# 环长株潭县域普惠金融水平测度及分布动态研究*[1]

周再清 胡月 陈璐

(湖南大学金融与统计学院，湖南长沙 410079)

**【摘 要】**:对 2009—2014 年环长株潭地区县域普惠金融发展水平进行定量评估，并运用非参数估计法探究分布演化特征，结果显示:该区域普惠金融水平整体上呈现先升后降态势，核心地带发展水平比边缘地带更高、更稳定。随后运用扩散—回波效应的机理对其进行诠释:因边缘地带较于核心地带距中心城市更远，金融发展环境较差，以致发展资源被抢夺吸收。因此，要推进区域普惠金融的国家级战略，不仅要调动金融机构开展普惠金融业务的积极性，更要提升受回波效应影响的边缘地带以及相关群体对金融资源的吸引力。

**【关键词】**:环长株潭；县域普惠金融；分布动态；回波效应

**【中图分类号】**:F832.1 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**:1003-7217(2017)06-0008-07

## 一、引言

“普惠金融”理念自 2005 年被联合国提出后，就受到世界各国高度重视并被付诸实践。中国作为发展中大国，先后推出了“小微企业金融服务”“三农金融服务”“金融消费者权益保护”等举措。2013 年 11 月，党的十八届三中全会明确提出“发展普惠金融”的目标。2016 年 1 月，国务院首次将普惠金融纳入国家战略规划。我国发展普惠金融，就是要切实推动包容性金融发展，让金融改革的成果惠及广大人民群众，促进国民经济健康持续发展[1]。

在普惠金融实践中，一方面，发展普惠金融不能简单等同于扶贫与慈善，为政府工作带来了新的挑战；另一方面，普惠金融整体水平不高，地域间发展差异犹存，显示着普惠金融发展是我国的短板，无法发挥对经济质量提升和弱势群体保障的作用[2-4]。因此，如何提升国家普惠金融发展水平，缩小地域间普惠金融发展差异是当务之急。

普惠金融水平测度是研究普惠金融水平的起点与前提。普惠金融水平测度是对某一国家或某一区域内普惠金融发展状况定量评估，它既是普惠金融水平的标尺，也是政府部门制定政策的依据。测度的核心在于指标体系构建，具体指标择取则是重中之重。目前，普惠金融全球合作伙伴(GPFI)、世界银行(WBG)、国际货币基金组织(IMF)、世界银行经合组织(OECD)、普惠金融联盟(AFI)等国际组织从不同角度择取指标用于各国普惠金融指数(IFI)构建①[5]。因涉及国家排名等敏感性问题，国际组织只提供一套参照指标体系，并建议参与国增加一定的特色指标以增强适用性。在学术研究中，学者或因研究内容，或因数据可得性，各自构建测度指标体系或普惠金融指数定量评估研究区域的普惠金融水平。

国内外学者在区域性普惠金融水平测度及分布动态分析上的研究成果并不丰富。在区域普惠金融水平测度方面，蔡洋萍(2015)使用 Chakravarty 的测度方法，评估和对比分析了湖南、湖北、河南三省的普惠金融水平[6]。彭建刚(2015)与人民银行长沙中心支行联合进行的湖南区域金融消费者权益保护环境评估研究提出了适用湖南 14 个地(州)的普惠金融四维指标体系，给予

[1] * **收稿日期:** 2016-12-30； **修回日期:** 2017-05-29

**基金项目:** 湖南社科基金项目(16YBA077)、湖南大学资政项目(5311070852)

**作者简介:** 周再清(1965—)，女，湖南南县人，湖南大学金融与统计学院副教授，经济学博士，研究方向:金融管理。

本研究较大的启发[7]。在分布动态分析上，陈银娥(2015)、李建军(2016)直接评价省际普惠金融水平，运用非参数估计方法分析了中国普惠金融发展的分布动态和中国居民金融服务包容性的空间差异[8, 9]。此外，王颖、曾康霖(2016)对普惠金融的理解以及相关政策得失研究给予本研究较大的启发[10]。

环长株潭地区是以长沙、株洲、湘潭三个地级市为核心，辐射岳阳、衡阳、常德、益阳、娄底五个地级市，是湖南省的经济核心，是国家改革的试点区域，也是国家实施中部崛起战略的重要载体。为此，本文在梳理普惠金融测度指标体系的基础上，根据长株潭地区的实际和指标数据可得性，以区域内县(市)为单位，按照规范的计量方法分析环长株潭地区县域普惠金融的真实状况，考察研究区域内普惠金融分布演化特征和呈现原因。

## 二、环长株潭县域普惠金融指数设计

(一)指标体系构建

主要借鉴彭建刚(2015)的方法②，从可得性、覆盖性、便利性及基础性四大维度构建指标体系，具体指标见表 1。

表 1　环长株潭县域普惠金融指数测算指标

| 维度 | 具体指标 | 单位 |
|---|---|---|
| 可得性 $A_1$ | $A_{11}$ :新农合参保率 | % |
| | $A_{12}$ :保险密度 | 元/人 |
| | $A_{21}$:小微企业担保贷款覆盖率 | % |
| 覆盖性 $A_2$ | $A_{22}$ :农户小额信用贷款覆盖率 | % |
| | $A_{23}$:贷款余额占 GDP 比重 | % |
| | $A_{31}$ :网点密度 | 个/万人 |
| 便利性 $A_3$ | $A_{32}$: ATM 密度 | 台/万人 |
| | $A3_3$:POS 密度 | 台/万人 |
| | $A_{34}$:人均个人银行结算账户数 | 个/人 |
| | $A_{41}$:人均 GDP | 元/人 |
| 基础性 $A_4$ | $A_{42}$:城镇人均可支配收入 | 元/人 |
| | $A_{43}$:农村人均纯收人 | 元/人 |
| | $A_{44}$ :人均个人消费贷款余额 | 元/人 |

(二)原始数据处理

由于具体指标表示单位各不相同，因此，需要通过归一化处理将指标值统一到 0～1 区间，再进行赋权计算得到维度值。归一化处理方法如下:$A_{ij}=(x_{ij}-m_{ij})/(M_{ij}-m_{ij})$，$A_{ij}$ 是指数计算中第 i 维度下第 j 个具体指标的无量纲化值，$x_{ij}$、$m_{ij}$、$M_{ij}$ 分别为第

i 维度下第 j 个具体指标的实际值、最小值、最大值。

(三)维度权重确定

本文通过变异系数法确定权重[③]。变异系数法操作包含四项步骤:(1)计算具体指标无量纲化测度值的平均值$\overline{A_{ij}}$与样本标准差 Sij ；(2)使用公式$CV_{ij} = S_{ij} / \overline{A_{ij}}$计算各维度下具体指标的变异系数值；(3)求和得$\sum_j CV_{ij}$；(4)由$w_{ij} = CV_{ij} / \sum_j CV_{ij}$得到各维度下具体指标权重。重复上述步骤，在各维度测算值基础上计算各维度权重。

(四)指数合成

环长株潭地区普惠金融指数合成主要包括维度值合成与普惠金融指数合成。二者通过测算各维度内具体指标的无量纲化值与理想值 1 之间的欧氏距离获得[④][11]。维度值测算具体方法如下:

$$A_i = 1 - \sqrt{\sum_j w_{ij}^2 \ (1 - A_{ij})^2} / \sqrt{\sum_j w_{ij}^2} \qquad (1)$$

$A_i$ 、$w_{ij}$ 、$A_{ij}$ 分别为第 i 个维度测算值、第 i 个维度第 j 个指标的权重与无量纲化值。

经式(1)测算出各维度值后，利用式(2)进一步合成得环长株潭地区普惠金融指数，具体方法如下:

$$IFI = 1 - \sqrt{\sum_i w_i^2 \ (MAX(A_i) - A_i)^2} / \sqrt{\sum_i w_i^2} \qquad (2)$$

$MAX(A_i)$、$w_i$ 分别为第 i 个维度测算值最大值、第 i 个维度权重。

## 三、环长株潭县域普惠金融发展水平测度

(一)数据来源

通过查阅《湖南省 3+5 城市群城镇体系规划(纲要)》等文件确定测算样本，即以湖南省环长株潭地区 25 个县市 2009—2014 年的数据为基础测算普惠金融指数[⑤]。

(二)测度结果

表 2 列出了 2009—2014 年环长株潭县域普惠金融指数测度值。样本期间，环长株潭地区县域普惠金融整体水平先升后降[⑥]。

(三)发展水平评价

1.整体评价。(1)平均水平差异。按照《规划》中核心地带即长沙、株洲、湘潭，与边缘地带即常德、岳阳、娄底、衡阳、益阳的划分，图 1 展示出核心地带与边缘地带在县域普惠金融水平上的差距。以 2014 年为例，环长株潭地区普惠金融平均水平为 0.37，核心地带平均水平为 0.55，边缘地带平均水平为 0.3。(2)维度测算值差异。图 2 显示，相较于边缘地带，核心地带县市在金融服务的可得性、覆盖性、便利性与基础性方面均具有绝对优势。但在国家关注与政策扶持下，例如样本期间中央曾强调要提高农村金融服务质量和水平，确保三年内消除基础金融服务空白乡镇，使得两地带在覆盖性维度上的悬殊差距明显低于其他维度。因此，四大维度均为边缘地带的短板，其中又以可得性、便利性与基础性表现更为突出。

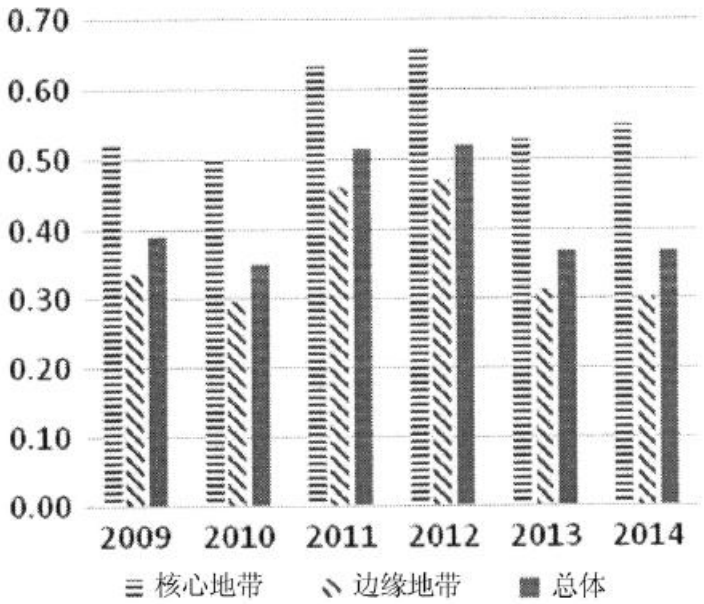


图 1　环长株潭地区 IFI 平均水平对比

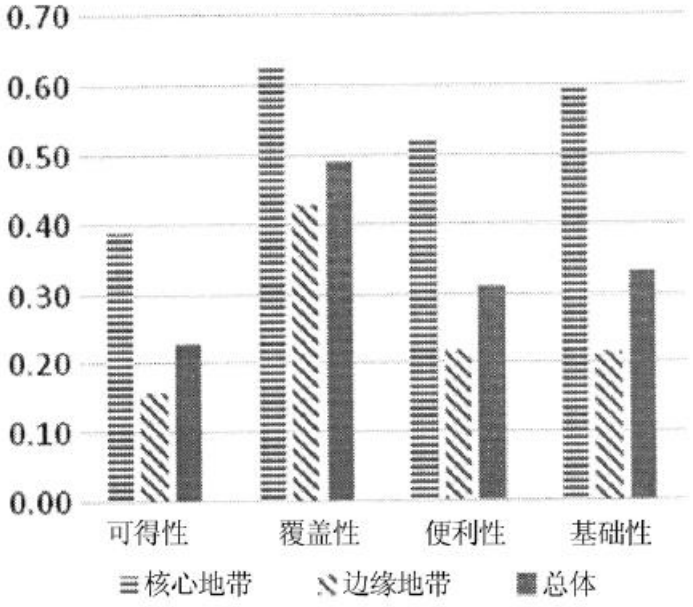


图 2　环长株潭地区 IFI 维度测算值对比

2.纵向评价。对 2009—2014 年 25 个县市普惠金融指数平均值、变异系数等四个统计量进行分析可反映样本纵向变化。样本期间内，普惠金融平均水平先升后降，并在 2012 年与 2013 年分别达到最高(0.52)和最低(0.37)，变异系数波动下降，从 46.05%降至 40.95%，反映了该区域普惠金融发展水平差距波动缩小的态势；极差与中位数波动下降则说明，尽管差距缩小，但 25 个县市普惠金融水平集中分布水平下降导致了平均值下降。

表 2　2009-2014 年环长株潭县域普惠金融指数测算值

| 地区 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 均值 | 排名 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 韶山市 | 0.47 | 0. 54 | 0. 90 | 0. 91 | 0. 91 | 0. 73 | 0. 74 | 1 |
| 长沙县 | 0. 90 | 0. 95 | 0.75 | 0. 70 | 0. 46 | 0.52 | 0. 71 | 2 |
| 浏阳市 | 0.55 | 0. 51 | 0.72 | 0. 72 | 0.68 | 0. 79 | 0.66 | 3 |
| 冷水江市 | 0.52 | 0.52 | 0. 74 | 0. 69 | 0.46 | 0. 51 | 0.57 | 4 |
| 宁乡县 | 0.52 | 0. 45 | 0. 54 | 0. 66 | 0. 44 | 0. 50 | 0.52 | 5 |
| 湘潭县 | 0.45 | 0. 38 | 0. 53 | 0.55 | 0. 49 | 0. 55 | 0.49 | 6 |
| 澧县 | 0. 44 | 0.37 | 0. 55 | 0. 55 | 0.40 | 0. 39 | 0.45 | 7 |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 临澧县 | 0.49 | 0. 40 | 0. 52 | 0. 51 | 0.37 | 0. 35 | 0.44 | 8 |
| 株洲县 | 0. 34 | 0. 30 | 0.52 | 0. 55 | 0. 39 | 0.43 | 0.42 | 9 |
| 汨罗市 | 0. 39 | 0. 35 | 0.45 | 0. 57 | 0.41 | 0. 36 | 0.42 | 9 |
| 石门县 | 0. 48 | 0. 37 | 0.51 | 0. 51 | 0. 32 | 0. 30 | 0. 42 | 11 |
| 津市 | 0.42 | 0.41 | 0. 53 | 0. 48 | 0. 30 | 0.29 | 0. 41 | 12 |
| 醴陵市 | 0.42 | 0. 37 | 0.46 | 0. 52 | 0. 33 | 0.32 | 0. 40 | 13 |
| 湘阴县 | 0. 30 | 0. 31 | 0. 44 | 0. 50 | 0.40 | 0. 34 | 0. 38 | 14 |
| 临湘市 | 0. 35 | 0.34 | 0.44 | 0. 54 | 0. 32 | 0.29 | 0.38 | 15 |
| 双峰县 | 0.30 | 0. 31 | 0.42 | 0.45 | 0. 33 | 0.29 | 0.35 | 16 |
| 汉寿县 | 0.27 | 0. 25 | 0.48 | 0. 49 | 0. 29 | 0.31 | 0. 35 | 17 |
| 衡山县 | 0. 34 | 0. 29 | 0. 39 | 0.43 | 0. 27 | 0.34 | 0. 34 | 18 |
| 桃源县 | 0. 27 | 0. 25 | 0. 44 | 0.41 | 0. 27 | 0.30 | 0.32 | 19 |
| 涟源市 | 0.33 | 0.27 | 0.43 | 0. 38 | 0. 24 | 0.24 | 0.32 | 20 |
| 岳阳县 | 0.26 | 0. 18 | 0. 37 | 0.42 | 0. 29 | 0.28 | 0.30 | 21 |
| 衡东县 | 0. 25 | 0. 21 | 0.40 | 0. 37 | 0.25 | 0.27 | 0. 29 | 22 |
| 衡阳县 | 0.23 | 0. 20 | 0.40 | 0.41 | 0.25 | 0.22 | 0. 29 | 23 |
| 衡南县 | 0.24 | 0. 18 | 0. 36 | 0.37 | 0. 24 | 0.21 | 0.27 | 24 |
| 新化县 | 0.18 | 0.17 | 0.41 | 0.36 | 0.22 | 0.17 | 0.25 | 25 |
| 平均值 | 0. 39 | 0. 35 | 0.51 | 0. 52 | 0. 37 | 0.37 | | |

3.横向评价。对比 25 个县市 IFI 平均值、变异系数等四个统计量可知样本期间内样本横向变化。结合平均值与中位数可知，核心地带的普惠金融发展水平普遍高于边缘地带，变异系数则说明六年间核心地带普惠金融发展水平波动程度小于边缘地带，极差值柱体高度相较于平均值柱体则反映出样本期间内核心地带普惠金融发展水平两极分化现象更恶劣。

## 四、环长株潭普惠金融发展水平县域分布动态

(一)Kernel 密度估计的原理

Kernel 密度估计是一种把研究对象的分布格局视为某种概率分布并考察其分布形态特征随时间变化的趋势的非参数估计法。假设 f(x)为随机变量 x 的密度函数，N 为观测值的个数，K(•)是核密度函数，h 为带宽，$X_i$ 和 x 分别为观测值和均值，那么，在点 x 的概率密度由式(3)进行估计:

$$f(x)=\frac{1}{Nh}\sum_{i=1}^{N}K\left(\frac{X_i-x}{h}\right) \qquad (3)$$

对比不同年份图形考察研究对象变化是非参数估计研究方法的常用手段，即通过观察核密度估计图形获取变量分布位置、形态和延展性等信息，继而研究水平高低、分布差距及极化现象。

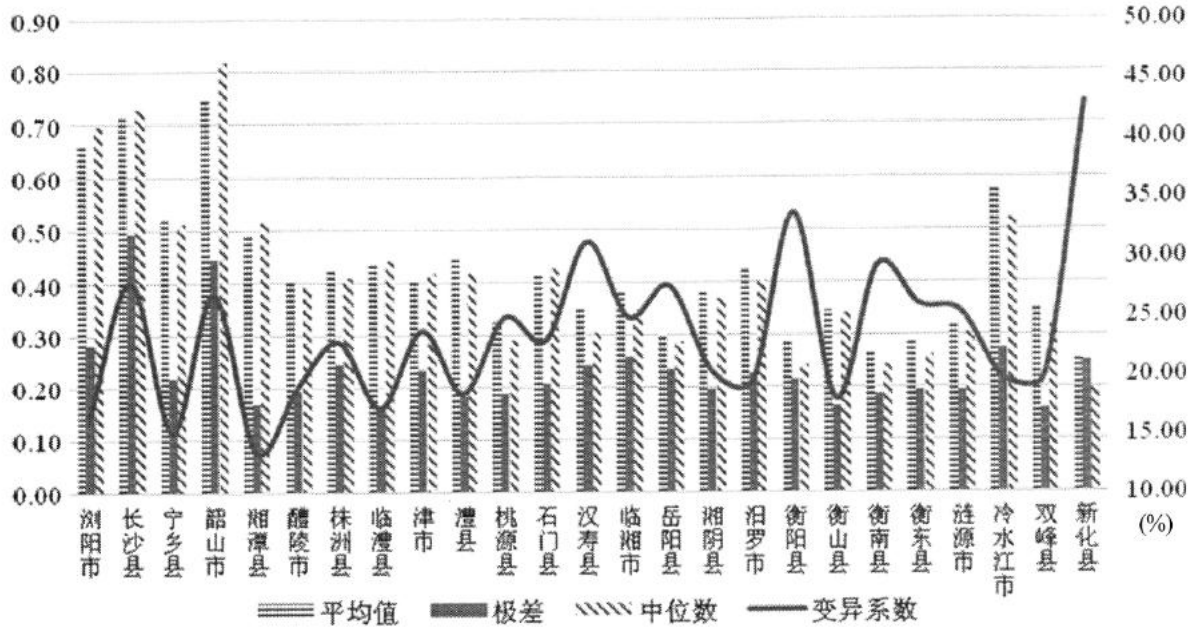


图 3　环长株潭地区 25 个县 2009—2014 年普惠金融指数统计量变化趋势

(二)环长株潭普惠金融 Kernel 估计结果

使用 Eviews8.0 对环长株潭地区 25 个县市进行整体、核心地带以及边缘地带 Kernel 密度估计。

1.　整体 Kernel 密度估计。图 4 呈现了 2009—2014 年环长株潭地区 25 个县市整体密度函数图形中心位置波动左移的过程。同时，波峰高度、宽度分布出现明显的陡峭化、紧窄化趋势，波峰从期初的“单峰”模式逐渐演变为“一主二小”格局并保持主峰偏左分布，样本期间右拖尾现象虽一直存在但长度逐渐缩小。

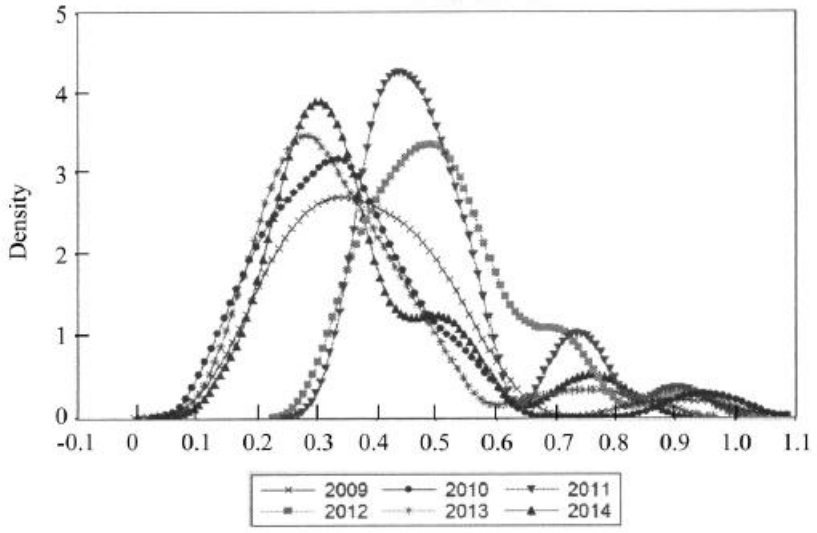


**图 4　环长株潭地区 25 个县市普惠金融发展水平演化**

图 4 表明，环长株潭地区县域普惠金融发展水平在样本期间内出现了先升后降、分布集中化、差距缩小化的态势。尽管六年间普惠金融发展水平略微下降，但少量县市普惠金融发展取得长足进步。同时，分布密度图显示区域内绝大部分县市在 2010-2012 年实现了普惠金融水平快速提升，但并未保持增长趋势，将当时三年内消除空白基础金融服务乡镇的政策要求纳入分析，可以说明区域内大部分县市普惠金融水平的发展动力来源于外部政策推动。

2.核心地带 Kernel 密度估计。从图 5 可获悉，样本期间内环长株潭地区核心地带七个县市密度函数图形中心位置呈现摇摆式波动，但与样本期初相比无明显变化。同时，波峰的高度、跨度分布明显扁平化；波峰从“双峰”模式向“单峰”模式转变，图形随时间推移逐渐接近正态分布钟形态势；拖尾宽度基本不变。图 5 反映了从 2009—2014 年核心地带县域普惠金融水平主要保持在中等水平并接近钟形分散化的稳定态势，区域内部分县市向中高水平发展，内部分化现象好转。

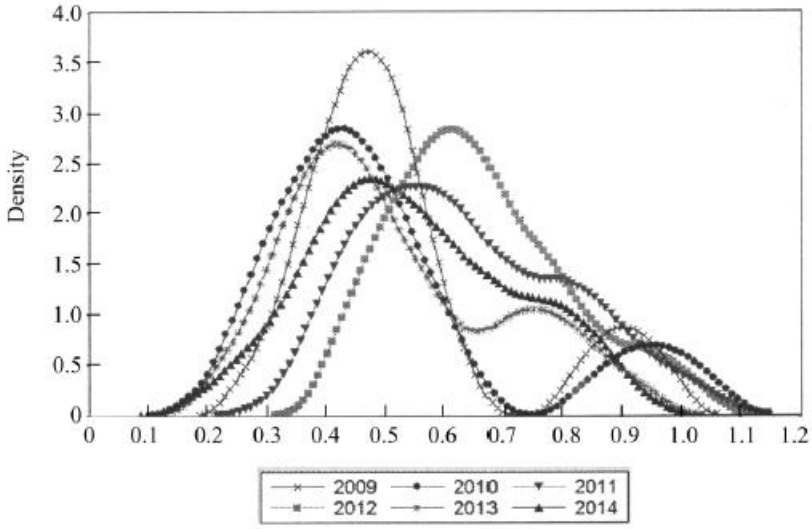


图 5　环长株潭地区核心地带普惠金融发展水平演化

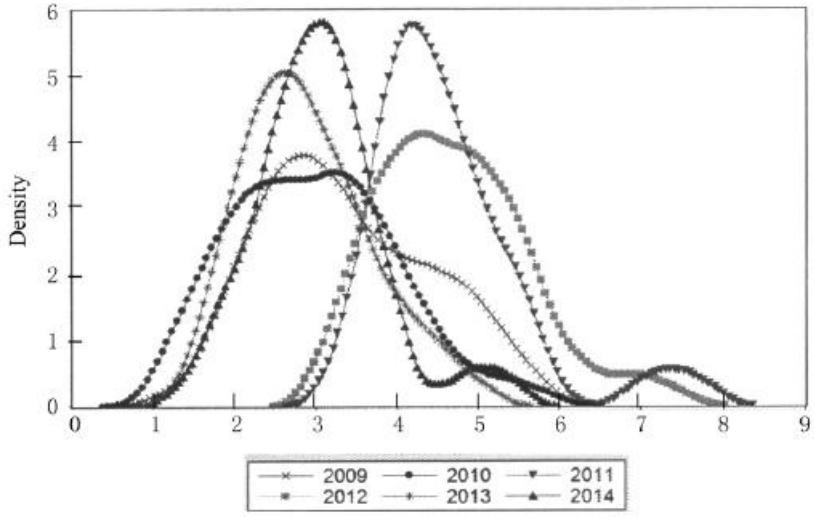


图 6　环长株潭地区边缘地带普惠金融发展水平演化

3.边缘地带 Kernel 密度估计。图 6 显示了 2009-2014 年边缘地带普惠金融水平密度函数图形中心位置在摇摆中小幅右移的动态过程。同时，密度函数波峰高度分布陡峭化趋势明显，且大体处于左主右小的“双峰”模式，图形宽度略有缩窄。图 6 表明 2009—2014 年边缘地带普惠金融发展处于中低水平并出现小幅上升、集中化趋势，两极分化态势略有好转。相较于核心地带，边缘地带更容易成为政策扶持对象，因消除空白金融服务和三农支持而导致覆盖性、可得性的上升。图形中心位置从 2011、2012 年的中等水平大幅回返到期初的低水平，说明该区域普惠金融发展对外部因素的依赖性强于核心地带，动力依然来源于外部。

(三)环长株潭普惠金融水平县域分布演化特征

通过核密度估计图分析，可以发现环长株潭地区普惠金融水平分布的演化特征与应用统计方法下的评价结果保持一致。具体如下:

1.环长株潭地区25个县域普惠金融水平随时间推进呈现先升后降的态势，核心地带的发展水平更高、更稳定；分布差距随时间推移而缩小。

2.当普惠金融发展处于中高水平时，出现钟形分布的稳定态势；当普惠金融水平处于低水平时，分布状态集中化，分布差距不断缩小，两极分化现象持续存在。

3.经济水平越低、金融基础越薄弱的地带在普惠金融发展过程中对外部推动的依赖程度更高、持续性更弱。

## 五、环长株潭地区普惠金融演化原因探析

(一)环长株潭地区人均GDP的空间相关性

1.Moran’s I指数。回波效应与扩散效应的考察建立在空间相关性基础之上，因此，先要对区域内各县市空间相关性进行检验。Moran’s I指数由学者Moran在1950年提出，它包含全局Moran’s I指数及局部Moran’s I指数。前者重在显示研究样本空间内是否存在相关性，后者更能反映导致样本空间整体显现出相关性的区域。

全局Moran’s I指数取值介于-1～1之间，大于0表示正相关，小于0表示负相关，接近于0表示空间分布是随机的，不存在空间自相关性。局部Moran’s I指数为正表示局部区域的高(低)值被周围的高(低)值所包围，为负表示局部区域的高(低)值被周围的低(高)值所包围。

2.空间相关性检验。

(1)全局相关性检验。由于Moran’s I指数计算需要通过严格的显著性检验，因此，存在大样本(样本量大于等于30)的客观需要。但本研究的样本容量仅为25，因此，将全局相关性检验样本扩大至湖南省86个县[12]。同时，以县市之间是否存在接壤相邻情况构建0～1矩阵，以人均GDP作为衡量指标，利用stata14计算全局Moran’s I指数。结果显示，2009-2014年湖南省县域人均GDP全局Moran’I指数分别为0.196、0.208、0.189、0.232、0.251、0.276，均在1%的置信水平上显著，显现了呈增强趋势的空间正相关性。

(2)局部相关性检验。利用stata14 计算2009—2014年环长株潭地区25个县市的局部Moran’s I指数，将六年25县市局部Moran’s I指数均值降序排列，结果见表3。

表3　2009-2014年环长株潭地区县域人均GDP局部Moran’s I均值

| | 地区 | 局部 Moran’s I均值 | | 地区 | 局部Moran’s I均值 |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 长沙县 | 18. 216 | 14 | 澧县 | 0. 088 |
| 2 | 浏阳市 | 15.401 | 15 | 衡阳县 | 0.016 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 3 | 汨罗市 | 5. 209 | 16 | 桃源县 | -0.016 |
| 4 | 醴陵市 | 3. 487 | 17 | 双峰县 | -0. 046 |
| 5 | 韶山市 | 2. 214 | 18 | 衡东县 | -0. 073 |
| 6 | 湘潭县 | 0. 747 | 19 | 汉寿县 | ?0.074 |
| 7 | 株洲县 | 0. 663 | 20 | 石门县 | -0. 240 |
| 8 | 湘阴县 | 0. 641 | 21 | 宁乡县 | -0. 248 |
| 9 | 新化县 | 0. 312 | 22 | 津市 | -0. 271 |
| 10 | 衡山县 | 0. 183 | 23 | 衡南县 | -0. 276 |
| 11 | 临澧县 | 0. 177 | 24 | 涟源市 | -1.568 |
| 12 | 岳阳县 | 0.155 | 25 | 冷水江市 | —5. 130 |
| 13 | 临湘市 | 0. 140 | | | |

表 3 显示，环长株潭地区核心地带县市除宁乡县均具有正向的空间依赖性，部分边缘地带县市具有负向的空间依赖性。

全局 Moran’s I 指数与局部 Moran’s I 指数反映出研究区域内扩散效应与回波效应的叠加效应。从全局看，全省扩散效应明显大于回波效应，核心县市在发展中能够利用自身优势带动辐射周边县市发展，对人均 GDP 提升具有正向溢出作用。从局部看，核心地带和部分边缘地带县市(多位于湖南省东北部)扩散效应明显大于回波效应，存在正向溢出；边缘地带部分县市(多位于湖南省西南部)受到中心县市的回波效应大于扩散效应，存在资源要素被中心县市吸收抢夺，进而出现人均 GDP 差距拉大的现象。

(二)环长株潭地区扩散———回波效应分析

结合空间相关性检验结果，建立县市人均 GDP 及其影响因素的空间计量模型，进一步分析环长株潭地区是否存在存在扩散或回波效应及其原因。

1. 变量选取与样本选择。选取人均 GDP 作为空间计量模型被解释变量，结合支出法衡量 GDP 和其他影响当地经济发展因素构建空间计量模型，具体见表 4。

表 4 变量设定说明

| 被解释变量 | 设定缘由 | 解释变量 | 变量内涵 |
|---|---|---|---|
| 人均 GDP (gdp) | 反映地区发展水平 | 地理位置（dist） | 距长沙市距离 |
| | | 人均固定资产投资 （inve） | 地区投资水平 |
| | | 人均社会消费品零售额（cons） | 地区消费水平 |
| | | 存贷比（ld） | 地区金融发展水平 |

2.模型估计与回归结果分析。环长株潭地区地区 25 个县市存在空间滞后，不同地区人均 GDP 存在相互依赖，因而适用于空间滞后模型:

$$gdp = \lambda Wgdp + X\beta + \varepsilon \qquad (4)$$

其中，λ为空间滞后系数，W 为空间权重矩阵，X 为数据矩阵，$\beta_{4\times1}$ 为相应系数，ε为随机扰动项。

使用 stata14 进行估计，结果显示:除地理位置与空间滞后系数分别在 5%与 10%的水平上显著外，其余解释变量均在 1%的水平上显著。环长株潭地区 25 个县市发展水平与地理位置之间存在负相关关系进一步证实空间相关性检验结果，即环长株潭地区存在回波效应。人均固定资产投资、人均社会消费品零售额、存贷比对地区发展水平产生正向作用，其中又以金融发展(存贷比)的助推作用最大。

表 5　空间滞后模型估计结果

| 变量 | 系数 | P 值 |
|---|---|---|
| 地理位置 | 一 41. 8866** | 0.023 |
| 人均固定资产投资 | 0.5873*** | 0. 000 |
| 人均社会消费品零售额 | 1. 1274*** | 0. 000 |
| 存贷比 | 251.7103*** | 0. 000 |
| 常数项 | -739.4628 | 0. 848 |
| 空间滞后系数 | 0.1113* | 0. 063 |
| 残差 | ?1.0084*** | 0. 002 |
| 标准误 | 1.08E+07*** | 0. 000 |
| 拟合优度 | 0. 9070 | |

数据来源：湖南省统计局。显著性水平分别为 0.01(***)、0.5(**)、0.1(*)。

金融发展对地区经济发展具有显著的正向作用，但金融发展因成本考虑和风险规避对地区经济建设环境要求较高，因而距离中心城市越远的地区更容易流失金融资源，导致了中心城市愈强，边缘城市愈弱的局面。边缘地带县市的普惠金融发展水平尽管在短期内因政策举措而出现增长势头，但因回波效应所导致的金融资源流失，这种发展具有较强的政策依赖性和空间依赖性；当外部政策支持力度减弱时，相对于核心地带，易流失金融资源的边缘地带普惠金融水平下降幅度更大。

## 六、结论与建议

以上对环长株潭地区县域普惠金融发展水平进行了定量评估，并使用非参数估计方法对该区域内普惠金融水平的分布演化特征进行研究。研究显示:环长株潭普惠金融水平呈先升后降、差异逐渐缩小的态势；核心地带发展水平比边缘地带更高、更稳定。考察区域内扩散效应与回波效应，发现环长株潭地区 25 个县市发展存在回波效应，地理位置是导致回波效应的重要原因。因此，环长株潭地区推动普惠金融发展的措施需顺应地区经济发展趋势，不仅要调动普惠金融主体，即金融机构的业务开展积

极性，更要提升普惠金融受体对金融资源的吸引力。具体措施如下:

1.降低金融机构普惠金融业务开展成本。金融机构在业务开展中普遍具有逐利性，在“成本—效益”视角下，金融机构对普惠金融业务开展的积极性并不高。因此，降低业务开展成本，提升利润获取空间是关键所在。一是加快建设专业信息共享平台，规范信息中介行业，削弱信息不对称性，降低信息搜寻成本。二是借力“大数据”与互联网金融，主动了解客户需求与风险状况，提升供给能力、管理效率。

2.完善金融发展环境。环长株潭边缘地带因地理位置受到回波效应影响，只有完善金融发展环境，加快建设信用体系、权益保护机制与担保机制，疏通民间资本、私募股权以及风投参与渠道，健全线上线下金融基础设施，才能提升金融资源吸引力，增强当地金融发展的持续性，降低外部依赖性。

3.推动导向性政策与政府职能的协调配合。当市场配置资源失灵时，政府要主动参与普惠金融建设，以实施导向性货币、财政政策为主，发挥金融监管与宣传教育的职能，促使金融资源的合理流动，实现环长株潭地区普惠金融水平的全面提升。

**注释:**

①IMF、AFI 主要从金融机构服务的可获得性和使用情况两个维度选取指标设计普惠金融指数；WBG 在中小企业调查基础上，按银行账户使用情况及具体业务分类选取测度指标；GPFI 在基础指标体系上重点关注金融知识与消费者保护，着重关注体现金融服务的获取、使用和质量三大衡量维度的指标。综合来看，AFI 与 WBG 在具体指标择取上颇具价值，GPFI 在衡量维度则更科学全面。

② 彭建刚(2015)研究环长株潭地区金融消费权益保护环境时，曾使用覆盖性、便利性、满意性与消费基础四大维度对该区域普惠金融层面进行评估。该指标体系设计科学合理，既考虑了小微金融、农户金融及保险服务指标，同时指标评价均经过了实践的检验。

③ 变异系数法以指标本身区分度作为指标赋权的标准，指数测度中取值差异越大的维度更能反映被评价单位的差距。相对于“等权重”的主观赋权法与主客观结合的层次分析法而言，变异系数法基于数据本身，客观科学性与简易可行性更高。以变异系数法确定维度权重可以反映各具体指标及维度对普惠金融指标体系构建的实际影响力变化，能够更好地帮助研究者追溯指数变动以及差异产生的原因。

④ 借鉴焦瑾璞(2015)等学者的做法，运用欧氏距离法合成环长株潭县域普惠金融指数，指数合成将更加客观科学，不易诱导评价对象发展测算值或权重更高的具体指标或维度。

⑤ 文件中部分主城区被划入到本研究范围，但主城区与县市地区发展差异过大，因此不纳入样本。

⑥ 长沙县普惠金融指数值自 2011 年从高水平骤降到中等水平，这源于浏阳市保险密度值自 2011 年起开始居于首位且年增长幅度高于长沙县，因此，拉低了长沙县可得性维度值，影响了整体水平。

**参考文献:**

[1] 周小川.践行党的群众路线推进包容性金融发展[J].中国金融，2013(18):9-12.

[2] 胡宗义，罗柳丹.小额信贷缓减农村贫困的效用研究———基于面板模型的分析[J].财经理论与实践，2016(03):10-15.

[3] 苏静，胡宗义.农村金融减贫的直接效应与中介效应———基于状态空间模型和中介效应检验的动态分析[J].财经理论与实践，2015(04):33-38.

[4] 叶伟超.普惠金融的发展对城乡居民收入差距的影响———以华东七省为例[J].哈尔滨商业大学学报:社会科学版，2016(4):50-58.

[5] 孙天琦，汪天都，蒋智渊.国际普惠金融指标体系调查:进展、比较与启示[J].金融监管研究，2016(4):32-45.

[6] 蔡洋萍.湘鄂豫中部三省农村普惠金融发展评价分析[J].农业技术经济，2015(2):42-49.

[7] 彭建刚.金融消费权益保护环境评估与建设[M].北京:中国金融出版社，2015:34-65.

[8] 陈银娥，孙琼，徐文赟.中国普惠金融发展的分布动态与空间趋同研究[J].金融经济学研究，2015(6):72-81.

[9] 李建军，卢盼盼.中国居民金融服务包容性测度与空间差异[J].经济地理，2016(3):118-124.

[10]王颖，曾康霖.论普惠:普惠金融的经济伦理本质与史学简析[J].金融研究，2016(2):37-54.

[11]焦瑾璞，黄亭亭，汪天都，张韶华，王瑱.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] 刘波，王修华，彭建刚.金融包容水平与地区收入差距———基于湖南省 87 个县(市)2008-2012 年的经验数据[J].当代财经，2014(11):46-56.