

# 广东金融集聚的经济增长效应: 时空演进与溢出表现

陈辉悦, 闫玉科, 杨珍珍

(广东海洋大学 经济学院 广东 湛江 524088)

**摘要:** 以 2009—2020 年广东 21 个地级市数据为研究样本, 运用空间核密度估计方法与空间杜宾模型实证分析省域内金融集聚的时空演进及其经济增长效应的空间溢出表现。结果发现: 首先, 广东金融集聚呈现“中心—外围”的空间分布结构, 无条件核密度估计下该形态相对稳定, 空间静态核密度估计表明邻近地区呈相似集聚水平, 空间动态核密度估计显示该形态有转变趋势。其次, 省域范围内, 金融集聚不仅对本地经济增长具有显著促进作用, 而且通过溢出效应带动邻近地区经济增长。再次, 异质性表明, 珠三角中心区域金融集聚的本地增长效应及溢出效应系数均不显著, 非珠三角外围区域金融集聚的本地增长效应系数为正却不显著, 而溢出效应系数显著为正。最后, 金融集聚的空间溢出效应存在显著的地理距离衰减特征, 在 141.13km 以内为溢出效应密集区域, 超过该区域溢出系数不再显著。

**关键词:** 金融集聚; 区域经济增长; 空间核密度估计; 空间溢出效应

**中图分类号:** F832      **文献标志码:** A      **文章编号:** 2095-0098(2023)04-0050-14

## 一、引言

中共二十大报告将“优化重大生产力布局, 构建优化互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系”作为促进区域经济协调与高质量发展的重要举措。广东作为不平衡不充分的典型省份, 区域发展不协调成为制约其高质量发展的关键短板。当前广东正加快省域内“一核一带一区”新发展格局构建, 通过明确区域主体的功能定位来整合生产资源要素, 优化生产力区域布局, 以期谋求区域间互补分工与协调发展。金融作为现代经济发展的核心, 在要素资源配置中充当关键枢纽角色。新发展阶段内突出金融的社会服务功能, 引导要素资源聚焦于边缘区域, 将有助于提升边缘区域的生产力水平, 以破除区域间发展不平衡不充分瓶颈。广东金融资源受“中心—外围”空间经济结构影响, 广泛集聚于珠三角核心区域内。而伴随新发展格局的持续推进, 亟须发挥金融集聚区辐射效应, 以引导各类生产要素资源跨时空流动, 尤其流向边缘欠发达区域, 丰富该类区域生产发展过程中的要素供给。因此, 厘清广东金融资源聚散程度和空间溢出表现将对金融资源的空间布局优化和新发展格局纵深推进提供决策参考。

金融资源作为现代经济社会最富流动性的资源和要素, 跟随着产业与经济发展在特定地域空间形成集聚态势(林毅夫等, 2009)<sup>[1]</sup>。有关金融集聚研究文献大致可归为两类, 一是基于不同视角来阐释金融集聚动因。金融信息流论学者强调金融的逐利与流动需依赖市场信息, 信息流是金融发展的先决条件, 而信息传递则受地理空间因素影响(Porteous, 1995; Zhao, 2003; 李伟军, 2011)<sup>[2-4]</sup>。金融资源流动论学者指出, 金融资源流动受制于空间差异、空间过程与空间的相互作用, 城市等级体系正向匹配金融中心层次而非均衡分布

收稿日期: 2022-11-25

基金项目: 广东省研究生教育创新计划资助项目(2022SFKC\_058); 广东省哲学社会科学规划项目“数字普惠金融对广东省经济协调发展的影响效应及路径选择研究”(GD20CYJ28); 广东海洋大学博士启动项目“中国普惠金融发展的分布动态、空间效应及政策选择研究”(R17101)

作者简介: 陈辉悦(1995—), 男, 广东阳江人, 硕士研究生, 研究方向为区域经济学; 杨珍珍(通信作者)。

状态是金融资源空间流动的最终表现(Gehrig 2000;王修华和黄明 2009;王如玉等 2019)<sup>[5-7]</sup>。也有部分学者从产业集聚角度考察金融集聚,Michael(2008)<sup>[8]</sup>将产业集聚演化的“中心—外围”理论运用至金融集聚分析中,揭示地理因素所造成机会成本,迫使金融活动有意愿通过集聚来追求规模效应(车欣薇等,2012)<sup>[9]</sup>。产业集聚内部较低信息不对性与较高融资需求又吸引着金融资源集聚(谭蓉娟和郭宝琳,2019)<sup>[10]</sup>。

二是考察金融集聚的经济增长效应。金融集聚的经济增长效应可分解为水平效应与结构效应,相关文献研究可归纳到这两个效应上。水平效应方面,金融机构在地域空间的集聚,实现基础设施和信息资源共享,减少金融交易环节和降低交易成本,产生规模经济效应(Park & Essayyad,1989;余泳泽 2013)<sup>[11-12]</sup>。企业凭借金融网络加深交流协作建立信誉机制,减少企业经营活动中机会主义行为倾向,降低契约执行与监督成本(Humphrey & Schmitz 2002;王丹和叶蜀君 2015)<sup>[13-14]</sup>。金融发展能促进资源优化配置,提高全要素生产率与资本积累(陈启清和贵斌威 2013)<sup>[15]</sup>,而金融集聚作为其外在表现正引导生产要素资源合理流动,破除经济增长过程中要素约束(李占风和郭小雪 2019)<sup>[16]</sup>。金融集聚须遵循边际效用递减规律,过度集聚带来的拥挤效应和竞争效应会造成效率损失(张秀艳 2019)<sup>[17]</sup>。金融逐利本性驱使其向外拓展业务范围而产生涓滴效应,邻近地区此时抓住融资机会改善经济绩效(吴炎芳 2020)<sup>[18]</sup>。结构效应方面,金融集聚形成范围经济与规模经济能够降低市场交易成本,提高资本流通与配置效率,缓解产业升级的融资约束(王一乔等 2020)<sup>[19]</sup>。当要素资源由低效率部门转移至高效率部门时,将带来“结构红利”(Levine,1998;Peneder,2003)<sup>[20-21]</sup>。集聚的网络效应让金融机构有向外增设网点获取额外收益的意愿,保障了邻近地区工业效率提升与产业结构升级的资金需求(于斌斌 2017)<sup>[22]</sup>。此外,金融集聚带来人才、资本与稀缺资源日益集中,内部企业间通过各种正式或非正式途径来实现沟通交流,可以演化成集体学习(任英华等 2010)<sup>[23]</sup>,加快技术创新知识累积与成果转化(李红和王彦晓 2014)<sup>[24]</sup>。有效的技术进步与创新需要完善的金融体系支撑,金融集聚能够深化多层次资本市场体系建设,并发挥风险分散功能缓解创新研发资金约束(Levine,1998;陈若愚和张莹 2021)<sup>[25-26]</sup>。知识、技术等先进生产要素又会跟随金融资源外溢流到周边地区,助力周边地区经济结构调整(甘星和刘成昆 2021)<sup>[27]</sup>。

通过已有文献梳理发现,地理空间区位因素被纳入金融集聚动因分析中,金融集聚的经济增长效应能突破地理空间界限产生空间溢出效应;但是相关文献缺乏对其分布动态演变趋势的考察,对其经济增长效应的考察侧重体现在水平效应和结构效应两个层面。鉴于此,从以下三个方面做进一步探索:第一,利用空间核密度估计考察广东金融集聚的空间分布形态及动态演进过程。第二,从集聚效应和扩散效应来构建理论分析框架,考察广东“中心—外围”空间经济结构下金融集聚的经济增长的空间溢出表现。第三,信息传递受地理区位因素的制约,而金融集聚受信息流影响,为此,在已有文献基础上进一步探究金融集聚空间溢出效应的地理距离衰减规律。

## 二、金融集聚的经济增长效应的理论分析

金融资源的集聚往往伴随着人才、信息、技术、知识等生产要素资源的集聚,由此形成的集聚效应厚积了区域经济发展的潜力,而集聚效应主要通过规模经济效应、网络协同效应、技术进步效应来发挥效用。在规模经济效应方面,金融机构大量集聚于某一区域内,压缩了机构间的地理空间距离,便于集聚区内金融机构协作交流,从而在简化金融流通交易环节中减少利益摩擦与降低交易成本;共享集聚区内基础设施与相关辅助性行业服务,能在避免重复投资时有效提升资金运营与融通效率,降低投融资过程中的管理成本(于斌斌 2017)<sup>[22]</sup>。在网络协同效应方面,集聚所形成的金融交易网络铸造了信息交流渠道,便于信息流动与共享,降低金融交易环节的信息搜索与甄别成本;频繁的信息交流互动利于集聚区内信誉机制建立,从而减少使用者在运营中的机会主义行为倾向,降低监督与执行成本(王丹和叶蜀君 2015)<sup>[14]</sup>。在技术进步效应方面,集聚区内丰富的生产要素供给,能够有效支持创新过程的要素需求,保障创新活动有序推进和创新成果不断涌现,从而为生产力水平提升创造可能;同时系统的金融网络加速了创新技术的流通速度,标准化的新技术经过信息编码由金融网络扩散至其他企业,带动集聚区域内整体技术创新绩效改善(吴炎芳 2020)<sup>[18]</sup>。

集聚与扩散是金融资源空间演进同一过程的两个方面,金融资源会在竞争挤出效应、投资收益效应与产业关联效应的共同作用下向邻近区域外溢,由此形成的扩散效应带动着邻近区域经济的协同发展。在竞争挤出效应方面,任何一个区域的经济系统都有其最佳运行阈值,金融资源在特定区域内集聚的量超过一定水平后,延续以往的聚集会因有限的地理空间而导致过度拥挤和激烈的竞争,当集聚所带来的收益未能弥补因拥挤与竞争所引致的损失时,金融资源会由集聚转向扩散(刘降斌和刘秋明,2021)<sup>[28]</sup>。在投资收益效应方面,金融的逐利本性始终驱使资本流向更高回报率区域,而集聚区随着金融资源的不断累积,生产过程的金融资源约束问题得以缓解甚至供给过剩,相比于集聚区的外围边缘区域,金融资源密度相对较低,在边际效应递减规律的作用下,边缘区投资的边际产出率会更高,从而引起金融资源向邻近区域投资(丁鑫和周晔,2022)<sup>[29]</sup>。在产业关联效应方面,微观经济主体在一定地理空间上并非孤立存在,必然因产业要素关联产生一定经济联系,而产业作为承载要素溢出的客观载体,在区际产业转移时将带动生产要素的区际流动和扩散,此时集聚区丰富的金融资源会优先被邻近区域关联密切、结构相似的产业所吸收(李春梅等,2020)<sup>[30]</sup>。

基于上述理论分析,金融集聚的经济增长效应的作用机制如图1所示。

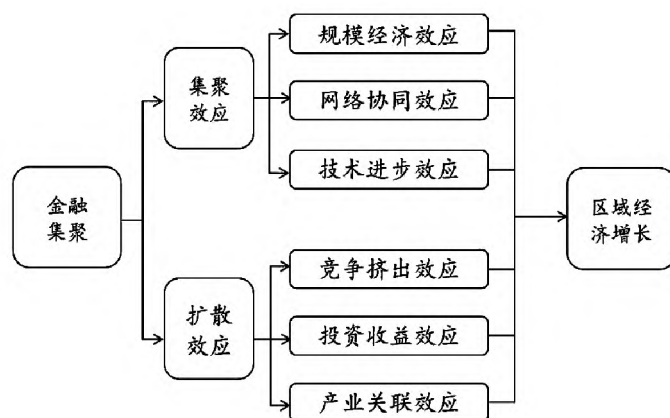


图1 金融集聚的经济增长机制

### 三、变量选取与数据说明

#### (一) 变量选取

1. 因变量:经济增长水平(Lnpgdp)。区域经济增长通常使用GDP与人均GDP来衡量,借鉴吴炎芳(2020)<sup>[18]</sup>的研究选用人均GDP来衡量一个地区的经济增长,为缓解异方差的影响对人均GDP取对数。

2. 自变量:金融集聚水平(Fina)。当前测度金融集聚水平的方法主要有区位熵、空间基尼系数、HHI指数、EG指数等单一指标法与构建金融集聚指标体系的综合指标法。单一指标难以全面反映金融集聚对经济的影响,为避免单一指标的片面性,参考茹乐峰等(2014)的研究<sup>[31]</sup>,从金融规模、金融密度与金融深度三个维度构建综合指标体系,采用时序全局主成分分析方法来测度。具体指标如表1所示。

3. 控制变量。区域经济增长除金融集聚因素外,还受其他众多因素影响。为避免遗漏变量所造成研究结论偏差,本文选取以下控制变量。政府行为(Gov),政府在市场经济中起着重要的调节作用,可通过财政和货币政策对宏观经济进行调控,以政府财政支出占GDP比重来衡量政府行为;外商直接投资(Fdi),外商所带来的资金能有效缓解经济发展过程中的资金缺口,加速当地资本原始积累,而伴随着先进管理经验和生产技术的流入,外商直接投资有助于流入区经济发展,该变量以外商直接投资占GDP比重来衡量;产业结构优化(Ind),现代经济增长是以产业结构调整为核心,经济的阶段变化取决于产业结构状态。传统资源要素的比较优势在边际效应递减规律的约束下逐渐削弱,需要加速产业结构优化,改善资源配置效率,提升经济产出,该变量以产业高级化指数来衡量;科技创新投入(Tech),科学技术是第一生产力,实现要素驱动向创新驱动转变,根本上需要围绕科技创新为核心来展开,该变量以规模以上工业企业R&D经费占财政支出比重来衡量。

表1 金融集聚水平指标体系

目标	维度	具体指标
金融集聚水平	金融规模	X11: 金融机构数(个)
		X12: 金融从业人数(人)
		X13: 中资金融机构各项存款(亿元)
		X14: 中资金融机构各项贷款(亿元)
		X15: 保费收入(亿元)
	金融密度	X21: 中外资金融机构本外币存款/面积(亿元/平方千米)
		X22: 中外资金融机构本外币贷款/面积(亿元/平方千米)
		X23: 中资金融机构人民币储蓄存款/人口(元/人)
		X24: 中外资金融机构人民币储蓄存款/人口(元/人)
		X31: 中外资金融机构本外币存款/GDP(%)
	金融深度	X32: 中外资金融机构本外币贷款/GDP(%)
		X33: 金融产业增加值/第三产业增加值(%)

## (二) 数据说明与描述性统计

为缓解国际金融危机对区域经济冲击,广东实施了“双转移”战略,通过产业梯度转移和农村劳动力转移,实现产业转移与劳动力转移的有机结合,推动省域内产业结构优化升级和经济发展方式转变。省域内的金融资源伴随着产业转移而在区际流动与扩散。以2009—2020年广东21个地级市面板数据为研究样本,探究广东金融集聚的时空演进及其经济增长的空间溢出表现。数据来源于历年《中国城市统计年鉴》《广东省统计年鉴》以及各地级市统计年鉴,而有关空间权重矩阵的经纬度数据则源于全国地理信息资源目录服务系统。涉及美元为计价单位的数据,通过国家外汇管理局获取年平均汇率,统一整理为人民币计价单位。各变量的描述性统计如表2所示。

表2 各变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Lnpgdp	252	1.477	0.599	0.211	2.772
Fina	252	0.0846	0.0562	0.00477	0.272
Ind	252	2.343	0.130	2.077	2.714
Gov	252	0.157	0.0691	0.0551	0.399
Fdi	252	0.0182	0.0174	0.000528	0.0764
Tech	252	0.000306	0.000294	1.20e-05	0.00203

## 四、金融集聚的分布动态演进及相关性分析

### (一) 金融集聚的分布动态演进

广东新发展格局的构建立足于区域资源禀赋,深入了解其金融集聚的空间分布形态及动态演进趋势,对引导金融资源释放溢出效应有参考价值。在金融集聚测度基础上,利用空间核密度估计方法从无条件核密度、空间静态核密度、空间动态核密度三个方面进行估计。具体公式如式(1)~式(4)所示。

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

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

$$f(x, y) = \frac{1}{Nh_x h_y} \sum_{i=1}^N K_x\left(\frac{X_i - x}{h_x}\right) K_y\left(\frac{Y_i - y}{h_y}\right) \quad (3)$$

$$g(y/x) = \frac{f(x, y)}{f(x)} \quad (4)$$

式(1)~式(4)中,随机变量 $X$ 的核密度函数为 $f(x)$ , $N$ 为观测值的个数, $K(\cdot)$ 是核函数, $X_i$ 为独立同分布的观测值, $x$ 为均值, $h$ 为带宽,带宽越小,则估计的核密度曲线越光滑,估计精度越高。空间核密度估计在普通核密度估计基础上加入时间和空间因素,对随机变量核密度进行估计,用连续密度曲线描述随件变量在时空条件下的分布形态,式(3)的 $f(x,y)$ 为 $x$ 与 $y$ 的联合密度函数,式(4)的 $g(y/x)$ 表示在 $x$ 条件下 $y$ 分布状态。

1. 无条件核密度估计。图2(a)与(b)为广东金融集聚水平的无条件核密度图及密度等高线图。其中, $X$ 轴为 $t$ 年本地区金融集聚水平, $Y$ 轴为 $t+3$ 年本地区的金融集聚水平, $Z$ 轴为核密度,表示 $X-Y$ 平面内各点的条件概率。密度等高线越密集表示概率越大,向外依次递减。如果密度等高线集中分布于正向 $45^\circ$ 对角线附近,说明从 $t$ 期到 $t+3$ 期,广东金融集聚水平的分布状态较为一致;反之负向分布 $45^\circ$ 对角线附近,则说明集聚水平的方面发生了转变,从 $t$ 期到 $t+3$ 期高(低)集聚区转变为低(高)集聚区。从图2(b)看出,密度等高线集中于正向 $45^\circ$ 对角线附近,说明从 $t$ 期到 $t+3$ 期广东金融集聚状态未发生转变。同时,图2(a)核密度图存在2个波峰,受广东“中心—外围”的空间经济结构制约,金融资源呈现相似结构。结合图2(b)可知,一个波峰位于 $(X,Y)$ 为 $(0.05,0.05)$ 附近,另一个则位于 $(X,Y)$ 为 $(0.25,0.25)$ 附近,但两者仍处于 $45^\circ$ 对角线上,金融集聚的“中心—外围”空间结构相对稳定。

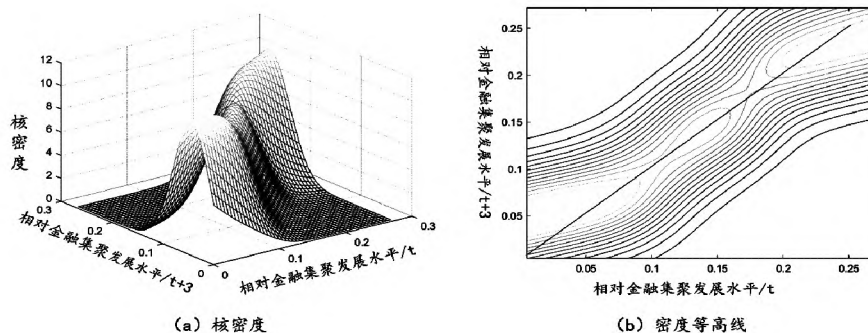


图2 金融集聚水平的无条件核密度及密度等高线

2. 空间静态核密度估计。图3(a)与(b)为金融集聚的空间静态核密度估计与核密度等高线。空间静态核密度估计可以用于考察金融集聚水平分布状态的空间相关性。 $X$ 轴为邻接地区相对金融集聚水平, $Y$ 轴为本地区相对金融集聚水平。如果金融集聚水平存在空间相关性,当表现为高高、低低集聚的空间分布特征,则密度等高线会集中分布在正向 $45^\circ$ 对角线附近;反之,表现为高低集聚时,则密度等高线会集中分布在负向 $45^\circ$ 对角线附近。通过对图3(a)与(b)分析可知,广东金融高集聚水平集中分布在密度等高线正向 $45^\circ$ 对角线附近,表明在不考虑时间跨度下,相邻地区的金融集聚水平具有相似性。

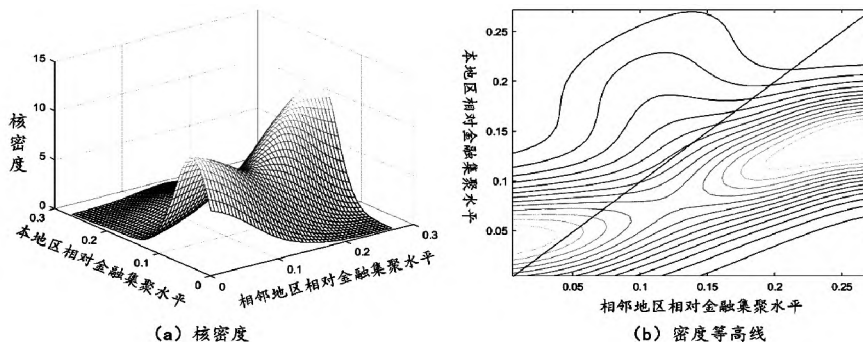


图3 金融集聚水平的空间静态核密度及密度等高线

3. 空间动态核密度估计。图4(a)与(b)为金融集聚的空间动态核密度估计与核密度等高线,是在空间条件的基础上加入时间跨度,进一步分析相邻地区对本地区金融集聚的影响。 $X$ 轴为 $t$ 年相邻地区的金融集聚水平,即空间滞后项, $Y$ 轴为 $t+3$ 年本地区的金融集聚水平。由图4可知,在空间滞后条件下,概率密度

分布位于45°对角线附近,说明相邻地区与本地区的金融集聚水平相似。但是,处于低水平金融集聚值时,概率密度主体较45°对角线向上偏离,说明虽然与低水平相邻的地区倾向于低水平,但其金融集聚水平不断提高。处于高水平金融集聚值时,概率密度主体较45°对角线向下偏移,这意味着与高水平的相邻地区倾向高水平,但当一地区金融集聚水平提高到一定程度后,即使与高水平地区相邻,其集聚水平也不会进一步提高,反而有大概率向下转变的趋势。在“中心—外围”的空间结构下,外围非珠三角低集聚区在新发展格局等利好政策支持下,正吸引外部金融资源支持地区经济发展,形成累积效应。中心的珠三角因集聚的拥挤效应和过度盲目竞争损失部分经济效应,导致金融资源集聚意愿下降。

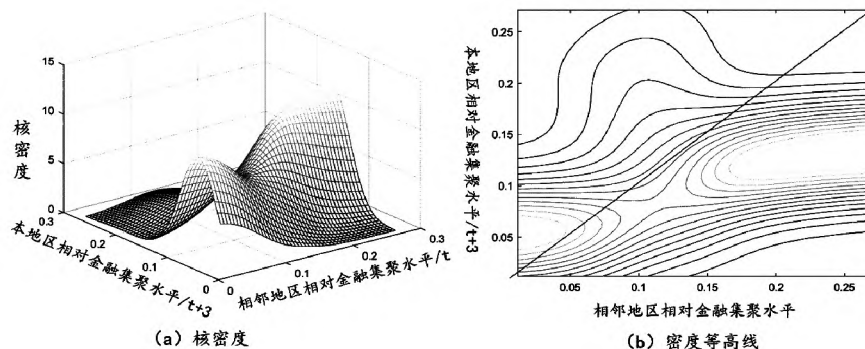


图4 金融集聚水平的空间动态核密度及密度等高线

## (二) 金融集聚的相关性分析

利用全局 Moran's I 指数来考察广东金融集聚的空间自相关特征,具体公式如式(5):

$$Moran's I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (5)$$

式(5)中,  $X_i$  为观测值;  $W_{ij}$  为标准化空间权重矩阵,其构建原则为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 0 & i = j \\ 1/d_{ij} & i \neq j \end{cases} \quad (6)$$

式(6)中,  $d_{ij}$  为两两城市间经纬度计算所得的欧氏距离,此处  $W_{ij}$  为反地理距离空间权重矩阵。表3为金融集聚的 Moran's I 指数值。从表3知,金融集聚的 Moran's I 指数均为正且通过1%显著性检验,表明其存在正向空间相关性,即地区间的金融集聚水平彼此关联,本地金融资源流动受邻近地区影响,其指数值先表现为总体上升,再波动下降;最低值为2009年的0.096,最高值为2020年的0.117。在金融危机后,广东实施“双转移”来推进产业结构升级,向东西两翼、粤北山区实施产业梯度转移。受此影响,金融资源外溢至非珠三角区域,省域范围内金融的空间依赖性得以加深。在步入新常态后,其指数出现回落,但伴随着广东沿海经济带、粤港澳大湾区、新发展格局等一系列政策的出台与实施,为区域经济带来新发展机遇,金融集聚的 Moran's I 指数又出现回升。由此表明,省域内金融集聚在地理空间上呈现出强烈的正向依赖性,而非随机分布空间状态。

表3 Fina 的 Morans' I 指数

年份	Morans' I	z	年份	Morans' I	z
2009	0.096***	3.515	2015	0.104***	3.669
2010	0.105***	3.689	2016	0.108***	3.779
2011	0.104***	3.679	2017	0.110***	3.817
2012	0.109***	3.777	2018	0.109***	3.810
2013	0.115***	3.903	2019	0.102***	3.629
2014	0.113***	3.861	2020	0.117***	3.956

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

此外,全局 Moran's I 指数在不同子区域呈现反向相关时具有局限性,子区域空间分布特征与差异性因正反相抵消而无法进行描述,而 Moran 散点图可对区域内各子空间自相关特征进行评测。图 5 为 2009 年、2015 年、2020 年 Fina 的 Moran 散点图。

从图 5 可知,广东 21 个地级市绝大部分位于一、三象限,因而省域内 Fina 为高高、低低集聚空间分布。珠三角区域除肇庆和惠州外,其余城市的 Fina 均处于第一象限,意味着高集聚的邻近区域倾向为高集聚区。非珠三角的其他城市基本上位于第三象限,低集聚区彼此相互围绕。广东金融集聚表现为当前状态,主要受制于“中心—外围”空间经济结构,生产要素资源在地理范围上的非均衡分布引致金融资源的空间差异。

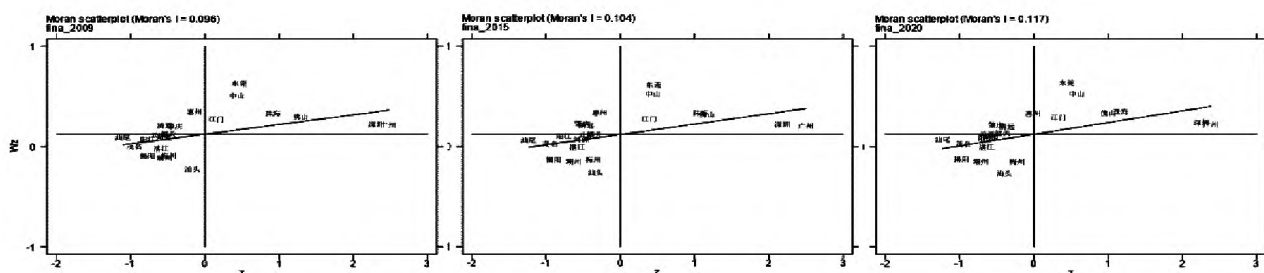


图 5 2009 年、2015 年、2020 年 Fina 的 Moran 散点图

## 五、金融集聚的经济增长效应的空间计量分析

### (一) 空间计量模型的设定与选择

上述的空间自相关分析表明广东金融集聚存在显著的空间相关性,故采用空间计量模型来分析金融集聚的经济影响效应的空间表现。

常用的空间计量模型主要有空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)与空间杜宾模型(SDM)三种,具体如下:

空间滞后模型(SLM)只考虑因变量的空间滞后项,主要探讨各变量在一个地区是否扩散现象(溢出效应),其表达式为:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (7)$$

空间误差模型(SEM)是地区间因相对地理空间不同而存在差异,而以误差项来反映地区间的相互依赖,其表达式为:

$$y = X \beta + \varepsilon \quad (8)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varphi + \theta \quad (9)$$

空间杜宾模型(SDM)是 SLM 与 SEM 的组合扩展形式,通过加入空间滞后变量来考察一个地区的溢出效应,其表达式为:

$$y = \rho W y + X \beta_1 + W X \beta_2 + \varepsilon$$

上述表达式中  $\rho$  是空间自回归系数,  $\varepsilon$  为随机扰动项,  $\lambda$  为空间自相关系数,  $\phi$  与  $\theta$  服从独立同分布且互不相关。

在进行空间计量模型估计前需要选择合适模型,借助拉格朗日乘数(LM)形式的 LM-lag、LM-error 和稳健的 Robust LM-lag、Robust LM-error 来实现,检验结果如表 4 所示。除 Robust LM-error 检验结果不显著外,其余均通过 1% 的显著性水平检验,说明金融集聚存在空间依赖效应,其经济增长的影响效应可以采用空间计量模型估计。Hausman 检验的结果为 20.9, P 值显著拒绝原假设,表明应该选择固定效应模型进行回归。进一步利用似然比检验(LR)和 Wald 检验来判断 SDM 模型是否会退化为 SLM、SEM,其检验结果均显著拒绝原假设,表明 SDM 模型既不会退化为 SLM 模型也不会退化为 SEM 模型。

综上所述,金融集聚的经济增长效应测度应选用 SDM 模型进行回归。

表4 模型适用性检验结果

检验方法	统计量	P
LM - lag	175.387	0.000
Robust LM - lag	81.27	0.000
LM - error	94.121	0.000
Robust LM - error	0.006	0.941
Hausman 检验	20.9	0.034
LR 检验	97.42 与 166.84	0.000 与 0.000
Wald 检验	94.63 与 93.85	0.000 与 0.000

## (二) 空间计量实证结果分析

表5 报告了 SLM、SEM、SDM 估计结果,在不同模型下各变量回归系数的方向与显著性水平基本上保持一致。金融集聚的回归系数均显著为正,表明当前广东金融集聚对经济增长具有促进作用,尤其在 SDM 模型中,金融集聚的空间滞后项系数不仅为正且通过 1% 的显著性水平检验。这是因为,金融资源的空间集聚,有利于缓解经济发展过程中的融资约束。而集聚所引致的规模效应、创新效应与网络协同效应,加速了人才、知识、信息、技术等生产要素区际流动,改善地区间生产要素的配置效率,有助于缓解经济发展中资源要素约束。

表5 SEM、SLM、SDM 估计结果

	SLM	SEM	SDM
Fina	0.304 ** (2.45)	0.291 ** (2.32)	0.312 *** (2.95)
Gov	1.103 *** (5.48)	1.098 *** (5.22)	0.918 *** (5.23)
Fdi	-1.715 *** (-3.47)	-1.751 *** (-3.53)	-0.835 * (-1.85)
Ind	0.346 ** (2.21)	0.280 * (1.81)	0.237 * (1.95)
Tech	216.359 *** (8.03)	210.537 *** (7.81)	221.757 *** (9.37)
W × Fina			1.577 *** (2.59)
W × Gov			6.908 *** (6.11)
W × Fdi			10.459 *** (2.62)
W × Ind			3.007 *** (3.47)
W × Tech			395.034 ** (2.12)
$\rho/\lambda$	0.508 *** (4.27)	0.004 *** (11.11)	0.620 *** (7.61)
$\sigma^2$	0.004 *** (10.99)	0.414 *** (2.82)	0.002 *** (11.24)

注: 括号内为稳健性标准误, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

在控制变量方面,政府行为(Gov)的回归系数显著为正,表明政府能通过财政支出来引导经济增长。后金融危机时代的广东城镇化水平大幅提高,财政在基础设施方面的支出随之增加,成为投资拉动的重要组成部分。外商直接投资(Fdi)的回归系数显著为负,广东作为改革开放的前沿阵地,致力于招商引资来发展经济,但是受生产成本提高、人民币升值、国际市场需求萎靡的影响,外商直接投资近年来呈收缩状态,经济增长拉动作用受限。产业结构优化(Ind)的回归系数显著为正,后金融危机的广东在积极推进产业结构升级,珠三角区域转移大批劳动密集型产业到粤东西北地区,在珠江东岸初步形成电子信息业走廊,西岸形成以家电、机械及专用设备高端制造产业链。外围粤东西北地区在依托产业梯度转移加速推进工业化,东西两翼钢



铁、石油重化产业链初见规模。科技创新投入(Tech)的回归系数显著为正,在经济运行过程中科技创新发展与产业结构优化相辅相成,一个地区产业高级化须以技术进步为支撑,而科技创新发展以产业为载体。在广东产业结构优化的需求下,科技创新具有巨大的实践空间,成为驱动经济增长关键力量。

将被解析变量的空间滞后项引入模型中,导致本地区的经济增长会受到邻近地区的反馈影响,即本地区对邻近地区产生影响,而邻近地区在吸收影响得到发展后又会反向影响本地区。因此,空间滞后系数不能正确反映生产要素的空间溢出效应,需要借助偏微分方法把总效应分解为直接效应与间接效应,从而正确考察各类生产要素边界影响。表6报告了直接效应、间接效应、总效应估计结果。

表6 直接效应、间接效应、总效应估计结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
Fina	0.300*** (2.72)	1.366** (2.44)	1.666*** (2.80)
Gov	0.870*** (4.84)	5.892*** (5.32)	6.762*** (5.90)
Fdi	-0.947** (-2.28)	9.607** (2.53)	8.660** (2.19)
Ind	0.204* (1.73)	2.629*** (2.74)	2.833*** (2.83)
Tech	218.229*** (9.52)	315.481** (2.01)	533.710*** (3.27)

注:括号内为稳健性标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

省域内金融集聚的直接效应、间接效应、总效应系数均显著为正,表明金融集聚不仅有助于促进本地区的经济增长,且带动邻近区域发展。间接效应的系数远大于直接效应系数,说明金融资源空间的集聚形态下,能够借助规模经济效应、知识溢出效应、网络协同效应带动知识、人才、技术等生产资源的区际流动,提高省域内资源的利用效率,从而提高整体的经济产出。控制变量直接效应系数除Fdi系数为负数外,其余变量均为正数。这是因为近年来受国际需求萎靡、地缘政治冲突与贸易摩擦的影响,外商直接投资收缩,导致以往靠外资匹配人口红利的发展模式难以为继。另外,省域层面的“中心—外围”空间经济格局,中心的珠三角地区吸收90%以上外资,而外围非珠三角地区却更需要外资拉动,此形态的外资分布在边界效应递减规律作用下未能实现帕累托最优。间接效应系数均显著为正,不平衡不充分是制约广东高质量发展的瓶颈,为此省政府持续出台相关政策推进区域协调发展,不断通过增加财政支出来完善省内基础设施建设,尤其非珠三角地区多条高铁、高速相继通车,为外围非珠三角地区经济交流带来发展红利;积极推进产业梯度转移,随之而来的技术溢出共同加速了欠发达地区的工业化与城镇化进程,为当地经济发展植入动力源。

### (三) 区域异质性分析

广东区域间资源禀赋差异与所处发展阶段不同,使得区域金融资源分布和经济增长存在明显异质性,“中心—外围”空间分布形态为其发展差异典型表现。鉴于此,就该形态下划分珠三角中心区域与非珠三角外围区域,进一步考察区域内金融集聚的经济增长效应,具体估计结果如表7所示。珠三角区域内,金融集聚的直接效益系数为正却不显著,间接效应系数为负值。其原因是金融资源的过度集聚而引发拥挤效应与恶性竞争,降低资金的使用效率。珠三角地区民营经济活跃,但中小微企业占据市场主体大多数,该类企业往往因发展不稳定、信息不对称遭遇融资困境,从而导致金融未能有效服务实体经济。另外,珠三角早期的产业发展缺乏统一规划,城市间产业同构化严重,传递至金融领域同样引发金融资源的竞争,难以催生出金融正向空间溢出效应。

非珠三角金融集聚直接效应系数为正却不显著,间接效应系数显著为正,说明外围地区的金融集聚不仅对经济增长具有促进作用,而且能有效带动邻近区域发展。外围地区金融集聚程度低,但其边际效用递增更显著,经济会因金融资源供给改善而迎来发展机遇。金融资源的空间流动,倒逼欠发达地区推进体制机制改革,以避免原有资源流失,此过程有效激活区域发展潜力。外围区域经济发展长期滞后,可获得性财政收入受限,意味着依赖财政支出来拉动经济增长的空间有限。近年来,得益于财政转移支付在交通基础设施上发

力,欠发达地区交通基础设施滞后局面得以改善,带动城市间沟通协作与发展红利分享。产业梯度转移加速外围地区的工业化进程,但是农业经济依然占据重要位置,产业转移缺乏配套基础难以最大效用拉动经济增长。

表7 金融集聚的经济影响异质性检验

变量	珠三角			非珠三角		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
Fina	0.159 (1.11)	-0.037 (-0.07)	0.122 (0.22)	0.013 (0.11)	1.282** (2.16)	1.295** (2.06)
Gov	1.512*** (3.07)	5.565** (2.19)	7.077** (2.48)	-0.217 (-1.10)	0.547 (0.60)	0.330 (0.32)
Fdi	-5.483*** (-6.43)	-18.901*** (-3.46)	-24.385*** (-3.95)	-1.673** (-2.33)	-5.188 (-1.14)	-6.861 (-1.35)
Ind	-0.125 (-0.55)	2.811** (2.47)	2.687** (2.08)	-0.397** (-2.24)	-2.138** (-2.22)	-2.535** (-2.32)
Tech	212.084*** (6.86)	34.472 (0.25)	246.557 (1.62)	94.601*** (2.81)	-102.131 (-0.60)	-7.529 (-0.04)

注:括号内为稳健性标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

#### (四) 金融集聚空间溢出效应的边界分析

前述分析表明金融集聚具有空间溢出效应,但金融资源的区域流动受市场信息、产业生态、制度壁垒约束,流动范围往往局限于一定地理空间内,这将导致其空间溢出效应存在一定区域边界。首先,金融资源的流动依赖市场信息,而事实上信息空间传递会因距离而衰减,尤其是非标准化信息,缺乏统一标准处理更易在传递中失真,加大信息不对称程度,从而削弱金融外溢的动力。其次,金融资源的流动以产业为载体,地理距离相近地区具有相似的产业生态,其可降低金融外溢时的准入门槛,而距离较远地区,产业结构差异明显且协作水平低,导致溢出边界产生。最后,行政边界的存在导致市场的人为分割,地方政府往往优先追求行政区域边界内效益最大化,金融流动会受到当地政策限制,因而导致金融溢出效应存在一定区域边界。

为考察金融集聚的经济增长效应的空间溢出边界,需假设两地之间的地理距离为 $[d_{\min}, d_{\max}]$ ,记 $\tau$ 为从 $d_{\min}$ 到 $d_{\max}$ 的递进距离,此处采用20km作为递进距离。在式(6)基础上构造如下具有距离递增功能的空间权重矩阵:

$$W_{ij}^d = \begin{cases} 0 & d_{ij} < d \\ 1/d_{ij} & d_{ij} \geq d \end{cases} \quad (11)$$

式(11)中 $d = \{d_{\min}, d_{\min} + \tau, d_{\min} + 2\tau, \dots, d_{\max}\}$ ,广东两地级市之间的最短距离为41.13km,以此最短距离开始,按照20km为一个递进单位进行连续回归,将不同距离下的空间溢出系数记录下来。当两地距离阈值超出200km后,空间溢出效应系数受到异常值影响出现较多噪声,系数的方向与显著性水平明显发生改变,因此仅将201.13km作为最后一个距离阈值,阈值内的空间溢出效应系数如图6所示,溢出系数的变化可分为三个阶段。第一阶段,两市距离在81.13km以内,金融集聚的空间溢出系数持续升高,金融资源的流动能够带动邻近城市经济增长。第二阶段,两地距离在81.13km至141.13km区间内,金融集聚的空间溢出系数持续下降,并且出现一次急速衰减。第三阶段,两市距离超过141.13km时,溢出系数依旧持续衰减,但此时系数已不显著,表明金融集聚未能通过溢出效应有效地带动邻近城市发展。

#### (五) 稳健性检验

为增强结论可信度,选取以下两种方法来进行稳健性检验。一是替换核心解析变量,借鉴余泳泽等(2013)<sup>[12]</sup>研究以区位熵来衡量金融集聚水平。二是更换空间权重矩阵,选取0~1邻接空间权重矩阵,并借鉴韩峰和谢锐(2017)<sup>[32]</sup>等研究,基于引力模型构建地理区位和经济联系综合权重矩阵,如式(12)所示, $\overline{Q}_i$ 与 $\overline{Q}_j$ 分别为两个城市的人均GDP。

$$W_{ij} = \begin{cases} 0 & i = j \\ 1/(\overline{Q}_i \times \overline{Q}_j)/d_{ij}^2 & i \neq j \end{cases} \quad (12)$$

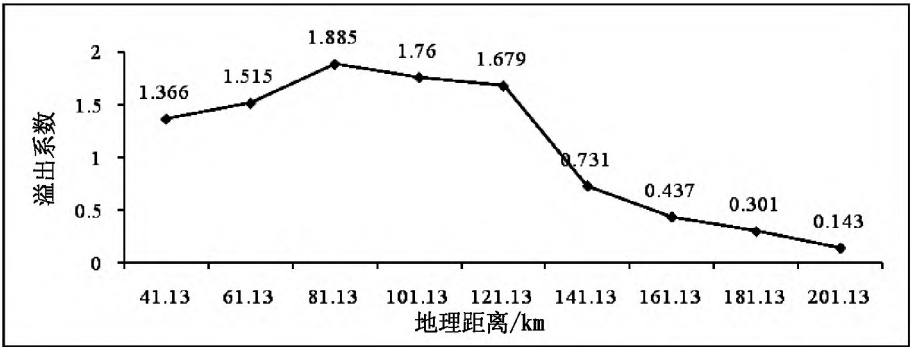


图 6 金融集聚的经济增长效应的外溢边界

运用两种方法进行稳健性回归 结果如表 8 所示。无论是替换核心解析变量还是更换空间权重矩阵 金融集聚( Fina) 的估计系数方向与显著性没有根本变化 与表 5、表 6 估计结果一致。同时控制变量估计系数也与表 5、表 6 基本保持一致 这说明模型的实证估计结果具有较好的稳健性。

表 8 稳健性检验

变量	替换核心解析变量	更换空间权重矩阵	
	Fina( 区位熵)	0 – 1 邻接空间权重矩阵	引力模型空间权重矩阵
Fina	0.130***	0.295***	0.321***
	( 2.88)	( 2.74)	( 2.86)
Gov	0.960***	0.624***	0.916***
	( 5.47)	( 3.01)	( 4.94)
Fdi	−0.891***	−1.455***	−2.107***
	( −5.01)	( −3.21)	( −4.53)
Ind	−0.033	0.012	0.085
	( −0.24)	( 0.10)	( 0.68)
Tech	232.446***	199.530***	223.718***
	( 9.68)	( 8.20)	( 9.32)
W × Fina	1.058***	0.259**	0.672*
	( 3.25)	( 2.08)	( 1.89)
W × Gov	7.863***	1.482***	3.611***
	( 6.89)	( 3.87)	( 4.03)
W × Fdi	11.869***	3.145***	−1.126
	( 3.00)	( 3.18)	( −0.46)
W × Ind	1.107	0.503**	2.013***
	( 1.17)	( 2.11)	( 4.22)
W × Tech	380.612***	−20.455	−132.612
	( −1.10)	( 2.04)	( −0.44)
Fina	0.122***	0.322***	0.354***
	( 2.58)	( 2.79)	( 2.92)
Gov	0.906***	0.748***	1.045***
	( 4.97)	( 3.91)	( 5.72)
Fdi	−1.014**	−1.194***	−2.128***
	( −2.38)	( −2.73)	( −4.39)
Ind	−0.050	0.055	0.161
	( −0.38)	( 0.44)	( 1.27)
Tech	229.478***	202.732***	221.835***
	( 9.73)	( 8.37)	( 9.18)

变量	替换核心解析变量		更换空间权重矩阵	
	Fina( 区位熵)	0 – 1 邻接空间权重矩阵	引力模型空间权重矩阵	
间接效应	Fina	0.944 *** ( 2.78)	0.377 ( 1.54)	1.107 ** ( 2.12)
	Gov	6.806 *** ( 5.77)	2.117 *** ( 4.99)	5.397 *** ( 4.34)
	Fdi	10.947 *** ( 2.88)	3.449 *** ( 2.89)	– 2.544 ( – 0.76)
	Ind	0.967 ( 1.06)	0.687 ** ( 2.11)	2.943 *** ( 3.40)
	Tech	306.130* ( 1.91)	44.676 ( 0.79)	– 86.145 ( – 0.52)
	Fina	1.067 *** ( 2.87)	0.699 ** ( 2.27)	1.460 ** ( 2.51)
总效应	Gov	7.712 *** ( 6.28)	2.865 *** ( 6.53)	6.442 *** ( 4.97)
	Fdi	9.934 ** ( 2.51)	2.255* ( 1.70)	– 4.672 ( – 1.29)
	Ind	0.917 ( 0.95)	0.742* ( 1.91)	3.104 *** ( 3.39)
	Tech	535.607 *** ( 3.21)	247.408 *** ( 3.83)	225.628 ( 0.79)

注: 括号内为稳健性标准误, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

## 六、结论与对策建议

以广东 21 个地级市面板数据为研究样本,实证分析广东金融集聚的时空演进及其经济增长效应的空间溢出表现,得到如下结论。第一,受“中心—外围”经济结构影响,金融集聚呈现相似的空间形态,无条件核密度估计显示该形态具有相对稳定性。空间静态核密度估计表明,在不考虑时间维度下,邻近地区呈现相似的集聚水平。空间动态核密度估计表明,高金融集聚区的集聚水平有下降趋势,低金融集聚区则呈现相反趋势。第二,实证结果表明,省域范围内金融集聚不仅对本地经济增长有促进作用,且有效地带动邻近地区的经济增长。依据“中心—外围”空间经济结构划分珠三角与非珠三角区域,在区域层面上,珠三角中心区域的金融集聚的直接效应系数为正,间接溢出效应系数为负,但两者均不显著。非珠三角外围区域的金融集聚对本地经济增长有促进作用,且有效地带动邻近区域的经济增长。第三,金融集聚对经济增长的空间溢出效用随地理距离的增加而减弱,两市距离在 141.13km 范围内其溢出效用系数显著为正,超过该距离范围时,溢出效应系数明显衰减且不显著。

上述结论对当前优化金融资源空间布局,发挥金融集聚的空间溢出效用来推进构建广东新发展格局具有启发价值,为此提出以下几点对策建议:第一,金融资源“中心—外围”的空间分布形态将持续存在,而低金融集聚区要抓住分化演变趋势,在金融资源流动中积极出台招商引资政策,改善营商环境,吸引人才、技术、知识等其他生产要素的集聚,为区域经济的发展夯实要素基础。第二,加快推进区域间基础设施建设,尤其是外围边缘区域交通基础设施,以期打破地理空间上的行政藩篱,方便外围区域与中心区域交流协作。发挥金融集聚的正向外部性,促进各类生产要素自由流动,以优化资源的配置效率。第三,各区域的发展应立足自身的资源禀赋,充分发挥比较优势来培育特色主导产业,避免产业同构来争夺相似金融资源,因而需要在省级层面上加大产业统筹规划,引导区域构建互补性产业生态,才能充分调动金融资源服务产业发展的积极性。第四,非均衡的发展状态需实施差异化的金融发展策略。依据溢出效应边界筹建区域性金融中心,构建多层次金融服务体系,突出不同层次金融中心的分工职能,以优化金融服务的区域布局。同时,注重地区信息化水平建设,缓解信息不对称程度,疏通金融服务实体经济融资渠道,从而拓展金融外溢范围。

## 参考文献:

- [1]林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究 2009(8):4-17.
- [2]Porteous S. D. . Economic/commercial interests and the world's intelligence services: A Canadian perspective [J]. International Journal of Intelligence and Counter Intelligence ,1995(3):275-306.
- [3]Zhao S. X. B. . Spatial Restructuring of Financial Centers in the Mainland and Hong Kong: A Geography of Finance Perspective [J]. Urban Affairs Review 2003(4):535-571.
- [4]李伟军. 地区行政层级、信息基础与金融集聚的路径选择——基于长三角城市群面板数据的实证分析[J]. 财经研究 2011(11):80-90.
- [5]Gehrig T. . Cities and the Geography of Financial Centers [M]. Cambridge: Cambridge University Press ,2000 (5):23-30.
- [6]王修华,黄明. 金融资源空间分布规律: 一个金融地理学的分析框架[J]. 经济地理 2009(11):1808-1811+1815.
- [7]王如玉,王志高,梁琦,等. 金融集聚与城市层级[J]. 经济研究 2019(11):165-179.
- [8]Michael H. G. Foreign banks' attraction to the financial centre Frankfurt: an inverted 'U' - shaped relationship [J]. Journal of Economic Geography 2008(2):239-258.
- [9]车欣薇,邵慧,梁小珍,等. 一个金融集聚动因的理论模型[J]. 管理科学学报 2012(3):16-29.
- [10]谭蓉娟,郭宝琳. 金融集聚与产业集聚相互作用的机制与路径: 以珠三角制造业为例[J]. 广东财经大学学报 2021(5):103-112.
- [11]Park Y. S. ,Essayiad M. . International Banking and Financial Centers [M]. Boston: Kluwer Academic Publishers ,1989.
- [12]余泳泽,宣烨,沈扬扬. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 世界经济 2013(2):24.
- [13]Humphrey J. ,Schmitz H. How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters? [J]. Regional Studies 2002(9):1017-1027.
- [14]王丹,叶蜀君. 金融集聚对经济增长的知识溢出机制研究[J]. 北京交通大学学报: 社会科学版 2015(3):7.
- [15]陈启清,贵斌威. 金融发展与全要素生产率: 水平效应与增长效应[J]. 经济理论与经济管理 2013(7):58-69.
- [16]李占风,郭小雪. 金融发展对城市全要素生产率的增长效应与机制——基于资源环境约束视角[J]. 经济问题探索 2019(7):162-172+190.
- [17]张秀艳. 金融集聚引导下的经济增长路径——基于门限效应和空间效应的解析[J]. 财经问题研究 , 2019(11):47-54.
- [18]吴炎芳. 金融集聚对区域经济增长的空间溢出效应研究——基于空间计量模型的三大城市群对比分析[J]. 经济问题 2020(8):61-69.
- [19]王一乔,赵鑫,杨守云. 金融集聚对产业结构升级的非线性影响研究[J]. 工业技术经济 2020(5):135-143.
- [20]Levine R. . Stock Markets Banks and Economic Growth [J]. American Economic Review 1998(3):537-558.
- [21]Peneder M. . Structural Change and Aggregate Growth [J]. Structural Change and Economic Dynamics 2003 (4):427-448.
- [22]于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 国际金融研究 2017(2):12-23.
- [23]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.
- [24]李红,王彦晓. 金融集聚、空间溢出与城市经济增长——基于中国 286 个城市空间面板杜宾模型的经验

- 研究[J]. 国际金融研究 2014(2): 89-96.
- [25] Levine R. Stock Markets Banks and Economic Growth [J]. American Economic Review ,1998(3): 537-558.
- [26] 陈若愚, 张莹. 金融集聚对长三角地区创新扩散影响的机制与成效——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 经济问题探索 2021(9): 77-86.
- [27] 甘星, 刘成昆. 粤港澳大湾区金融集聚空间溢出效应及异质性研究[J]. 金融经济研究 2021(1): 151-160.
- [28] 刘降斌, 刘秋明. 金融集聚与经济增长的交互影响与空间溢出效应研究[J]. 商业研究 2021(6): 73-80.
- [29] 丁鑫, 周晔. 金融发展的角力: 金融集聚与金融排斥的非对称空间溢出效应分析[J]. 经济与管理研究, 2022(1): 87-109.
- [30] 李春梅, 奚贞子, 马金金. 区际产业转移关联溢出与产业高质量发展——对电子设备制造业的实证检验[J]. 科技进步与对策 2020(10): 62-70.
- [31] 茹乐峰, 苗长虹, 王海江. 我国中心城市金融集聚水平与空间格局研究[J]. 经济地理 2014(2): 58-66.
- [32] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗? ——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究 2017(3): 40-58.

## The Economic Growth Effect of Financial Agglomeration: Spatio - Temporal Evolution and Spillover Performance

CHEN Huiyue , YAN Yuke , YANG Zhenzhen

( School of Economics ,Guangdong Ocean University Zhanjiang ,Guangdong 524088 ,China)

**Abstract:** Taking the data of 21 prefecture - level cities in Guangdong Province from 2009 to 2020 as research samples ,the spatial kernel density estimation method and spatial Dubin model were used to empirically analyze the spatio - temporal evolution of financial agglomeration and the spatial spillover of economic growth effects within the province. The results show that: ( 1) the financial agglomeration in Guangdong presents a “center - periphery” spatial distribution structure ,which is relatively stable under the unconditional kernel density estimation. The static kernel density estimation shows a similar agglomeration level in the neighboring areas ,and the dynamic kernel density estimation shows a trend of change. ( 2) Within the province ,financial agglomeration not only plays a significant role in promoting the local economic growth ,but also drives the economic growth of neighboring areas through the spillover effect. ( 3) Heterogeneity indicates that the local growth effect and spillover effect coefficient of financial agglomeration in the central region of the Pearl River Delta are not significant ,while the local growth effect coefficient of financial agglomeration in the non - peripheral region of the Pearl River Delta is positive but not significant ,while the spillover effect coefficient is significantly positive. ( 4) The spatial spillover effect of financial agglomeration has a significant attenuation feature of geographical distance. The area within 141. 13km is the intensive area of spillover effect ,beyond which the spillover coefficient is no longer significant.

**Key words:** Financial agglomeration; Regional economic growth; Spatial kernel density estimation; Spatial spillover effect

( 责任编辑: 罗序斌)