

# 基于空间面板杜宾模型的金融支持与经济增长研究

柏 玲<sup>1</sup>, 姜 磊<sup>1,2</sup>

(1. 华东师范大学 地理信息科学教育部重点实验室, 上海 200241;

2. 格罗宁根大学 空间科学学院 格罗宁根 荷兰 9700AV)

**摘要:** 区域经济增长依赖金融体系的支持, 而中国区域经济发展的金融支持体系却呈现极大的空间差异性。将金融支持体系划分为银行业、证券业和保险业三个维度, 借助空间面板杜宾模型考察了 1998 - 2010 年中国大陆 30 个省域金融支持体系对经济增长的影响。结果表明: 以银行信贷余额、股票总市值和保费收入所表示的金融支持都对经济增长起到积极的促进作用, 但三者的贡献存在明显差异, 以银行信贷余额代表的银行业对经济增长的影响最大, 其次是以保费收入代表的保险业, 再次是以股票总市值代表的证券业。在中国各省域经济发展中, 金融支持体系呈现竞争和溢出两种不同的效应, 整体上银行业呈现竞争效应, 而证券业和保险业表现为溢出效应。最后, 根据研究的结果提出了若干金融改革政策建议, 以进一步促进中国经济发展整体水平的提高。

**关键词:** 空间面板杜宾模型; 金融支持; 经济增长; 竞争和溢出效应

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 - 0098(2015) 01 - 0043 - 010

## 一、引言

金融作为现代经济的核心, 其对经济增长起着重要的支持作用。然而, 不同区域的经济水平、产业结构比例、金融发展程度以及投融资行为等因素导致了不同金融体系的结构差异, 而这种差异势必引起金融支持经济增长的不同。现阶段我国致力于全面推动金融改革、开放和发展, 构建组织多元、服务高效、监管审慎、风险可控的金融体系, 不断加强金融市场功能, 以期更好地为加快转变经济发展方式服务。值得注意的是, 在我国全面深化金融体系改革和加快转变经济增长方式的大背景下, 不同的金融市场(银行业、证券业和保险业)对经济增长的支持作用是存在差异的, 这使得探析我国经济快速发展过程中金融支持和经济增长的内在关系, 测度以银行业、证券业、保险业为代表的金融支持对经济增长的贡献具有重要的现实意义。因此, 本文根据经济金融数据, 在充分考虑我国金融支持与经济发展的空间相关性特征基础上, 采用空间面板计量方法, 实证检验金融支持对经济增长的影响, 探究金融体系在推动经济发展过程中发挥的作用, 为进一步促进中国经济发展整体水平的提高提出若干金融改革政策建议。

## 二、文献综述

Schumpeter(1911)较早地阐述了金融与经济增长的关系, 他认为金融支持促进经济增长主要通过提高

收稿日期: 2014 - 09 - 19

基金项目: 国家自然科学基金项目“中国知识创新溢出与可持续发展研究”(No. 40671074); 国家建设高水平大学公派研究生项目(留金发[2011]3010)资助

作者简介: 柏玲(1987 -), 女, 河南驻马店人, 华东师范大学资源与环境科学学院博士生, 主要研究方向为区域金融研究与空间统计分析; 姜磊(1983 -), 男, 山东烟台人, 荷兰格罗宁根大学空间科学学院博士生, 主要研究方向为经济地理与空间统计分析。

技术生产率的途径来实现的。20世纪60年代以后,金融发展理论引起了西方经济学家的广泛关注和探讨。Goldsmith(1969)<sup>[2]</sup>最早论证了一个国家金融结构对其经济发展起到至关重要的作用。Shaw和Mckinnon(1973)<sup>[3-4]</sup>都认为一个国家的金融体制和该国的经济发展之间存在一种相互依赖的关系。但针对金融与经济发展的具体关系,两人的观点存在差别,并分别提出了金融深化论和金融抑制论。King和Levine(1993)<sup>[5]</sup>对金融发展与经济增长的相互关系进行了实证检验,结果发现金融发展对经济增长起到积极作用。Pagno(1993)<sup>[6]</sup>提出了内生金融发展理论简易框架—AK模型,并对金融发展与经济增长之间的关系进行了实证分析,结果发现金融发展促进经济增长可以通过提高社会资本的边际生产率来实现。Levin、Loayza和Beck(2000)<sup>[7]</sup>对金融与经济增长关系研究发现,金融对长期经济增长的作用主要表现在其提高了全要素生产率,而不在于对资本存量的影响。

从20世纪90年代开始,经济增长过程中的空间特性开始被学者们逐渐关注。Bernat(1996)<sup>[8]</sup>指出经济增长过程中存在空间相关性和空间溢出效应,他是较早关注研究经济发展中的空间依赖性的学者之一。Rey和Montouri(1999)<sup>[9]</sup>基于新古典主义的研究视角,对经济发展的空间依赖性、空间异质性和空间收敛性进行了检验,认为忽视区域经济的空间效应将会使实证结果产生偏差。Fingleton和López-Bazo(2006)<sup>[10]</sup>基于新经济地理学的理论观点,对相关经济指标的空间相关性和空间溢出进行了测度。区域之间的经济活动已被很多文献所证明存在空间相关的问题,但之前的相关研究主要集中在空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)两种模型中进行比较和选择上,而忽略了解释变量可能存在空间依赖性,也即是说引入解释变量滞后性的空间杜宾模型(SDM)很少被考虑。Greene(2005)<sup>[11]</sup>就指出如果在回归方程中忽略了一个或者多个相关的解释变量,那么估计量也往往有偏误并且非一致的。

关于区域金融发展与经济增长之间的关系近年来也引起了国内学者的关注和探讨。谈儒勇(1999)<sup>[12]</sup>较早地运用最小二乘法对金融发展与经济增长进行实证分析,结果发现金融中介与经济增长能够相互促进。史永东等(2003)<sup>[13]</sup>对我国金融发展与经济增长之间的因果关系进行了实证分析,结果发现二者存在着双向因果关系,并进一步指出格兰杰因果检验结果也从侧面支持了“供给主导假说”和“需求遵从假说”。陈艳春(2004)<sup>[14]</sup>运用1979-2000年金融发展和经济增长的时间序列数据,实证检验了二者的因果关系,结果发现,金融发展对经济发展具有正向作用,但经济增长却未对金融深化起促进作用。赵本福等(2013)<sup>[15]</sup>运用我国30个省域1998~2010年经济金融数据,实证分析了区域经济增长与金融支持的关系,研究发现金融支持是区域经济增长的格兰杰原因,金融支持与区域经济增长之间呈现出长期稳定的均衡关系,并且表征金融支持的变量都对经济增长具有正向的促进作用。

此外,考虑到全国各地之间经济与金融发展具有异质性,许多国内学者开始从区域层面探索金融与经济增长的关系。如冉光和等(2006)<sup>[16]</sup>运用面板数据研究了我国东部和西部金融发展与经济增长关系,发现在不同区域二者的关系具有明显差异,并且还发现金融发展与经济增长的因果关系在东西部地区也不同,东部存在明显的双向因果关系,而西部仅表现为单向长期因果关系。谢太峰和王子博(2009)<sup>[17]</sup>对比分析了北京、上海两地区域金融发展与区域经济增长关系,研究发现,两地金融发展对其区域经济增长均有正向促进作用,但上海金融发展对经济增长的贡献更大。吴拥政和颜日初(2009)<sup>[18]</sup>运用地级市区数据,采用空间统计与计量经济分析方法,对中部六省的金融发展与经济增长的之间的关系进行了实证检验,结果发现,二者的空间依赖关系在统计上是显著的。方先明等(2010)<sup>[19]</sup>基于截面的空间计量模型,对金融支持与经济增长进行了初步研究,结果发现金融对经济增长的支持作用具有空间依赖性与空间自相关性,并认为运用空间计量方法进行实证分析可以得到更加稳健的结论。李林等(2011)<sup>[20]</sup>考虑到我国金融集聚的空间地理特征,采用了空间计量分析方法,对金融集聚对经济增长的空间溢出效应进行了实证检验。

关于金融支持与经济增长的研究,国内外形成了丰富的文献,这些文献不仅为本研究提供了理论借鉴,还有助于我们更加客观地认识中国金融支持在区域经济发展过程中的作用。然而,目前考虑空间效应分析金融支持与经济增长关系的文献却比较少,运用空间计量方法探讨二者的关系文献则更少。由于我国金融支持与经济增长的地区差异性较大,空间效应是不容忽视的。空间面板杜宾模型是空间计量的新发展,也是

是目前揭示空间效应的最新方法之一。借助空间面板杜宾模型,不仅能考察各经济指标在地区分布上可能存在较强的空间依赖性,还能反映邻近地区之间呈现的竞争或溢出效应,是一种新的探索。

### 三、空间面板计量模型

#### (一) 模型的设定与变量来源

##### 1. 模型设定

借鉴 Pagno(1993)<sup>[6]</sup>提出的内生金融发展理论的简易框架,也就是 AK 模型,结合中国的金融发展与经济增长之间的关系,可以设定模型如下:

$$Y = AK \quad (1)$$

其中,公式(1)中变量  $Y$  为经济产出,比如一个国家或地区的 GDP,  $K$  为测量金融发展水平的变量。这个非常简单的模型旨在检验金融发展对经济增长的作用,  $A$  表示除金融部门外的其他所有影响经济增长的元素集合。金融是中国现代经济发展的核心,因此区域经济的发展与金融体系的直接或间接支持密切相关。金融支持体系主要通过银行体系、资本市场、保险市场三个方面来影响经济发展。根据金融发展理论模型,本文选择国内生产总值(GDP)作为因变量,银行业贷款余额、股票总市值和保费收入作为自变量,面板数据模型构建如下:其中,  $i$  代表的中国大陆地区 30 个省市自治区(因数据缺失,故未包含我国的港澳台以及西藏地区),  $t$  表示时间维度。此外,对样本数据均做了对数化处理以便消除异方差的影响。

$$\ln Y_{it} = c + \alpha \ln B_{it} + \beta \ln S_{it} + \gamma \ln I_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

模型(2)中  $c$  为截距项,  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  反映的是各个变量的弹性。 $Y$  为经济增长,  $B$  为银行业贷款余额,  $S$  为股票总市值,  $I$  为保费收入变量。 $\xi_{it}$  为残差项。银行业贷款余额是指银行业金融机构各项贷款(余额),即以当地银行业各分支机构的信贷余额为准。证券行业发展状况,理论上证券业市场规模应该综合上市公司股票筹资额和债务融资额来衡量,但考虑到数据的可得性,本文将股票总市值作为直接融资规模的代替变量,该变量也能在一定程度上衡量证券行业发展状况。鉴于保险市场中各指标之间的相关性和数据的可获得性,选择保费收入作为衡量保险业发展规模的指标。

##### 2. 样本时期和数据来源

鉴于重庆在 1997 年大陆行政区划调整时从四川分离出去变为直辖市,各项统计数据在一年后较为稳定,本文设定研究的初始年份为 1998 年。鉴于数据的可得性,1998 - 2010 年是本研究所能获得的最新数据,因此选择了 1998 - 2010 年作为样本研究的范围。其中,GDP 数据来源于历年《中国统计年鉴》,1998 - 2010 年的银行贷款与保费收入统计数据来源于历年《中国金融年鉴》,而各地区股票总市值则是通过 Wind 中相关数据整理而得到。

#### (二) 空间面板数据模型

Anselin(2008)<sup>[21]</sup>指出,在进行与地理信息相关的研究中,须考虑空间依赖性这一空间特质。这就是说,观察值在地理空间维度内,可能存在着空间依赖性。空间依赖性主要有两个方面的含义:其一,在考察观测值之间时,可能存在因变量的空间依赖性,也就是说空间面板数据模型应该包含因变量的空间滞后(即空间滞后模型);其二由于解释变量不可能全部包含在模型中,误差项中可能存在空间依赖性的问题,因此模型可能包含误差项的空间依赖性(即空间误差模型)。LeSage & Pace(2009)<sup>[22]</sup>认为空间依赖性不仅存在在因变量的观察值中,也可能存在解释变量中。若不考虑解释变量的空间滞后项,那么有可能导致估计有偏误。因此,他们提出了同时包含因变量和自变量空间滞后的空间计量模型,即空间杜宾模型(Spatial Durbin model)。此外,Elhorst(2009)<sup>[23]</sup>在空间面板模式设定的基础上,进一步针对模型的检验进行了详细地探讨,介绍了 Hausman 检验,用以判断空间计量模型是否应该控制固定效应(包含截面固定效应和时间固定效应)。

##### 1. 空间面板滞后模型

空间滞后模型(Spatial lag model, SLM)主要应用于研究区域个体经济行为对于相邻区域经济行为所产生的扩散效应或外溢现象,<sup>[24]</sup>具体的模型形式如下所示:

$$y_{it} + \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \alpha + X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中  $y_{it}$  表示  $i$  地区  $t$  时刻因变量的观测值 ( $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$ )， $\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt}$  是因变量  $y_{it}$  与相邻的因变量  $y_{jt}$  之间的相互作用， $W_{ij}$  是  $N \times N$  阶空间权重矩阵， $\delta$  是空间自相关系数； $\alpha$  是常数项， $X_{it}$  是自变量的观测值； $\beta$  是自变量  $X_{it}$  的未知参数向量； $\mu_i$  表示地区固定效应， $\lambda_t$  表示时间固定效应； $\varepsilon_{it}$  是随机误差项，服从期望为 0，方差为  $\sigma^2$  的标准正态分布。

## 2. 空间面板误差模型

空间误差模型 (Spatial error model, SEM) 则主要适用于当区域经济指标间的相互影响因所处的相对位置不同而存在差异时，其具体形式为：

$$y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \phi_{it}, \quad \phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \phi_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中  $\phi_{it}$  为随机误差项向量， $\rho$  被称作空间误差系数，其余变量含义与式 (3) 相同。

## 3. 空间面板杜宾模型

解释变量可能存在空间依赖性，本文引入解释变量的空间滞后项主要有两方面原因：一方面，从经济活动来看，各种各样的经济活动都在地理空间上都是有联系的，并且随着经济发展而表现为更加紧密的空间关联，大量的文献也证明了区域间经济活动在空间上具有依赖性，显然，空间溢出效应不仅能表现在空间技术溢出或者扩散，而且也能够反映出区域之间是否存在竞争效应或者模范效应 (柏玲等 2013)<sup>[25]</sup>。如 Allers and Elhorst (2005)<sup>[26]</sup> 就在引入了解释变量的空间滞后项来进行区域间税收问题的研究。由于地理上邻近的原因，相邻的区域之间往往会更容易效仿彼此的经济行动，从而重新审视或者改变本地区的经济活动模式，或者调整本地区经济发展的政策方针。当然，金融活动也不例外。中国各区域经济发展迅猛，各区域之间的金融实体也存在着明显的竞争效应和溢出效应。因此，如果忽略邻近区域对本地区的经济发展，显然是不符合实际的。由于经济金融活动的密切联系，两个相邻的地区在经济金融活动方面显然不可能是完全分隔，由于地理的邻近性，相近的地区之间的经济金融活动必然有所联系。空间依赖性就是反映了这种地理上的空间联系行为。另一方面，从理论上来看，忽略了解释变量的滞后性往往会导致模型的估计是有偏的，例如，Greene (2005)<sup>[11]</sup> 就指出如果在回归方程中忽略了一个或者多个相关的解释变量，那么估计量也往往是有偏并且非一致的。相反，若误差项的空间依赖性被忽略了，仅仅导致一些效率的损失。此外，若真实的数据生成过程是 SLM 或者 SEM，那么运用 SDM 仍然可以得到无偏的系数估计。并且解释变量的空间滞后项也在日益增多的实证研究中被逐渐重视和考虑，如 (Elhorst and Freret 2009<sup>[22]</sup>；Elhorst 2010<sup>[27]</sup>；杨有才，2010<sup>[28]</sup>)。基于以上原因，添加金融支持体系指标的空间滞后项来反映邻近地区的金融行为对本区域经济增长的效应，具体空间面板杜宾模型形式如下：

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \alpha + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中  $\beta$  与  $\theta$  均为  $K \times 1$  阶参数向量，若  $\theta$  符号为正，说明邻近地区对被解释变量产生积极的作用，说明邻近地区之间存在溢出效应；若为负，则说明邻近地区之间存在竞争效应。其余变量含义与前相同。这个模型可以通过两个假设来进行： $H_0: \theta = 0$ ； $H_0: \theta + \delta\beta = 0$ 。接受第一个假设杜宾模型可否简化为空间滞后模型；接受第二个假设则杜宾模型可以简化为空间误差模型。

## 4. 空间杜宾模型的直接和间接效应

LeSage 和 Pace (2009)<sup>[22]</sup> 提出利用了自变量的直接和间接效应来检验空间相关性。其中总效应表示所有地区的解释变量所能引起的本地区被解释变量和其余相邻地区被解释变量变化总和的平均值。直接效应代表由所有地区解释变量所引起的本地区被解释变量变化总和的平均值；间接效应等于总效应与直接效应的差值，代表所有地区解释变量的变化引起的其余相邻地区被解释变量变化总和的平均值。但是，模型估计结果中的  $\beta$  不能代表直接效应，因为直接效应值还包含着本地区作用于相邻地区而相邻地区再作用于本地

区的反馈效应值。将空间杜宾模型以向量形式写出有：

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + l_n\alpha + \varepsilon \tag{6}$$

将其变形可得：

$$\begin{aligned} (I_n + \rho W) Y &= X\beta + WX\theta + \tau_n\alpha + \varepsilon \\ y &= \sum_{r=1}^k S_r(W) x_r + V(W) \tau_n\alpha + V(W) \varepsilon \\ S_r(W) &= V(W) (I_n\beta_r + W\theta_r) \\ V(W) &= (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + (\rho W)^2 + (\rho W)^3 + \dots \end{aligned} \tag{7}$$

将式(7)中由一个地区的一个变量扩展为  $n$  个地区的一个变量 得：

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \dots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \dots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \dots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + V(W) l_n\alpha + V(W) \varepsilon \tag{8}$$

直接效应则为上式等号右侧自变量系数矩阵中对角线元素的均值 ,间接效应为矩阵中非对角线元素的均值 ,二者相加即为总效应。那么通过矩阵  $S_r(W)$  就可以算出总效应和直接效应 ,两者只差即为间接效应。

$$\begin{aligned} \overline{M}(r) \text{ total} &= n^{-1} l_n' S_r(W) l_n \\ \overline{M}(r) \text{ direct} &= n^{-1} \text{tr}(S_r(W)) \\ \overline{M}(r) \text{ indirect} &= \overline{M}(r) \text{ total} - \overline{M}(r) \text{ direct} \end{aligned} \tag{9}$$

考虑到没有有效的先验信息或者经济学理论来判断空间权重矩阵 ,因此作者借鉴了苏方林(2006)<sup>[29]</sup> 确定空间权重矩阵的方法 ,即根据 Delaunay 三角形构成的一阶邻接矩阵和基于中心距离的  $k$  个最近邻居的邻接矩阵来选择 , $k$  个最近邻居的邻接矩阵是指与地区  $i$  地理距离最近的  $k$  个地区的权重被赋予 1 ,其他地区的权重则为 0 我们选择了基于距离的 4 个最近邻居的邻接矩阵。

### 三、空间计量模型的检验与选择

#### (一) 模型选择

Elhorst(2012)指出 ,Wald 检验是判断空间杜宾模型是否能够简化为空间滞后模型或者空间误差模型的标准。在比较空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型的适用性时 ,Wald 检验也可以作为主要依据。据此 ,我们首先对金融支持与经济增长的空间面板杜宾模型进行了 Wald 检验 ,结果如表 1 所示。

表 1 Wald 检验结果

检验	统计值	P 值
Wald_spatial_lag	38.1686	0.0000
Wald_spatial_error	32.5047	0.0000

由表 1 中的检验结果可以看出 ,Wald\_spatial\_lag 检验通过了 1% 显著性水平检验 ,这说明 Wald\_spatial\_lag 检验拒绝了空间杜宾模型可以蜕变为空间滞后模型的假设 ,认为空间杜宾模型不能简化为空间滞后模型。同样道理 ,Wald\_spatial\_error 也拒绝了空间杜宾模型可以简化为空间误差模型。由此可以充分判断 ,空间杜宾模型(SDM)是最适合的选择。

由于本文的模型选用的是面板数据 ,因此需要判断面板模型中是否应该控制固定效应或者随机效应 ,通常的做法是用 Hausman 检验来进行判断。我们分别对截面固定和时间固定模型进行了 Hausman 检验 ,结果发现二者的 Hausman 统计值分别为 29.0282 和 27.4086 ,并且都在 1% 的水平上显著 ,拒绝了存在随机效应的原假设 ,说明模型存在截面固定和时间固定效应。鉴于此 ,本文选择同时考虑了空间和时间维度双固定效应的空间面板模型来进行分析。

## (二) 实证结果分析

由于空间效应的存在,各观测样本具有相互依赖性,样本观测值之间也不再相互独立,传统 PLS(Panel Least Squares) 估计方法要求样本观测值之间在地理空间上是相互独立的,由前面的分析可知,这种假定在实际经济活动中基本是不存在的。但为了进行比较分析,我们仍然分别做了四种模型估计,分别是 PLS、SLM、SEM 和 SDM,估计的结果如表 2 所示。

表 2 PLS、SLM、SEM 和 SDM 估计结果

模型	PLS	SLM	SEM	SDM
变量	系数	系数	系数	系数
LnB	1.0401*** (0.0181)	0.1866*** (0.0293)	0.2171*** (0.0293)	0.2087*** (0.0274)
LnS	-0.1366*** (0.0198)	0.0492*** (0.0133)	0.0478*** (0.0130)	0.0513*** (0.0121)
LnI	0.1294*** (0.0205)	0.1195*** (0.0295)	0.1195*** (0.0297)	0.1092*** (0.0274)
W* LnB				-0.4247*** (0.0696)
W* LnS				0.0684*** (0.0289)
W* LnI				0.1921** (0.0582)
$\delta$		0.2333*** (0.0634)		0.1720** (0.0682)
$\rho$			0.3227*** (0.0642)	
$R^2$	0.9290	0.9951	0.9949	0.9956
Log - likelihood	-54.2617	464.6350	466.5400	484.8812

注:\*\*\*表示通过 1% 显著性水平,\*\*表示通过 5% 显著性水平,\*表示通过 10% 显著性水平() 内为标准误差值。

由表 2 可以看出,SLM、SEM 和 SDM 三个模型的拟合优度都比较高,最高达到了 0.9956,最低为 0.9949,明显高于传统面板模型(PLS)的拟合优度,并且 Log - likelihood 值也更大,说明空间面板数据模型的整体解释能力较强。此外,空间面板模型参数估计值的显著性水平较高,说明空间面板数据模型能够更好拟合区域经济增长,以往区域之间相互独立的假定不再成立,区域经济发展水平存在明显的空间溢出效应。由 SLM 模型和 SEM 模型估计结果可知,代表金融支持变量的银行贷款余额、股票总市值和保费收入对经济增长影响为正,且通过了 1% 的显著性水平检验,说明金融支持对经济增长具有积极的促进作用。我国的金融体系是银行主导型,实证研究中以银行信贷余额代表的银行对经济增长的影响最大,其次是以保费收入代表的保险业,再次是以股票总市值代表的证券业,这与我国金融发展的情况基本一致。目前我国的金融市场不完善,证券业的发展滞后,因此股票总市值对经济增长的贡献较小,而保险业的逐渐兴起以及发展对经济增长的贡献较大。

SLM 和 SEM 模型相比忽略了空间相关性的 OLS 估计法,显然具有明显的优越性,即考虑了邻近地区因变量对本地区因变量的空间效应。但 SLM 和 SEM 模型也有局限性,即忽略了邻近地区自变量对本地区因变量的空间效应(包括竞争和溢出效应)。为了全面把握区域经济增长中金融支持的空间效应分析,我们不仅考虑了 SLM 和 SEM 模型估计,对同时也对包含自变量和因变量空间权重的 SDM 模型进行了估计,由表 2 可知,SDM 模型的拟合优度最高,对数似然值也最大,说明 SDM 优于 PLM、SLM 和 SEM。另外,结合表 2 的 Wald 检验可以得知,SDM 模型为最优模型选择。因此,我们选择地区时期双固定的 SDM 作为主要分析模型。由表 2 的 SDM 模型估计结果可知,W\* LnY(即  $\delta$ ) 的系数为正,在 5% 的水平上显著,与 SLM 中因变量滞后性参数估计结果具有一致性,表明区域经济增长会产生空间外部正效应,将有助于提高邻近地区的经济

增长。

银行信贷余额对经济增长的影响最大,且通过了1%的显著性水平检验,其参数估计值为0.2087,表明在其他条件不变的前提下,银行信贷余额每扩大1%,经济增长产出平均增加0.2087%,也说明了作为衡量地区银行业发展程度的银行信贷余额对经济增长具有重要作用。此外,股票总市值和保费收入的系数也都为正,表明整体而言金融支持的三个方面都对经济增长最有促进作用。而权重矩阵与银行信贷余额乘积项的估计系数( $W * LnB$ )却明显为负,并且弹性系数为-0.4247,说明尽管本地区银行业信贷余额扩大了只是对本地区的经济增长具有促进作用,并没有对周边地区经济增长起到促进作用,说明金融资源存在着竞争效应,区域金融发展中金融资源存在着竞争关系。以长三角为例,江苏省和浙江省由于竞争效应必将削减上海市获得更多金融资源的机会,同时如果上海市获得了更多的金融资源,周边地区获得就会更少,因此区域之间产生竞争效应,关系为负。而 $W * LnS$ 和 $W * LnI$ 的估计系数则为正,表明证券业和保险业的发展对周边地区的经济增长存在溢出效应,本文倾向于把表征证券业和保险业市场的金融支持看成一种良好的“制度”,能够通过“邻里模仿效应”和“示范效应”进行空间溢出,具有外部性。从系数来看,保险业的溢出效应较为明显,其系数为0.1921,证券业的溢出效应较小,其系数为0.0689,这和我国金融业的发展基本相符,由于我国经济发展的金融体系是以银行为主导型,证券业和保险业的发育程度相对较低,经济杠杆作用还没有充分发挥,其对周边区域经济增长的溢出效应不是很明显。

表3 直接效应和间接效应结果

直接效应	系数	P 值
LnB	0.1979	0.0000
LnS	0.0536	0.0001
LnI	0.1162	0.0002
间接效应	系数	P 值
LnB	-0.4649	0.0000
LnS	0.0909	0.0139
LnI	0.2492	0.0012
总效应	系数	P 值
LnB	-0.2670	0.0088
LnS	0.1445	0.0009
LnI	0.3654	0.0000

通过对直接效应和间接效应比较分析,我们可以更好地认识各变量的空间效应。表3中,表示金融支持的银行信贷余额、股票总市值和保费收入的直接效应值分别为0.1979、0.0536和0.1162,这意味着PLS回归结果中的银行信贷余额、股票总市值和保费收入系数值分别被低估了0.0205、0.0028和-0.0207。银行信贷的直接效应比SDM中的直接效应值0.2087小0.0108,说明本地区的银行信贷余额作用于相邻地区,然后通过相邻地区再又传递给本地区的反馈效应为-0.0186,为直接效应的-5.46%。股票总市值和保费收入的反馈效应分别为0.0023和0.0070,占直接效应的4.29%和6.02%。可以发现,这些反馈效应都很小,而间接效应则不同,未考虑空间作用时,间接效应为0,而加入了空间因素后,银行信贷余额、股票总市值和保费收入的间接效应值分别是直接效应的234.91%、169.59%和214.46%。从表4中可以看出,银行信贷余额、股票总市值和保费收入对经济增长的间接效应明显大于直接效应,而直接效应中,银行信贷余额、股票总市值和保费收入对经济增长的作用都为正,而在间接效应中,银行信贷余额对经济增长的影响为负,因此从总效应来看,银行信贷余额对经济增长的影响为负,地区间银行业呈现竞争效应,也即是说如果一个特定省份(本省份)的银行信贷余额增加,相邻省份的银行信贷余额将成反方向变化,这与SDM模型的分析结果是一致的。但股票总市值和保费收入在总效应分析中表现为溢出效应,即本省份的股票总市值和保费收入

增加,相邻省份的股票总市值和保费收入呈现同方向变化,表明地区间证券业和保险业呈现溢出效应,形成了良性互动。

#### 四、结论与启示

##### (一) 研究结论

采用我国大陆30个省域1998-2010年的面板数据,借助空间面板杜宾模型,对区域经济发展中金融支持的作用进行了分析,主要研究结论如下:

表征金融支持的三个变量银行信贷余额、股票总市值和保费收入都对经济增长起到积极的促进作用,但三者的贡献存在明显差异,以银行信贷余额代表的银行业对经济增长的影响最大,其次是以保费收入代表的保险业,再次是以股票总市值代表的证券业,这与我国金融发展的情况基本一致。

在中国各省域经济发展中,金融支持体系呈现两种不同的效应,即竞争和溢出效应。整体而言,银行业呈现竞争效应,而证券业和保险业表现为溢出效应。

##### (二) 主要启示

###### 1. 统筹考虑金融支持体系的银行业、证券业和保险业

实证分析中金融支持体系的银行业、证券业和保险业都对经济增长起到积极的促进作用,且银行业的贡献最大,其次是保险业,再次是证券业,这与我国目前金融发展的实际相符。目前我国的金融市场是银行主导型,银行业信贷余额对经济增长具有重要的作用,然而本地区银行业信贷余额扩大了只是促进了本地区的经济增长,并没有促进周边地区经济增长,说明存在着竞争效应,从而导致资金利用效率不高,不能很好地发挥促进经济增长的作用,应统筹考虑银行业、证券业和保险业的发展,改善银行业“一枝独大”的局面,因而要加快多层次金融市场发展,积极鼓励金融创新,逐步提高直接融资比重。一个区域经济发展水平的提高离不开一个高效而稳定的金融支持体系,加快银行业金融改革步伐,加强证券业监察监管力度以及完善保险业的保险制度乃是当务之急。

###### 2. 关注区域经济发展中金融支持的竞争和溢出效应

在我国各省域经济发展中,金融支持体系呈现竞争和溢出两种不同的效应。银行业对经济增长发挥着重要作用,但区域银行业之间却表现为竞争效应,而地区之间证券业和保险业则表现为溢出效应。这给予了一个很重要的启示,就是空间联系的紧密型是十分明显的,而我国金融集聚辐射作用的发挥在一定程度上受到行政体制的制约,阻碍了区域间的空间溢出效应,因此政府在制定经济金融政策方面,一定要考虑到区域联动,也就是区域之间的联系,不能割裂地区来制定金融政策,要从大局出发,充分考虑到区域溢出的客观事实。各地方政府应加强交流合作,本着互利互惠的原则,出台一些双边或多边协议,引入市场化机制的同时,也要引导资金合理流向,促使区域间通过“示范效应”和“邻里模仿效应”形成良性互动,为区域经济发展提供良好的金融支持和外部环境,从而促使区域之间呈现明显的经济溢出效应,最终实现共同经济发展。

##### 参考文献:

- [1] Schumpeter J. A. The Theory of Economic Development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
- [2] Goldsmith R. W. Financial Structure and Development [M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [3] Shaw E. Financial Deepening in Economic Growth Models with Spatial Effects [M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [4] McKinnon R. I. Money and Capital in Economic Development [M]. Washington, D. C: The Brookings Institution, 1973.
- [5] King R. G., Levine R. Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence [J]. Journal of Monetary Economics, 1993, 32(3): 513-542.
- [6] Pagano M. Financial Markets and Growth: An overview [J]. European Economic Review, 1993, 37(2): 613-

622.

- [7] Levine R., Loayza N V., Beck T. Financial International and Growth: Causality and Causes [J]. *Journal of Monetary Economics* 2000 46(1): 31 – 77.
- [8] Bernat A. Spatial Dependence and Spatial Structure Instability in Applied Regression Analysis [J]. *Journal of Regional Science* 1996 36: 463 – 477.
- [9] Rey S. J., Montour B. D. US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective [J]. *Regional Studies* 1999 33: 143 – 156.
- [10] Bernard Fingleton., Enrique López – Bazo. Empirical Growth Models with Spatial Effects [J]. *Papers in Regional Science* 2006 85(2): 177 – 198.
- [11] Greene W. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model [J]. *Journal of Econometrics* 2005 126: 269 – 303.
- [12] 谈儒勇. 中国金融发展与经济增长关系的实证研究 [J]. *经济研究* 1999(10): 54 – 61.
- [13] 史永东, 武志, 甄红线. 我国金融发展与经济增长关系的实证分析 [J]. *预测* 2003(4): 1 – 6.
- [14] 陈艳春. 谈我国的金融深化和经济增长 [J]. *现代管理科学* 2004(2): 93 – 95.
- [15] 赵本福, 柏玲, 季民河. 区域经济增长的金融支持研究——基于中国省域面板数据的实证分析我国金融发展与经济增长关系的实证分析 [J]. *金融教育研究* 2013 26(2): 43 – 49.
- [16] 冉光和, 李敬, 熊德平, 温涛. 中国金融发展与经济增长关系的区域差异 [J]. *中国软科学* 2006(2): 102 – 110.
- [17] 谢太峰, 王子博. 区域金融发展与区域经济增长——对北京、上海两地区金融发展与经济增长关系进行比较 [J]. *金融论坛* 2009(3): 18 – 22.
- [18] 吴拥政, 颜日初. 中部六省地级市区金融发展与经济增长的空间面板分析 [J]. *统计与信息论坛* 2009, 24(3): 63 – 71.
- [19] 方先明, 孙爱军, 曹源芳. 基于空间模型的金融支持与经济增长研究——来自中国省域 1998 ~ 2008 年的证据 [J]. *金融研究* 2010(10): 68 – 82.
- [20] 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(3): 113 – 123.
- [21] Anselin L., J. Le Gallo, H. Jayet. *Spatial Panel Econometrics* [M]. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherland 2008 98 – 116.
- [22] Lesage J, R. K Pace. *Introduction to Spatial Econometrics* [M]. New York: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [23] Elhorst J. P. and Freret S. Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two – Regime Spatial Durbin Model with Fixed Effects [J]. *Journal of Regional Science* 2009 49(5): 931 – 951.
- [24] 戈冬梅, 柏玲, 姜磊. 基于空间计量模型的金融支持区域创新研究 [J]. *金融教育研究* 2013 26(1): 44 – 52.
- [25] 柏玲, 姜磊. 金融支持区域创新的竞争和溢出效应——基于空间面板杜宾模型的研究 [J]. *上海经济研究* 2013(7): 13 – 23.
- [26] Allers M. A., Elhorst J. P. Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the Netherlands [J]. *International Tax and Public Finance* 2005(12): 493 – 513.
- [27] Elhorst J. P. Spatial panel data Models. *Handbook of Applied Spatial Analysis* [M]. Springer Berlin Heidelberg 2010: 377 – 407.
- [28] 杨友才. 包含产权制度溢出性的经济增长空间面板模型的实证研究 [J]. *经济科学* 2010(4): 21 – 32.
- [29] 苏方林. 中国省域 R&D 溢出的空间模式研究 [J]. *科学学研究* 2006(5): 696 – 701.
- [30] Elhorst J. P. Matlab software for spatial panels [J]. *International Regional Science Review* 2012.

## A Study of Financial Support and Economic Growth Based on the Spatial Panel Durbin Model

BAI Ling<sup>1</sup> , JIANG Lei<sup>2</sup>

( 1. The Key Lab of Geographic Information Science ,Chinese Ministry of Education ,  
East China Normal University ,Shanghai 200241 ,China;

2. Faculty of Spatial Sciences ,University of Groningen ,Groningen 9700AV ,the Netherlands)

**Abstract:** Regional economic growth depends heavily on financial system and financial support for regional economic development of China has rendered great space differences. The financial support system is divided into three dimensions which are banking ,securities and insurance sectors. The effect of financial support system on the economic growth of 30 provinces in mainland China has been analyzed from 1998 to 2010 by employing the Spatial Panel Durbin Model. The results show that: the financial support system indicated by the balance of bank loans , stock market capitalization and premium income plays a positive role in promoting economic growth ,but the contributions of the three for economic growth have significant difference ,the banking sector indicated by the balance of bank loans is the largest ,then followed by insurance sector indicated by the total premium income ,the smallest is securities sector indicated by stock market capitalization. The financial system support for regional economic growth shows competition and spillover effects ,the banking sector presents competition effect ,whereas securities sector and insurance sector show spillover effects. Finally ,in order to heighten the whole level of economic development in China ,the policies and recommendations of financial reform were proposed.

**Key words:** spatial panel durbin mode; financial support; economic growth; competition and spillover effects

( 责任编辑: 张秋虹)