

# 长江经济带高技术产业创新要素集聚的空间溢出效应

史安娜<sup>1,2</sup> 王绕娟<sup>1,2</sup> 张鏊依<sup>1,2</sup>

(1. 河海大学商学院, 江苏南京 211100; 2. 河海大学技术创新与产业经济发展研究所, 江苏南京 210098)

**摘 要:** 高技术产业在推动产业升级和创新驱动方面具有重要带动作用。以长江经济带 11 省市高技术产业为研究对象, 运用空间杜宾模型, 选取 2006—2015 年面板数据, 研究创新要素集聚及其对高技术产业的空间溢出效应。研究表明: 创新要素集聚的非均衡分布特征明显; 除资本投入和劳动力投入外, 创新要素集聚对高技术产业发展的促进作用最为显著; 创新要素集聚在省域间的溢出效应大于省域内的溢出效应。

**关键词:** 创新要素集聚; 长江经济带; 空间溢出; 集聚

**中图分类号:** F127      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1671-4970(2018)01-0062-06

## 一、引 言

2016 年 3 月, 国家发改委、科技部、工业和信息化部联合发布《长江经济带创新驱动产业转型升级方案》, 提出到 2030 年全面建成长江经济带创新驱动型产业体系的目标, 以创新驱动促进产业升级是长江经济带绿色发展转型增长的重要任务。由于长江经济带各省高技术产业发展存在差异性, 通过高技术产业的集聚及其极化效应以带动长江经济带高技术产业的一体化发展及创新产业体系的形成具有重要意义。

目前, 国内外对高技术产业极化效应的研究主要集中在空间溢出效应方面。空间溢出效应的研究起源于赫希曼的极化—涓滴学说。Richardson 在此基础上将地区间的扩散(涓滴)作用称为正溢出效应, 回流(极化)作用称为负溢出效应<sup>[1]</sup>。关于空间溢出效应, 学者主要通过空间计量模型, 从经济溢出效应、知识溢出效应和技术溢出效应 3 个角度进行研究。关于经济溢出效应的研究, Long 较早使用空间数据分析法研究“内核地区对外围地区”以及“沿海地区对内陆地区”的空间溢出效应<sup>[2]</sup>; Ramajo 等利用空间计量模型对 1981—1996 年欧盟的经济增长数据进行分析, 发现在区域经济增长过程中存在

显著的溢出效应<sup>[3]</sup>。林光平等以中国 31 个省区为对象, 研究了中国区域经济增长的差异与溢出特征<sup>[4]</sup>; 吴玉鸣以中国县域为研究对象, 运用空间计量模型研究中国县域经济增长的集聚与差异问题<sup>[5]</sup>; 潘文卿通过计量分析考察了中国区域经济发展的空间溢出效应<sup>[6]</sup>。关于知识溢出效应的研究, 黄苹探讨了 R&D 合作以及产学研合作的知识溢出<sup>[7]</sup>; 李志宏等对创新行为的知识溢出进行了研究<sup>[8]</sup>; 金刚等基于地理距离视角研究中国省际外显、内隐知识的空间溢出效应及地理边界<sup>[9]</sup>; 周灿等对高技术产业集聚下的知识溢出进行了研究<sup>[10]</sup>。关于技术溢出效应的研究, 刘和东从地理特征和经济特征两个角度分析技术的空间溢出效应<sup>[11]</sup>; 吕新军等研究研发投入形成的技术溢出效应<sup>[12]</sup>; 蒋殿春等通过分析中国高技术产业的面板数据, 验证技术外溢效应的存在<sup>[13]</sup>; 姚丽等运用空间杜宾模型考察高技术产业技术创新水平的空间溢出<sup>[14]</sup>; 李文亮等在考虑空间依赖性和空间异质性的基础上对高技术企业创新溢出的空间效应进行了实证分析<sup>[15]</sup>; 曲碗等研究高技术产业的技术创新对服务企业的溢出效应<sup>[16]</sup>。分析已有文献可知, 空间溢出效应的研究主要集中在区域间经济增长关联以及知识、技术创新扩散的探索上, 而创新要素集聚的空间效应是区域增长

收稿日期: 2017-12-28  
基金项目: 国家社会科学基金重点项目(15AGL011)  
作者简介: 史安娜(1962—), 女, 江苏丹阳人, 教授, 从事技术创新与管理方面研究。

极化的重要因素,围绕创新要素的集聚现象研究溢出效应的文献较少。

以长江经济带 11 省市为对象,通过构建创新要素指标体系和集聚度指数分析其高技术产业创新要素的空间分布和集聚状况,并在此基础上运用空间杜宾模型实证研究创新要素集聚对高技术产业的空间溢出效应,为长江经济带高技术产业的协同发展,促进产业结构的转型升级提供支撑。

二、创新要素与集聚度综合指数的测算

1. 创新要素指标描述

创新要素作为创新活动的基础,其投入量在空间上的分布不仅影响区域创新能力,而且会对区域经济增长产生影响。关于创新要素,目前研究主要从投入、产出和成果 3 方面描述,但其具体指标没有较为一致的表述。借鉴郑树旺对创新要素的研究成果<sup>[17]</sup>形成的创新要素指标见表 1。

2. 创新要素集聚度及综合指数

要素集聚作为一种资源配置形式,是要素在特定领域实现优化配置的结果。现有空间集聚度指标主要包括集中度、赫芬达尔指数(HI)、区位熵(LQ)、熵指数、空间基尼系数、EG 指数、DO 指数等<sup>[18]</sup>。集中度方法能较为形象地反映集中水平,因此运用该法来衡量高技术产业创新要素的集聚状况,具体公式为:

集聚度  $g_{ij} = \frac{\text{省份 } i \text{ 创新要素 } j}{\text{全国平均创新要素 } j}$  (1)

式中, $i$  表示省份; $j$  表示创新要素,该指标反映创新资源在空间布局上的集中程度和强度。为进一步确定创新要素集聚度的综合指数,需要对各创新指标进行标准化处理,再求出综合加权值。加权值权重的确定采用熵值法,具体计算过程为:

第一,数据标准化处理:

$g'_{ij} = (g_{ij} - \bar{g}_j) / (M_j - m_j)$  (2)

式中, $\bar{g}_j$  为第  $j$  项指标所有年份的均值, $M_j$  为所有年份  $g_j$  的最大值, $m_j$  为所有年份  $g_j$  的最小值。

表 1 高技术产业创新要素指标

| 目标层       | 一级指标   | 二级指标       | 单位 |
|-----------|--------|------------|----|
| 高技术产业创新要素 | 创新投入要素 | R&D 人员全时当量 | 人年 |
|           |        | R&D 经费内部支出 | 万元 |
|           |        | 新产品开发经费支出  | 万元 |
|           | 创新产出要素 | 专利申请量      | 项  |
|           |        | 发明专利拥有量    | 项  |
|           | 创新扩散要素 | 技术引进经费支出   | 万元 |
|           |        | 技术改造经费支出   | 万元 |
|           |        | 消化吸收经费支出   | 万元 |
|           |        | 购买国内技术经费支出 | 万元 |

第二,消除负值,对坐标进行平移:

$s_{ij} = g'_{ij} + b$  (3)

式中, $b$  为指标的平移幅度, $b > |\min(g'_{ij})|$ , $b$  越接近  $|\min(g'_{ij})|$ ,则权重计算越准确。

第三,将指标进行同度量化,计算第  $j$  项指标下第  $j$  省份指标值的比重:

$p_{ij} = s_{ij} / \sum_{i=1}^m s_{ij}$  (4)

第四,计算第  $j$  项指标的信息熵值  $e_{ij}$ :

$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln(p_{ij}), 0 \leq e_{ij} \leq 1$  (5)

第五,计算第  $j$  项指标的差异性系数  $c_j$ :

$c_j = 1 - e_j$  (6)

第六,计算指标权重  $w_j$ :

$w_j = c_j / \sum_{j=1}^n c_j$

最后,根据上述公式计算省份  $i$  的创新要素集聚综合指数  $G_i$ :

$G_i = \sum_{i=1}^n w_{ij} s_{ij}$  (7)

三、创新要素集聚的空间溢出效应模型

运用 Cobb-Douglas 生产函数构造空间杜宾模型,描述创新要素集聚对高技术产业的空间溢出效应。Cobb-Douglas 函数的一般式表示为:

$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}$  (8)

式中, $Y$  用高技术产业产值(亿元)衡量,代表高技术产业的发展水平; $K$  和  $L$  分别选用固定资产投资(亿元)和从业人员年平均人数(万人)来表示资本投入和劳动力投入。根据 Solow 的研究<sup>[19]</sup>,参数  $A$  衡量了技术随时间变化的累积效应,将  $A$  设定为  $e^f$ , $f$  由与高技术产业技术变化相关的因素构成。由于创新要素集聚显著影响高技术产业的技术水平,则  $f$  由创新要素集聚综合指数  $G$  构成。设  $i$  表示省份, $t$  表示时间, $A_{it}$  具体表示为:

$A_{it} = e^{f(G_{it}, a_{it})} = e^{qG_{it}}$  (9)

将式(9)代入式(8)并对两边取对数,得到普通面板模型形式:

$\ln Y_{it} = \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 G_{it}$  (10)

LeSage 等提出空间杜宾模型(SDM),检验各解释变量和被解释变量是否存在空间溢出效应<sup>[20]</sup>。空间杜宾(SPDM)混合模型的一般式表示为:

$Y_{it} = C + \alpha X_{it} + \rho \sum_{i=1}^n w_{it} Y_{it} + \theta \sum_{i=1}^n w_{it} X_{it} + \varepsilon_{it}$  (11)

式中, $\rho$  为因变量的空间效应系数, $\theta$  为自变量的空

间效应系数,  $C$  为常数截距项,  $\varepsilon$  为正态分布的随机误差项向量,  $W$  为空间权重矩阵。  $\sum_{i=1}^n w_{ij} Y_{jt}$  表示因变量与“邻近”地区因变量之间的相互作用, 体现空间依赖性。

Rachel 等认为, 溢出效应既可以是基于地理上的邻近关系, 也可以基于经济上的技术差距和吸收能力<sup>[21]</sup>。因此, 鉴于不同省域经济水平存在空间相关性的客观事实, 建立经济距离空间权重矩阵  $W$ :

$$W = W_d \text{diag}\left(\frac{\bar{Z}_1}{\bar{Z}}, \frac{\bar{Z}_2}{\bar{Z}}, \dots, \frac{\bar{Z}_n}{\bar{Z}}\right) \tag{12}$$

式中,  $\bar{Z}_i$  表示考察期内第  $i$  省的 GDP 均值,  $\bar{Z}$  为考察期内所有省份 GDP 的均值。  $W_d$  为地理距离空间权重矩阵, 可用省会城市间的地理距离建立, 具体表示为:

$$W_d = \begin{cases} \frac{1}{d^2} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \tag{13}$$

根据式 (10) 和式 (11), 建立如下所示的 SPDM 模型:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & C + \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 G_{it} + \rho \sum_{i=1}^n w_{it} \ln Y_{it} + \\ & \theta_1 \sum_{i=1}^n w_{it} \ln K_{it} + \theta_2 \sum_{i=1}^n w_{it} \ln L_{it} + \theta_3 \sum_{i=1}^n w_{it} G_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{14}$$

式中,  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  分别表示在加入空间效应的情况下资本投入、劳动力投入和创新要素集聚的影响系数;  $\rho$  表示“邻近”地区高技术产业的发展对本地区产业的影响方向和程度, 用以揭示省域间高技术产业的发展是否存在溢出效应;  $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 、 $\theta_3$  分别表示“邻近”地区资本投入、劳动力投入以及创新要素集聚对本地区产业的影响方向和程度。如果符号为正, 则存在正向的空间溢出效应; 若为负, 说明存在空间竞争效应。

### 四、创新要素集聚及溢出效应的实证研究

#### 1. 数据来源及各省集聚度综合指数的测算

以长江经济带 11 省市为对象, 数据来源于

表 2 2006—2015 年长江经济带 11 省市创新要素集聚度综合指数

| 省市 | 2006   | 2007   | 2008   | 2009   | 2010   | 2011   | 2012   | 2013   | 2014   | 2015   |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 上海 | 0.7329 | 0.6493 | 0.5873 | 0.6442 | 0.6392 | 0.5393 | 0.5445 | 0.4885 | 0.4860 | 0.4893 |
| 江苏 | 0.6538 | 0.7836 | 0.8013 | 0.8037 | 0.8797 | 0.9284 | 0.8909 | 0.8837 | 0.8846 | 0.8008 |
| 浙江 | 0.5064 | 0.4089 | 0.4011 | 0.4694 | 0.3555 | 0.4048 | 0.4132 | 0.4193 | 0.3962 | 0.4286 |
| 安徽 | 0.0619 | 0.0718 | 0.0843 | 0.0910 | 0.1068 | 0.1190 | 0.1113 | 0.1286 | 0.1350 | 0.1613 |
| 江西 | 0.1584 | 0.1391 | 0.0841 | 0.0898 | 0.0821 | 0.0811 | 0.0769 | 0.0865 | 0.0849 | 0.1054 |
| 湖北 | 0.1656 | 0.1357 | 0.1322 | 0.1807 | 0.1502 | 0.1673 | 0.1756 | 0.1911 | 0.1983 | 0.1941 |
| 湖南 | 0.0717 | 0.0670 | 0.0840 | 0.1229 | 0.1096 | 0.1199 | 0.1116 | 0.1329 | 0.1396 | 0.1688 |
| 重庆 | 0.0771 | 0.0797 | 0.0824 | 0.0943 | 0.0781 | 0.0651 | 0.0614 | 0.0770 | 0.0708 | 0.1002 |
| 四川 | 0.2279 | 0.2766 | 0.2376 | 0.1981 | 0.2060 | 0.1926 | 0.1860 | 0.2056 | 0.2093 | 0.2075 |
| 云南 | 0.0515 | 0.0522 | 0.0547 | 0.0460 | 0.0469 | 0.0468 | 0.0461 | 0.0459 | 0.0438 | 0.0497 |
| 贵州 | 0.0929 | 0.0873 | 0.0744 | 0.0772 | 0.0851 | 0.0641 | 0.0695 | 0.0705 | 0.0707 | 0.0698 |

《中国高技术产业统计年鉴》(2007—2016)、《中国统计年鉴》(2007—2016) 以及国家统计局网站。将表 1 中各指标 2006—2015 年的数据按式 (1) 计算出指标集中度, 再按式 (2) 进行标准化处理, 并得出综合指数。根据式 (7) 计算得出长江经济带 11 省市创新要素集聚度的综合指数  $G$  (表 2)。

表 2 显示: ①长三角地区省市的创新要素集聚水平处于第一梯度, 上海集聚水平在观测期内呈现波动下降的趋势, 表明上海创新要素集聚的增长极特征凸显, 呈现出辐射和回波效应; 江苏的创新集聚度持续上升, 浙江的创新要素集聚水平基本平稳; 长三角地区通过极化效应将集聚的创新资源向周边地区扩散, 呈现出对外扩散的趋势, 但同时回波效应提升。②作为长江中游和上游的核心省份, 湖北和四川处于发展水平的第二梯度, 湖北的集聚水平在观测期内波动上升, 而四川的集聚水平波动下降, 四川对周边地区经济和产业的辐射带动作用大于湖北。③安徽、江西、湖南、重庆、云南和贵州的集聚水平处于第三梯度, 安徽和湖南的集聚水平在观测期内大幅上升; 重庆作为长江经济带核心城市, 其创新资源的集聚能力还处在上升期, 伴随着产业结构的调整, 其集聚水平产生波动; 云南和贵州的创新资源集聚能力较弱, 显示这些地区产业发展还必须紧密与资源禀赋特色相结合。

#### 2. 创新资源空间特征分布

##### (1) 创新要素的空间相关性分析

采用 Moran's  $I$  指数对高技术产出和创新要素集聚的空间相关性进行检验 (表 3)。表 3 显示,  $\ln Y$  和  $G$  的 Moran's  $I$  值均大于 0.1, 且通过 1% 的显著性检验, 说明各省市的高技术产业之间以及创新要素集聚之间存在显著的空间依赖性。观察 10 年间 Moran 指数的值可以发现,  $\ln Y$  的 Moran 值随着时间呈现出波动下降的趋势, 说明各省高技术产业发展的空间相关性逐渐变小;  $G$  的 Moran 值基本保持稳定, 在 0.41—0.56 之间, 说明各省创新要素集聚的

空间依赖性较强。

表 3 2006—2015 年长江经济带  $\ln Y$  和  $G$  的 Moran's  $I$  值

| 年份   | Moran's $I$ 指数 |            |
|------|----------------|------------|
|      | $\ln Y$        | $G$        |
| 2006 | 0.4269 ***     | 0.5506 *** |
| 2007 | 0.4144 ***     | 0.5015 *** |
| 2008 | 0.3751 ***     | 0.4881 *** |
| 2009 | 0.3381 ***     | 0.5479 *** |
| 2010 | 0.3633 ***     | 0.5444 *** |
| 2011 | 0.3080 ***     | 0.4685 *** |
| 2012 | 0.2819 ***     | 0.4139 *** |
| 2013 | 0.2255 ***     | 0.4125 *** |
| 2014 | 0.2326 ***     | 0.4407 *** |
| 2015 | 0.2526 ***     | 0.4609 *** |

注：\*\*\* 表示在 1% 的水平显著

进一步采用 Moran 散点图来观察高技术产业以及创新要素集聚局部的空间自相关性, 分别选取 2006 年和 2015 年两个时间点(图 1—图 4)。Moran 散点图将经济行为分为 4 个象限的集聚模式: 第一象限表示高-高集聚( $HH$ ), 第二象限表示低-高集聚( $LH$ ), 第三象限表示低-低集聚( $LL$ ), 第四象限表示高-低集聚( $HL$ )。

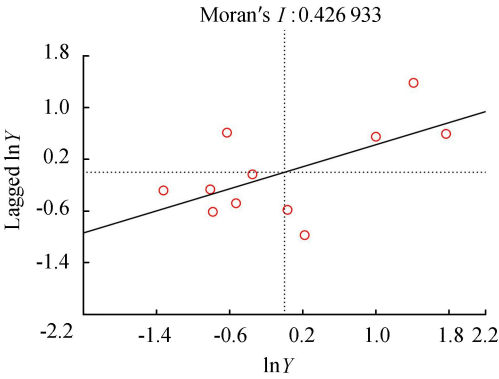


图 1 2006 年  $\ln Y$  的 Moran 散点图

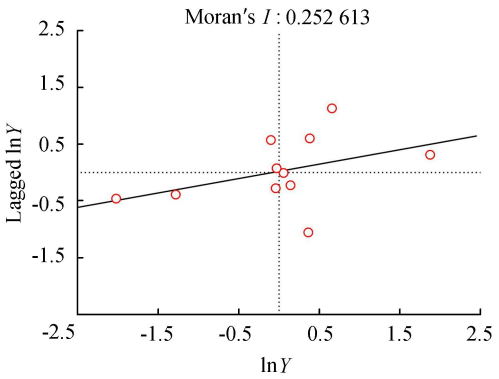


图 2 2015 年  $\ln Y$  的 Moran 散点图

由图 1 和图 2 可知, 绝大多数省份处于第一或第三象限, 说明高技术产业活动在长江经济带内主要呈现高高集聚和低低集聚的特征; 对比图 1 和图 2 发现, 处于低低集聚的省份不断减少, 说明高技术产业的发展差距有所减小。图 3 和图 4 显示, 除个别省份外, 其余省份均处于第一或第三象限, 说明创

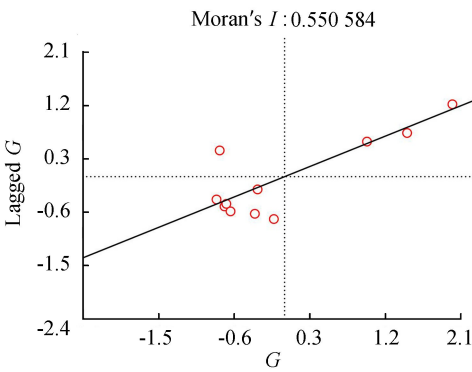


图 3 2006 年  $G$  的 Moran 散点图

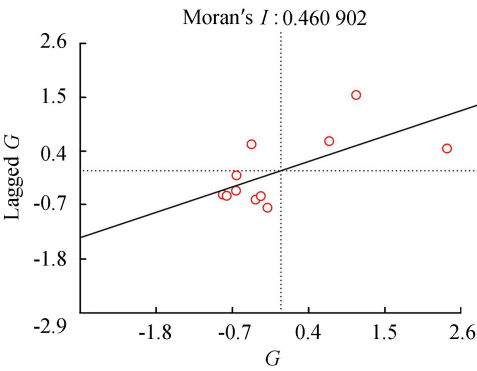


图 4 2015 年  $G$  的 Moran 散点图

新要素集聚在长江经济带内呈现高高集聚和低低集聚的特征; 创新要素的集聚特征在观测期间没有显著变化。总体而言, 各省的高技术产业之间以及创新要素集聚之间均存在正向的空间依赖性。

(2) 创新要素空间分布特征分析

利用 GeoDa 软件对变量  $\ln Y$  和  $G$  绘制四分位图, 选取 2006 年和 2015 年比较高技术产业和创新要素的空间分布格局和变化规律(图 5—图 8)。空间四分位图根据各变量的绝对值进行排序, 分为 4 个等级, 数值越高, 颜色越深, 代表产业发展水平和创新要素集聚水平越高。

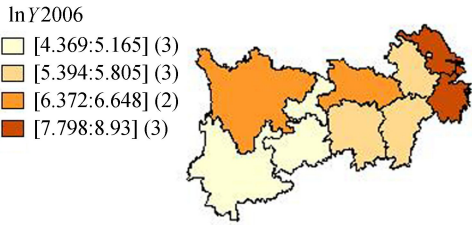


图 5 2006 年  $\ln Y$  四分位图

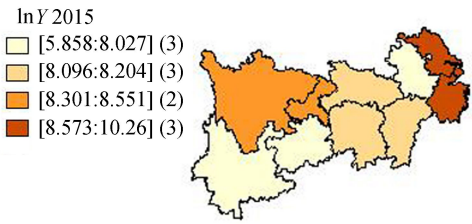


图 6 2015 年  $\ln Y$  四分位图

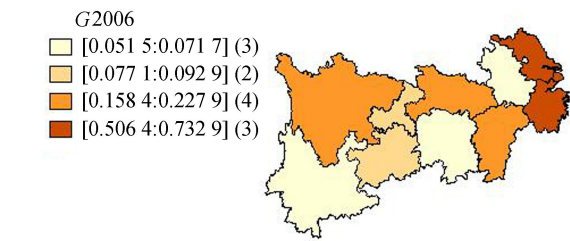


图7 2006年G四分位图

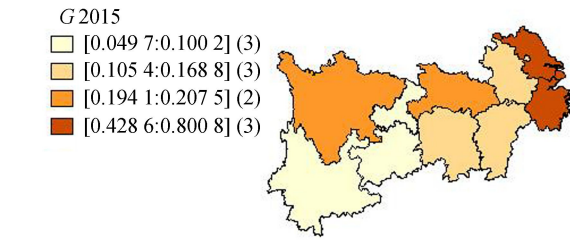


图8 2015年G四分位图

图5和图6显示,高技术产业发展水平在长江经济带内呈现东高西低的分布特征,长三角省份发展水平最高,而中上游地区尤其是贵州和云南的发展水平较低;11省市的高技术产业均有所发展,重庆的发展水平显著。图7和图8显示,创新要素集聚也呈现东高西低的分布特征,安徽和湖南的集聚水平显著提升,创新资源的非均衡分布现象有所缓解。

### 3. 空间溢出效应分析

通过 Matlab 软件进行参数估计来拟合解释高技术产业的变化情况(表4)。检验结果显示:空间滞后和空间误差的 Wald 值通过了 5% 的显著性检验,说明创新要素集聚及其空间效应较好地解释了高技术产业的变化。

表4 空间杜宾混合模型估计结果

| 变量                 | SPDM 混合估计模型 |         |
|--------------------|-------------|---------|
|                    | 系数          | t 值     |
| Intercept          | 2.4594 ***  | 7.1891  |
| lnK                | 0.1575 ***  | 4.1675  |
| lnL                | 0.8206 ***  | 11.9295 |
| G                  | 0.8975 ***  | 4.3185  |
| WlnK               | 0.3643 ***  | 5.4443  |
| WlnL               | -1.1172 **  | -8.1274 |
| WG                 | 0.8927 ***  | 2.3199  |
| WlnY               | 0.3830 ***  | 4.1174  |
| R-squared          | 0.9740      |         |
| corr-squared       | 0.9706      |         |
| Wald-spatial-lag   | 14.3471 *** |         |
| Wald-spatial-error | 10.4621 **  |         |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平显著

表5 空间杜宾模型直接效应与间接效应分解

| 解释变量名称 | 直接效应       |        | 间接效应        |         | 总效应        |         |
|--------|------------|--------|-------------|---------|------------|---------|
|        | 系数         | t 值    | 系数          | t 值     | 系数         | t 值     |
| lnK    | 0.2141 *** | 5.7558 | 0.6273 ***  | 6.5051  | 0.8414 *** | 7.2254  |
| lnL    | 0.7131 *** | 9.8891 | -1.1873 *** | -5.0849 | -0.4818    | -1.6905 |
| G      | 1.0594 *** | 4.9287 | 1.8141 **   | 2.8959  | 2.8734 *** | 3.8839  |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平显著

从表4可知,混合估计模型的拟合度达到0.9740,说明模型整体的解释能力较好,高技术产业的发展可以由创新要素集聚及其空间溢出效应进行解释,具体表达公式如下所示:

$$\ln Y_{it} = 2.4594 + 0.1575 \ln K_{it} + 0.8206 \ln L_{it} + 0.3830 \sum_{i=1}^n w_{it} \ln Y_{it} + 0.3643 \sum_{i=1}^m w_{it} \ln K_{it} - 1.1172 \sum_{i=1}^m w_{it} \ln L_{it} + 0.89027 \sum_{i=1}^m w_{it} G_{it} \quad (15)$$

上式显示,高技术产业的资本投入、劳动力投入以及创新要素集聚的影响系数均通过了1%的显著性检验,说明各变量对高技术产业具有正向促进作用。资本投入和劳动力投入变化1%时,分别提升高技术产出0.1575%和0.8206%;创新要素综合指数变化1%时,提升高技术产出0.8975%。可以看出,高技术产业对劳动力投入的要求高于资本投入,并且创新要素集聚对高技术产业的影响最为显著。由各变量的空间滞后系数可知,资本投入存在正向的溢出效应,劳动力投入的溢出效应为负,创新要素集聚对高技术产业存在显著的正向溢出效应;WlnY的系数显著为0.3830,说明经济带内高技术产业的发展具有正向的溢出效应。

进一步将自变量对高技术产业发展的影响按来源不同,运用偏微分方法将自变量的系数估计值分解为直接效应和间接效应(表5)。直接效应即本地效应,表示本地区创新要素集聚对其当地高技术产业的影响;间接效应即溢出效应,表示“相邻”区域创新要素集聚对本地区的影响,基于经济距离权重矩阵下的溢出效应进行分解。

从表5可知,①资本投入和劳动力投入的直接效应均显著为正,表明这些因素对高技术产业发展有显著促进作用。资本投入的间接效应为0.6273,显著大于本地效应0.2141,资本投入在区域间的溢出效应大于区域内的溢出效应,资本要素的集聚促进和带动了邻近地区资本投入水平的增加。劳动力投入的间接效应为-1.1873,劳动力资源的空间竞争效应显著,由于高技术产业的从业人数在短时间内是相对固定的,创新资源集聚水平越高的省份拥有的劳动力越多,抑制了其他省份高技术产业的发展。②创新要素集聚的直接效应为1.0594,说明创新要素集聚对产业发展有积极影响,是高技术产业

发展的核心驱动力,创新资源集聚改善了产业的技术创新环境,促进高技术产业创新水平的提升和创新成果的转化,从而推动产业技术进步。创新要素集聚的间接效应为 1.8141,说明创新要素集聚对高技术产业的空间溢出效应显著。邻近地区创新要素综合指数提升 1% 时,会带动本地区高技术产出提升 1.8141%,创新要素集聚在省域间的溢出效应大于省域内的溢出效应,说明创新要素的过度集聚会导致“要素拥挤效应”,削弱创新要素的边际效益,创新资源开始对外扩散,以寻求更高的经济利益,从而带动“邻近”地区高技术产业的发展。

### 五、结论与建议

以长江经济带 11 省市为研究对象,利用 2006—2015 年间的面板数据对长江经济带创新要素集聚及其空间效应进行分析。研究表明:①创新要素集聚的非均衡分布特征明显,上海、江苏、浙江以及四川、湖北省份的集聚水平较高,而中西部省份偏低;②除了资本投入和劳动力投入影响高技术产业发展外,创新要素集聚水平对高技术发展的促进作用最为显著;③创新要素集聚对高技术产业发展存在显著的空间溢出效应,资本投入具有正向的溢出效应,劳动力投入存在空间竞争效应;④创新资源集聚在省域间的溢出效应大于省域内的溢出效应。

根据研究结论,得到一些政策启示:①提高中西部省份的创新要素集聚水平。创新资源配置的趋利性导致各省的集聚水平存在较大的差异,中西部省份的创新资源较为稀缺,创新资源的不平衡分布不利于高技术产业创新驱动的进一步深化。因此,政府应高效配置创新资源在长江经济带的空间分布,引导创新要素流向中西部等创新要素集聚水平较低的省份,优化产业的技术创新环境,为其提供政策支持,以促进高技术产业的技术进步。②重视创新要素集聚的空间溢出效应。加强长三角地区 and 中西部核心省份的辐射带动作用,充分利用创新资源集聚水平高的地区的极化效应,带动周边地区形成良性互动,进一步发挥创新要素集聚的正向溢出效应,以促进长江经济带高技术产业的一体化发展。③加强省域间高技术产业的战略合作。政府应对各省的高技术产业采取有针对性的发展政策,加强政策对产业发展的引导和推动。同时,政府应加快建立一体化的资源共享平台,促进知识和技术的扩散,为长江经济带创新驱动型产业体系的建成打下坚实基础。④建立一体化的人才流动机制。高技术产业劳动力投入的空间竞争效应显著,创新型人才主要集中在长三角地区,长江经济带还没有形成完善的人才流动机制。因此政府应加强实施中西部省份高技术产

业的人才引进计划,完善人才流动机制,以促进劳动力溢出效应的发挥。

### 参考文献:

[ 1 ] RICHARDSON H W. Growth pole spillovers: the dynamics of backwash and spread [ J ]. Regional Studies, 2007, 41 ( S1 ) : S27-S35.

[ 2 ] LONG G Y. Measuring the spillover effects—some Chinese evidence [ J ]. Papers in Regional Science, 2000, 79 ( 1 ) : 75-89.

[ 3 ] RAMAJO J, MARQUEZ M A, HEWINGS G J D, et al. Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: do cohesion policies encourage convergence across regions? [ J ]. European Economic Review, 2008, 52 ( 3 ) : 551-567.

[ 4 ] 林光平, 龙志和, 吴梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978-2002 年 [ J ]. 经济学 ( 季刊 ), 2005, 4 ( S1 ) : 67-82.

[ 5 ] 吴玉鸣. 县域经济增长集聚与差异——空间记计量经济实证分析 [ J ]. 世界经济文汇, 2007 ( 2 ) : 37-58.

[ 6 ] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应 [ J ]. 经济研究, 2012 ( 1 ) : 54-65.

[ 7 ] 黄萃. 中国省域 R&D 溢出与地区经济增长空间面板模型分析 [ J ]. 科学学研究, 2008, 26 ( 4 ) : 749-753.

[ 8 ] 李志宏, 王娜, 马倩. 基于空间计量的区域间创新行为知识溢出分析 [ J ]. 科研管理, 2013, 34 ( 6 ) : 9-16.

[ 9 ] 金刚, 沈坤荣, 胡汉辉. 中国省际创新知识的空间溢出效应测度——基于地理距离的视角 [ J ]. 经济理论与经济管理, 2015, 35 ( 12 ) : 30-43.

[ 10 ] 周灿, 曾刚. 知识溢出与中国高技术产业创新 [ J ]. 经济经纬, 2016 ( 3 ) : 78-83.

[ 11 ] 刘和东. 区域创新内溢、外溢与空间溢出效应的实证研究 [ J ]. 科研管理, 2013, 34 ( 1 ) : 28-36.

[ 12 ] 吕新军, 代春霞. 研发投入异质性与区域技术创新溢出效应 [ J ]. 经济理论与经济管理, 2017 ( 4 ) : 19-24.

[ 13 ] 蒋殿春, 张宇. 行业特征与外商直接投资的技术溢出效应: 基于高新技术产业的经验分析 [ J ]. 世界经济, 2006 ( 10 ) : 21-29.

[ 14 ] 姚丽, 谷国锋. 区域技术创新、空间溢出与区域高技术企业水平 [ J ]. 中国科技论坛, 2015 ( 1 ) : 91-95.

[ 15 ] 李文亮, 许正中. 考虑空间溢出效应的高技术企业创新溢出效应研究 [ J ]. 软科学, 2015, 29 ( 4 ) : 1-4.

[ 16 ] 曲婉, 冯海红. 高技术产业对服务企业的技术效应研究 [ J ]. 科研管理, 2016, 36 ( 7 ) : 71-80.

[ 17 ] 郑树旺, 徐振磊. 基于 PLS 的东北三省高技术产业技术创新能力及其评价 [ J ]. 科技管理研究, 2016, 36 ( 19 ) : 86-93.

[ 18 ] 邱国栋, 李作奎. 创新集聚效率实证研究 [ J ]. 财经问题研究, 2013 ( 2 ) : 102-108.

[ 19 ] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function [ J ]. Review of Economics and Statistics, 1957, 39 ( 3 ) : 312-320.

[ 20 ] LeSAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics [ M ]. Boca Raton: CRC Press, 2009.

[ 21 ] RACHEL R, STEOHEN R, HELEN S. Technological catch-up and geographic proximity [ J ]. Journal of Regional Science, 2009, 49 ( 4 ) : 689-720.

(责任编辑:高虹)