

金融集聚对区域经济影响的空间效应研究

武耀华¹ 蒋勇² 付晓东³¹

(1. 中国长城资产管理股份有限公司, 北京 100045;

2. 恒泰证券股份有限公司, 北京 100032; 3. 中国人民大学, 北京 100872)

【摘要】: 金融集聚是当前金融发展的显著空间分布结构特征。文章以经典内生增长模型作为框架, 用金融集聚因素和创新研发支出作为对全要素生产率的解释因子, 就金融集聚对区域经济的空间效应展开实证研究。通过汇集全国 285 个地市 11 年的 GDP、存贷款余额等基础数据, 并采用“永续盘存法(PIM)”计算各地的实际资本存量, 得到计量面板数据。计量分析部分采用 SDM、SEM 等模型进行空间回归, 为了克服模型的内生性问题, 使用动态 GMM 模型进行对比分析, 测算金融集聚的空间溢出效应。研究结果发现金融集聚水平对当地和周边区域经济发展具有促进作用, 但不同的金融资源集聚对区域经济的影响作用不尽相同。将全国分为四个区域开展空间计量, 发现不同类型的金融集聚对于不同区域经济影响有所差别。金融集聚是影响区域经济发展的重要因素, 可以通过促进金融集聚带动本地区域经济增长, 影响周边区域经济发展。

【关键词】: 金融集聚 集聚测度 空间效应 区域经济

【中图分类号】: F832.7; F061.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)08—0082—12

一、引言及文献回顾

在关于金融空间分布结构的研究中, 国外以金融地理学为代表(Conzen, 1975)主要关注金融发展的空间层次性, 聚焦于引起金融集聚的因素探讨, Vernon(2001)认为金融集聚为金融从业人员之间的面对面沟通提供了便利条件, 有利于某些金融业务的开展。同时, 金融集聚有利于构建客户与机构间的密切联系, 促进两者之间的关系发展。

进入本世纪以来, 国内关于金融集聚的研究也逐渐增多。在对金融集聚产生的原因研究方面, 王小鲁、樊纲(2004)、万广化(2004)的实证分析表明中国各地区之间经济发展的差异很大程度上是由资本投入的差异引起的, 而一个地区资本投入多寡与区域内金融发展水平的高低高度相关, 并尝试从金融集聚的角度去解释区域经济增长的原因。由此可以得出, 导致我国东部、中部、西部经济发展水平巨大差异的一个原因是各地在金融发展水平和服务水平上的差距。殷德生、肖顺喜(2000)的研究发现推动金融发展可以促进区域经济增长, 并可以此减小区域间经济发展水平的差异。

在金融集聚对区域经济效应影响的研究方面, 刘红(2008)的研究发现区域金融集聚会直接推动经济增长。集聚的金融资源从高密度的核心地区向低密度的外围地区扩散并能通过技术创新进步、储蓄投资转化和资本积累等渠道推动周边地区经济发展。其对上海地区的实证分析发现上海金融集聚会明显推动当地的经济发展, 但对外的辐射效应并不显著。丁艺(2011)采用空间计

作者简介: 武耀华(1984-), 男, 内蒙古包头人, 中国长城资产管理股份有限公司, 中国人民大学应用经济学博士, 研究方向: 金融市场、区域金融、风险管理和公司治理等

蒋勇(1990-), 男, 湖南衡阳人, 恒泰证券股份有限公司, 经济学硕士, 研究方向: 区域金融、产业经济和固定收益

付晓东(1960-), 男, 江苏丹徒人, 中国人民大学应用经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 区域经济、城市经济。

量方法对各省区域经济增长与金融集聚的面板数据进行分析,发现两者间存在稳定联系,从各金融子行业的角度看(主要是银行、证券、保险),银行集聚对区域经济增长的弹性系数要比证券和保险行业的弹性系数大。

目前,学术界对金融集聚影响区域经济的实证研究主要可以分为以下几种类型:一是国内以唐松(2014)为代表的学者对中国东、中、西三个区域内金融资源配置对区域经济影响所开展的计量研究,仅仅通过对影响因素的描述分析,就假设解释变量与被解释变量蕴含着线性关系,直接采用计量分析手段进行回归,缺少理论模型的支撑,这种实证研究缺乏合理性;二是李红、王彦晓(2014)通过对中国 286 个城市的数据进行计量分析,研究全国范围内金融集聚对区域经济的影响。其研究以 Ciccone & Hall(1996)构造的集聚经济外部性模型为理论基础,来分析金融集聚对区域经济增长的影响(假设区域内单位面积的产出与平均资本、平均人力和产业密度的函数关系为齐次函数的形式);三是 Tomoya Mori 和 TonyE. Smith(2015)在其研究中,通过引入 GE(Global extent)和 LD(Local density)等概念,对日本的部分制造业集聚进行分析,绘制出日本制造业的区域分布图,受限于国内数据缺失,国内尚无学者采用类似方法及进行研究分析。

二、模型设定与计量方法

(一)理论模型

金融与经济增长之间存在着相互作用、相互影响的密切联系。以 Solow 模型(1956)为基础,参考 King.R 和 Levine.R(1993)的相关研究,将金融集聚因子和创新因子内生化,构建计量模型。在模型中,以 Y (区域 GDP)为被解释变量,将资本存量和人力资本(K 和 L)以及创新研发投入($R\&D$)作为控制变量,把金融集聚(FA)作为关注变量,模型采取生产函数的隐函数形式的表示为:

$$Y = F(K, L, FA, R\&D) \quad (1)$$

用柯布道格拉斯生产函数的对数形式,一般在(1)的基础上两边取对数,构建本研究的估计函数:

$$\ln(Y_{it}) = C_{it} + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 \ln(R\&D_{it}) + \beta_4 FA_{it} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中: Y_{it} 表示 i 地区 t 年的经济总量; C_{it} 是截距项; K_{it} 是 i 地区 t 年的资本存量; L_{it} 表示 i 地区 t 年的就业人数; $R\&D_{it}$ 表示 i 市 t 年的创新投入; FA_{it} 表示 i 市 t 年的金融集聚程度; $\beta_i, i=1, 2, \dots$,代表解释变量系数; ε_i 是随机扰动项。

(二)计量模型的设定

空间计量的模型主要有:SAR(空间回归)模型,SEM(空间误差)模型,SAC(带误差项的空间自回归)模型,SDM(空间杜宾)模型等几种。研究主要关注金融集聚对区域经济的影响,邻近城市的金融集聚可能存在相互影响的空间外部效应,所以主要采用SDM(空间杜宾)模型进行计量分析,同时对比其他空间模型的计量结果来进行综合分析。

SDM 模型为:

$$y = \lambda W_y + X\beta + WX\delta + \varepsilon \quad (3)$$

y 是被解释变量, x 是解释变量, W 是空间邻接矩阵, λ 反映邻近地区 W_y 对 y 的影响, δ 反映邻近地区 WX 对 Y 的影响, ε 是残差项, 且 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$

在这里可以选取两城市之间距离的倒数作为邻接矩阵的项, 两城市间距离越远, 其辐射作用越小, 基于此构建邻接矩阵:

$$W = (\pi_{ij})$$

$$\pi_{ij} = \begin{cases} 0, & i = j \\ 1/\tau_{ij}, & i \neq j \end{cases} \quad (4)$$

其中, τ_{ij} 为根据城市经纬度计算的城市 i 到城市 j 之间的距离。

结合 SDM(7), 引入空间邻接矩阵 W , 建立金融集聚的矩阵估计模型:

$$y_i = \tau y_{i-1} + \rho w'_i y_i + x'_i \beta + d'_i X_i \delta + u_i + \gamma_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\varepsilon_i = \lambda m_i \varepsilon_i + v_i \quad (6)$$

$d'_i X_i \delta$ 代表空间滞后项; d'_i 为相应空间权重矩阵 D 的第 i 行; u_i 表示个体效应; ε_{it} 为随机扰动项。在这里选取两城市之间距离的倒数作为邻接矩阵 (W) 的项, 两城市间距离越远, 其辐射作用越小, 基于 (8) 式构建邻接矩阵:

$$W = (\pi_{ij})$$

其中, τ_{ij} 为根据城市经纬度计算的城市 i 到城市 j 之间的距离, 若是同一城市则空间权重矩阵的对应项为 0, 采用地球弧长距离的计算方法, 两城市间距离的计算方法为:

$$d = R \times \arccos [\sin \varphi_i \sin \varphi_j + \cos \varphi_i \cos \varphi_j \cos (\Omega_j - \Omega_i)] \quad (7)$$

R 为地球的半径, φ 和 Ω 分别为 i 和 j 地区的经度和纬度。

对 (3) 进行变换, 得到:

$$y = (I - \lambda W)^{-1} (\beta + \delta W) X + \varepsilon \quad (8)$$

(8) 式中, 用矩阵对角线元素的值表示直接效应, 非对角线的元素之和表示间接效应, 直接效应与间接效应的和表示总效应。本研究将首先采用 Davidson-Mackinnon 的处理方法对模型存在的内生性问题进行检验, 寻找合适的工具变量对模型进行动态 GMM 回归, 然后对 SDM 等模型的回归结果进行对比分析。

三、数据样本及变量的选取

(一)金融集聚度指标的构建

本研究通过构造金融集聚测度指标(Financial Agglomeration Measurement Index, 缩写 FAMI)来对各城市的金融集聚情况进行测度。金融集聚度指标(FAMI)是通过给以下数据指标项赋予不同的权重后, 加总计算后得到的。具体数据构成包括: 各城市存贷款余额集中度(0.4), 各城市证券公司数量集中度(0.4), 各城市注册保险公司数量集中度(0.1), 各城市基金公司数量集中度(0.05), 各城市信托公司数量集中度(0.05)。

对不同子行业权重赋值的原因如下, 银行业: 银行业是我国金融行业的核心子行业。存款和贷款是银行的核心业务, 将存贷款规模(存款规模加贷款规模)集中度纳入 FAMI 指标能较好的反映的银行业的集聚情况。鉴于银行业在我国金融体系的核心地位将其权重赋为 40%, 能够较好的反映金融体系的集聚水平。证券业: 证券业是我国金融体系中最具活力的子行业。而各地市所拥有证券公司数量的集中度是证券业务综合集水平的体现, 能较好的反映区域证券业集聚。鉴于证券业在我国经济金融体系中发挥的巨大作用, 将各地市所拥有证券公司数量的集中度纳入 FAMI 指标体系并赋予 40%的权重, 能够较好的反映金融体系的集聚水平。保险业: 保险业是我国金融体系的重要组成部分, 为居民的生活和社会生产提供重要保障。把各地(级)市所拥有证券公司数的集中度纳入 FAMI 指标体系并赋予 10%的权重, 能够较好的反映金融体系的集聚水平。公募基金业和信托业: 公募基金业和信托业是我国金融体系财富管理行业的重要构成, 两个子行业的资产规模占比并不是很高。将各地市所拥有公募基金数集中度和信托机构数集中度纳入 FAMI 指标体系并各赋予 5%的权重, 能较好的反映金融体系的集聚水平。

通过《中国城市统计年鉴》、wind 数据库等渠道, 收集 11 年间全国 285 个城市相关数据, 计算得到各城市的金融集聚指标 FAMI。

表 1 全国 11 年间排名前三城市的金融集聚指标 FAMI 值

序号	城市	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	平均值
1	上海	13.68	13.38	13.30	13.15	10.12	13.35	13.62	13.57	13.50	13.46	14.03	13.20
2	北京	11.81	11.76	12.75	13.2	12.90	13.36	13.42	13.59	13.35	12.92	12.90	12.91
3	深圳	9.40	9.91	9.47	9.35	8.26	8.72	8.66	8.88	8.57	8.70	9.48	9.04

表 1 显示, 上海、北京、深圳的 FAMI 指标平均值排名前三, 在这 11 年间, 北京、上海、深圳等城市的集聚指标值不断上升, 这些城市的金融集聚明显加强(详见附件 1)。

(二)变量的选取与处理

本研究查找了 11 年间全国 285 个地级市的面板数据, 提取 3135 个样本观测点(数据来源主要为《中国城市统计年鉴》)的基础数据进行计算和修正, 以此为基础来对金融集聚与区域经济发展的影响关系进行计量分析, 选用的解释变量指标包括(充分考虑了数据可得性):

经济总规模(Y): 以统计年鉴中各地级市的国内生产总值(GDP)为基础, 使用各省的历年 GDP 平减指数进行修正, 求出各城市以 1979 年为基期的各年实际 GDP。

资本存量(K):以各市历年的固定资产投资数据为基础,采用“永续盘存法(PIM)”计算得各地区的资本存量(K),PIM公式为:

$$K_{it} = (I_{it}/P_{it}) + (1 - \delta) \cdot K_{it-1} \quad (9)$$

K_{it} 表示 i 地区 t 期的资本存量, K_{it-1} 表示 i 地区 $t-1$ 期的资本存量, I_{it} 表示 i 地区 t 期的固定资产投资, P_{it} 表示 i 地区所属省份的价格指数(统一用该省的 GDP 平减指数代替), δ 为资本存量的折旧,按照国内广泛认可的折旧率,取 δ 为 10.96%,收集相关数据后,通过(9)式进行迭代计算,求出各市每年的资本存量。

人力资本(L):研究中采取创造区域经济 GDP 的区域就业总人数作为该区域内人力资本的测度指标具有一定的合理性。人力资本是社会生产过程中发挥核心作用的生产要素,本研究选取 285 个城市历年的就业总人数(等于单位就业人员与私人个体就业人员之和)进行测算,人力资本是区域经济总量的解释变量,属于回归方程的控制变量。

研发活动(R&D):本研究中假设各地市的财政研究经费和教育经费投入与其他类型的 R&D 投入保持一定范围的杠杆水平,这样各地市的研发与教育经费投入就可以对作为对地区研发活动(R&D)的测度指标,杠杆水平被反映在空间计量回归中对 R&D 的回归系数里。考虑数据的可得性,本论文采用《中国城市统计年鉴》中 285 个城市一般财政支出项下的研究经费投入和教育经费投入总额来衡量不同地市的创新活动水平。

金融集聚(FA,Financial agglomeration):金融集聚的测度指标有很多种(之前章节已对金融集聚的相关测度指标进行了介绍),根据数据的可获得性,本论文将主要选取集中度和区位商两种测度指标来进行计量研究。具体的测度指标包括:FA1,贷款集中度,各市银行体系贷款余额占全国贷款总余额的比(各市银行体系贷款余额的集中度)来衡量各市的金融集聚程度;FA2,存款集中度;FA3,储蓄集中度;FA4,存贷款集中度;FA5 从业人员区位商,代表全国范围内,各市金融从业人员的区位商;FA6 保险公司数量集中度,各市保险公司数量(注册在该市的保险公司法人数量)占全国保险公司数量(全国所有的保险公司法人数量)的比;FA7 基金公司数量集中度;FA8 金融租赁公司数量集中度;FA9 证券公司数量集中度;FA10 信托公司数量集中度。

表 2 变量描述性统计

变量名	含义	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Y	国民生产总值	亿元	3135	360.723	579.378	0.85	8680.47
K	资本存量	亿元	3135	766.20	1167.87	1.65	13391.15
L	人力资本	万人	3135	91.23	131.07	5.58	1729.08
R&D	研究与开发	亿元	3135	38.30	74.16	0.1028	1143.46
FA1	贷款集中度	%	3135	0.35	0.76	0.01	9.20
FA2	存款集中度	%	3135	0.35	0.83	0.01	10.38
FA3	储蓄集中度	%	3135	0.35	0.59	0.01	7.36
FA4	存贷款集中度	%	3135	0.35	0.79	0.01	9.60
FA5	金融从业人员区位商	-	3135	104.03	40.36	16.32	433.77

FA6	保险公司数集中度	%	3135	0.35	2.77	0.00	40.00
FA7	基金公司数集中度	%	3135	0.31	3.21	0.00	59.52
FA8	金融租赁公司数集中度	%	3135	0.32	1.67	0.00	20.00
FA9	证券公司数集中度	%	3135	0.34	1.60	0.00	18.25
FA10	信托公司数集中度	%	3135	0.35	1.31	0.00	15.71

四、计量结果与分析

(一)全国范围内金融集聚影响区域经济发展的计量分析

对全国范围内的经济增长水平和金融发展水平,采用 GMM、SDM 等模型进行空间计量回归,研究全国范围内各地级市的金融集聚对区域经济的影响,考察金融集聚的直接效应和间接效应(空间溢出效应)。

FAMI 是本论文构建的对区域金融集聚水平的测度指标;FA3(储蓄集中度)和 FA5(融从业人员区位商)并不在 FAMI 体系内,但也都是测度区域金融集聚的重要方法(金融从业人员和储蓄规模都是重要的金融资源,可以反映不同层次的金融资源集聚),可以将 FA3、FA5、FAMI 作为解释变量组来考察金融集聚水平对区域经济的影响。FA1、FA2、FA8 与 FA3、FA5、FAMI 无关,但其作为不同层次的金融集聚测度对于区域经济的发展均有一定影响,可以作为工具变量组参与计量回归。

首先,检验工具变量组的有效性。使用 Davidson-Mackinon 的方法对解释变量的内生性和工具变量组进行考察,Davidson-mackinon 的原假设(H0)为 F3、F5、FAMI 这一组解释变量是外生的,使用 FA1、FA2、FA8 为工具变量,得到 Davidson-Mackinon 检验统计量为 3.46,对应的 P 值为 0.01,表明 F3、F5、FAMI 的外生性被拒绝,可以使用 FA1、FA2、FA8 为工具变量参与估计。动态 GMM 模型的解释变量和工具变量组合可行。

通过地理距离构造的空间权重矩阵 W(见 4 式)不随时间改变。为了选择固定效应模型或是随机效应模型,进行 Hausman 检验,其结果支持固定效应模型。对金融集聚水平影响区域经济的方程,分采用 SDM、SAC、SEM 模型进行回归分析,回归结果如表 3 所示。由于 SDM、SAC、SEM 模型之间存在嵌套关系,采用 LR(似然比)进行模型选择,设定 H0 为 SDM 可以退化为 SAC 时,LR 检验值为 311.85,拒绝原假设,支持 SDM 模型;设定 H0 为 SDM 可以退化为 SEM 时,LR 检验值为 106.23,拒绝原假设,支持 SDM 模型。

通过采用 Blundell 提出的广义矩估计模型(GMM)就金融集聚对经济的影响进行估计,GMM 模型可以在考察地区金融集聚水平空间溢出效应的同时,控制变量间的内生性问题,使回归结果更真实、有效。对 GMM 模型估计结果进行 Sargon 检验(H0:所有工具变量有效),得到的 Sargon 值为 268.1991,对应的 P 值为 0.303,无法拒绝原假设。因此,可以使用 GMM 模型进行估计。

使用 SDM 模型回归得到的空间滞后相关系数均显著,同时空间面板的调整拟合优度在 80%以上,其回归结果也具有一定的参考价值。SDM 模型中为了对空间滞后的直接、间接和总效应 1 进行估计,在模型回归的基础上,采用 Lesage 的多变量正态分布法模拟最大似然函数,得到对解释变量回归系数的模拟值,以此估算 t 值判断其显著水平。

表 3 全国范围金融集聚影响区域经济的计量分析结果

解释变量	SDM	GMM	SAC	SEM
L	0.156*** (5.920)	0.0290*** (2.86)	0.219*** (7.412)	0.114*** (4.747)
K	0.261*** (16.765)	0.0647*** (6.33)	0.244*** (18.157)	0.254*** (16.567)
R&D	0.033*** (5.280)	0.00289** (2.43)	0.022*** (5.827)	0.031*** (5.028)
FA3	8.557*** (4.763)	-1.845** (-2.44)	7.437*** (3.702)	3.996** (2.278)
FA5	0.046*** (2.663)	0.0159 (1.31)	0.085*** (4.758)	0.022 (1.342)
FAMI	0.088*** (4.211)	0.0137* (1.74)	0.087*** (4.416)	0.026 (1.472)
常数	4.172*** (19.739)	0.913*** (9.11)	3.589*** (13.320)	
W*L	0.715*** (11.522)			
W*K	-0.338*** (-5.371)			

续表 3

解释变量	SDM	GMM	SAC	SEM
W*(R&D)	-0.076*** (-4.965)			
W*FA3	27.609 (1.380)			
W*FA5	0.449** (2.324)			
W*FAMI	-0.103 (-0.171)			
ρ	0.336*** (10.803)		0.246*** (5.712)	
λ				2.284*** (49.238)
$\lg t_{-0}$	-2.844*** (-30.342)		-2.876*** (-22.576)	
σ^2	0.009*** (10.048)		0.009*** (9.900)	0.008*** (10.184)
直接效应				
L	0.159*** (5.902)		0.220*** (7.263)	
K	0.260*** (17.336)		0.243*** (18.910)	
R&D	0.033*** (5.626)		0.023*** (6.201)	
FA3	8.653*** (4.900)		7.426*** (3.799)	
FA5	0.048*** (2.704)		0.086*** (4.654)	

FAMI	0.089*** (4.343)		0.088*** (4.558)	
间接效应				
L	0.619*** (9.173)		0.065*** (5.355)	
K	-0.034 (-1.456)		0.072*** (5.335)	

续表 3

解释变量	SDM	GMM	SAC	SEM
R&D	-0.028*** (-4.241)		0.007*** (3.625)	
FA3	25.332* (1.719)		2.199*** (3.126)	
FA5	0.356*** (2.870)		0.025*** (4.322)	
FAMI	-0.022 (-0.056)		0.026*** (3.133)	
总效应				
L	0.778*** (11.603)		0.285*** (8.672)	
K	0.226*** (13.244)		0.316*** (34.420)	
R&D	0.005 (1.148)		0.030*** (5.998)	
FA3	33.985** (2.269)		9.626*** (3.880)	
FA5	0.404*** (3.204)		0.111*** (5.108)	
FAMI	0.067 (0.172)		0.114*** (4.470)	
Hausman	140.034***		89.200***	
N	3135	2280	3135	3135
r ²	0.822		0.687	0.768

以下从各解释变量的角度，对表 3 的计量结果展开分析：

(1) 人力资本(L)：

在不考虑空间溢出效应的 GMM 模型估计中，人力资本(L)的回归系数约为 0.03，在 1%的水平下显著；在考虑空间溢出效应后，SDM 模型中，L 的回归系数为 0.156，空间滞后的回归系数为 0.715，在 1%的水平下显著；L 的直接效应为 0.159，表明若本市人力资本(L)增加 1%，则本市经济总量(GDP)将增长 0.16%，L 的间接效应为 0.619，表明若邻近城市人力资本增加 1%，本市 GDP 经济总量将增长 0.619%，L 的总效应为 0.778，表明若各市人力资本(L)增加 1%，经济总量将增长 0.78%，以上各效应均在 1%的水平下显著。

SDM 的直接效应、间接效应和总效应的估计都在 1%的水平下显著, 变量之间的内生性问题可能会造成对人力资本因素对经济影响的高估, GMM 模型下对 L 的估计也显著, 但比 SDM 模型中的估计系数要低, 不考虑 L 的空间溢出效应可能会造成对 L 系数的低估。SAC 和 SEM 中对于 L 估计的弹性系数也是显著的, 但不同模型下对 L 估计系数大小会有差异。

(2) 资本存量(K):

在不考虑空间溢出效应的 GMM 模型估计中, 资本存量(K)的回归系数约为 0.065, 在 1%的水平下显著; 在考虑空间溢出效应后, SDM 模型中, K 的回归系数为 0.26, 空间滞后项的回归系数为-0.338, 两者均在 1%的水平下显著; 资本存量(K)的直接效应为 0.16, 表明若本市资本存量(K)增加 1%, 本市经济总量(GDP)将增长 0.16%, 其在 1%的水平下显著; K 的间接效应为-0.034, 不显著; K 的总效应为 0.226, 表明若各市 K 增加 1%, 经济总量将增长 0.226%, 在 1%的水平下显著。与 L 类似, SDM 的直接效应、总效应的估计都在 1%的水平下显著, 变量之间的内生性问题可能会造成资本存量(K)因素对经济影响的高估, GMM 模型下对 K 的估计也显著, 但比 SDM 模型中的估计系数要低, 不考虑 K 的空间溢出效应可能会造成对 K 系数的低估。SAC 和 SEM 中对于 K 的估计系数也是显著的, 但不同模型下对 K 估计系数的大小会有差异。

在 SDM 模型的估计下, K 和 L 对经济水平影响的总效应系数和接近 1, 这与经典的经济学理论一致。

(3) 创新与研发(R&D):

在不考虑空间溢出效应的 GMM 模型估计中, 创新与研发(R&D)的回归系数约为 0.003, 在 5%的水平下显著; 在考虑空间溢出效应后, SDM 模型中, R&D 的回归系数为 0.033, 空间滞后的回归系数为-0.076, 两者均在 1%的水平下显著; R&D 的直接效应为 0.033, 表明若本市 R&D 增加 1%, 本市经济总量(GDP)将增长 0.033%, R&D 的间接效应为-0.028, 表明若邻接城市 R&D 增加 1%, 本市 GDP 经济总量将下降 0.028%, 这也许是因为创新与研发资源是稀缺资源, 对稀缺资源的竞争可能会导致区域间 R&D 的间接效应为负, R&D 的总效应为 0.005, 并不显著, 可能原因是研究与创新的风险较大, 所以 R&D 的投入难以对经济发展产生线性的直接推动效应。SDM 的直接效应、间接效应在 1%的水平下显著, 总效应却不显著, 变量之间的内生性问题可能会造成对创新与研发(R&D)因素对经济影响的高估, 同时也会对部分解释变量回归系数的显著性造成影响, GMM 模型下对 R&D 的估计也显著, 但比 SDM 模型中的估计系数要低, 不考虑 R&D 的空间溢出效应可能会造成对 R&D 系数的低估。SAC 和 SEM 中对于 R&D 估计的弹性系数也是显著的, 不同模型对 R&D 估计系数大小会有差异。

(4) 储蓄集中度(FA3):

在不考虑空间溢出效应的 GMM 模型估计中, 储蓄集中度(FA3)的回归系数约为-1.845, 在 1%的水平下显著; 在考虑空间溢出效应的 SDM 模型中, K 的回归系数为 8.557, 在 1%的水平下显著, FA3 空间滞后的回归系数不显著; FA3 的直接效应为 8.635, 在 1%的水平下显著, 表明若本市储蓄集中度(FA3)增加 1%, 本市经济总量(GDP)将增长 8.635%, FA3 的间接效应为 25.332, 在 10%的水平下显著, FA3 的总效应为 33.985, 在 5%的水平下显著。SDM 和 GMM 估计系数的符号不同, 也许是因为 FA3 的内生性问题比较严重, 储蓄虽然是重要的金融资源, 但储蓄的集聚往往意味着集中本地的金融资源给其他地区以贷款或投资, 所以储蓄是一种对自身投资行为的“冻结”, 对本地的经济影响总体看可能稍微偏负面。SAC 和 SEM 模型给出的 FA3 估计系数也会有所不同。

(5) 金融从业人员区位商(FA5):

在 GMM 模型中, 金融从业人员区位商(FA5)的回归系数并不显著; 在 SDM 模型中, FA5 的回归系数为 0.046, 在 1%的水平下显著, 空间滞后的回归系数为 0.449, 在 5%的水平下显著; FA5 的直接效应为 0.048, 表明若本市 FA5 增加 1%, 本市经济总量(GDP)将增长 0.048%, FA5 的间接效应为 0.356, 表明若通过邻接城市金融从业人员区位商(FA5)增加 1%, 本市 GDP 经济总量将增长 0.356%, FA5 的总效应为 0.404, 表明若各市的金融从业人员区位商增加 1%, 经济总量将增长 0.404%, 以上各种效应均在 1%的水平

下显著。GMM 模型下对 FA5 的估计系数不显著，变量之间的内生性问题可能会造成对 FA5 估计系数的显著性水平发生扭曲，SAC 和 SEM 中对于 FA5 的显著性水平判断也不一致。这可能是因为区位商的含义是区域内某行业占比与全国范围内某行业占比的比值，无法直接反映某一金融资源的绝对规模。所以，金融从业人员区位商 (FA5) 并不是对金融集聚水平的一个较为可靠的评价指标。

(6)金融集聚指标(FAMI):

在不考虑空间溢出效应的 GMM 模型估计中，金融集聚指标(FAMI)的回归系数约为 0.014, 在 10%的水平下显著；在考虑空间溢出效应的 SDM 模型中，FAMI 的回归系数为 0.09, 在 1%的水平下显著，空间滞后的回归系数不显著；FAMI 的直接效应为 0.09, 在 1%的水平下显著，表明若本市金融集聚指标(FAMI)增加 1%, 本市经济总量(GDP)将增长 0.09%, FAMI 的间接效应和总效应的回归系数不显著。SDM、GMM 和 SAC 等模型估计的结果均显示 FAMI 对区域经济发展具有一定促进作用，未来的研究可以对金融集聚指标(FAMI)进行进一步完善。

以 FA3、FA5、FAMI 作为对区域金融集聚测度的指标体系，通过 GMM、SDM、SAC、SEM 等不同模型的验证综合分析可以发现：金融集聚对区域经济发展大概率具有促进作用，但不同形式的金融(资源)集聚 FA3、FA5、FAMI 对区域经济的影响(包括：直接、间接以及总效应)所有不同，即不同类型的金融资源集聚对区域经济的影响作用不尽相同。

通常情况下，由于解释变量间存在内生性问题，SDM 模型的估计可能会导致对解释变量的估计产生误差，GMM 模型的估计虽然可以控制内生问题，但无法估计解释变量的空间滞后效应，也无法估计变量对于区域影响的直接效应和间接效应，这正是区域经济学研究所关注的核心问题。因此，在以下研究中，将采取回归区域研究核心而忍受部分估计有偏的分析策略，对于不同区域内各类金融集聚对区域经济的影响进行分析，即以下分析将主要采用 SDM 模型来研究金融集聚对区域经济的影响。

(二)分区域金融集聚影响区域经济发展的计量分析

我国国土面积广袤，不同地区之间差异较大，单纯对全国范围内的金融集聚与区域经济发展水平进行空间计量分析未必能充分反映金融集聚对区域经济影响的全貌。对全国统一的空间面板数据进行回归可能难以反映不同区域金融集聚对区域经济的影响效应(对空间异质性刻画的不强)。在以上就全国范围内各地市金融集聚对区域经济影响展开研究的基础上，将全国分成区域 1-4(分别对应东部地区、中部地区、西部地区、东北地区),沿用 FA3、FA5、FAMI 作为对金融集聚测度的评价体系，在每个地区内使用 SDM 模型就区域内各市的金融集聚程度对区域经济的影响进行计量分析。以下将四个区域内使用不同模型得到的空间计量分析结果分别列示于表 4。

通过对比 SDM 模型中四个区域内不同金融集聚指标 (FA3、FA5、FAMI)对区域经济的影响(详见表 4),可以发现 FAMI 对于四个区域的直接效应和回归系数均显著，而且符号相同，即金融集聚 (FAMI)对四个区域的经济增长具有正向促进作用。区域 1-4 对应的回归系数分别为 0.046、0.498、0.345、0.502;直接效应分别为 0.045、0.500、0.353、0.484,均在 1%的水平下显著，由此也证明了该计量模型是稳健的。

另外，FAMI 对于西部和东北地区的直接效应系数更大，可能是西部和东北地区相比其他地区仍处于经济发展的中期阶段，金融资源稀缺，所以金融集聚对于当地区域经济的边际拉动效果比东、中部地区都强。

表 4 四区域金融集聚影响区域经济的 SDM 计量分析结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
------	-----	-----	-----	-----

L	0.094*** (3.449)	0.095 (1.641)	0.216*** (4.625)	0.314*** (4.496)
K	0.279*** (9.372)	0.275*** (8.971)	0.300*** (8.855)	0.252*** (10.762)
R&D	0.032*** (3.868)	0.028*** (3.294)	0.054*** (3.863)	0.060** (1.991)
FA3	0.102 (0.067)	23.990*** (3.948)	17.184* (1.953)	3.444 (0.614)
FA5	0.024 (1.331)	0.025 (0.975)	0.121** (2.568)	0.039 (0.667)
FAMI	0.046*** (3.077)	0.498*** (6.456)	0.345*** (6.424)	0.502** (2.382)

续表 4

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
_cons	4.333*** (12.864)	3.785*** (9.405)	3.960*** (12.694)	5.066*** (13.645)
W*K	1.523*** (7.450)	1.111*** (5.804)	1.522*** (5.442)	2.018*** (3.186)
W*L	-0.748*** (-4.546)	-0.629*** (-4.240)	-0.947*** (-2.687)	-0.966*** (-3.044)
W*(R&D)	-0.106** (-2.326)	-0.089** (-2.145)	-0.376*** (-4.201)	-0.538* (-1.900)
W*FA3	-51.406 (-1.354)	-49.662 (-0.808)	177.051 (0.352)	-112.494 (-0.490)
W*FA5	1.571*** (3.755)	0.219 (0.696)	1.506 (1.587)	0.674 (1.029)
W*FAMI	-0.365 (-0.404)	-1.054 (-0.946)	1.360 (0.260)	-5.476 (-0.836)
ρ	0.375*** (6.982)	0.327*** (8.523)	0.552*** (5.640)	0.890*** (3.941)
lgt_ θ	-3.219*** (-21.126)	-2.335*** (-18.058)	-2.202*** (-13.038)	-2.362*** (-9.669)
σ^2	0.005*** (5.931)	0.006*** (8.697)	0.014*** (5.621)	0.010*** (6.302)
直接效应				
L	0.100*** (3.632)	0.105* (1.779)	0.223*** (4.696)	0.332*** (4.927)
K	0.277*** (9.639)	0.273*** (9.178)	0.298*** (9.244)	0.251*** (11.251)
R&D	0.033*** (4.178)	0.029*** (3.531)	0.055*** (4.139)	0.062** (2.178)
FA3	-0.077 (-0.052)	23.810*** (4.049)	17.436* (1.922)	2.895 (0.559)
FA5	0.029 (1.612)	0.028 (1.035)	0.127*** (2.680)	0.044 (0.727)
FAMI	0.045*** (3.015)	0.500*** (6.340)	0.353*** (6.135)	0.484** (2.207)

续表 4

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
间接效应				
L	0.528*** (6.523)	0.538*** (5.621)	0.528*** (3.989)	0.648** (2.267)
K	-0.059** (-2.316)	-0.040 (-1.372)	-0.039 (-0.783)	-0.015 (-0.433)
R&D	-0.014 (-1.324)	-0.015 (-1.344)	-0.059*** (-3.827)	-0.067* (-1.774)
FA3	-16.408 (-1.452)	-2.844 (-0.119)	46.875 (0.389)	-20.083 (-0.451)
FA5	0.512*** (4.417)	0.120 (0.910)	0.474* (1.816)	0.164 (1.185)
FAMI	-0.092 (-0.338)	-0.048 (-0.098)	0.540 (0.413)	-0.841 (-0.579)
总效应				
L	0.629*** (7.779)	0.643*** (6.339)	0.751*** (5.661)	0.980*** (3.647)
K	0.218*** (10.243)	0.233*** (9.453)	0.259*** (8.292)	0.236*** (7.548)
R&D	0.019** (2.523)	0.014* (1.929)	-0.004 (-0.368)	-0.006 (-0.243)
FA3	-16.484 (-1.454)	20.966 (0.905)	64.311 (0.521)	-17.188 (-0.391)
FA5	0.541*** (4.653)	0.148 (1.054)	0.601** (2.339)	0.207 (1.289)
FAMI	-0.047 (-0.169)	0.452 (0.834)	0.893 (0.669)	-0.358 (-0.232)
N	957	880	924	374
r2	0.82318689	0.86008921	0.85198798	0.88456752

五、研究结论与对策建议

本研究采用 SDM、GMM 等模型，来考察金融集聚与区域经济增长的关系，分析全国 11 年间 285 个城市的面板数据回归结果表明：综合 SDM、GMM 等多种模型的计量结果分析，金融集聚对区域经济发展大概率具有促进作用，表现出一定的空间溢出效应。同时，传统经济发展的要素人力、资本等对于区域经济发展的促进作用明显。对于东、中、西、东北等四个区域的空间计量回归分析，一方面支持了金融集聚促进区域经济发展的结论，另一方面显示出金融(资源)集聚对于处于不同发展阶段的区域经济影响具有差异。

从该部分研究中可以得到以下启示：金融集聚是影响区域经济发展的重要因素之一。战略层面上，可以通过促进金融集聚带动本地区域经济增长，利用金融资源投资的良性外溢影响(空间外溢效应)促进周边区域经济发展。战术层面，政府可以通过规范一系列的相关法律和法规，为金融集聚发展提供良好的营商环境。对于有条件的地区，政府可以利用金融发达区域的金融集聚来带动整个地区的经济发展，同时可以制定促进经济发展的相关配套政策，全方位的吸引人力、资本等要素在区域内聚集，留住并用好这些生产要素，激发要素活力，吸引金融资源，推动金融集聚，为促进区域经济增长创造良好的条件。

参考文献：

-
- [1]Solow R M.A Contribution to the Theory of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956(1):65-94.
- [2]Baldwin R E, Martin P A, Ottaviano G. Global income divergence, trade and industrialization[J]. Journal of Economic Growth, 1998, 6(1):5-37.
- [3]Mori T, Smith T E. On the Spatial Scale of Industrial Agglomerations[J]. Kier Working Papers, 2014, 89 (sep.) :1-20.
- [4]武耀华. 金融集聚及其对区域经济影响的研究[D]. 中国人民大学, 2020.
- [5]丁艺. 金融集聚与区域经济增长的理论及实证研究[D]. 湖南大学, 2010.
- [6]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.
- [7]李林, 丁艺, 刘志华. 金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J]. 金融研究, 2011(5):113-123.
- [8]刘红. 金融集聚对区域经济增长效应和辐射效应研究[J]. 上海金融, 2008(06):15-20.
- [9]石沛, 蒲勇健. 金融集聚与产业结构的空间关联机制研究[J]. 技术经济, 2011, 30(1):39-44.
- [10]唐松. 中国金融资源配置与区域经济增长差异——基于东、中、西部空间溢出效应的实证研究[J]. 中国软科学, 2014(8)100-110.
- [11]王如玉, 王志高, 梁琪, 陈建隆. 金融集聚与城市层级[J]. 经济研究, 2019, v. 54;No. 626(11):167-181.

注释:

1 总效应=直接效应+间接效应