

# 长三角和珠三角城市群创新的空间效应及影响因素研究<sup>①</sup>

## ——基于空间面板杜宾模型的比较分析

张鸿武,李涛

(中南财经政法大学 经济学院,湖北 武汉 430073)

**摘要:**基于2006~2014年地级市面板数据,采用空间面板杜宾模型,探讨长三角和珠三角城市群创新活动的空间分布及其驱动因素。研究发现:长三角城市群创新活动空间集聚特征明显;珠三角城市群创新活动空间相关性弱,创新极化特征突出。从影响因素来看,高科技企业是促进城市群创新的核心因素;研发资本投入、人口活力及公共图书量对珠三角城市群创新产生了重要影响;研发资本投入和高校在学生人数在激励长三角城市群创新的同时,抑制了周边城市的创新,而研发人员和外商直接投资既促进了城市的创新,又带动了周边地区的创新。

**关键词:**城市群创新;空间分布;空间面板杜宾模型

**中图分类号:**F290;G322.7

**文献标志码:**A

**文章编号:**1672-7835(2018)04-0069-08

实施创新驱动战略和建设创新型国家是新时代下中国经济增长转型升级的必然选择,也是中国经济社会发展和国际竞争力提高的关键所在。城市作为创新活动较为活跃的空间载体,在创新驱动由理念倡导转化为具体实践的过程中发挥着重要作用。而由空间布局紧凑、经济联系紧密的城市构成的城市群创新能力更是成为了决定一国未来经济发展格局和国际竞争力的重中之重。但由于创新资源禀赋和创新要素流动的空间差异,不同的城市群形成了不同的创新模式和创新活动空间格局,并进而对城市群整体创新能力产生了重要影响。在此背景下,论文以长江三角洲和珠江三角洲(以下简称为长三角和珠三角)城市群为典型样本<sup>①</sup>,比较这两大城市群创新活动的空间分布特征及其影响要素,以期把握这两大城市群创新的现状、问题与内在规律,并在此基础上探

求城市群创新能力形成和提升的有效途径。

## 一 空间自相关研究方法与数据来源

### (一) 空间自相关研究方法

为揭示城市群创新的空间分布,需要了解城市群创新产出间的相互关联性及其动态特征。我们将从空间数据处理方法出发,采用全局和局部两类探索性空间数据分析方法进行研究。

#### 1. 全局空间自相关分析

在衡量区域之间整体空间关联与差异程度时,研究者通常使用全局 Moran's  $I$  统计量来进行度量,具体形式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

<sup>①</sup> 收稿日期:2018-03-24

基金项目:国家社会科学基金项目(14BJY047)

作者简介:张鸿武(1977-),男,湖南沅江人,副教授,博士,硕士生导师,主要从事创新经济学和城市经济学研究。

<sup>①</sup> 囿于数据可得性,本文分析的样本时期为2006~2014年,该时期内珠三角城市群构成城市共9个(深圳、广州、东莞、佛山、珠海、中山、惠州、肇庆、江门),长三角城市群构成城市共16个(上海、苏州、南京、无锡、镇江、常州、扬州、泰州、南通、杭州、宁波、绍兴、湖州、嘉兴、舟山、台州),但由于舟山是岛屿城市,经济结构与其他城市存在明显差异且无其他接壤城市,台州处于长三角边缘区域,与城市群其他城市接壤很少,因而最终使用长三角城市群中除舟山、台州之外的其余14个城市作为分析样本。

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ,  $n$  为研究区域内空间单元总数,  $X_i$  为空间单元  $i$  的观测值(本文中即是创新产出的衡量指标),  $W$  是行标准化的空间权重矩阵。空间权重矩阵的构造方法较多,我们在分析各城市群创新活动差异时从空间依赖的邻接性和距离性出发,采用同时考虑地理距离和经济距离的经济地理距离矩阵进行构造,其构成元素为  $W_{ij} = 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j| \times 1/d_{ij} (i \neq j)$ ,  $d_{ij}$  是两个空间单元的地理距离,  $\bar{Y}_i$  是空间单元  $i$  某一经济指标在研究时期的平均值,通常采用人均 GDP、产业结构等。全局 Moran's  $I$  统计量主要用来衡量变量在空间取值的相似性,  $I$  值显著为正时,意味着高值与高值邻接或低值与低值邻接,表明城市群创新在空间上存在集聚现象,反之则表明城市群创新存在显著差异,而当  $I$  值接近于 0 时,说明观测值之间相互独立,城市群创新服从空间随机分布。

## 2. 局部空间自相关分析

全局空间自相关分析主要用于测算城市群整体关联程度,但其假定空间是同质且稳定的,忽略了空间对象存在空间异质性以及空间变化过程中潜在的不稳定性问题。为弥补其不足,我们引入局部空间自相关分析,通过测算空间关联局部指标,结合局部 Moran's  $I$  统计量和 Moran 散点图来衡量每个城市与周边城市之间的空间关联程度。

(1) Moran 散点图。通过散点图形式,描述变量  $z$  与其空间滞后向量  $Wz$  (即该观测值周围邻居的加权平均)间的关系。该图的横轴对应研究变量,纵轴对应空间滞后向量。Moran 散点图分为四个象限,分别判定一个地区及其与邻近地区的关系。第一象限(HH):表示高创新水平的区域被高创新水平的其他区域包围;第二象限(LH):表示低创新水平的区域被高创新水平的其他区域包围;第三象限(LL):低创新水平区域被低创新水平的其他区域包围;第四象限(HL):高创新水平区域被低创新水平的其他区域包围。第一、第三象限正的空间自相关关系实际上意味着相似值的集聚,第二、第四象限负的空间自相关关系意味着空间离散点,如果观测值均匀分布在四个象限,则表明城市群内部不存在空间自相关。

(2) 局部 Moran's  $I$  统计量。用于衡量样本空间单元  $i$  与其周围地区的创新产出在空间上的差异程度,它是全局 Moran's  $I$  统计量的分解,其形式为:

$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{S} \sum_{j=1}^n W_{ij} \frac{(X_j - \bar{X})}{S} = z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} z_j \quad (2)$$

式(2)中,变量  $z_i, z_j$  为标准化的观测值,其他变量的定义与式(1)相同。在给置信水平下,若  $I_i > 0$  且  $z_i > 0$ , 则城市  $i$  位于 HH 象限;若  $I_i > 0$  且  $z_i < 0$ , 则城市  $i$  位于 LH 象限;若  $I_i < 0$  且  $z_i > 0$ , 则城市  $i$  位于 HL 象限;若  $I_i < 0$  且  $z_i < 0$ , 则城市  $i$  位于 LL 象限,四个象限的含义与 Moran 散点图中象限的解释相同。

## (二) 指标选取和数据来源

创新活动涵盖了思想的产生与产品研发、设计、试制、生产、销售等一系列活动,其过程比较复杂,难以精确测度,因而国内外研究者往往采用替代指标进行衡量,例如专利、新产品销售收入、科技论文等。在众多指标中,通常认为专利与创新活动有较大的关联性,同时其数据相对容易获得和进行对比,因而其成为衡量创新活动的常用指标。考虑到发明专利在发明、实用新型和外观设计三大专利衡量指标中创新程度最高,因而我们采用发明专利授权量来衡量城市创新的绩效。由于各城市地域面积、管辖人口、经济规模存在显著差异,进一步,我们选择以每 10 万人拥有的发明专利授权量作为衡量城市创新的绩效的基本指标。长三角和珠三角 23 个样本城市的发明专利授权量及论文使用的其他数据均来源于 2006~2014 年各城市的知识产权局、《城市统计年鉴》《城市科技年鉴》以及各城市所在省份的统计公报等。

## 二 城市群创新产出的空间关联和集聚特征

### (一) 全局 Moran's $I$ 相关分析

基于前述分析,我们先使用全局 Moran's  $I$  统计量来分析长三角和珠三角城市群创新活动的全局空间自相关和集聚特征。在经济地理距离的选用上,我们采用以同一城市群内各城市第三产业占 GDP 比重的差异作为经济距离构建空间权重矩阵,为对比如见,我们同时给出了以各城市人均 GDP 差异作为经济距离得到的全局 Moran's  $I$  统计量,如表 1 所示。

由表 1 可知,一方面,2006~2014 年间,长三角城市群在两种经济地理距离矩阵形式下的全局 Moran's  $I$  统计值在绝大多数年份均显著大于 0,表明城市创新存在较为突出的同类集聚现象,即

同类较高创新产出城市相互邻近,或同类较低创新产出城市相互邻近。另一方面,随着时间的推移,长三角城市群创新全局 Moran's  $I$  统计值呈稳步上升态势,说明长三角城市群创新产出的空间自相关和集聚呈现不断强化的趋势。究其原因

的原因,伴随长三角城市群的经济的发展,城市群内各城市之间的联系变得日益紧密,在长三角城市群城市合作和创新活动日益频繁的同时,城市间知识与技术溢出效应也在不断增强,导致长三角城市群创新产出的空间集聚程度也在不断提高。

表 1 2006~2014 年长三角和珠三角城市群创新全局 Moran's  $I$  统计量值

年份	长三角城市群				珠三角城市群			
	Moran's $I$ ①	P-value	Moran's $I$ ②	P-value	Moran's $I$ ①	P-value	Moran's $I$ ②	P-value
2006	0.272 **	0.014	0.273	0.128	-0.044	0.518	0.088 **	0.023
2007	0.302 ***	0.009	0.287	0.118	-0.059	0.498	0.036 **	0.024
2008	0.324 ***	0.006	0.332 *	0.08	-0.088	0.605	-0.016 **	0.032
2009	0.347 ***	0.004	0.368 *	0.06	-0.088	0.589	-0.025 **	0.038
2010	0.372 ***	0.002	0.394 **	0.047	-0.073	0.441	-0.025 **	0.033
2011	0.374 ***	0.002	0.396 **	0.047	-0.062	0.413	-0.003 **	0.025
2012	0.393 ***	0.002	0.463 **	0.027	-0.029	0.264	0.014 **	0.025
2013	0.414 ***	0.001	0.507 **	0.018	0.007	0.168	0.041 **	0.018
2014	0.469 ***	0.000	0.554 **	0.011	0.003	0.209	0.048 **	0.022

注:①、②分别表示经济地理矩阵中以第三产业产值占 GDP 比重差异和人均 GDP 差异衡量经济距离。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

与之相对照,根据表 1,2006~2014 年间珠三角城市群创新活动的全局 Moran's  $I$  统计值接近于 0 的假设无法被拒绝,这意味着城市群创新服从空间随机分布,表明珠三角城市群创新整体上没有表现出明显的空间自相关和集聚态势;而当使用人均 GDP 差异表征经济距离构成空间权重矩阵时,虽然全局 Moran's  $I$  统计值在 5% 的显著水平上可以通过显著性检验,但其数值多数年份都比较小,且在 2008~2011 年期间为负值,这表明珠三角城市群创新的集聚程度非常低。综合来

看,可以推断:整体上,2006~2014 年期间珠三角城市群创新的空间集聚特征并不明显,其表现出较高程度的空间随机分布状态。

(二)局部 Moran's  $I$  相关分析

进一步通过结合局部 Moran's  $I$  统计量和 Moran 散点图,探究城市群内部城市创新是否存在局部集聚现象,以更直观反映城市群内各城市创新产出的空间关联情况。图 1 和图 2 分别给出了 2006 年和 2014 年长三角和珠三角城市群创新 Moran 散点图①。

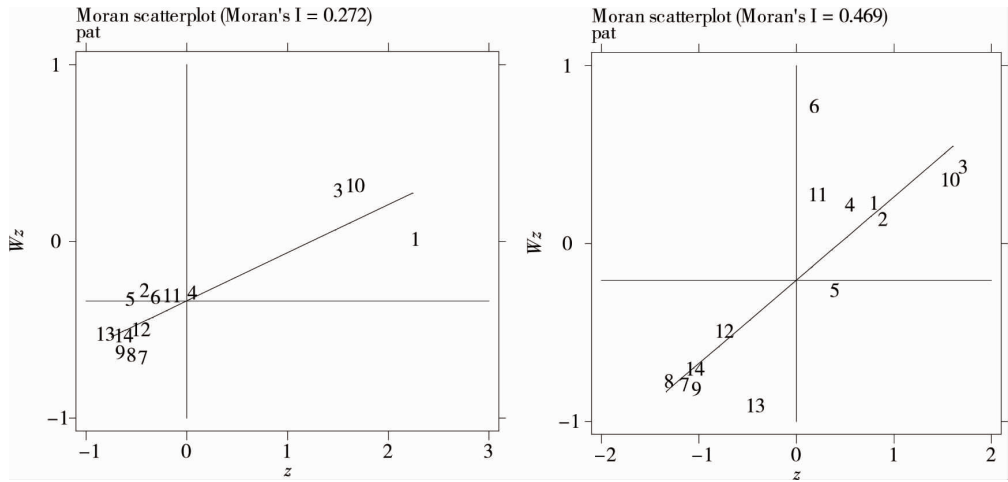


图 1 2006 年与 2014 年长三角城市群创新 Moran 散点图

①长三角城市群 14 个城市及其代码为:1-上海,2-苏州,3-南京,4-无锡,5-镇江,6-常州,7-扬州,8-泰州,9-南通,10-杭州,11-宁波,12-绍兴,13-湖州,14-嘉兴;珠三角城市群 9 个城市及其代码为:1-深圳,2-广州,3-东莞,4-佛山,5-珠海,6-中山,7-惠州,8-肇庆,9-江门。

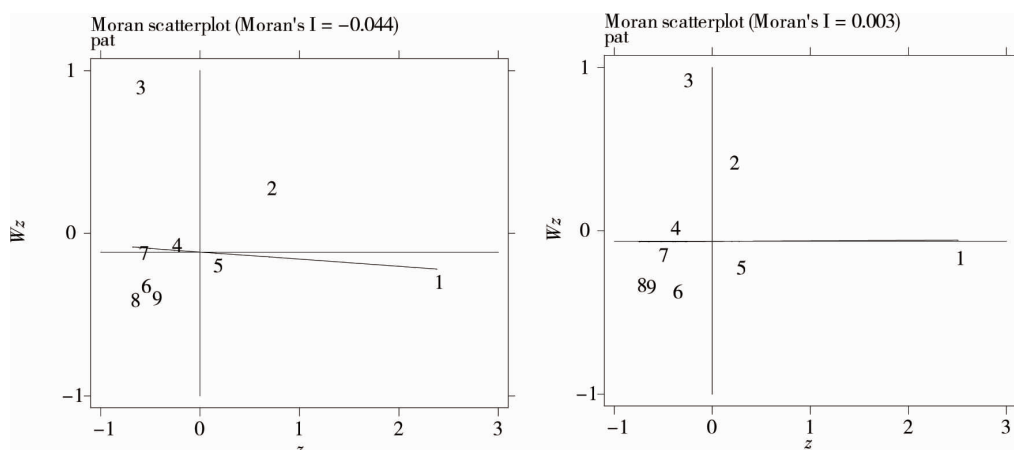


图2 2006年与2014年珠三角城市群创新 Moran 散点图

由图1可知,整体来看,长三角城市群内部的城市创新呈现较强的空间正相关关系和集聚特征,空间同质性显著(即高高集聚与低低集聚现象共同存在),空间异质性(高低集聚与低高集聚)则不是特别明显,表明长三角城市群创新存在显著的空间溢出效应。同时,从不同的时间点上来看,2006~2014年间,这种溢出效应作用下带来的集聚态势均保持相对稳定,具有明显的路径依赖特征。具体来看,从2006年到2014年,长三角城市群中跻身创新产出高值象限(HH)的城市由2006年的4个(上海、南京、无锡、杭州)增加到2014年的7个(上海、苏州、南京、无锡、常州、杭州、宁波),而处于创新产出低值象限的城市由5个变为6个,城市数量变化较小,这表明长三角城市群创新全局 Moran's  $I$  统计值逐渐变大的原因在于越来越多的城市呈现创新高高集聚而非低低集聚趋势。进一步,结合地图上城市所处的具体位置来看,2014年处于高值象限(HH)的城市中,形成了两个集聚区,一是从上海出发,沿长江逆流而上依次是苏州、无锡、常州和南京所构成的创新集聚区,其都位于长江南岸;二是以宁波和杭州为核心的创新集聚区。而处于低值象限(LL)的城市中,湖州和嘉兴夹于上述两创新集聚区之间,同样绍兴位于杭州和宁波之间,而扬州、泰州和南通三城市依次相邻,位于长江北岸。这一定程度上可以认为,城市群的城市创新中溢出效应主要表现在:一是同类城市间溢出效应为正;二是高创新城市的创新较少溢出到低创新城市,反而是高创新城市通过“虹吸效应”抑制了周边低创新城市的创新活动,两者结合起来导致长三角城市群城市创新整体呈现创新的“马太效应”。

由图2可知,从2006年到2014年,珠三角城市群内部各城市创新在空间上的变化并不显著,其在创新空间差异性特征表现非常突出的同时,在创新低低集聚上呈现出较强的空间同质性现象。例如,样本时期中,广州一直位于创新高值象限(HH),深圳和珠海创新水平较高,但其周边均为创新相对低水平城市,说明其对周边地区的创新辐射较弱,呈现出创新的极化效应。此外,东莞和佛山处于创新能力高地区向创新能力低地区的过渡区域,而其他城市均处于低值集聚象限(LL),为创新能力较低、创新增长速度较慢的集聚区。从数量上来看,低值集聚城市占整个城市群样本城市比例达到45%,说明珠三角城市群创新表现出了较强的低低集聚上的空间同质性。进一步,从 Moran 散点图和具体数据来看,珠三角城市群城市创新表现出了明显的极化特征。2006~2014年间,深圳在珠三角城市群9个城市中的常住人口占比大致在18%左右,但其发明专利授权量占比从2006年的55%增加到2010年的72%,2014年的占比虽有下降,但仍然达到57%;同期,深圳高科技企业数占比由2006年的23%上升到2010年的42%,2014年进一步达到53%,表明高科技企业 and 创新活动进一步集中于深圳;而就研发投入而言,2006年深圳的研发投入在珠三角9市中的占比为49%,2010年时降低为43%,但其在2014年时仍维持在45%左右。可见,无论是以城市的人口吸引力或研发投入或研发产出衡量,深圳的创新活动在整个珠三角都大幅领先,呈现出创新活动在空间上的极化现象。

总体而言,长三角城市群城市创新呈现出较强的正向空间关联集聚特征,空间同质性显著,空

间异质性特征则不是特别明显,这表明长三角城市群内部的城市创新存在显著的溢出效应。而就珠三角城市群来看,创新表现出明显的空间随机分布,且存在较强的极化特征,无论是创新产出还是研发投入等指标,深圳都远高于城市群中的其他地区。究其深层次原因,我们认为创新模式和主导产业的不同是导致这种差异的主要原因。珠三角城市群中的深圳是中国创新水平最高的城市之一,其主要实施的是高端原始性科技创新模式,创新的主导产业着眼于核心的高新科技产业,不仅强调国际技术合作和引进吸收再创新基础上的原始创新,而且更为注重与全球领先行业和企业交流,且涉及的高新技术产业呈多元化趋势,因而人才流动和资本引进就成为最为核心的要素,在周边城市相关创新基础条件不具备的情形下,创新的产业性质决定了深圳对周边城市的产业带动能力弱,和周边城市的产业关联度也小,因而其他城市较难从中获得溢出效应,这在一定程度上可以解释深圳创新活动的极化和较小的溢出效应。而就长三角城市群而言,虽然其存在一定数量的高新技术产业,但其主导产业仍然为传统制造业,其创新模式上更多地体现为产业联系带动下的区域整体创新能力提升。传统制造业的创新

更多地依赖于“干中学”,而产业和工人的邻近便利于知识的传递以及价值观念和创新思想的相互交流融合,此时,城市群中心城市在特定的空间范围内与其周边城市间存在技术集聚与扩散的相互作用机制,也存在技术集聚与扩散的相互作用力,因而该城市群内的创新具有更强的地域性特征,而这类创新的溢出效应显然更强,从而形成了创新活动活跃和区域知识溢出的空间格局。

### 三 城市群创新影响因素的计量分析

#### (一) 指标选取

已有研究基于不同角度探讨了地区创新能力的影响因素,相关结论具有一定的参考价值。借鉴王俊松等<sup>①</sup>的研究,本文从主体要素、R&D 投入要素、内部环境要素、经济外向度 4 个方面出发,选取相应指标分析城市群创新的影响因素<sup>②</sup>,具体如下:主体要素选取高校在校生人数和高科技企业数指标,R&D 投入要素选取 R&D 支出占 GDP 比重以及科研人员数两个指标来反映,内部环境要素选取金融机构贷款余额、人口活力、公共图书量三个指标<sup>③</sup>,经济外向度选取外商投资余额指标,各指标变量名和具体描述如表 2。

表 2 指标体系构建及其含义

变量	变量名	指标含义
被解释变量:创新产出	pat	每 10 万人拥有的发明专利授权量
解释变量	主体要素	hte
		edu
	R&D 投入类要素	rdk
		rdl
	内部环境要素	loan
		popv
		lib
	经济外向度	fdi

注:每 10 万人、每百人统计口径都是常住人口。

#### (二) 计量分析结果

从模型选择来看,上面的分析已经表明长三角城市群内部各城市的创新产出存在明显的空间自相关性,因而在对长三角城市群创新的影响因

素进行分析时,我们选用空间面板数据模型进行估计。常用的空间模型有空间杜宾模型、空间自回归模型和空间误差模型,在设定一般形式的空间模型基础之上,通过 LR 检验和 Hausman 检验,

①王俊松,颜燕,胡曙虹:《中国城市技术创新能力的空间特征及影响因素》,《地理科学》2017 年第 1 期。

②实际上,除了本文中提到的影响因素外,科技基础设施等硬件、政府的创新支持政策、企业创新的动力、城市经济发展水平、创新的效率、创新发展的社会文化环境等因素可能对城市群创新也具有重要影响,但由于数据可得性和篇幅所限,不能在本文中一一展开,只能有待于后续研究中深化。

③人口活力,定义为常住人口与户籍人口的比重;人口活力值越高,表示即使无法获得该城市户籍,依然有大量人口汇聚该城市,体现了该城市的吸引力。相较于其他城市,这种吸引力可能来源于更高的薪酬、更多的工作岗位、更公平的竞争环境,更完善的医疗卫生和教育资源等。

最终确定选择随机效应的空间杜宾模型进行估计,具体结果见表3第1列,自变量的空间滞后项中高科技企业数(hte)、高校在校人口数(edu)、R&D支出占比(rdk)及外商投资额(fdi)等变量均在5%或1%的显著性水平下成立,由于篇幅所限没有列出。为对照起见,我们还给出了去除其他不显著变量后的回归结果,具体见表3第2~

3列。

就珠三角城市群而言,由于其内部各城市创新并没有表现出明显的空间自相关性,因而在模型选择上,可以选用普通面板数据计量模型进行分析,具体结果见表3第4列,同样,为对照起见,也将去除不显著变量后的回归结果列出,结果见表3第5~8列。

表3 长三角和珠三角城市群创新的面板数据回归分析

变量	长三角城市群			珠三角城市群				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\rho$	0.530*** (5.31)	0.583*** (6.65)	0.601*** (7.05)	—	—	—	—	—
_cons	5.728 (0.650)	0.483 (0.05)	-10.902*** (-4.06)	-11.380* (-1.80)	-12.480*** (-3.55)	-12.305*** (-3.53)	-10.667** (-2.29)	-12.941** (-2.92)
hte	3.354* (1.77)	5.318** (2.38)	4.047** (1.96)	10.493*** (3.72)	10.418** (2.60)	10.214** (2.57)	10.282*** (3.68)	7.745** (2.25)
edu	0.001* (1.66)	0.000 9 (1.47)	—	0.000 6 (1.21)	0.000 4 (0.91)	0.000 4 (0.82)	—	—
rdk(-1)	9.646*** (3.63)	8.556*** (2.85)	8.915*** (3.39)	10.434* (2.05)	7.753** (2.44)	8.503*** (3.02)	8.699** (2.44)	9.683*** (3.58)
rdd	0.018*** (4.49)	0.021*** (5.24)	0.019*** (5.23)	0.015 (0.78)	0.003 (0.55)	—	—	—
loan	1.952 (1.47)	—	—	-1.139 (-0.66)	—	—	—	—
popv	-10.504 (-1.39)	-5.062 (-0.74)	—	2.732* (1.96)	3.222*** (2.86)	3.223*** (2.86)	3.077* (2.18)	2.994*** (2.69)
lib	-0.019 (-1.61)	—	—	0.042** (2.53)	0.040*** (5.55)	0.040*** (5.56)	0.038* (1.93)	0.039*** (5.57)
fdi	0.0008*** (5.47)	0.000 9* (1.74)	0.000 2 (0.85)	-0.000 5 (-0.91)	-0.000 7 (-1.06)	-0.000 7 (-1.02)	-0.000 8 (-1.42)	—
Hausman	RE	RE	RE	FE	RE	RE	FE	RE
R <sup>2</sup>	0.871	0.882	0.893	0.897	0.886	0.887	0.894	0.892
样本数	126	126	126	81	81	81	81	81

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

由表3可知,在长三角城市群创新影响因素分析中,空间相关系数 $\rho$ 在1%的显著性水平下始终成立,表明长三角城市群内部的创新存在较为明显的空间溢出效应。需要指出的是,由于空间杜宾模型中引入了自变量的空间滞后项,导致回归系数不能准确反映变量的边际效应,因而无法直接得出空间溢出效应的大小,模型中的回归系数只能作为自变量对创新影响的参考。为了揭示

长三角城市群创新中各影响因素的空间效应,在明确因变量存在空间自相关的基础上,我们进一步借鉴 Lesage & Pace 的方法<sup>①</sup>,将空间效应分解为直接效应、间接效应和总效应。其中,直接效应测度了某地区自变量的变化对该地区因变量的影响,而且直接效应中还包含有“反馈效应”,即效应“溢出”到邻近地区,又由邻近地区传回原始溢出地区;间接效应测度了某一地区的自变量对相

①LeSage J, Pace R. *Introduction to Spatial Econometric*. Florida: CRC Press, 2010.

邻地区因变量的影响;总效应为两者之和。表 4 给出了长三角城市群空间效应的分解结果,其中直接效应、间接效应和总效应下的列序号对应表

3 中长三角城市群相应序号代表的三个空间杜宾模型的空间效应分解。

表 4 长三角城市群创新的空间效应分解

变量	直接效应			间接效应			总效应		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
hte	5.216 ** (2.29)	7.827 *** (3.15)	6.456 *** (2.82)	21.122 ** (2.55)	27.267 *** (2.80)	26.827 *** (2.84)	26.428 *** (2.95)	35.094 *** (3.18)	33.283 *** (3.10)
edu	0.000 1 (0.28)	0.000 5 * (1.82)	—	-0.010 ** (-2.40)	-0.004 (-0.88)	—	-0.010 ** (-2.18)	-0.004 (-0.74)	—
rdk(-1)	7.918 *** (2.92)	5.895 * (1.84)	6.287 ** (2.10)	-19.150 * (-1.88)	-24.347 ** (-2.12)	-23.889 * (-1.76)	-11.232 (-1.00)	-17.452 (-1.58)	-16.603 (-1.45)
rdl	0.220 *** (4.98)	0.027 *** (6.09)	0.026 *** (6.43)	0.0421 (1.57)	0.063 * (1.80)	0.072 ** (2.06)	0.064 ** (2.19)	0.090 ** (2.47)	0.098 *** (2.62)
loan	1.728 (1.42)	—	—	-2.329 (-1.25)	—	—	-0.602 (-0.30)	—	—
popv	-11.226 (-1.63)	-6.863 (-0.99)	—	-9.281 (-0.48)	-17.544 (-0.70)	—	-20.506 (-0.96)	-24.407 (-0.87)	—
lib	-0.015 9 (-1.26)	—	—	0.032 (0.54)	—	—	0.016 (0.24)	—	—
fdi	0.001 *** (3.18)	0.001 ** (2.51)	0.000 7 * (1.87)	0.005 ** (2.51)	0.006 *** (2.83)	0.005 *** (2.58)	0.006 *** (2.77)	0.007 *** (2.94)	0.006 *** (2.61)
样本数	126	126	126	126	126	126	126	126	126

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内的数据为 Z 值。

综合表 3 和表 4 中珠三角和长三角城市群的分析结果,可以发现:

(1) 高科技企业是城市群创新的核心影响因素。一方面,无论是长三角城市群还是珠三角城市群,高科技企业数对城市创新的影响较大,且系数都通过了 1%的显著性检验,说明高科技企业数量的增加能有效带动城市群创新,这与当前高科技企业是城市中最活跃的创新主体这一现实是相吻合的。另一方面,从表 4 中高科技企业对创新总效应的分解来看,直接效应系数为 5.216,而间接效应系数为 21.122,说明高科技企业不仅直接导致了长三角城市群中的城市创新,更为重要的是其还通过空间正向溢出效应带动了周边城市的创新。

(2) 研发支出是城市群创新的主要推动力。一方面,研发支出对珠三角城市群创新中有正向激励作用,其系数均显著成立,同时,长三角城市群中研发支出直接效应系数也为正,这与研发投入增加直接带来研发产出增加的逻辑是相一致的。另一方面,由表 4 来看,长三角城市群中研发支出的间接效应系数为负,且在绝对值上大于直接效应系数,导致总效应为负,这实际上表明长三

角城市群中研发支出的增加存在负向空间溢出效应,即创新能力强、研发支出高的城市对周边落后地区的生产要素产生了一定的“虹吸效应”,抑制了周边地区的城市创新。具有同样效应的还有高校在校生人数,其对长三角城市群创新有影响,但对珠三角城市群创新影响不显著,但是在长三角更多地体现为一种较小的负向溢出效应,创新能力较强的城市吸引了周边的人才流动,抑制了周边地区创新的发展,导致总效应为负。

(3) 科学研究人员和外商直接投资是长三角城市群创新的重要助力,但对珠三角城市群创新的影响并不显著。一方面,科学研究人员和外商直接投资的系数在珠三角城市群的模型中并不显著,因而无法判断其对珠三角城市群创新的影响作用。比较而言,在长三角城市群的模型中,科学研究人员和外商直接投资的直接效应系数及间接效应系数均为正,表明这两个因素不但促进了长三角城市群城市的创新,还通过溢出效应间接带动了周边城市的创新。

(4) 公共图书量和人口活力是珠三角城市群创新的外在保障,但在长三角城市群创新中的影响



不显著。一方面,就长三角城市群而言,公共图书量和人口活力的直接效应系数和间接效应系数均不显著,因此这两个指标对长三角城市群创新的影响难以判断,这与长三角城市群中各城市间吸引人才、留住人才的能力差异不明显从而导致人口活力值差异较小存在一定关系。另一方面,就珠三角城市群而言,公共图书量和人口活力的影响却显著为正,表明珠三角城市群城市在人口活力上存在明显差异,这与中国人口迁移的现状是相吻合的。同时,公共图书量指标显著为正,说明其对珠三角城市群中的创新具有一定的促进作用。

(5)金融机构贷款余额对两个城市群创新的影响不显著。一方面,相比创新类高风险贷款,出于风险规避考虑,金融机构更偏向于有担保或抵押的实体产业投资,另一方面,知识经济时代,各城市都日益重视创新和研发投入,这导致研发投入几乎不受整体金融环境的影响,因而导致金融机构贷款对城市群创新的影响不显著。

### 结语

从政策含义上来看,创新政策应根据城市群

创新模式和城市群禀赋特点来制定。具体来看,珠三角处于深圳为中心的极化状态,需有效利用深圳高创新能力的优势,更为强调国际技术合作和引进吸收再创新,加强创新极化区域的领域渗透和扩散效应,增强对周边地区的扩散,建立资源互补和合作的机制,加强创新极化城市和非极化城市间的联系和效应,带动城市群创新整体能力的提高。而就长三角城市群而言,城市间的扩散效应呈两极分化和非均衡的配置方式,而这与其以传统制造业为主导是分不开的,因而其重点在于完善城市群创新硬件和环境建设,建立城市邻近的协调发展机制,推动创新溢出和知识扩散效应,实现以产业联系和创新带动城市群整体创新能力的提升。从驱动因素来看,城市群创新过程中应加大科技资源投入力度,积极引进和培育高科技企业,努力提高人力资本水平,完善创新发展的环境,提高知识吸收能力,缩小与发达城市之间的知识缺口;尤为重要,长三角城市群应加强与发达城市之间的交流与合作,降低交易成本,促进知识转移、扩散和溢出,从而实现城市群创新产出的增长,尽快缩小与创新领先城市的差距。

## Spatial Effects and Determinants of Innovation in City Clusters in the Yangtze River Delta and the Pearl River Delta: A Comparative Analysis from Spatial Panel Durbin Model

ZHANG Hong-wu & LI Tao

(School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Hubei Wuhan 430073)

**Abstract:** This paper explores the spatial patterns and determinants of innovation activities in city clusters in the Yangtze River Delta and the Pearl River Delta with spatial panel Durbin model, using the prefecture-level city panel data from 2006 to 2014. Results show that the spatial agglomeration of innovation activities in city clusters in the Yangtze River Delta is significant, however, the spatial correlation of innovation activities in city clusters in the Pearl River Delta is weak, as well as the polarization of innovation activities is prominent. Moreover, high-tech enterprise is the key factor that promotes innovation activities in city clusters in both regions. R&D capital input, population vitality and public library books are beneficial to the development of innovation activities in city clusters in the Pearl River Delta. In addition, R&D capital input and college students are helpful to the innovation activities in city clusters in the Yangtze River Delta, in which few spillover effects can be found. Research personnel and foreign direct investment can promote not only the innovation in the cities of the Yangtze River Delta, but also the innovation activities in the neighboring areas.

**Key words:** innovation in city clusters; spatial patterns; Spatial Panel Durbin Model

(责任校对 曾祥炎,钟丽)