 Moran's I 指数考察的是整体的空间相关性,而局部 Moran's I 指数则可以反映各城市与相邻城市间的空间关系,通过绘制 Moran's I 散点图可以直观地揭示各区域的空间集聚情况。

在空间相关性检验之后,可以使用空间面板计量模型进行实证分析,定量考察城市数字普惠金融发展的空间集聚效应。为避免遗漏可能导致空间自相关的其他因素,例如随机波动产生的空间自相关,或者同一个省的共同政策引起的城市之间的空间自相关。本文采用空间面板计量模型的一般形

式,设定如下:

$$DIFI_{it} = \rho W_{ij} DIFI_{it} + X_{it} \beta + D_{ij} X_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda M_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中, $DIFI$ 为数字普惠金融指数; $\rho$ 为空间回归系数,取值范围是 $[-1,1]$ ,反映相邻空间单位之间的相互影响,即相邻城市  $DIFI$  空间溢出效应的大小和方向; $X$ 为一系列区域经济特征控制变量, $\beta$ 为相应系数; $W$ 、 $D$ 为空间权重矩阵,即前文中设定的地理距离和经济距离空间权重矩阵, $M$ 为扰动项空间权重矩阵,并均经过了行标准化处理; $\varepsilon$ 和 $\mu$ 为误差向量, $\mu \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 。若 $\lambda = 0$ ,则为空间杜宾模型(SDM);若 $\delta = 0$ ,则为空间自相关模型(SARAR),本文采用以上两种模型进行空间集聚效应分析。

## (二) 收敛模型

在分析城市数字普惠金融的空间集聚效应之后,本文进一步考察不同区域数字普惠金融发展的动态演变趋势,即进行引入空间因素的动态空间收敛分析,本文的收敛性检验包括 $\sigma$ 收敛、绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛三种方法。

1.  $\sigma$ 收敛。 $\sigma$ 收敛是指不同区域数字普惠金融发展的离差随着时间的变化呈现不断下降的趋势,其最常使用的衡量指标为变异系数<sup>[15]</sup>。因此,本文采用变异系数进行 $\sigma$ 收敛检验,计算公式如下:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_i^{N_j} (DIFI_{ij} - \overline{DIFI_{ij}})^2 / N_j}}{\overline{DIFI_{ij}}} \quad (6)$$

其中, $DIFI_{ij}$ 表示区域 $j$ 内 $i$ 城市的数字普惠金融指数, $j$ 表示区域个数; $N_j$ 表示各区域内的城市个数; $\overline{DIFI_{ij}}$ 表示区域 $j$ 在 $t$ 时期内数字普惠金融指数的平均值。

2.  $\beta$ 收敛。 $\beta$ 收敛可分为绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛两类。引入空间因素后,借鉴已有研究方法<sup>[15][17][18][19]</sup>,采用动态空间面板收敛模型进行空间收敛性分析,设定数字普惠金融的动态空间收敛分析模型如下:

$$\ln\left(\frac{DIFI_{i,t}}{DIFI_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(DIFI_{i,t-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{DIFI_{i,t}}{DIFI_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $\ln\left(\frac{DIFI_{i,t}}{DIFI_{i,t-1}}\right)$ 表示第 $i$ 个城市数字普惠金融发展在第 $t$ 期的增长率; $DIFI_{i,t}$ 和 $DIFI_{i,t-1}$ 分别表示 $t$ 和 $t-1$ 期的数字普惠金融指数; $\rho$ 为空间回归系数; $W_{ij}$ 为前文设定的地理距离和经济距离空间权重矩阵; $\beta$ 为收敛系数, $\beta < 0$ 意味着城市数字普惠金融发展存在收敛趋势。此外,稳态值 $\gamma$ 、收敛速度 $\theta$ 和半生命周期 $\tau$ 的计算公式如下:

$$\gamma = \alpha / (1 - \beta), \theta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \beta), \tau = \ln(2) / \theta \quad (8)$$

条件 $\beta$ 收敛是指在充分考虑各区域经济特征变量不同的情况下,各区域数字普惠金融的发展最终会达到各自的稳态增长水平和收敛速度,而不同区域之间的绝对差距可能会一直存在。因此,在进行动态空间条件收敛分析时,需要在模型中控制诸多经济特征变量的影响,条件收敛模型设定如下:

$$\ln\left(\frac{DIFI_{i,t}}{DIFI_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(DIFI_{i,t-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{DIFI_{i,t}}{DIFI_{i,t-1}}\right) + X_{i,t} \varphi + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $X$ 为一系列反映区域经济特征的控制变量,并与城市数字普惠金融指数进行匹配, $\varphi$ 为相应系数矩阵。

## (三) 变量选取与数据说明

### 1. 数字普惠金融指数

数字普惠金融既包括传统金融机构对原有产品的数字创新,也包括一些新兴的类金融机构提供

的互联网金融产品。为了科学、准确地刻画我国数字普惠金融的发展现状,北京大学数字金融研究中心利用蚂蚁金服关于数字普惠金融的海量数据,编制了“北京大学数字普惠金融指数”。该套数据包括 2011~2015 年的跨省级、城市和 2014~2015 年各县域的数字普惠金融指数,而且在纵向、横向之间均具有可比性,为深入研究中国数字普惠金融的发展提供了可靠的数据基础。综合考虑样本容量和时间长度,本文使用地级城市层面的数字普惠金融数据展开实证研究。

## 2. 经济特征变量

参考相关研究文献,本文选取的控制变量包括:(1)经济发展水平( $\ln PGDP$ ),用各城市人均 GDP 的对数来衡量;(2)传统金融发展水平( $Loan$ ),以金融机构贷款余额占 GDP 比重来反映;(3)数字技术应用指数( $Dtai$ ),数字普惠金融的发展得益于现代信息技术的广泛渗透,该指数反映了居民个人对现代信息技术的应用水平,同时也反映了信息技术在居民中的扩散和普及程度,数据取自《中国信息社会测评报告 2014》《中国信息社会发展报告 2015》(中国信息社会测评研究课题组,2014、2015);(4)产业结构( $Indus$ ),用第三产业产值占 GDP 比重来衡量;(5)政府干预( $Gov$ ),政府干预对数字普惠金融的发展是阻碍作用还是助推效应有待实证检验,采用政府财政支出占 GDP 比重来反映政府干预程度;(6)人口密度( $\ln PopDen$ ),数字普惠金融是一种新兴的金融业务模式,人口密度越大的地区,金融服务的相对需求越大,数字普惠金融发展所面临的难题也更凸显;(7)基础设施( $Proad$ ),数字普惠金融的发展是否受到基础设施的影响是一个有趣的问题,通过控制各城市的人均公路里程数进行考察;(8)城市地理特征变量,具体包括:省会城市( $procap$ ,是=1,否=0)、西部城市( $west$ ,是=1,否=0)、中部城市( $central$ ,是=1,否=0)以及利用经纬度数据计算的各城市到北京(政治中心)和杭州(电子商务中心)的地理距离( $DistBJ$ 、 $DistHZ$ )。除特别说明外,上述经济特征数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》,主要变量的具体定义和描述性统计结果见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln PGDP$	人均 GDP(对数)	10.84	0.583	9.142	13.06
$Loan$	金融机构贷款余额/GDP	1.224	0.660	0.120	8.894
$Dtai$	数字技术应用指数	0.423	0.158	0.101	1
$Indus$	第三产业产值/GDP	0.431	0.112	0.102	0.796
$Gov$	政府财政支出/GDP	0.172	0.0974	0.0339	1.428
$\ln PopDen$	人口密度(对数)	6.445	0.934	2.573	9.018
$Proad$	人均公路里程	12.40	8.526	0.590	108.4
$procap$	省会城市(是=1,否=0)	0.105	0.306	0	1
$west$	西部城市(是=1,否=0)	0.300	0.458	0	1
$central$	中部城市(是=1,否=0)	0.348	0.477	0	1
$DistBJ$	到北京距离	10.92	5.340	0	32.26
$DistHZ$	到杭州距离	10.42	5.610	0	38.70

## 三、数字普惠金融的空间集聚效应

### (一)空间相关性检验

在进行空间面板数据模型估计之前,首先检验城市数字普惠金融的空间相关性。本文测算了 2011~2015 年数字普惠金融发展的 Moran's I 指数,使用的权重矩阵是前文设定的地理距离和经济距离两种空间权重矩阵,检验结果汇总于表 2。由表 2 知,两种空间权重矩阵下的检验结果均表明

数字普惠金融具有显著的空间正相关性,表明中国城市数字普惠金融的发展呈现出显著的空间集聚特征,即数字普惠金融发展会受到地理距离邻近或经济发展水平接近城市数字普惠金融的影响。空间正自相关性表明数字普惠金融发展呈现出高值与高值相邻、低值与低值相邻的“一荣俱荣、一损俱损”的发展格局。

表 2 城市数字普惠金融的 Moran's I 指数

年份	地理距离空间权重矩阵				
	I	E(I)	Sd(I)	Z	P-value
2011	0.333	-0.003	0.029	11.670	0.000
2012	0.354	-0.003	0.029	12.400	0.000
2013	0.348	-0.003	0.029	12.175	0.000
2014	0.286	-0.003	0.029	10.024	0.000
2015	0.320	-0.003	0.029	11.233	0.000
年份	经济距离空间权重矩阵				
	I	E(I)	Sd(I)	Z	P-value
2011	0.350	-0.003	0.027	12.907	0.000
2012	0.358	-0.003	0.027	13.236	0.000
2013	0.370	-0.003	0.027	13.668	0.000
2014	0.364	-0.003	0.027	13.453	0.000
2015	0.377	-0.003	0.027	13.930	0.000

为直观展示数字普惠金融发展的空间集聚模式,本文绘制了 2015 年基于两种空间权重矩阵的城市数字普惠金融指数的 Moran's I 散点图<sup>①</sup>。Moran's I 散点图的四个象限分别对应于地区数字普惠金融发展与相邻地区之间四种不同类型的空间联系形式,第一至第四象限分别表示“High-High 集聚”“Low-High 集聚”“Low-Low 集聚”和“High-Low 集聚”。其中,“High-High 集聚”和“Low-Low 集聚”表示空间正相关,“Low-High 集聚”和“High-Low 集聚”表示空间负相关。绝大多数城市位于第一、三象限,少数城市位于第二、四象限。位于第一象限的大部分是东部沿海城市,城市本身与周边相邻城市的数字普惠金融发展水平都较高;与之相反,第三象限的城市基本上位于中西部地区,城市本身和周边城市的数字普惠金融发展水平都较低。落在第四象限的城市多为中西部地区的区域中心城市,城市本身数字普惠金融的发展水平较高,但周边城市数字普惠金融发展水平一般;与之相反,落在第二象限的城市多位于区域中心城市的周边,但这些城市本身数字普惠金融的发展水平一般。这表明中国城市数字普惠金融发展表现出空间集聚特征的同时也具有一定的空间异质性,空间集聚并不是完全的、绝对的。

## (二) 空间集聚效应分析

基于地理距离和经济距离两种空间权重矩阵,本文对中国城市数字普惠金融发展的空间集聚效应进行分析,表 3 报告了两种空间面板模型的估计结果。由表 3 可以看出,基于两种空间权重矩阵的估计结果均表明,即便在控制一系列区域经济特征变量之后,空间滞后项的估计系数仍然显著为正,表明数字普惠金融发展具有显著的正向空间集聚效应,这也说明数字普惠金融发展并没有表现出完全的超地理特征。

经济发展水平对数字普惠金融的影响显著为正,表明数字普惠金融仍然离不开实体经济的发展;传统金融发展水平与数字普惠金融正相关,说明传统金融发达的地区数字普惠金融的发展水平相对较高,数字普惠金融的发展并没有脱离金融的本质,而是对传统金融的演进式创新叠加,两者是相互融合、互补共进的;数字技术应用指数的估计系数始终显著为正,表明互联网的普及和现代

<sup>①</sup> 受篇幅限制,原始的 Moran's I 散点图未列出,作者备案。

信息技术的广泛渗透推动了数字普惠金融的发展；产业结构特征对数字普惠金融的影响为正，在一定程度上反映了数字普惠金融的产业基础，但估计系数的显著性并不稳健；政府干预并未对数字普惠金融的发展产生显著影响，长期来看政府干预会产生负面效应，阻碍数字普惠金融的发展，但新结构经济学的“有为政府”观点表明追超时期“有效市场”与政府“有为之手”的良好协同对数字普惠金融发展潜在比较优势明显的地区具有助推效应。两种效应可能会相互抵消，这说明政府“有为”之举的助推效应具有条件依赖性，即政府的“有为之手”是有边界的。此外，人口密度对数字普惠金融的影响不显著，但交通基础设施对数字普惠金融具有显著的正向影响。

表 3 不同空间权重矩阵下的空间集聚效应回归结果

变量	空间杜宾模型(SDM)				空间自相关模型(SARAR)	
	地理距离矩阵		经济距离矩阵		地理距离矩阵	经济距离矩阵
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
WDIFI	0.434 *** (0.061)	0.336 *** (0.054)	0.348 *** (0.050)	0.334 *** (0.047)	0.353 *** (0.056)	0.361 *** (0.044)
lnPGDP	2.110 ** (0.837)	1.432 * (0.863)	2.468 *** (0.822)	1.925 ** (0.874)	1.566 ** (0.628)	2.111 ** (0.837)
Loan	2.618 *** (0.526)	1.006 ** (0.453)	0.800 * (0.417)	1.474 *** (0.440)	1.479 *** (0.433)	0.825 * (0.422)
Dtai	34.403 *** (3.811)	22.636 *** (3.428)	30.637 *** (3.538)	21.775 *** (3.726)	13.096 *** (2.647)	10.454 *** (3.858)
Indus	12.043 *** (4.105)	4.611 (3.327)	10.451 *** (3.916)	5.157 * (2.989)	4.261 (3.075)	4.088 (3.906)
Gov	-2.216 (3.085)	-1.581 (3.019)	-1.961 (3.032)	-1.157 (3.026)	-1.530 (2.485)	-2.726 (3.000)
lnPopDen	0.319 (0.747)	0.171 (0.467)	0.731 (0.729)	0.123 (0.489)	0.700 (0.565)	0.943 (0.735)
Proad	0.108 *** (0.039)	0.066 * (0.035)	0.101 *** (0.038)	0.084 ** (0.037)	0.099 *** (0.032)	0.091 ** (0.036)
procap		13.287 *** (1.488)		11.875 *** (1.765)		
west		2.603 (1.761)		-4.588 *** (1.534)		
central		5.692 ** (2.251)		-2.777 ** (1.200)		
DistBJ		1.786 *** (0.471)		0.848 *** (0.100)		
DistHZ		-0.994 ** (0.393)		-0.932 *** (0.114)		
$\lambda$					0.110 *** (0.033)	0.147 *** (0.024)
_ cons		-84.392 *** (21.389)		-83.670 *** (24.325)		
WX	Yes	Yes	Yes	Yes		
N	1435	1435	1435	1435	1435	1435
R <sup>2</sup>	0.7399	0.8018	0.7274	0.8954	0.8786	0.8278

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著；括号内为标准误。下同。

就城市地理特征变量而言，在控制其他影响因素之后，省会城市的数字普惠金融发展水平更高，这与现实情况比较吻合。中部和西部区域虚拟变量在两种空间权重矩阵下呈现出有趣的结果，地理距离权重矩阵下的结果显示，central系数显著为正，west系数符号为正但不显著，说明相较于

东部地区城市,中西部尤其是中部地区的数字普惠金融发展具有良好势头,这与姚耀军、施丹燕(2017)关于互联网金融的研究结论类似<sup>[20]</sup>。然而,经济距离权重矩阵下的估计结果显示,central和west估计系数均显著为负,表明考虑区域间经济发展差距的空间联系之后,中西部地区数字普惠金融的发展水平仍较差,说明数字普惠金融的发展受制于基础薄弱的传统金融和落后的经济发展水平,数字普惠金融在中西部地区的扩散程度还不够。更有趣的是,城市距离杭州(电子商务中心,同时也是该套指数的数据源)的距离越近,距离北京(政治中心)的距离越远,数字普惠金融的发展水平越高,表明数字普惠金融的发展更多地受到电子商务而非政治关联的驱动。

#### 四、数字普惠金融的收敛性分析

##### (一) $\sigma$ 收敛分析

本文采用变异系数进行 $\sigma$ 收敛检验,我们计算了2011~2015年全国及东、中、西部城市数字普惠金融的变异系数并绘制了趋势图,如图3所示。图3显示,随着时间的逐渐推移,全国及东、中、西部城市数字普惠金融的变异系数具有明显的下降趋势,表明全国整体和三大区域数字普惠金融的发展呈现出典型的 $\sigma$ 收敛。

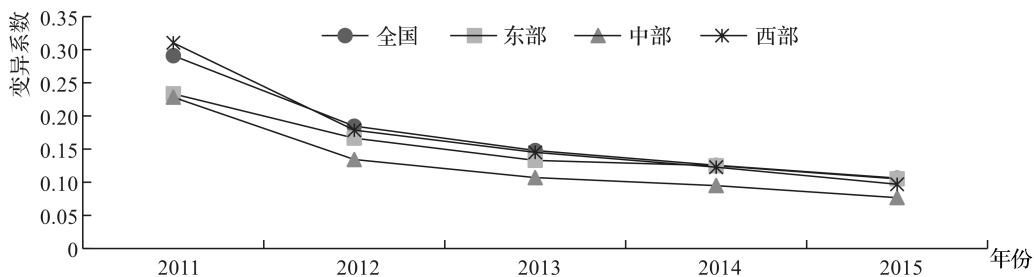


图3 2011~2015年数字普惠金融变异系数的趋势图

##### (二) 绝对 $\beta$ 收敛分析

考虑到各城市之间数字普惠金融发展的空间相关性和空间集聚特征对数字普惠金融收敛性的影响,本文采用空间动态面板收敛模型进行收敛性检验,对于空间权重矩阵,与前文分析保持一致,分别采用地理距离和经济距离两种空间权重矩阵,表4汇报了全国整体以及东、中、西部三大区域数字普惠金融的绝对 $\beta$ 收敛检验结果。

由表4可以看出,无论采用何种空间权重矩阵,全国整体以及东、中、西部三大区域的 $\beta$ 系数均为负,且都通过1%的显著性检验,表明在地理和经济距离的影响下城市数字普惠金融存在显著的绝对 $\beta$ 收敛。此外,两种空间权重矩阵下的空间滞后项系数 $\rho$ 均显著为正,表明城市数字普惠金融的发展存在显著的空间外溢效应。正是由于空间外溢效应的存在,使得不同区域城市数字普惠金融的发展差距在逐渐缩小。但是,中国各区域城市数字普惠金融在不同空间权重矩阵下的收敛速度不同。具体而言,西部地区城市数字普惠金融在地理距离和经济距离两种空间权重矩阵下的收敛速度均最快,中部地区城市次之,东部地区城市收敛速度最慢。这是因为西部地区城市数字普惠金融的初始差距较大,随着互联网的普及和数字技术的广泛渗透,直接导致西部地区城市数字普惠金融的空间收敛速度加快,而中东部城市初始数字普惠金融发展水平差距相对较小,收敛速度会偏低。正因为此,随着时间的推移,中西部地区城市数字普惠金融的发展才能逐渐收敛到东部地区城市数字普惠金融的发展水平。此外,与地理距离权重矩阵相比,考虑经济规模对空间外溢效应影响的情况下,中东部地区城市的收敛速度相对加快,但西部地区城市的收敛速度略有下降,全国城市数字

普惠金融的收敛速度也有所降低,这说明经济发展水平较高的区域数字普惠金融的空间外溢效应更明显,有助于提升收敛速度。

表 4 城市数字普惠金融发展的绝对  $\beta$  收敛检验

变量	地理距离权重矩阵			
	全国	东部	中部	西部
$\ln DIFI_{i,t-1}$	-0.289 *** (0.009)	-0.170 *** (0.011)	-0.303 *** (0.015)	-0.393 *** (0.016)
$\rho$	0.364 *** (0.021)	0.636 *** (0.027)	0.352 *** (0.033)	0.118 *** (0.039)
_ cons	1.774 *** (0.045)	1.898 *** (0.059)	1.581 *** (0.076)	2.052 *** (0.085)
N	1148	404	400	344
$R^2$	0.8910	0.8773	0.9164	0.8947
稳态值( $\gamma$ )	1.3763	1.6222	1.2134	1.4731
收敛速度( $\theta, \%$ )	8.527%	4.658%	9.024%	12.481%
半生命周期( $\tau$ , 年)	8.129	14.881	7.681	5.554

变量	经济距离权重矩阵			
	全国	东部	中部	西部
$\ln DIFI_{i,t-1}$	-0.280 *** (0.009)	-0.193 *** (0.012)	-0.314 *** (0.016)	-0.379 *** (0.019)
$\rho$	0.373 *** (0.021)	0.569 *** (0.028)	0.315 *** (0.035)	0.148 *** (0.043)
_ cons	1.855 *** (0.047)	2.019 *** (0.062)	1.640 *** (0.081)	1.977 *** (0.096)
N	1148	404	400	344
$R^2$	0.8899	0.8773	0.7738	0.8916
稳态值( $\gamma$ )	1.4492	1.6924	1.2481	1.4336
收敛速度( $\theta, \%$ )	8.213%	5.361%	9.422%	11.911%
半生命周期( $\tau$ , 年)	8.440	12.929	7.357	5.819

### (三) 条件 $\beta$ 收敛分析

为了控制区域经济特征变量对城市数字普惠金融空间收敛性的影响,本文采用空间动态滞后模型进行条件  $\beta$  收敛检验,表 5 报告了基于两种空间权重矩阵的检验结果。由表 5 可知,在控制一系列区域经济特征变量之后,不管采用何种空间权重矩阵,全国整体以及东、中、西部三大区域的条件收敛系数  $\beta$  均显著为负,表明全国整体以及三大区域范围内城市数字普惠金融的发展都存在显著的条件收敛,即均有向各自稳态水平收敛的趋势,但不同区域之间数字普惠金融发展的差距可能仍然存在。此外,两种空间权重矩阵下全国整体以及三大区域空间动态滞后模型的空间滞后系数  $\rho$  均显著为正,再次表明中国城市数字普惠金融的发展存在显著的空间外溢效应。

表 5 城市数字普惠金融发展的条件  $\beta$  收敛检验

变量	地理距离权重矩阵				经济距离权重矩阵			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
$\ln DIFI_{i,t-1}$	-0.367 *** (0.011)	-0.220 *** (0.016)	-0.352 *** (0.019)	-0.490 *** (0.020)	-0.360 *** (0.011)	-0.247 *** (0.017)	-0.373 *** (0.019)	-0.462 *** (0.021)
$\rho$	0.233 *** (0.024)	0.549 *** (0.033)	0.272 *** (0.039)	0.150 *** (0.043)	0.244 *** (0.024)	0.482 *** (0.036)	0.224 *** (0.038)	0.157 *** (0.046)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1148	404	400	344	1148	404	400	344
$R^2$	0.9093	0.8994	0.9250	0.9165	0.9088	0.8952	0.8509	0.9131
( $\theta, \%$ )	11.432%	6.212%	10.847%	16.834%	11.157%	7.092%	11.670%	15.497%

注:所有回归中均控制了区域经济特征变量;限于篇幅,估计结果从略。

## 五、结论与政策启示

本文采用北京大学数字金融研究中心提供的 2011 ~ 2015 年数字普惠金融指数地级城市层面数据, 计算 Moran's I 指数并绘制了局部 Moran 散点图, 结果显示城市数字普惠金融具有显著的空间自相关性。在此基础上, 设定地理距离和经济距离空间权重矩阵, 基于空间面板模型的实证研究表明, 即便在控制了一系列区域经济特征变量之后, 城市数字普惠金融的发展仍具有显著的正向空间集聚效应, 说明数字普惠金融的发展并没有表现出完全的超地理特征。在收敛性分析中, 利用变异系数进行  $\sigma$  收敛检验, 发现全国整体和三大区域数字普惠金融的发展呈现出典型的  $\sigma$  收敛。引入空间因素后, 本文构建空间动态面板收敛模型进行  $\beta$  收敛检验, 结果表明全国整体和三大区域数字普惠金融的发展均存在显著的绝对和条件  $\beta$  收敛, 但不同空间权重矩阵下各区域的空间收敛速度有所差异。

本文的政策启示在于: 第一, 政府在制定相关政策和规划时应充分考虑数字普惠金融发展的空间依赖特征和空间外溢效应, 合理配置金融资源, 着力改善落后地区的金融服务环境, 加快推进金融基础设施(特别是在信用和支付领域)建设, 健全多元化广覆盖的机构体系, 进而发挥金融基础设施互联互通的辐射效应和带动作用, 促进中国区域数字普惠金融的协同发展。第二, 积极发挥发达地区的拉动辐射作用, 完善普惠金融政策、法律法规和监管环境, 鼓励和支持发达地区金融机构充分利用大数据、云计算以及移动互联网等数字技术优势和金融集聚经济效应, 推动物理网点和服务点向农村和其他落后地区快速拓展, 延伸普惠金融的触达能力和服务范围, 通过加强金融产品和服务方式创新, 有效降低金融服务成本, 将缺乏金融服务或金融服务不足群体纳入客户服务体系, 同时管控数字金融风险 and 增强商业可持续性, 打通普惠金融服务“最后一公里”, 进而实现“普”和“慧”的双赢。第三, 加强普惠金融教育与金融消费者权益保护, 金融消费者保护和教育可以帮助消费者更好地获取和使用金融产品和服务, 同时也有利于监管机构防控市场风险和鼓励市场公平竞争。此外, 传统金融和经济发展水平落后地区应加强“有为政府”和“有效市场”的良好协同和双轮驱动, 结合地方特色开展数字普惠金融示范区、试点建设, 并发挥以点带面的引领作用, 同时积极引进金融短缺人才, 通过对数字普惠金融产业的扶持促进其潜在比较优势向现实比较优势转化, 推动中国区域普惠金融在数字技术时代均衡发展。

### 参考文献:

- [1] 任英华, 徐玲, 游万海. 金融集聚影响因素空间计量模型及其应用 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (5): 104 - 115.
- [2] 周凯, 刘帅. 金融资源空间集聚对经济增长的空间效应分析——基于中国省域空间面板数据的实证分析 [J]. 投资研究, 2013, (1): 75 - 88.
- [3] 杜家廷. 中国区域金融发展差异分析——基于空间面板数据模型的研究 [J]. 财经科学, 2010, (9): 33 - 41.
- [4] 郭峰, 胡军. 地区金融扩张的竞争效应和溢出效应——基于空间面板模型的分析 [J]. 经济学报, 2016, (2): 1 - 20.
- [5] Guo F., Kong S. T., Wang J. General Patterns and Regional Disparity of Internet Finance Development in China: Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index [J]. China Economic Journal, 2016, 9(3): 253 - 271.
- [6] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据 [J]. 国际金融研究, 2017, (8): 75 - 85.
- [7] Sarma M., Pais J. Financial Inclusion and Development [J]. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613 - 628.
- [8] 王修华, 何梦, 关键. 金融包容理论与实践研究进展 [J]. 经济动态, 2014, (11): 115 - 129.
- [9] Beck T., Demircuc-Kunt A., Peria M. S. M. Reaching out: Access to and Use of Banking Services across Countries [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85(1): 234 - 266.
- [10] Sarma M. Index of Financial Inclusion [Z]. Jawaharlal Nehru University, Discussion Paper, 2010.

- [11] Chakravarty S. R. , Pal R. Financial Inclusion in India; An Axiomatic Approach [J]. Journal of Policy Modeling, 2013, 35(5): 813 – 837.
- [12] 焦瑾璞, 黄亭亭, 汪天都, 等. 中国普惠金融发展进程及实证研究 [J]. 上海金融, 2015, (4): 12 – 22.
- [13] 陆文喜, 李国平. 中国区域金融发展的收敛性分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2004, (2): 125 – 128.
- [14] 邓向荣, 马彦平, 杨彩丽. 金融开放背景下我国区域金融发展的收敛性与差异分析——基于参数和非参数的估计 [J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2012, (1): 26 – 35.
- [15] 刘传明, 王卉彤, 魏晓敏. 中国八大城市群互联网金融发展的区域差异分解及收敛性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (8): 3 – 20.
- [16] 陈银娥, 孙琼, 徐文赞. 中国普惠金融发展的分布动态与空间趋同研究 [J]. 金融经济研究, 2015, (6): 72 – 81.
- [17] Yu J. , Lee L. F. Convergence: A Spatial Dynamic Panel Data Approach [Z]. Ohio State University, Working Paper, 2009.
- [18] Elhorst J. P. Dynamic Panels with Endogenous Interaction Effects when T is Small [J]. Regional Science & Urban Economics, 2010, 40(5): 272 – 282.
- [19] Elhorst J. P. Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-Linear Dynamic Models for Spatial Panels [J]. Geographical Analysis, 2005, 37(1): 85 – 106.
- [20] 姚耀军, 施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角 [J]. 金融研究, 2017, (5): 127 – 142.

## Research on the Spatial Agglomeration and Convergence of Urban Digital Inclusive Finance Development in China

LIANG Bang, ZHANG Jianhua

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Building spatial panel data regression model on the premise of geographical distance and economic distance spatial weight matrix respectively, this paper analyzes the spatial agglomeration of urban digital inclusive finance in China, and empirically tests the spatial convergence of digital inclusive finance in the whole country and the three regions based the data of prefectural-level cities. The results show that: the urban digital inclusive finance has significant spatial autocorrelation. Even if many regional economic characteristics are controlled, the development of digital inclusive finance still has a significant positive spatial agglomeration effect. The development of digital inclusive finance in the whole country and the three regions shows a typical  $\sigma$  convergence, and there is significant absolute and conditional  $\beta$  convergence, but the speed of space convergence varies with different regions.

**Key words:** City; Digital Inclusive Finance; Spatial Agglomeration; Spatial Convergence

(责任编辑: 原 蕴)