

新长三角城市群创新空间格局演化与机理^{*1}

滕堂伟 方文婷*

(华东师范大学中国现代城市研究中心, 中国 上海 200062)

【摘要】: 以新长三角城市群 26 个城市为地理观测单元, 以专利授权量为衡量指标, 运用 ESDA 和 GWR 等方法, 刻画 2005—2014 年城市群创新产出时空分异特征、影响因素及作用机理。研究发现: 市域间创新产出绝对差异波动上升, 相对差异波动缩小; 创新产出水平相似的市域集聚分布, 且集聚程度波动增强, 而两极分化现象呈减缓态势; 苏锡常都市圈与环杭州湾地区的崛起造成长三角创新活动的核心区域逐步突显; 市域创新产出表现出收敛趋同的迹象; 创新产出高增长型市域沿沪汉蓉、沪杭甬通道呈“Z”字型分布; 各因子对创新产出的影响存在空间异质性, 其中政府支持和产业集群环境是影响长三角城市群创新产出水平的主要驱动因素。

【关键词】: 创新产出; 时空分异; ESDA; GWR; 长三角城市群; 长江经济带; 一带一路

【中图分类号】: F204 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000 - 8462 (2017) 04 - 0066 - 10

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2017.04.009

区域创新作为国家和地区经济发展的关键“助推器”^[1], 备受国内外学者的关注。以往关于区域创新的研究成果, 就其研究范围的选取来看, 包含国家^[2]、东中西三大区域^[3]、省份^[4]、大都市圈^[5]、城市^[6]等; 而研究内容则主要聚焦于区域创新能力^[7-8]、区域创新效率^[9-10]、区域创新和经济增长的内在关系^[11-12]、区域创新时空动态^[13-14]及区域创新水平影响因素^[15-16]等方面, 其中区域创新的时空分异特征及成因是一个非常重要的研究命题^[17]。

长三角城市群的创新活动是创新地理研究的热点^[18-20], 初步揭示了旧长三角城市群(16个城市, 2012年以前)研发投入产出效率空间分异处于相对收敛态势^[20]。悬而未决的问题是, 空间范围调整后的长三角城市群不同市域间创新活动的增加是否仍具空间关联性? 长三角市域间创新活动空间分异的主导因素是什么? 由于区域的创新活动存在空间异质性, 而地理邻近一般能促进创新主体间的溢出效应, 故应采用空间计量模型来更好地测算区域创新活动在空间上的相互作用^[21-22]。基于此, 本文以 2016 年 5 月发布的《长江三角洲城市群发展规划》确定的 26 个城市为观测单元, 借助专利授权量为度量指标, 运用 ESDA 和 GWR 等空间统计分析方法, 阐释 2005—2014 年长三角城市群创新产出的时空分异特征及成因, 为提高创新的空间配置效益、加快世界级城市群建设提供科学基础, 并服务于中国特色创新地理学的发展。

1 研究区概况、数据来源与研究方法

¹ 收稿时间: 2016 - 08 - 12; 修回时间: 2016 - 12 - 25

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(13JJD840011)

作者简介: 滕堂伟(1973—), 男, 山东莒南人, 博士, 特聘教授。主要研究方向为集群创新与区域经济发展。E-mail: twteng@re.ecnu.edu.cn。

*通讯作者: 方文婷(1992—), 女, 福建福州人, 硕士研究生。主要研究方向为经济地理与区域创新。E-mail: wtfang88@163.com。

1.3 研究方法

1.3.1 变异系数

变异系数 (CV) 是选取样本的标准差与均值之比来反映, 能够体现创新的区域相对均衡度。公式为:

$$CV = \frac{1}{\bar{y}} \sqrt{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 / N} \quad (1)$$

式中: y_i 是第 i 地区的创新产出; \bar{y} 是地区创新产出平均值; N 是地区数目。变异系数愈大, 反映地区创新产出愈离散。

1.3.2 基尼系数

基尼系数 (G) 能够定量刻画创新产出的空间集聚状况^[24]。

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{N^2 \bar{y}} (y_1 + 2y_2 + 3y_3 + \cdots + Ny_N) \quad (2)$$

式中: N 是地区数目; \bar{y} 是地区创新产出平均值; y_1, y_2, \dots, y_N 是从多到少地区创新产出。基尼系数愈小, 地区创新产出愈均衡。

1.3.3 首位度

首位度 (S) 体现整个研究地区创新产出的集中度^[25]。公式为:

$$S = \frac{P_1}{P_2} \quad (3)$$

式中: p_1 、 p_2 分别是整个研究地区中创新产出最大、第二大地区的相应数据。

1.3.4 Nich 指数

Nich 指数能够测度各地区在分析时段内相对于整个研究地区的创新产出增长速度^[26]。公式为:

$$Nich = \frac{Y_{it} - Y_{i0}}{Y_t - Y_0} \quad (4)$$

式中： Y_{it} 、 Y_{i0} 分别是第 i 地区在分析时段末期与初期的创新产出； Y_t 、 Y_0 分别是整个研究地区在分析时段末期和初期的平均创新产出。 $Nich$ 指数大于 1，表征分析时段内该地区创新产出增长速度快于整个研究地区的平均水平。

1.3.5 ESDA：空间自相关分析

ESDA 方法以评估事物或现象间的空间关联或依赖程度为焦点，能够凭借空间权重矩阵确定本地区和邻近地区间的空间关系，被应用于多领域空间差异的探讨^[24]。该方法可分为全局与局部空间自相关两种。

①全局空间自相关。全局空间自相关探究创新产出在地区中整体的空间关联与差异^[27]，常用 Moran' s I 进行测算。公式为：

$$I = \frac{N}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (5)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \quad (6)$$

其中，

式中： N 是地区数目； x_i 和 x_j 分别是 i 、 j 地区的创新产出； \bar{x} 是 x_i 的平均值； W_{ij} 是 i 和 j 地区的空间权重矩阵。Moran' s I 的取值范围为-1~1，大于 0 反映创新产出水平相似的地区呈空间聚集的状态；小于 0 反映创新产生水平相似的地区呈分散布局；等于 0 反映创新产出水平在空间上遵从随机布局。

②局部空间自相关。局部空间自相关能够测度地区创新产出的局部空间变化，通常采用 Local Moran' s I 来测算。公式为：

$$I_i = z_i \sum_{j \neq i}^n W_{ij} z_j \quad (7)$$

式中： z_i 、 z_j 分别是 i 、 j 地区创新产出的均值标准化值； W_{ij} 是空间权重矩阵。局部空间自相关关键是要得到创新产出在具体哪个空间表征集聚或异常，划分成 4 种状况：HH（高值集聚区）、LH（低高空心区）、LL（低值集聚区）、HL（高低孤立区）^[27]。其中，HH 和 LL 体现空间集聚，LH 和 HL 反映空间异常。

1.3.6 GWR：地理加权回归分析

GWR 是一种空间变系数的估计方法，用于测试具有空间分布特点的两个或多个变量间的回归关系^[28]。该模型涉及到局域参数估算，有利于显现特定区位自变量对因变量的不同效用，从而更好地评估空间数据的非平稳性状况^[29]。公式为：

$$Y_i = \alpha_0(U_i, V_i) + \sum_k \alpha_k(U_i, V_i) X_{ik} + \varepsilon_i \quad (8)$$

式中： Y_i 是 $n \times 1$ 维因变量向量； X_{ik} 是 $n \times k$ 维自变量矩阵； k 是自变量个数； (U_i, V_i) 是第 i 个观测点的空间坐标； $\alpha_k(U_i, V_i)$ 是 $\alpha_k(U, V)$ 在 i 点的函数值； ε_i 是第 i 个研究单元的随机误差。

2 长三角城市群创新产出差异的总体特征

2.1 市域创新产出绝对差异波动性增大，相对差异波动性减小

2005—2014 年长三角城市群专利授权量的标准差波动性扩大，其中 2014 年标准差为 14612 件，是 2005 年的 5.84 倍，反映了长三角城市群创新产出的绝对差异呈波动上升趋势（表 1，图 1）。2005 年以来，由变异系数和基尼系数测算出长三角城市群创新产出相对差异呈波动性减小态势，2014 年的变异系数与基尼系数分别为 0.9090 和 0.4720，达到近 10 年来的最低水平，与 2005 年相比分别下降 41.68% 和 25.42%，说明长三角城市群创新活动呈现出趋同态势。从专利授权量首位度来看，创新活动次发达市域赶超最发达市域的速度特别快，由 3.0950 降为 1.0836，表明创新产出在长三角城市群内并没有出现高度的空间集中，总体上较为均衡。根据市域专利授权量频率密度分配曲线，偏态系数大于 0 并且波动性缩小，说明长三角城市群创新产出呈正偏态分布且存在向正态分布逼近的态势，这是因为大于整个研究区域专利授权量平均值的市域个数增加，进而缩小了长三角城市群创新产出的相对差异。

表 1 2005—2014 年长三角城市群创新产出差异
Tab.1 Disparity of innovation output in YRDUA from 2005 to 2014

年份	标准差(件)	变异系数	基尼系数	Moran's I	首位度	偏态系数
2005	2 503	1.5586	0.6329	0.1246	3.0950	3.4657
2006	3 371	1.4217	0.6171	0.1813	2.7414	3.0753
2007	4 963	1.4015	0.6073	0.1971	2.6735	3.0823
2008	5 836	1.3080	0.6118	0.2756	1.3392	2.1646
2009	9 739	1.3009	0.6022	0.3169	1.1253	2.2478
2010	13 186	1.1733	0.5793	0.3719	1.0457	1.6750
2011	17 827	1.2303	0.5782	0.3194	1.6114	2.1019
2012	23 054	1.2033	0.5718	0.2763	1.6634	1.9920
2013	19 650	1.0891	0.5313	0.2412	1.3982	1.8395
2014	14 612	0.9090	0.4720	0.2871	1.0836	1.3738

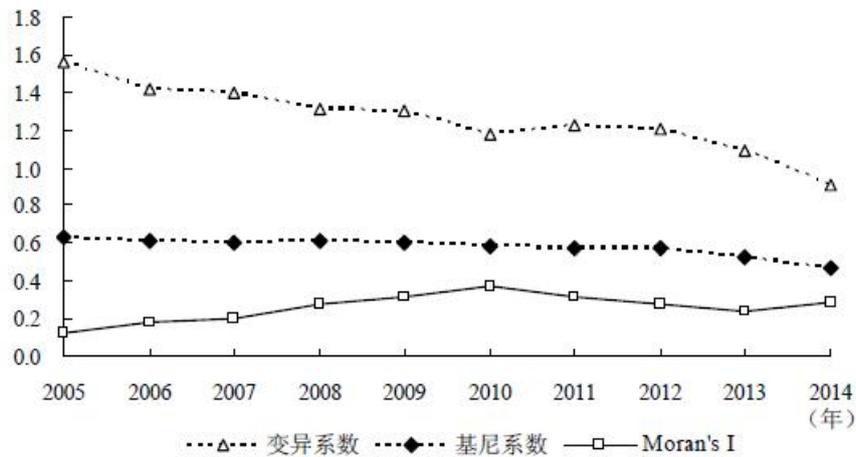


图2 2005—2014年长三角城市群创新产出差异及动态变化
Fig.2 Disparity and dynamic of innovation output in YRDUA from 2005 to 2014

2.2 市域创新产出集聚性趋于上升态势

2005—2014年长三角城市群专利授权量的 Moran' s I 统计量借助 ArcGIS10.1 求解而得。根据表 1、图 1 可知，2005—2014 年 Moran' s I 皆大于 0，表现为全域正相关关系及波动上升趋势，说明创新产出水平相似的市域（高高或低低）呈空间集聚态势且整体而言市域创新产出集聚性不断增大，也即反映市域创新产出总差异在减小。其中，2005—2010 年 Moran' s I 的“上升—下降—上升”波动态势明显；2005—2010 年，Moran' s I 不断上升，从 0.1246 增大至 0.3719，反映此阶段长三角城市群创新产出集聚状态持续加强；2010—2013 年，Moran' s I 一直减小，2013 年降至 0.2412，说明该期间长三角城市群创新产出集聚趋势虽存在但程度弱化；2013 年起，Moran' s I 逐渐增大，且 2014 年的 Moran' s I 统计值为 0.2871，是 2005 年的 2.30 倍，可见研究期内长三角城市群创新产出趋于集聚且自我强化的态势。

3 长三角城市群创新产出差异的空间格局演化

3.1 市域创新产出的两极分化现象趋于减缓态势

《国家中长期科技发展规划（2006—2020）》的实施、科技进步及教育发展推动了长三角城市群创新产出的迅速增长^[2]。2005—2014 年，长三角城市群创新能力总体上快速提升，专利授权量由 41 749 件上升至 417 933 件，年均增长 29.17%。其中，在沪汉蓉高速铁路（上海至南京段）地带创新集群特征明显，其专利授权量占长三角专利授权总量的 44%以上，但专利授权量比重由 2005 年的 52.92%下降到 2014 年的 44.71%，说明其在整个研究区域中的领先地位有所下降，市域创新产出分化程度有所减弱。

为了更直观地揭示长三角创新产出水平的空间变化，本文根据 2005 和 2014 年各市域专利授权量占长三角城市群专利授权量总数的比重^[16]，结合 ArcGIS10.1 的自然断裂法，将创新产出水平分为低水平、较低水平、较高水平、高水平 4 个等级，绘制出 2005 和 2014 年长三角城市群创新产出水平空间分异图。从图 3、图 4 可以看出，2005 年，盐城、滁州、马鞍山、芜湖、铜陵、安庆、池州、宣城、湖州、舟山均为低水平区，高水平区仅有上海。到 2014 年，除了芜湖、湖州由低水平区变为较低水平区外，其余低水平区较为稳定，上海仍旧保持在高水平区行列，而苏州、宁波则由较高水平区升级为高水平区，且苏州的专利授权量超越上海（表 2），成为长三角地区创新产出的新增长极，此外合肥都市圈创新活动较为落后，宁波都市圈内部创新产出

等级类型多样，台州和舟山接收到宁波市较弱的创新活动辐射。总之，2005—2014年，创新产出低水平市域个数从10个减少至8个，高水平市域个数由1个增加到3个，长三角城市群专利授权量前10名的累积百分比从2005年的85.21%下降为2014年的72.24%，表明长三角各市域创新产出的两极分化现象趋于减缓态势，降低了市域专利授权量整体的离散程度，因而使长三角各市域创新产出水平的差异减小。

**表2 2005和2014年长三角城市群专利
授权量及累积百分比**

**Tab.2 Patent granted and cumulative share in YRDUA
in 2005 and 2014**

城市	2005年		城市	2014年	
	专利(件)	累计(%)		专利(件)	累计(%)
上海	12 603	30.19	苏州	54 709	13.09
杭州	4 072	39.94	上海	50 488	25.17
宁波	3 985	49.49	宁波	43 286	35.53
苏州	3 315	57.43	杭州	33 548	43.56
金华	2 499	63.41	无锡	27 937	50.24
南京	2 166	68.60	南京	22 844	55.71
台州	2 136	73.72	常州	18 152	60.05
无锡	2 095	78.73	嘉兴	17 456	64.23
嘉兴	1 464	82.24	绍兴	17 356	68.38
常州	1 240	85.21	台州	16 134	72.24

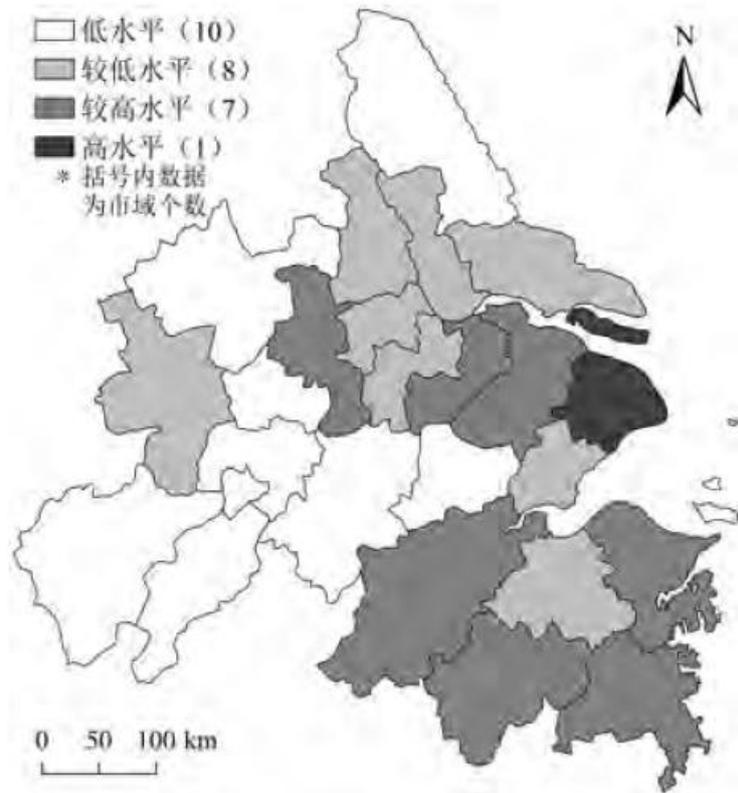


图3 2005年长三角城市群创新产出水平空间分异
 Fig.3 Spatial differentiation of innovation output level in
 YRDUA in 2005

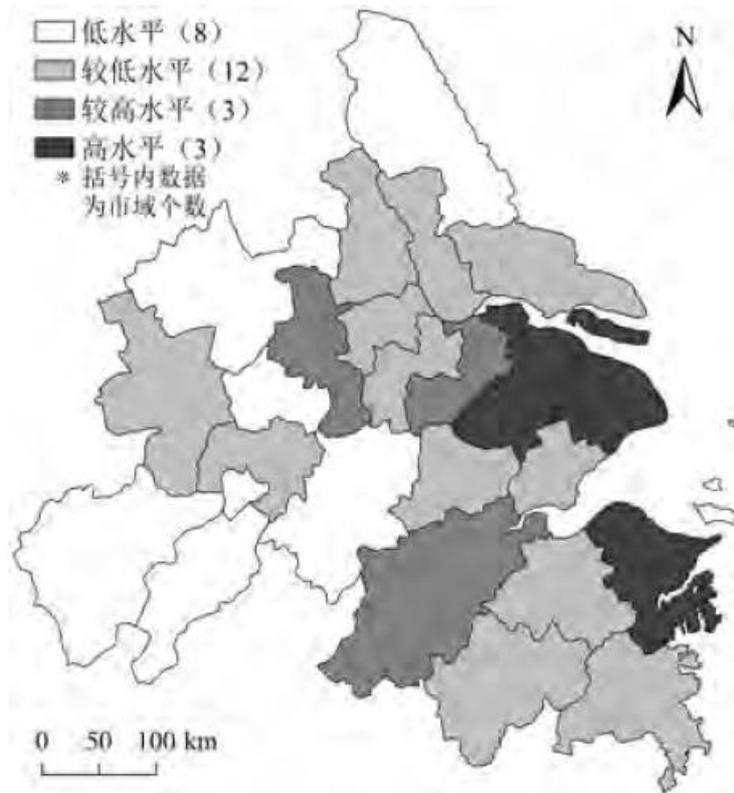


图4 2014年长三角城市群创新产出水平空间分异
Fig.4 Spatial differentiation of innovation output level in YRDUA in 2014

3.2 创新产出的核心区域逐步突显

全局自相关方法只能从整体上探讨研究区的空间相关性，考虑到空间异质性^[30]，需要以2005和2014年为时间截面，运用ArcGIS10.1的局部自相关方法来分析长三角各市域创新产出空间相关性及空间聚类演变，得出结果见表3、图5及图6。2005年，位于HH区的城市只有苏州、台州、金华、上海4市，其专利授权量较高，且带领周围市域专利授权量的增加；低值萧索区分布较广，共12个，占市域总个数的46.15%，显露出专利授权量较低的市域被同样较低的市域围拢，包含镇江、泰州、盐城、扬州、池州、铜陵、安庆、宣城、马鞍山、芜湖、合肥、滁州，这种低低集聚的模式和其经济状况相对应；无锡、南京、宁波、杭州4市的极化特征显著，为专利授权量的高低孤立区，该类市域处于极化中心，其极化效应大于扩散效应，对周围市域输出较少的创新要素；常州、南通、绍兴、湖州、嘉兴、舟山6市相比周围市域的专利授权量呈现较低的特点，为低高空心区。

表3 2005、2014年长三角城市群创新产出的LISA聚类结果
Tab.3 LISA cluster result of innovation output in YRDUA in 2005 and 2014

象限	2005年	2014年
象限1:HH	苏州、台州、金华、上海	苏州、无锡、常州、台州、绍兴、嘉兴、上海
象限2:LH	常州、南通、绍兴、湖州、嘉兴、舟山	镇江、南通、金华、湖州、舟山
象限3:LL	镇江、泰州、盐城、扬州、池州、铜陵、安庆、宣城、马鞍山、芜湖、合肥、滁州	泰州、盐城、扬州、池州、铜陵、安庆、宣城、马鞍山、芜湖、合肥、滁州
象限4:HL	无锡、南京、宁波、杭州	南京、宁波、杭州

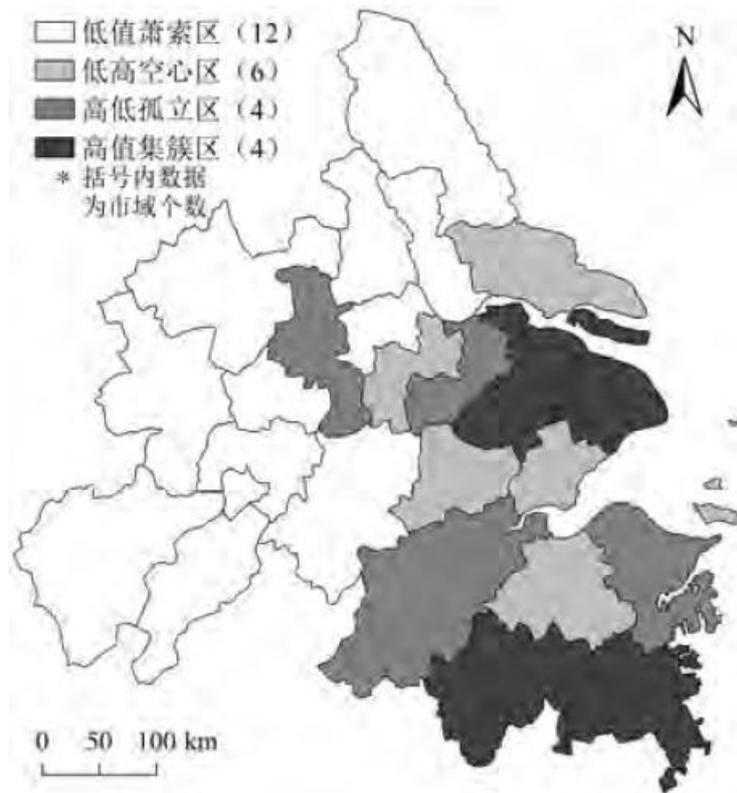


图5 2005年长三角城市群创新产出空间聚类
 Fig.5 Spatial clustering of innovation output in YRDU
 in 2005

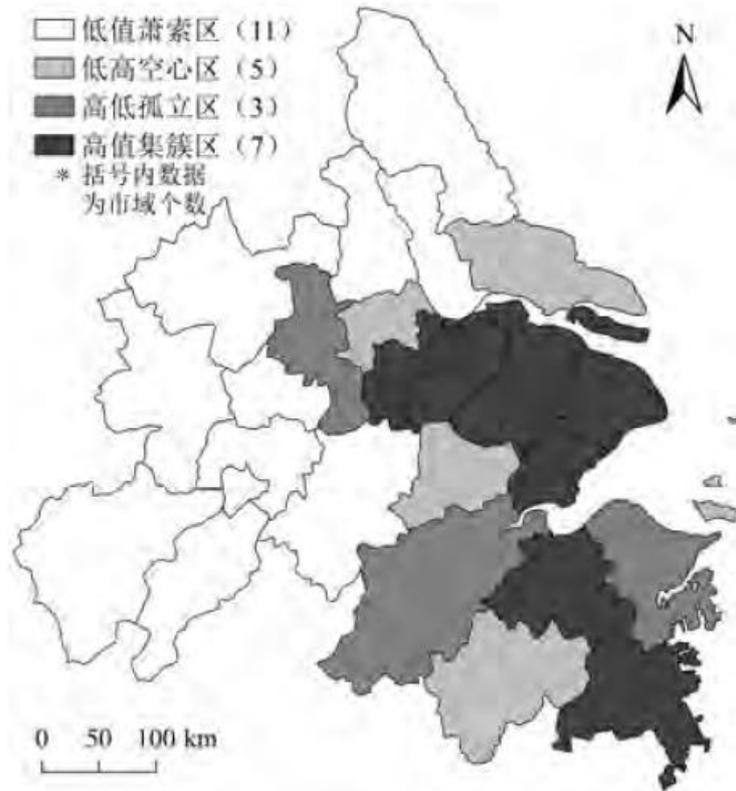


图6 2014年长三角城市群创新产出空间聚类
Fig.6 Spatial clustering of innovation output in YRDU
in 2014

至2014年，长三角城市群创新产出呈现明显的高值集簇特点，位于HH区的市域个数从原来的4个提升至7个，创新产出水平高的市域数量存在增大趋势，其中无锡由高低孤立区而常州、绍兴、嘉兴由低高空心区加入到高值集簇区行列，而金华则由高值集簇区退居为低高空心区，表明和周围市域相比，金华的创新产出水平有所降低；低值萧索区的规模略有缩减且集中在长三角西部，呈现连片分布的特点，该类型市域个数仍有11个，占市域总个数的42.31%，仅有镇江从低值萧索区转变为低高空心区。

2005—2014年期间，长三角76.92%的市域所处的象限类型没有改变，反映了该市域本身和其邻近市域的创新产出所处水平较为稳定，也即诠释了创新活动具备一定空间锁定特点，尤为典型的是合肥都市圈和宁波都市圈，其中合肥都市圈一直处于低值萧索区，而宁波都市圈内部的创新产出长期分化严重。

整体而言，长三角城市群专利授权量显现东多西少的空间差异，东部市域的创新产出存在较强的空间依赖性，和相邻市域的专利授权量增长彼此影响，但此种影响对西部的扩散效应缺乏，使得长三角创新活动的“核心—边缘”空间结构突显。伴随苏锡常都市圈和环杭州湾地区的崛起，长三角创新产出的核心区域逐步突显，高值集簇区和高低孤立区以上海为核心，并向南京、杭州及宁波3个节点方向延展的“Z”字型空间分布特点更加明显，除了受市域自身产业结构的影响外，也表明地理邻近性和知识溢出效应的存在促使靠近上海这一创新级的市域通常具备较好的创新绩效。

3.3 市域创新产出有收敛趋同迹象

长三角城市群创新活动差异变化的本质是各市域创新产出增长速度不同^[31-32]。运用 2005 与 2014 年各市域专利授权量 and 对应年份的长三角城市群专利授权量均值之比来分析,可以揭示 2005—2014 年各市域创新产出增长对全区域创新活动差异敛散性的影响(图 7)。研究期内,南京、无锡、苏州、宁波等 4 个市域的创新产出愈来愈高于全区域平均水平,呈向上发散;上海、杭州、金华、台州等 4 个市域的创新产出增长速度快于全区域平均增长速度,且向上趋近于全区域平均水平,呈向上收敛,除台州外,其余市域皆布局在沪昆高铁(上海—金华段)地带;有 18 个市域的创新产出增长速度慢于全区域平均速度,且向下趋近于全区域平均水平,呈向下收敛,其中整个合肥都市圈皆呈向下收敛,因而仍需强化合肥市的辐射带动功能,进而提升长三角内陆城市的创新绩效。整体来看,2005—2014 年期间,共有 22 个市域收敛,4 个市域发散,收敛大于发散,因此市域创新产出增长对长三角城市群创新活动差异的影响表现为收敛,从而使得长三角城市群创新产出总差异趋于缩小。

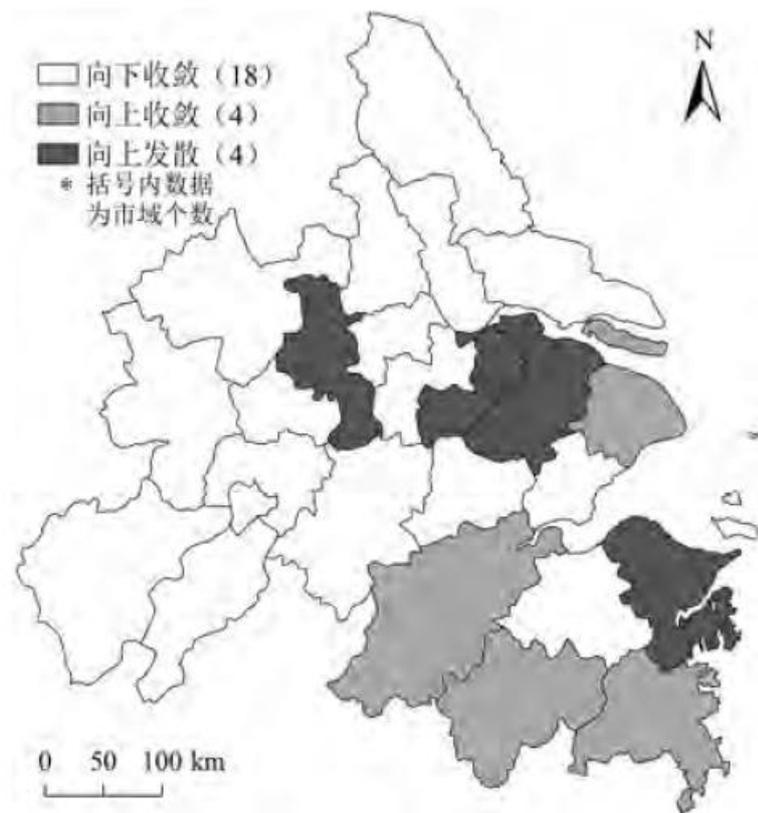


图 7 2005—2014 年长三角城市群创新产出增长收敛与发散态势

Fig.7 Converging and diverging trends of innovation output growth in YRDUA from 2005 to 2014

3.4 创新高增长型市域沿两大交通线路呈“Z”字型分布

图 8 由 2005—2014 年长三角各市域专利授权量的 *Nich* 值绘制而成。 $Nich \geq 1$ 的高增长型市域创新产出增量大于长三角城市群平均创新产出的增量,共有 9 个,其中苏州、宁波、上海、杭州和无锡 5 市的 *Nich* 值位居前列,分别为 3.55、2.72、2.62、2.04 和 1.79,南京、常州、绍兴、嘉兴等 4 个市域的 *Nich* 值介于 1 与 1.5 之间。高增长型集聚在沪宁合杭甬发展带,并沿沪汉蓉高速铁路(上海—南京段)、沪杭甬高速公路呈“Z”字型分布。此外,高增长型市域除上海、南京外,其余的 7 个市域均分布在苏锡常都市圈和环杭州湾地区,占该类市域个数的 77.78%。而 $Nich < 0.5$ 的市域有 8 个, $0.5 \leq Nich < 1$ 的市域有 9 个,

Nich<1 的低增长型市域共有 17 个，在高增长型市域周围或外围地带集中分布，尤为典型的是宣城、安庆、舟山、铜陵和池州的 Nich 值皆处于低水平，分别为 0.18、0.16、0.14、0.10 和 0.08，因此高增长型市域需更好发挥联动作用，促使低增长型市域创新产出的增加。苏州和上海形成创新产出高增长市域的显著集聚区（图 9），其创新产出增长对周围市域呈较强正辐射效用，但仍需继续维持其较好的创新活跃度，引领周边市域的创新产出增长，而舟山地处长三角城市群的边缘化地区，创业创新平台建设较为滞后，沦为本身创新产出低增长而其周围市域高增长的显著集聚区，需要加大创新要素投入，改善创新凹地局面。总之，专利授权量的增长向交通条件优越的市域集中，其余市域发展缓慢，这势必造成长三角城市群创新产出的空间结构变迁。

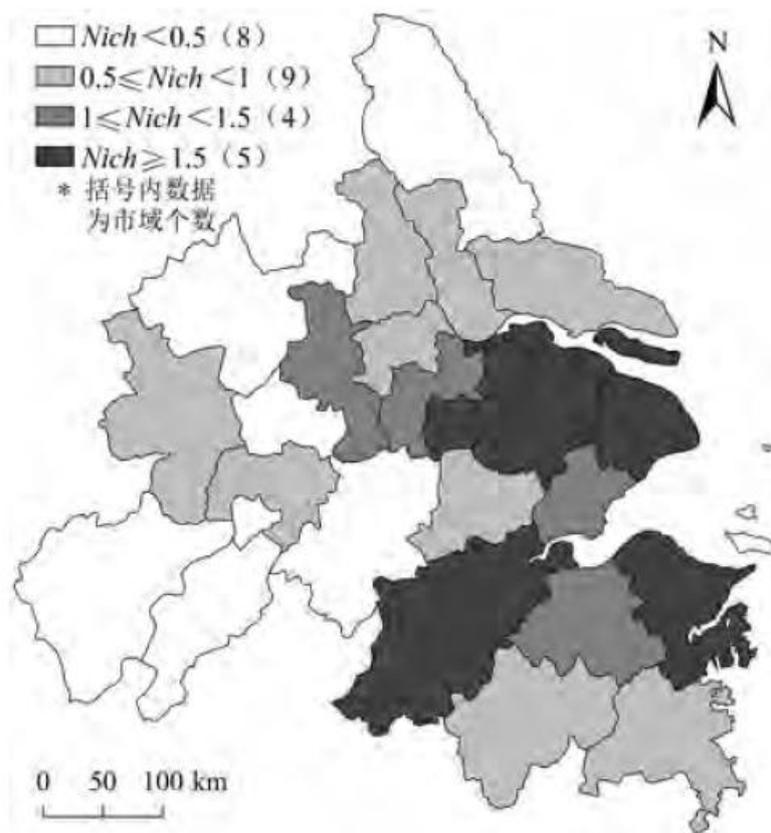


图 8 2005—2014 年长三角城市群创新强度 Nich 值空间分异

Fig.8 Spatial differentiation of Nich in innovation intensity in YRDUA from 2005 to 2014

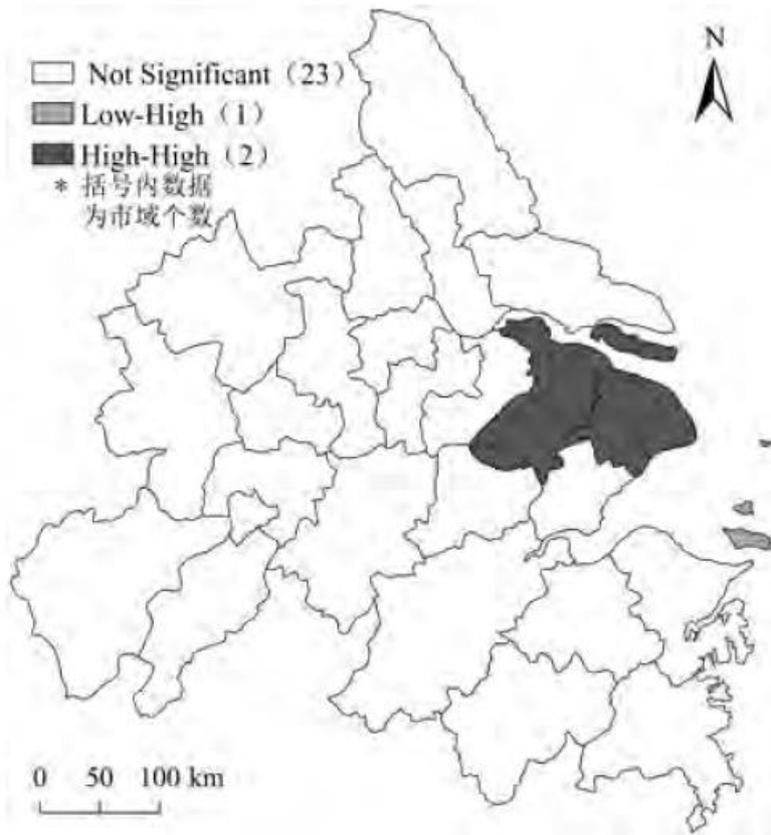


图9 2005—2014年长三角城市群创新产出增速的LISA集聚图

Fig.9 LISA cluster map for growth rate of innovation output in YRDUA from 2005 to 2014

4 长三角城市群创新空间分异的成因

4.1 指标选取与回归建模

由于传统的 OLS 方法忽视了空间性质，无法揭示各市域创新产出的影响因子在空间上的异质性与各因子对创新产出影响的非均衡性，并且专利授权量的 Moran's I 指数皆正值，反映出长三角创新活动具有正的空间自相关性，因此需利用 GWR 模型才能有效地探究长三角创新产出的影响因素^[33]。区域创新产出水平主要取决于创新投入和创新环境等要素条件^[4, 34]。本文选用创新基础与政府支持两个层面表征区域的创新投入，同时采取经济水平、产业集群环境、开放度与流动性四个角度来反映地区创新环境（表4）^[16-17]。考虑到创新从投入到产出有一定时间滞后性，本文采用 1 年的滞后期^[35]，即以 2013 年创新投入和创新环境的指标，以及 2014 年创新产出的指标构建回归模型，其中为了尽可能消除异方差，需对指标进行取对数处理，具体模型如下：

$$\ln PG_i = \alpha + \beta \ln IF_i + \lambda \ln GS_i + \delta \ln EL_i + \varphi \ln ICE_i + \eta \ln OR_i + \gamma \ln M_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

式中： PG_i 是第 i 地区的专利授权量； IF_i 、 GS_i 、 EL_i 、 ICE_i 、 OR_i 、 M_i 分别是第 i 地区的创新基础、政府支持、经济水平、产业集群环境、开放度、流动性； α 是常数项； ϵ_i 是误差项； β 、 λ 、 δ 、 ϕ 、 η 、 γ 是弹性系数，即 IF 、 GS 、 EL 、 ICE 、 OR 、 M 每发生 1% 变化，将引起 PG 分别发生 $\beta\%$ 、 $\lambda\%$ 、 $\delta\%$ 、 $\phi\%$ 、 $\eta\%$ 、 $\gamma\%$ 变化。

表4 创新产出影响因素指标选取及其含义
Tab.4 Selection of influencing factors of innovation output and its implication

指标及符号	指标描述	单位
创新基础(IF)	科学研究、技术服务和地质勘查业从业人员比重	%
政府支持(GS)	科学技术支出和教育支出总和占公共财政支出的比重	%
经济水平(EL)	人均GDP	元/人
产业集群环境(ICE)	规模以上工业总产值	万元
开放度(OR)	进出口总额	亿美元
流动性(M)	客运总量	万人

4.2 结果分析

借助 SAM v4.0 软件，选用高斯函数测度 GWR 模型的最优带宽^[36]，处理结果见表 5，得到 R^2 为 0.946，调整后的 R^2 为 0.914，局域的 R^2 最大值为 0.933，最小值为 0.913，表明各影响因子对创新产出拥有较好的解释力。

表5 GWR模型的回归系数描述性统计分析
Tab.5 Descriptive statistical analysis of regression coefficients in the GWR model

变量	最小值	下四分位值	平均值	中位值	上四分位值	最大值
常数	-15.64422	-12.17005	-10.11122	-10.26318	-7.54496	-4.83053
LnIF	0.08051	0.13956	0.18773	0.18801	0.23746	0.32909
LnGS	0.94957	1.23447	1.32178	1.38042	1.42703	1.47277
LnEL	-0.28498	-0.07466	0.11757	0.09828	0.26389	0.63041
LnICE	0.58911	0.63690	0.67579	0.67086	0.70707	0.81223
LnOR	-0.07272	0.06773	0.12806	0.11774	0.21034	0.30043
LnM	0.01570	0.05576	0.12319	0.12182	0.17377	0.28105

在 ArcGIS10.1 中，选取自然断裂法将创新基础的弹性系数划分为 4 个级别，作出创新基础的弹性系数空间分布图，其余影响因子的弹性系数空间分布图同理可得。图 10 (a) 显示，创新基础的弹性系数皆为正数，反映了创新基础对创新产出的影响均为正效应。创新基础的弹性系数最大的是安庆，为 0.32909，最小的是宁波，为 0.08051，最大值是最小值的 4.0876 倍，创新基础的弹性系数形成了从西向东递减的阶梯状，说明长三角西部市域创新基础对创新产出的影响较大，也即反映出科研人员增加能有效刺激西部创新活动增长，因此需继续加强该地区科研人员的引进与培养。而长三角东部市域经济发达，如果只是单纯增加科研人员投入，则无法大幅度提升市域创新能力，也就是说，东部市域在科研人员投入的同时仍要综合考虑其余因子对创新活动的效用。

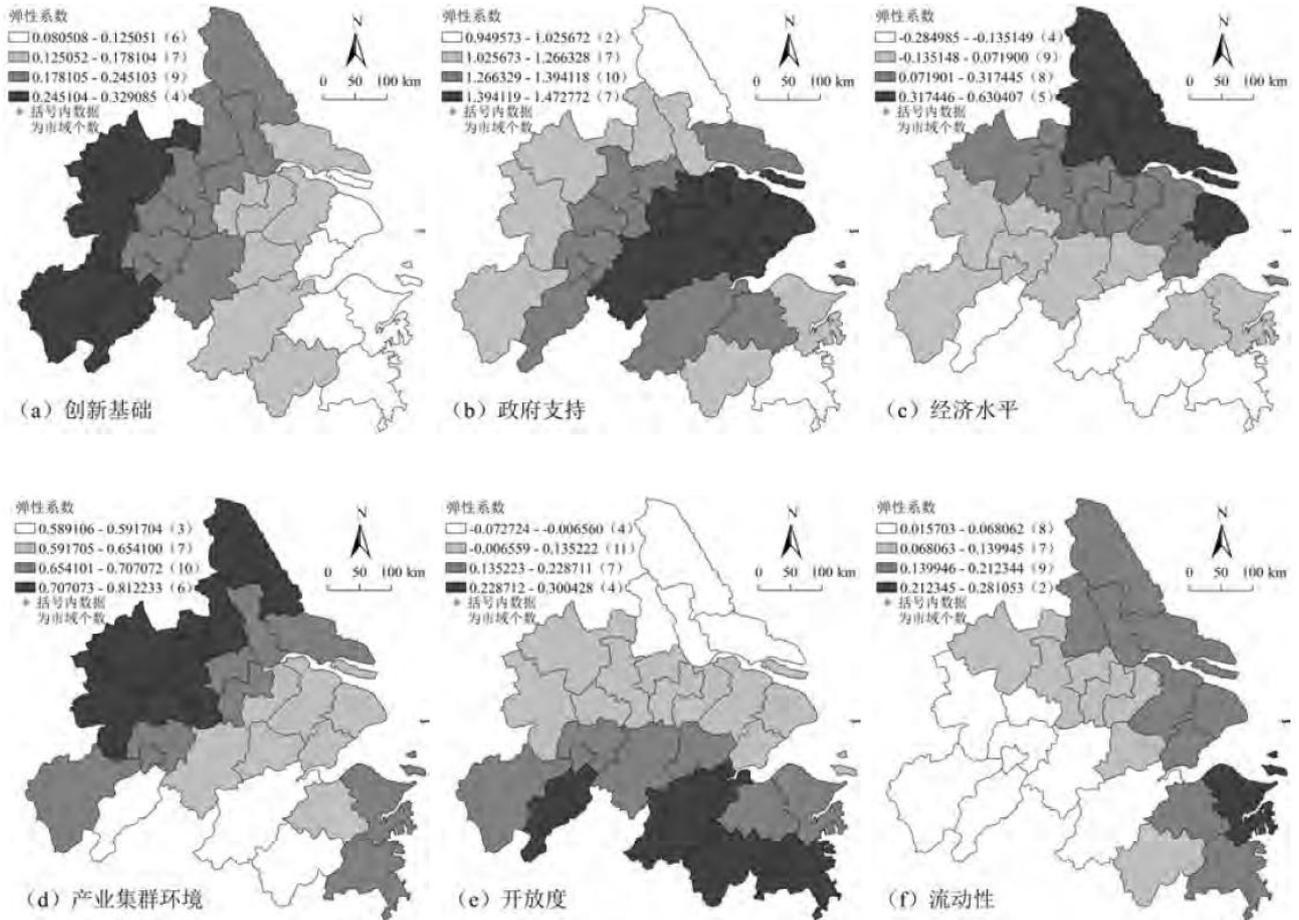


图 10 2014 年长三角城市群各自变量对创新产出影响的弹性系数空间分布

Fig.10 Spatial variation of the coefficient estimation of independent variation in YRDU in 2014

图 10 (b) 显示，政府支持的弹性系数皆为正数，反映了政府支持力度愈大，创新产出愈多。政府支持的弹性系数最大的是上海，为 1.47277，最小的是盐城，为 0.94957，最大值是最小值的 1.5510 倍。从政府支持的弹性系数大小来看，高值主要分布于上海、苏州、湖州、宣城、嘉兴、无锡和常州，低值主要分布于台州和盐城，使得政府支持的弹性系数显现出典型的中心—外围结构，越到外围，政府支持对创新产出的正向影响愈弱。

图 10 (c) 显示，经济水平的弹性系数有正有负，经济水平与创新产出之间不存在绝对的线性相关关系。经济水平弹性系数最大的是盐城，为 0.63041，最小的是台州，为 -0.28498。经济水平的弹性系数从东北向西南呈缩小态势，其中负值区有 11 个，主要分布于合肥、宁波、安庆、绍兴、芜湖、宣城、铜陵、池州、杭州、金华和台州，此类市域经济水平每增长 1% 将导致创新产出减少 0.001% ~ 0.285%，可能存在路径依赖等原因，使其无法有效地在原有产业链上进行路径创新，从而导致创新产出递减。

图 10 (d) 显示，产业集群环境的弹性系数皆为正数，反映了产业集群环境愈优越，创新产出愈多。产业集群环境的弹性系数最大的是滁州，为 0.81223，最小的是池州，为 0.58911，前者是后者的 1.3788 倍，其中长三角西北部市域产业集群环境对创新产出的贡献度较大，领先于其余市域，因此为了继续激励其创新产出增长，政府应通过政策创新优化产业集群环境，特别是在引进外资方面，实现“招商选资”而非“招商引资”，同时需打压模仿驱逐创新的“柠檬市场”[37]，从而提升企业创新的积极性。

开放度的弹性系数有正有负（图 10e），说明开放度对创新产出的贡献具有不确定性。开放度的弹性系数最大的是金华，为

0.30043, 最小的是盐城, 为-0.07272。开放度的弹性系数南高北低呈阶梯状分布, 除泰州、扬州、南通、盐城出现负值外, 其余市域开放度每提高 1%, 创新产出将增加 0.047%~0.300%。此外, 开放度弹性系数的 4 个级别在空间上表现出连片分布的状态, 特别是弹性系数值介于-0.006559~0.135222 之间的市域, 绝大多数处于沪汉蓉高速铁路(上海至合肥段)地带, 也即说明开放度的弹性系数呈显著空间集聚特点, 但可能由于外资企业对核心技术的保护意识尤为强烈, 企业间的溢出效应容易局限于低端技术, 使得开放度对创新产出影响不大。

图 10 (f) 显示, 流动性的弹性系数皆为正数, 反映了流动性愈大, 创新产出愈多。流动性的弹性系数最大的是舟山, 为 0.28105, 最小的是池州, 为 0.01570, 最大值是最小值的 17.8977 倍。流动性的弹性系数从东北向西南, 总体呈缩小态势, 说明长三角东北部市域流动性对创新产出起到较好的正效应。相邻市域的流动性弹性系数相似, 表明流动性的弹性系数呈空间集聚分布状态, 其中杭州、马鞍山、安庆、合肥、宣城、芜湖、铜陵和池州的流动性对创新产出影响较小, 舟山和宁波的流动性对创新产出影响较大。

比较各影响因子的弹性系数发现, 政府支持和产业集群环境对长三角城市群创新产出水平提升起着关键效用, 且政府支持的影响程度大于产业集群环境, 也即反映长三角城市群的制度因素、集聚经济以及知识溢出在区域创新产出过程中发挥重要作用, 其中国家政策倾斜影响着企业投资, 且整个市场国有垄断份额较大, 从而造成了政府支持对创新产出的解释程度最高。此外, 经济水平的弹性系数绝对差异最大, 极差达到 0.9154, 说明经济水平和其它影响因子相比, 其对创新产出影响的区域差异性较大。总之, 各影响因子的弹性系数具备空间非平稳性, 从而实现了空间常系数模型的有效补充。

5 结论与讨论

以 26 个市域为空间观测单元, 以专利授权量为测度指标, 综合使用 ESDA 和 GWR 等分析方法, 系统研究了 2005—2014 年长三角城市群创新产出时空分异特征及成因, 得出结论如下:

2005—2014 年长三角城市群创新产出的绝对差异波动上升, 相对差异波动减小, 且创新活动次发达市域快速赶超最发达市域, 城市群创新产出呈正偏态分布且存在向正态分布逼近的态势, 进一步缩小了城市群创新产出的相对差异; 长三角城市群创新产出存在正的空间自相关, 创新产出水平相似的市域集聚分布, 两极分化现象减缓缩小了长三角各市域创新产出水平差异; 苏锡常都市圈和环杭州湾地区的崛起造成长三角创新活动的核心区域逐步突显, 高值集簇区和高低孤立区形成以上海为核心, 向南京、杭州及宁波 3 个节点方向延伸的“Z”字型空间结构; 2005—2014 年创新产出高增长型市域集聚在沪宁合杭甬发展带, 并沿沪汉蓉高速铁路(上海—南京段)、沪杭甬高速公路呈“Z”字型分布, 其中苏州和上海形成创新产出高增长市域的显著集聚区, 成为引领城市群创新发展的“双核心”。创新活动影响因子在不同市域存在空间异质性。其中, 创新基础的弹性系数西高东低呈阶梯状分布; 政府支持的弹性系数形成了典型的中心—外围结构; 经济水平的弹性系数由东北向西南递减; 西北部市域产业集群环境的弹性系数高于其余市域; 开放度的弹性系数显现出自南向北递减的阶梯状; 流动性的弹性系数从东北向西南呈缩小态势; 除经济水平和开放度对创新活动的影响效应有正有负之外, 其余驱动因素对创新活动的影响皆呈正效应; 政府支持和产业集群环境是推动长三角城市群创新产出水平提升的关键影响因素, 且前者贡献度大于后者, 体现了政府和市场有机结合的长三角特色创新驱动发展模式特色。

长三角城市群空间范围的调整体现了充分发挥长三角在长江经济带建设中的龙头带动作用的战略目的, 但安徽 8 个城市加入显著扩大了城市群内部创新产出的空间差异。从发展态势来看, 长三角城市群创新发展的战略空间取向在于沿着沪汉蓉高速铁路向西辐射, 促进合肥创新极的崛起, 形成跨市域创新网络以及多中心、多轴线的创新空间结构, 由此进一步辐射带动长江经济带上中下游产业联动、创新驱动发展。

参考文献:

-
- [1] Lin G C S, Wang C. Technological innovation in China's hightech sector: Insights from a 2008 survey of the integrated circuit design industry in Shanghai [J]. Eurasian Geography and Economics, 2009, 50(4): 402 - 424.
- [2] 程叶青, 王哲野, 马靖. 中国区域创新的时空动态分析 [J]. 地理学报, 2014, 69(12): 1 779 - 1 789.
- [3] 孙建, 吴利萍, 齐建国. 中国区域创新对宏观经济影响的计量研究——东中西部三大区域实证分析 [J]. 研究与发展管理, 2013, 25(2): 66 - 73.
- [4] 蒋天颖. 浙江省区域创新产出空间分异特征及成因 [J]. 地理研究, 2014, 33(10): 1 825 - 1 836.
- [5] 吕拉昌, 谢媛媛, 黄茹. 我国三大都市圈城市创新能级体系比较 [J]. 人文地理, 2013, 28(3): 91 - 95.
- [6] 段德忠, 杜德斌, 刘承良. 上海和北京城市创新空间结构的时空演化模式 [J]. 地理学报, 2015, 70(12): 1 911 - 1 925.
- [7] Li X B. China's regional innovation capacity in transition: An empirical approach [J]. Research Policy, 2009, 38(2): 338 - 357.
- [8] 谭俊涛, 张平宇, 李静. 2001—2010 年黑龙江省城市创新能力格局与发展过程 [J]. 地理科学进展, 2014, 33(4): 508 - 516.
- [9] Bai J H. On regional innovation efficiency: Evidence from panel data of China's different provinces [J]. Regional Studies, 2013, 47(5): 773 - 778.
- [10] 余泳泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究 [J]. 管理世界, 2013(7): 6 - 20.
- [11] Howells J. Innovation and regional economic development: A matter of perspective? [J]. Research Policy, 2005, 34(8): 1220- 1234.
- [12] 朱勇, 张宗益. 技术创新对经济增长影响的地区差异研究 [J]. 中国软科学, 2005(11): 92 - 98.
- [13] Cabrer- Borrás B, Serrano- Domingo G. Innovation and R&D spillover effects in Spanish regions: A spatial approach [J]. Research Policy, 2007, 36(9): 1 357 - 1 371.
- [14] 王春杨, 张超. 中国地级区域创新产出的时空模式研究——基于 ESDA 的实证 [J]. 地理科学, 2014, 34(12): 1438 - 1444.
- [15] Giovanni S. Knowledge-based capital in building regional innovation capacity [J]. Journal of Knowledge Management, 2008(12): 121 - 136.
- [16] 蒋天颖. 我国区域创新差异时空格局演化及其影响因素分析 [J]. 经济地理, 2013, 33(6): 22 - 29.
- [17] 谭俊涛, 张平宇, 李静. 中国区域创新绩效时空演变特征及其影响因素研究 [J]. 地理科学, 2016, 36(1): 39 - 46.

-
- [18] 胡晓鹏. 长三角城市群创新能力比较研究 [J]. 南京社会科学, 2006(9): 44 - 53.
- [19] 李恒, 杜德斌, 肖刚. 区域知识创新系统中科技创新与高等教育的融合关系研究——基于长三角城市群的案例研究 [J]. 上海经济研究, 2015(5): 86 - 94.
- [20] 曹贤忠, 曾刚, 邹琳. 长三角城市群 R&D 资源投入产出效率分析及空间分异 [J]. 经济地理, 2015, 35(1): 104 - 111.
- [21] 赵少平, 黄飞. 长三角区域创新集聚的空间计量实证研究 [J]. 经济地理, 2016, 36(8): 73 - 79.
- [22] 陈国生, 赵立平, 黄飞, 等. 基于 SEM 模型下长三角区域创新研究 [J]. 经济地理, 2016, 36(9): 135 - 140.
- [23] 国家发展改革委, 住房城乡建设部. 长江三角洲城市群发展规划(2016—2020 年) [R]. 2016, 7 - 8.
- [24] 李国平, 王春杨. 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 [J]. 地理研究, 2012, 31(1): 95 - 106.
- [25] 姜磊, 戈冬梅, 季民河. 长三角区域创新差异和位序规模体系研究 [J]. 经济地理, 2011, 31(7): 1101 - 1106.
- [26] 欧阳南江. 改革开放以来广东省区域差异的发展变化 [J]. 地理学报, 1993, 48(3): 204 - 217.
- [27] 邹琳, 曾刚, 曹贤忠. 基于 ESDA 的长三角城市群研发投入空间分异特征及时空演化 [J]. 经济地理, 2015, 35(3): 73 - 79.
- [28] 吴玉鸣. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006(5): 74 - 85, 130.
- [29] Brunson C, Fotheringham A S, Charlton M. Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression [J]. Journal of Regional Science, 1999, 39(3): 497 - 524.
- [30] Anselin L. Local indicators of spatial association- LISA [J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93 - 115.
- [31] 沈惊宏, 余兆旺, 石张宇, 等. 多尺度的泛长江三角洲经济空间格局演变 [J]. 经济地理, 2016, 36(2): 19 - 26.
- [32] Lu M, Wang E R. Forging ahead and falling behind: Changing regional inequalities in post-reform China [J]. Growth and Change, 2002, 33(1): 42 - 71.
- [33] 狄乾斌, 王萌, 张健. 基于 GWR 模型的中国生产性服务业空间差异的影响因素分析 [J]. 软科学, 2015, 29(7): 21 - 24.
- [34] 张家峰, 赵顺龙. 区域技术创新能力的影响因素分析——以江浙沪两省一市为例 [J]. 国际贸易问题, 2009(7): 56 - 60.

-
- [35] 刘顺忠, 官建成. 区域创新系统创新绩效的评价 [J]. 中国管理科学, 2002, 10(1): 75 - 78.
- [36] 苏方林. 省域 R&D 知识溢出的 GWR 实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007(2): 145 - 153.
- [37] 毕斗斗, 方远平, 谢蔓, 等. 我国省域服务业创新水平的时空演变及其动力机制——基于空间计量模型的实证研究 [J]. 经济地理, 2015, 35(10): 139 - 148.