

# 我国省域创新产出的空间特征和时空演化 ——基于探索性空间数据分析的实证

李国平, 王春杨

(北京大学政府管理学院, 北京 100871)

**摘要:** 以我国 31 个省域作为空间观测单元, 以专利申请受理数作为创新产出的衡量指标, 对我国 1997~2008 年期间省域创新产出的空间分布进行了探索性空间数据分析 (ESDA)。通过计算区位基尼系数和集中度指数, 发现我国的创新活动显示了相当高水平的空间集中, 并且这种集中程度在过去的十多年里表现出了稳定的增长趋势; 对全局的 Moran's  $I$  统计分析表明: 省际创新活动之间存在着显著的空间自相关 (空间依赖性), 证明了知识溢出的存在性和空间局限性; 对局部的 Moran's  $I$  分析进一步揭示了省际创新活动水平的相关模式, Moran 散点图刻画了创新活动的空间集聚模式及其时空演变态势。研究结果说明经过十几年的发展, 我国省域创新活动的地域性特征十分显著。

**关 键 词:** 创新产出; 探索性空间数据分析; 溢出; 空间自相关; 中国

**文章编号:** 1000-0585(2012)01-0095-12

## 1 引言

新增长理论认为技术进步是经济增长的内生动力, 而技术进步来源于研发 (R&D) 与知识溢出 (Spillovers)。一个地区的创新产出不仅取决于当地的经济水平、科技投入、制度条件、社会文化环境等综合因素, 同时还受到其他区域创新活动的影响。20 世纪 90 年代以来, 知识溢出成为解释集聚、区域创新和经济增长的重要概念之一, 影响区域间知识溢出的因素既包括空间距离<sup>[1]</sup>和区位条件<sup>[2]</sup>, 也包括区域知识存量、知识缺口<sup>[3]</sup>、吸收能力<sup>[4]</sup>以及溢出意愿等。基于地理媒介的知识溢出会对创新活动的地理分布产生重大影响, 进而影响创新产出的空间结构特征。

大量的研究发现了知识溢出具有空间局限性的证据<sup>[5~7]</sup>, 知识溢出对区域创新的影响随着空间距离的增加而衰减, 因此邻近创新源的经济主体比位于其他地方的主体具有更好的创新绩效<sup>[8, 9]</sup>。原因在于: 第一, 经济主体之间的邻近有利于信息的交流和合作关系的建立; 第二, 创新活动中的大部分知识具有缄默性, 其传递的边际成本随距离的增加而增加。局域知识溢出 (Local Knowledge Spillovers, LKS) 导致了创新的空间依赖性 (spa-

收稿日期: 2011-06-22; 修订日期: 2011-10-09

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (10zd&022); 北京市科学技术研究院项目: 区域协同创新与首都经济发展科学决策服务平台构建; 中国科学技术发展战略研究院委托项目: 区域创新体系建设及典型地区案例研究

作者简介: 李国平 (1961-), 男, 黑龙江人, 教授, 博士生导师, 研究方向为经济地理学、区域经济学、城市与区域规划。E-mail: lgp@pku.edu.cn  
王春杨 (1983-), 男, 河北人, 博士研究生, 主要从事区域创新体系, 区域创新环境方面的研究。  
E-mail: wang218@pku.edu.cn

tial dependence) 和创新活动的空间集聚。空间依赖性 (或称空间自相关, spatial autocorrelation) 是指地理事物或现象的相似性与其在空间上的距离密切相关, 其反映了现实中存在的空间交互作用 (Spatial Interaction Effects), 比如区域之间要素流动、知识扩散和溢出、研发的投入产出行为及政策在地理空间上的示范作用和激励效应等。同时, 规范研究和实证研究都证明了创新产出的空间集聚现象<sup>[10, 11]</sup>, 创新活动的空间集中会有效地促进知识溢出, 知识溢出与集聚呈现出内生互动关系, 并且知识溢出影响集聚动态<sup>[12]</sup>。

对于我国创新活动的空间分布和演化特征, 以往相关研究往往从创新资源配置、要素条件等角度进行分析, 较少考虑创新产出的空间依赖性, 更没有分析空间自相关的强度和演变趋势<sup>[13]</sup>。周密以 30 个省 (市、区) 为生产决策单元, 运用数据包络分析对科技资源变量进行研究, 测度出目前我国形成了京津冀单极结构创新极化区、珠江三角洲双极结构创新极化区、长江三角洲三极结构创新极化区<sup>[14]</sup>。宋丽思等通过极化指数考察了我国城市区域创新空间极化的动态变化趋势<sup>[15]</sup>。魏守华等对我国创新资源的空间分布进行研究, 分析了区域优势制造业与创新资源的匹配关系, 认为两者在空间上基本上存在一致性分布的特征<sup>[16]</sup>, 这与 Feldman 等对美国实证研究的结果基本一致<sup>[17]</sup>。张钢等构建了知识集聚与区域创新的关系模型, 通过对我国 30 个地区进行的实证研究表明两者之间并非完全线性相关<sup>[18]</sup>。近年来, 随着我国区域一体化进程的加快, 各地区间人才、资本、信息等要素流动日益频繁, 空间相互作用不断增强, 区域间知识以各种有形或者无形的方式转移、扩散和溢出, 省域创新的空间依赖性逐渐增强。在此背景下, 本文在考察创新的空间依赖性的基础上研究我国省域创新活动的空间格局与分布模式, 分析省际知识溢出的强度及其时空演变态势, 对于优化创新空间格局和制定合理的区域科技政策具有重要的意义。

## 2 数据来源与研究方法

对于创新活动和技术进步的度量, 很多学者一直存在着争论, 没有达成共识<sup>[19, 20]</sup>。很多学者使用专利作为创新产出的度量指标, 专利代表了科学发明和创新过程的结果, 专利的空间分布提供了区域创新差异的直接证据, 但是使用专利作为创新产出的指标有很多不足之处, 毕竟简单的专利计数忽略了其对创新的质量和影响的差异<sup>[20]</sup>。但由于其比较接近创新的商业应用且能较为全面的反映地区发明与创新的信息, 并随着 R&D 投入和科技人员等指标的变化而变化, 因此把专利作为创新的结果还是频繁出现在相关文献里<sup>[21, 22]</sup>。本文仍用专利数量度量创新的产出水平, 用万人专利数度量创新强度。研究区域包括中国大陆 31 个省、直辖市、自治区, 不包括香港、澳门特别行政区和台湾省。专利数据来源于国家统计局和科技部《中国科技统计年鉴》(1998~2009 年), 人口数据来源于国家统计局《中国统计年鉴》(1998~2009 年)。

分析我国省域创新的空间格局必须考察省际创新产出间的相互关联, 而传统的统计分析往往忽视了空间数据属性值所隐含的空间依赖性。随着 GIS 的发展, 空间数据分析引起了广泛的关注, 解决空间数据的方法日趋完善。ESDA (Exploratory Spatial Data Analysis, 探索性空间数据分析) 目前被认为是一种比较理想的数据驱动分析方法<sup>[23]</sup>。ESDA 的目的就是用空间统计的观点检验一个空间模式是否显著, 进而对所研究的空间过程作深入的了解, 核心在于度量事物或现象之间空间关联或者依赖程度<sup>[24]</sup>。ESDA 空间关联分析分为全局和局部两种。其中, 全局空间关联分析是通过全局空间自相关统计量的估计, 表明事物或现象在总体空间上的平均关联程度; 而局部空间关联分析则利用局部空间自相

关统计量, 进一步揭示事物或现象在局部空间位置上的关联程度及其分布格局。

近年来, 国内将 ESDA 分析方法逐渐应用于各个领域, 研究文献逐渐增多<sup>[25~27]</sup>, 但在区域创新和知识溢出方面的研究还很少。本研究通过全局和局部空间自相关统计量的估计与检验, 定量分析省域创新产出总体或局部在空间上的差异变化。

## 2.1 全局空间自相关分析

全局空间自相关分析可以衡量区域之间整体上的空间关联与空间差异程度。Global Moran's  $I$  统计量是常用的全局空间自相关度量指标, 用向量形式表示如下<sup>[28]</sup>:

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

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $W$  是行标准化的空间邻接权重矩阵, 对应于所有权重的和,  $n$  为地区总数。空间权重矩阵的构造有很多方法, 本文在分析各省创新活动差异时采用基于共同边界的一阶 ROOK 权重矩阵, 即区域  $i$  与  $j$  相邻, 则  $W_{ij} = 1$ , 否则  $W_{ij} = 0$ ; 区域  $i$  与其自身不属于邻居关系, 即  $W_{ii} = 0$ 。Moran's  $I$  测度考察中的变量空间取值的相似性。当  $I$  的值为正时, 表明变量取值表现出空间上的相似性; 当  $I$  的值为负时, 则表现出变量空间取值的不相似性。Moran 指数的显著性检验采用一个标准化的  $Z$  统计量来推断。

$$Z = \frac{I - E(I)}{SD(I)} \quad (2)$$

其中,  $E(I)$  是理论上的均值,  $SD(I)$  是理论上的标准方差。在给定置信水平时, 若 Moran's  $I$  显著且正, 则表示创新产出水平较高的区域在空间上集聚。反之若 Moran's  $I$  显著且负, 则表明区域与其周边地区的创新产出水平具有显著的差异。当且仅当 Moran's  $I$  接近期望值  $-1/(n-1)$  时, 观测值之间才相互独立, 服从于空间随机分布。此时, 区域创新水平的差异才能用传统的方法度量。Global Moran's  $I$  统计量只说明区域创新产出水平在空间上的平均差异程度, 不反映区域创新产出水平的局部空间差异。为了全面分析区域创新产出的局部空间差异, 可以采用局部空间自相关度量方法。

## 2.2 局部空间自相关分析

局部空间自相关分析通过分析测算空间关联局域指标 (Local Indicators of Spatial Association, LISA) 显著性水平, 采用 Moran 散点图、Local Moran's  $I$  统计量来分析每个区域与周边地区之间的空间差异程度。

### 2.2.1 Moran 散点图

Moran 散点图用散点图形式, 描述变量  $z$  与其空间滞后 (即该观测值周围邻居的加权平均) 向量  $Wz$  间的相关关系。该图的横轴对应变量, 纵轴对应空间滞后向量。它被分为四个象限, 分别识别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所包围; 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所包围; 第三象限 (LL): 表示低创新水平的区域被低创新水平的其他区域包围; 第四象限 (HL): 表示高创新水平的区域被低创新水平的其他区域所包围。第一、第三象限正的空间自相关关系表示相似观测值之间的空间联系, 暗示相似值的集聚, 而第二、第四象限负的空间自相关关系表示不同观测值之间的空间联系, 暗示着空间异常 (spatial outliers), 如果观测值均匀地分布在四个象限, 则表明地区之间不存在空间自相关性。

### 2.2.2 Local Moran's $I_i$ 统计量

Local Moran's  $I_i$  统计量可以度量区域  $i$  与其周围地区创

新产出在空间上的差异程度及其显著性。它是全局空间自相关统计量 Global Moran's  $I$  的分解。对第  $i$  个区域而言, 其形式为:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \tag{3}$$

其中,  $z_i$  和  $z_j$  是标准化的观测值,  $w_{ij}$  是空间权重。在给定置信水平下, 若  $I_i$  显著  $> 0$  且  $z_i > 0$ , 则区域  $i$  位于 HH 象限; 若  $I_i$  显著  $> 0$  且  $z_i < 0$ , 则区域  $i$  位于 LL 象限; 若  $I_i$  显著  $< 0$  且  $z_i > 0$ , 则区域  $i$  位于 HL 象限; 若  $I_i$  显著  $< 0$  且  $z_i < 0$ , 则区域  $i$  位于 LH 象限。四个象限的含义与 Moran 散点图中象限的解释相同,  $I_i$  显著性的判断可以用 Bonferoni 标准<sup>[29]</sup>。

### 3 我国省域创新产出的空间分布描述

伴随着科教兴国战略的全面实施, 我国科技投入逐年增加, 区域创新产出不断提高, 国内三种专利申请受理数量从 1997 年的 8.18 万件增加到 2008 年的 69.22 万件, 年均增

表 1 按地区分专利申请受理数及排名 (件/万人)

Tah 1 Patents application accepted per million by region and ranks

省份	1997~1998 年		2002~2003 年		2007~2008 年		年均增长率/%
	数值	名次	数值	名次	数值	名次	
北京	5.0821	1	10.7010	2	22.5340	2	15.84
天津	1.5838	4	6.0293	3	14.8110	4	22.82
河北	0.5031	14	0.8155	16	1.2186	21	9.03
山西	0.3310	22	0.5104	23	1.2808	20	15.46
内蒙古	0.3694	18	0.5453	21	0.8790	24	7.77
辽宁	1.3000	6	2.7806	6	4.6917	8	13.16
吉林	0.6888	11	1.4214	10	1.9742	16	11.10
黑龙江	0.7093	10	1.2276	12	1.9892	14	10.37
上海	2.2384	2	12.6830	1	26.6920	1	26.32
江苏	0.7793	9	2.1275	7	14.1690	5	32.62
浙江	1.4997	5	4.1509	5	15.5940	3	25.76
安徽	0.2346	28	0.3911	27	1.3444	19	19.96
福建	0.9852	7	1.9781	8	3.4122	9	13.37
江西	0.3077	24	0.5273	22	0.8318	25	9.46
山东	0.8010	8	1.5732	9	5.6995	7	21.63
河南	0.3293	23	0.5031	24	1.8091	17	18.29
湖北	0.4165	17	0.9669	13	3.3759	10	22.77
湖南	0.4854	16	0.8208	14	1.9822	15	14.94
广东	1.8549	3	4.9002	4	10.8630	6	17.63
广西	0.2891	25	0.4314	25	0.7682	28	9.52
海南	0.5685	12	0.6145	20	0.8851	23	6.42
重庆	0.3615	20	1.2387	11	2.6583	13	22.56
四川	0.3667	19	0.7735	18	2.6742	12	21.28
贵州	0.2182	30	0.3247	29	0.7547	29	12.25
云南	0.2725	26	0.4301	26	0.7943	26	11.53
西藏	0.0520	31	0.0725	31	0.7805	27	34.09
陕西	0.4932	15	0.8079	17	2.7151	11	18.10
甘肃	0.2296	29	0.3352	28	0.7216	31	12.73
青海	0.2672	27	0.3048	30	0.7393	30	10.39
宁夏	0.3333	21	0.8197	15	1.5668	18	16.31
新疆	0.5124	13	0.7060	19	1.1078	22	8.42

长率为 21.43%。2008 年发明专利申请量 18.23 万件，占专利申请量的比重为 26.34%。我国专利数量的提高和专利结构的改善在我国自主创新建设和经济增长中起到了十分重要的作用。

表 1 是我国 31 个省域 1997~1998 年、2002~2003 年、2007~2008 年三个阶段的平均国内万人专利申请受理的数值和排名情况。从中可以看出，一方面，我国各地区的创新能力在十多年中有了较大幅度的提升，集中体现在创新强度的快速增长。1997~2008 年间，创新强度增长较快的省份有天津、上海、江苏、浙江、山东、湖北、重庆、四川和西藏，年均增长率均超过 20% 以上，其中江苏和西藏的年均增长速度更是超过了 30%，增长较为缓慢的省份有河北、内蒙古、江西、广西、海南和新疆，年均增长率不到 10%。另一方面，各省域创新强度存在着明显的地区差异。万人专利申请受理数一直排在前几位的是北京、上海、天津、广东和浙江五省市；2007~2008 年间，北京和上海的万人专利申请受理数分别达到 22.534 件和 26.692 件，遥遥领先于其他省份，其次是浙江、天津和江苏，分别为 15.594 件、14.811 件和 14.169 件，而万人专利申请受理数不超过 10 件的省份有 25 个，其中达不到 1 件的省份竟有 9 个之多，说明我国省域创新强度在空间上表现出明显的不均衡特点。

通过比较各省域在所选三个时间段的专利申请受理数地理空间分布图（图 1）可以清楚的看到，各省域创新活动的空间分布倾向于遵循某种特定的空间模式：第一，大量的创新活动集中发生在有限的省域空间内，并随着时间进程保持了相当稳定的特征；第二，这些创新活动强度较大的省份在地理空间上基本形成了集聚发展的空间分布格局。根据图 1 所显示的创新

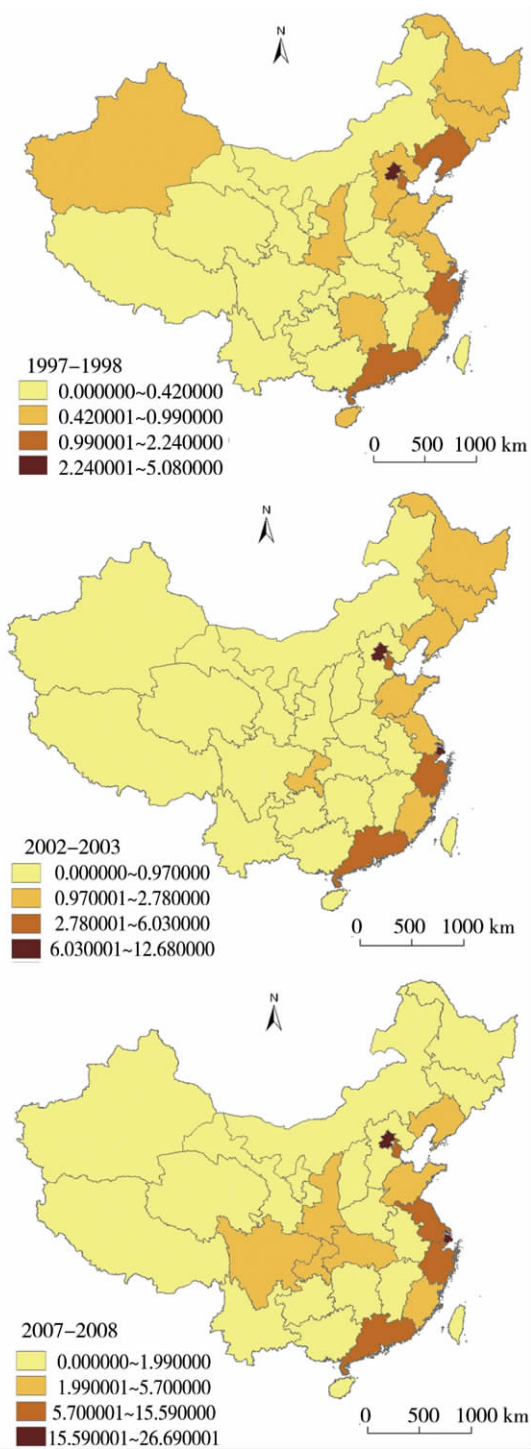


图 1 三个阶段万人专利申请受理数地理空间分布图  
Fig 1 Spatial distribution of patents application accepted per million by region in three periods in China

的空间分布特征,大体上可以将创新的集聚区划分为沿海创新带和内陆创新区。沿海创新带的创新活动最为频繁,其在 1997~2008 年间呈现比较稳定的时空演化特征;内陆创新区主要分布在我国中部地区,伴随着东北地区创新速度的减缓(主要是黑龙江和吉林),中部创新集聚区随时间呈现较快增长(主要是重庆、四川、湖北和陕西),且地理范围上呈现向周边省份扩散的发展趋势。

## 4 我国省域创新活动的空间演变特征

### 4.1 省域创新活动的空间集中与累积性

以上分析较为直观的反映了我国专利创新活动强度的空间分布情况,同时可以发现三个时期的等级排序表现出了高度的相关性,说明我国省域创新的等级结构在时间上存在着一定的稳定性。但是值得强调的是,在过去的 10 年里,我国各个省域的创新强度均发生了较为显著的变化,由此必然会带来创新产出在地理空间上的动态演化。从表 2 可以看出,在数量上我国的创新产出主要集中在北京、上海、江苏、浙江、山东、广东等少数几个省份,并且这种集中随时间的推移呈现出一定程度的累积性。

表 2 按地区分国内专利申请受理数(件)

Tab 2 Number of patents application accepted by region

省份	97~98	02~03	07~08	省份	97~98	02~03	07~08	省份	97~98	02~03	07~08
江苏	5584	15734	108476	湖南	3147.5	5456.5	12625	江西	1283	2235.5	3647
广东	13166	38769	103166	福建	3205.5	6879	12261	云南	1122.5	1873	3598.5
浙江	6668	19364	79432	陕西	1767	2975.5	10199	贵州	792.5	1251	2851
山东	7060	14325	53548	河北	3293.5	5506.5	8490.5	新疆	888.5	1356	2341
上海	3269.5	21172	50020	安徽	1444	2494	8239.5	内蒙古	862.5	1297.5	2118
北京	6317	15423	37594	黑龙江	2668.5	4682	7608	甘肃	575.5	871	1893
四川	3103.5	6720	21750	重庆	1103.5	3865.5	7519.5	宁夏	178	472	962.5
辽宁	5392.5	11698	20206	吉林	1816	3840	5393.5	海南	425.5	495.5	752.5
湖北	2453.5	5797.5	19262	山西	1045	1686.5	4359.5	青海	133.5	162	409
河南	3055.5	4851	17003	广西	1345.5	2088.5	3682	西藏	13	19.5	223.5
天津	1512.5	6086	16987								

为了进一步测度我国 31 个省份创新产出在地理空间上的集中情况,本文通过计算我国 1997~2008 年间的区位基尼系数(*Gini*)和集中度指数( $CR_n$ )<sup>①</sup>来定量分析创新产出在空间上的集聚趋势。区位基尼系数的计算方法如下:

$$G = \frac{1}{2n^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| \quad (4)$$

其中, $G$ 是区位基尼系数, $n$ 代表省域总数, $\bar{x}$ 代表变量 $x_i$ 的均值, $G$ 的值在 0~1 之间。当各个省域的创新活动完全在空间上均匀的分布时, $G$ 的值为 0,完全集中在一起时 $G$ 的

<sup>①</sup>  $CR_n$ 计算方法:  $CR_n = \sum_{i=1}^n S_i$ 。其中 $S_i$ 是第 $i$ 名地区创新产出所占的份额,本文采用前 5 位区域创新产出占全部创新产出的份额,即 $n=5$ 。

值为 1。系数越高，表明集聚值越大，即创新活动在地理空间上的集中程度越高。

1997~2008 年我国创新强度区位基尼系数的变化趋势如图 2 所示。结果发现，31 个省域的创新活动显示了相当高水平的空间集中，并且这种集中程度在过去的 10 年里表现出了稳定的增长趋势（从 1997 年的 0.4870 增长到 2008 年的 0.6425），这意味着省域创新活动没有出现趋同的迹象，而表现出一定程度的自我强化和累积因果性。该结论与 Lim 对美国大都市区域的研究结果基本一致<sup>[30]</sup>。同时，1997~2008 年的专利申请集中度指数（CR<sub>5</sub>）也从 45.56% 持续增加到 61.48%，表明了创新活动的大部份份额被少数的省份所占有（北京、天津、上海、江苏、浙江、广东），并且随时间发展呈现不断强化的趋势。

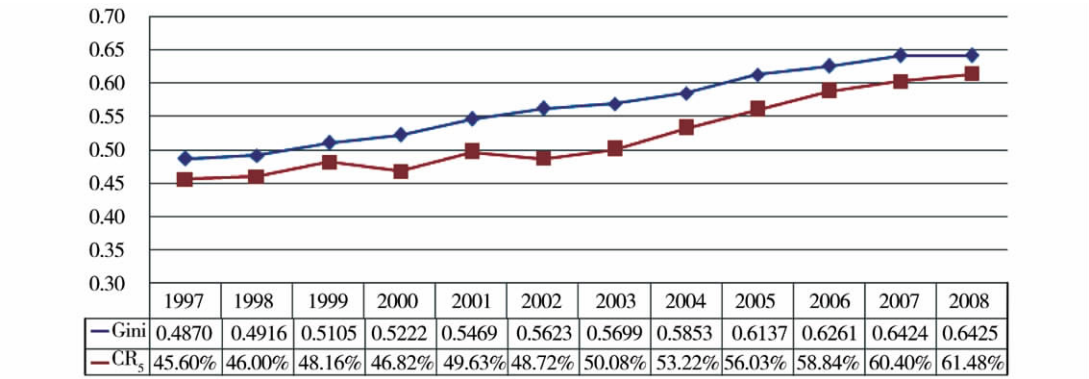


图 2 1997~2008 年我国省专利区域基尼系数（Gini）和集中度指数（CR<sub>5</sub>）变化趋势

Fig. 2 Trends of the locations of Gini coefficient and concentration index of provincial patents in 1997~2008

4.2 省域创新产出的空间自相关和集聚特征

由于区位基尼系数和集中度指数仅仅反映了创新活动的地理集中程度，但对于创新产出相似的地区在空间上以何种方式排列没有给出更多解释，毕竟给定空间集中的实际观测值可能对应于不同的空间结构。基于前述局域知识溢出的理论分析，可以通过空间自相关的显著性检验来识别创新在空间上是否存在显著的集聚特征以及随时间演化的趋势。本文将通过 Moran's *I* 统计值来检验区域创新行为的全域空间自相关现象和集聚现象。

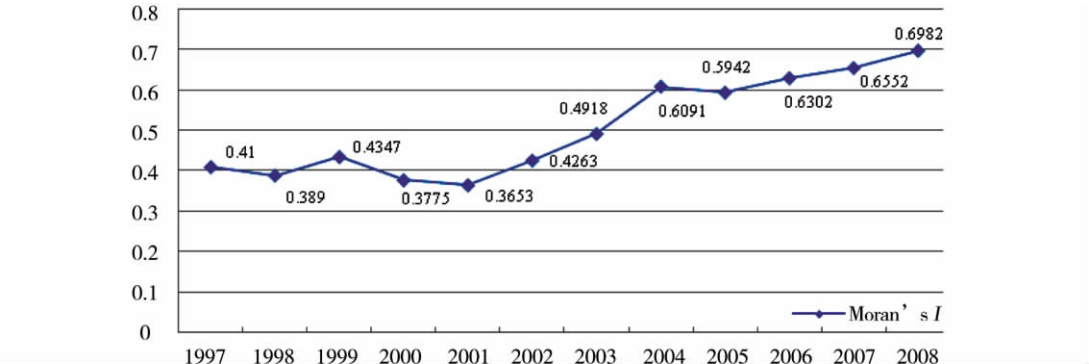


图 3 1997~2008 年我国省域专利申请受理数 Moran's *I* 数值及变化趋势

Fig. 3 Trends of the Moran's *I* of provincial patents in 1997~2008

图 3 显示了 1997~2008 年 31 个省域创新产出的空间自相关 Moran's  $I$  计算结果和变化趋势。Moran's  $I$  的正态统计量  $Z$  在小于 1% 的显著性水平上提供了显著的空间自相关证据。该结果表明创新活动产出的空间分布在 1997~2008 年期间呈现为一种集聚趋势,具体表现为较高创新产出的地区相对地趋于和较高创新产出的区域相临近,或者较低创新产出的地区相对地趋于和较低创新产出的地区相邻的空间结构。总体上看,省域创新活动在空间上是显著正相关的,表现出相似值在空间上趋于集聚的态势。并且随着时间的不断推移, Moran's  $I$  估计值在所研究的时期内发生了明显的变化,在 1997 到 2001 年保持平稳或波动较小,随后逐渐增加。Moran's  $I$  估计值从 1997 年的 0.4100 增加到 2008 年的 0.6982,充分说明我国省域创新产出的空间自相关和集聚特征呈现自我强化趋势。

#### 4.3 基于 Moran 散点图的我国省域创新活动 LISA 分析

区域创新产出的总体空间差异有可能掩盖局部空间上差异的变化,因为 Global Moran's  $I$  估计值只是区域总体在空间上差异的平均值。因此需要进行省域创新活动的空间关联局域指标 LISA 分析,探讨其局部特征。从 1997~1998 年、2002~2003 年、2007~2008 年三个时段我国 31 个省份专利创新的空间 Moran's  $I$  散点分布图来看(图 4),大多数省份表现为在地理空间上显著的正的空间自相关性。同时,通过 Moran 散点图可以判别发现 HL 类型和 LH 类型的省域为偏离全域正的空间自相关总体创新趋势的省域,落在这两个区域的省份的数目较少,其创新空间特征表现为非典型性。

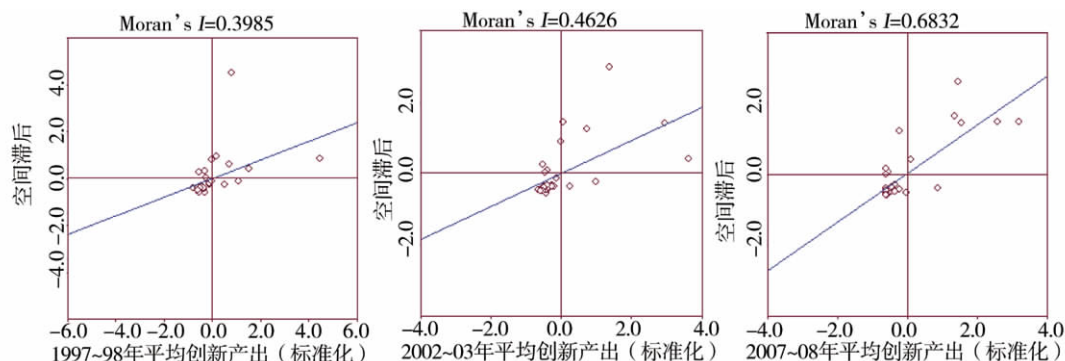


图 4 基于 Moran's  $I$  的三个阶段省域创新散点分布图

Fig. 4 Provincial innovation scatter plot based on Moran's  $I$  in three periods

以 2007~2008 年 Moran's  $I$  散点分布图为例,北京、浙江、上海、天津、江苏、山东位于第 1 象限,表现为正自相关关系(HH),是强创新能力集聚省域;辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、山西、江西、安徽、河南、湖南、湖北、重庆、四川、贵州、云南、西藏、新疆、宁夏、甘肃、青海位于第 3 象限,同样是正的空间自相关关系的集群(LL),但为弱创新能力集聚省域;其他省域位于第 2 象限(河北、广西和福建)、第 4 象限(广东),为负的空间自相关关系(LH 或 HL),而海南则同时垮了第 2 和第 3 象限。第 1、3 象限省域创新局部的 HH 和 LL 分化,从某种程度上可以认为我国省域创新产出在地理空间的分布上存在着明显的相互依赖性,呈现集聚特征;而从全国范围来看,则显示出了以沿海地区为创新核心的核心——边缘空间分布格局。

对 Moran's  $I$  散点图的时空演化采用时空跃迁(Space-time Transitions)测度法来深

入刻画<sup>[22, 31]</sup>。该时空跃迁可以被分成如下四种类型：类型Ⅰ、类型Ⅱ、类型Ⅲ和类型Ⅵ。类型Ⅰ跃迁描述的仅仅是相对位移的省域跃迁，包括  $HH_t \rightarrow LH_{t+1}$ 、 $HL_t \rightarrow LL_{t+1}$ 、 $LH_t \rightarrow HH_{t+1}$ 、 $LL_t \rightarrow HL_{t+1}$ ；类型Ⅱ描述的是仅仅是相关空间邻近省域的跃迁，包括  $HH_t \rightarrow HL_{t+1}$ 、 $HL_t \rightarrow HH_{t+1}$ 、 $LH_t \rightarrow LL_{t+1}$ 、 $LL_t \rightarrow LH_{t+1}$ ；类型Ⅲ包括了某省域及其邻居均发生跃迁，包括： $HH_t \rightarrow LL_{t+1}$ 、 $HL_t \rightarrow LH_{t+1}$ 、 $LL_t \rightarrow HH_{t+1}$ 、 $LH_t \rightarrow HL_{t+1}$ ；类型Ⅵ是省域保持了相同水平的情况，包括： $HH_t \rightarrow HH_{t+1}$ 、 $HL_t \rightarrow HL_{t+1}$ 、 $LH_t \rightarrow LH_{t+1}$ 、 $LL_t \rightarrow LL_{t+1}$ 。

从 Moran's *I* 散点的跃迁类型来看，在近 10 年间，最普遍的跃迁类型是省域本身及其邻居均保持了相同水平的类型Ⅵ，考虑跨象限的省域，约 88% 的省域表现出空间上的持续稳定性（表 3）。相对而言，省域创新活动空间跃迁的类型Ⅰ和Ⅱ数量较少，而省域及其邻居均发生跃迁的类型Ⅲ最不普遍。从初期 1997~1998 年到末期 2007~2008 年，福建省发生了类型Ⅰ跃迁，从  $HH \rightarrow LH$ ；辽宁省也发生了Ⅰ跃迁，从  $HL \rightarrow LL$ ；江苏省发生了类型Ⅰ跃迁，从跨 1~2 象限  $\rightarrow HH$ ；山东省发生了类型Ⅰ跃迁，从跨 3~4 象限  $\rightarrow HH$ 。

表 3 Moran's I 散点分布图省份分布情况

Tah 3 Provincial innovation based on Moran's I by region in China

时间段	HH	LL	LH	HL	跨象限
1997~1998	北京、天津、上海、浙江、福建	吉林、黑龙江、内蒙古、山西、江西、安徽、河南、湖南、湖北、重庆、四川、贵州、云南、西藏、新疆、宁夏、甘肃、青海	河北、广西	广东、辽宁	江苏（跨 1~2 象限） 海南（跨 2~3 象限） 山东（跨 3~4 象限）
	北京、天津、上海、浙江、江苏	吉林、黑龙江、内蒙古、山西、江西、安徽、江西、河南、湖南、湖北、重庆、四川、贵州、云南、西藏、新疆、宁夏、甘肃、青海	河北、广西	广东、辽宁	福建（跨 1~2 象限） 海南（跨 2~3 象限） 山东（跨 3~4 象限）
2007~2008	北京、天津、上海、浙江、江苏、山东	辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、山西、江西、安徽、河南、湖南、湖北、重庆、四川、贵州、云南、西藏、新疆、宁夏、甘肃、青海	河北、广西、福建、	广东	海南（跨 2~3 象限）

综上所述，从三个时期创新的时空演化来看，可以得出以下结论：第一，我国的专利创新产出集中发生在少数省份，并且这些省份在地理空间上呈现空间依赖性和集聚特征，具体来看，呈现出以上海为中心的长三角地区、以广东为核心的珠三角地区和以北京为中心的环渤海地区三个创新圈，绝大多数的中西部地区的创新活动相对贫乏。第二，省域创新产出的空间相关性（依赖性）和集聚特征存在着高度的稳定性，并有逐渐强化的趋势，同时也反映了各省域要脱离其原有的集群存在着一定的困难，即专利创新的空间格局具有一定的锁定特征或路径依赖。以河北和广西为例，在所考查的三个时期，均位于 LH 象限，尽管河北在地理上邻近北京和天津，但是创新水平却较低；广西邻近广东省，但随着时间的推移，广东的知识溢出似乎对其没有任何影响。第三，空间知识溢出在某种环境下存在，但在一定程度上依赖于空间邻近性，江苏和山东逐渐进入 HH 象限，可能来源于周边上海、浙江以及北京、天津的知识溢出；此外，重庆、四川、湖北和陕西等几个在地理上邻近的省份的创新水平在近几年来有所提高，在一定程度上体现了知识溢出的存在。

## 5 结论与讨论

本文主要结论如下:

(1) 在考察期的时间内,我国 31 个省域创新产出的数量和强度均有较大幅度的提升,但存在着显著的地区差异。部分省份保持着快速的增长势头(天津、上海、江苏、浙江、山东、湖北、重庆、四川和西藏),一些省份的增长则较为缓慢(吉林、黑龙江、海南、新疆)。增长速度的差异带来了创新活动的空间演化。1997~2008 年创新产出的区位基尼系数和集中度指数表明,我国 31 个省域的专利创新产出显示了相当高水平的空间集中,并且这种集中度在过去的十多年里表现出了稳定的增长趋势,这意味着省域创新没有表现出趋同的迹象,而是表现出一定程度的自我强化和累积因果性。

(2) Moran's  $I$  统计分析提供了省域创新产出显著的空间自相关的证据,在考察期间自然呈现为创新相似值的集聚趋向,具体表现为较高创新产出的地区相对地趋于和较高创新产出的区域相临近,或者较低创新产出的地区相对地趋于和较低创新产出的地区相邻的空间结构。且随着时间的不断推移,空间自相关和集聚特征不断强化,在一定程度上证明了区域知识溢出的空间局限性。创新行为较为活跃的临近省域之间由于经济或研发的合作与竞争,有利于人员、技术、要素的流动以及价值观念和创新思想的相互交流融合,从而形成了创新行为局域活跃的空间格局。而创新产出相对落后的省域由于与创新先进地区的地理距离的阻隔,区域之间创新联系较少,要脱离其原有的落后集群存在着一定的困难。

(3) 空间知识溢出的存在和加强,在一定程度上依赖于空间邻近性,但同时知识溢出的效果还受到地区人力资本水平、知识缺口以及吸收能力等因素的影响。由于各地区在区位条件、人力资本、R&D 投入以及创新环境营造等方面的不同,必然导致各地区之间创新能力的差异。因此,落后地区不仅要加大科技资源投入力度,提高人力资本水平,改善区域创新环境,提高知识吸收能力,缩小与发达地区之间知识缺口;更重要的是要加强与发达地区的交流与合作,降低交易成本,促进知识转移、扩散和溢出,从而实现本地区创新产出的增长,尽快缩小与创新先进地区的差距。

本文以国内三种专利申请受理数度量创新的产出水平,用万人专利申请受理数度量创新强度,在考察创新产出空间自相关(依赖性)的基础上研究我国省域创新活动的空间格局与演化特征。由于 ESDA 方法本质上是“数据驱动”的,因此分析结果在一定程度上缺乏理论模型的解释力,对于创新产出空间分布与演化的进一步研究可以使用考虑空间效应的 CSDA (Confirmatory Spatial Data Analysis, 证实性空间数据分析) 方法。同时,由于度量指标选取本身的局限性,会对研究结果的解释能力产生一定的影响;创新不仅包括科技创新,同时还包括文化、观念和制度等方面的创新,因此在资料可获取的情况下应进一步对这些内容进行区分并开展综合的系统研究。

### 参考文献:

- [1] Anselin L, Varga A, Acs Z J. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations. *Journal of Urban Economics*, 1997, 42: 422~448.
- [2] 李国平,孙铁山,卢明华. 北京高科技产业集聚过程及其影响因素. *地理学报*, 2003, 58(6): 927~936.
- [3] Caniels M C, Verspagen B. Barriers to knowledge spillovers, and regional convergence in an evolutionary model. *Evolutionary Economics*, 2001, 11: 307~329.
- [4] Audretsch D B, Feldman M P. Knowledge spillovers and the geography of innovation. In: Henderson J V, Thisse

- J. Handbook of Urban and Regional Economics (Volume 4). Amsterdam: North Holland Publishing, 2004. 2713~2739.
- [5] Bottazzi L, Peri G. Innovation and spillovers in regions: Evidence from European patent data. *European Economic Review*, 2003, 47(4):687~710.
- [6] Greunz L. Geographically and technologically mediated knowledge spillovers between European regions. *Annals of Regional Science*, 2003, 37(4):657~680.
- [7] 王铮, 马翠芳, 王莹, 等. 区域间知识溢出的空间认识. *地理学报*, 2003, 58(5):773~780.
- [8] Ciccone A, Hall R E. Productivity and the density of economic activity. *American Economic Review*, 1996, 86:54~70.
- [9] Feldman M P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: A review of empirical studies. *Economics of Innovation and New Technology*, 1999, 8:5~25.
- [10] Martin P, Ottaviano G. Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 2001, 42(4):947~968.
- [11] Jun K. Technology spillovers, agglomeration, and regional economic development. *Journal of Planning Literature*, 2005, 20:99~115.
- [12] Berliant M, Reed R R, Wang P. Knowledge exchange, matching, and agglomeration. *Journal of Urban Economics*, 2006, 60:69~95.
- [13] 张玉明, 李凯. 省际区域创新产出的空间相关性研究. *科学学研究*, 2008, 26(3):659~665.
- [14] 周密. 我国创新极化现象的区域分布与极化度比较. *当代经济科学*, 2007, 29(1):78~82.
- [15] 宋丽思, 陈向东. 我国四大城市区域创新空间极化趋势的比较研究. *中国软科学*, 2009, (10):100~108.
- [16] 魏守华, 吴贵生. 区域优势制造业与科技资源分布的匹配关系研究. *中国科技资源导刊*, 2008, 40(4):31~39.
- [17] Feldman M P, Florida R. The geographic sources of innovation: Technological infrastructure and product innovation in the United States. *Annals of the Association of American Geographers*, 1994, 84(2):210~229.
- [18] 张钢, 王宇峰. 知识集聚与区域创新——一个对我国 30 个地区的实证研究. *科学学研究*, 2010, 28(3):449~458.
- [19] Pavitt K. R&D, patenting and innovation activities, a statistical exploration. *Research Policy*, 1982, (11):33~51.
- [20] Griliches Z. Patent statistics as economic indicators: A survey. *Journal of Economic Literature*, 1990, (28):1661~1707.
- [21] Jaffe A. Technological opportunity and spillovers of R&D: Evidence from firms' patents, profits, and market value. *American Economic Review*, 1986, 76:984~1001.
- [22] 吴玉鸣. 大学、企业研发与区域创新的空间统计与计量分析. *数理统计与管理*, 2007, 27(2):318~324.
- [23] Anselin L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: Michael F Goodchild, David J Maguire, David WRhind. *Geographical Information Systems, Principles, Technical Issues, Management Issues and Applications* Paul A Longley. New York: John Wiley & Sons, 1999. 253~266.
- [24] 苏方林. 中国省域 R&D 活动的探索性空间数据分析. *广西师范大学学报:哲学社会科学版*, 2008, 44(6):52~56.
- [25] 蒲英霞, 葛莹, 马荣华, 等. 基于 ESDA 的区域经济空间差异分析——以江苏省为例. *地理研究*, 2005, 24(6):965~974.
- [26] 范新生, 应龙根. 中国 SARS 疫情的探索性空间数据分析. *地球科学进展*, 2005, 20(3):282~291.
- [27] 万鲁河, 王绍巍, 陈晓红. 基于 GeoDA 的哈大齐工业走廊 GDP 空间关联性. *地理研究*, 2011, 30(6):977~984.
- [28] Cliff A D, Ord J. *Spatial Processes, Models and Applications*. London: Pion, 1981.
- [29] Anselin L. Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 1995, (2):93~115.
- [30] Lim U. The spatial distribution of innovative activity in U. S. metropolitan areas: Evidence from patent data. *Journal of Regional Analysis & Policy*, 2003, 33(2):97~126.
- [31] Rey S J. Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical Analysis*, 2001, 33:195~214.

## Spatial characteristics and dynamic changes of provincial innovation output in China: An investigation using the ESDA

LI Guo-ping, WANG Chun-yang

(School of Government, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract:** Innovation activities in each region not only depend on their own characteristics, but also on those of the regions that form the neighborhood to which it belongs. Regional spillover as a spatial interaction is important in explaining agglomeration, innovation and regional growth. A great deal of literature has deeply dealt with the issue from a spatial perspective since the 1990s, especially in the context of urban and regional studies. Unfortunately, the traditional approaches to regional innovation suppose that each region is independent from others. This paper uses spatial statistical techniques to establish the statistical relations among data according to the geographical locations. It aims to understand the spatial dependence and autocorrelation related to geographical locations. Using the methods of exploratory spatial data analysis (ESDA) and spatial analysis software, this paper analyzes the spatial distribution of innovation outputs, measured by the number of patent applications, throughout 31 Chinese provinces from 1997 to 2008. The visual patent distribution plot has shown the distribution of innovation outputs at the provincial level and its spatial dynamic changes. A significantly high level of spatial concentration of innovation outputs among Chinese provinces has been captured by the computed spatial Gini coefficient and the Concentration Ratio, and the concentration level has increased steadily over the past 10 years. The analysis using the Moran's I statistics gives the strong evidence of spatial autocorrelation in innovation activities among provinces, while the concentration pattern of innovation activities among provinces and its changes over time have been revealed by using the local Moran's I and the Moran scatter plot, which indicate the clustering nature of the spatial distribution of provincial innovation activities. Spatial Gini coefficient and Moran's I index have indicated that innovation activities of Chinese provinces are not randomly distributed. Our findings suggest that innovation activities are spatially differentiated among Chinese provinces over the 10 years, and innovation activities at the provincial level are highly localized. This study can provide a scientific basis for the intuitive expression of the spatial correlation of innovation outputs among provinces, and puts forward that the spatial statistical analysis could present some references valuable for analyzing spatial structure and patterns and policy-making.

**Key words:** innovation output; ESDA; spillovers; spatial autocorrelation; China