

中国创新产出的空间分布及空间相关性研究

——基于 1996 – 2005 年省际专利统计数据的空间计量分析

张玉明^{1,2}, 李 凯²

(1. 渤海大学商学院,辽宁 锦州 121013,2. 东北大学 工商管理学院,辽宁 沈阳 110004)

摘要:本文以专利数据作为衡量创新产出的指标,利用空间计量分析方法,对中国 31 个省际区域创新产出的空间分布以及空间相关性进行了研究。专利可视化分布图显示了中国省际区域创新产出的分布情况及其空间动态变化;区位 Gini 系数和 Moran I 指数则表明中国省际区域创新产出呈现空间集聚和空间依赖的特点,而非随机分布的;Moran 散点图进一步指出了各省际区域的创新产出的空间相关模式。这些结论将有利于各省际区域发现本区域创新变化轨迹,正确认识区域创新能力及差异的地理特性影响,以便更好的制定区域创新发展策略。

关键词:创新产出;空间分布;空间相关性;空间计量分析

中图分类号:C81 文献标识码:A 文章编号:1002-9753(2007)11-0097-07

Research on the Spatial Distribution and Dependence of Chinese Innovative Output: Spatial Econometrics Analysis Based on Province – level Patent Data

ZHANG Yu – ming, LI Kai

(1. School of Business, Bohai University, Jinzhou 121013, China;

(2. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110004, China)

Abstract: In this paper, we used the patent data as a measure of innovative output to research the spatial distribution and dependence of 31 China mainland provincial region by spatial econometrics analysis. Visible patent distribution plot has shown the innovation output distribution of Chinese province level and spatial dynamic change. Location Gini coefficient and Moran's I index have pointed that innovation activity of Chinese province level is not random distributing, and have presented different layer of innovation cluster, and spatial dependence. Moran scatter plot has indicated the spatial dependent pattern of innovation activity for each province region, these result will profit for every province to find the trail of their innovative change, and the geography trait influence of regional innovative ability and the difference was rightly to recognize, so as to better make the strategy for regional innovation development.

Key words: innovative output; spatial distribution; spatial autocorrelation; spatial econometrics analysis

一、引言

专利是区域创新产出的最广泛使用的指标。然而,使用专利代替创新产出有一些缺点(Grili-

ches, 1990)^[1]。专利的主要缺点在于简单的专利计数没有考虑专利对实际创新的质量和经济影响的差异。然而,这些缺点不形成利害关系,因为专

利的空间分布仍然提供关于区域创新程度的有价值的信息。除此之外,相关性分析显示专利与创新之间有非常紧密的关联($r = 0.934$) (Feldman 和 Florida,1994)^[2]。Grilichesf (1990)认为,虽然存在许多困难和限制,但专利数据仍是研究技术变革的独特资源。Acs et al(1989)也证明^[3],在衡量创新产出时,专利指标虽称不上完美,但却是相当可靠的,因为专利与创新产出一样,都随着研究与试验发展(R&D)、科技人员等知识指标的变化而变化。因此,在研究创新产出时使用专利数据是合理的。因此,本研究使用专利数据分析不同省际区域中的创新产出的空间分布问题。专利数据从1996–2005年的《中国统计年鉴》中省际区域(不包括台湾)专利授权获得。

经济地理学者认为,一个地区的创新产出必然受到当地创新投入、经济水平、科技水平、制度条件、社会文化等环境因素的综合影响。因此,创新产出应具有在特定地区聚集的空间分布特征,这就是所谓的空间依赖(Spatial Dependence)或空间相关性^[4]。它表达了观测值与区位之间的一致性,意味着观测值由于某种空间作用而在地理上聚集,特定区位的观测值会受到周边地区的影响。当相邻地区随机变量的高值或低值在空间上集聚时为正的空间相关性,而当地理区域倾向于被相异值所包围时则为负的空间相关。

罗发友(2004)通过对专利授权数据的研究发现我国创新产出集中在东部沿海地区^[5]。刘凤朝等(2005)发现我国专利结构的优化呈现区域不平衡^[6]。规范研究和实证研究都证明了创新产出的聚集现象,但国内学者在解释该现象时,主要从各地的要素条件入手,这种分析没有解释创新产出的空间分布是随机产生的,还是受到了空间相关性的影响,更没有分析空间相关作用强度的大小。而国外学者则开始使用空间计量经济学方法分析经济增长、创新活动、人口分布、国民收入等问题的空间聚集现象^[7~8]。本文利用空间计量分析方法,研究我国省际区域创新产出的空间分布及其不均衡性和空间聚集特征,以及造成这种现象的空间相关性,这对于各省际区域了解和认识创新

产出的地理特性,从而制定正确的区域创新发展策略有着重要的现实意义。

二、创新产出的空间分布

(一) 创新产出的可视化描述及总的概况

下面分析1996和2005年中国省际区域中专利的空间分布概况。图1和图2分别地提供了1996和2005年以专利为基础的中国省际区域的创新产出的空间分布的可视化描述。一个特别地醒目的特征是大部份的创新活动发生在中国的沿海省际区域,1996年尤其在广东、浙江、江苏、山东、辽宁以及北京等区域;而2005尤其在广东、浙江、江苏和山东等区域。图中的颜色反映了创新活动的活跃程度,而对两个图进行比较,不同区域的颜色深浅变化说明了考察期10年间创新活动强弱的变化。

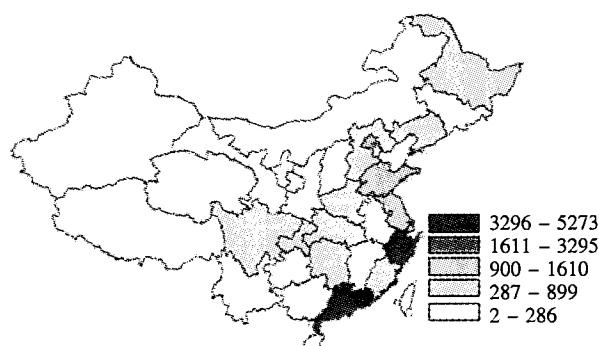


图1 省际区域1996年专利的空间分布

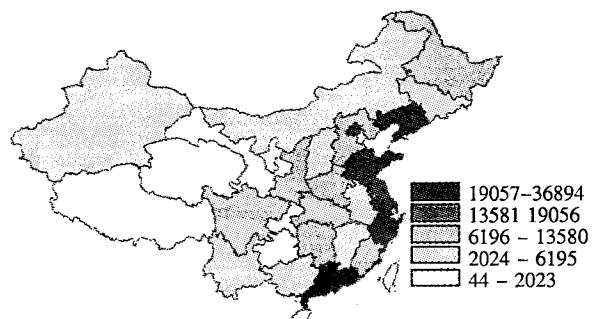


图2 省际区域2005年专利的空间分布

表1提供了中国省际区域创新产出10年总的概况。由表1可以看出1996–2005年的10年间,创新产出的地理分布高度地集中在少数东南部沿海省际区域。广东一枝独秀形成大的创新集群;而浙江、江苏、山东、上海、北京、辽宁和福建则形

表 1 1996–2005 年专利统计

| 排名 | 省份 | 10 年和 | 百分比 | 百分比累计 | 排名 | 省份 | 10 年和 | 百分比 | 百分比累计 |
|----|-----|--------|-------|-------|----|-----|-------|------|-------|
| 1 | 广东 | 191875 | 20.77 | 20.77 | 17 | 陕西 | 14462 | 1.57 | 89.53 |
| 2 | 浙江 | 92106 | 9.97 | 30.74 | 18 | 吉林 | 14419 | 1.56 | 91.09 |
| 3 | 江苏 | 70405 | 7.62 | 38.36 | 19 | 安徽 | 12883 | 1.4 | 92.49 |
| 4 | 山东 | 66723 | 7.22 | 45.58 | 20 | 云南 | 10861 | 1.18 | 93.67 |
| 5 | 上海 | 65510 | 7.09 | 52.67 | 21 | 广西 | 10608 | 1.15 | 94.82 |
| 6 | 北京 | 62099 | 6.72 | 59.3 | 22 | 江西 | 9765 | 1.06 | 95.88 |
| 7 | 辽宁 | 44579 | 4.82 | 64.21 | 23 | 山西 | 9106 | 0.99 | 96.87 |
| 8 | 福建 | 33577 | 3.64 | 67.85 | 24 | 内蒙古 | 6634 | 0.72 | 97.59 |
| 9 | 四川 | 31176 | 3.38 | 71.23 | 25 | 新疆 | 6575 | 0.71 | 98.3 |
| 10 | 河北 | 27707 | 3.00 | 74.23 | 26 | 贵州 | 5986 | 0.65 | 98.95 |
| 11 | 河南 | 25114 | 2.72 | 76.95 | 27 | 甘肃 | 4361 | 0.47 | 99.42 |
| 12 | 湖南 | 24153 | 2.62 | 79.57 | 28 | 海南 | 2413 | 0.26 | 99.68 |
| 13 | 湖北 | 22154 | 2.4 | 81.97 | 29 | 宁夏 | 1951 | 0.21 | 99.89 |
| 14 | 黑龙江 | 21099 | 2.28 | 84.25 | 30 | 青海 | 826 | 0.09 | 99.98 |
| 15 | 天津 | 17784 | 1.93 | 86.18 | 31 | 西藏 | 161 | 0.02 | 100 |
| 16 | 重庆 | 16436 | 1.78 | 87.96 | | | | | |

注:资料来源:根据《中国统计年鉴》1996—2005 年专利授权数据计算。

成了中型的创新集群。创新产出的前 10 名的省份就已经占到了全国专利总数的 74.23%。此外,创新产出前 5 名的省际区域创造的专利占专利总数的 59.3%,而其他省份,特别是后 10 名的省份主要集中在中西部地区,创新产出只占到 5.18%。这显示创新产出强烈集中在沿海等少数省际区域之中,创新活动呈现强弱的极化现象。

(二) 创新产出的空间集中度

对省际区域创新产出的集中度的测量可以证实创新产出集聚的初始判断。为了测量创新产出地理集中度,本研究遵循 Krugman(1991)的方法计算省际区域创新产出的地理集中的区位 Gini 系数^[9]。

Gini 系数被定义如下:

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

其中 N 是区域的总数量, \bar{x} 是变量 x_i 的平均值。当所有的省际区域变量相等时,区位 Gini 系数最小,且 $G=0$;当除去一个省际区域的变量以外其余区域变量均为 0 时,区位 Gini 系数最大,且 $G=1$ 。Gini 系数越接近于 1,变量就越地理地集中。我们计算了 1996–2005 年间的专利和生产总值(GDP)的区位 Gini 系数。比较专利和 GDP 的基尼系数,可以发现所有的省际区域的创新活动与经济活动相比,创新活动显示出非常高的空间集中度。图 3 提供 1996–2005 年的 10 年间创新活

动和经济活动的区位 Gini 系数。图 3 表明了每一年的创新活动比经济活动有非常高的空间集中度,说明总体上经济活动的空间集中度比创新活动集中度低。值得注意的是在考察期的十年内创新产出的空间集中度基本上呈现出逐渐增加趋势(从 1996 年的 $G=0.493$ 到 2005 年的 $G=0.6107$)。这表明过去的 10 年中省际区域的创新产出没有空间收敛的态势。空间集中度的差异意味着报酬递增有空间限制,地理的局域知识溢出对创新活动要比经济活动更重要。

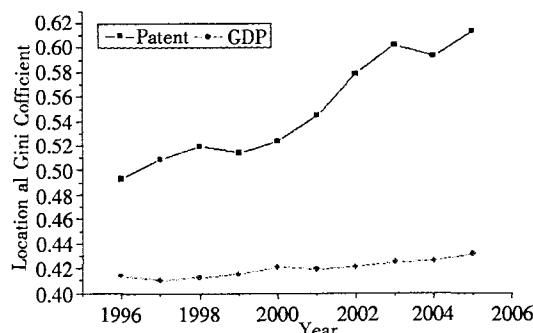


图 3 1996–2005 年专利与 GDP Gini 系数对比

(三) 省际区域创新强度的空间比较

利用中国省际区域的专利的绝对数量进行简单比较忽略了各区域的经济规模。我们需要按照省际区域的不同就业规模标准化,创新产出的测量以单位劳动为基础。

把各区域创新产出的绝对数转换为各区域每 100,000 工人为单位拥有的专利数。如图 4 和图 5 所示,创新产出仍然保持了地理集聚,创新产出地理地集中在北京、上海、天津、广东、浙江和辽宁等省际区域。

用每 100,000 工人的专利数量表达各区域的创新强度。由图 4 和图 5 可以看出,各省际区域在 1996 年和 2005 年的创新强度层级具有相对稳定性。如:1996 年处于第一层级的省际区域是:北京、上海、天津、广东和辽宁;第二层级的省际区域是:浙江、黑龙江、福建和江苏。2005 年处于第一层级的省际区域是:上海、北京、广东、天津和浙江;第二层级的省际区域是:江苏、辽宁、福建、山东和重庆。然而,值得注意的是在创新强度领先的第一和第二层级的区域中有向上和向下的变动。表 2 列出了 1996 年和 2005 年 31 个省际区域的创新强度、排名和排名变化。在过去的十年内,创新强度在领先的省际区域之中显著地变化,因而各省际区域的创新活动成为一种动态的空间现象。

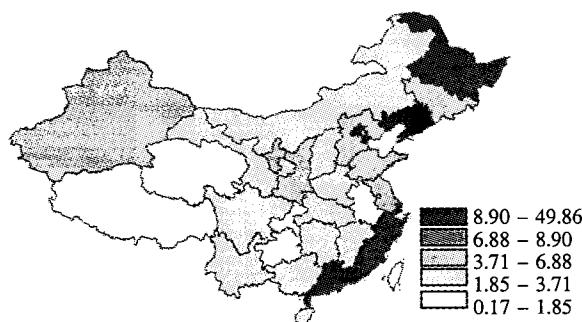


图 4 省际区域 1996 年每 100,000 工人
专利的空间分布

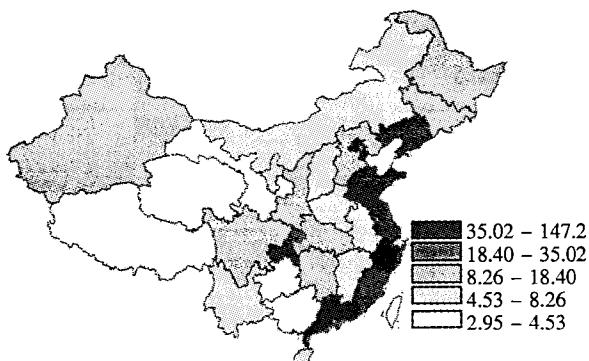


图 5 省际区域 2005 年每 100,000 工人
专利的空间分布

表 2 1996 年和 2005 年每 100,000 工人
专利排名及变化

| 省份 | PWP1996 | PWP2005 | RANK1996 | RANK2005 | △ RANK |
|-----|---------|---------|----------|----------|--------|
| 北京 | 49.86 | 109.73 | 1 | 2 | -1 |
| 天津 | 18.54 | 71.33 | 3 | 4 | -1 |
| 河北 | 4.5 | 10.34 | 14 | 15 | -1 |
| 山西 | 3.53 | 8.26 | 18 | 19 | -1 |
| 内蒙 | 3.13 | 8.12 | 20 | 20 | 0 |
| 辽宁 | 12.05 | 31.31 | 5 | 7 | -2 |
| 吉林 | 5.42 | 18.4 | 11 | 11 | 0 |
| 黑龙江 | 7.67 | 17.87 | 7 | 12 | -5 |
| 上海 | 21.07 | 147.25 | 2 | 1 | 1 |
| 江苏 | 6.88 | 35.02 | 9 | 6 | 3 |
| 浙江 | 8.9 | 59.5 | 6 | 5 | 1 |
| 安徽 | 1.71 | 5.56 | 28 | 25 | 3 |
| 福建 | 7.51 | 27.55 | 8 | 8 | 0 |
| 江西 | 2.4 | 6.46 | 25 | 23 | 2 |
| 山东 | 5.66 | 21.02 | 10 | 9 | 1 |
| 河南 | 2.57 | 6.62 | 23 | 22 | 1 |
| 湖北 | 3.71 | 14.42 | 16 | 13 | 3 |
| 湖南 | 3.54 | 10 | 17 | 17 | 0 |
| 广东 | 14.29 | 78.46 | 4 | 3 | 1 |
| 广西 | 2.67 | 4.53 | 22 | 27 | -5 |
| 海南 | 2.06 | 5.3 | 26 | 26 | 0 |
| 重庆 | 1.28 | 20.87 | 30 | 10 | 20 |
| 四川 | 3.53 | 10 | 18 | 17 | 1 |
| 贵州 | 1.37 | 4.17 | 29 | 28 | 1 |
| 云南 | 2.72 | 5.61 | 21 | 24 | 3 |
| 西藏 | 0.17 | 3.13 | 31 | 30 | 1 |
| 陕西 | 5.38 | 10.06 | 13 | 16 | -3 |
| 甘肃 | 2.43 | 4.06 | 24 | 29 | -5 |
| 青海 | 1.85 | 2.95 | 27 | 31 | -4 |
| 宁夏 | 4.2 | 7.14 | 15 | 21 | -6 |
| 新疆 | 5.39 | 12.05 | 12 | 14 | -2 |

注:PWP1996 和 PWP2005 分别是 1996 年和 2005 年每 100,000 名工人的专利数;RANK1996 和 RANK2005 分别是各区域 1996 年和 2005 年每 100,000 名工人的专利数排名;△ RANK 是各区域 1996—2005 年每 100,000 名工人的专利数排名的变化。

最明显的变化在新的高技术中心,如浙江和江苏等省际区域的创新潜能已经增长,它建立在这些区域的区域创新的特别竞争措施基础之上。另一方面,值得注意的是向下移动的辽宁和黑龙江等区域属于东北老工业基地集群中的传统的制造业占优势的省际区域,虽然根据创新强度水平他们仍然在领先省际区域行列,但这些区域已经在区域竞争优势方面失去了一定的竞争优势。

三、创新聚集的空间相关性:Moran I 指数的计量结果

前面的计量结果反映出我国创新产出及其增

长模式在空间分布上都呈现出明显的地理聚集特征。为了检验我国创新产出的空间聚集是随机发生的,还是存在特定的分布规律,就要对专利数据进行空间相关性检验。下面,我们使用空间统计学中最常用的指标,即 Moran I 指数来检验创新产出的空间相关性。

(一) 基于 Moran I 指数的创新产出全局空间相关性检验

在计算 Moran I 指数前,首先要构造各省际区域的空间权重矩阵,矩阵中元素构造原则为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当 } i \text{ 省际区域与 } j \text{ 省际区域相邻时} \\ 0, & \text{当 } i \text{ 省际区域与 } j \text{ 省际区域不相邻时} \end{cases}$$

习惯上将 W 的所有对角线元素 w_{ii} 设为 0。

因此, W 是一个 $(N \times N)$ 矩阵,一般都实施数行标准化。虽然海南并没有与其他省份相邻,但考虑到海南在 1988 年才从广东省分出独立建省,且二者之间联系紧密,因此在构造矩阵时,认为二者是相邻的。

Moran I 指数的计算公式如下:

$$I = \left(\frac{N}{s_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^N x_i^2} \quad (2)$$

其中 N 是观测的数量, w_{ij} 是空间权重矩阵 W 中的元素,与地理单元 (i, j) 对应,变量 x_i 和 x_j 分别是地理单元 i 和 j 的观测值与平均值之差, s_0 是标准化要素,等于空间权重矩阵元素的总和,即 $s_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ 。

当空间权重矩阵被行标准化后,使每行元素之和为 1,(2)式简化为下式:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^N x_i^2} \quad (3)$$

或矩阵符号:

$$I = \frac{x' W x}{x' x} \quad (4)$$

其中 W 是一个空间权重矩阵,特征元素 w_{ij} ,描述了区域 i 和 j 之间的空间交互作用, x 是变量 x_i 构成的向量。Moran I 指数的变动范围从 $-1 \sim +1$, $I < 0$ 表明负的空间相关性,表示不同的属性值倾向于聚集在一起; $I > 0$ 表明正的空间相关性,表示在地理分布中相似的属性值倾向于聚集在一起。对于不同的时间点比较空间相关性的变化,

本研究将描绘随着时间变化省际区域创新产出的空间动态分布模式的变化轨迹。

表 3 给出 1996~2005 年的 10 年间创新强度的空间相关性的结果。对省际区域每 100,000 工人专利的 Moran I 指数分析(每一年 $P < 0.001$),提供了 1996~2005 年各年间正的空间相关的强烈证据。说明创新活动的地域分化现象并不是随机产生的,是由正向空间相关造成的,创新产出及其增长的空间聚集在全局上表现出强烈的空间依赖特征。这一结果否定了创新产出空间随机分布的传统假设,因此,创新强度的空间分布在整个考察期内是自然集群的。具有相对高创新强度的省际区域倾向于接近其他具有高创新强度的省际区域,反之亦然。这意味着省际区域的创新强度是空间相关的,空间依赖的存在打破了大多数古典统计分析中所有地理单元相互独立的传统基本假设。

表 3 每 10,0000 工人专利的 Moran I 指数统计

| 年 | Moran's I | z - value |
|------|-----------|-----------|
| 1996 | 0.3461 | 49.24 |
| 1997 | 0.3382 | 48.03 |
| 1998 | 0.3437 | 48.78 |
| 1999 | 0.3500 | 49.73 |
| 2000 | 0.3504 | 49.73 |
| 2001 | 0.3454 | 49.04 |
| 2002 | 0.3697 | 52.45 |
| 2003 | 0.3171 | 45.33 |
| 2004 | 0.3714 | 52.72 |
| 2005 | 0.3862 | 54.81 |

注:每一年 Moran's I 统计的期望值为常数: $E(I) = -0.001$

(二) 基于 Moran 散点图的局域空间相关模式分析

为了进一步识别各省际区域属于创新产出的高水平区域还是低水平区域,就要进行局部空间相关性分析。Moran 散点图法是局部空间相关性分析的主要方法之一。空间联系局域指标是衡量观测单元属性和其周边单元的相近(正相关)或差异(负相关)程度的指标。

Moran 散点图以 (x, Wx) 为坐标点,对 x 和空间滞后因子 Wx 数据的线性联系进行了可视化的二维图示。因为是经过行标准化的,所以 Wx 表示了对邻近省际区域观测值的加权平均。Moran 散

点图把整个空间联系分解为四个象限, 分别对应于省际区域与其邻近区域之间的四种类型的局部空间联系模式: HH: 高高的相关, 与第一象限对应, 代表了高观测值的区域单元被同是高观测值的区域单元所包围的空间相关模式; LH: 低高的相关, 与第二象限对应, 代表了低观测值的区域单元被高观测值的区域单元所包围的空间相关模式; LL: 低低的相关, 与第三象限对应, 代表了低观测值的区域单元被同是低观测值的区域单元所包围的空间相关模式; HL: 高低的相关, 与第四象限对应, 代表了高观测值的区域单元被低观测值的区域单元所包围的空间相关模式。象限 I 和象限 III 表示正的空间相关, 揭示区域的集聚和相似性; 象限 II 和象限 IV 则表示存在较强的空间负相关, 区域具有异质性。因此, Moran 散点图识别了区域单元所属局部空间的聚集类型。

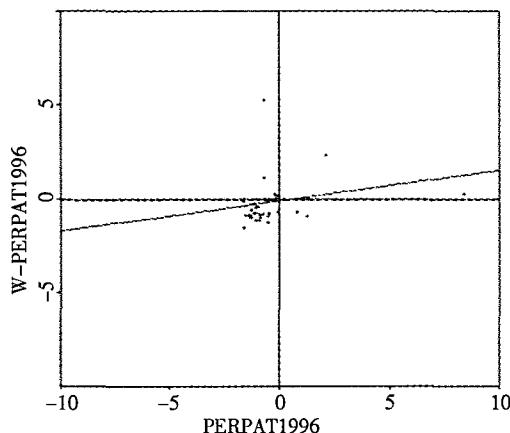


图 6 1996 年每 100,000 工人专利的 Moran 散点图

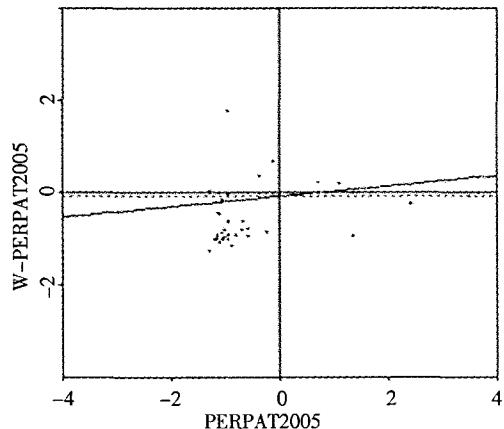


图 7 2005 年每 100,000 工人专利的 Moran 散点图

图 6 和图 7 展示了 1996 年和 2005 年的 Moran 散点图。在 1996 年, 所有省际区域的 74.2% 显示出正的空间相关性(即, 6.4% 位于第一象限中(HH: 高的创新强度 - 高的空间滞后)和 67.8% 在 III 象限中(LL: 低的创新强度 - 低的空间滞后)), 在 2005 年, 所有省际区域的 83.9% 显示出正的空间相关性(即, 9.7% 在 I 象限中(HH)和 74.2% 在 III 象限中(LL))。

此外, Moran 散点图能帮助识别空间的不稳定性和非典型区域, 即区域有悖于正的空间相关性的普遍模式。在 1996 年, 8 个省际区域(25.8%)显示负的空间相关性; 4 个省际区域在象限 II 中(LH: 低的创新强度 - 高的空间滞后), 4 个省际区域在象限 IV(HL: 高的创新强度 - 低的空间滞后)。在 2005 年, 有 5 个非典型省际区域(16.1%): 3 个省际区域在象限 II 中(LH), 2 个省际区域在象限 IV 中(HL)。表 4 分别给出了 1996 年和 2005 年各省际区域的空间相关模式。

表 4 1996 年和 2005 年每 100,000 名工人专利的各省际区域的空间相关模式

| 省份 | PWP1996 | PWP2005 | 省份 | PWP1996 | PWP2005 |
|-----|---------|---------|----|---------|---------|
| 北京 | HH | HL | 湖北 | LL | LL |
| 天津 | HH | HH | 湖南 | LL | LL |
| 河北 | LH | LL | 广东 | HL | HL |
| 山西 | LL | LL | 广西 | LL | LL |
| 内蒙 | LL | LL | 重庆 | LL | LL |
| 辽宁 | HL | LL | 四川 | LL | LL |
| 吉林 | LL | LL | 贵州 | LL | LL |
| 黑龙江 | LL | LL | 云南 | LL | LL |
| 上海 | HL | HH | 西藏 | LL | LL |
| 江苏 | LH | LH | 陕西 | LL | LL |
| 浙江 | HL | HH | 甘肃 | LL | LL |
| 安徽 | LL | LL | 青海 | LL | LL |
| 福建 | LH | LH | 宁夏 | LL | LL |
| 江西 | LL | LL | 新疆 | LL | LL |
| 山东 | LL | LL | 海南 | LH | LH |
| 河南 | LL | LL | | | |

四、结论

本文研究了 1996~2005 年之间省际区域创新产出的空间分布。空间计量统计分析表明, 省际区域创新产出的集聚与相邻省际区域的创新产出的集聚是有空间相互关系的。这个结果提供了对省际区域创新产出的空间维度的新认识。

空间数据探索分析得到的主要结论概述为下列各项：

1. 创新产出的空间分布高度集中在少数东部省际区域。大部份的创新活动发生在东南沿海省际区域,尤其在广东等东南部沿海区域。

2. 在考察期的十年中,创新强度在领先的省际区域之中有相对的变化。最明显的变化是新高技术中心的省际区域创新潜力的提高(如,江苏、山东等区域)。相比来看,在属于传统占优势的东北区域集群中的辽宁和黑龙江等省际区域向下变动。

3. 1996 – 2005 年间的创新活动和经济活动区位 Gini 系数表明每一年创新活动比经济活动显示出非常高的空间集中度。除此之外,在考察期的十年内创新活动的空间集中度有稳定增加的趋势,这表明在考察期内省际区域的创新强度没有收敛的态势。

4. 对省际区域的每 100,000 工人专利的 Moran I 统计分析,提供了 1996 – 2005 年间正的空间相关的强烈的证据。相对高的创新强度的省际区域倾向于接近其他的有高的创新强度的省际区域,反之亦然。这意味着省际区域的创新强度有空间相互关系。空间独立的假设在区域创新的研究过程中是无效的。

5. 对于 1996 – 2005 年间的每 100,000 工人专利水平,传统占优势的高技术集群在北京、天津、上海和浙江等省际区域,表现出高创新强度的区域被与之相邻的高创新强度的区域所围绕的特点。另一方面,高技术集群,如广东、辽宁等省际区域,表现出高创新区域强度被较低创新强度的邻近区域所包围的特点。而西部区域则表现出低创新强度被低创新强度的邻近区域所包围的特点,整体上处于落后的位置。

6. 本文结论的政策启示是创新政策制定者在

制定区域创新政策时,不能仅仅考虑自身要素条件,还要充分分析和利用创新聚集、区位优势、知识溢出、空间依赖等地理条件,加强区域交流,扩大创新辐射范围和强度,实现区域双赢,并最终实现创新能力的可持续增长;特别是中西部地区,可以选派科技人员到创新领先区域学习或者把对本区域经济发展有重大影响的科技项目落户到科技领先区域,并建立研发基地,实现本区域创新产出的跨越式增长。

参考文献:

- [1] Griliches Z. Patent statistics as economic indicators: A survey [J]. Journal of Economic Literature, 1990, 28:1661 – 1707.
- [2] Feldman M P and R Florida. The Geographic Sources of Innovation: Technological Infrastructure and Product Innovation in the United States [J]. Annals of the Association of American Geographers, 1994, 84:210 – 229.
- [3] Z J Acs, D B Audretsch. Patents as a measure of innovative activity [J]. Kyklos, 1989, 42(2):171 – 180.
- [4] Anselin L A Varga and Z Acs. Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations [J]. Journal of Urban Economics, 1997, 42:422 – 448.
- [5] 罗发友. 中国创新产出的空间分布特征与成因 [J]. 湖南科技大学学报, 2004, 6:76 – 81.
- [6] 刘凤朝,潘雄锋. 我国八大经济区专利结构分布及其变动模式研究 [J]. 中国软科学, 2005, 6:96 – 100.
- [7] Robert J. Barro & Xavier Sala-i-Martin. Technological Diffusion, Convergence, and Growth [J]. Journal of Economic Growth, 1997, 2:1 – 26.
- [8] Breanda'n O'hUallacha'in and Timothy F Leslie. Spatial Convergence and Spillovers in American Invention [J]. Annals of the Association of American Geographers, 2005, 95(4):866 – 886.
- [9] Krugman P. Geography and Trade [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

(本文责编:四城)