

数字普惠金融发展的动态演进及趋势预测研究

——以长三角城市群为例

徐美娜

浙江财经大学数据科学学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年7月12日; 录用日期: 2024年8月3日; 发布日期: 2024年8月15日

摘要

文章基于2011~2020年长三角城市群的面板数据和北京大学数字普惠金融指数, 综合使用Kernel密度估计、马尔科夫链和ARIMA模型对长三角城市群数字普惠金融发展的动态研究规律和特征进行了分析, 并对其未来发展趋势进行了重点预测。结果发现: 1) 数字普惠金融发展呈递增趋势, 具有多极化特征, 却未表现出明显的右拖尾分布, 表明城市群内部之间的发展差距有所缩小, 但发展不均衡问题依然存在。2) 数字普惠金融发展差距有所缩小, 且城市群内部之间不存在发展的“马太效应”, 但短时间内想实现跨越式发展存在一定难度。因此, 有必要加快推进数字普惠金融发展机制创新, 驱动长三角城市群数字普惠金融协同发展。

关键词

数字普惠金融, Kernel密度估计, Markov链, ARIMA模型

Study on the Dynamic Evolution and Trend Forecasting of Digital Inclusive Finance Development

—Taking the Yangtze River Delta Urban Agglomeration as an Example

Meina Xu

School of Data Sciences, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou Zhejiang

Received: Jul. 12th, 2024; accepted: Aug. 3rd, 2024; published: Aug. 15th, 2024

Abstract

Based on the panel data of Yangtze River Delta urban agglomeration from 2011 to 2020 and the

文章引用: 徐美娜. 数字普惠金融发展的动态演进及趋势预测研究[J]. 统计学与应用, 2024, 13(4): 1150-1159.

DOI: 10.12677/sa.2024.134117

Peking University Digital Inclusive Finance Index, this paper comprehensively uses Kernel density estimation, Markov chain and ARIMA model to analyze the dynamic research rules and characteristics of the development of digital inclusive finance in the Yangtze River Delta urban agglomeration, and predicts its future development trend. The results show that: 1) The development of digital financial inclusion is on the rise. This trend has the characteristics of multipolarity, but does not show a significant right trailing distribution. This indicates that the development gap between urban agglomerations has narrowed. However, the problem of uneven development still exists. 2) The gap in the development of digital inclusive finance has narrowed, and there is no “Matthew effect” of development within urban agglomerations, but it is difficult to achieve leapfrog development in a short period of time. Therefore, it is necessary to accelerate the innovation of the development mechanism of digital inclusive finance and drive the coordinated development of digital inclusive finance in the Yangtze River Delta urban agglomeration.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Kernel Density Estimation, Markov Chain, ARIMA Model

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

党的二十大报告指出，坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位，并对加快实施创新驱动发展战略进行部署。科技兴则民族兴，人才强则国家强。在经济发展新阶段，中国经济发展更离不开创新驱动，需要提升全社会科技创新能力，进一步优化产业结构，推动经济发展模式由粗放式增长逐步转变为以创新为驱动的内涵式增长。其中，区域创新活动需要多渠道资金，而数字普惠金融可以为其提供重要的资金支持。数字普惠金融依托信息技术和大数据的发展，打破了传统金融资源的空间限制，为区域创新活动提供重要资金支持，极大地提升了地区金融服务的正向外溢效应。

我国在 2005 年引入“普惠金融”概念，且随着数字技术的迅猛发展，普惠金融与数字技术进行了逐渐深入的结合，发展出一种包含移动支付、网上银行等金融服务的新现象，即“数字普惠金融”。在 2016 年的 G20 报告中，“数字普惠金融”被定义为：泛指一切通过使用数字金融服务以促进普惠金融的正规金融服务行动。数字普惠金融利用数字技术赋能传统普惠金融，能够通过数字技术降低交易成本和服务门槛、有效扩大覆盖范围、提高使用深度，是普惠金融发展的新模式，依然兼顾“普”与“惠”，重视金融服务的成本可负担性、服务全面性和商业可持续性，而不是简单的“传统金融 + 数字技术”。2022 年，中央全面深化改革委员会审议通过《推进普惠金融高质量发展的实施意见》，强调要深化金融供给侧结构性改革、提升政策精准度和有效性，有序推进普惠金融高质量发展。由于我国传统金融服务的发展有所欠缺，且监管层面对数字金融的发展提供了较为宽松的环境，我国的数字普惠金融得以快速发展甚至领先世界。数字普惠金融凭借其广覆盖性、强渗透性和高数字化的优势，克服了传统金融服务必须投入高成本建设机构网点、难以覆盖落后地区等弊端，仅需手机互联网就可在没有银行网点和 ATM 机等条件下，为偏远地区人群提供金融服务。且其平民化的金融服务和针对性的创新金融产品，也更好地服务于低收入群体和中小微企业，在提高居民收入、缩小城乡差距、协调区域发展等方面均大有作为，逐渐成为普惠金融的重要组成部分和增长点。

长江三角洲城市群作为我国经济活跃度最高、科研创新能力最强的区域之一，在国家经济社会发展、

推进一体化建设中具有重要地位。在《长三角一体化发展规划纲要》中,该文件明确了长三角一体化发展的战略定位,强调要推动数字化、网络化、智能化等方面的协同创新,促进产业融合发展[1]。《长三角地区数字经济合作行动计划》中指出,通过加强数字经济合作,提高信息化水平,推动数字创新,实现数字经济的高质量发展。2023年12月9日,长三角一体化示范区金融同城化服务创新发展联盟于上海青浦签署发布的《共建示范区绿色金融普惠金融合作协议》紧扣“一体化”和“高质量”两个关键词,以上海主场建设和数字化转型为突破,集聚各家金融机构合力,进一步服务科技创新和产业创新的跨区域协同,完善一体化发展机制,服务示范区加快建设[2]。同时在一些重要的会议上,总书记也多次强调,长三角地区在数字化转型中具有重要作用,鼓励该地区发挥优势,推动数字经济、智能制造等领域的发展。显然,长三角城市群对于我国经济转型升级具有重要的典范作用。伴随着数字信息技术的不断升级,数字普惠金融对地区资源配置的影响更加突出。在此背景下,有必要以长三角城市群为研究对象,探究数字普惠金融发展的非均衡性,预测分析其短期和长期的动态演进趋势。

2. 文献综述

数字普惠金融是一种新兴的金融服务,它将AI等多种数字技术与传统的金融服务模式相结合。一方面,数字技术能够赋予金融地理穿透性,从而缩短不同区域之间的基础设施水平差异,给金融欠发达地区提供便利的金融服务,提高低收入人群的金融服务和信息的可得性,促进地区创业与技术创新[3][4]。另一方面,普惠金融能够降低传统金融对抵押、担保、征信等信息的依赖性,改善以国企、高净资产个人以银行为主体的金融机构,缓解民营企业、中小微企业、弱势群体等的融资难问题[5]。另外,将数字化技术应用于金融领域,能够有效地减少交易费用,使金融服务达到更低的门槛、更低的费用,并且能够通过无网点的方式,将其服务对象扩大到那些被传统金融所忽略的“长尾客户”中去[6]。所以,数字化普惠金融体现了一种公平公正,可以减少对弱势人群的地域、关系、条件、价格等方面的排斥,让更多的人得到更多的金融服务。张勋等认为,互联网革命推动了中国数字金融发展,大大缓解了金融资源配置效率低的问题,数字金融的发展还有助于促进低物质资本或低社会资本的家庭的创业行为,从而增加就业和创业的机会,有利于缩小区域和城乡差别[7]。为了更为科学有效地量化数字普惠金融的发展状况,郭峰等基于数字普惠金融的特性编制了“北京大学数字普惠金融指数”,并细化为数字金融覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数三个维度[8]。本文所采用的数字普惠金融相关数据就是基于“北京大学数字普惠金融指数”。

《中国普惠金融发展报告(2016)》明确指出,任何以数字金融为途径实现金融普惠的行为都可以纳入数字普惠金融的界定范畴。有学者对数字普惠金融的性质进行了总结,认为数字普惠金融是金融普惠与数字经济高级阶段融合的产物,其不仅具有商业属性,还具有社会价值[9]。从既有研究来看,对数字普惠金融问题的探讨主要是从两个方面展开:① 定量测度与评价。较早的研究是从金融排斥的视角出发,借鉴联合国开发计划署的人类发展指数(HDI)的体系方法对普惠金融加以测度。如 Sarma 借鉴 HDI 的构建方法,基于银行渗透度、服务的可利用性和使用状况 3 个维度,构建了国别层面的普惠金融发展指数 (IFI) [10]; 焦瑾璞等从金融服务可得性、使用情况和服务质量 3 个维度构建普惠金融指标体系,且该指标体系包含 19 个指标,将部分创新性数字金融指标纳入其中[11]。但是随着互联网金融的遍地开花,也暴露出了该指标体系设计的维度还不够全面的问题,对创新型互联网金融的覆盖力度仍显不足。目前来看,认可度较高的主流测度指标是 2016 年由北京大学互联网金融研究中心联合蚂蚁金服发布的《北京大学数字普惠金融指数》(年度序列)数据。该数据基于互联网金融服务的覆盖广度、使用深度和数字支持服务 3 个维度,成为国内开展数字普惠金融定量研究的权威数据之一[12]。② 对宏观经济社会发展的影响。主流研究认为数字普惠金融能够显著促进经济增长[13],对居民消费支出[14]、城乡收入差距[15]、贫困

减缓[16]、包容性经济增长[17]、家庭风险金融资产投资[18]等产生正向影响。由于相关法律法规建设的滞后和政府监管不到位等问题作为数字金融的新型金融业态，数字普惠金融仍具有较大的风险性和不确定性[19][20]。

通过文献梳理可以发现，目前关于数字普惠金融发展的研究主要存在以下局限：一是较多学者重点关注数字普惠金融发展的地区差异及动态演进特征，如向洁等运用空间自相关检验、Dagum 基尼系数分解、核密度检验和 Markov 链等分析工具，基于“北京大学数字普惠金融指数(2011~2018)”数据，多视角分析了我国数字普惠金融发展的地区差异及动态演变，并指出全国和三大区域数字普惠金融发展总体呈现向右移动趋势，各发展状态较为稳定，且彼此之间的流动性较低，呈渐进式动态演进[21]。也有学者从微观城市群入手，进一步分析动态演进和区域差异，如张德钢等从九大城市群角度分析[22]，李婵娟等考察了长江经济带上下游城市群数字普惠金融水平的区域差异等[23]，但上述学者未能对长期趋势加以预测和分析；二是主要针对的国家或省级层面，而基于城市群层面的数字普惠金融发展的研究鲜见；三是数字普惠金融发展的动态演进规律分析大多忽略了空间因素的影响，而空间溢出效应考察不足则可能导致研究结论产生较大偏误。参考上述文献，本文可能的边际贡献主要在于：① 将研究尺度进一步降为城市群和城市尺度，使得我国数字普惠金融研究更加具体和富有针对性。② 在传统 Markov 链方法的基础上，结合 ARIMA 模型，分析数字普惠金融发展的影响，科学地对数字普惠金融发展的长期演进趋势进行预测。

3. 研究设计

3.1. 研究方法

3.1.1. Kernel 密度估计

Kernel 密度估计作为非参数估计方法的一种，是研究空间非均衡分布状态的有效工具之一。它主要是对随机变量的概率密度进行估计，运用连续的密度曲线对随机变量的分布状态进行描述。该方法将随机变量 X 的概率密度函数定义为 $f(x)$ ，在点 x 的概率密度如式(1)所示。根据核函数表达形式的不同，核函数又可以分为高斯核函数、三角核函数、四边形核函数(也称为矩形核函数)，以及 Epanechnikov 核函数。在现有研究中，多采用高斯核函数，因此本文将采用式(2)所示的高斯核函数对长江城市群数字普惠金融发展水平的分布动态进行估计。

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N k\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (1)$$

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

式中， $k(\cdot)$ 为核函数； X_i 是独立同分布的观测值； x 是均值； N 是观测值的个数； h 是带宽，带宽决定了核密度曲线的光滑程度和估计精度。

同时，核函数 $k(\cdot)$ 需要满足以下条件：

$$\begin{cases} \lim_{x \rightarrow \infty} k(x) \cdot x = 0 \\ k(x) \geq 0, \int_{-\infty}^{+\infty} k(x) dx = 1 \\ \sup k(x) < +\infty, \int_{-\infty}^{+\infty} k(x)^2 dx < +\infty \end{cases} \quad (3)$$

核密度估计能够揭示数字普惠金融发展水平的分布位置、形态和延展性等信息。具体而言，分布位置反映城市数字普惠金融发展水平的高低；分布形态反映城市群数字普惠金融发展的差异大小和极化程

度；分布延展性反映数字普惠金融发展水平最高的城市与其他城市的差异大小。本文中需要对比不同样本期的核密度分布曲线图。如果曲线整体位置向右偏移，则意味着考察对象发展程度总体呈现增长趋势，如果向左偏移，则意味着发展程度总体呈现减少趋势；曲线主峰高度和宽度的改变，反映了考察对象发展的绝对差异；曲线的右向倾斜的延展状态，意味着考察对象的相对差异的改变，而曲线波峰数量的多寡则可以说明考察对象极化程度的变化。

3.1.2. Markov 链

Markov 链是一种时间和状态均为离散的马尔科夫过程，通过构建马尔科夫转移概率矩阵刻画经济变量的内部动态特征(赵磊、方成，2019) [24]。在离散时间和离散状态条件下，传统 Markov 链是一个满足 $\{X(t), t \subseteq T\}$ 的随机过程。Markov 链的取值是由所有元素为随机过程状态组成的有限集合 X ，该集合对应于各个时期。令随机变量 $X_{\{t\}} = j$ ，即随机变量在时期的系统状态为 j 的概率需要满足如下性质条件：

$$P\{X(t) = j | X(t-1) = i, X(t-2) = i_{t-2}, \dots, X(0) = i_0\} = P\{X(t) = j | X(t-1) = i\} \quad (4)$$

本文利用该方法将连续的数字普惠金融指数划分为不同类型的离散水平，然后通过计算每种类型水平未来的转移概率构造转移概率矩阵。

可以看出，作为一种特殊的随机过程，上述一阶马尔科夫链的动态行为的特征是当前状态 X_t 的条件分布只依赖于前一期状态 X_{t-1} 。假设 P_{ij} 为长三角城市群某一样本城市数字普惠金融从 t 时期的 i 类型转移到 $t+1$ 时期的 j 类型的转移概率，并采用式(5)形式下的极大似然估计法求出该值：

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_j} \quad (5)$$

式中， n_{ij} 为样本考察期内由 t 时期属于 i 类型转移到 $t+1$ 时期属于 j 类型的样本城市数量； n_j 为 $t+1$ 时期属于 j 类型的样本城市数量。将长三角城市群数字普惠金融发展状态划分为 N 种类型，构造出 $N \times N$ 的马尔科夫转移概率矩阵，据此分析每种类型的转移概率，从而揭示长三角城市群不同水平数字普惠金融的动态转移趋势及其演变特征。

3.1.3. ARIMA 模型

常用的时间序列分析法有自回归模型(AR)、移动平均模型(MA)及自回归移动(ARMA)平均模型等。ARIMA 模型是一种精确度较高的线性时间序列预测方法，同时也是处理动态数据的一种有效的参数化时域分析方法。该方法是在 20 世纪 70 年代美国学者鲍克斯·乔瑞(George Box)和英国统计学家詹肯·格威勒姆(Gwilym Jenkins)所建立的鲍克斯-詹肯(B-J)方法的基础上进一步发展和改进所得。它把回归分析应用于时间序列，又不同于通常因果分析中的普通最小二乘法。相比于其他时间序列分析法，ARIMA 模型可以通过差分操作处理非平稳时间序列，使其转化为平稳时间序列后进行分析和预测。此外，ARIMA 模型的结构相对简单，参数具有明确的统计意义，模型的解释性强。ARIMA 模型已经被广泛应用于经济、金融、工程、环境等各个领域，具有丰富的应用案例和验证经验。这种广泛的应用验证了其在实际问题中的有效性和可靠性。本文参考薛嘉春等(2011)关于 ARIMA 模型的做法[25]，对于有趋势的非平稳时间序列，经差分后消除其趋势，满足平稳条件，再使用 B-J 方法，即 ARIMA 模型。

ARIMA 模型的通用表达式为：

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (6)$$

式中， $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ 是自回归系数， p 是自回归阶次，其中 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ 是移动平均系数， q 是移动平均阶次， $\{\varepsilon_t\}$ 是白噪声序列，通常，该模型可以表示为 ARIMA(p, d, q)，其中 d 为差分阶次。

ARIMA 时间序列预测的建模过程如下所述：

1) 样本预处理: 建立 ARIMA 模型要求时间序列是平稳随机过程, 因此在建模之前必须检验时间序列数据的平稳性。

2) 模式识别: 非平稳的时间序列经过差分变换后, ARIMA 建模的关键是确定阶次。一般的 ARIMA(p, d, q)模型的定阶方法主要有 4 种: 样本自相关函数(ACF, Auto Correlation Function)和偏自相关函数(PACF, Partial Auto Correlation Function)定阶法、最小化最终预报误差(FPE, Final Prediction Error)法、最小艾卡信息量准则(AIC: Aikake Information Criterion)以及艾卡信息量修正准则(AICC, Aikake Information Corrected Criterion)。这里主要用 ACF、PACF 把握模型大致的方向, 为目标时间序列定阶, 提供一些粗模型以便进一步分析。

3) 模型检验: 在进行定阶和参数估计后, 对所建立的模型适用性进行检验, 若模型误差是白噪声, 则建模获得通过, 否则需要重新进行定阶和参数估计。

4) 预测: 对平稳化的时间序列进行预测。模型识别和参数估计及模型诊断的过程往往是一个模型逐渐完善的过程, 需要根据具体的实际问题不断调整最初的选择。

3.2. 变量选择与数据来源

本文采用 2011~2021 年长三角城市群数字普惠金融的面板数据, 选取上海、杭州、宁波、南京、苏州、合肥 6 个城市作为细分研究个体。参考已有研究与文献, 本文选取北京大学数字金融研究中心公布的数字金融覆盖广度指数、数字金融使用深度指数和普惠金融数字化程度指数描述地区数字普惠金融具体发展状况。数据来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011~2020 年)》报告。具体指标说明如表 1 所示。

Table 1. Indicator description
表 1. 指标说明

指标名称	指标说明
数字普惠金融覆盖广度	支付宝账户覆盖率
数字普惠金融使用深度	包括支付、信贷、保险等业务分类指数
普惠金融数字化程度	包括移动化、实惠化、信用化、便利化指数

4. 长三角城市群数字金融的发展演进

4.1. 数字普惠金融分布动态演进

本文采用高斯核函数进行 Kernel 密度估计, 并对不同时期城市群数字普惠金融的分布位置、态势、延展性和极化趋势进行考察, 以便整体把握长三角城市群数字普惠金融分布形态, 探究其分布动态特征。为确保核密度非参数估计结果的精准性, 本文将城市群样本的每一观察年的数字普惠金融指数作为观测样本。长三角城市群数字普惠金融的动态演进趋势见图 1, 其中, 横坐标代表数字普惠金融的发展水平, 而纵坐标则表示在这些不同水平上的数据点分布密度。

在观测期内, 长三角城市群数字普惠金融的分布动态呈现如下特征: ① 从分布位置来看, 长三角城市群分布曲线随时间推移整体向右边小幅渐进移动, 说明城市群数字普惠金融发展由低水平向高水平不断演进。其中, 2011 年至 2013 年整体向右幅度最大, 说明这段时间城市群数字普惠金融发展由低水平向高水平演进的速度非常快。② 从分布曲线的波峰态势来看, 长三角城市群分布曲线主峰峰值呈波动下降趋势, 且曲线宽度表现为“先窄后逐渐加宽”的变化过程, 意味着城市群数字普惠金融总体离散程度呈现扩大趋势, 即其绝对差异随着时间的推移呈扩大态势。③ 从分布曲线的延展性得知, 不同时期长三

角城市群总体分布曲线均不存在明显右拖尾现象，表明城市群数字普惠金融发展程度较高城市与较低城市之间的相对差距有所缩小，即分布延展性呈现收敛趋势。④ 从极化特征来看，不同时期长三角城市群分布曲线波峰数量一直呈现双峰现象，意味着城市群数字普惠金融发展具有一定的梯度效应，即具有多极化特征，两极分化趋势较为明显。但是双峰之间的落差、间距呈现出“缩小-增大-缩小”的变化，说明到 2021 年，长三角地区的两极化现象得到了一定缓解。总体而言，随着长三角城市群经济社会快速发展，数字普惠金融发展总体呈现显著提升，但城市群内部之间的发展差距仍然存在，短期内实现均衡发展存在较大难度。

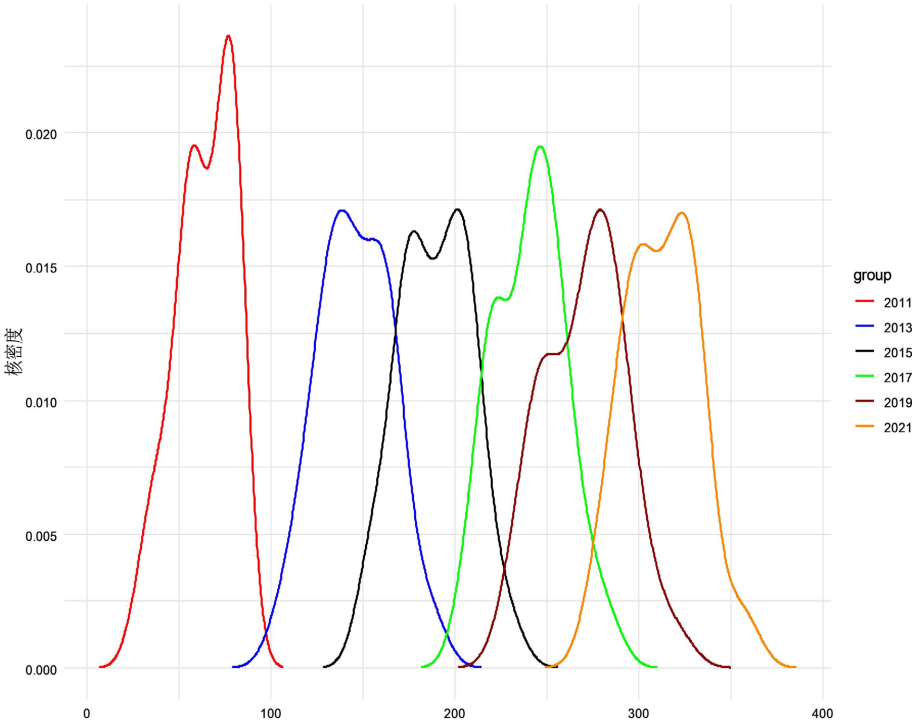


Figure 1. Dynamic evolution of the kernel density distribution of digital inclusive finance in the Yangtze River Delta urban agglomeration
图 1. 长三角城市群数字普惠金融的核密度分布动态演进

4.2. 数字普惠金融发展动态演进与趋势预测

本文尝试采用传统 Markov 链方法展开分析。参考赵磊和方成(2019)的做法[24]，首先在样本期内逐年将城市群数字普惠金融发展程度按高低划分为低水平(L)、中低水平(ML)、中高水平(MH)和高水平(H) 4 个等级，其中低于数字普惠金融平均值的 75%为低水平；介于均值的 75%~100%为中低水平；介于均值的 100%~125%为中高水平；高于均值 125%为高水平。然后以滞后一年的条件获得长三角城市群数字普惠金融转移概率矩阵，结果见表 2。

Table 2. Traditional Markov transfer probability matrix
表 2. 传统马尔科夫转移概率矩阵

$t/t + 1$	L	ML	MH	H
L	0.5455	0.4545	0.0000	0.0000

续表

ML	0.0246	0.7241	0.2315	0.0197
MH	0.0000	0.2291	0.7665	0.0044
H	0.0000	0.0000	0.6667	0.3333

从表 2 可见, 54.55%的长三角城市群一年后数字普惠金融仍保持在低水平, 45.45%的城市将转移至中低水平, 但没有城市有机会跳跃至中高水平和高水平阶段; 72.41%的城市一年后数字普惠金融指数仍保持在中低水平, 向低水平和中高水平转移的概率分别为 2.46%和 23.15%, 其中, 仅有 1.97%的城市跳跃至高水平阶段; 76.65%的城市一年后数字普惠金融仍保持在中高水平, 少部分出现向高水平转移的现象, 其概率为 0.44%, 向中低水平反向转移的概率为 22.91%, 没有城市倒退转移到低水平阶段; 33.33%的城市一年后数字普惠金融仍保持在高水平, 66.67%的城市反向转移到中高水平, 没有城市由高水平转移到低水平和中低水平。

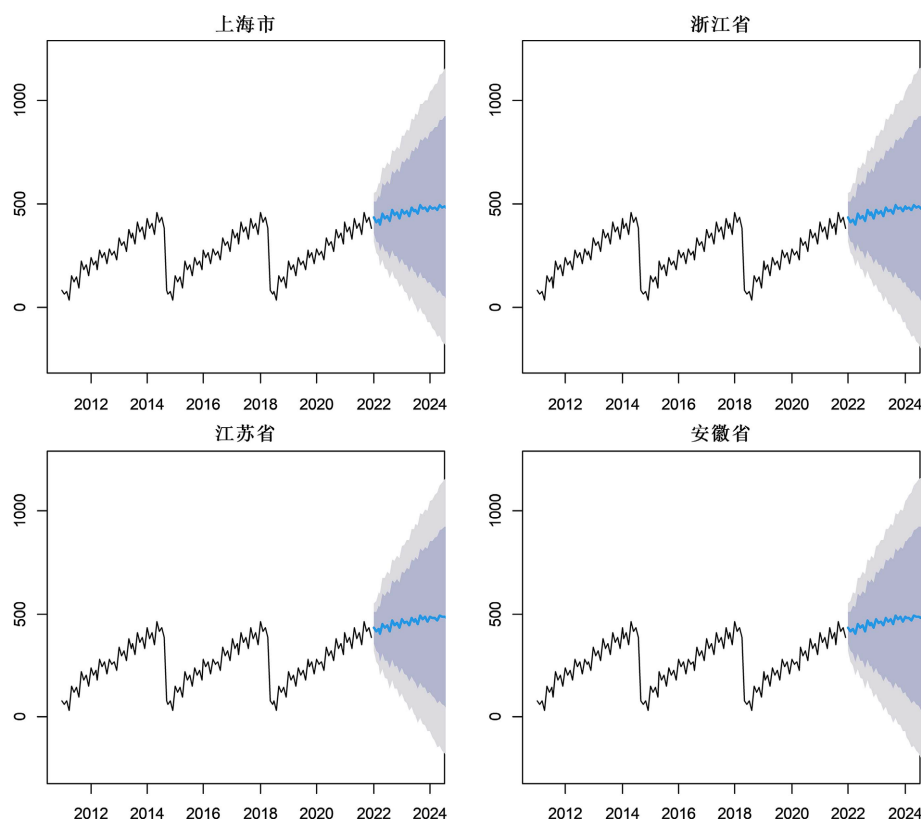


Figure 2. ARIMA prediction model
图 2. ARIMA 预测模型

通过以上分析结果可知: ① 数字普惠金融发展存在较为显著的收敛性特征, 且城市群内部之间不存在发展的“马太效应”。② 正向转移的概率随着数字普惠金融发展程度的提高而显著下降, 低水平、中低水平和中高水平的正向转移概率从 45.45%分别降至到 23.8%和 1.97%, 意味随着数字金融普惠发展程度的提高, 长三角城市群数字普惠金融优化升级的难度逐渐加大。③ 非对角线上的转移概率值均分布于对角线两侧, 其概率值最小为 0, 最大为 23.15%, 意味着长三角城市群数字普惠金融发展是一个缓慢且

渐进的过程,在短时间较难实现跨越式发展,这也与 Kernel 密度估计结果相一致。

本文还通过 R 统计软件,基于各省份的城市数据,搭建了 ARIMA 模型来预测未来三年四个省份的数字普惠金融指数。如图 2 所示,横坐标为年份,纵坐标则代表数字普惠金融的发展水平。从图 2 中可以看出,上海市、浙江省、江苏省、安徽省的数字普惠金融指数都是呈现缓慢上升的趋势,这也验证了上述中马尔科夫预测的趋势。

5. 结论与政策建议

主要结论:① 总体而言,长三角城市群数字普惠金融分布曲线的重心逐渐右移,表明其数字普惠金融发展呈现递增的趋势。② 城市群数字普惠金融发展具有多极化特征,两极分化趋势较为明显,但并未表现出明显的右拖尾分布,表明城市群内部之间的发展差距有所缩小,但发展不均衡问题依然存在。③ 随着数字金融普惠发展程度的提高,城市群数字普惠金融优化升级的概率会大大增加,但是短时间内想实现长三角城市群数字普惠金融跨越式发展存在一定难度。低水平的邻近城市会阻碍本地区的发展,甚至会拉低数字普惠金融水平,但高水平的邻近城市并未对本地区数字普惠金融发展起到正向拉动作用。

建议:① 推动数字普惠金融相对落后城市的发展,逐步缩小城市群内部数字普惠金融发展差距。研究表明,长三角城市群两级分化趋势依然明显,这意味着在更高水平上实现数字普惠金融协调发展的机制有待完善。因此,应正视数字普惠金融发展的区域不均衡问题,在尊重地方资源禀赋、经济社会发展阶段的前提下,加大对数字普惠金融相对落后的城市的扶持力度。鉴于数字普惠金融高度依赖于互联网和信息技术,应继续加大对 5G、大数据中心、人工智能等新型基础设施的投资,特别是在相对落后的城市,以提升整体区域的数字普惠金融服务能力。同时,推动区域间信息共享与协同,打破信息壁垒,实现资源高效配置。② 通过“涓滴效应”和“极化效应”,全面激发数字普惠金融发展水平较高城市的“梅特卡夫法则”效应。结合 Markov 链和 ARIMA 模型分析可知,长三角数字普惠金融低水平发展阶段的趋同较为稳定,低水平城市向高水平方向发展存在较大上升潜力,但是高水平发展阶段趋同却不稳定,其对邻近城市的正向空间溢出效应十分有限。一方面,高水平城市要加强自主创新,增加其数字普惠金融使用的广度、深度和数字化程度,通过“涓滴效应”服务周边城市发展;另一方面,要进一步扩大“极化效应”带来的发展优势,降低不同地区数字普惠金融发展的摩擦系数,推动数字普惠金融发展水平较高城市的金融服务加速向更大范围扩散。③ 在“共享共赢”理念指导下,搭建跨区域数字普惠金融互动平台,努力推动区域数字普惠金融协同发展。政府应继续出台有利于数字普惠金融发展的政策措施,如优化融资环境、降低融资成本、完善信用体系等。同时,建立健全数字普惠金融监管体系,加强对新兴金融业态的监管,确保在鼓励创新的同时,有效防控风险,保障金融市场的稳定与健康。并根据不同地区的政府财力与经济发展水平,采取差异化的数字普惠金融能力提升策略,创新加强数字普惠金融领域的交流互助和精准帮扶机制,促进地区间普惠金融“空间联动”发展。重点缓解因地方财政能力差异而导致的城市群内部数字普惠金融服务的非均衡状况,提高数字普惠金融服务的地区适应性和针对性,构建跨空间交流和互补体系。同时,要防范不同地区间对数字普惠金融资源的“逐项竞争”,合理有序地引导城市群内部发展数字普惠金融。

参考文献

- [1] 中共中央国务院印发《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》[EB/OL]. 新华社.
https://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5462503.htm, 2019-12-01.
- [2] 交通银行签署绿色金融普惠金融共建协议 助力长三角一体化示范区高质量发展[EB/OL]. 中国新闻网.
<http://wap.chinanews.com/wap/detail/chs/zw/10127435.shtml>, 2023-12-13.

- [3] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [4] 王姣, 王文荣, 马国温, 等. 应用数字技术推动城乡普惠金融发展研究[J]. 农业经济, 2019(11): 126-127.
- [5] 黄益平, 陶坤玉. 中国的数字金融革命: 发展、影响与监管启示[J]. 国际经济评论, 2019(6): 24-35+5.
- [6] 李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015(7): 1-7+16.
- [7] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [8] 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, 19(4): 1401-1418.
- [9] 董玉峰, 赵晓明. 负责任的数字普惠金融: 缘起、内涵与构建[J]. 南方金融, 2018(1): 50-56.
- [10] Sarma, M. (2010) Index of Financial Inclusion. Jawaharlal Nehru University, Discussion Paper in Economics, No. 11, 1-28.
- [11] 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.
- [12] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021, 13(6): 12-23+117-118.
- [13] Honohan, P. (2004) Inequality and Poverty. *The Journal of Economic Perspectives*, **18**, 271-272.
<https://doi.org/10.1257/0895330041371259>
- [14] 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[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [15] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6): 14-25.
- [16] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019(11): 90-101.
- [17] 傅利福, 厉佳妮, 方霞, 等. 数字普惠金融促进包容性增长的机理及有效性检验[J]. 统计研究, 2021, 38(10): 62-75.
- [18] 廖婧琳, 周利. 数字普惠金融、受教育水平与家庭风险金融资产投资[J]. 现代经济探讨, 2020(1): 42-53.
- [19] 吴善东. 数字普惠金融的风险问题、监管挑战及发展建议[J]. 技术经济与管理研究, 2019(1): 66-69.
- [20] 周雪峰, 韩露. 数字普惠金融、风险承担与企业绿色创新[J]. 统计与决策, 2022, 38(15): 159-164.
- [21] 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[J]. 技术经济与管理研究, 2021(2): 65-70.
- [22] 张德钢, 朱旭森. 中国九大城市群数字普惠金融发展的时空差异及动态演进[J]. 当代经济管理, 2020, 42(12): 88-96.
- [23] 李婵娟, 吕优, 钟雨欣. 长江经济带数字普惠金融发展的区域差异、动态演进与收敛性考察[J]. 统计与决策, 2022, 38(20): 132-138.
- [24] 赵磊, 方成. 中国省际新型城镇化发展水平地区差异及驱动机制[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(5): 44-64.
- [25] 薛嘉春, 韩建雨. 我国居民收入差距发展趋势研究——基于 ARIMA 模型的预测分析[J]. 当代经济研究, 2011(12): 79-84.