

中国数字普惠金融：发展逻辑、 时空格局与区域差异

焦云霞

(中国社会科学院 数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

内容摘要：从数字普惠金融内涵、概念出发阐释数字普惠金融发展逻辑，综合运用多种方法深入剖析我国数字普惠金融发展的时空格局与区域差异。根据非参数KDE、Moran's I指数与空间Markov链估计的结果发现，2011-2020年我国数字普惠金融发展整体上经历了由两极分化到整体收敛的演化过程，并存在全局空间下的集聚现象；基于Dagum基尼系数及其分解可知，我国数字普惠金融区域差异呈缩小态势，且区域间差异是其主要来源；最后采用 σ 收敛、绝对和条件 β 收敛空间杜宾模型检验可知，数字普惠金融发展水平较低的地区正以更快的速度追赶水平较高的地区，随着时间推移区域差异将缩小。建议政府部门立足本地区数字普惠金融发展的优劣势因地制宜制定发展政策，发挥数字普惠金融的空间溢出效应和政府的支持引导作用。

关键词：数字普惠金融；发展逻辑；时空格局；区域差异；空间计量

DOI: 10.13885/j.issn.1000-2804.2022.03.005

中图分类号：F832

文献标识码：A

文章编号：1000-2804(2022)03-0052-15

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》强调要创新直达实体经济的金融产品和服务，以提高金融服务实体经济的能力，并且要发展金融科技加快金融机构数字化转型，增强金融普惠性。借助大数据、移动互联等新兴数字技术的发展契机，金融与数字技术深度融合发展，成功孕育“数字金融”这一新兴业态。数字金融天然具备“普惠金融”特征。相比于传统金融中存在的属性错配、领域错配和阶段错配问题^[1]，数字金融在信贷审批过程中具有自动性、即时性和远程性等诸多优势^[2]，这在一定程度上推动金融体系进行重塑，突破传统金融的边界约束^[3]，增强金融服务实体经济的能力。近年来，在我国政府的大力推动下，宽带网络、移动支付等数字金融基础设施进一步优化，据中国人民银行数据显示，截至2020年底，我国ATM数量为101.39万台，联网POS机3 833.03万台。另据统计机构Statista的数据显示，2020年我国的智能手机用户数为9.12亿人。数字金融基础设施的完善推动我国数字普惠金融业务实现跨越式的发展，2020年我国银行共处理电子支付业务2 352.25亿笔，其中网上支付业务879.31亿笔，移动支付业务1 232.20亿笔。2020年银行业金融机构电子渠道分流率达90.88%，呈现持续增长态势^①。目前我国已经形成了政府统筹数字普惠金融基础设施建设、金融科技企业提供数字技术服务、金融机构利用数字技术升级普惠金融服务的“三位一体”的发展模式。

收稿日期：2021-12-27

作者简介：焦云霞(1979-)，女，河北定州人，博士，从事数字金融、金融科技研究。

① 参见中国银行业协会《2020年中国银行业服务报告》，中国金融出版社有限公司，2021年。

一、文献综述

通过梳理现有文献,可以发现目前围绕数字普惠金融已经形成三类研究成果:数字普惠金融的指标构建与测度、经济影响效应和数字普惠金融发展的时空特征。第一类研究成果主要有关数字普惠金融的指标构建与测度。数字普惠金融是一个同时包含“数字”与“普惠”的复杂多维概念,相应地,指标体系也应包含不同维度指标。“普惠金融”(financial inclusion)概念自2008年金融危机后引起广泛关注,目前该指标体系已日臻完善,为数字普惠金融指标体系的构建提供了借鉴。2011-2013年,金融包容联盟(AFI)、世界银行、金融包容全球合作伙伴组织(GPFI)分别设计了包容性金融统计指标体系^[4]、全球普惠金融数据库即Findex数据库^[5]、普惠金融指标体系^[6]。另有,Sarma等^[7]借鉴HDI方法构建普惠金融指数(IFI),随后还测算了45个国家的普惠金融发展指数^[8]。在普惠金融指标体系研究成果基础上,Ambarkhane纳入数字支持要素指标对数字普惠金融发展水平进行测度^[9]。焦瑾璞等也曾将创新型数字金融指标纳入指标体系^[10],但涉及的数字技术支持的维度还不够全面;刘锴也从数字支付的视角构建数字普惠金融评价体系^[11]。北京大学数字金融研究中心在综合考虑数字金融服务的各类新特征和数据可得性后,从覆盖广度、使用深度和数字支持服务三个维度编制数字普惠金融指标体系,并连续发布“北京大学数字普惠金融指数”^[12],目前该指数已成为我国数字普惠金融研究领域的权威数据。葛和平等借鉴该指数和GPFI普惠金融指标体系,对数字普惠金融指标体系进行了完善^[13]。

第二类研究成果主要有关数字普惠金融的经济影响效应。根据现代经济增长理论,数字普惠金融作为技术进步的外在体现,能够通过“技术创新”和“技术效率”推动全要素生产率增长^[14]。金融科技创新和数字技术推动实现传统金融模式创新,并通过为客户提供创新性的平台服务带来技术进步^[15]。通过提高实体经济的资本和劳动要素的配置效率^[16],优化发展地区的产业结构、投资结构和消费结构^[17],数字普惠金融能够对经济增长产生明显的正向促进作用^[3]。数字普惠金融能够提供“数字足迹”信息,降低信息不对称,为弱势群体提供金融服务^[18],推动居民消费自我升级,促进消费资源的合理调配和消费机会的均等化,降低居民消费不平等。数字普惠金融还具有“数字红利”效应^[19],通过降低接触金融服务的门槛惠及更多低收入群体,增加该群体收入,以缩小收入差距^[20]。

第三类研究成果主要关于我国数字普惠金融发展的时空格局。首先,对数字普惠金融发展空间分布特征的分析,目前主要涉及区域差异情况,如何文秀^[21]、葛和平等^[13]通过描述性统计方法分析我国数字普惠金融发展的地区差异;谢佳芳^[22]、向洁等^[23]则采用Theil指数和Gini系数等方法测度我国普惠金融发展的区域差异及分解得到差异的来源。其次,对数字普惠金融时空分布动态演进的分析,现有文献大多采用Moran's I指数、Kernel密度估计等方法通过直观的动态分布图或者矩阵来识别数字普惠金融发展的演变规律^[24-25]等。最后,对数字普惠金融发展空间相关性和收敛性的分析,梁榜等^[26]、张龙耀等^[27]、焦云霞^[28]通过构建收敛模型来检验数字普惠金融空间分布的发展趋势,主要有 σ 收敛、绝对和条件 β 收敛等。

通过梳理现有文献发现,在数字普惠金融研究方面已经形成一些成果,但是在综合运用多种方法全面分析我国数字普惠金融发展的时空格局和区域差异方面的成果稍显薄弱,这些研究大多从某一方面入手对我国数字普惠金融发展的区域差异或时空格局进行分析。鉴于此,为弥补已有研究的不足,本文综合运用多种方法全面揭示当前我国数字普惠金融发展的时空特征和区域差异。在时空格局研究方面,本文运用空间非参数KDE、Moran's I指数与空间Markov链等方法进行分析,全面、翔实地展现数字普惠金融的时空发展规律,非参数KDE估计通过考察分布的位置、形态及延展性能够获得直观清晰的整体分布状况,接着全局和局部Moran's I指数用于检验数字普惠金融发展在空间上的整体集聚趋势以及具体的集聚位置和区域间关联程度,再结合空间Markov链估计区域发展水平分布的内部动态性,故而能够得到数字普惠金融发展的时空分布动态演进规律。在区域差异研究方面,本文采

用Dagum基尼系数及其分解方法考察我国数字普惠金融发展的区域差异演变趋势及来源,相较而言,这一方法能够弥补传统Gini系数和Theil指数等指标的一些不足;再结合空间收敛性检验模型考察数字普惠金融发展水平区域差异的动态变化趋势,数字普惠金融发展水平较低的地区能否以更快的速度追赶水平较高的地区,并探究其影响因素。

二、数字普惠金融发展逻辑的理论分析

普惠金融的概念最早是由联合国和世界银行在2005年“国际小额信贷年”活动中提出,主张所有社会成员都能够以合理的价格享受到高质量的金融服务^[13]。2015年,《推进普惠金融发展规划(2016-2020)》对“普惠金融”给出的定义是:“普惠金融是指立足机会平等要求和商业可持续原则,以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务。”该定义的核心是全方位地为社会所有阶层和群体提供有效的金融服务。金融服务的重点对象包括被传统金融忽视、排斥在外的各类特殊群体,如农民、贫困人群、小微企业、老年人、残疾人等,这些群体均为金融市场的“长尾客户”。在一定程度上可以这样理解,普惠金融是长尾理论在金融行业的应用,其本质是在帮助金融市场“尾部”弱势群体的同时,实现金融机构自身的可持续发展。

诚然,普惠金融给社会各阶层带来了更加公平合理的金融服务,并且通过优化金融资源配置和提高经济体的运行效率^[10],对促进个人进步、减少贫困人口、分享经济发展成果都起到了非常重要的作用^[29]。然而,我们需要面对的现实是,中国经济社会长期以来存在“大中企业与小微企业”“城市与农村”“发达地区与欠发达地区”等二元结构,致使存在小微企业融资难、农村金融服务缺失、经济欠发达地区普惠金融发展滞后等现象。同时也有一些研究指出,相比于发达国家,目前我国普惠金融的发展水平仍然较低,还不能满足大多数农村人口、低收入人群、小微企业等群体的金融需求^[30]。

随着数字技术的创新发展,移动互联、人工智能、大数据和区块链等技术的广泛应用催生了数字普惠金融的概念。作为普惠金融和数字技术融合发展的产物,数字普惠金融借助先进数字技术为金融需求者以较低的成本提供各类产品和服务,充分降低了人们接触金融产品和服务的门槛,从而扩大金融服务的覆盖面,有效覆盖中小微企业、低收入群体及农村和偏远地区等。2016年,《G20数字普惠金融高级原则》给出明确定义,数字普惠金融是“一切通过使用数字金融服务以促进普惠金融的行动”。世界银行认为,数字技术的应用推动了金融普惠^[29]。数字技术在推动普惠金融服务实现中也确实发挥出不容忽视的作用,如云计算技术能够使得金融服务成本降低,移动互联网能够帮助提高金融服务普及率,人工智能和大数据能够解决甄别和计量风险问题,等等。数字普惠金融运用其技术优势,使金融的利益链条延伸得更远,在使小微企业、低收入人群等“尾部”弱势群体受益的同时,金融机构也利用其优势推广产品和服务获得更多收益,增强了数字普惠金融发展的商业可持续性。

相较于传统普惠金融,数字普惠金融具有以下几个方面的优势:一是价格优势,即获得金融服务的成本更低。金融服务的供求双方在网络平台上搜寻产品和价格信息,并完成交易,网上交易的形式使得用户对物理网点的依赖性降低,金融机构也无需为物理网点支付高额维护费用,这就使得在降低金融服务需求方的搜索成本和交易成本的同时,还降低了金融服务供给方的运营成本。二是产品优势,即能够提供更加丰富的金融服务。随着普惠金融数字化程度不断提高,其技术应用场景也越来越多元化,普惠金融服务需求方不仅希望获得融资类服务,还希望获得投资、支付、保险等多种类型的服务,这就从需求端倒逼着金融产品和服务进行全面升级。三是效率优势,即金融机构能够更快地提供金融服务。借助数字技术的赋能,金融机构可以很快地针对金融服务的需求匹配相应的产品和服务,使需求方及时地获得满足;还能够使金融服务快速对接大量的应用场景,即时地获取数据信息,快速完成金融产品的投产迭代。四是渠道优势,即金融服务可获得性更高。得益于数字技术的应用,普惠金融在一定程度上摆脱了地理限制,拓展了传统金融的服务边界,扩大了服务范围,使原本被传

统金融排斥在外的小微企业和弱势人群也能够获得成本可承担的金融服务，更好促进了金融普惠性发展。五是风控优势，即风险控制有效性更强。数字技术的应用提高了金融机构的风险评估和识别能力，能够给不同客户提供合适的金融服务组合产品降低风险；有效预警机制的建立，也能够让金融机构和客户在金融服务交易过程中成功规避风险。

目前，在传统金融机构和新型金融机构的协同努力下，我国数字普惠金融发展势头迅猛。传统金融机构以银行为代表，它们通过网上和手机银行、直销银行，以及同移动运营商或互联网金融平台互相合作等多种方式，不断拓展普惠金融的服务边界。新型金融机构以综合性互联网金融平台为代表，如百度、腾讯、京东等，它们依托集团主体，拥有丰富的场景资源，具有强大的流量优势，它们提供的金融服务产品覆盖群体广泛，目前已经成为数字普惠金融不可或缺的组成部分。在经历了近十年的飞速发展后，我国数字普惠金融已经呈现以下几种业务形态：第一种是数字支付，是数字普惠金融提供的最基本服务，即利用计算机、POS机等硬件设备和信息安全、人工智能等软件技术来实现的数字化支付方式，该方式具有效率高、成本低等优势；第二种是线上小微融资，针对小微、民营企业和“三农”等薄弱领域的小额融资需求，通过互联网和大数据技术发展线上融资业务，简化手续，拓宽融资渠道；第三种是数字化小额理财，只需要很低的起投金额，投资人就能参与的理财项目，这打破了传统理财项目高门槛的投资局限；第四种是小额保险，是为低收入人群、农民提供的一种保险保障机制，通过线上宣传保险产品、完成投保理赔，操作手段简便，是一种市场化金融扶贫方式。

三、研究设计

（一）非参数KDE方法

本文的展开以考察我国数字普惠金融发展的整体动态分布规律为基础。非参数核密度估计（non-parametric kernel density estimator, KDE），由Rosenblatt^[31]和Parzen^[32]提出，它利用估计得出的概率密度曲线来表述随机变量的分布形态，已在诸多领域广泛应用^[33]。假设存在随机变量 Y ，则非参数KDE密度函数形式为：

$$f(y) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{h}\right) \quad (1)$$

其中， Y 和 $\bar{Y}$ 分别表示数字普惠金融指数的观测值和均值； n 为样本数， h 为函数带宽， $K(\cdot)$ 为核密度函数。此处选择高斯核作为核密度函数：

$$K(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) \quad (2)$$

（二）空间相关性检验模型

本文研究我国数字普惠金融发展的时空格局，就需要检验空间自相关性，其中Moran's I指数是最常用的方法。全局空间自相关Moran's I指数用来检验数字普惠金融发展在空间上的整体集聚趋势，公式表示为：

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (3)$$

其中， W_{ij} 表示邻接空间权重矩阵。

局部空间自相关Moran's I指数可以用于检验数字普惠金融发展集聚的具体位置和区域间的相关程度。其公式为：

$$Moran's I_i = \frac{(Y_i - \bar{Y}) \sum_{j \neq i}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y})}{\sum_{j \neq i}^n \frac{(Y_j - \bar{Y})^2}{(n-1) - \bar{Y}^2}} \quad (4)$$

(三) Dagum基尼系数及其分解方法

本文测度我国数字普惠金融发展的区域差异采用的是由 Dagum^[34]提出的 Dagum 基尼系数及其分解方法,该方法能够有效解决交叉重叠以及子样本分布等问题,弥补了传统 Gini 系数和 Theil 指数等指标方法的一些不足,目前已经被广泛应用于众多研究领域^[35-38]。G 表示总体基尼系数,其定义式表示为:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{Y}} \quad (5)$$

$$\bar{Y}_h \leq \dots \leq \bar{Y}_j \leq \dots \leq \bar{Y}_k \quad (6)$$

其中, k 为地区数, n_j 、 n_h 分别为 j 、 h 地区内省份数。在对基尼系数分解之前,依据各个地区内各省份数字普惠金融指数的均值大小来对地区进行排序,见式(6)。

j 地区内基尼系数表示为:

$$G_{jj} = \frac{\frac{1}{2\bar{Y}_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{n_j^2} \quad (7)$$

j 、 h 地区间基尼系数表示为:

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{Y}_j + \bar{Y}_h)} \quad (8)$$

进一步,把基尼系数分解为地区内和区域间差异的贡献 (G_w 和 G_{nb})、超变密度的贡献 (G_t) 三个部分,这三个部分的关系为: $G = G_w + G_{nb} + G_t$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (9)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (10)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (11)$$

其中, $p_j = n_j/n$, $s_j = n_j \bar{Y}_j / n \bar{Y}$ ($j=1, 2, \dots, k$), D_{jh} 为 j 、 h 地区间单位数字普惠金融的相对影响。 D_{jh} 表示为:

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (12)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (13)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (14)$$

其中, $F(\cdot)$ 为连续密度分布函数。当在 $y_{ji} > y_{hr}$ ($y_{ji} < y_{hr}$) 时, $d_{jh}(p_{jh})$ 表示数字普惠金融发展差异的加权平均数,反映不同区域间的总体影响。

(四) 空间收敛性检验模型

本文基于我国各省份数字普惠金融发展指数对数值的标准差来对全国整体及三大地区数字普惠金融发展水平的 σ 收敛特征进行检验和分析,以考察区域数字普惠金融发展水平偏离整体平均水平的差异及动态变化趋势。具体公式可以表达为:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\ln Y_{it} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln Y_{it} \right)^2} \quad (15)$$

为考察数字普惠金融发展水平较低的地区能否以更快的调整速度赶上数字普惠金融发展水平较高的地区,以及随时间推移不同地区数字普惠金融发展水平的增速是否最终趋同,采用 β 收敛模型对数

字普惠金融发展水平的增量差异进行检验。基于是否考虑收敛条件， β 收敛分为绝对和条件 β 收敛。数字普惠金融发展 β 收敛的空间杜宾模型表示为：

$$\ln Y_{i,t+1} - \ln Y_{it} = \alpha I + \rho W (\ln Y_{i,t+1} - \ln Y_{it}) + \beta \ln Y_{it} + \delta W \ln Y_{it} + \varepsilon \quad (16)$$

$$\ln Y_{i,t+1} - \ln Y_{it} = \alpha I + \rho W (\ln Y_{i,t+1} - \ln Y_{it}) + \beta \ln Y_{it} + \xi \mu_{it} + \delta W \ln Y_{it} + \varphi W \mu_{it} + \varepsilon \quad (17)$$

其中， $\ln Y_{i,t+1} - \ln Y_{it}$ 表示第*i*个省份的数字普惠金融发展指数在*t*年的对数增加量。*I*是空间单位向量，*W*为空间权重矩阵， α 、 β 、 ρ 、 δ 和 φ 为待估系数， μ_{it} 为控制变量， ξ 为控制变量的系数。

四、中国数字普惠金融的时空格局演进

本文选取2011–2020年的“北京大学数字普惠金融指数”^①作为分析我国数字普惠金融发展状况的基础数据。本部分首先对我国数字普惠金融发展进行典型化事实描述，接着借鉴Quah^[39]、李国平等^[40]等对于分布动态演进的研究成果，进一步采用非参数KDE、Moran's I指数与Markov链分析方法考察我国数字普惠金融发展水平分布的动态演进特征。

基于2011–2020年北京数字普惠金融指数省级面板数据，本文计算得出全国和东中西三大地区^②数字普惠金融指数的年平均均值，具体结果如表1所示。从表1中数据可以看出，第一，样本期内我国数字普惠金融指数的年均值为216.24。东部地区年均值高于全国水平，为240.41；而中部、西部地区年均值低于全国水平，分别为208.38、199.31。由此可以看出，东部地区依托充裕的人才储备、金融资源和完善的普惠金融基础设施，不断提高金融科技水平，推动数字金融服务形式和金融产品种类的丰富和创新，促使数字普惠金融涌现出多种新兴业态，数字普惠金融发展水平整体较高。第二，东部地区数字普惠金融指数年均值与中、西部年均值比值分别为1.15、1.21，说明我国数字普惠金融发展水平在三大地区间存在一定差距。进一步分析，该比值分别由2011年的1.85、2.12下降到2020年的1.12、1.17，可以看出东部与中、西部地区的差距正在缩小，且与西部区域差异缩小的程度大于中部地区。由上述分析可知，2011–2020年我国各地区的数字普惠金融指数发生了很大的变化，有必要对全国和东、中、西部地区数字普惠金融指数的分布动态演进过程进行细致刻画。

表1 2011–2020年中国数字普惠金融指数年均值

年份	全国	东部地区	中部地区	西部地区
2011	40.00	59.16	31.90	27.85
2012	99.69	121.74	91.94	84.63
2013	155.35	180.93	146.94	137.51
2014	179.75	201.60	172.68	164.43
2015	220.01	242.18	210.32	206.15
2016	230.41	249.71	224.62	216.58
2017	271.98	294.08	265.45	256.08
2018	300.21	327.78	292.07	280.36
2019	323.73	354.19	315.15	301.54
2020	341.22	372.75	332.79	317.94
年均值	216.24	240.41	208.38	199.31

（一）非参数KDE结果

为考察我国数字普惠金融的整体动态演进过程，本文运用Matlab9.7软件得到2011–2020年我国数字普惠金融发展分布形态的非参数KDE估计结果（图1）。基于对图1的分析得出我国数字普惠金融发展呈现以下主要特征。首先考察非参数KDE密度曲线位置的变动情况，2011–2020年密度曲线整体呈现明显右移趋势，表明我国数字普惠金融发展总体呈较快的上升态势，数字普惠金融发展状况持续改善。其次考察密度曲线的主峰特征，2011–2017年主峰高度上升变得高耸，2017年达到最高值，意味

① “北京大学数字普惠金融指数”是由北京大学数字金融研究中心基于海量微观数据编制而成，具体编制过程参见郭峰等^[12]。该指数主要包括覆盖广度、使用深度和数字化支持程度三个维度，具有较好的适用性、连续性和可靠性。

② 本文对中国31个省份的区域划分参照《中国统计年鉴2020》，具体为：东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南11个省（市）；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南8个省份；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆12个省（区、市）。

着2011–2017年我国各省份的数字普惠金融发展差距呈缩小特征；但是到了2018–2020年波峰开始下降，意味着2018年后我国各省份数字普惠金融的发展差距逐渐加大，但与2011年相比还是有所减小。总的来说，我国数字普惠金融的发展差距经历了先缩小后扩大的过程，但整体呈缩小趋势。然后考察密度曲线的形状，可以看到2011–2017年在密度曲线的主峰右侧一直存在一个微微凸起的侧峰，这说明在样本前期有少数几个传统金融基础较好的省份利用先进数字技术率先发展数字普惠金融，使其数字普惠金融发展水平高于绝大多数省份；但2018–2020年，主峰右侧变得平坦，整体曲线呈现单峰特征，表明在样本后期受益于地方政策的扶持和引导，大多数省份开始对数字普惠金融进行布局和调整，使其发展环境得到改善，以后发之势奋起追赶，因此我国数字普惠金融发展整体呈现收敛趋势。综上，受益于多重金融普惠政策的扶持，我国数字普惠金融发展整体上由两极分化向整体收敛的方向演进。

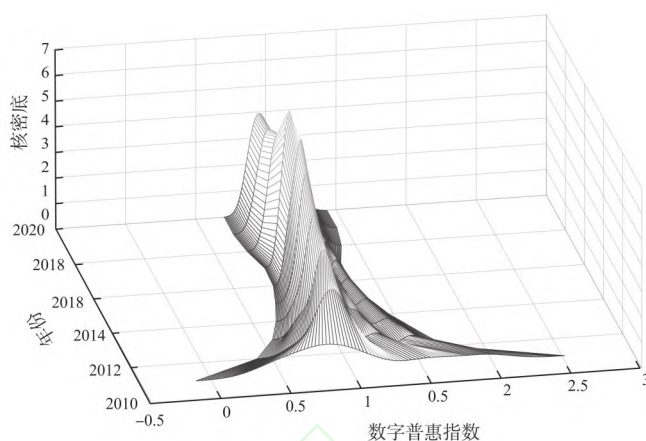


图1 中国数字普惠金融发展的非参数KDE估计结果

融，使其数字普惠金融发展水平高于绝大多数省份；但2018–2020年，主峰右侧变得平坦，整体曲线呈现单峰特征，表明在样本后期受益于地方政策的扶持和引导，大多数省份开始对数字普惠金融进行布局和调整，使其发展环境得到改善，以后发之势奋起追赶，因此我国数字普惠金融发展整体呈现收敛趋势。综上，受益于多重金融普惠政策的扶持，我国数字普惠金融发展整体上由两极分化向整体收敛的方向演进。

(二) Geary's C指数与Moran's I指数的结果

本文通过测算得到2011–2020年我国数字普惠金融发展指数的全局Geary's C指数和Moran's I指数(表2)。从表2可以看出：第一，从显著性来看，我国数字普惠金融的Geary's C指数和Moran's I指数均在1%水平上的显著，意味着我国数字普惠金融发展呈正向空间相关性，说明我国数字普惠金融存在全局空间下的集聚现象；第二，从时序变化来看，我国数字普惠金融的Geary's C指数和Moran's I指数呈非随机分布状态，2011–2020年两个指数存在一定波动，其中Moran's I指数呈“V”形趋势，其中2015年位于谷底为0.416，之后持续上升至2020年的峰值0.563，这表明在样本期内我国数字普惠金融发展的空间相关性经历了先减弱后又逐渐增强的过程。

表2 2011–2020年中国数字普惠金融Geary's C指数和Moran's I指数

年份	Geary's C	Moran's I	年份	Geary's C	Moran's I
2011	0.479***	0.490***	2016	0.474***	0.438***
2012	0.456***	0.487***	2017	0.419***	0.498***
2013	0.468***	0.456***	2018	0.387***	0.544***
2014	0.469***	0.453***	2019	0.386***	0.544***
2015	0.509***	0.416***	2020	0.366***	0.563***

注：***表示在1%水平上显著；P值为双尾检验结果。

接着，本文采用局部Moran's I指数具体考察样本省份与相邻省份间的差异情况，进一步分析各省份数字普惠金融的空间集聚模式。本文将样本省份分为四类集聚类型^①，2020年我国数字普惠金融发展的局域Moran's I散点分布情况见图2。由图2可知，我国大部分省份分布在第一象限和第三象限，而且随着数字普惠金融的发展，在第一和第三象限空间上呈同质性的省份越来越多，即数字普惠金融发展的空间辐射能力越来越强，具有较高水平的省份在地理上的分布也越来越集中，2020年有

① 其中，第一象限为High-High集聚，表示本省份和相邻省份数字普惠金融发展水平均相对较高；第二象限为Low-High集聚，表示本省份普惠金融发展水平低而相邻省份水平高；第三象限为Low-Low集聚，表示本省份和相邻省份的普惠金融发展水平均相对较低；第四象限为High-Low集聚，表明本省份数字普惠金融发展水平高而相邻省份水平低。

80.65%省份的数字普惠金融呈空间正相关性，较2011年的70.97%提高了12%。并且，数字普惠金融指数年均值排名前十位的上海、北京、浙江等省份均落在第一象限，说明这些省份及相邻省份的数字普惠金融水平都较高，因为北京、江苏、浙江这些省份汇集了如京东、腾讯、百度等一大批数字普惠金融业务发展较好的新型金融机构，这些新型金融机构的发展不仅带动了所在省份的数字普惠金融发展水平的整体提高，而且也对相邻省份的数字普惠金融发展产生了明显的正向溢出效应。

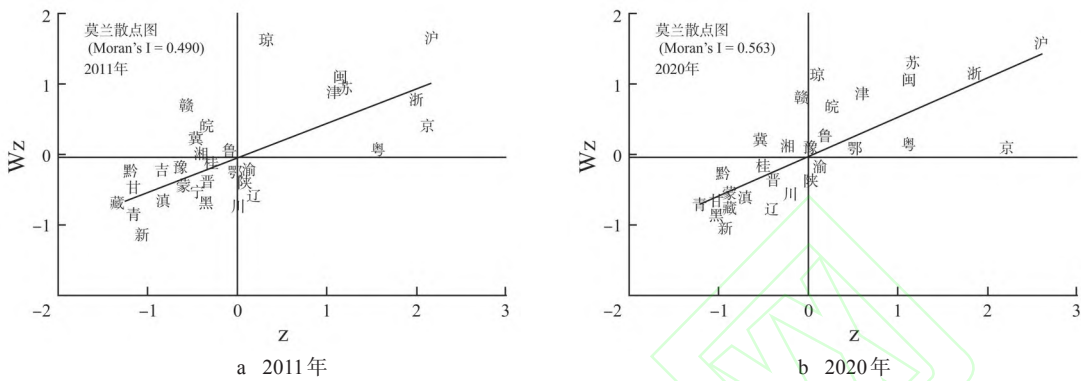


图2 中国数字普惠金融空间分布 Moran's I 散点分布

（三）Markov 链估计结果

本文进一步利用传统 Markov 链来考察数字普惠金融的转移概率情况（表3）。表3中对角线上的数值为由 t 年到 $t+1$ 年数字普惠金融没有发生状态转移的概率^①，而非对角线上的数值表示了发生状态转移的概率。由表3可知：第一，对角线上的数值远远大于非对角线上的数值，表明各省份数字普惠金融水平相对比较稳定。其中，数字普惠金融处于中高水平的省份不发生状态转移的概率最大，为96.88%。第二，只有数字普惠金融发展水平低的省份发生了向上的转移，而其他水平类型省份都向下转移，低水平省份向上转移为中低水平省份的概率为13.08%。

表3 2011-2020年中国数字普惠金融发展水平的转移概率矩阵

$t/t+1$	低	中低	中高	高
低	0.869 2	0.130 8	0	0
中低	0.151 8	0.848 2	0	0
中高	0	0.031 3	0.968 8	0
高	0	0	0.035 7	0.964 3

接下来，本文对各省份数字普惠金融发展水平的由 t 年到 $t+1$ 年空间 Markov 转移概率情况进行考察（表4）。由表4可知：第一，在四种不同的空间滞后条件下，计算得出的数字普惠金融空间转移概率矩阵都不一样，意味着各省份数字普惠金融发展水平受到邻接省份影响发生转移的情况各不相同。第二，在不同的空间滞后类型条件下，数字普惠金融发展水平较低省份转移概率的数值较大，表明水平低的省份更容易受到邻接省份的影响。当本省份数字普惠金融发展较低时，如果邻接省份的数字普惠金融发展水平高于本省份，则对本省份数字普惠金融发展具有较好的推动作用。例如本省份数字普惠金融发展为低水平类型时，若邻接省份为低水平类型，则向上发生转移的概率仅为6.25%；若邻接省份为中低水平类型，则向上发生转移的概率就会上升到19.51%。

基于我国数字普惠金融的发展事实，近十多年来，我国数字普惠金融的发展态势持续向好，整体水平较快提高，尤其是新疆、广西、贵州等西部省（区）受益于后发优势及各项优惠政策的扶持，快速追赶其他地区，促使我国数字普惠金融发展呈现明显的收敛趋势。但是有一点不容忽视，西部省（区）的传统金融基础依然薄弱，而且数字技术依旧落后，与其他地区相比，数字普惠金融的整体发展水平仍然较低，西部省（区）数字普惠金融的高质量发展仍然任重道远，因此，西部省（区）应该

① 本文分别对 $t+1$ 、 $t+2$ 和 $t+3$ 的状态转移概率进行了测算，发现滞后期为2年和3年时，本文结果依然稳健。限于篇幅，本文未对滞后期为2年和3年的结果做具体汇报。

表4 2011-2020年中国数字普惠金融发展水平的空间转移概率矩阵

空间滞后类型	类型	低	中低	中高	高
低水平邻居	低	0.937 5	0.062 5	0	0
	中低	0.190 5	0.809 5	0	0
	中高	-	-	-	-
	高	-	-	-	-
中低水平邻居	低	0.804 9	0.195 1	0	0
	中低	0.169 0	0.831 0	0	0
	中高	0	0	1	0
	高	0	0	0.111 1	0.888 9
中高水邻居	低	0	1	0	0
	中低	0.052 6	0.947 4	0	0
	中高	0	0.041 7	0.958 3	0
	高	0	0	0	1
高水平邻居	低	-	-	-	-
	中低	0	1	0	0
	中高	-	-	-	-
	高	0	0	0	1

注：-表示不存在该种类型样本。

认真审视自身数字普惠金融发展的先天条件和优劣势,争取形成具有区域特色的数字普惠金融发展提升之路,推动数字普惠金融的整体高质量发展,以促进区域经济协同发展。鉴于我国数字普惠金融发展的空间相关性极强,呈集聚发展态势,尤其是数字普惠金融发展水平较低的省份极易受到发展水平较高的邻接省份的影响,这将是我国促进数字普惠金融区域协调发展的一个重要“抓手”。因此在今后数字普惠金融的发展过程中,我国政府应该更加重视各地区间数字普惠金融发展的空间关联性,并借助这一传导机制,通过为人才要素、资本要素等搭建跨地区的交流平台,加强地区间合作,利用发展水平较高地区的辐射带动作用来拉动后发地区的数字普惠金融发展,进一步提高我国数字普惠金融发展的区域协调性。

五、中国数字普惠金融发展的区域差异分析

基于前文的非参数KDE、Geary's C指数、Moran's I指数和Markov链分析,我们可以粗略地获知我国数字普惠金融发展由两极分化向整体收敛的方向演进,空间相关性的增强使全局空间下的集聚现象日益显著。但是,我国数字普惠金融发展不均衡的问题仍值得关注,接下来本文将详细刻画我国数字普惠金融发展区域差异的具体情况并探讨造成这种差异的根源,以及分析区域差异是趋于收敛还是发散?数字普惠金融发展水平较低的地区能否以更快速度进行调整和改善?

(一) Dagum基尼系数的结果分析

为了进一步考察我国各地区数字普惠金融发展的区域差异情况,本部分利用Dagum基尼系数及其分解方法对我国整体及三大地区的区域内差异、区域间差异及差异来源展开分析,测算结果见表5。

根据表5数据可知,我国数字普惠金融发展的整体基尼系数介于[0.046, 0.248],整体区域差异较小,且从2011年的0.248一直下降至2017年的0.046,年均下降15.58%,表明我国数字普惠金融发展整体差异呈明显的下降趋势,虽然随后三年基尼系数略有上升,但在整个样本期内降幅仍为78.23%。进一步对东中西三大地区进行分析可知,中部区域内差异最小,且一直低于全国整体水平,相对来说东部地区的区域内差异较大,远高于中、西部地区。从区域差异变化的增速来看,西部区域内差异缩小最快,年均降低25.42%,远高于东、中部区域内差异缩小的速度,表明我国东中西三大地区内数字

普惠金融呈非平衡发展态势。另外，我国数字普惠金融发展的区域间差异较大，整体高于区域内差异。2011-2020年，东—中地区、东—西地区、中—西地区随时间推移其区域间差异呈波动中缩小趋势。从具体数值来看，区域间差异最大的为东—西地区，其次是东—中地区。从区域间差异变化增速来看，2011-2020年东—中地区、东—西地区、中—西地区间数字普惠金融区域间差异年均增速分别为-15.81%、-15.55%、-15.36%。最后，2011-2020年，数字普惠金融区域内差异的贡献率介于[21.02%，23.75%]，平均贡献率约为22.93%，略呈上升态势；区域间差异的贡献率介于[72.78%，68.50%]，平均贡献率约为70.30%，但呈波动中下降态势。可以得出区域间差异是造成我国数字普惠金融整体区域差异存在的主要原因，因此解决数字普惠金融发展的区域差异问题应该从着力缩小区域间差异入手。

表5 中国数字普惠金融发展的基尼系数及其分解结果

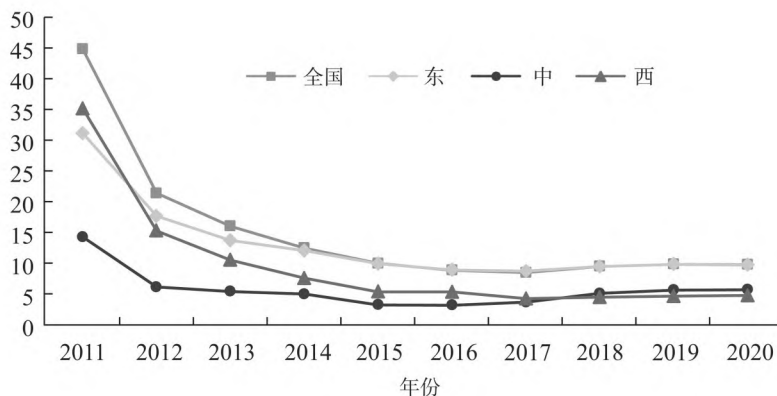
年份	整体	区域内差异			区域间差异			贡献率/%		
		东部	中部	西部	东—中	东—西	中—西	地区内	地区间	超变密度
2011	0.248	0.155	0.071	0.187	0.302	0.366	0.157	21.016	72.623	6.363
2012	0.118	0.093	0.032	0.079	0.143	0.182	0.067	22.358	72.691	4.953
2013	0.089	0.074	0.027	0.056	0.107	0.138	0.050	22.574	72.775	4.651
2014	0.069	0.064	0.024	0.040	0.084	0.105	0.038	23.361	69.338	7.302
2015	0.055	0.052	0.014	0.029	0.075	0.084	0.025	22.266	69.047	8.689
2016	0.048	0.048	0.016	0.029	0.058	0.074	0.029	23.964	68.504	7.532
2017	0.046	0.047	0.019	0.023	0.056	0.071	0.026	23.748	70.276	5.975
2018	0.052	0.051	0.027	0.024	0.064	0.080	0.031	23.287	69.785	6.930
2019	0.054	0.053	0.030	0.024	0.066	0.082	0.033	23.331	69.235	7.435
2020	0.054	0.053	0.030	0.025	0.064	0.082	0.034	23.402	68.734	7.863

综合上述分析，东部地区与其他地区间的差异近些年明显缩小，但是深入考察可以发现，该差距的缩小一部分是源于中西部地区的奋起直追，但同时东部地区数字普惠金融发展增速明显放缓也是其中一个重要原因，尤其是北京、上海等处于数字普惠金融“增长极”的省份，正遭遇发展“瓶颈”，增速乏力，因此务必从根源上找到发展瓶颈所在并精准施策，力争突破瓶颈，进一步促进东部地区的数字普惠金融快速发展。

（二）收敛特征分析

前文分析了我国数字普惠金融发展的区域差异及其来源，接下来本文考察我国数字普惠金融发展的区域差异趋于发散还是收敛，以探求区域差异的演变趋势。

1. σ 收敛模型分析。本文基于我国各省份数字普惠金融发展指数对数值的标准差来对全国整体及三大地区数字普惠金融发展水平的 σ 收敛特征进行检验，具体结果见图3。由图3可以看出，首先，样本期内标准差值呈显著波动中下降的趋势，表明我国数字普惠金融发展呈现典型的 σ 收敛特征，数字

图3 2011-2020年中国数字普惠金融发展 σ 收敛

普惠金融发展的区域差异随时间推移逐步缩小。具体来说,我国整体标准差值从2011年的0.449下降至2020年的0.098,降幅约78.29%,年均增长率约-15.9%。从演变特征来看,2011-2017年全国整体的标准差值下降,而2018-2020年波动上升。东部、中部和西部三个地区的标准差值与全国整体标准差值的变化趋势基本相同。综合上述分析可知,2011-2020年我国整体或者是东中西三个地区的数字普惠金融发展都具有典型的 σ 收敛特征。

2. β 收敛模型分析。本文利用软件Stata 15对数字普惠金融发展的 β 收敛特征进行检验,回归结果如表6所示。表6中的列(1)、列(3)、列(5)和列(7)为根据模型式(16)得到的全国整体及各地区数字普惠金融发展的绝对 β 收敛的回归结果。由列(1)中的结果可知,基于全国样本的 β 估计系数为-0.677,并在1%的水平上通过了显著性检验,说明我国整体数字普惠金融发展存在绝对 β 收敛现象。由列(3)、列(5)和列(7)中东中西三个地区的回归结果可知,东中西三个地区的 β 估计系数分别为-0.577、-0.815和-0.692,且均在1%的水平上通过了显著性检验,说明东中西部三个地区数字普惠金融发展都存在绝对 β 收敛现象。但需要提及的一点是,由于模型式(16)中没有考虑各个地区异质性因素的影响,所以按照绝对 β 收敛回归结果得出的结论可能会存在偏差。为此,本文将进一步进行数字普惠金融发展条件 β 收敛的相关分析。

考虑到数字普惠金融发展的收敛速度还会受到地区经济发展水平($Lnpgdp-1$)、传统金融基础($Bank$)、政府行为(Gov)、互联网发展(Web)、产业结构($Indus$)和人口密度($Lnpopd$)等因素的影响,本文通过构建空间杜宾模型进一步对我国数字普惠金融发展的条件 β 收敛进行检验。表6中的列(2)、列(4)、列(6)和列(8)为根据模型式(17)得到的全国整体及各地区数字普惠金融发展的条件 β 收敛的回归结果^①。由列(2)中的结果可知,基于全国样本的 β 估计系数为-0.758,并在1%的水平上通过了显著性检验,说明在控制一系列异质性因素后,我国整体数字普惠金融发展存在条件 β 收敛现象。由列(4)、列(6)和列(8)中东中西三个地区的回归结果可知,东中西三个地区的 β 估计系数分别为-0.640、-0.875和-0.844,且均在1%的水平上通过了显著性检验,说明在控制异质性因素后,东中西部三个地区数字普惠金融发展都存在条件 β 收敛现象。接下来分析数字普惠金融发展的收敛速度,全国整体的收敛速度为0.079,而东中西部三个地区的收敛速度分别为0.057、0.116和0.103,可知中部地区的收敛速度最快,而东部地区的收敛速度最慢。

更进一步,从表6中各异质性影响因素的系数估计结果来看,全国层面上,政府行为、传统金融基础和互联网发展三个变量系数分别为-0.311、0.055和0.256,且至少通过了5%的显著性检验,表明传统金融基础和互联网发展对我国数字普惠金融发展的区域趋同呈显著正向影响,而政府行为呈显著负向影响。首先分析传统金融基础的影响,传统金融构成了数字普惠金融的发展基础^[41],目前我国仍然需要依靠传统金融机构的数字化转型来提供数字普惠金融服务和产品,作为数字普惠金融的一个主要供给主体,传统金融机构的发展水平制约着数字普惠金融的发展;另外传统金融发展较好的地区,其金融机构也更有实力和机会提供种类丰富的数字普惠金融产品和服务。其次分析互联网发展水平的影响,互联网的普及使普惠金融在一定程度上摆脱了空间距离限制,进而推动其服务边界的拓展和服务范围的扩大,从而实现数字普惠金融的快速发展;基于互联网的数字技术还能够使金融机构快速匹配金融服务的需求与产品,使需求方及时得到满足,因此互联网发展的程度能够对数字普惠金融的发展产生影响。最后分析政府行为的影响,作为经济领域新兴事物的数字普惠金融,需要依赖政府行为来帮助其健康发展^[42],政府能够通过财政政策与货币政策对数字普惠金融产品的供给者给予帮扶,从而降低其经营风险和运营成本以促进数字普惠金融的发展。但是同时有一些问题也不容忽视,那就是如果政府行为干预过度将会导致金融市场运行机制的扭曲,这样可能对数字普惠金融的发展产生不利

① 限于篇幅,条件 β 收敛模型中解释变量空间滞后项的回归结果未在表中展示。

表6 中国数字普惠金融发展 β 收敛估计结果

变量	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
β	-0.677*** (0.000)	-0.758*** (0.000)	-0.577*** (0.000)	-0.640*** (0.000)	-0.815*** (0.000)	-0.875*** (0.000)	-0.692*** (0.000)	-0.844*** (0.000)
ρ	0.894*** (0.000)	0.772*** (0.000)	0.859*** (0.000)	0.793*** (0.000)	0.823*** (0.000)	0.697*** (0.000)	0.824*** (0.000)	0.605*** (0.000)
$Lnpgdp-1$		0.020 (0.241)		0.045* (0.051)		0.000 (0.991)		-0.002 (0.947)
$Bank$		0.055*** (0.000)		0.002 (0.929)		-0.109 (0.192)		0.087*** (0.006)
Web		0.256** (0.019)		0.553*** (0.006)		0.377* (0.074)		0.149 (0.610)
$Indus$		-0.157 (0.102)		-0.328 (0.109)		0.439*** (0.009)		-0.427** (0.045)
Gov		-0.311*** (0.005)		-0.310* (0.096)		0.006 (0.989)		-0.349* (0.079)
$Lnpopd$		-0.374 (0.164)		0.441* (0.061)		-1.562* (0.083)		-0.934 (0.119)
S	0.063	0.079	0.048	0.057	0.094	0.116	0.065	0.103
R^2	0.913	0.072	0.875	0.282	0.943	0.003	0.945	0.162
$\text{Log}(L)$	449.966	489.611	173.051	186.647	111.737	140.432	150.210	175.999

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内的数值为P值。设 T 为样本数据考察期的长度，则收敛速度计算公式为 $S = -\frac{\ln(1+\beta)}{T}$ 。

影响，这也是回归结果中政府行为系数为负的一个潜在原因。通过上述分析可知，各地区应该从提升传统金融基础和互联网发展水平，以及调整政府行为等方面采取措施着力促进数字普惠金融的区域协调发展。在区域层面，东中西三个部地区影响因素的回归系数各不相同，表明各影响因素对不同地区数字普惠金融发展的作用存在差异，所以各地区政府应该根据各地区的具体情况制定有针对性的数字普惠金融发展政策。

六、研究结论与对策建议

基于2011–2020年“北京大学数字普惠金融指数”的省级面板数据，本文运用非参数KDE、Moran's I指数与空间Markov链估计等多种方法综合考察我国数字普惠金融发展的时空演变特征；进一步利用Dagum基尼系数及其分解方法刻画数字普惠金融发展的区域差异及其来源；最后采用空间 σ 收敛、绝对和条件 β 收敛的空间杜宾模型检验我国普惠金融发展区域差异的演变趋势。

（一）结论

第一，从数字普惠金融发展的时空演变特征来看，非参数KDE结果显示，样本期内我国数字普惠金融发展总体呈较快的上升态势，各省份数字普惠金融发展水平差距先缩小再扩大，且整体上呈现由两极分化到整体收敛的演进趋势；Geary's C指数和Moran's I指数结果显示，我国数字普惠金融存在全局空间下的集聚现象，且空间相关性增强，数字普惠金融水平较高省份的地理分布日益集中，并对周边省份产生了明显的正向溢出效应；Markov链估计结果显示，在不同的空间滞后类型条件下水平较低省份的转移概率数值较大，表明水平低的省份更容易受到邻接省份的影响。

第二，从数字普惠金融发展的区域差异及来源来看，全国整体及东中西三个地区的基尼系数都表现出波动下降态势，其中下降速度最快的地区是西部，远高于东、中部地区的下降速度，表明我国东中西三大地区内数字普惠金融呈非平衡发展态势；相较于区域内差异，我国数字普惠金融发展的区域

间差异较大,其中区域间差异最大的是东—西地区;在差异来源及其贡献上,区域间差异的贡献率最高,是我国数字普惠金融整体区域差异的主要来源。

第三,从数字普惠金融发展区域差异的演变趋势来看,2011—2020年全国整体和东中西三个地区数字普惠金融发展指数对数值的标准差都表现出明显的下降态势,这意味着数字普惠金融发展呈现 σ 收敛特征;另外,全国整体和东中西部三个地区数字普惠金融发展都存在绝对 β 收敛现象;在控制异质性因素后,条件 β 收敛现象依然显著,并且传统金融基础和互联网发展对我国数字普惠金融发展的区域趋同呈显著正向影响,而政府行为呈显著负向影响。

(二) 启示

第一,东中西三大地区应该立足本地区数字普惠金融发展的优劣势,因地制宜制定数字普惠金融发展政策。对于东部地区,传统金融基础较好,数字技术水平较高,应该充分利用现有的资源优势和技術优势,深度推进先进数字技术赋能普惠金融,进一步拓展金融服务“数字化”的应用场景;综合运用各类数字普惠金融工具,将更多的普惠金融资源有效配置到实体经济,提升数字普惠金融服务实体经济的效率和水平。对于中西部地区,目前仍然存在传统金融基础和数字技术水平较低的问题,应该充分利用多重优惠扶持政策,加强金融基础设施建设,促进传统金融发展;还应该进一步丰富普惠金融“数字化”产品和服务,提高金融产品和服务的可得性,增加居民对金融的获得感和满足感。最终通过各个地区采取各类针对性措施来推动我国数字普惠金融区域协调发展。

第二,高度重视我国数字普惠金融发展过程中各地区间存在的较强空间相关性,并采取措施发挥数字普惠金融的空间溢出效应。有的地区数字普惠金融发展水平较高,就应该利用自身的“先行者”优势,进一步提升地区内数字普惠金融头部金融机构的创新能力,并充分挖掘和发挥这些金融机构的辐射带动作用 and 示范带头作用,引导金融要素在地区内部得到合理配置,以推动本地区数字普惠金融的发展;另外还要实现金融要素的跨地区合理流动,推动地区之间的合作与交流,努力将数字普惠金融水平较高地区对周边地区的“虹吸效应”转变为辐射带动作用 and 示范带头作用,积极带动水平较低地区的数字普惠金融发展。对于数字普惠金融水平较低的地区,应该在地区内部选取一些有潜力的城市并将其培育成为该地区数字普惠金融发展的“领头雁”,然后通过乘数效应和极化扩散效应等多重作用,对周边城市的数字普惠金融发展产生辐射影响,进而提升地区整体的数字普惠金融发展水平。

第三,着力发挥政府在数字普惠金融发展过程中的支持和引导作用。一是,鉴于政府行为对全国、东部、西部地区的数字普惠金融发展呈现负向影响,即存在“政府失灵”现象,因此政府尽量减少行政力量对市场的过多干预,而应该坚持以市场调节为主,政府行为着力于公平竞争的市场环境的营造,鼓励市场发挥自我调节能力。二是,政府着力完善多层次的数字普惠金融服务体系,全面覆盖多行业和多主体,充分发挥各类金融机构的作用,更好地推动数字普惠金融包容性增长,鼓励工农中建等大型银行利用技术和数据优势发展数字普惠金融业务服务实体经济,支持农商行和城商行等地方商业银行利用地缘优势开发各具特色的数字普惠金融业务服务小微企业,引导融资担保公司和小额贷款公司的数字化转型完善县域数字普惠金融体系。三是,健全数字普惠金融基础设施,推动宽带网络延伸覆盖范围,加快提速降费进程,搭建“信息高速公路”,夯实数字普惠金融发展的硬件基础;深入推进大数据、区块链等数字技术的集成应用与融合创新,积极营造有利于新业态、新模式、新产业与新技术发展的良好环境,筑牢我国数字普惠金融发展的技术基石。

参考文献

- [1] 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. 管理世界, 2020, 36 (5): 52-66.
- [2] Francis E, Blumenstock J, Robinson J. Digital Credit: A Snapshot of the Current Landscape and Open Research Questions. CEGA White Paper, 2017: 1739-1776.
- [3] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长. 经济研究, 2019, 54 (8): 71-86.
- [4] Afi. Measuring Financial Inclusion: Core Set of Financial Inclusion Indicators. [2021-05-28]. www.afiglobal.org.

- [5] Kunt A D, Klapper L. Measuring Financial Inclusion: The Global Findex Database. Policy Research Working Paper Series, 2012.
- [6] Gpfi. G20 Financial Inclusion Indicators. [2021-06-08]. <http://datatopics.worldbank.org/g20findex/>.
- [7] Sarma M. Financial Inclusion and Development: A Cross Country Analysis. Indian Council for Research on International Economic Relations, 2008, 1: 1-28.
- [8] Sarma M, Pais J. Financial Inclusion and Development. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613-628.
- [9] Ambarkhane D, Singh A S, Venkataramani B. Measuring Financial Inclusion of Indian States. International Journal of Rural Management, 2016, 12(1): 72-100.
- [10] 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. 上海金融, 2015 (4): 12-22.
- [11] 刘锴. 数字普惠金融的县域测度——基于数字支付的视角. 西部金融, 2017 (8): 7-12.
- [12] 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. 经济学 (季刊), 2020, 19 (4): 1401-1418.
- [13] 葛和平, 朱卉雯. 中国数字普惠金融的省域差异及影响因素研究. 新金融, 2018 (2): 47-53.
- [14] Arizala F, Cavallo E, Galindo A. Financial Development and TFP Growth: Cross-Country and Industry-Level Evidence. Applied Financial Economics, 2013, 23(6): 433-448.
- [15] 唐松, 赖晓冰, 黄锐. 金融科技创新如何影响全要素生产率: 促进还是抑制?——理论分析框架与区域实践. 中国软科学, 2019 (7): 134-144.
- [16] 易行健, 周利. 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. 金融研究, 2018 (11): 47-67.
- [17] 马黄龙, 屈小娥. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析. 经济问题探索, 2021 (10): 173-190.
- [18] 谢家智, 吴静茹. 数字金融、信贷约束与家庭消费. 中南大学学报 (社会科学版), 2020, 26 (2): 9-20.
- [19] 周利, 冯大威, 易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”. 经济学家, 2020 (5): 99-108.
- [20] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验. 财经科学, 2017 (6): 14-25.
- [21] 何文秀. 中国数字普惠金融的区域差异分析. 统计理论与实践, 2020 (3): 17-22.
- [22] 谢佳芳. 中国数字普惠金融的区域差异及其影响因素分析. 上海: 上海师范大学硕士学位论文, 2019.
- [23] 向洁, 胡青江, 闫海龙. 数字普惠金融发展的区域差异及动态演进. 技术经济与管理研究, 2021 (2): 65-70.
- [24] 王露露. 中国数字普惠金融的空间异质性及影响因素研究. 金融与经济, 2021 (3): 12-20.
- [25] 焦云霞. 中国数字普惠金融的区域差异及时空动态演进. 价格理论与实践, 2021 (8): 127-131.
- [26] 梁榜, 张建华. 中国城市数字普惠金融发展的空间集聚及收敛性研究. 财经论丛, 2020 (1): 54-64.
- [27] 张龙耀, 邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究. 数量经济技术经济研究, 2021, 38 (3): 23-42.
- [28] 焦云霞. 中国数字普惠金融发展的空间集聚与收敛性研究. 金融发展, 2020 (2): 70-87.
- [29] World Bank. Global Financial Development Report 2014: Financial Inclusion. World Bank Publications, 2014, 4: 121-135.
- [30] 郭田勇, 丁潇. 普惠金融的国际比较研究——基于银行服务的视角. 国际金融研究, 2015 (2): 55-64.
- [31] Rosenblatt M. Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function. The Annals of Mathematical Statistics, 1956, 27(3): 832-837.
- [32] Parzen E. On Estimation of a Probability Density Function and Mode. The Annals of Mathematical Statistics, 1962, 33(3): 1065-1076.
- [33] 陈明华, 张晓萌, 刘玉鑫, 等. 绿色TFP增长的动态演进及趋势预测——基于中国五大城市群的实证研究. 南开经济研究, 2020 (1): 20-44.
- [34] Dagum C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [35] 聂长飞, 简新华. 中国高质量发展的测度及省际现状的分析比较. 数量经济技术经济研究, 2020, 37 (2): 26-47.
- [36] 沈丽, 张好圆, 李文君. 中国普惠金融的区域差异及分布动态演进. 数量经济技术经济研究, 2019, 36 (7): 62-80.
- [37] 刘华军, 何礼伟, 杨骞. 中国人口老龄化的空间非均衡及分布动态演进: 1989-2011. 人口研究, 2014, 38 (2): 71-82.

- [38] 刘华军, 赵浩. 中国二氧化碳排放强度的地区差异分析. 统计研究, 2012, 29 (6): 46-50.
- [39] Quah D T. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. Journal of Economic Growth, 1997, 2(1): 27-59.
- [40] 李国平, 陈晓玲. 中国省区经济增长空间分布动态. 地理学报, 2007 (10): 1051-1062.
- [41] 王瑶佩, 郭峰. 区域数字金融发展与农户数字金融参与: 渠道机制与异质性. 金融经济学研究, 2019, 34 (2): 84-95.
- [42] 孙国茂, 何磊磊. 政府为什么必须参与普惠金融发展?——基于经济增长中的普惠金融门槛效应研究. 东方论坛, 2020 (6): 1-18, 157.

China's Digital Financial Inclusion: Development Logic, Spatial-Temporal Pattern and Regional Disparity

JIAO Yun-xia

(Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: Starting with elaborating the development logic of digital financial inclusion (DFI) in terms of its concept and connotation, the present research conducts an in-depth analysis on the spatial-temporal pattern and regional disparity of China's DFI through the comprehensive use of multiple methods. It estimates the results of the non-parametric KDE, Moran's I index and spatial Markov chain, finding that China's DFI has had an evolution from polarization to global convergence from 2011 to 2020, accompanied by the agglomeration in global space. Then, according to the Dagum Gini coefficient and its decomposition, it finds that the regional disparity of China's DFI, mainly caused by the regional disparity, has been narrowing. Finally, a test through the spatial Dubin model of the σ convergence, absolute and conditional β convergence indicates that the regions with lower DFI development level are catching up with those with higher level at a faster rate, and over time, the gap will be gradually bridged. Further, it is suggested that the government should analyze the advantages and disadvantages of the local DFI, launch development policies adjusting to actual situations and give full play to the spatial spillover effect of DFI as well as the supporting and guiding role of the government.

Keywords: digital financial inclusion; development logic; spatial-temporal pattern; regional disparity; spatial econometrics

(责任编辑: 贾 宜)