

# 基于 ESDA 的广东省区域 R&D 活动空间差异分析

梁洁鸣

(广东女子职业技术学院 应用外语系, 广东, 511450)

摘要: 本文对广东省 21 个地级市 R&D 活动与经济增长进行了探索性空间数据分析(ESDA)中, 并计算 1990—2007 年的 Moran's I 统计值。结果表明, 市域 R&D 分布存在显著的正向空间自相关关系, 即空间集聚现象。各地区的人均专利数不是随机分布的, 具有较高(低)估计值的地区常常与周围具有较高(低)估计值的地区相邻。结合 Moran 散点图与 LISA 研究分析得出, 广东省市域的人均专利数不仅存在空间自相关现象, 还存在空间差异现象, 总体上是一个中心——外围模型结构状态, 由珠三角地区形成的富裕集聚区, 另一个是由山区和东翼形成的外围低水平空间集聚区。

关键词: 空间自相关; 探索性数据分析; 广东

中图分类号: F224 文献标识码: A 文章编号: 1002-980X(2010)08-0045-06

2007 年, 广东省国内生产总值超过 3 万亿元, 同时广东城乡居民储蓄存款余额也达到 2 万亿元, 这显示了广东省强大的经济实力。但广东省产业升级的实现主要依靠周边地区的产业转移和技术引进, 提升工业竞争力的重要途径是引进国外技术。因此, 对于广东省长期的经济增长来说, 最重要的因素是本土技术进步的速度, 进一步降低外资企业主导对广东省可持续性发展形成的威胁。R&D 人员之间密切的交往便利了新发明和新观念的传播和推广, 地区之间相互贸易和投资带来的知识溢出对经济的作用越来越明显。基于此, 本文选择广东省 21 个地级市的 R&D 知识溢出作为研究主体。很显然, 探讨这一论题在理论上和实践上都具有十分重要的意义。在理论上, 可以对知识溢出和知识生产理论在内容上进行补充, 丰富研究分析方法。实践上, 有助于“以人为本”的知识发展战略的制定, 对广东省政府进行科技决策也有一定指导作用。

## 1 研究方法——探索性数据分析(ESDA)

Anselin<sup>[1-2]</sup>指出, 探索性空间数据分析(exploratory spatial data analysis)是一系列空间数据分析方法和技术的集合。具体来说, 就是描述数据的空间分布并加以可视化, 识别空间数据的异常值, 检测社会和经济现象的空间集聚, 以及展示数据的空间结构, 提示现象之间的空间相互作用机制。探索性空间数据分析的核心是认识与地理位置相关的数据间的空间依赖、空间关联或空间自相关, 涉及空间权重矩阵的构建、全局空间自相关、局部空间自相关的度量以及空间关联的识别等。目前, ESDA 已

在空间数据挖掘、数字图象处理、流行病学、自然灾害、区域经济和犯罪学等研究领域受到重视, 也为区域经济空间差异分析提供了方法依据<sup>[3]</sup>。

基于 ESDA 全局和局部空间自相关分析, 本文尝试利用广东省 1990—2007 年地级市人均专利数代表 R&D 活动, 对广东省地级市总体和局部区域 R&D 活动空间差异的变化趋势、特征与成因进行探索。通过 ESDA 相关分析, 描述 20 世纪 90 年代以来广东省地级市区域创新差异在空间上的变化状况, 进一步探索影响广东省区域创新差异扩大或减少的空间机制。

### 1.1 全局空间自相关分析

全局空间自相关分析主要是通过对 Moran's I 空间自相关统计量估计, 从而分析区域之间总体上的空间关联和空间差异程度。这个统计量以向量表达式表示为<sup>[4]</sup>:

$$I_t = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} (t = 1, 2, \dots, 18) \quad (1)$$

其中,  $z_t$  是  $n$  个样本在第  $t$  年的观测值与均值的离差向量;  $n$  是空间观测样本数;  $W$  是行标准化空间权重矩阵(在矩阵的对角线上的  $W_{ii}$ , 赋予 0 值, 而  $W_{ij}$  表示区域  $i$  与  $j$  有空间相联关系即邻居关系, 即  $W_{ij} = 1$ , 否则  $W_{ij} = 0$ );  $S_0$  是一个总体要素, 对应于所有权重的和,  $W$  等于所有单元的总和,  $S_0 = \sum \sum w_{ij}$ 。

为了使外部效应对某个区域的影响程度能标准化表达, 空间权重矩阵里  $W_{ij}$  在每行或每列的总和为 1, 即  $\sum w_i = 1$ ,  $\sum w_j = 1$ 。那么, 在(1)式中

收稿日期: 2010-04-19

作者简介: 梁洁鸣(1983—), 女, 广东广州人, 广东女子职业技术学院应用外语系教师, 区域经济学硕士, 研究方向: 区域经济与空间布局。

就有一个标准化矩阵,  $S_0 = n$ 。各种各样的空间权重矩阵都能被定义为一个简单的二元空间权重矩阵。在这种矩阵中会设定一段区域间影响的有效距离。在这段距离内就表示区域间有影响,而超过这段距离就定义为区域间没有产生任何相关的影响。这段距离可以是所有区域都定义为一样长,也可以根据具体某个区域的情况来给予不同的距离。这种明确的分界会被表示为一段固定的距离  $d$  或者又有固定个邻居数  $k$ 。在 ESDA 研究和空间计量经济学中,空间权重矩阵如何选择是一个最困难和最具争议的研究课题。

Moran's I 估计值在给定显著性水平时,若 Moran's I 显著为正,则表示区域 R&D 水平较高(或较低)的区域在空间上显著集聚。值越趋近 1,区域 R&D 的总体空间差异越小。反之,若 Moran's I 显著为负,则表明区域与其周边地区的 R&D 发展水平具有显著的空间差异。值越趋近于 -1,区域 R&D 的总体空间差异越大。仅当 Moran's I 接近期望值  $-1/(n-1)$  时,即  $E(I) = -1/(n-1)$ ,观测值之间才相互独立,服从空间上随机分布,这样传统区域 R&D 差异度量方法所要求的独立条件才能被满足。

## 1.2 局部空间自相关分析

全局 Moran's I 统计量只解析区域 R&D 的空间平均差异程度,不能反映区域 R&D 的局部空间差异程度。Moran's I 统计量是一种全局的统计指标,不能估计空间自相关中的具体区域间的构造和具体的差异程度,无法解析是否存在局部空间的高度集聚或较低的集聚,或者在各区域中哪个区域对全局自相关影响较大,甚至对全局自相关的具体影响程度。为了解决此问题,全面分析区域 R&D 的局部空间差异,以下介绍局部空间自相关度量方法。在这个方面,局部空间自相关分析就给出了三种解决方法:  $G_i(d)$  统计量<sup>[5-6]</sup>、Moran's 散点图<sup>[7]</sup>、LISA<sup>[1]</sup>。

本文将采用 Moran 散点图和 Local Moran's I 这两种分析方法研究每个区域与周边地区之间的空间差异程度。

### 1) Moran 散点图。

局部空间差异是通过 Moran 散点图来进行研究的<sup>[7]</sup>。将变量  $z_i$  与其空间滞后向量  $W_{z_i}$  之间的相关关系,以散点图的形式加以描述,则构成 Moran 散点图。其中,横轴对应变量  $z_i$ ,纵轴对应空间滞后向量  $W_{z_i}$ 。散点图分为四个象限,4 个不同的象限分别反映一个区域与其周边地区的关系。四个象限分别表示的局部空间自相关的四种空间差异类

型:

HH(高一高):表示区域自身和周边地区的 R&D 发展水平均较高,二者空间差异程度较小。即高 R&D 发展水平的区域被高 R&D 发展水平的其它区域所包围。

LH(低一高):区域自身的 R&D 发展水平较低,周边地区的 R&D 发展水平较高,二者空间差异程度较大。即低 R&D 发展水平的区域被高 R&D 发展水平的其它区域所包围。

LL(低一低):区域自身和周边地区的 R&D 发展水平较低,二者空间差异程度较小。即低 R&D 发展水平的区域被低 R&D 发展水平的其它区域包围。

HL(高一低):区域自身的 R&D 发展水平较高,周边地区的 R&D 发展水平较低,二者的空间差异程度较大。即高 R&D 发展水平的区域被低 R&D 发展水平的其它区域所包围。

第一象限 HH 和第三象限 LL 存在正的空间自相关关系,表示相似观测值之间的空间集聚。第二象限 LH 和第四象 HL 存在负的空间自相关关系,表示不同观测值之间的空间异常(spatial outliers)。若观测值平均分布在四个象限,表明不存在地区之间的空间自相关性。Moran 散点图可以使具体的区域差异变化可视化,同时也使区域间差异变化具有可比性。

### 2) Local Moran's I 统计量。

它是全局空间自相关统计量全局 Moran's I 的分解形式,可用来进一步度量区域  $i$  与其周边地区之间的空间差异程度及其显著性。对第  $i$  个区域而言,该统计量的数学形式为:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (2)$$

式中,  $z_i$  和  $z_j$  是区域  $i$  和  $j$  上的标准化观测值,  $w_{ij}$  是空间权重,其中  $\sum_j w_{ij} = 1$ 。

在给定显著性水平下,若  $I_i$  大于 0 而  $z_i$  大于 0,则区域  $i$  位于 HH 象限;若  $I_i$  大于 0 且  $z_i$  小于 0,则区域  $i$  位于 LL 象限;若  $I_i$  小于 0 而  $z_i$  大于 0,则区域  $i$  位于 HL 象限;若  $I_i$  小于 0 且  $z_i$  小于 0,则区域  $i$  位于 LH 象限。以上四个象限的含义与 Moran 散点图中四个象限的解释相同。 $I_i$  的显著性的判断可以采用 Bonferroni 标准。当总的显著性水平设定为  $\alpha$  时,每一个区域的显著性要根据  $\frac{\alpha}{n}$  的原则进行判断。

在给定显著性水平  $\alpha$  时,若  $I_i$  显著大于 0,说明区域  $i$  与周边地区之间的空间差异显著小;若  $I_i$  显著小于 0,说明区域  $I_i$  与周边地区之间的空间差异

显著大。

### 1.3 空间权重矩阵选取

空间分布指的是空间对象之间的关系,可以通过距离、邻接和交互分析,获得对空间关系的认识。与空间自相关相联系的另一个重要概念是空间权重矩阵,该矩阵的选取是利用 ESDA 技术进行空间探索分析的前提和基础。其目的是定义空间对象的相互邻接关系,一般是按照相邻规则定义权重矩阵。基于研究对象——广东省的特征,在这次研究分析中,空间权重矩阵  $W_{ij}$  将选取基于  $k$  个邻居的权重矩阵。邻居矩阵经常会被采用在各个方面的研究<sup>[8-10]</sup>,值得注意的是随后所有的分析都以空间权重矩阵为首要条件。事实上,诊断性试验的结果依赖于空间矩阵的选择。这个权重矩阵就被定义为以下形式:

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0, \text{如果 } i = j \\ w_{ij}(k) = 1, \text{如果 } d_{ij} \leq d_i(k) \text{ 且 } w_{ij}^*(k) = w_{ij}(k) / \sum_j w_{ij}(k) \\ w_{ij}(k) = 0, \text{如果 } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $d_i(k)$  是定义每个区域  $i$  与周边区域是否相互影响的关键切断距离。就是说,  $d_i(k)$  是区域  $i$  与区域  $j$  之间顺序排第  $k$  的最短距离,这样就可以保证每个区域  $i$  都有确切的  $k$  个邻居。 $k$  个邻居权重矩阵优于简单的二进制连接权重矩阵,因此常被使用<sup>[11]</sup>。当邻居的数量允许改变时,选择最接近邻居的固定数可以避免某种可能产生的研究方法上的问题。这种问题之所以会产生,是因为简单的二进制连接权重矩阵或基于固定距离的权重矩阵对于全部的区域都有确定的切断与其他区域的空间关系。因此,本文在分析广东省 21 个地级市区域 R&D 活动差异时采用  $k$  个邻居权重矩阵。

## 2 区域 R&D 活动的探索性空间数据分析

随着经济的快速增长,广东省区域内部差异日益扩大。为分析广东省地级市区域创新活动的差异,本章研究广东省地级市 1990—2007 年期间 R&D 活动的空间分布规律。空间分析尺度为广东省 21 个地级市,时间序列为 1990~2007 年,分析变量为地级市年人均专利数(每百万人)和人均 GDP(元)。许多经济学家<sup>[11-12]</sup>一直在争论如何度量创新活动和技术进步,但是一直没有达到共识。尽管专利有不足之处,但是在很多的文献中把专利作为创新结果的代表,用专利数度量 R&D 活动的产出。本文由此选择用每年每百万人的专利数度量各地级市 R&D 水平。

### 2.1 全局空间自相关分析

利用 GeoDa 计算了广东省地级市人均专利数的空间自相关系数 Moran's  $I$ (如表 1 和图 1)。图 1 表明从 1990 年到 2007 年,广东省地级市区域 R&D 都是存在着空间正相关的特性,即具有相同变化趋势的地级市创新水平在空间上表现为聚集的特征。表 1 列出了广东省 1990~2007 年地级市人均专利数据 Global Moran's  $I$  估计值及其显著性。从表中可以看出,整个研究期间,Global Moran's  $I$  估计值全部为正,且总体趋势呈现先增加后减少的趋势。这表明,广东省地级市创新水平相似(HH 或 LL)的地区在空间上集中分布,即存在创新能力强的地区与创新能力强的地区相邻接,创新能力弱的地区之间相邻接。特别是 1999 年,广东省地级市创新发展空间自相关 Moran's  $I$  值达到 0.3751,为 18 年中最大,揭示了该年广东省地级市创新发展水平的空间自相关性非常明显。从图 1 还可以看出广东省地级市创新发展的空间自相关性存在着波浪起伏趋势向下的特征。从 1990 年到 2007 年的 18 年时间里出现了 2 个波峰和 3 个波谷,其中 1999 年为极大值(0.3751),2007 年为极小值(0.0641)两者之间相差 0.311,说明广东省地级市区域创新水平的空间自相关性时而缓和时而显著。特别是在 1999 年出现极大值后,Global Moran's  $I$  值随时间推移不断减少,空间自相关性不断减弱,且总体趋势在不断减少,甚至出现极小值。

表 1 广东省市域 R&D 活动的 Global Moran's  $I$  估计(1990—2007 年)

年份	Moran's I	Std	P-value
1990	0.1634	0.0913	0.0240
1991	0.1585	0.0941	0.0230
1992	0.1844	0.0889	0.0140
1993	0.2947	0.0940	0.0010
1994	0.2007	0.0997	0.0180
1995	0.3045	0.0983	0.0030
1996	0.2899	0.1032	0.0070
1997	0.2964	0.1027	0.0070
1998	0.2417	0.0909	0.0020
1999	0.3751	0.0977	0.0010
2000	0.2374	0.0925	0.0070
2001	0.2285	0.0879	0.0090
2002	0.2326	0.0803	0.0020
2003	0.1802	0.0764	0.0040
2004	0.1135	0.0541	0.0060
2005	0.1541	0.0640	0.0030
2006	0.1068	0.0493	0.0020
2007	0.0641	0.0452	0.0060

注:每年的 Moran's  $I$  预期值恒定不变,即  $E(I) = -0.05$ 。

第一,在 5% 的显著性水平下,广东省市域 R&D 在 1990—2007 年均存在显著的空间正相关,这说明市域 R&D 之间存在着空间相互作用。

第二,在 1990—2007 年期间,随着时间的不断

推移,Global Moran's I 估计值在 18 年里先增加后减少。这说明市域 R&D 的总体空间差异在 1999 年之前是随时间而平缓减少,之后又开始扩大。

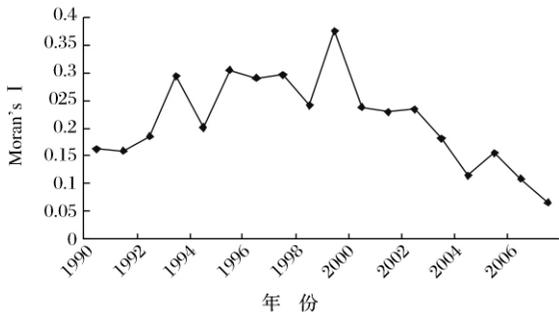


图 1 广东省地级市 R&D 活动的 Global Moran's I 估计(1990—2007 年)

### 2.2 局部自相关分析

图 2 是 1990 年每百万人均专利数的 Moran 散点图,图 3 是 1990 年每百万人均专利的 LISA 集聚图,在 5% 的显著性水平下,PAT90 的局部空间自相关显著的地级市有 7 个。首先,广州和深圳的 R&D 水平最高(HH);其次,东莞和惠州在地理上与广州和深圳邻接,但是 R&D 水平却较低(LH),说明广州和深圳的 R&D 并没有向外溢出;再次,汕头、揭阳和潮州三市(LL)的空间差异较小,但 R&D 发展水平较低。

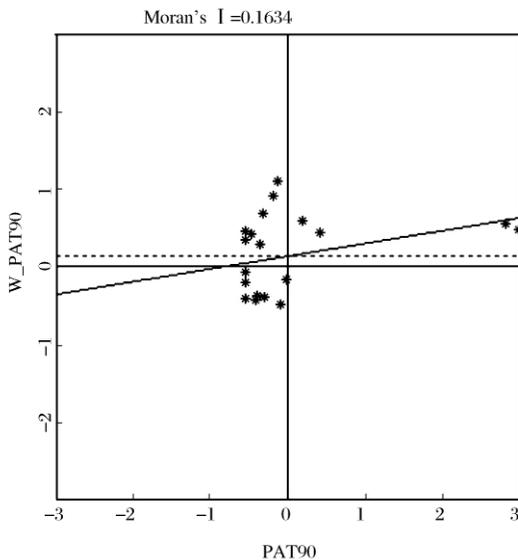


图 2 广东省地级市 R&D 的 Moran 散点图(1990 年)

到了 90 年代末,广东省的 R&D 水平有了一定的变化,如图 4 所示,在 5% 的显著性水平下,PAT99 的局部空间自相关显著的地级市有 9 个。除了广州和深圳仍然保持 R&D 水平最高(HH)外,东莞、中山和珠海也显著地表现出最高的 R&D 水平。这表明随着时间的推移,广州和深圳的

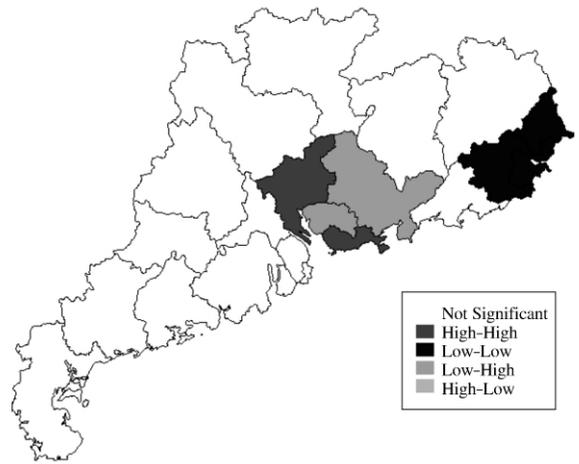


图 3 广东省地级市 R&D 的 LISA 集聚图(1990 年)

R&D 向外溢出,东莞、中山和珠海正受到知识溢出的影响,提高了自身的 R&D 水平。但是,经过了 10 年的发展,低水平集聚的市并没有发生太大的变化,潮州、汕头和河源还是处在低的 R&D 水平(LL),而惠州还是位于 LH 象限,没有因为邻居的进步而吸收到知识溢出带来的好处。

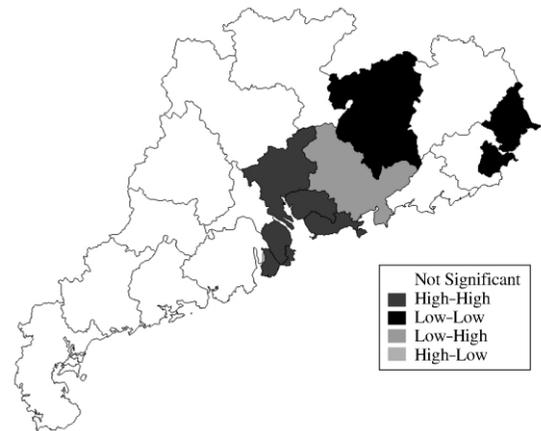


图 4 广东省地级市 R&D 的 LISA 集聚图(1999 年)

广东省 2007 年市域 R&D 水平与 1999 年比较变化不算大,如图 5 所示,在 5% 的显著性水平下,PAT07 的局部空间自相关显著的地级市有 11 个。广州、深圳、东莞和珠海仍然保持 R&D 水平最高(HH),但中山就从最高的 R&D 水平变化为与惠州一样(LH)。中山和惠州虽然邻接前四个城市形成区域(广州、深圳、东莞和珠海)的两旁,但是 R&D 水平却较低(LH),说明此区域的 R&D 并没有向外知识溢出,可能是存在此区域内的相互知识溢出。8 年的发展后,处在低的 R&D 水平(LL)的区域并没有多大变化,在原来的市(潮州、汕头和河源)基础上增加了揭阳和梅州,这 5 个地级市都表现出显著的低 R&D 水平(LL)。

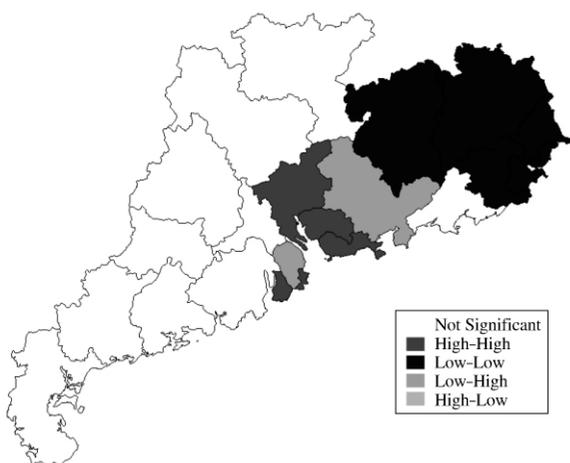


图5 广东省地级市 R&D 的 LISA 集聚图(2007 年)

利用全局空间自相关指数能够发现整体创新发展在空间上是否存在集聚现象,但它不能指出集聚的地区在空间上的具体分布,也不能够指出各个集聚区是空间正向集聚还是负向集聚,也不能量化地知道各个集聚区的集聚程度,因此局部空间自相关分析恰好弥补了这一点。

Moran 散点图用于研究局部空间的异质性,其横坐标为各单元人均专利数的标准化值,纵坐标为空间权重矩阵所确定的相邻单元的属性值的平均值(经标准化处理)。图中 4 个象限表达了某一区域和其周围区域四种类型的局部空间关系,第一象限为 HH,第二象限为 LH,第三象限为 LL,第四象限为 HL。

根据以上分析可知,1999 年为研究时段内广东省区域创新发展全局自相关最高的一年,因此在对各年的数据进行分析的基础上选取 1990、1999、2007 三年的数据为代表,来揭示研究时段内的广东省区域创新水平差异的空间演变过程。

比较 1990、1999 和 2007 年广东省地级市人均专利数的 Moran 散点图(图 2、图 6、图 7),可以发现,90 年代以来,广东省区域创新发展变化起伏,地级市之间的总体空间差异呈现先扩大后缩小的趋势。

1990 年广东省区域创新发展水平尚处于低水平的均衡状态,各地区人均专利水平和其周围地区的差距并不大。其中位于第一象限的区域并不多,更多集中在第三象限,即创新水平高的地区与创新水平强的地区相邻的情况不多,而创新水平低的地区相邻的情况却很多。

1999 年的 Moran 散点图中各点相对离散的分布进一步说明了广东省区域创新发展水平的绝对差异在增大,并且为三年中最大。其中位于第一象限

点的增多,说明创新水平高的地区与创新水平高的地区相邻这种空间集聚现象在加强,区域创新发展中的空间极化作用在增强。

2007 年广东省区域创新发展水平处于三年来最低水平的均衡状态,各地区人均专利水平和其周围地区的差距极少。Moran 散点图中各点相对离散的分布集中,集中度为三年中最大。其中位于第一象限的区域并不多,更多的集中在第三象限,即创新水平高的地区与创新水平强的地区相邻的情况较少,而创新水平低的地区相邻的情况却很多。

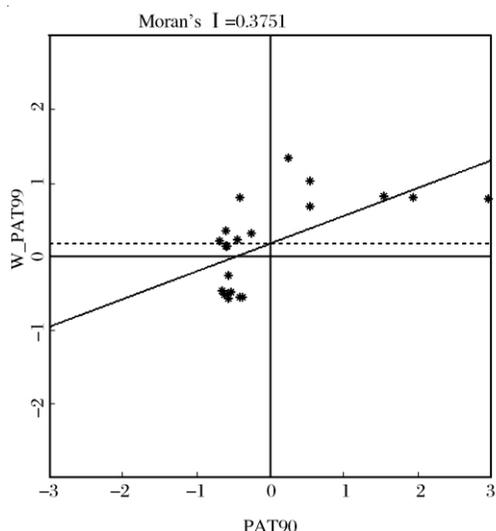


图6 广东省地级市 R&D 的 Moran 散点图(1999 年)

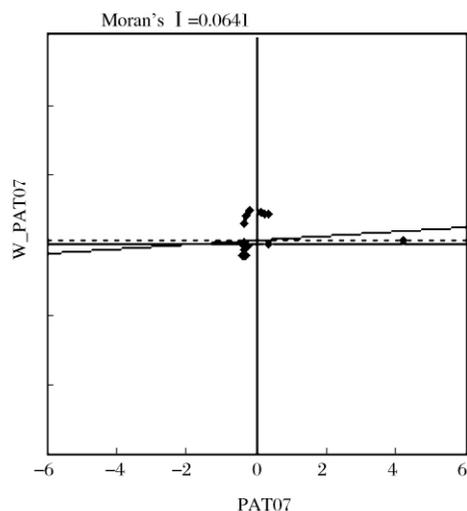


图7 广东省地级市 R&D 的 Moran 散点图(2007 年)

### 3 结论

第一,计算 1990—2007 年各年的 Moran's I 估计值表明,广东省市域人均专利数分布存在显著的

正向空间自相关关系,即空间集聚现象。各地区的人均专利数不是随机分布的,具有较高(低)估计值的地区常常与周围具有较高(低)估计值的地区相邻。

第二,结合 Moran 散点图与 LISA 研究分析得出,广东省市域的人均专利数不仅存在空间自相关现象,还存在空间差异现象,总体上是一个中心—外围模型结构状态。珠三角地区对全省的极化效应明显大于其扩散效应,由珠三角地区形成的富裕集聚区,另一个是由山区和东翼形成的外围低水平空间集聚区。

第三,从 1990 年到 2007 年,广东省市域的人均专利数分布的 Moran's I 值都显著,广东省市域的人均专利数和人均 GDP 是随机分布的,存在明显的空间自相关现象。一个地区的人均专利数与周围地区的人均专利数水平高低相关,广东省区域 R&D 活动存在溢出效应,一个地区的 R&D 活动与周围地区的 R&D 活动情况有较大的相关性,相互协调,相互合作。

### 参考文献

- [1] ANSELIN L. Local indicators of spatial association-LISA [J]. *Geographical Analysis*, 1995, 27 (2):93-115.
- [2] ANSELIN L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis [C]// Longley P A, Goodchild M F, Maguire D J, et al, eds. *Geographical Information Systems, Principles, Technical Issues, Management Issues and Applications*, Wiley NewYork: 1998;253-266.
- [3] 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[J]. *地理研究*, 2005 (6): 965-974.
- [4] CLIFF A D, ORD J. *Spatial Processes, Models and Applications* [M]. London: P ion, 1981.
- [5] GETIS A, ORD J K. The analysis of spatial association by use of distance statistics [J]. *Geographical Analysis*, 1992, 24: 189-206.
- [6] ORD J K, GETIS A. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application [J]. *Geographical Analysis*, 1995, 27:286-306.

## Analysis of Regional R&D Disparities in Guangdong Based on ESDA

Liang Jieming

(Applied Foreign Languages Department, Guangdong Women's Polytechnic College, Guangdong 511450, China)

**Abstract:** According to the studies of these 21 cities' R&D activities in Guangdong on ESDA, the Moran's I statistics between 1990 and 2007 show that there is a significant positive relationships between the cities' R&D levels. The number of patents per capita is not random distributed; the area with higher (lower) estimated value is also adjacent to other areas with higher (lower) estimated values. Combined with the Moran's scatter diagram and LISA analysis, it comes out that the patents per capita exist not only the phenomenon of spatial autocorrelation, but also the phenomenon of spatial difference in Guangdong. Overall it is a core-periphery structure. The core is Pearl River delta, the rich zone, and the mountain area and the east wing, the low-level agglomeration zone form the periphery.

**Key words:** spatial autocorrelation; ESDA; Guangdong

- [7] ANSELIN L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association[M]. Fischer M M, Scholten H, Unwin D, eds, *spatial analytical perspectives on GIS*, London: Taylor and Francis, 1996.
- [8] PACE P K, BARRY R. Quick computation of spatial autoregressive estimators [J]. *Geographical Analysis*, 1997, 29:232-246.
- [9] PINKSE J, SLADE E. Contracting in space: an application of spatial statistics of the spatial distribution of wildfires in Portugal, 1980-1989 [J]. *Geographical System*, 1998(5):355-390.
- [10] BALLER R D, ANSELIN L, MESSNER S F, et al. Structural covariates of U. S. county homicide rates: incorporating spatial effects [J]. *Criminology*, 2001, 39: 561-590.
- [11] PAVITT K. R&D, patenting and innovation activities [J]. *Research Policy*, 1982(11):33-51.
- [12] GRILICHES Z. Patent statistics as economic indicators: a survey [J]. *Journal of Economic Literature*, 1990, 28: 1661-1707.
- [13] LOPEZ-BAZO E, VAYA E, MORA A, et al. Regional economic dynamics and convergence in the European union [J]. *Annals of Regional Science*, 1999, 33: 343-370.
- [14] FOTHERINGHAM A S, CHARLTON M E, BRUNSDON C. The geography of parameter space: an investigation into spatial nonstationarity [J]. *International Journal of GIS*, 1996(10):605-27.
- [15] FOTHERINGHAM A S, CHARLTON M E, BRUNSDON C. Measuring Spatial Variations in Relationships with Geographically Weighted Regression[M]. FISCHER M M, GETIS A, eds, *Recent Developments in Spatial Analysis* New York: Springer, Berlin, Heidelberg, 1997: 60-85.
- [16] BRUNSDON C, FOTHERINGHAM A S, CHARLTON M. Spatial nonstationarity and autoregressive models[J]. *Environment and Planning A*, 1998, 30:957 - 973.
- [17] FOTHERINGHAM A S, BRUNSDON C, CHARLTON M. *Geographically Weighted Regression: the Analysis of Spatially Varying Relationships* [M]. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2002.
- [18] CLEVELAND W S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74: 829-836.
- [19] BOWMAN A W. An alternative method of cross-validation for the smoothing of density estimates [J]. *Biometrika*, 1984, 71:353-360.