

# 中国高技术产业创新空间分布及其影响因素 ——基于面板数据的空间计量分析

郭泉恩<sup>1,2</sup>, 孙斌栋<sup>1,2\*</sup>

(1. 华东师范大学中国现代城市研究中心, 上海 200062; 2. 华东师范大学城市与区域科学学院, 上海 200241)

**摘要:** 本文基于2003-2012年省域面板数据, 采用地统计方法分析中国高技术产业创新的空间分布, 并运用空间计量模型对其影响因素进行探讨。研究发现: 中国高技术产业创新存在明显的空间差异, 其中东部地区的创新水平明显高于中部和西部地区; 2003-2012年间, 高技术产业创新整体空间差异表现出先扩大后缩小的趋势, 空间分布呈现出先集聚后扩散的变化特征; 相邻省域间的创新水平存在明显溢出现象, 研发资金投入、研发人员投入、高校研发水平、企业规模和市场开放度均对高技术产业创新起到促进作用, 且研发人员投入和市场开放度还能进一步促进相邻地区的创新发展, 而企业规模则对相邻地区的创新存在负面影响。因此, 加大对中西部地区研发资金和研发人员投入, 重视高校在创新发展中的作用, 破除区域壁垒促进技术流动以及加大市场开放度, 都有利于提高整体创新水平和缩小创新空间差异。

**关键词:** 高技术产业; 创新; 空间分布; 空间计量模型; 影响因素; 中国

## 1 引言

作为知识投入产出的度量标准, 创新在全球贸易和经济增长中起重要作用(Acs et al, 2002)。在经济全球化和不同国家之间仍存在一定技术差距的背景下, 各国比以往任何时候都更需要创新(Kemeny, 2011)。中国的经济发展模式已由20世纪90年代的资源消耗型, 向研发导向和全球合作发展为主(Bruche, 2009)。党的十八大报告中提出“实施创新驱动发展战略”; 2015年3月, 习近平总书记在十二届全国人大三次会议中提出, 创新是引领发展的第一动力。研究创新的空间分布及其影响因素将为中国创新战略实施提供重要依据(牛方曲等, 2012; 谭俊涛等, 2014)。

不同尺度下创新的空间分布得到了国内外学者的广泛关注。大多学者从国家尺度开展相关研

究, 如Feldman等(1999)对美国的研究发现, 美国约96%的创新均来源于大都市区; Carrincazeaux等(2001)的研究表明, 法国几乎75%的研发人员集中在全国经济与教育水平较高的六大地区; 王春扬等(2014)对中国的研究表明, 创新存在明显的东部沿海高一低集群和西部内陆低一低集群。也有学者从省级尺度开展相关研究, 如何键芳等(2013)以广东省为例, 发现全省的创新产出虽有大幅度提高, 但空间差距仍较为显著且集中度不高; 蒋天颖(2014)以浙江省为例, 表明县域创新产出呈现空间集聚性, 整体表现出东高西低、北高南低的分布特征; 张惠璇等(2016)运用空间相互作用模型分析了广东省2003和2012年地级城市之间创新联系的空间格局演变, 提出应促进现有创新联系空间格局的优化, 在区域整体层面上形成多中心网络化的创新结构。亦有学者探讨不同产业创新的空间分布, 如

收稿日期: 2016-05; 修订日期: 2016-08。

基金项目: 国家自然科学基金项目(41471139); 上海哲学社会科学规划课题(2014BCK003) [Foundation: National Natural Science Foundation of China, No.41471139; Project of Philosophy & Social Science of Shanghai, No.2014BCK003]。

作者简介: 郭泉恩(1990-), 女, 江西九江人, 博士研究生, 主要研究方向为区域创新与经济地理, E-mail: guoqedili@126.com。

通讯作者: 孙斌栋(1970-), 男, 河北阜平人, 博士, 教授, 博导, 主要研究方向为城市地理和经济地理, E-mail: bdsun@re.ecnu.edu.cn。

引用格式: 郭泉恩, 孙斌栋. 2016. 中国高技术产业创新空间分布及其影响因素: 基于面板数据的空间计量分析[J]. 地理科学进展, 35(10): 1218-1227. [Guo Q E, Sun B D. 2016. Spatial distribution and influencing factors of high-tech industry innovation in China: Based on spatial econometric analysis of panel data[J]. Progress in Geography, 35(10): 1218-1227.]. DOI: 10.18306/dlkxjz.2016.10.005

Buzard等(2009)发现美国大部分产业的创新活动均集中在东北走廊地区;Carlino等(2012)以美国东北部的1000个研发实验室为例,研究发现医药产业的研发机构比其他产业分布更为集中。

创新的影响因素也是学界的研究热点之一。侯润秀等(2006)基于省域面板数据,通过计量分析方法认为外商直接投资对发明创新、实用新型和外观设计3种专利的申请量均有积极影响;郭国峰等(2007)以中部6省为研究区域,证明科研机构和企业研发活动能够促进区域的技术进步;Cowan等(2013)对意大利的研究发现,高校数量的增加会带来区域创新水平的提高;方大春等(2016)基于随机前沿模型的分析,表明企业规模是创新效率的积极影响因素;丘东等(2016)从中介效应视角探讨了研发投入对区域创新的影响,结果发现政府R & D投入主要通过企业R & D投入的中介作用,对区域创新绩效有显著正向影响。关于创新影响因素的研究大多采用传统计量模型进行分析,其不足在于只能观测自变量对本区域因变量的影响,无法捕捉变量间的空间相互作用。而理论上,区域要素在空间上均存在相互作用,因此应采用能够捕捉到这一作用的空间计量模型进行分析。

区域创新的关键是产业创新(周桂荣等, 2007),产业创新是区域创新的重要组成部分。高技术产业作为知识密集型和技术密集型产业,是科技创新的骨干力量,其发展关系到整个国家的综合实力和竞争力(封伟毅等, 2012)。2011年7月,科技部发布的《国家“十二五”科学和技术发展规划》中提出要把促进高技术产业放在重要位置。因此,研究高技术产业创新的空间分布及其影响因素有重要意义。

基于此,本文以中国30个省(市、区)<sup>①</sup>为研究对象,基于2003-2012年面板数据,采用总体分异指数、核密度分析等地统计方法研究中国高技术产业创新的空间分布,应用空间计量模型分析其影响因素,以期揭示高技术产业创新空间差异的发展规律,为国家发展创新提供政策建议。

## 2 方法与数据

### 2.1 研究方法

对区域创新的度量,长期以来未能达成统一。

而专利因其数据的完整性适用于长时间尺度的研究,得到了大部分研究者的认可(逢淑媛等, 2009; 蒋颖, 2014)。无论授权与否,申请专利都包含了支持者重要的成本,并关注了其新颖性和盈利能力特征(李国平等, 2012),因此本文使用高技术产业的专利申请量反映区域的高技术产业创新水平。在此基础上,运用总体分异指数测度中国2003-2012年高技术产业创新的总体差异变化,然后使用核密度函数分析其2003、2008和2012年的空间分布特征,最后采用经典知识生产函数度量其影响因素,并引入空间计量模型捕捉各变量的空间相互作用。

#### 2.1.1 总体分异指数

研究区域内某一指标空间分布的方法主要有变异系数( $C_v$ )、泰尔系数( $T$ )、总熵指数( $GE$ )和阿特金森指数( $A$ )等,但由于每种方法的基本原理和思路不同,结果可能也存在一定的差异,本文借鉴王洋等(2013)的研究方法,以熵技术确定上述测度指数权重,综合构建总体分异指数( $GDI$ )。不仅能同时反映这4个指标的信息,也可全面反映高技术产业创新总体分异的变化情况,步骤如下:

$$GDI = W_1 C_v + W_2 T + W_3 GE + W_4 A \quad (1)$$

$$x_{ij} = \frac{y_{ij} - y_{\min}}{y_{\max} - y_{\min}} \quad (2)$$

$$X_{ij} = x_{ij} / \sum_{i=1}^m x_{ij} \quad (3)$$

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m (X_{ij} \times \ln X_{ij}) \quad (4)$$

$$d_j = 1 - e_j \quad (5)$$

$$W_j = d_j / \sum_{i=1}^n d_j \quad (6)$$

式中:  $y_{ij}$  表示第  $j$  个指标在第  $i$  年的值;  $y_{\max}$  和  $y_{\min}$  分别代表第  $j$  个指标在全部年份中的最大值和最小值;  $x_{ij}$  为  $y_{ij}$  的标准化值;  $X_{ij}$  为  $i$  年份第  $j$  个指标的比重;  $m$  为年份数,这里为10;  $n$  为分异测度指标数,这里为4;  $e_j$  为指标信息熵;  $d_j$  为信息冗余度;  $W_j$  为各指标权重。

#### 2.1.2 核密度分析

核密度(Kernel Density)分析方法是空间分析中常见的一种非参数估计方法,可以测度点(或线)要素在本区域及相邻区域的分布密度,广泛应用于空间结构研究,如商业网点、开发区、居民点和犯罪案

<sup>①</sup>因香港、澳门、台湾和西藏部分数据缺失,故暂不包含在内。

件等空间分布及集聚特征。它以特定点(或线)要素为中心,将该点(或线)属性分布在指定搜索半径内,中心位置的密度最大,随距离递减,到极限距离处为零(Silverman, 1986)。

假设  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$  是分布密度函数为  $f$  的总体中抽取的独立分布样本,  $f$  在  $x$  点的估计值为  $f_n(x)$ , 则:

$$f_n(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (7)$$

式中:  $n$  为样本数;  $k(\cdot)$  为核函数;  $h>0$  为带宽;  $x-x_i$  为估计点  $x$  到样本  $x_i$  处的距离。

### 2.1.3 知识生产函数

知识生产函数是采用柯布道格拉斯公式,用投入产出的方法研究区域创新活动的模型(Griliches, 1986; Jaffe, 1989; Charlot et al, 2004)。其基本假设是将创新产出看作研发资金或人员投入的函数,模型具体如下:

$$Y_i = AK_i^\alpha L_i^\beta \varepsilon \quad (8)$$

式中:  $Y_i$  为  $i$  区域的生产产出;  $A$  为效率项;  $K_i$  和  $L_i$  分别为  $i$  区域的物质资本存量和人力资本水平;  $\alpha$  和  $\beta$  分别为其弹性系数;  $\varepsilon$  为误差项。

为度量其他因素对区域创新的影响,对模型进行进一步扩展。考虑到专利知识的投入与产出具有一定的时滞性,通过多次检验并结合他人研究结果(逢淑媛等, 2009; 赵炎等, 2013),确定滞后期为2年,两边同时取对数得到:

$$\ln Y_{i,t+2} = a + \alpha \ln K_{i,t} + \beta \ln L_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t} + \varepsilon \quad (9)$$

式中:  $X_{i,t}$  为第  $t$  年  $i$  区域除研发资金和科技人力资源投入外创新的其他影响因素;  $a$  为常数项;  $t$  为年份;其他变量的含义与上式一致。

### 2.1.4 空间计量模型

空间计量经济学是处理相邻区域之间空间相互作用的学科,致力于解决空间依赖和空间异质(Elhorst, 2014)。空间计量模型中最常用的是空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM),然而,当某地区的因变量有可能与其他地区的自变量之间存在空间关联作用,则考虑采用比空间滞后模型和空间误差模型更一般化的模型,即空间杜宾模型(SDM),具体公式如下:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} x_{jt} \theta + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式中:  $W_{ij}$  是空间权重矩阵,表示区域  $i$  和区域  $j$  的空

间关系;  $\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} \theta$  表示因变量受到邻近区域因变量的影响之和;  $\theta$  为  $K \times 1$  的系数矩阵;  $N$  是地区的数量;其他参数含义不变。其中,本文中所采用的是常用的基于 Rook 规则的一阶空间邻近矩阵,即区域  $i$  与区域  $j$  有公共边则  $W_{ij}=1$ , 否则  $W_{ij}=0$ ; 本区域与自身不存在邻近关系,因此  $W_{ii}=0$ 。

### 2.2 数据来源

本文所使用的原始数据均来源于《中国高技术产业统计年鉴》(2002-2013年)、《中国科技统计年鉴》(2002-2011年)、《中国统计年鉴》(2002-2011年)和各省统计年鉴(2002-2011年)。同时,中国省级行政区划的地理信息数据来源于国家基础地理信息系统全国 1:400 万的基础数据,并在 ArcGIS 10.2 中进行配准。

## 3 高技术产业创新的空间分布

### 3.1 总体差异和演变

高技术产业是创新活动最为活跃的领域,其专利申请数从 2003 年的 8270 项增加到 2012 年的 127806 项,且全国 80% 以上专利均来自东部地区(表 1)。其中,2012 年东部地区专利数申请较多的省(区)为广东、江苏和浙江,中部地区为安徽、湖南和湖北,西部地区为四川和陕西。从占全国专利申请数比重来看,2003-2012 年东部地区虽略微下降,但仍是全国绝大多数专利申请的来源地区,而中、西部地区的比重变化不大,均不足 20%。

以年增长率度量区域创新的年均变化情况,2003-2012 年,中国高技术产业专利申请数的年增长率为 35.56%,东、中和西部地区的年增长率分别为 35.12%、44.95% 和 32.07%,中部地区为专利申请数增加最快的地区。对比 2003-2008 年和 2008-2012 年 2 个阶段,发现东部地区在第二阶段的年增长率低于第一阶段,说明东部地区创新产出发展到一定阶段,速度开始减缓;中、西部地区在第二阶段的年增长率明显高于第一阶段,说明随着创新意识和能力的逐渐提高,中、西部地区高技术产业创新相较于第一阶段发展加快。总体而言,全国高技术产业创新的空间分异较为明显,广东的专利申请数远远高于其他省份,东部地区和中、西部地区亦存在显著差异,这也与全国城市创新分布格局基本一致(吕拉昌等, 2010; 方创琳等, 2014)。



表1 2003-2012年中国高技术产业专利申请数及年增长率变化

Tab.1 Counts and annual growth rates of regional and provincial patent applications in high-tech industries, 2003-2012

	专利申请数/项			年增长率/%		
	2003年	2008年	2012年	2003-2008年	2008-2012年	2003-2012年
中国	8270	39656	127806	36.82	33.99	35.56
东部地区	7045	35615	105753	38.28	31.27	35.12
辽宁	75	452	1772	43.22	40.71	42.10
河北	31	265	627	53.60	24.02	39.67
北京	896	2856	9972	26.09	36.70	30.70
天津	461	1217	3441	21.43	29.67	25.03
山东	589	2058	6970	28.43	35.66	31.59
江苏	676	2776	16999	32.65	57.31	43.09
上海	835	1639	6174	14.44	39.32	24.89
浙江	353	2467	10237	47.53	42.73	45.38
福建	243	604	3444	19.97	54.53	34.26
广东	2831	21185	45449	49.56	21.03	36.13
海南	—	8	329	—	153.24	—
广西	55	88	339	9.86	40.10	22.39
中部地区	442	2033	12484	35.69	57.42	44.95
黑龙江	66	185	736	22.89	41.23	30.73
吉林	79	147	542	13.22	38.57	23.86
内蒙古	2	—	39	—	—	39.10
山西	45	70	376	9.24	52.24	26.60
河南	85	581	1812	46.88	32.89	40.49
湖北	42	444	2626	60.26	55.945	58.33
安徽	49	185	3182	30.44	103.65	59.00
湖南	29	270	2306	56.24	70.95	62.62
江西	45	151	865	27.40	54.71	38.88
西部地区	783	2008	9569	20.73	47.75	32.07
重庆	72	222	1153	25.26	50.96	36.09
四川	260	854	5054	26.85	55.97	39.05
贵州	55	298	966	40.21	34.18	37.50
云南	140	79	409	-10.81	50.84	12.65
陕西	226	473	1606	15.92	35.74	24.34
甘肃	10	38	249	30.60	59.99	42.93
青海	4	1	3	-24.21	31.61	-3.15
宁夏	16	29	125	12.63	44.09	25.66
新疆	—	14	4	—	-26.89	—

注：海南、内蒙古和新疆部分年份数据缺失，用“—”表示。

为进一步揭示中国高技术产业创新的空间差异,利用变异系数、泰尔系数、总熵指数和阿特金森指数4个传统指标,分别计算2003-2012年中国高技术产业创新的总体空间差异程度。根据熵权法确定各指标的权重分别为0.22、0.36、0.16和0.26,各年份的总体分异指数(GDI)见图1。

总体上,中国高技术产业创新的GDI指数经历先上升后下降的变化过程,表明创新的空间差异呈现先扩大后缩小的趋势。2003-2006年,全国大部分地区创新产出较低,但广东所占比重却从34.23%增至61.24%(增长率达78.9%),这种异军突起现象

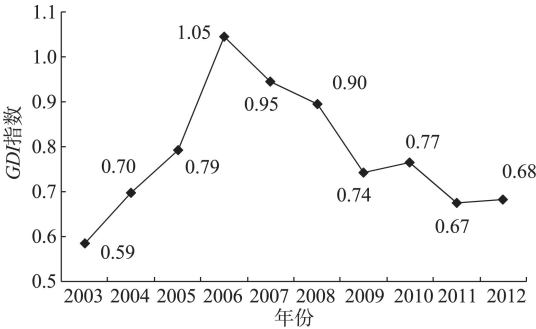


图1 2003-2012年中国高技术产业创新GDI指数变化  
Fig.1 Change of global difference index (GDI) of innovations in high-tech industries, 2003-2012

与广东非国有经济比重较大,受香港地区文化、经济影响较深有关,使得创新最早在广东发展起来,全国区域创新的空间差异在2006年最显著。基于创新对经济增长和社会发展的推进作用使得其他地区开始重视和加强本地地区的创新发展,2007-2012年创新基础较好地区如浙江、江苏和天津等地的创新成果明显,多地创新水平的发展缓解了全国高技术产业创新的总体空间差异程度。

### 3.2 空间分布格局演变

采用核密度分析方法,直观揭示2003-2012年中国高技术产业创新的空间分布特征。在ArcGIS 10.2中设置350 km为搜索半径,将2003、2008和2012年的创新水平设置为权重,根据自然断裂法(Natural Break)按核密度值将区域分为5类,结果如图2所示。

2003-2012年,以广东为高密度值区,东部地区的密度值高于中、西部地区的形势未发生改变,然而核密度大小及其空间分布存在较为明显的变化。2003年,中高值区和高值区分布在广东、北京和上海,而京津冀和长三角其他地区则为中值区,其余省份为较低值区和低值区,说明创新最先发端于经济基础较好的地区。2008年,核密度值的分布出现极化态势,高值区仍然分布在广东,但东部地区的密度值出现不同程度的下降,无中高值区和中值区,这与广东创新发展速度较快有关。2003-2008年,广东创新产出比重从34.23%增加至53.42%,导致其他省份的比重下降。2012年,核密度值分布的极化程度得到缓解,高值区仍然在广东,江苏上升为中高值区,长三角其他地区 and 京津冀地区为中值区,邻近地区的密度值得到提升,说明较丰富的资金、人才和技术区域的创新优势不断

突显的同时,区域创新的空间依赖也愈发明显。总体来看,2003-2012年中国高技术产业创新的空间分布经历了先集聚后扩散的动态变化,这与王春扬等(2014)关于专利的省(区)分布结论相似;中国各省(区)的创新产出虽有一定程度的提高,但总体差异仍然显著。

此外,核密度值的分布存在较为明显的空间依赖特征:2003年的核密度值以北京和上海为中心向邻近地区形成“中高值—中值”的两级递减态势;2008年的核密度值则在京津冀地区和长三角地区存在连片的较低值区;2012年则出现以江苏为中心,分别向北京和广东方向形成“中高值—中值—较低值”三级递减态势。这说明在一定地理范围内存在省(区)间的创新溢出,且这种溢出随着时间变化而增强。

## 4 高技术产业创新的影响因素

为进一步探讨高技术产业创新空间差异的形成机理,本文将分析创新的影响因素,旨在为避免高技术产业创新发展陷入强者愈强、弱者愈弱的“马太效应”提供参考依据(程叶青等, 2014)。

### 4.1 影响因素的选取

结合多位学者的研究(肖仁桥等, 2012; 蒋天颖, 2014; 方大春等, 2016; 丘东等, 2016),本文主要从研发资金投入、研发人员投入、高校研发水平、企业规模和市场开放度5个方面分析区域高技术产业创新的影响因素。

(1) 研发资金投入。研发资金投入主要来源于区域研发资金内部支出和外部支出,其中内部支出是指当年预计用于开展研发活动的经费最终实际

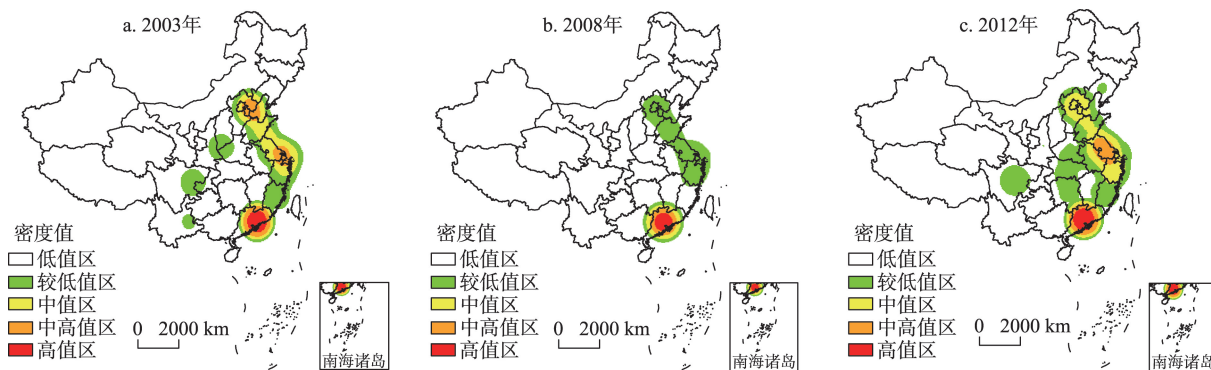


图2 2003-2012年中国高技术产业创新核密度分析

Fig.2 Change of kernel density of innovations in high-tech industries, 2003-2012

用于本单位内的全部支出,外部支出是指委托外单位进行研发活动所支付的实际费用。使用内部支出经费数据更能反映研发过程中所获得的资金投入(丘东等,2016)。因此,选用人均拥有区域R & D内部支出表示研发资金投入(单位为100元/人)。

(2) 研发人员投入。研发人员投入代表从事研发活动的人力投入(Carrincazeaux et al, 2001)。其中研发人员按工作量分为全时人员和非全时人员。研发人员全时当量是指按实际工作量将全时人员和非全时人员进行加和。因此,选用区域高技术产业研发全时人员全时当量占人口比重表示研发人员投入(单位为%)。

(3) 高校研发水平。高校作为知识的源泉和人才培养基地,对区域创新有积极的溢出作用。同时,高校科技园、校企合作等也常常被认为能够深刻地影响区域创新发展(Cowan et al, 2013)。故采用高等教育研发经费支出占GDP比重表示高校研发水平(单位为%)。

(4) 企业规模。作为创新主体之一,企业通常是区域创新的主要来源。企业规模代表相关产业人员的聚集程度,人员集聚利于知识传播交流,从而刺激创新发展(方大春等,2016)。因此,选用高技术企业年末平均从业人员占人口比重表示企业规模(单位为%)。

(5) 市场开放度。随着全球化的发展,区域创新发展越来越受到国外先进技术的影响。而中国能否有效地接受国际技术溢出,是区域创新的重要因素(侯润秀等,2006)。选用人均实际使用外资金额表示(单位为100美元/人)。

4.2 回归结果与分析

空间计量模型的前提是空间依赖性(王子敏,2012),因此在建立模型前需要对被解释变量进行空间自相关检验。在Geoda 1.6.6中对模型被解释变量区域创新水平进行Moran's I值检验(表2)。2003-2012年区域创新水平在置换次数999次下的正态统计量Z值均大于正态分布函数在0.05水平下的临界值(1.96),说明中国省域创新水平在空间分布上存在明显的空间依赖性,适合用空间计量模型分析。

根据Elhorst(2010)的模型选择规则,需构建无空间效应面板模型,进行拉格朗日乘数(Lagrange

Multiplier, LM)检验以确定空间模型的类别,再进行极大似然比(Likelihood Ratio, LR)检验,以确定建立固定效应或随机效应。在Matlab 2010b中实现以上过程,结果如表3和表4。

遵循Elhorst(2010)模型选择规则,根据不同效应下模型估计中拉格朗日乘数滞后检验、拉格朗日乘数误差检验、稳健拉格朗日乘数滞后检验和稳健拉格朗日乘数误差检验的结果来判定应该选用空间滞后模型还是空间误差模型。根据表3的结果,检验结果并非指向同一类型的模型,因此应先建立更一般形式的空间杜宾模型(SDM),再通过怀特检验确定是否能够简化为空间滞后模型或空间误差模型。

根据LR检验结果,模型初步设定为双固定效应和随机效应的空间杜宾模型,结果如表5所示。其中,创新溢出( $W \times$ 创新水平<sup>②</sup>)的统计显著性支持了文中3.2部分关于创新溢出的论证,也与刘和东(2012)、李文亮等(2015)的研究结果一致,均认为创新在相邻省域间存在溢出,原因是邻近省域间在研发或经济方面的合作或竞争,造成创新要素的流动从而引起创新溢出。进一步根据Hausman检验和Wald检验结果,确定选用双固定效应的空间杜宾模型,得出自变量对本地区和相邻地区因变量的边际作用(表6)。

从表6可以看出,区域研发资金每增加1个单位,本地区的高技术产业创新增加0.444个单位,但间接效应不显著,说明地区科技投入强度对区域高技术产业创新的促进作用仅限于本区域,对相邻区

表2 Moran's I 检验结果

Tab.2 Results of Moran's I

年份	Moran's I值	P值	Z值
2003年	0.633***	0.001	5.396
2004年	0.205**	0.030	2.196
2005年	0.250**	0.025	2.415
2006年	0.178**	0.047	2.113
2007年	0.160**	0.036	2.015
2008年	0.409**	0.012	3.556
2009年	0.408***	0.008	3.246
2010年	0.425***	0.007	3.521
2011年	0.494***	0.003	3.941
2012年	0.495***	0.004	4.116

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.05$ 和 $P<0.01$ ;表3-6同。

②“ $W \times$ 创新水平”表示表示有空间联系地区的创新水平对本地区创新水平的影响,以此类推。

表3 无空间效应面板模型

Tab.3 Panel data models without spatial interaction effects

变量	混合OLS模型	空间固定效应模型	时间固定效应模型	双向固定效应模型
研发资金投入	0.696*** (0.000)	0.571*** (0.000)	0.656*** (0.000)	0.564*** (0.000)
研发人员投入	10.671*** (0.000)	8.049*** (0.003)	8.352*** (0.000)	7.091*** (0.008)
高校研发水平	-0.440** (0.012)	1.427*** (0.002)	-0.302* (0.074)	1.372*** (0.004)
企业规模	-0.057 (0.432)	0.241** (0.031)	0.057 (0.441)	0.268** (0.017)
市场开放度	0.035 (0.148)	0.143*** (0.000)	0.004 (0.870)	0.127*** (0.000)
常数	-0.031 (0.285)			
$\sigma^2$	0.128	0.064	0.080	0.059
$R^2$	0.805	0.665	0.800	0.550
调整 $R^2$	0.802	0.66	0.797	0.544
自然对数似然函数值	-61.020	-10.560	-44.328	1.234
拉格朗日乘数滞后检验	8.683*** (0.003)	8.830*** (0.003)	1.993 (0.158)	4.011** (0.045)
拉格朗日乘数误差检验	16.210*** (0.000)	7.430*** (0.006)	10.914*** (0.001)	3.245* (0.072)
稳健拉格朗日乘数滞后检验	1.494 (0.222)	2.927* (0.087)	0.020 (0.889)	1.221 (0.269)
稳健拉格朗日乘数误差检验	9.021*** (0.003)	1.527 (0.217)	8.941*** (0.003)	0.455 (0.500)

注:括号中为P值。

表4 LR检验

Tab.4 Results of LR test

LR	检验值	P值
空间固定效应	91.125***	0.000
时间固定效应	23.589***	0.001

表5 双向固定效应空间杜宾模型

Tab.5 Spatial Durbin model specifications with two-way effects

变量	双固定效应模型	随机效应模型
$W \times$ 创新水平	0.357*** (0.000)	0.342*** (0.000)
研发资金投入	0.481*** (0.000)	0.512*** (0.000)
研发人员投入	6.183*** (0.009)	7.729*** (0.000)
高校研发水平	1.415*** (0.001)	-0.239 (0.288)
企业规模	0.410*** (0.000)	0.173** (0.024)
市场开放度	0.032 (0.291)	0.003 (0.903)
$W \times$ 研发资金投入	-0.494*** (-0.009)	-0.402** (0.023)
$W \times$ 研发人员投入	8.858*** (0.029)	10.172*** (0.007)
$W \times$ 高校研发水平	0.533 (0.553)	-0.951* (0.062)
$W \times$ 企业规模	-0.572*** (0.000)	-0.663*** (0.000)
$W \times$ 市场开放度	0.467*** (0.000)	0.379*** (0.000)
横截面元素的权重 $\phi_i$		0.484*** (0.000)
豪斯曼检验		34.472***
$\sigma^2$	0.046	0.049
$R^2$	0.911	0.874
调整 $R^2$	0.656	0.810
自然对数似然函数值	52.068	-0.735
空间滞后的怀特检验	122.849*** (0.000)	117.422*** (0.000)
空间误差的怀特检验	86.172*** (0.000)	73.139*** (0.000)

注:括号中为P值。

表6 空间溢出效应

Tab.6 Estimation of spatial spillovers

变量	直接效应	间接效应
研发资金投入	0.444*** (3.930)	-0.476 (-1.593)
研发人员投入	7.504*** (3.120)	16.379*** (2.715)
高校研发水平	1.555*** (3.055)	1.616 (1.126)
企业规模	0.363*** (3.476)	-0.633*** (-2.835)
市场开放度	0.079*** (2.712)	0.700*** (7.447)

注:括号中为t值。

域的影响不明显。研发人员投入每增加1个单位,本地区的高技术产业创新增加7.504单位,同时相邻区域的创新增加16.379个单位,说明研发人员不仅对本地区创新发展有正向影响,还有明显地理空间上的溢出。高校研发水平对本地区的高技术产业创新存在显著正向影响,在不考虑其他因素的情况下,每增加1个单位,本地区创新水平提高1.555个单位,对相邻区域的影响则未通过显著性检验。企业规模每增加1个单位,本地区的创新水平提高0.363个单位,但相邻地区则减少0.633个单位。可能的解释是:企业的规模经济有利于本地创新活动的发展,但由于对资源的吸取作用,反而限制了邻近地区的创新。市场开放度每增加1个单位,本地区的高技术产业创新增加0.079个单位,相邻地区增加0.700个单位,说明吸引外资投入有利于国外先进技术的转移和扩散,且溢出效果明显,能够促进本地区 and 周围地区的创新发展。



总之,创新要素的投入均有利于提高区域高技术产业的创新水平,其中研发人员投入和市场开放度还有利于促进相邻区域创新的发展。企业规模也对区域高技术产业创新有正向影响,但不利于相邻区域的创新发展。研发资金投入和高校研发投入对相邻区域创新发展的影响不明显。

## 5 结论与启示

本文基于中国省域面板数据,结合总体分异指数和核密度方法描述了2003-2012年中国高技术产业创新的空间分布演变,并运用空间杜宾模型对其影响因素进行了分析。结果表明:中国高技术产业创新水平存在明显区域差异,其中东部地区高于中西部地区;2003-2012年,中国高技术产业创新的GDI指数经历先上升后下降的变化过程,空间差异呈现先扩大后缩小的趋势;核密度的分布出现较为明显的空间依赖特征,且溢出随着时间变化而增强;高技术产业创新在相邻省份间存在明显的正向溢出;区域研发资金投入、研发人员投入、高校研发水平、企业规模和市场开放度均是高技术产业创新发展的积极因素,其中研发人员投入和市场开放度还对相邻区域创新发展有促进作用,而企业规模则对相邻区域存在负面影响。

鉴于中国高技术产业创新的空间分布仍存在较大的不均衡性,为了提高不发达区域的创新水平,缩小空间差异,建议:①加大对中西部地区研发资金和研发人员投入,尤其是高校投入,一方面有利于培养出更多的科技人才,另一方面可通过校企合作的模式,增强高校对区域的知识和创新溢出,提高区域创新水平。②由于创新具有溢出效应,因此要破除阻碍区域间技术扩散的壁垒,创造条件促进创新的流动和溢出。③加大市场开放度,吸收国外先进技术,促进当地创新水平提高,但不少外资企业的核心研发部门仍在其母国,因此在利用外资的同时,要注意加强地区自身的自主创新能力建设。

受数据限制,本文仅在省级层面对高技术产业创新的空间分布及其影响因素进行了分析。而实际上,要素间的相互作用在更小区域尺度(如市级)会更加明显。随着国家对创新发展重视程度的逐渐加大,待市域层面甚至更小尺度创新的相关数据发布后,空间计量模型由于能够捕捉研究要素在地

区间相互作用,将在创新研究上得到更为广泛的应用,这也有利于进一步开展创新的相关研究。

## 参考文献(References)

- 程叶青,王哲野,马靖. 2014. 中国区域创新的时空动态分析[J]. 地理学报, 69(12): 1779-1789. [Cheng Y Q, Wang Z Y, Ma J. 2014. Analyzing the space-time dynamics of innovation in China[J]. Acta Geographica Sinica, 69(12): 1779-1789.]
- 方创琳,马海涛,王振波,等. 2014. 中国创新型城市建设的综合评估与空间格局分异[J]. 地理学报, 69(4): 459-473. [Fang C L, Ma H T, Wang Z B, et al. 2014. Comprehensive assessment and spatial heterogeneity of the construction of innovative cities in China[J]. Acta Geographica Sinica, 69(4): 459-473.]
- 方大春,张凡,芮明杰. 2016. 我国高新技术产业创新效率及其影响因素实证研究: 基于面板数据随机前沿模型[J]. 科技管理研究, 36(7): 66-70, 75. [Fang D C, Zhang F, Rui M J. 2016. Empirical study on the high-tech industry innovation efficiency and its influencing factors: Based on the panel data analysis of stochastic frontier model[J]. Science and Technology Management Research, 36(7): 66-70, 75.]
- 封伟毅,李建华,赵树宽. 2012. 技术创新对高技术产业竞争力的影响: 基于中国1995-2010年数据的实证分析[J]. 中国软科学, (9): 154-164. [Feng W Y, Li J H, Zhao S K. 2012. Impact of technological innovation on competitiveness of high-tech industry: An empirical analysis on 1995-2010 data[J]. China Soft Science, (9): 154-164.]
- 郭国峰,温军伟,孙保营. 2007. 技术创新能力的影响因素分析: 基于中部六省面板数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 24(9): 134-143. [Guo G F, Wen J W, Sun B Y. 2007. The affected factor analysis of the ability of technology innovation for the six provinces of the central China[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 24(9): 134-143.]
- 何键芳,张虹鸥,叶玉瑶,等. 2013. 广东省区域创新产出的空间相关性研究[J]. 经济地理, 33(2): 117-121, 140. [He J F, Zhang H O, Ye Y Y, et al. 2013. Research on spatial autocorrelation of innovation output in Guangdong Province[J]. Economic Geography, 33(2): 117-121, 140.]
- 侯润秀,官建成. 2006. 外商直接投资对我国区域创新能力的影响[J]. 中国软科学, (5): 104-111. [Hou R X, Guan J C. 2006. The impact of FDI on China regional innovation capacity[J]. China Soft Science, (5): 104-111.]
- 蒋天颖. 2014. 浙江省区域创新产出空间分异特征及成因[J]. 地理研究, 33(10): 1825-1836. [Jiang T Y. 2014. Spatial differentiation and its influencing factors of regional in-



- novation output in Zhejiang Province[J]. *Geographical Research*, 33(10): 1825-1836.]
- 李国平, 王春杨. 2012. 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*, 31(1): 95-106. [Li G P, Wang C Y. 2012. Spatial characteristics and dynamic changes of provincial innovation output in China: An investigation using the ESDA[J]. *Geographical Research*, 31(1): 95-106.]
- 李文亮, 许正中. 2015. 考虑空间效应的高技术企业创新溢出效应研究[J]. *软科学*, 29(4): 1-4. [Li W L, Xu Z Z. 2015. Research on spillover effect of high-tech innovation based on spatial effect[J]. *Soft Science*, 29(4): 1-4.]
- 刘和东. 2012. 开放经济下区域创新溢出效应的空间计量分析[J]. *南京农业大学学报: 社会科学版*, 12(3): 102-109, 123. [Liu H D. 2012. Analysis of spatial econometrics on the spillovers of regional innovation under the open economy[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition*, 12(3): 102-109, 123.]
- 吕拉昌, 李勇. 2010. 基于城市创新职能的中国创新城市空间体系[J]. *地理学报*, 65(2): 177-190. [Lv L C, Li Y. 2010. A research on Chinese renovation urban system based on urban renovation function[J]. *Acta Geographica Sinica*, 65(2): 177-190.]
- 牛方曲, 刘卫东. 2012. 中国区域科技创新资源分布及其与经济发展水平协同度[J]. *地理科学进展*, 31(2): 149-155. [Niu F Q, Liu W D. 2012. Relationships between scientific & technological resources and regional economic development in China[J]. *Progress in Geography*, 31(2): 149-155.]
- 逢淑媛, 陈德智. 2009. 专利与研发经费的相关性研究: 基于全球研发顶尖公司10年面板数据的研究[J]. *科学学研究*, 27(10): 1500-1505. [Pang S Y, Chen D Z. 2009. A study on the relationship between R & D inputs and patents: Panel data analysis of top global companies by R & D investment[J]. *Studies in Science of Science*, 27(10): 1500-1505.]
- 丘东, 王维才, 谢宗小. 2016. R & D投入对地区创新绩效的影响: 企业R & D投入的中介效应[J]. *科技进步与对策*, 33(8): 41-48. [Qiu D, Wang W C, Xie Z X. 2016. The influence of R & D input impact on the region's innovation performance: A mediating perspective[J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 33(8): 41-48.]
- 谭俊涛, 张平宇, 李静. 2014. 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*, 33(4): 508-516. [Tan J T, Zhang P Y, Li J. 2014. Structure and development of urban innovation capability in Heilongjiang Province during 2001-2010[J]. *Progress in Geography*, 33(4): 508-516.]
- 王春杨, 张超. 2014. 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*, 34(12): 1438-1444. [Wang C Y, Zhang C. 2014. Spatial-temporal pattern of prefecture-level innovation outputs in China: An investigation using the ESDA[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 34(12): 1438-1444.]
- 王洋, 方创琳, 盛长元. 2013. 扬州市住宅价格的空间分异与模式演变[J]. *地理学报*, 68(8): 1082-1096. [Wang Y, Fang C L, Sheng C Y. 2013. Spatial differentiation and model evolution of housing prices in Yangzhou[J]. *Acta Geographica Sinica*, 68(8): 1082-1096.]
- 王子敏. 2012. 基于空间溢出视角的城乡消费差距问题研究[J]. *农业技术经济*, (2): 88-98. [Wang Z M. 2012. Jiyu kongjian yichu shijiao de chengxiang xiaofei chaju wenti yanjiu[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (2): 88-98.]
- 肖仁桥, 钱丽, 陈忠卫. 2012. 中国高技术产业创新效率及其影响因素研究[J]. *管理科学*, 25(5): 85-98. [Xiao R Q, Qian L, Chen Z W. 2012. Research on the innovation efficiency and its affecting factors in China's high-tech industries[J]. *Journal of Management Science*, 25(5): 85-98.]
- 张惠璇, 刘青, 李贵才. 2016. 广东省城市创新联系的空间格局演变及优化策略[J]. *地理科学进展*, 35(8): 952-962. [Zhang H X, Liu Q, Li G C. 2016. Spatial structure change and optimization strategies of innovation linkage among the cities in Guangdong Province[J]. *Progress in Geography*, 35(8): 952-962.]
- 赵炎, 郑向杰. 2013. 网络嵌入性与地域根植性对联盟企业创新绩效的影响: 对中国高科技上市公司的实证分析[J]. *科研管理*, 34(11): 9-17. [Zhao Y, Zheng X J. 2013. Impact of network embeddedness and geographic embeddedness on the innovation performance of the alliance enterprises: An empirical research on the high-tech listed companies in China[J]. *Science Research Management*, 34(11): 9-17.]
- 周桂荣, 徐作君. 2007. 区域产业创新体系构建: 天津滨海新区与深圳、浦东之比较[J]. *中国科技论坛*, (2): 77-80, 93. [Zhou G R, Xu Z J. 2007. Quyu chanye chuanguan xitixi goujian: Tianjin Binhai Xinqu yu Shenzhen, Pudong zhi bijiao [J]. *Forum on Science and Technology in China*, (2): 77-80, 93.]
- Acs Z J, Anselin L, Varga A. 2002. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge[J]. *Research Policy*, 31(7): 1069-1085.
- Bruche G. 2009. A new geography of innovation: China and India rising[J]. *Transnational Corporations Review*, 1(4): 24-27.
- Buzard K, Carlino G A. 2009. The geography of research and development activity in the U.S.[R]. Philadelphia, PA: So-

- cial Science Research Network (SSRN).
- Carlino G A, Hunt R M, Carr J K, et al. 2012. The agglomeration of R & D labs[R]. Philadelphia, PA: Social Science Research Network (SSRN).
- Carrincazeaux C, Lung Y, Rallet A. 2001. Proximity and localization of corporate R & D activities[J]. *Research Policy*, 30 (5): 777-789.
- Charlot S, Duranton G. 2004. Communication externalities in cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 56(3): 581-613.
- Cowan R, Zinovyeva N. 2013. University effects on regional innovation[J]. *Research Policy*, 42(3): 788-800.
- Elhorst J P. 2010. Applied spatial econometrics: Raising the bar [J]. *Spatial Economic Analysis*, 5(1): 9-28.
- Elhorst J P. 2014. Spatial panel data models[M]//Elhorst J P. *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Berlin & Heidelberg, Germany: Springer: 63-68.
- Feldman M P, Audretsch D B. 1999. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization, and localized competition[J]. *European Economic Review*, 43(2): 409-429.
- Griliches Z. 1986. Productivity, R & D, and basic research at the firm level in the 1970's[J]. *The American Economic Review*, 76(1): 141-154.
- Jaffe A B. 1989. Real effects of academic research[J]. *The American Economic Review*, 79(5): 957-970.
- Kemeny T. 2011. Are international technology gaps growing or shrinking in the age of globalization[J]. *Journal of Economic Geography*, 11(1): 1-35.
- Silverman B W. 1986. Introduction[M]//Silverman B W. *Density estimation for statistics and data analysis*. New York: Chapman & Hall: 2-10.

## Spatial distribution and influencing factors of high-tech industry innovation in China:

### Based on spatial econometric analysis of panel data

GUO Quanen<sup>1,2</sup>, SUN Bindong<sup>1,2\*</sup>

(1. Center for Modern Chinese City Studies, East China Normal University, Shanghai 200062, China;

2. School of Urban and Regional Science, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

**Abstract:** Using panel data of Chinese provinces for the period 2003-2012, this article investigates the spatial distribution of high-tech industry innovation by applying the global difference index and kernel density estimation, and analyzes its influencing factors with spatial econometric models. The results show that: There are striking regional disparities in high-tech industry innovation, and the innovation level in the eastern area is significantly higher than the central and western areas. During the period from 2003 to 2012, regional disparity of high-tech industry innovation showed a narrowing tendency after the initial expansion, and the spatial distribution of regional innovation showed a trend from agglomeration to spreading. A clear spillover of innovation between adjacent provinces is verified by this study. Research and development (R & D) capital, R & D personnel, university research, size of high-tech firms, and openness of the market are all positively related to high-tech industry innovation. R & D personnel inputs and openness of the market can benefit neighboring regions as well, but the size of firm has a negative influence on regions with close geographic proximity. We propose that strengthening the inputs of R & D capitals and R & D personnel in western and central China, emphasizing the role that university plays in the development of innovation, breaking regional barriers for facilitating technology flow, and promoting the openness of the market are beneficial for increasing the overall innovation level and reducing regional differences.

**Key words:** high-tech industry; innovation; spatial distribution; spatial econometric model; influencing factor; China