

# 京津冀协同发展背景下金融聚集的溢出效应\*

——基于长三角、珠三角空间面板的对比分析

郑志丹

(河北大学经济学院,河北 保定 071000)

**内容提要:**本文通过对京津冀、长三角和珠三角47个城市2000—2013年的空间面板数据进行对比分析,旨在从金融聚集的“吸附效应”和“溢出效应”视角探讨三大都市圈,特别是京津冀经济发展失衡的深层次历史原因及未来发展方向。实证结果表明,三大城市群的金融聚集对经济增长呈现出不同的空间辐射模式:京津冀的银行和保险业均对邻近区域产生“吸附效应”,而证券业则呈现出显著的“溢出效应”,这与珠三角城市群如出一辙;与此相反,长三角的银行业和保险业则分别呈现出“溢出效应”和“吸附效应”,但证券业对经济增长的影响却并不显著。进一步的分析发现,在本文的样本期内,京津冀银行业对经济增长的影响已由“吸附效应”跃迁为“溢出效应”,但证券市场和保险市场的资源配置和市场结构反而更不合理。这些结论将为探索适合京津冀一体化金融发展的路径提供政策支持。

**关键词:**金融聚集;吸附效应;溢出效应

**中图分类号:**F830 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)03—0033—12

## 一、引言

在经济全球化和区域经济一体化的历史潮流推动下,中国已经形成了以上海、广州和深圳为中心的长三角及珠三角两大世界级都市经济圈<sup>①</sup>。进入2015年,《京津冀协同发展规划纲要》的发布,标志着京津冀协同发展作为国家重大战略,逐渐成为拉动中国经济增长的“第三极”,不仅是当前媒体追逐的热点,也是实务界和学术界关注的焦点。经济发展,金融先行,充分借力金融市场资源配置的杠杆作用是京津冀区域经济协同发展的必由之路。统计资料表明<sup>②</sup>,2014年,河北金融业增加值对经济

增长的贡献率仅为GDP的4.3%,不仅远低于北京和天津的15.50%与8.84%、广东的6.30%、浙江的7.31%和江苏的6.98%,甚至还远低于全国7.38%的平均水平。不难发现,相对于京津、长三角和珠三角而言,河北资本市场的发展明显滞后,环京津金融资源的“塌陷式”分布已成为制约京津冀协同发展的首要障碍。

环京津贫困带现象并不是孤立的,其他国家如俄罗斯、日本和韩国等也存在不同程度的首都经济圈马太效应,表现为莫斯科、东京和首尔等首都城市的人均GDP显著高于其周边区域,并远高于全国平均水平<sup>③</sup>。金融资源分布的非均衡性为相关学术

收稿日期:2015-10-08

\* 基金项目:河北省社会科学青年基金项目“京津冀一体化背景下金融聚集的溢出效应研究”(HB15YJ112);河北省高等学校人文社会科学研究优秀青年基金项目“核准—询价制下IPO价格及超额收益形成机制研究”(SY14109)。

作者简介:(1982-),男,河北邢台人,讲师,管理学博士,研究领域是金融风险, E-mail:hbuzzd@126.com。

<sup>①</sup> 2014年底,长三角和珠三角的GDP总量达到全国的29.64%,数据来自中华人民共和国国家统计局网站。

<sup>②</sup> 数据分别来自人民网、天津统计信息网、中国证券网、腾讯网及中华人民共和国国家统计局网站。

<sup>③</sup> 罗伯特·莫顿于1968年提出的马太效应旨在归纳一种富者更富、穷者更穷的两级分化现象。如2013年,韩国首尔和俄罗斯莫斯科的人均GDP分别为39448美元和50946美元,而其首都周边区域的人均GDP则分别为29134美元和12888美元,甚至远低于其全国平均水平34576美元和19854美元;再如2014年东京人均GDP为43679美元,位居全国之首,远高于全国平均水平38216美元。数据来自维基百科,由本文整理所得。

研究提供了崭新的素材,国内外学者试图从金融聚集的动因、影响因素以及其与经济增长的关系等方面进行理论和实证的研究。除了竞争机制、政府监管与政策、法律文化环境等影响因素之外(Sassen, 1999; Leyshon & Thrift, 1997; Tschogl, 2000), Taylor (2003)以及 Sokol(2007)等从“空间流动”的产业聚集视角入手,发现地理区位结构、人才聚集优势等因素将对经济发展产生外部规模经济,是促进金融聚集的主要动因;Zhao(2003)的信息腹地理论以及 Audretsch & Feldman(1996)的信息不对称理论从金融地理学视角进行分析,他们的研究表明,金融聚集有利于区域内信息共享,从而缩短金融机构间的时空距离,促进了区域经济增长。与此同时,国内学者就金融发展与聚集对经济增长的影响进行了反复考察与检验,茹乐峰等(2014)以 Schenk (2002)的城市中心理论为基础,通过对2010年全国286个地级中心城市的研究发现,金融资源向全国性、省级中心城市和地方中心城市及其周边的聚集将带来金融交易的增长、投资的繁荣和经济的增长。其他一些学者则重点关注了京、津等省域聚集对经济的带动作用。方先明等(2010)发现,1998年和2008年,京津等GDP高统计值的省份被周边低统计值的省份所包围,其信贷余额、保费收入与劳动力均对周边产生正的溢出效应。与此相反,李林等(2011)的研究却表明,2009年京津作为北方金融中心,对周边省份的辐射作用较小,其功能作用更多地体现为总部效应。

上述研究很好地诠释了国内外的金融聚集现象,但受限于数据、模型和方法等因素,并不能完全地解释环京津贫困带的存在。一方面,河北地处华北腹地,是传统的农业和工业大省,资源极度匮乏,市场意识薄弱,环京津贫困带的出现并不能简单地归咎于京津对周边区域资源的“掠夺”;另一方面,北京作为首都,是中国的经济、金融和政治中心,无形中吸纳了大量的资源,但任何城市都不可能无限度地扩张,人口膨胀、交通拥堵、住房紧张、环境污染、资源短缺等“大城市病”将迫使京津不得不向外辐射。按照这一思路,本文基于京津冀2000—2013年13城市的面板数据,从金融聚集的“吸附效应”和“溢出效应”视角探讨京津如何对周边地区经济产生影响。目前,针对京津冀空间金融聚集的动态分析还不多见,并且前期研究大多采用截面数据进行分析,这一处理方法忽略了

不可观测的个体动态差异和异质性行为。此外,通过与长三角25城市和珠三角9城市的对比分析,本文将探讨京津冀“金融塌陷区”的内在形成机理及独有的分布特征。相对于前期研究仅仅验证是否存在金融聚集不同,本文更为关注京津作为金融中心与上海、广州和深圳的功能定位有何差异?是否存在“吸附效应”和“溢出效应”之间的转换?对这些问题的探讨将为京津冀协同发展的顺利开展以及我国金融资源空间布局的合理配置提供相应决策参考和依据。

## 二、理论分析框架

### 1. 空间相关性检验

Rodríguez-Pose(2004)指出,由于自然资源、劳动力、资本和技术在不同地理单元之间的分布和配置是非均匀的,因此,在研究区域经济问题时,一个不容忽视的重要因素就是空间地理自相关特征,即将邻近区域的经济活动对本区域的冲击纳入考量,如果采用均质性地理空间假设的主流经济学理论,可能会导致模型设定错误。为了验证京津冀、长三角和珠三角是否存在空间地理相关的分布特征,本文首先需要对其进行空间相关性检验。

目前,衡量空间相依性的指标主要有全局Moran's I、全局G和全局C指标。Sawada(2001)认为,全局G指标对高聚集区域敏感,而全局C指标对低聚集区域敏感,因此,在检验是否存在空间相关时,采用Moran's I指标更为稳健和可靠。Moran's I指数由Moran(1948)提出,其定义如下:

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

其中, $x_i$ 为区域*i*的属性值,如人均GDP规模和存贷款余额等; $W_{ij}$ 为空间权重矩阵,分别代表区域*i*和区域*j*的空间自相关关系。

空间面板矩阵的设定是本文的另一个难点和亮点,不同于前期研究依据相邻关系的权重设定方式,本文认为,从空间全局效应出发,即使不相邻区域也会受到其他区域相关经济策略的影响,因此,不相邻区域也可能存在自相关关系。本文采用反

距离权重构建空间矩阵  $W_{ij}$ :

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中,  $d_{ij}$  代表城市  $i$  和  $j$  之间的公路距离, 在得到  $w_{ij}$  之后, 进一步对其进行标准化处理  $W_{ij} = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$ 。

表 1 主要变量的 Moran's I 指数统计

区域	GDP	股票市值 SV	存款余额 BOD	贷款余额 BOL	保费收入 PI
京津冀	0.474 *** (8.342)	0.067 (1.318)	0.200 *** (3.590)	0.169 *** (3.045)	0.387 *** (6.833)
长三角	0.772 *** (19.723)	0.002 (0.126)	0.432 *** (11.060)	0.440 *** (11.263)	0.452 *** (11.572)
珠三角	0.197 *** (4.127)	-0.116 (-1.488)	-0.212 *** (-2.669)	-0.147 * (-1.813)	0.281 *** (3.780)

注: 括号内为 Z 值<sup>①</sup>; \*\*、\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著

资料来源: 数据分别来自中国城市统计年鉴、国泰安股票市场交易数据库(CSMAR)、中国保险年鉴、河北金融年鉴以及北京、天津、广东、江苏、浙江和上海统计年鉴

表 1 分别列示了京津冀、长三角和珠三角主要变量的空间面板 Moran's I 值, 从结果来看, 2000—2013 年间, 除股票市值外, 其他变量的 Moran's I 均显著异于零, 表明这三大城市群的金融资源在空间地理上具有相互依赖和聚集性, 而股票市值不显著则在一定程度上体现了我国资本市场发展不健全, 因此, 未能完全发挥其资源配置的功能。

为了进一步揭示各地区经济增长与相邻区域的关系, 本文分别绘制了京津冀、长三角和珠三角 GDP 的 Moran's I 散点图。如图 1 所示, 京津冀和珠三角 GDP 的 Moran's I 分布较为离散, 表明该地区各城市间的经济发展存在较大差异, 而长三角 GDP 的 Moran's I 分布相对较为集中, 且大部分集中在第一和第三象限, 表明长三角城市群的整体经济发展水平较为均衡。在本文的样本区间内, 几乎所有的城市均发生了不同程度的跃迁, 由低经济发展水平的第二、第三象限向高经济发展水平的第一象限转移, 并呈现出正相关关系, 表明在 21 世纪前 14 年内, 我国的大部分城市都经历了共同成长的过程, 其经济发展从普遍的较低水平跃迁为普遍的较高水平。特别值得注意的是, 三大城市群中的中心城市如北京、天津、上海和深圳等由第四象限进入第

一象限, 即经济发展较好的京、津、沪、深等由被低经济发展水平的城市所包围转而变为被高经济发展水平的城市所包围, 说明这些中心城市由 21 世纪初期的吸附资源变为向外扩张, 即由“吸附效应”转变为“溢出效应”。在同一时间区间内, 金融资源, 如存、贷款余额、保费收入等也发生了相似的跃迁<sup>②</sup>, 表明金融聚集的“溢出效应”可能是导致京、津、沪、深等中心城市从“吸附效应”向“溢出效应”转变的根本原因。

## 2. 空间计量模型设定

通过 Moran's I 相关指数检验, 发现京津冀、长三角和珠三角均存在不同程度的空间相关性, 因此, 传统均质性地理空间模型不再适用, 必须选取合适的空间计量模型进行实证分析。目前, 空间计量分析大多采用最早由 Anselin (1988) 提出的空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM, 又称为 Spatial Auto Regression Model, SAR) 和空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM), 其模型设定分别为:

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

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda W \varphi_{it} + \xi_{it} \quad (4)$$

其中, 式 (3) 为 SAR 模型,  $W$  为权重矩阵;  $y_{it}$  为因变量;  $X_{it}$  为自变量;  $\alpha$ 、 $\rho$  和  $\beta$  分别为截距项及

<sup>①</sup> 其标准形式为:  $Z(d) = [Moran's I - E(Moran's I)] / \sqrt{VAR(Moran's I)}$ 。

<sup>②</sup> 限于篇幅, 银行、证券和保险的 Moran's I 散点图并未列出, 如读者感兴趣可向作者索取。

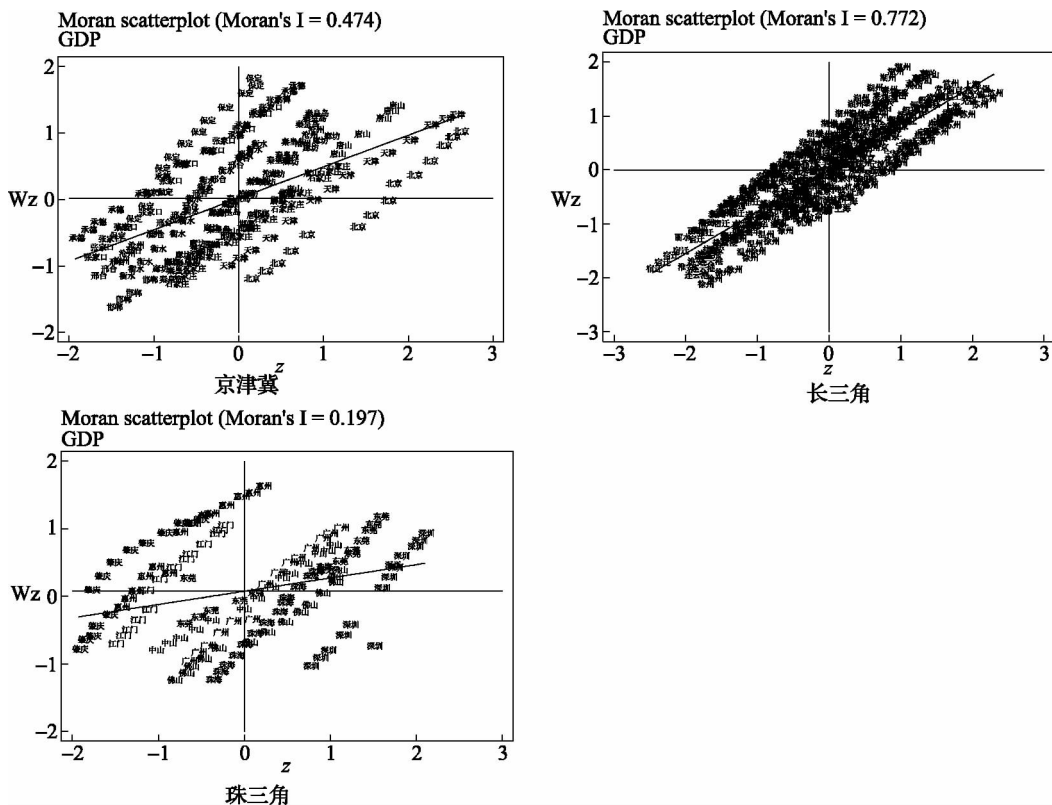


图1 2000—2013年京津冀、长三角和珠三角GDP的Moran's I散点图

资料来源:中国城市统计年鉴

系数; $\varepsilon_{it}$ 为残差。式(4)为SEM模型, $\varepsilon_{it}$ 为复合残差; $\varphi_{it}$ 和 $\xi_{it}$ 独立同分布且不相关, $\lambda$ 为空间自相关系数,取值为 $[-1, 1]$ ,代表某一区域对邻域的影响。

此外,Pace & Le Sage(2009)在Anselin(1988)模型的基础上进一步提出了空间杜宾模型(Spatial Durbin Model,SDM):

$$y_{it} = \alpha + \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \theta W X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\theta$ 为空间滞后自变量 $W X_{it}$ 的系数,代表邻近区域变量对因变量的影响。

简单来讲,SAR模型反映了本区域因变量的变动对邻近区域的溢出效应,SEM模型则刻画了误差随机冲击对邻近区域的影响,而SDM模型则同时考察了上述两种溢出效应。在获得参数估计值后,可以采用Lmlag和Lmerror(R-Lmlag和R-Lmerror)来筛选空间滞后模型、空间误差模型以及空间杜宾模型孰优孰劣,最后采用 $R^2$ 、LR和LogL等指标进一步考察模型的拟合优度。

### 3. 直接、间接与总效应

相对于自变量的变动对本区域的影响(直接效应),本文更为关心其对邻近区域的冲击(间接效应)。为了进一步验证空间溢出效应是否真实存在,本文参照Pace & Le Sage(2009)的方法,在SDM模型的基础上,左乘 $(I - \rho W)^{-1}$ ,并对自变量进行偏微分,进而将空间冲击总效应分解为直接效应和间接效应<sup>①</sup>:

$$y = (I - \rho W)^{-1} \alpha + (I - \rho W)^{-1} (X \beta + W X \theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (6)$$

$$\frac{\partial y}{\partial X} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12} \theta_k & \cdots & w_{1N} \theta_k \\ w_{21} \theta_k & \beta_k & \cdots & w_{2N} \theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} \theta_k & w_{12} \theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (7)$$

## 三、金融聚集的空间计量实证分析

### 1. 变量选取及数据来源

<sup>①</sup>式(7)中矩阵的对角线元素和非对角线矩阵分别刻画了直接效应和间接效应。

表2 京津冀、长三角和珠三角城市群范围统计

城市群	省份	包含城市	相关规划文件
京津冀城市群	北京市	北京市	《京津冀协同发展规划纲要》,2015年4月
	天津市	天津市	
	河北省	保定、廊坊、唐山、沧州、秦皇岛、承德、张家口、衡水、邢台、邯郸和石家庄	
长江三角洲城市群	上海市	上海市	《长江三角洲地区区域规划》,2010年5月
	江苏省	南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州、镇江、泰州和宿迁	
	浙江省	杭州、宁波、温州、绍兴、湖州、嘉兴、金华、衢州、舟山、台州和丽水	
珠江三角城市群	广东省	广州、深圳、佛山、珠海、东莞、中山、惠州、江门和肇庆	《珠江三角洲地区改革发展规划纲要》,2009年1月

资料来源:中国政府网

本文研究对象为京津冀、长三角和珠三角城市群,各城市群的覆盖范围如表2所示。为了分析各地区金融聚集的溢出效应,本文选取人均GDP的对数作为经济增长的指标,用GDP表示;其次,采用各地区年末存款余额/GDP的对数和年末贷款余额/GDP的对数作为货币市场的代理指标(采用对数形式是为了控制存、贷款余额的多重共线性问题),年末股票市值/GDP作为股票市场的代理指标,年度保费收入/GDP作为保险市场的代理指标,分别记作BOD、BOL、SV和PI,用以反映金融聚集对经济发展的影响;再次,鉴于我国长期以来高储蓄、高投资驱动的发展模式,采用INV=固定资产投资/GDP,用于控制投资对经济发展的影响;最后,选取FE=金融从业人数/地区总人口,反映金融从业资源分布对经济的影响。在完成变量设定之后,就可以将本文的面板实证SDM模型改写为:

$$GDP_{it} = \alpha + \rho WGD P_{it} + \beta X_{it} + \theta WX_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda W\varphi_{it} + \xi_{it} \quad (8)$$

其中,  $X_{it} = [BOD, BOL, SV, PI, INV, FE]^T$ ; 当  $\theta = \lambda = 0$  时,(8)式退化为SAR模型;而当  $\rho = \theta = 0$  时,(8)式退化为SEM模型。

为了保证数据来源的可靠性和权威性,2000—2013年间,所有城市的银行存款余额、贷款余额数据分别来自《北京统计年鉴》、《天津统计年鉴》、《河北金融年鉴》、《上海统计年鉴》、《江苏统计年鉴》、《浙江统计年鉴》以及《广东统计年鉴》;年末股票市值数据来自国泰安股票市场交易数据库

(CSMAR),各城市的市值总额由笔者整理所得;保费收入数据均来自《中国保险年鉴》;而GDP、固定资产投资、科研从业人员、金融从业人员以及年末总人口的数据均来自《中国城市统计年鉴》。鉴于数据的可得性,最终得到2000—2013年47个城市的658个平衡面板数据,其中,京津冀、长三角和珠三角的数据量分别为182个、350个和126个。

## 2. 实证结果及解释

为了检验模型设定的合理性,并深入考察金融聚集的溢出效应,在表3、表4和表5中,本文首先采用面板混合回归、面板SAR和面板SEM模型,分别针对京津冀、长三角和珠三角进行了计量分析。结果表明,无论采用何种方法,均存在显著的残差空间自相关( $\lambda$ 、Lmerror和R-Lmerror均显著),而  $W * GDP$  以及Lmlag和R-Lmlag的检验结果则表明,在多数情形下也存在显著的空间滞后特征,根据Elhorst & Fréret(2009),此时的最优策略是选择面板SDM模型进行估计。此外,根据SDM的估计结果,其Wald\_spatial\_lag和Wald\_spatial\_error以及LR检验(限于篇幅并未列出,检验统计量为  $LR = -2[L(H_0) - L(H_1)]$ )均显著异于零,并且LogL值逐渐增大,表明SDM模型显著优于SAR模型和SEM模型,并且Hausman检验表明,存在显著的固定效应,因此,本文重点考察面板SDM固定效应模型的估计结果。

从表3、表4和表5的SDM回归结果来看,显著的空间滞后项  $W * GDP$  和交互项  $WX_{it}$  表明,金融聚集不仅在本地区的经济发展中扮演重要

表3 京津冀空间面板回归分析

被解释变量 GDP	面板混合回归		面板 SAR		面板 SEM		面板 SDM	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>BOD</i>	-0.447***	-2.88	-0.791***	-6.03	-1.118***	-8.94	-0.984***	-8.32
<i>BOL</i>	0.350*	1.65	0.171**	2.19	0.373***	4.28	0.297***	3.88
<i>SV</i>	-22.788	-0.72	-48.360	-0.90	-109.958**	-2.16	-78.616	-1.52
<i>PI</i>	7.141	1.29	0.763	0.43	1.122	0.65	-1.242	-0.71
<i>INV</i>	1.663***	8.57	0.748***	9.75	0.355***	5.14	0.491***	6.31
<i>FE</i>	160.048***	10.95	60.882***	5.84	20.253**	2.02	34.361***	3.32
<i>W * BOD</i>							1.338***	5.95
<i>W * BOL</i>							-0.642***	-5.03
<i>W * SV</i>							164.106**	2.22
<i>W * PI</i>							-8.448***	-2.67
<i>W * INV</i>							0.317**	2.14
<i>W * FE</i>							71.297***	3.32
<i>W * GDP</i>			0.775***	30.70			0.659***	14.41
$\lambda$					0.939***	85.18		
<i>Cons</i>	8.542***	82.14						
$R^2$	0.677		0.999		0.999		0.999	
<i>Log likelihood</i>			150.742		151.693		167.051	
检验统计量	$Chi^2$	<i>P</i> 值	$Chi^2$	<i>P</i> 值	$Chi^2$	<i>P</i> 值	$Chi^2$	<i>P</i> 值
<i>Lmlagpanel</i>	2.538	0.111	3.710*	0.085	2.3438	0.126		
<i>R-Lmlagpanel</i>	2.878*	0.090	2.680	0.180	0.7983	0.372		
<i>Lmerror</i>	11.635***	0.001	4.173**	0.041	80.382***	0.000		
<i>R-Lmerrorpanel</i>	11.476***	0.001	4.185**	0.041	81.928***	0.000		
<i>Wald_spatial_lag</i>							52.130***	0.000
<i>Wald_spatial_error</i>							76.270***	0.000
<i>Hausman Test</i>			43.39***	0.000	58.73***	0.000	98.32***	0.000

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著

资料来源：本文计算整理

表4 长三角空间面板回归分析

被解释变量 GDP	面板混合回归		面板 SAR		面板 SEM		面板 SDM	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>BOD</i>	0.966***	3.91	-0.289***	-6.42	-0.382***	-8.55	-0.465***	-6.78
<i>BOL</i>	-0.191	-0.77	0.316***	7.99	0.214***	4.76	0.234***	4.33
<i>SV</i>	-423.584***	-2.86	4.776	0.17	11.10	0.59	29.707	0.98
<i>PI</i>	-32.704***	-6.69	-2.534***	-2.99	-3.110***	-3.72	-4.294***	-4.28
<i>INV</i>	1.513***	9.85	0.163***	5.76	-0.0640	-1.34	0.077	1.56
<i>FE</i>	185.755***	8.62	6.419*	1.87	-10.657***	-3.69	7.267*	1.67
<i>W * BOD</i>							-0.060	-0.81
<i>W * BOL</i>							0.298***	2.86
<i>W * SV</i>							-26.357	-0.63
<i>W * PI</i>							-0.250**	-2.46
<i>W * INV</i>							0.172***	2.88
<i>W * FE</i>							35.376***	5.82
<i>W * GDP</i>			0.952***	112.91			0.917***	81.92
$\lambda$					0.980***	276.49		
<i>Cons</i>	8.597***	52.77						

被解释变量 GDP	面板混合回归		面板 SAR		面板 SEM		面板 SDM	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
$R^2$	0.605		1.000		0.997		0.999	
Log likelihood			400.474		412.529		460.487	
检验统计量	$Chi^2$	P 值	$Chi^2$	P 值	$Chi^2$	P 值	$Chi^2$	P 值
Lmlagpanel	125.165***	0.000	9.710**	0.011	9.0589***	0.002		
R-Lmlagpanel	0.062	0.745	9.974**	0.011	0.0207	0.886		
Lmerror	208.538***	0.000	8.715***	0.003	534.56***	0.000		
R-Lmerrorpanel	83.435***	0.000	8.713***	0.003	525.52***	0.000		
Wald_spatial_lag							125.10***	0.000
Wald_spatial_error							77.15***	0.000
Hausman Test			49.67***	0.000	23.15***	0.000	96.16***	0.000

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著

资料来源:本文计算整理

表5 珠三角空间面板回归分析

被解释变量 GDP	面板混合回归		面板 SAR		面板 SEM		面板 SDM	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
BOD	0.637	1.62	-0.795***	-6.64	-0.726***	-7.03	-1.864***	-9.29
BOL	-0.922**	-2.39	0.312*	1.72	0.250**	2.30	0.454***	2.77
SV	-449.739*	-1.66	-14.560	-0.29	-27.95	-0.54	38.678	0.44
PI	2.103	0.14	0.981	1.51	1.314**	2.52	9.025**	2.45
INV	0.902*	1.75	0.867***	3.15	0.262***	2.70	1.190***	4.67
FE	97.296***	4.82	23.093***	2.99	26.612**	2.50	27.119***	3.25
W * BOD							0.717***	3.86
W * BOL							-0.634***	-2.68
W * SV							205.067**	2.15
W * PI							-1.496	-1.56
W * INV							1.083**	2.50
W * FE							34.967***	2.85
W * GDP			0.688***	14.62			0.622***	9.83
$\lambda$					0.854***	32.69		
Cons	9.619***	37.17						
$R^2$	0.637		1.000		0.999		0.999	
Log likelihood			20.646		26.983		50.163	
检验统计量	$Chi^2$	P 值	$Chi^2$	P 值	$Chi^2$	P 值	$Chi^2$	P 值
Lmlagpanel	14.329***	0.000	7.042	0.144	3.2986*	0.069		
R-Lmlagpanel	1.293	0.255	5.059	0.442	0.1476	0.701		
Lmerror	13.074***	0.000	15.511***	0.000	116.579***	0.000		
R-Lmerrorpanel	8.824***	0.003	15.213***	0.000	113.428***	0.000		
Wald_spatial_lag							67.88***	0.000
Wald_spatial_error							40.08***	0.000
Hausman Test			28.66***	0.000	198.18***	0.000	156.64***	0.000

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著

资料来源:本文计算整理

的角色,还将产生空间交互作用,即对周边经济发展产生影响,但相对于方先明(2010)、李林等(2011)以及唐松(2014)等前期研究,本文的实证结果表明,众多金融聚集指标对经济发展的影响要错综复杂得多。

首先,就京津冀而言,存款余额的增加,通过抑制消费对本地区经济产生消极影响,但对周边经济的增长具有激励作用( $BOD$ 为负,而 $W * BOD$ 为正),这在一定程度上暗示了存款资源的“外逃”现象严重,即存款流向北京、天津、石家庄和唐山等经济发达的大城市,并促进了其经济发展,这与Brender等(2015)的预期一致;与此相反,贷款余额的增加促进了本地区经济发展,但对周边区域经济的增长反而产生消极的空间作用( $BOL$ 为正,而 $W * BOL$ 为负)。此外, $W * SV$ 为正且显著异于零,表明证券业的聚集在空间上对经济产生刺激作用,而显著为正的变量 $W * INV$ 和 $W * FE$ 则说明,我国目前仍是投资驱动型经济。同时,金融从业的增加将对金融聚集产生规模效应,促进了经济的发展。但值得注意的是, $PI$ 为负且不显著,而 $W * PI$ 为负且显著异于零,表明保险业发展对本地区经济增长的贡献并不明显,但却在空间上显著抑制了邻近区域的经济增长,即金融资源倾向于向保险业更为发达的城市和地区流动,从而抑制其他地区经济发展,这一结论为解决前期研究的争论添加了新的经验证据<sup>①</sup>。

其次,作为对比,本文还分别针对长三角和珠三角面板数据分别进行了SDM模型的空间计量分析,结果在表4和表5中呈现。实证结果表明,长三角和珠三角城市群表现出独特的空间特征,主要体现在:长三角的存款余额对邻近区域产生负效应,但不显著,而贷款余额则对邻近区域产生显著的正效应( $W * BOD$ 不显著,而 $W * BOL$ 为正且显著),表明长三角区域存在空间溢出效应,这与图1的Moran's I结果是一致的,即长三角城市群的金融发

展较为均衡,且呈现出一加一大于二的金融溢出效应,从而与京津冀和珠三角城市群产生鲜明的差别。此外,长三角的保险业发展不仅对本地区产生显著的负效应,还在空间上呈现出负的溢出效应( $PI$ 和 $W * PI$ 均为负且显著不为零),这一结论与珠三角的保险业产生鲜明对比,其对本地经济产生显著正效应,而在空间上则并不显著( $PI$ 为正,而 $W * PI$ 不显著),表明京津冀和长三角的保险业结构还不尽合理,下一步应当加大力度调整保险业结构,以充分发挥保险业的杠杆作用。与京津冀城市群类似,珠三角证券业的发展促进了周边区域的经济增长,而长三角区域却不明显,通过数据分析发现,证券业的发展规模相对于其GDP总量来讲明显滞后,可能导致了证券业在经济中发挥的作用并不明显。

再次,为了进一步证实空间效应是真实存在的,在表6中,本文通过计算 $k$ 个 $N * N$ 偏微分矩阵方程,分别将京津冀、长三角和珠三角城市群空间面板SDM模型的总效应分解为直接效应和间接效应,其中,空间溢出效应以间接效应的形式呈现。表6的实证结果表明:(1)仅长三角地区的银行业呈现出空间溢出效应,京津冀和珠三角地区则呈现出吸附效应,且京津冀地区存在存款“外逃”现象;(2)京津冀和珠三角地区的证券业在空间上表现出溢出效应,长三角地区则并不显著;(3)京津冀和长三角地区的保险业非但没有溢出效应,反而呈现出空间吸附效应,珠三角地区保险业的影响则并不显著;(4)固定资产投资和金融从业人员均呈现出正的空间溢出效应;(5)鉴于各城市群金融资源分布的差异,在其区域内部直接效应上也存在一定的差异,如证券业对区域内经济的贡献十分有限( $SV$ 不显著),并且呈现出保险发展抑制经济增长的悖论,表明金融资源的非均衡配置和发展模式已经严重制约了区域金融一体化的进程,迫切需要重新审视其结构的合理性。

<sup>①</sup>如曹乾(2006)、孙祁祥等(2010)、吴洪、赵桂芹(2010)以及黄英君、陈晔婷(2012)等的研究表明,经济的增长会促进保险业的发展,但保险对经济增长的促进作用却非常有限。此外,根据邵全权(2012)的研究,当保险结构业与经济结构不匹配时,反而会抑制经济的增长。



表6 京津冀、长三角和珠三角金融聚集的直接效应、间接效应和总效应

被解释变量 GDP	京津冀		长三角		珠三角		
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	
直接效应	<i>BOD</i>	-0.769***	-5.65	-0.525***	-5.58	-1.821***	-9.30
	<i>BOL</i>	0.160*	1.72	0.413***	5.54	0.341**	2.00
	<i>SV</i>	-41.918	-0.67	8.679	0.20	120.398	1.47
	<i>PI</i>	-7.153**	-2.20	-5.885***	-3.80	7.952**	2.07
	<i>INV</i>	0.710***	7.45	0.153***	2.95	1.820***	6.76
	<i>FE</i>	65.761***	5.78	36.497***	4.20	44.627***	5.08
间接效应	<i>BOD</i>	1.799***	2.70	-1.478	-1.16	0.304	0.47
	<i>BOL</i>	-1.174***	-3.46	1.576**	2.34	-0.806**	-2.09
	<i>SV</i>	283.293*	1.70	-157.687	-0.43	512.287**	1.98
	<i>PI</i>	-24.852***	-3.09	-34.605***	-2.88	-6.722	-0.92
	<i>INV</i>	1.698***	4.99	2.394***	7.26	3.938***	5.09
	<i>FE</i>	241.926***	6.24	388.709***	5.35	104.925***	4.56
总效应	<i>BOD</i>	1.030	1.35	-2.022**	-2.29	-1.51**	-1.98
	<i>BOL</i>	-1.014**	-2.54	1.989***	2.69	-0.465	-1.02
	<i>SV</i>	241.375	1.17	-149.017	-0.37	632.682*	1.90
	<i>PI</i>	-28.796***	-3.18	-40.490***	-2.60	1.23	0.22
	<i>INV</i>	2.405***	5.77	2.547***	7.12	5.768***	6.05
	<i>FE</i>	307.686***	6.73	477.640***	5.29	150.860***	5.49

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著

资料来源:本文计算整理

最后,在表7中,通过分段回归,本文进一步检验了京津冀地区经济空间“跃迁”现象是否真实存在。从表6回归结果的间接效应来看,2000—2007年间, $W * BOD$ 的空间效应为正,而 $W * BOL$ 的空间效应则为负,表明21世纪前8年,京津冀地区银行业发生了存款“外逃”现象,并且贷款对周围区域产生“吸附效应”,但在2008—2013年间存款的“外逃”现象消失,并开始对周边区域产生负的溢出效应,而贷款则对周边产生正的溢出效应,SDM模型两阶段回归的存贷款符号相反,说明京津冀经济“跃迁”是真实存在的,即金融聚集由“吸附效应”转为“溢出效应”,这种“跃迁”是与京津冀地区的功能定位的

转变息息相关的:北京从经济、政治、文化和金融中心转变为政治、文化、国际交往和科技创新中心,金融资源逐渐向周边京津冀区域转移。此外,经过十多年的发展,证券资源在京津冀地区的分布更加不均衡,表现为*SV*的Moran's I散点图从第二象限、第三象限向第四象限过渡,并呈现出下降的趋势,其间接效应也从不显著变为在10%水平上显著为负。类似地,*PI*由不显著变为在10%水平上显著为负,即保险业发展差距在逐步拉大,结构更加不合理,制约了周边经济的发展。由此可见,大力发展京津冀地区,特别是河北的资本市场和保险市场,是实现京津冀协同发展的关键切入点和未来方向。

表7 京津冀面板SDM模型的空间“跃迁”分段回归检验

被解释变量 GDP	2000—2007年		2008—2013年			2000—2007年		2008—2013年		
	系数	T值	系数	T值		系数	T值	系数	T值	
<i>BOD</i>	-0.983**	-7.47	-0.489***	-5.92	直接效应	<i>BOD</i>	-0.644***	-3.03	-0.610***	-5.93
<i>BOL</i>	0.256***	3.06	0.391***	3.31		<i>BOL</i>	0.099*	1.86	0.672***	4.44
<i>SV</i>	64.955*	1.71	29.580**	2.07		<i>SV</i>	97.771**	2.08	-7.342	0.30
<i>PI</i>	-6.653***	-3.05	-1.211	-1.3		<i>PI</i>	-9.144***	-2.86	-2.359*	-1.89
<i>INV</i>	-0.074	-0.79	-0.104	-1.57		<i>INV</i>	0.093	0.59	-0.076	-0.83
<i>FE</i>	13.631*	1.7	17.803***	3.97		<i>FE</i>	27.229**	2.33	27.265***	4.26
<i>W * BOD</i>	1.833***	4.97	0.052	0.34		间接效应	<i>BOD</i>	3.902**	2.28	-0.985**
<i>W * BOL</i>	-0.749***	-3.47	0.425**	2.24	<i>BOL</i>		-1.869***	-2.91	2.224***	4.46
<i>W * SV</i>	60.542	0.89	-81.806**	-2.82	<i>SV</i>		352.858*	1.77	-193.428*	-1.92
<i>W * PI</i>	0.837	0.2	-1.716	-1	<i>PI</i>		-16.649	-0.94	-7.752*	-1.69
<i>W * INV</i>	0.508**	2	0.0659	0.56	<i>INV</i>		1.716	1.55	-0.002	-0.01
<i>W * FE</i>	31.183	1.3	10.592	1.21	<i>FE</i>		137.653**	2.14	70.450**	2.38
<i>W * GDP</i>	0.730***	11.69	0.704***	12.21	总效应		<i>BOD</i>	3.258*	1.72	-1.513***
<i>R<sup>2</sup></i>	0.998		0.997			<i>BOL</i>	-1.770**	-2.43	2.805***	4.77
<i>Log likelihood</i>	120.313		160.443			<i>SV</i>	450.629**	1.99	-175.564	-1.44
<i>Wald_spatial_lag</i>	30.85***	0	41.29***	0		<i>PI</i>	-24.799	-1.25	-9.707*	-1.86
<i>Wald_spatial_error</i>	26.99***	0	29.99***	0		<i>INV</i>	1.809	1.45	-0.081	-0.16
<i>N</i>	104		78			<i>FE</i>	164.908**	2	97.716***	2.83

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著  
资料来源：本文计算整理

#### 四、结论与启示

《京津冀协同发展规划纲要》作为重大国家发展战略，为京津冀区域，特别是河北的跨越式发展提供了千载难逢的契机，但《规划纲要》的核心目标是疏解北京的非首都功能，部分产业的转移还不足以支撑河北经济发生质的飞跃。本文通过与长三角和珠三角2000—2013年的空间面板进行对比分析，旨在从金融聚集的“吸附效应”和“溢出效应”视角探讨京津冀经济发展失衡的深层次历史原因以及未来发展的方向。

本文的结论揭示了京津冀、长三角和珠三角三大城市群金融集聚和经济失衡的事实：长三角区域整体上呈现出辐射带动作用，但空间辐射主

要依靠银行业，证券和保险业并未表现出“溢出效应”；虽然京津冀已由“吸附效应”向“溢出效应”转变，但由于长期受“增长极”理论的影响以及区域内京津等特大城市的存在，银行业和保险业整体上仍然表现为“吸附效应”，而证券业则呈现出空间辐射带动作用，这与拥有广州、深圳等特大中心城市的珠三角区域非常相似。本文的政策含义在于：中国自改革开放以来长期实行的非均衡发展模式，在实现经济腾飞的同时也积累了大量的诸如金融改革不到位、经济结构与发展不匹配等体制性矛盾，破除行政壁垒、调整经济结构并发挥金融集聚的辐射带动作用，是实现“先富带动后富”和区域协调发展的关键所在。归结到京津冀区域，在落实《规划纲要》城市定

位,促进金融资源在京津冀三地间多向流动的基础上,建立完善良好的金融生态环境和合作监管机制,优化京津冀三地信贷资金配置结构,大力

培育上市企业、发展多级保险市场才能解决河北自身问题,并最终实现京津冀的协同发展。

参考文献:

- [1] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Boston: Kluwer Academic,1988.
- [2] Audretsch D B,Feldman M P. R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production[J]. The American Economic Review,1996:630 - 640.
- [3] Brender A,Pisani F,Gagna E. Money,Finance and the Real Economy: What went Wrong? [M]. Brussels:CEPS Paperback, 2015.
- [4] Elhorst JP,Fréret 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.
- [5] Leyshon A,Thrift N J. Money/Space: Geographies of Mmonetary Transformation[M]. Psychology Press,1997.
- [6] Pace R K,LeSage J. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton,FL: Chapman & Hall/CRC,2009.
- [7] Rodríguez-Pose A. On English as a Vehicle to Preserve Geographical Diversity[J]. Progress in Human Geography,2004,28,(1):1 - 4.
- [8] Sassen S. Global Financial Centers[J]. Foreign Affairs,1999,78,(1):75 - 87.
- [9] Sawada M. Global Spatial Autocorrelation Indices-Moran's I,Geary's C and the General Cross-Product Statistic[EB/OL]. <http://www.lpc.uottawa.ca/publications/moransi/moran.htm>,2006 - 05 - 16.
- [10] Schenk C R. Banks and the Emergence of Hong Kong as an International Financial Center[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money,2002,12,(4):321 - 340.
- [11] 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.
- [12] Taylor P J. Financial Services Clustering and Its Significance for London[M]. London: Corporation of London,2003.
- [13] Tschoegl A E. International Banking Centers, Geography, and Foreign Banks [J]. Financial Markets, Institutions & Instruments,2000,9,(1):1 - 32.
- [14] Zhao S X. Spatial Restructuring Of Financial Centers In Mainland China And Hong Kong A Geography of Finance Perspective[J]. Urban Affairs Review,2003,38,(4):535 - 571.
- [15] 曹乾. 中国保险业经营效率的动态演进:基于 DEA 与 MI 模型的考察[J]. 广州:广东金融学院学报,2006,(5).
- [16] 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]. 北京:金融研究,2010,(10).
- [17] 黄英君,陈婷婷. 中国保险业发展与经济增长关系研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 北京:保险研究,2012,(1).
- [18] 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]. 北京:金融研究,2011,(5).
- [19] 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]. 长沙:经济地理,2014,(2).
- [20] 邵全权. 保险业结构、区域差异与经济增长[J]. 北京:经济学(季刊),2012,(2).
- [21] 孙祁祥,郑伟,锁凌燕,何小伟. 市场经济对保险业发展的影响:理论分析与经验证据[J]. 北京:金融研究,2010,(2).
- [22] 吴洪,赵桂芹. 保险发展、金融协同和经济增长——基于省级面板数据的研究[J]. 北京:经济科学,2010,(3).

## A Study on the Spillover Effect of Financial Conglomeration under the Collaborative Development in Jing-Jin-Ji Area

——Comparison Based on Spatial Panel Data of Yangtze River Delta and Pearl River Delta

ZHENG Zhi-dan

(Economic College of Hebei University, Baoding, Hebei, 071000, China)

**Abstract:** In April 2015, the announcement of “the coordinated development of Jing-Jin-Ji area”, otherwise known as a major national development strategy, provides a golden opportunity for the development of Hebei province. However, the economic and finance development of Jing-Jin-Ji area is not unlike between heaven and earth by the guidance of “growth pole theory” and “unbalanced development pattern” since the Chinese economic reform. The collapse distribution of financial resources and economic development in Jing-Jin-Ji area, which has become the main obstacle of the cooperated development of Jing-Jin-Ji, is not only the hot spots of the media, but also the focus for both the practitioners and scholars.

In order to conducted a systematically discussion of spillover effects of finance conglomeration in Jing-Jin-Ji area, Yangtze River Delta and Pearl River Delta, this paper takes the spatial geographical autocorrelation feature into account. On this basis, it selects the panel data of 13 cities of Jing-Jin-Ji area from 2000 to 2013 as the object of this research, and establishes spatial SAR, SEM and SDM models to explore how the development of Beijing and Tianjin affect surrounding areas from the aspects of adsorption effects and spillover effects of financial conglomeration. Secondly, this paper intends to explore the internal mechanism and the distribution characteristics of the unbalance development of Jing-Jin-Ji area by comparing the panel data of 25 cities in Yangtze River Delta and 9 cities in Pearl River Delta. Finally, it decomposes the gross effect into direct effect and indirect effect to confirm the spatial effect in three areas, especially the spatial transition of Jing-Jin-Ji area, is real and solid.

The empirical results indicate that the deposit in Jing-Jin-Ji area produces negative influence to local economy, but has incentive effect on surrounding economic growth, which implies that the capital flight of deposit resources is quite severe. While the loan shows the opposite phenomenon. At the same time, the security market stimulates the adjacent economy, while the insurance confines the adjacent economy. On the contrary, deposit in Yangtze River Delta promotes the local economic, but not significant. While the loan has a positive influence to the surrounding area. In additional, the insurance is not only confines the local economy, but also confines the surrounding area. As for the Pearl River Delta, the performance is quite similar to Jing-Jin-Ji area except that the insurance of Pearl River Delta promote the local economic development. Moreover, the decomposition of the spatial effects confirm the robustness of our results. To be specific, only the banking industry in Yangtze River Delta presents radiation effect as a whole. But the spatial radiation is mainly driven by banking industry, while the security and insurance do not indicate any spillover effects. Although the spatial effect in Jing-Jin-Ji area has transferred from absorption effect to spillover effect as a whole, the banking and insurance industry still show an absorption effect and security industry show a spillover effect on the contrary, which is quite similar to the Pearl River Delta.

These findings illustrate a fact that the different radiation pattern of Jing-Jin-Ji area, Yangtze River Delta and Pearl River Delta lead to a different economic performance in those three metropolitan areas. The results suggest that the administrator should promote the financial resources multidirectional flows in Jing-Jin-Ji area, establish a sound financial ecological environment and cooperation supervision mechanism, optimize the structure of credit capital allocation in Jing-Jin-Ji area, foster listed enterprises, and develop multistage insurance market. Only then can solve Hebei's own problem and achieve the coordinate development of Jing-Jin-Ji area.

**Key Words:** financial conglomeration; adsorption effect; spillover effect

(责任编辑:文 川)