

金融资源空间集聚对经济增长的空间效应分析

——基于中国省域空间面板数据的实证分析

刘帅

(西南财经大学中国金融研究中心四川成都 611130)

摘要: 考虑到空间因素在金融资源空间集聚中的作用, 本文运用前沿的空间分析技术考察了 2000~2010 年间我国金融资源空间集聚与经济增长的空间相关性。研究表明: 我国金融资源在空间分布上呈现出显著的空间非均质性特征, 空间集聚和空间集群特征明显, 但集聚力量较弱。通过单变量和双变量空间相关性分析, 得出中心地区金融资源空间集聚与邻近地区经济增长以及邻近地区金融资源空间集聚与中心地区经济增长的空间相关模式。在空间相关性分析基础上, 本文通过构建空间滞后 (SLM) 和空间误差 (SEM) 空间分析模型证实了金融资源空间集聚对经济增长产生明显的空间依赖性和空间溢出效应。

关键词: 金融资源; 空间集聚; 空间相关性

引言

金融是经济的核心, 随着信息技术的发展, 金融已经突破传统地理空间上的局限, 能够在遥远的不同地区间实现低成本、便捷化配置资源。金融作为一种核心性、战略性资源, 其本身具有稀缺性而又“内在于经济”(白钦先, 2000, 2003)。然而, 随着经济社会的发展, 金融空间集聚现象越来越明显, 这种集聚不仅表现在金融产业的空间集聚, 更表现在金融资源的空间集聚, 前者是产业集聚的分支部分, 而后者则是指金融资源的地区流动(曾康霖, 2008)。可是, 金融的空间影响却被传统的经济学理论所忽视。

自从克鲁格曼将地理学纳入到经济学的分析框架中以来, 经济活动的空间影响才逐渐引起了经济学家的重视。其理论对金融学的发展也产生了重要影响, 金融的空间影响也逐渐的纳入到学者们的分析框架中。在考虑空间影响因素的条件下, 我国金融资源的空间分布情况如何? 我国金融资源的空间集聚对经济产生什么样的影响? 本文的目的就在于通过空间技术分析, 构建空间计量模型, 试图对我国金融资源空间集聚与经济增长的关系进行实证分析, 从而揭示我国金融资源空间集聚的特征及其对经济的影响, 以期为制定合理的金融空间布局 and 地区发展政策提供参考依据。

一、我国金融资源空间分布格局

将上述金融资源进行汇总, 从总体和个体上来看我国金融资源空间分布和发展情况, 见图 1~图 8。本文将我国各省份(不包括台湾省、香港和澳门特别行政区)金融资源划分为 4 个等级, 处于第 1 等级的有 7 个省份, 处于第 2、3、4 等级的分别有 8 个省份。白色、浅灰色、深灰色和黑色区域分别表示处于第 1、2、3、4 等级的省份, 颜色越深表示金融资源越多。

从总量上看(见图 1、图 2), 我国金融资源空间分布发生明显变化, 与 2000 年相比, 2010 年西部地区金融资源得到加强, 这得益于我国的西部大开发政策, 自 2000 年我国正式实施西部大开发以来, 国家先后出台了一系列针对西部地区的优惠政策, 因此, 西部地区金融资源得到加强是不言而喻的, 这也说明国家的西部大开发政策效果是十分明显的; 相比西部地区, 东北地区金融资源减弱十分显著, 不仅表现在总量上, 也表现在分行业上, 作为我国重工业基地的东北地区在经历了国有企业改革后, 面临着转变经济增长方式、产业结构调整等问题, 虽然 2003 年中央正式启动东北老工业基地振兴计划, 但由于各政策间缺乏协调, 金融资源并未有效起到扶持经济政策和产业政策的作用; 中部地区金融资源相对较为稳定,

处于东、西部地区的过渡地带；地区间金融资源差距相对缩小，但我国金融资源仍主要集中在东部沿海地区，并未得到根本改变。

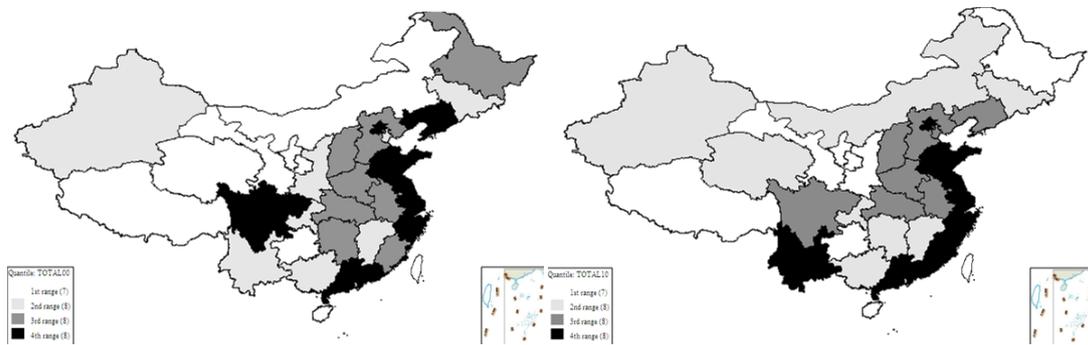


图 1 2000 年我国金融资源总量空间分布图 图 2 2010 年我国金融资源总量空间分布图

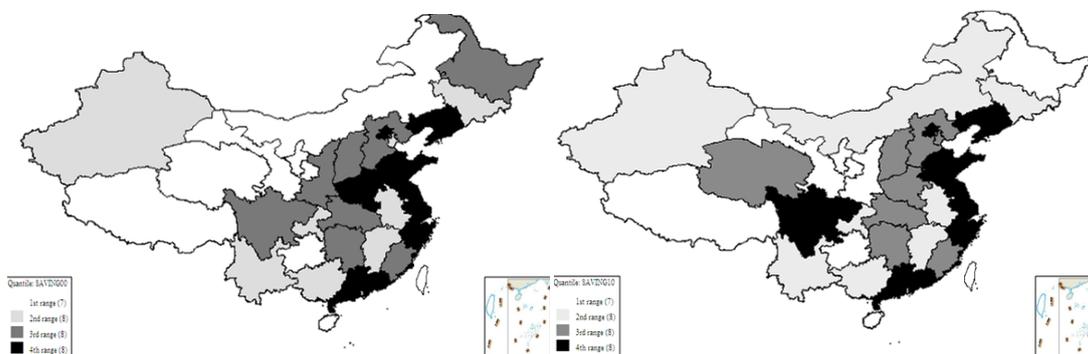


图 3 2000 年我国银行业金融资源空间分布图 图 4 2010 年我国银行业金融资源空间分布图

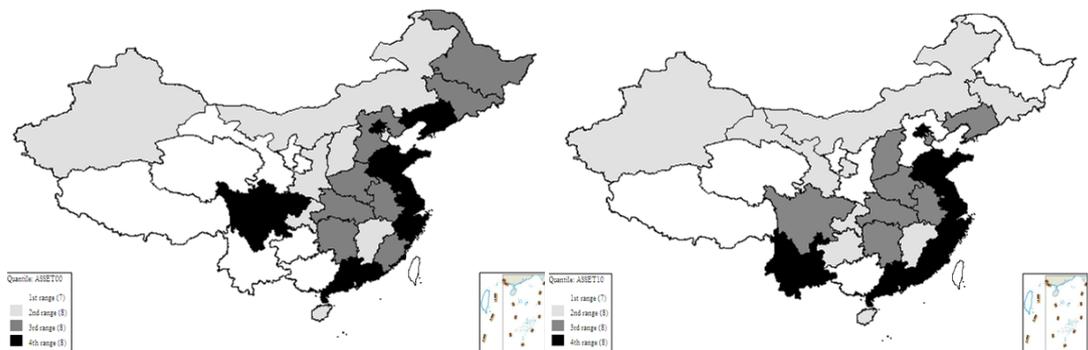


图 5 2000 年中国证券业金融资源空间分布图 图 6 2010 年中国证券业金融资源空间分布图

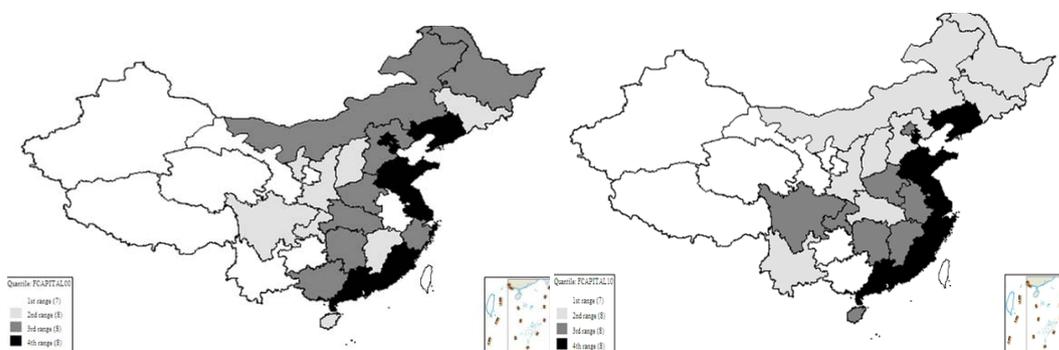


图 7 2000 年我国实际利用外资空间分布图 图 8 2010 年我国实际利用外资空间分布图

具体而言,我国 2000~2010 年各行业金融资源均发生了十分显著的变化,下面本文东、中、西部地区各行业金融资源逐一进行分析。

银行业(见图 3 和图 4):与 2000 年相比,2010 年东部地区银行业金融资源未发生明显变化,金融资源空间分布十分稳定;中部地区银行业金融资源发生了细微变化,河南由第 4 等级下降到第 3 等级;相比东、中部地区,西部地区银行业金融资源得到明显加强,青海由第 1 等级跃居第 3 等级、内蒙古由第 1 等级上升到第 2 等级、四川由第 4 等级下降到第 3 等级。

证券业(见图 5 和图 6):整体上看,虽然东部地区在证券业金融资源上一直保持优势,但也有向中、西部地区扩散的趋势,地区间的差距有缩小的趋势。东、中部地区中,除黑龙江、吉林、河北证券业金融资源得到减弱外,其他各省份并无显著变化;与东、中部地区相比,西部地区证券业金融资源有进一步改善的趋势,如云南从 2000 年的第 1 等级跃居到 2010 年的第 4 等级。

实际利用外资(见图 7 和图 8):2000~2010 年间,实际利用外资空间分布在各地区间发生了非常显著的变化,向东部沿海各省份集聚的趋势非常明显,西部地区实际利用外资主要集聚在川渝地区,而中部地区实际利用外资向沿海地区转移的趋势十分明显。

总之,我国金融资源在空间分布上具有明显的集聚趋势,地区间金融资源分布差异较大,经济发达的东部地区集聚了全国多数的金融资源,而广大的中西部地区金融资源较为稀缺,我国金融资源在空间分布上呈现出非均质性特点。此外,我国金融资源在空间分布上也呈现出明显的集群现象,如环渤海集群、珠三角长三角集群和西藏、青海、甘肃集群。

二、金融资源空间集聚的检验方法及结果

上述分析仅仅是利用金融资源绝对数值直观得出来的结论,在统计学意义上未必成立。下面本文采用空间相关性检验方法验证上述结论的正确性。

(一) 金融资源空间集聚的检验方法:单变量空间相关性检验

空间效应(Spatial Effects)是指各地区间的经济地理行为之间存在的空间相互作用,可分为空间依赖性(Spatial Dependence,也叫空间自相关性(Spatial Autocorrelation))和空间异质性(也叫空间差异性)。

Anselin(1988)认为几乎所有的空间数据都具有空间依赖性或空间自相关性的特征。空间依赖性为空间计量经济学模型识别的第一个来源,其一,它意味着空间上的观测值之间缺乏独立性;其二,它意味着空间相关的强度及模式由空间的绝对位置(格局)和相对位置(距离)共同来决定。空间异质性为空间计量经济学模型识别的第二个来源,它是指地理空间上的地区缺乏均质性,也即存在中心和外围地区、核心和边缘地区、发达和落后地区等经济地理结构,从而导致经济社会发展存在较大的空间差异性。

既然要考虑空间因素,就涉及到空间权值矩阵的选择。目前常用的空间权值矩阵主要有基于临近概念空间权值矩阵(Contiguity Based Spatial Weights)、基于距离的空间权值矩阵(Distance Based Spatial Weights)、基于门槛距离空间权值矩阵(Threshold Distance Spatial Weights)、K 值最临近空间权值矩阵(K-Nearest Neighbor Spatial Weights)和经济社会空间权值矩阵等九种,由每种空间权值矩阵的衡量方法不同,因此如何选择一个合适的空间权值矩阵就显得尤为重要。由于本文主要采用的是省域数据,且各省份间有相邻边界,因此,本文认为采取 K 值最临近空间权值矩阵(K-Nearest Neighbor Spatial Weights)较为合适。

1. 单变量全域空间相关性检验。

全域空间自相关 (Global Spatial Autocorrelation) 是从地区空间整体上刻画金融资源空间分布的集聚情况。本文主要采用 *Moran's I* 指数法对我国金融资源的全域空间相关性进行检验。其表达式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示地区 i 的观测值, n 为地区总数, W_{ij}

为二进制的临近空间权值矩阵, 用以定义空间单元的相互临近关系, 当地区 i 和地区 j 边界相邻时, $W_{ij} = 1$, 否则为 0。

全域 *Moran's I* 的取值范围介于 -1 到 1 之间, 若其数值大于 0, 则说明空间存在正自相关, 即相邻空间单元之间具有相似属性, 表明有集聚现象, 数值越大说明空间分布的正自相关性越强, 集聚的趋势也越强; 若其数值小于 0, 则说明相邻的空间单元之间不具有相似属性, 数值越小则说明各空间单元的离散性越大; 若其数值为 0, 则说明该空间服从随机分布。

2. 单变量局域空间相关性检验。

全域 *Moran's I* 指数可以描述经济变量整体的空间自相关性, 但不能反映具体地区的空间依赖性, 或与空间整体模式不同的地区, 而局域 *Moran's I* 指数则可提供各地区与相邻地区间的空间信息。局域空间相关性又称为空间关联局域指标 (Local Indicators of Spatial Association, LISA), 是探索性空间数据分析的重要组成部分。Anselin L (1995) 认为 LISA 分析应该满足两个条件: 每个空间单元的 LISA 描述了在一定显著性条件下, 围绕该空间单元的其他相似空间单元之间所具有的空间集群程度; 所有空间单元的 LISA 之和与对应的全域空间相关性指标成比例。局域空间相关性的分析主要包括局域 *Moran's I* 指数和局域 Geary 指数, 本文采用的是局域 *Moran's I* 指数, 其表达式为:

$$Moran's I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (i \neq j) \quad (2)$$

式中, $Z_i = x_i - \bar{x}$ 、 $Z_j = x_j - \bar{x}$ 分别表示观测值与均值的离差, x_i 表示空间单元 i 的观测值, W_{ij} 表示空间权值矩阵, 那么 *Moran's I* 就可以表示为空间单元 i 的观测值的离差 Z_i 与其相临近空间单元 j 的观测值离差的加权平均值的乘积。

局域 *Moran's I* 指数还可以表示为:

$$Moran's I_i = \left(\frac{Z_i}{m} \right) \sum_j w_{ij} z_j \quad (i \neq j) \quad (3)$$

式中, m 表示空间观测单元的数量, 若 *Moran's I_i* 值为正, 则说明该空间单元周围存在相似的空间集群; 若 *Moran's I_i* 值为负, 则说明该空间单元周围存在非相似的空间集群。

$$Z(\text{Moran's } I_i) = \frac{\text{Moran's } I_i - E(\text{Moran's } I_i)}{\sqrt{\text{VAR}(\text{Moran's } I_i)}} \quad (4)$$

式中， $E(\text{Moran's } I_i)$ 表示局域 $\text{Moran's } I_i$ 值的期望值， $\text{VAR}(\text{Moran's } I_i)$ 表示局域 $\text{Moran's } I_i$ 值的方差。那么，通过对公式（4）的计算，就可以对局域空间相关性进行显著性检验。

（二）检验结果及分析

表 1 我国省域金融资源空间集聚的单变量全域 $\text{Moran's } I$ 统计值

年份	总体	显著度	银行业	显著度	证券业	显著度	实用外资	显著度
2000	0.0965	0.0962	0.0954	0.1036	0.0395	0.2193	0.0590	0.0994
2001	0.0892	0.1082	0.0910	0.1062	0.0113	0.2747	0.0507	0.1416
2002	0.0735	0.1277	0.1006	0.0910	-0.0349	0.2831	0.1150	0.0485
2003	0.0896	0.1097	0.1240	0.0709	-0.0340	0.2882	0.1450	0.0513
2004	0.1064	0.0857	0.1495	0.0498	-0.0334	0.2868	0.3008	0.0048
2005	0.1051	0.0952	0.1574	0.0445	-0.0441	0.2588	0.2798	0.0050
2006	0.0013	0.0486	0.1607	0.0412	-0.0390	0.2577	0.2711	0.0069
2007	0.0148	0.0921	0.1671	0.0347	-0.0432	0.2214	0.2901	0.0057
2008	0.0134	0.0950	0.1733	0.0364	-0.0445	0.2234	0.2457	0.0062
2009	0.0136	0.0928	0.1661	0.0415	-0.0458	0.2009	0.2484	0.0083
2010	0.0206	0.0482	0.1712	0.0383	-0.0523	0.2281	0.2233	0.0131

注： $\text{Moran's } I$ 统计值采用了 K 值最临近空间权重矩阵，K=4；随机性检验中，采用 0.001 的显著性水平。

从全域角度看（见表 1），总体上，我国金融资源在空间分布上显示出显著的正空间相关性，说明金融资源的空间分布并不是随机产生的，而是与空间因素相关联的，但统计值较小，说明金融资源空间集聚在全域上空间相关度较弱，集聚力量并不强。

具体来看，银行业和实际利用外资表现出十分显著的正空间自相关性，统计值较大，说明银行业和实际利用外资空间集聚力量较强，其中银行业金融资源空间集聚有逐步加强的趋势，而实际利用外资则经历了先加强后减弱的“倒 U 型”趋势。证券业表现出不显著的负空间自相关性特征，且相关度较弱，说明我国各地区间证券业发展在空间上不具有相似属性，趋于均衡发展，这与我国证券业处于发展初期阶段是相一致的。

表 2 我国省域金融资源空间集聚的单变量局域 $\text{Moran's } I$ 统计值

年份	总体	显著度	银行业	显著度	证券业	显著度	实用外资	显著度
2000	0.0520	0.1364	0.0677	0.1187	-0.0231	0.7177	0.1624	0.0438
2001	0.0327	0.1621	0.0513	0.1350	-0.0353	0.6769	0.1192	0.0719
2002	0.0166	0.1846	0.0475	0.1469	-0.0496	0.5642	0.1521	0.0423
2003	0.0232	0.1651	0.0641	0.1256	-0.0492	0.5583	0.2928	0.0049
2004	0.0305	0.1568	0.0801	0.1114	-0.0494	0.5630	0.3325	0.0022
2005	0.0313	0.1619	0.0777	0.1193	-0.0536	0.5241	0.3110	0.0040
2006	-0.0186	0.7442	0.0773	0.1093	-0.0371	0.4744	0.3537	0.0027
2007	-0.0257	0.6544	0.0812	0.1044	-0.0388	0.4779	0.3740	0.0012

2008	-0.0263	0.6644	0.0831	0.1058	-0.0401	0.4704	0.3014	0.0030
2009	-0.0253	0.6809	0.0910	0.0892	-0.0410	0.4498	0.2138	0.0182
2010	-0.0246	0.6777	0.1047	0.0798	-0.0418	0.4243	0.1381	0.0597

注: *Moran's I* 统计值采用了 K 值最临近空间权值矩阵, K=4; 随机性检验中, 采用 0.001 的显著性水平。

从局域角度看 (见表 2), 总体金融资源和证券业金融资源空间集聚并为通过显著性水平检验; 银行业空间集聚显著性水平较弱, 说明银行业金融资源存在一定的空间集群现象, 即各省份银行业金融资源与邻近省份间具有相似的属性; 实际利用外资空间集聚最为显著, 统计数值也较大, 说明实际利用外资空间集群现象明显, 实际利用外资在各省份间溢出效应明显。

三、变量、数据与方法

(一) 数据来源与变量选取

本文采用的空间样本数据是除我国台湾省、香港和澳门特别行政区的大陆 31 个省、自治区和直辖市的年度数据。样本区间为 2000~2010 年, 数据主要来源于《新中国六十年统计资料汇编》、《中国金融统计年鉴 (2001~2011)》、《中国统计年鉴 (2001~2011)》、《中国证券期货统计年鉴 (2001~2011)》, 部分数据来源于各省份《统计年鉴》及统计公报。

变量选取及说明见表 3。

表 3 2000~2010 年我国各省份变量选取及说明

变量	含义	计算方法
GDP	国内生产总值	各地区 GDP
LQ ^{bank}	银行业区位熵	地区人均存贷款余额/全国人均存贷款余额
LQ ^{security}	证券业区位熵	地区人均上市公司总资产/全国人均上市公司总资产
LQ ^{fcapital}	实用外资区位熵	地区人均实用外资/全国人均实用外资

注: 本文选择区位熵来测算各省份金融资源的集聚程度。

(二) 实证方法与模型

1. 空间计量模型

空间计量模型有多种 (Anselin 等, 2004), 本文采用的空间计量模型主要是纳入了空间效应 (空间相关和空间异质) 的空间常系数回归模型, 包括空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM) 和空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM)。

(1) 空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM)

空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM) 主要是探讨各变量在一个地区是否具有扩散效应 (或溢出效应)。其表达式为:

$$Y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

式中, Y 为因变量 (或被解释变量); X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵; ρ 为空间回归系数 (为矢量), 取值介于 -1 和 1 之间, 反映了临近空间单元之间的溢出效应大小和方向; W 为 $n \times n$ 的空间权值矩阵, W_y 为空间滞后因变量; ε 为随机误差向量。参数 β 主要反映了自变量 X 对因变量 Y 的影响, 空间滞后因变量 W_y 是一内生变量, 反映了空间距离对各

空间单元之间的作用。

(2) 空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM)

空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM) 的表达式为:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (7)$$

式中, Y 为因变量 (或被解释变量); X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵; W 为 $n \times n$ 的空间权值矩阵; ε 为随机误差向量; u 为正态分布的随机误差向量; 参数 β 为自变量 X 对因变量 Y 的影响系数, λ 为因变量向量的空间误差系数 (为矢量), 取值介于 -1 和 1 之间, 反映邻近空间单元之间的依赖程度, 其空间依赖作用存在于误差项之中, 度量了临近地区观测值 Y 的误差冲击对本地区观测值 Y 的影响方向和程度。

由于上述两种模型纳入了空间效应, 如果仍采用最小二乘法估计, 则系数估计值会有偏或者无效, 根据 Anselin (1998) 建议, 本文采用极大似然估计方法。

(3) 空间计量模型的选择与检验

判断各空间单元之间的相关关系是否存在, 以及空间滞后模型和空间误差模型哪个更合适, 一般可通过包括 Moran's I 指数、两个拉格朗日乘数形式 LMERR、LMLAG 及稳健的 R-LMERR、R-LMLAG 等形式来实现。针对这个问题 Anselin 和 Florax (1995) 提出了如下判别标准: 如果在空间相关性的检验中发现 LMLAG 较 LMERR 在统计上更加显著, 且 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著, 则可以判断空间滞后模型较为合适; 相反, 如果 LMERR 比 LMLAG 在统计上更加显著, 且 R-LMERR 显著而 R-LMLAG 不显著, 那么就可以判断空间误差模型较为合适。除了拟合优度 R^2 检验以外, 常用的检验还有: 对数似然值 (Log Likelihood, LogL), 似然比率 (Likelihood Ratio, LR)、赤迟信息准则 (Akaike Information Criterion, AIC)、施瓦茨准则 (Schwartz Criterion, SC), 其中, 对数似然值越大, AIC 和 SC 值越小, 则模型的拟合优度越好。

2. 计量模型设定

从上面的分析及结合相关经济理论, 本文建立了双对数线性计量模型为:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中, $y_{it} = \ln GDP_{it}$, 表示各省份历年 GDP 对数值;

$x_{it} = (\ln LQ_{it}^{bank}, \ln LQ_{it}^{fcapital}, \ln LQ_{it}^{asset})$, 表示各省份历年银行业、实际利用外资和证券业区位

熵的对数值; α_{it} 表示截距项、 β_{it}' 为面板数据回归系数、 ε_{it} 表示面板数据回归残差项。

四、实证研究

根据空间统计学和空间计量经济学原理及方法, 本文认为进行空间计量经济分析的基本思路为: 首先检验自变量与因变量之间是否存在空间相关性 (或空间效应), 如果存在, 则需要在空间计量经济理论及方法下, 建立空间计量经济模型进行估计和检验。

(一) 双变量空间相关性检验及结果

以上讨论的空间相关性检验都局限于单变量本身, 金融资源空间集聚对经济增长的空间相关性如何就需要构建双变量空间相关性测度指标。本文主要借鉴 Lee (2001) 提出的双变量空间相关性指标, 该指标结合了皮尔逊相关系数和 Moran's I 指数的特征, 表达式为:

$$L_{x,y} = \frac{n}{\sum_i (\sum_j W_{ij})^2} \frac{\sum_i \left[\left(\sum_j W_{ij} (X_j - \bar{X}) \right) \left(\sum_j W_{ij} (Y_j - \bar{Y}) \right) \right]}{\sqrt{\sum_i (X_i - \bar{X})} \sqrt{\sum_i (Y_i - \bar{Y})}} \quad (9)$$

式中， $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$ ， $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j$ ， X_j 和 Y_j 分别表示地区 i 的不同观测指标， n 为地区总数， W_{ij} 为二进制的临近空间权值矩阵，用以定义空间对象的相互临近关系。

双变量空间相关性可分为双变量全域空间相关性和双变量局域空间相关性，另外，根据双变量是同期还是跨期数据，又可划分为静态空间相关性和动态空间相关性，根据双变量空间加权顺序不同，可用于描述中心地区与邻近地区变量间的空间溢出效应。本文主要采用的是静态双变量全域空间相关性分析和静态双变量局域空间相关性分析，结果见表4~表7。

表4 我国省域中心地区金融资源空间集聚与邻近地区经济增长的

静态双变量全域空间相关性统计值

年份	总体	显著度	银行业	显著度	证券业	显著度	实用外资	显著度
2000	0.1899	0.0436	0.2589	0.0033	0.2382	0.0075	0.2889	0.0013
2001	0.1956	0.0348	0.2539	0.0041	0.2263	0.0095	0.2978	0.0010
2002	0.1954	0.0341	0.2549	0.0037	0.2178	0.0137	0.3180	0.0008
2003	0.2069	0.0253	0.2653	0.0046	0.2168	0.0105	0.3466	0.0010
2004	0.2401	0.0095	0.2947	0.0012	0.2400	0.0050	0.4060	0.0002
2005	0.2290	0.0128	0.2826	0.0019	0.2280	0.0073	0.3885	0.0001
2006	0.1773	0.0352	0.2785	0.0032	0.1321	0.1025	0.3899	0.0001
2007	0.1730	0.0364	0.2802	0.0034	0.1430	0.0786	0.4000	0.0002
2008	0.1808	0.0305	0.2830	0.0025	0.1514	0.0639	0.3866	0.0003
2009	0.1724	0.0358	0.2670	0.0024	0.1467	0.0674	0.3666	0.0003
2010	0.1632	0.0508	0.2667	0.0038	0.1387	0.0881	0.3293	0.0003

注：统计值采用了K值最临近空间权值矩阵，K=4；随机性检验中，采用0.001的显著性水平。

表5 我国省域中心地区金融资源空间集聚与邻近地区经济增长的

静态双变量局域空间相关性统计值

年份	总体	显著度	银行业	显著度	证券业	显著度	实用外资	显著度
2000	0.2580	0.0043	0.2581	0.0039	0.2382	0.0065	0.2889	0.0024
2001	0.2512	0.0058	0.2619	0.0043	0.2263	0.0083	0.2978	0.0008
2002	0.2462	0.0054	0.2629	0.0042	0.2178	0.0118	0.3180	0.0009
2003	0.2513	0.0051	0.2553	0.0045	0.2168	0.0112	0.3466	0.0006
2004	0.2777	0.0019	0.2837	0.0016	0.2400	0.0039	0.4060	0.0001
2005	0.2698	0.0033	0.2836	0.0028	0.2282	0.0091	0.3885	0.0002
2006	0.1647	0.0414	0.2875	0.0019	0.1321	0.1024	0.3899	0.0003

2007	0.1635	0.0453	0.2812	0.0029	0.1430	0.0792	0.4000	0.0001
2008	0.1716	0.0338	0.2831	0.0017	0.1514	0.0580	0.3866	0.0001
2009	0.1658	0.0475	0.2770	0.0027	0.1467	0.0715	0.3666	0.0002
2010	0.1587	0.0487	0.2757	0.0027	0.1387	0.0925	0.3293	0.0004

注：统计值采用了 K 值最临近空间权值矩阵，K=4；随机性检验中，采用 0.001 的显著性水平。

表 4 和表 5 的统计结果显示，不论从全域还是从局域层面，我国省域中心地区金融资源空间集聚对邻近地区经济增长具有十分显著的溢出效应，说明中心地区金融资源空间集聚对邻近地区经济增长的带动作用 and 辐射作用明显。

表 6 我国省域邻近地区金融资源空间集聚与中心地区经济增长的
静态双变量全域空间相关性统计值

年份	总体	显著度	银行业	显著度	证券业	显著度	实用外资	显著度
2000	0.1412	0.0601	0.1338	0.1116	0.1131	0.1808	0.1975	0.0195
2001	0.1338	0.0970	0.1273	0.1171	0.1025	0.2189	0.2194	0.0111
2002	0.1295	0.0841	0.1271	0.1340	0.0954	0.2654	0.2489	0.0049
2003	0.1336	0.0735	0.1362	0.1062	0.0932	0.2684	0.2854	0.0038
2004	0.1509	0.0405	0.1516	0.0753	0.1032	0.2151	0.3149	0.0013
2005	0.1444	0.0499	0.1403	0.0970	0.0933	0.2753	0.2991	0.0009
2006	0.0835	0.2613	0.1373	0.1062	0.0176	0.8658	0.3002	0.0016
2007	0.0857	0.2498	0.1431	0.0888	0.0270	0.7646	0.3180	0.0006
2008	0.0943	0.2019	0.1463	0.0787	0.0349	0.6734	0.3008	0.0012
2009	0.0950	0.1998	0.1482	0.0771	0.0384	0.6576	0.3111	0.0006
2010	0.0920	0.2065	0.1566	0.0614	0.0375	0.6681	0.2970	0.0005

注：统计值采用了 K 值最临近空间权值矩阵，K=4；随机性检验中，采用 0.001 的显著性水平。

表 7 我国省域邻近地区金融资源空间集聚与中心地区经济增长的
静态双变量局域空间相关性统计值

年份	总体	显著度	银行业	显著度	证券业	显著度	实用外资	显著度
2000	0.1314	0.0573	0.1426	0.0538	0.1228	0.0957	0.2096	0.0057
2001	0.1428	0.0697	0.1358	0.0702	0.1145	0.1160	0.2130	0.0059
2002	0.1375	0.0827	0.1271	0.1294	0.1087	0.1385	0.2317	0.0040
2003	0.1426	0.0713	0.1362	0.1081	0.1088	0.1435	0.2699	0.0024
2004	0.1469	0.0415	0.1516	0.0700	0.1237	0.0995	0.2996	0.0008
2005	0.1454	0.0534	0.1403	0.0907	0.1156	0.1250	0.2886	0.0005
2006	0.0825	0.2662	0.1373	0.0975	0.0641	0.3828	0.2909	0.0006
2007	0.0757	0.2606	0.1431	0.0869	0.0735	0.3293	0.3024	0.0003
2008	0.0923	0.1971	0.1463	0.0788	0.0826	0.2596	0.2828	0.0008
2009	0.0947	0.2001	0.1482	0.0761	0.0832	0.2643	0.2782	0.0009
2010	0.0918	0.2085	0.1615	0.0332	0.0786	0.2918	0.2549	0.0007

注：统计值采用了 K 值最临近空间权值矩阵，K=4；随机性检验中，采用 0.001 的显著性水平。

表 6 和表 7 的统计显示，2006 年以前邻近地区金融资源空间集聚对中心地区经济增长

具有明显的溢出效应，但 2006 年以后溢出效应不明显，这在一定程度上反映了地区市场分割的加剧。邻近地区银行业和实际利用外资空间集聚对中心地区经济增长产生明显的溢出效应，而证券业的溢出效应不明显。

以上的分析结果表明，金融资源空间集聚对经济增长具有显著的空间相关性，因此可以构建空间计量模型进行回归分析。

(二) 实证分析

1. 面板单位根检验

为了避免出现伪回归现象，需对面板数据进行单位根检验以检验其平稳性。为了避免选择一种方法进行检验所带来的偏差，本文主要采用了 LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验 4 种方法进行检验。

平稳性检验结果表明（见表 8），部分变量的水平值是不平稳的，1% 的显著性水平下都是一阶单整的，因此可以进行回归分析。

表 8 各变量平稳性检验结果

变量	检验形式(C,T,K)	LLC 检验	IPS 检验	Fisher-ADF 检验	Fisher-PP 检验
$\ln GDP_{it}$	(c,1,1)	-7.48033 (0.000) ***	-0.47520 (0.3173)	68.1211 (0.2769)	133.137 (0.000) ***
$\Delta \ln GDP_{it}$	(c,0,0)	-12.1915 (0.000) ***	-6.23904 (0.000) ***	149.567 (0.000) ***	181.318 (0.000) ***
$\ln LQ_{it}^{bank}$	(c,1,2)	-5.57313 (0.000) ***	-0.00684 (0.4973)	79.7179 (0.0643) *	52.2447 (0.8068)
$\Delta \ln LQ_{it}^{bank}$	(c,1,0)	-7.90349 (0.000) ***	-3.83225 (0.000) ***	113.976 (0.000) ***	136.514 (0.000) ***
$\ln LQ_{it}^{fcapital}$	(c,1,0)	-7.21004 (0.000) ***	-2.42852 (0.008) ***	113.026 (0.000) ***	143.708 (0.000) ***
$\Delta \ln LQ_{it}^{fcapital}$	(c,1,0)	-12.8505 (0.000) ***	-7.24972 (0.000) ***	168.461 (0.000) ***	206.753 (0.000) ***
$\ln LQ_{it}^{asset}$	(c,1,1)	-230981 (0.011) **	0.04868 (0.5194)	56.1180 (0.6863)	21.6686 (1.000)
$\Delta \ln LQ_{it}^{asset}$	(c,0,0)	-10.0454 (0.000) ***	-3.43206 (0.000) ***	104.349 (0.000) ***	104.976 (0.000) ***

注：(1)检验形式中个 C, t 分别表示常数项和时间趋势项，k 表示之后阶数（滞后阶数由 AIC 和 SC 准则确定）。(2) Δ 表示对变量进行一阶差分。(3)***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 空间面板回归分析

回归结果显示（见表 9），空间滞后模型对数似然值（-33.7943）大于空间误差模型的对数似然值（-34.613958），所以理论上认为空间滞后模型比空间误差模型更好的拟合了空间因素，当然这种检验方法并不是很严格，为此本文同时给出了空间滞后和空间误差回归结果。

空间滞后模型和空间误差模型中的空间回归系数均通过了 1% 的显著性水平，说明我国各地区经济增长与邻近地区经济增长存在空间溢出效应，邻近地区金融资源空间集聚对经济增长的误差冲击对中心地区经济增长产生正向影响，也即存在空间依赖性。

空间滞后模型和空间误差模型回归结果均显示，银行业空间集聚对经济增长影响最大也最为显著，弹性系数分别为 0.75 和 0.77，实际利用外资空间集聚对经济增长也有明显的促进作用，而证券业空间集聚对经济增长的影响不显著，这与我国的实际情况是相符的，我国金融资源配置主要是通过银行业信贷来实现的，实际利用外资有限，而证券业在我国仍处于起步阶段，其对地区经济增长的溢出效应不显著。

表 9 金融资源空间集聚与经济增长的空间面板估计结果

	空间滞后模型			空间误差模型		
	回归系数	Z 统计值	P 统计值	回归系数	Z 统计值	P 统计值
常数项	4.832571	3.090518	0.003032	5.844773	7.48326	0.000000
$\ln LQ_{it}^{bank}$	0.754769	2.860317	0.001291	0.774632	2.145014	0.001558
$\ln LQ_{it}^{asset}$	0.154334	1.145600	0.285626	0.138577	1.482556	0.251293

$\ln LQ_{it}^{fcapital}$	0.117452	2.429348	0.023613	0.135062	1.985854	0.032498
ρ / λ	0.371655	2.667349	0.000247	0.358210	2.454283	0.007529
R^2	0.774764			0.741163		
对数似然值	-33.7943			-34.613958		

注：空间回归结果采用了 K 值最临近空间权值矩阵，K=4；

五、结论与不足

本文借助空间分析技术，通过单变量和双变量空间相关性分析，构建空间滞后模型和空间误差模型对我国金融资源空间集聚与经济增长的关系进行了实证研究。研究结论如下：

我国金融资源在空间分布上并非均质性，而是具有明显的集聚趋势和集群现象，如环渤海金融集群、长三角珠三角金融集群和川渝金融集群。地区间金融资源分布差异较大，经济发达的东部地区集聚了全国大多数的金融资源，而广大的中西部地区金融资源较为稀缺。

我国金融资源集聚在空间上具有明显的空间相关性，各地区形成了较强的空间依赖性和空间溢出效应。中心地区金融资源空间集聚对邻近地区经济增长具有十分显著的溢出效应，邻近地区金融资源空间集聚对中心地区经济增长具有较为明显的溢出效应。邻近地区银行业和实际利用外资空间集聚对中心地区经济增长产生明显的溢出效应，而证券业的溢出效应不明显。

当然，本文主要是从空间维度对金融资源空间集聚与经济增长的关系进行探索，对时间维度的考虑还不够。在空间权重的选择上，只是考虑了邻近空间权值矩阵，而没有考虑其他空间权重，这也会对实证结果产生一定影响。此外，限于篇幅，本文只是从整体上探讨了金融资源空间集聚对经济增长的空间效应，并未分区域探讨金融资源空间集聚对各地区经济增长的空间效应，这不能不说是本文的一大缺憾，当然，这也将是我们在今后的研究中需要不断改进和加强的地方。

参考文献：

- [1] 白钦先，2000，《再论以金融资源论为基础的金融可持续发展理论》，《国际金融研究》第2期，第7—14页。
- [2] 白钦先，2003，《论以金融资源学说为基础的金融可持续发展理论与战略》，《广东商学院学报》第5期，第5—10页。
- [3] 陈文峰、平瑛，2008，《上海金融产业集聚与经济增长的关系》，《统计观察》第10期，第93—95页。
- [4] 方先明、孙爱军、曹源芳，2010，《基于空间模型的金融支持与经济增长研究》，《金融研究》第10期，第68—82页。
- [5] 刘军、黄解宇、曹利军，2007，《金融集聚影响实体经济机制研究》，《管理世界》第4期，第152—153页。
- [6] 连建辉、孙焕民、钟惠波，2005，《金融企业集群：经济性质、效率边界与竞争优势》，《金融研究》第6期，第72—82页。
- [7] 李林、丁艺、刘志华，2011，《金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析》，《金融研究》第5期，第113—123页。
- [8] 张凤超，2003，《金融地域运动：研究视角的创新》，《经济地理》第5期，第587—592页。
- [9] 张凤超，2005，《金融等别城市及其空间运动规律》，《东北师范大学学报（自然科学版）》第1期，第125—129页。

- [10] 黄永兴、徐鹏、孙彦丽, 2011,《金融集聚影响因素及其溢出效应: 基于长三角的实证分析》,《投资研究》第8期,第111-119。
- [11] 黄解宇、杨再斌, 2006, 金融集聚论, 中国社会科学出版社, 2006年1月第一版。
- [12] 曾康霖, 2002,《金融经济学》,西南财经大学出版社, 2002年3月第一版。
- [13] Anselin L., Bera A.K., and Florax R., Yoon M.J., 1996, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), pp.77—104.
- [14] Anselin L. and Rey S., 1997, "Introduction to the Special Issue on Spatial Econometrics", *International Regional Science Review*, 20(1-2), pp.1—7.
- [15] Anselin L., 1990, "Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis", *Journal of Regional Science*, 30(2), pp.185—207.
- [16] Corbridge S.E., Thrift N.J., and Martin R., 1994, *Money, Power and Space*, Oxford: Basil Blackwell.

The Spatial Effect of Financial Resource Agglomeration to Economic Growth: Empirical Study Based on China's Spatial Panel Data

Liu Shuai

(Chinese Finance Research Institute of Southwest University of Finance and Economics, Sichuan
Chengdu, 611130)

Abstract: In consideration of the effect of spatial factors in financial resource agglomeration, the paper analyses the spatial correlation between China's financial resource agglomeration and economic growth in 2000-2010 by using the spatial analyze technology. The study shows that the spatial distribution of China's financial resources presents heterogeneity characters, and forms an obvious spatial agglomeration. The paper analyses the univariate and bivariate spatial effect between financial resource agglomeration and economic growth, and obtained the spatial correlation model of core area's financial resource agglomeration and ambient areas' economic growth, and ambient areas' financial resource agglomeration and core area's economic growth. On this basis, the paper test the spatial dependence and spatial spillover effect of financial resource agglomeration to economic growth through the establishment of SLM and SEM spatial model.

Key Words: financial resource; spatial agglomeration; spatial correlation

收稿日期: 2012-06-23

作者简介: 刘帅, 西南财经大学中国金融研究中心金融学博士生, 研究方向: 金融理论与实践