
新常态长江经济带的 金融集聚对经济增长的影响研究* ——基于市级面板数据的空间计量分析

黄德春^{1, 2}, 徐慎晖¹

(1. 河海大学, 南京211100;

2. 江苏省“世界水谷”与水生态文明协同创新中心, 南京211100)

【摘要】新常态下, 长江经济带的金融集聚对经济增长具有重要意义。本文通过对长江经济带39个城市2004—2013年的面板数据进行分析, 并用空间计量分析方法对金融数据进行测度。在此基础上, 通过建立空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型, 检验了金融集聚对经济增长的空间溢出效应。研究表明:(1) 长江经济带存在金融集聚现象;(2) 银行业和保险业是促进经济增长的重要因素;(3) 证券业的经济杠杆作用尚未充分发挥, 对经济增长的影响并不显著。最后, 本文提出相关政策建议。

【关键词】 长江经济带; 金融集聚; 经济增长; 空间计量

一、引言

改革开放30多年以来, 我国经济迅速发展, 人均GDP由1978年的381元增长到2014年的46629元, 年均增长幅度达到8.7%, 但是我国区域性经济发展存在不平衡的现象。随着中国经济增速放缓, 已经进入新常态时期, 以1978年为基期来看, 2014年东部地区和西部地区的人均GDP仍存在较大差距, 这一情况将是新常态下我国所面临的重大经济问题。

当前, 长江经济带是我国长江流域最发达的地区, “依托黄金水道, 建设长江经济带”于2014年3月首次出现在政府报告中, 预示着长江经济带的建设已经上升为国家战略。由于长江经济带的建设离不开金融支持, 伴随着金融资源的流动范围不断拓展, 使得金融机构在中心城市高度集聚, 金融集聚已成为现代金融的基本组织形式。因此, 在这样的社会环境下, 研究长江经济带的金融集聚对经济增长的影响具有非常重要的意义。

作者简介: 黄德春(1966—), 男, 河海大学商学院教授, 博士生导师, 江苏省“世界水谷”与水生态文明协同创新中心执行主任, 研究方向: 产业经济; 徐慎晖(1993—), 男, 河海大学商学院, 研究方向: 实证金融。

* **基金项目:** 国家自然科学基金项目“面向多元利益冲突放大的特大型工程项目社会稳定风险形成机理与治理研究”(71573072), 项目负责人: 黄德春。

综合目前学者的观点并考虑到省级行政界限的完整,因此本文研究的长江经济带的范围主要包括上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖南、湖北、重庆、四川、云南和贵州11省市。由于长江经济带在空间上跨度广,因此,如何缩小长江城市带中经济发展差距,提升长江经济带的综合竞争实力,在一定程度上需要通过金融要素推动。在新常态下,长江经济带要大力促进金融业发展,而且要在一定程度上形成金融集聚,进一步发挥金融集聚带来的金融效率。基于此,本文通过对长江经济带39个城市2004—2013年的面板数据进行测度,分析了长江经济带的金融集聚对经济发展的影响作用。

本文结构安排如下:第一部分是引言,第二部分是文献综述,并前瞻本文研究的主要问题和创新点;第三部分介绍空间计量模型的构建;第四部分为长江经济带的金融集聚对经济增长的影响分析;第五部分作为本文的结论。

二、文献综述

金融集聚是国内外学者重点关注的经济问题之一。Kindle (1974)^[1]基于金融功能观的角度,研究发现金融集聚不但能实现个人或企业的资金在不同时间点的结算,将资金传递给需求方,而且能对不同区域的资金转移产生影响。Pandit (2001)^[2]认为金融一般以集聚的方式出现,并最终产生金融中心。Taylor (2003)^[3]分析了英国金融的集聚现象,发现向心力市场和银行从业人员之间的人际交流是金融集聚不断发展的重要原因。Martin (2007)^[4]在研究了爱尔兰银行的位置分布后,发现新的信息、通信技术是促使金融机构集聚的影响因素。在金融集聚形成的过程中,必然伴随着资本的流动,资本的流动也会加剧金融集聚的形成。Hassan 等 (2011)^[5]运用面板数据模型对金融发展与经济增长的关系进行研究,发现良好的金融体系是保证发展中国家经济稳定增长的必要条件,但并不是充分条件。Hsu 和Wang (2012)^[6]研究了区域经济发展和金融集聚之间的关系,发现企业在选择经营地时,最终会出现集聚的平衡结果,并且金融集聚对区域经济发展有着正向影响。

国内关于金融集聚和区域经济增长的研究虽然起步晚于西方发达国家,但同样也获得了大量的研究成果。黄解宇和杨再斌 (2006)^[7],他们认为金融集聚是伴随产业集聚发展而产生的,规模经济效应、信息不对称等促使金融机构在相邻空间进行选址,进而形成了金融集聚。李林等 (2011)^[8]从空间计量的角度分析中国金融集聚的发展,系统地阐述了金融集聚(银行业、证券业和保险业发展指标)对区域增长的空间溢出效应。张晓燕 (2012)^[9]选择北京、上海、广州等10个省市,建立混合OLS、随机效应模型以及固定效应模型,认为金融集聚能显著促进当地经济的增长,并且政府力量、基础设施和人力资本对经济增长也有正向作用。丁帅 (2013)^[10]利用长三角经济圈2001—2010年22个城市的面板数据,实证分析了金融集聚的影响要素,认为影响金融集聚的主导因素是金融业人力资本,同时城市收入水平、城市开发程度和金融文化教养也会对金融集聚产生影响。豆晓利 (2013)^[11]利用空间计量方法,从银行业、证券业、保险业三个方面分析发现中国的金融集聚对经济增长有明显的溢出作用,且银行业的溢出效应最大。李红、王彦晓 (2014)^[12]利用改进权重的空间杜宾模型对286个城市空间面板数据进行研究,认为金融集聚促进了金融人才与机构的集中,金融的人力、集聚规模以及产出明显推动了经济增长,且对邻近城市也产生了溢出效应。郑建锋、曾冰 (2016)^[13]认为金融效率和金融集聚对区域经济增长具有显著影响。王松奇等 (2016)^[14]认为新常态下金融资源的集聚和重新分配是解决金融资源配置不均的重要举措。

目前,国内外学者关于金融集聚的研究较为丰富,学者们基于不同的视角,研究了金融集聚问题,并有了一定的研究成果。但是关于金融集聚对经济发展的影响的研究大部分都是基于全国性的角度,较少从区域的角度出发,对于长江经济带这个特殊区域的研究则更少。另外,在实证方法上,学者们较多采用线性模型,未能考虑金融集聚在空间上对经济发展的影响。相比以往的研究,本文的主要贡献有两点:一是以长江经济带的39个城市为研究对象,分析长江经济带的金融集聚程度;二是通过采用空间计量模型,充分考虑长江经济带的金融集聚可能在地理空间上对区域经济增长带来的影响。

三、计量模型的构建

空间计量模型考虑了经济学中普遍存在的空间相关性。一个地区的样本观测值依赖于其它地区的观测值。观测值在空间上缺乏独立性,而且空间相关的程度和模式由地区之间的绝对和相对位置所决定。按照Anselin (1988)^[15]的定义,空间计量经

济学是基于对空间结构规范描述基础，关于模型设定、估计、假设检验以及预测的计量经济学方法。在空间计量分析过程中，设定适当的空间权重矩阵最为重要。目前国内大部分学者普遍采用较为简单的空间邻接矩阵，但是该矩阵并不能有效反映区域经济之间的相关关系，甚至会遗漏重要信息，因为即使不相邻但是在经济发展程度相近的地区之间同样会存在相互影响作用。鉴于此，本文选取经济距离矩阵作为空间权重矩阵，可以有效反映在经济距离上靠近但并不在行政区划上相邻地区之间的空间相关关系，在一定程度上能够保留信息的有效性。

空间计量经济学建模思路如下：首先进行空间相关性检验，检验变量是否存在空间自相关性，若检验结果显示存在空间自相关性，则可建立空间计量模型。

（一）Moran' s I 指数

本文是为了解释长江经济带 39 个城市金融集聚对经济增长的影响，需要使用一般空间统计量 Moran' sI 指数对数据进行检验(Anselin, 1988) 。在计算 Moran' s I 指数前，首先要构建 39 个城市之间的空间权重矩阵 W，其元素 W_{ij} 构造原则为：

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|Y_i - Y_j|} & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases}$$

$$Y_i = \frac{1}{10} \sum_{t=2004}^{2013} Y_{it}$$

式中 $i = 1, 2, \dots, N$ ； $j = 1, 2, \dots, N$ ， Y_{it} 为经济变量，代表第 i 个地区第 t 年的实际人均收入水平，特别提醒的是，矩阵 W 所有对角线上的元素都是 0。

Moran' s I 指数表示为：

式中 $i = 1, 2, \dots, N$ ； $j = 1, 2, \dots, N$ ， Y_{it} 为经济变量，代表第 i 个地区第 t 年的实际人均收入水平，特别提醒的是，矩阵 W 所有对角线上的元素都是 0。

Moran' s I 指数表示为：

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中， n 为地区总数， x_i 是第 i 个地区的观测值， $\bar{x}$ 是观测值的样本均值， W_{ij} 是空间权重矩阵中第 i 行第 j 列的元素。Moran' s I 指数表示区域经济活动的相关性，其中 Moran' s I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$ 。当 Moran' s I 指数大于 0，表示空间正相关，其数值越大表示正相关性越大；Moran' s I 指数小于 0，表示空间负相关，其数值越小表示负相关性越大；Moran' s I 指数趋于 0 时，表示空间分布呈现随机分布。

（二）空间计量模型

当数据通过 Moran' s I 指数检验后，需要对空间计量模型进行选择。空间计量模型包括空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型。

1. 空间滞后模型 (SAR) :

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， ρ 度量了相邻区域观测值对本区域观测值的影响程度， W_{ij} 表示经过行标准化处理后的空间权重矩阵的矩阵元素， $\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt}$ 表示空间滞后因变量，即相邻区域观测值的加权平均值。

2. 空间误差模型 (SEM) :

$$y_{it} = X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (4)$$

其中， λ 度量了相邻区域关于因变量的误差冲击对本区域观测值的影响程度， W_{ij} 表示经过行标准化处理后的空间权重矩阵

的矩阵元素， $\sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt}$ 表示空间滞后误差变量，即相邻区域观测值的误差冲击的加权平均值。

3. 空间杜宾模型 (SDM) :

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta_1 + \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} \beta_2 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， ρ 是空间自回归参数，度量了相邻区域观测值对本区域观测值的影响程度， W_{ij} 表示经过行标准化处理后的空间权重矩阵的矩阵元素， $W_{ij}X_{jt}$ 是模型中加入的一个空间滞后解释变量。

（三）LM 检验

对于一般的计量模型，研究普遍选择OLS 方法进行估计。由于本文考虑到空间滞后模型中可能存在的自变量的内生性，OLS 可能会导致计量上的不一致性和有偏性，在数据通过Moran' sI 检验之后，需要对其进行拉格朗日乘数检验（LM 检验），其包含极大似然LM（Lag）检验、R²-LM（lag）检验、LM（Error）检验和R²-LM（Error）检验（Anselin, 1988）。

（四）模型设定

本文选取LnGDP 作为被解释变量，选取银行业贷款总值指标（LnBank）、证券业总值指标（Ln-Stock）和保险业总值指标（LnInsure）作为解释变量，其中LnGDP 表示经济总量，LnBank 表示银行业贷款余额总量，LnStock 表示A 股发行股票总值，Ln-Insure 表示全部保险机构保险费收入。其中Ln 表示对数据进行了对数化处理。

根据空间计量经济学的理论，空间经济效应的模型假设主要表现为空间滞后模型和空间误差模型这两类基本形式。

在空间滞后模型中，变量的空间相关关系由因变量的空间滞后项来反映。因此，设立反映长江经济带 39 个城市金融集聚与经济发展的空间滞后模型为：

$$\begin{aligned} \ln GDP = & \beta_0 + \beta_1 \ln Bank + \beta_2 \ln Stock + \beta_3 \ln Insure \\ & + \rho W \ln GDP + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

式中，W 表示 $n \times n$ 阶经济距离矩阵， ρ 为空间误差自相关系数。

在空间误差模型中，模型研究地区间的相互关系是通过误差项的结构关联来实现。因此，设立反映长江经济带 39 个城市金融集聚与经济增长的空间误差模型为：

$$\begin{aligned} \ln GDP = & \beta_0 + \beta_1 \ln Bank + \beta_2 \ln Stock + \beta_3 \ln Insure \\ & + \lambda W \mu + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

式中， λ 为空间误差自相关系数， $W \mu$ 为空间滞后误差项。

为了检验金融集聚对周围地区的溢出效应，本文选择SDM 模型并引入金融集聚的空间变量，分别用LnWBank、LnWStock 和LnWInsure 表示银行业、证券业和保险业的空间变量，分别建立基于SAR 模型和SEM 模型的SDM 模型，模型表达式分别为：

$$\begin{aligned} \ln GDP = & \beta_0 + \beta_1 \ln Bank + \beta_2 \ln Stock + \beta_3 \ln Insure \\ & + \beta_1 \ln WBank + \beta_2 \ln WStock + \beta_3 \ln WInsure + \rho W \ln GDP \\ & + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \ln GDP = & \beta_0 + \beta_1 \ln Bank + \beta_2 \ln Stock + \beta_3 \ln Insure \\ & + \beta_1 \ln WBank + \beta_2 \ln WStock + \beta_3 \ln WInsure + \rho \ln W \mu + \\ & \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

式中， $W_{ij}X_{jt}$ 是模型中加入的一个空间滞后解释变量。由于空间效应的存在，若继续使用最小二乘法对上述模型进行估计，可能导致较大的偏差甚至无效结果。因此，本文选择极大似然法估计上述模型的参数。

四、实证分析

（一）因子分析

因子分析是测度长江经济带的金融集聚程度的基础，借鉴以往学者的研究和长江经济带的金融发展实际情况，本文选取8个指标来测算长江经济带的金融集聚程度，分别是金融产值、金融机构存款余额、金融机构贷款余额、居民储蓄额、保费收入、股票总值、保险密度、和股票密度。

考虑到指标体系中的指标较多，盲目减少指标会导致最终结果出现偏差。因子分析法能够考虑指标之间的关系，能将多个指标转化为较少的几个之间不相关的综合指标。本文先采用因子分析法对长江经济带39个城市的金融集聚程度进行评价。

计算得出 KMO 值为 0.834，Sig. 值为 0.000。根据 KMO 的度量标准，该组的原始变量适合做因子分析。通过运算可以得到方差分析表，如表 1 所示：

表 1 长江经济带的金融集聚程度的方差贡献分析表

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差的%	累计%	合计	方差的%	累计%	合计	方差的%	累计%
1	6.165	77.058	77.058	6.165	77.058	77.058	6.05	75.644	75.644
2	1.116	13.955	91.013	1.116	13.955	91.013	1.22	15.369	91.013
3	0.503	6.291	97.304						
4	0.159	1.989	99.293						
5	0.031	0.389	99.681						
6	0.017	0.212	99.893						
7	0.005	0.062	99.893						
8	0.004	0.045	100.00						

通过表 1 可见，其累计方差贡献率达到 91.013%，说明前两个因子对解释变量的贡献率最大，已经涵盖了原始数据的大部分信息。从第三个变量起，累计贡献率呈现出平稳趋势，根据因子分析原则，可以提取 2 个公共因子来代替原始的 8 个变量对长江经济带的金融集聚程度进行解释，并得出各城市金融集聚的综合得分函数，即：

$$F_i = 0.77058F_1 + 0.13955F_2 \quad (10)$$

根据上述分析，可以进一步计算得到长江经济带 39 个城市金融集聚的公共因子和综合得分，结果如表 2 所示。

表 2 2013 年长江经济带各城市金融集聚因子得分表

城市	F1	F2	综合得分	排名	城市	F1	F2	综合得分	排名
上海	4.59311	-0.05453	3.5317	1	宜昌	-0.34459	-0.42099	-0.3243	21
杭州	1.37458	0.59758	1.1426	2	黄冈	-0.50682	-0.05373	-0.3980	22
重庆	1.44735	-0.54585	1.0391	3	铜陵	-0.46694	-0.52064	-0.4325	23
南京	1.19486	0.67623	1.0151	4	岳阳	-0.41415	-0.83275	-0.4353	24
成都	1.12408	0.85153	0.9850	5	宜宾	-0.48263	-0.72269	-0.4728	25

苏州	1.13503	-0.15357	0.8532	6	攀枝花	-0.57526	-0.28426	-0.4829	26
宁波	0.68896	0.46964	0.5964	7	安庆	-0.55511	-0.40069	-0.4837	27
武汉	0.66229	-0.0097	0.5090	8	九江	-0.53241	-0.73386	-0.4843	28
无锡	0.50717	0.11308	0.4066	9	马鞍山	-0.53241	-0.53978	-0.4856	29
南通	0.18714	0.08744	0.1564	10	池州	-0.63704	-0.13479	-0.5097	30
常州	0.1029	0.36339	0.1300	11	泸州	-0.65769	-0.09742	-0.5204	31
绍兴	0.02794	-0.22466	-0.0098	12	万州	-0.6073	-0.42312	-0.5270	32
嘉兴	-0.03959	0.08026	-0.0193	13	黄石	-0.58404	-0.58091	-0.5311	33
合肥	0.01552	-0.27055	-0.0258	14	咸宁	-0.6465	-0.26875	-0.5357	34
湖州	-0.17695	0.55169	-0.0594	15	涪陵	-0.59653	-0.62428	-0.5468	35
恩施	-1.11032	5.42659	-0.0983	16	巢湖	-0.70407	-0.04022	-0.5482	36
扬州	-0.17112	0.16678	-0.1086	17	鄂州	-0.59542	-0.69808	-0.5562	37
舟山	-0.20622	0.05652	-0.151	18	芜湖	-0.57866	-0.8091	-0.5588	38
镇江	-0.23094	-0.06023	-0.1864	19	水富	-0.60808	-0.65912	-0.5606	39
荆州	-0.53704	0.72357	-0.3129	20					

综合得分的正项和负项是由于因子分析法在数据标准化过程中造成的，若为正项，则表明是比平均水平要高，若为负项，则是低于平均水平。从表4—6中可以看出，在39个城市中，金融集聚程度高于平均水平的城市有11个，为上海、杭州等城市，其余28个城市的金融集聚程度低于整个长江经济带的平均水平。金融集聚综合得分高于平均水平的城市绝大部分为一级中心城市和二级中心城市，这些城市金融资源较为丰富，金融市场化程度较高。

金融集聚程度综合得分最高的是上海，达到了3.5317，远高于其他城市，这与其金融机构数量众多、金融规模较大、金融市场相对完善有着密切的关系。金融集聚得分最低的是水富市，为-0.5606，这主要是因为水富市在金融要素等方面相较于长江经济带的其他城市均处于相对劣势地位。

单从因子分析法来看，各城市金融集聚程度不一，且城市之间的金融集聚程度有着较大的差异，为了解长江经济带各城市之间的金融集聚程度以及金融集聚对经济增长的影响，需要做进一步空间计量分析。

（二）空间计量分析

1. 空间相关性分析

为保证数据来源的客观性和系统性，本文采用《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国人民银行年度数据》2004—2013年39个城市的数据进行计量分析。

表3 各变量的 Moran' s I 指数统计

	银行业			证券业			保险业		
年份	Moran' sI	Z 值	P 值	Moran' sI	Z 值	P 值	Moran' sI	Z 值	P 值
2004	0.3322	1.864	0.062	0.0541	0.891	0.4288	0.2557	2.149	0.032
2005	0.3390	1.898	0.057	0.0385	0.810	0.4788	0.2419	2.096	0.047
2006	0.3453	1.952	0.050	-0.0066	0.568	0.6428	0.2475	2.099	0.047
2007	0.3335	1.915	0.055	-0.1170	-0.039	0.8608	0.2070	2.004	0.056
2008	0.3226	1.868	0.061	0.0625	0.935	0.4038	0.2491	2.092	0.046
2009	0.2961	1.747	0.081	0.1527	1.410	0.1858	0.2559	2.319	0.032
2010	0.2901	1.702	0.090	0.2359	1.809	0.0798	0.2585	2.317	0.032
2011	0.3040	1.771	0.077	0.2951	2.106	0.0348	0.2699	2.367	0.030
2012	0.3074	1.788	0.074	0.2815	2.040	0.0428	0.2655	2.348	0.031
2013	0.3234	1.875	0.061	0.2360	1.803	0.0808	0.2730	2.392	0.029

从表3 可以看出大部分指标的Moran' s I 指数都通过了显著性检验。金融集聚的Moran' s I 指数统计表明长江经济带39 个城市的金融发展存在一定程度上的空间相关性。其中，用银行贷款总量来表示银行业指标，股市总值来表示证券业指标，用保费收入总值来表示保险业指标。通过Moran' s I 指数可以看出长江经济带的金融集聚是由于空间相关性产生，在全局上表现出较强的空间依赖性。从2004—2013 年的Moran' s I 指数的变化程度来看，银行业和保险业的空间相关性显著，且符号均为正，证券业的空间相关性不显著，且符号有正有负，这和我证券业发展还处在初级阶段，证券市场的建设还较不健全有关。

2. 长江经济带的金融集聚对经济增长影响的计量分析

上面的 Moran' s I 指数结果显示银行业、证券业和保险业在 2004—2013 年间呈现一定程度上的空间相关关系，这也符合目前我国金融发展的现状。接下来，本文即采用空间计量模型来对长江经济带的金融集聚和经济增长之间的关系进行分析。表 4 中列出传统计量模型估计结果，可以看出残差项的 Moran' s I 指数通过了的显著性检验，说明模型存在空间遗漏变量，因此需要使用空间计量模型进行进一步的分析。表 4 中的各拉格朗日乘子(Lagrange Multiplier, LM) 的比较有助于我们进一步判断空间计量模型的具体形式。

表 4 传统计量模型估计结果

	银行业	证券业	保险业	P 值
ρ	0.3209	0.0983	0.2766	
R ²	0.0435			
Adjusted - R ²	0.0223			
σ^2	0.0368			
Moran' s I (error)	0.1062			0.082
LM (lag)	5.1123			0.046
R - LM (lag)	8.2226			0.029
LM (error)	4.0875			0.077
R - LM (error)	6.5108			0.036

为了从总体上判断和分析长江经济带的金融集聚对经济增长影响的性质和程度，我们分别通过 SAR(空间滞后模型)、SEM(空间误差模型)、SDM(1)(基于空间滞后模型设立的空间杜宾模型)、SDM(2)(基于空间误差模型设立的空间杜宾模型)对长江经济带的金融集聚和经济增长之间的关系进行空间计量分析。同时，在四类模型中，我们对空间固定效应进行控制，因此，表 5 列出四类只包含空间固定效应的模型估计结果。

表 5 空间计量模型估计结果

模型	SAR	SEM	SDM (1)	SDM (2)
C	3.8649 **	4.5565 **	5.6189 **	5.7384 **
Bank	0.2668 **	0.4018 **	0.4692*	0.4324*
Stock	0.1752*	0.1809*	0.1004	0.1102
Insure	0.4614 **	0.5528 **	0.5205*	0.5721*
W - Bank			0.2636*	0.2283*

W – Stock			0. 1081	0. 1556
W – Insure			0. 3325*	0. 3472*
Wy	0. 1068*	0. 0987*	0. 1523*	0. 1542*
R2	0. 8623	0. 8536	0. 9009	0. 8924
Adjusted – R2	0. 7501	0. 7464	0. 8125	0. 8058
σ^2	0. 0142	0. 0158	0. 0135	0. 0138
Loglikelihood	62. 1860	61. 8865	73. 3356	73. 1028

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验。

利用极大似然法对上述模型进行估计，结果显示空间系数Wy 在统计结果上表现显著，这在一定程度上证明了空间相关性的存在。由于SAR 模型的loglikelihood值(62. 1860) 大于SEM 模型的loglikelihood值(61. 8865) ，基于此，我们认为SAR 模型对空间效应进行了更好的拟合。同时，通过表3 中的各拉格朗日乘子(Lagrange Multiplier, LM) 的比较，LM(lag) 值和R – LM(lag) 值都大于LM(error) 值和R – LM(error) 值，结果同样表明SAR 模型比SEM模型表现更好(Anselin, 2005) 。这说明，长江经济带的金融集聚对经济的发展状况关系密切，反映出长江经济带39 个省市之间的金融集聚程度对经济增长有着一定程度上的影响。

接下来，我们对四个模型的拟合优度进行比较，结果显示SDM(1) 的拟合优度最高，达到0. 8125，说明SDM(1) 中引入金融要素变量相对合理。同时可以看出，SDM(1) 中大部分金融要素都通过了显著性检验，说明长江经济带的金融集聚对经济增长存在着空间溢出效应。

通过对SDM(1) 的统计结果进行分析，得出以下分析结果：

第一，根据表5 可以看出在四个模型中无论是空间滞后模型、空间误差模型还是空间杜宾模型，其调整后R2 的值相对都比较大。似然函数估计的对数值loglikelihood 的绝对值都比较大，常数项及各项解释变量的系数大都通过了显著性水平检验，这也反映了面板数据的变量存在空间相关性，表明本文所选择的面板空间计量模型的适用性。

第二，银行业在空间固定效应下表现为系数显著为正，说明在空间维度上，虽然长江经济带沿线各城市金融发展水平不平衡，但是银行业的集聚确实对经济在空间上产生了促进作用，说明银行业是促进长江经济带经济发展的主要因素。但是，由于银行贷款在短期内不能快速转化成为支持区域经济发展的动力，在一定程度上不能满足长江经济带经济发展的整体要求。

第三，证券业在空间固定效应下系数虽然表示为正，但从系数看证券业的溢出效应最小，说明证券业的经济杠杆作用尚未充分发挥，对经济增长的影响并不显著。这也和我国证券市场的发展还处于初级阶段，市场制度尚未健全，股市发展水平不高的现状相符。

第四，保险业在所有模型的系数中都显著表现为正。这与我国保险业的发展趋于稳定有关。由于长江经济带的经济活动中存在大量基础设施建设，这些工程不仅工期长而且风险较大，所以保险对经济的发展具有降低预期风险的作用，转而推动了长江经济带经济的增长。

综上所述，根据分析空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型的结果发现，模型中各变量系数大都通过了显著性检验。银行业是促进长江经济带经济发展的主要来源，这与我国经济社会发展的资金主要还是通过银行实现的社会现实保持一致。证券业促进长江经济带经济增长的杠杆作用尚未充分发挥出来，计量结果也符合证券业发展的现实情况。保险业具有风险分担能

力，能够有效参与重大经济活动的建设，其集聚作用对长江经济带经济增长的影响作用较为明显。

五、结论和政策建议

本文运用2004—2013 年长江经济带39 个城市的面板数据考察金融集聚对经济增长的空间相关性影响，考虑到面板数据的空间滞后效应和空间误差效应，采用空间计量方法进行假设检验。通过建立空间滞后模型和空间误差模型对长江经济带经济增长的影响因素进行实证检验，同时考虑到金融集聚的溢出效应，建立空间杜宾模型对数据进行检验，得出下述结论。

首先，长江经济带39 个城市之间的金融集聚存在着较强的空间相关性，其在一定程度上能够有效促进区域经济的发展。其次，银行业和保险业的稳定发展是影响长江经济带经济发展的主要因素。最后，证券业对长江经济带经济增长的影响并不显著。这是由于我国证券业的发展还处于初级阶段，市场制度尚未健全，股市发展水平不高的原因所导致。

综合上述结论，并且为了更好地发挥长江经济带的金融集聚辐射作用，本文提出以下建议：首先，长江经济带各城市之间要加强金融合作，完善区域经济发展的融资渠道，在一定程度上减少行政区划造成的省市之间独立发展经济的局面，形成区域金融一体化，加快长江经济带的城市之间金融资源的自由流动，以市场的力量推动区域经济的发展。其次，完善证券市场体系，促进金融发展。由于我国的证券业起步晚、水平低，目前仍然处于发展的初级阶段。虽然东部的证券发展水平高于内陆地区，但是仍和发达国家的证券业有很大的差距。政府应该鼓励证券市场对长江经济带进行直接融资，发挥风险投资对区域经济的金融支持作用，协同促进长江经济带经济的发展。最后，建立多元金融结构体系。长江经济带各城市利用共同的金融资源以促进区域经济的进一步发展，并通过市场化相关机制和利益补偿机制，以达成双赢或多赢的局面。这在一方面有助于长江经济带金融中心的形成，另一方面也能够实现经济发展的金融创新体制，在新常态下实现长江经济带的新的的发展。

参考文献：

- [1] Kindleberger C P. The Formation of Financial Centers: A Study of Comparative Economic History [M]. Princeton: Princeton University Press, 1974: 58 — 70.
- [2] Pandit N R, Gary A. S. , Cook G. M. , Peter Swann. A Comparison of Clustering Dynamics in the British Broadcasting and Financial Services Industries [J]. International Journal of the Economics of Business, 2002, 9(2) : 195 — 224.
- [3] Taylor, Peter J. Financial Services Clustering and its Significance for London [M]. London: Corporation of London, 2003.
- [4] Sokol M. Space of flows, uneven regional development, and the geography of financial services in Ireland [J]. Growth and Change, 2007, 38(2) : 224 — 259.
- [5] Hassan M K, Sanchez B, Yu J S. Financial development and economic growth: New evidence from panel data [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2011, 51(1) : 88 — 104.
- [6] Wen — Tai Hsu, Ping Wang. Trade, Firm selection, and Industrial Agglomeration [J]. Regional Science and Urban Economics, 2012, 42(6) : 975 — 986.
- [7] 黄解宇, 杨再斌. 金融集聚论——金融中心形成的理论与实践解析 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2006: 37

— 77.

[8]] 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(05) : 113 — 123.

[9] 张晓燕. 金融产业集聚及其对区域经济增长的影响研究 [D]. 山东: 山东大学, 2012.

[10] 丁帅. 城市金融产业集聚的影响因素研究———基于长三角经济圈的实证分析 [J]. 金融纵横, 2013(06) : 58 — 65.

[11] 豆晓利. 基于空间模型的中国金融集聚对区域经济增长的溢出作用分析 [J]. 区域经济评论, 2013(06) : 113 — 120.

[12] 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(02) : 89 — 96.

[13] 郑建锋, 曾冰. 新常态下金融效率对区域经济敛散性的影响研究———基于省际面板数据的分析 [J]. 经济问题探索, 2016(05) : 138 — 145.

[14] 王松奇, 韩晓宇, 杨哲. 新常态下金融发展对收入分配的双重门槛效应———基于省级面板数据的分析 [J]. 经济问题探索, 2016(05) : 179 — 185.

[15] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models, Kluwer, Dordrecht. 1988.