

中国高技术产业创新绩效的影响因素研究 ——基于中国省级面板数据的空间计量分析

陈 智, 吉亚辉

(西北师范大学 经济学院, 兰州 730070)

[摘 要] 文章利用中国2006—2015省级面板数据,通过构建邻接矩阵、地理矩阵、经济矩阵三种空间权重矩阵,运用空间计量的相关方法,实证分析了高技术产业创新绩效的影响因素。结果发现:高技术产业集聚程度、人力资本、研发资本、政府干预程度以及基础设施建设水平等因素均能提升高技术产业创新绩效。其中,高技术产业集聚对于高技术产业创新绩效的影响程度最大,且高技术产业集聚提升区域创新绩效的直接效应要大于空间溢出效应。这启示我们要加快促进高技术产业集聚,在集聚中进行创新,促进人才区际自由流动,加大研发资本的投入,进一步提高基础设施建设水平,为高技术产业创新营造良好的外部环境。

[关键词] 高技术产业; 创新绩效; 集聚; 空间溢出效应

[中图分类号] F290

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2019)02-0108-08

一、引 言

经济新常态下,中国传统的依靠要素和投资驱动的发展模式已经无以为继,中国要进行产业结构升级、转变经济发展模式,就必须依靠技术进步提高全要素生产率。而要实现这一目标,只能通过实施创新驱动发展战略,依靠创新提高产品的附加值和国际竞争力。高技术产业本身就是技术和知识密集型产业,具有较强的技术创新能力,是我国实现产业结构调整,转换经济增长动能的关键,是提高我国国际竞争力的核心。因此,研究我国高技术产业创新绩效的影响因素具有重要的意义。

二、研究综述

高技术产业的创新一直以来都是学者们热衷研究的一个问题。有很多学者对高技术产业创新活动的影响因素进行过探讨。不同学者的研究视角不尽相同,一些学者从产业集聚的角度分析了高技术产业创新绩效,而提到产业集聚,专业化集聚和多样化集聚是最常见的两种产业集聚形式,很多

学者都对这两种形式的产业集聚与创新的关系作了探讨。^[1-6]集聚的重要性随着竞争的复杂程度以及知识与创新密度的增加而增加,意味着创新的可能性随着经济的增长而增加^[1];集聚区内存在的知识溢出有利于提高区域创新产出和企业生产率,是区域经济增长和构建区域创新网络的最根本动力^[2]。但他们得出的关于这两种形式的集聚对于创新的影响结论是不同的,有认为专业化和多样化集聚都能促进创新的:邬滋(2010)考虑二阶段知识溢出的空间效应并进行实证,发现专业化和多样化集聚均能提升区域创新绩效,且专业化集聚的影响程度在下降,而多样化集聚的影响程度在上升^[3];程中华等(2015)认为专业化对制造业创新绩效有正向影响但不显著,多样化则有利于制造业创新绩效的提升^[5];吉亚辉等(2017)认为生产性服务业的专业化和多样化集聚都对地区创新能力存在正向的溢出效应,能推动创新驱动发展^[7]。也有研究认为专业化集聚不利于创新。洪群联等(2016)计算了我国1997—2011年高技术产业区域专业化和多样化的指标,并实证得出结论:专业化集聚抑制了

[收稿日期] 2018-11-20

[基金项目] 国家自然科学基金项目“供应和需求混合中断下供应链协调的理论与应用研究”(项目编号:71471148)。

[作者简介] 陈智(1995—),男,江苏扬州人,硕士研究生,研究方向:产业集聚与区域创新。

[通讯作者] 吉亚辉(1964—),女,陕西韩城人,教授,研究方向:产业集聚与区域经济学。

高技术产业的创新,而多样化集聚促进了高技术产业的创新^[6]。有学者只是把产业集聚作为影响高技术产业创新的一种因素进行研究:周明等(2011)发现高技术产业集聚对区域创新产出的贡献程度最大,甚至超过了研发资本和人力资本水平的贡献^[8];Paul Ryan 等(2012)通过对爱尔兰高技术产业集聚与创新能力关系的实证分析,发现爱尔兰的医疗技术行业具备创新所需的技术能力是由于医疗技术产品和服务的亚组的专业化集群^[9]。

而另外一种视角则是从研究高技术产业创新绩效的影响因素入手。大多数这方面的研究表明:研发资本投入、人员投入、交通完善程度等因素能有效提高高技术产业创新绩效。^[10-12] Chen(2012)在研究中小型高技术企业创新能力的影响因素时认为智力资本和知识资本以及知识管理水平对于其加强创新能力以获得持久的竞争优势是至关重要的^[11];郭泉恩(2016)等在分析中国高技术产业创新的空间分布时发现相邻地区的高技术产业创新水平存在空间外溢现象,且研发资金和研发人员均对高技术产业创新起到促进作用。^[12]还有一些研究运用测度效率的方法对影响高技术产业创新效率的因素进行了探讨:杨青峰(2013)运用随机前沿模型(SFA)分析了高技术产业地区研发创新效率及其影响因素,发现地方基础设施、地方政府干预等因素均会对研发创新效率产生显著影响^[13];桂黄宝(2014)采用 DEA 法测度了我国高技术产业创新效率,发现劳动力对创新效率具有显著正向影响,而资本投入具有负向影响且不显著,政府支持程度无显著影响,这样的结果与认为资本投入能提高创新效率的主流观点有一些分歧^[14]。

综上所述,目前虽然有一些文献在研究高技术产业创新的影响因素时考虑了空间上的关联,但大多都未分析高技术产业创新存在的空间溢出效应并量化这种溢出效应。为了弥补这个不足,本文运用空间计量的方法测算出高技术产业创新绩效的空间溢出效应,从而更有利于为相关政策的制定提供依据。

三、理论与计量模型

1. 理论模型设定

Griliches 认为创新活动的产出是研发(R&D)资本投入的函数,并且可用柯布一道格拉斯生产函数的形式来表达,^[15]即 $Y=f(R)$ 。式中:Y 为创新活动的产出,R 为创新活动的投入。后来,Jaffe^[16](1989)在此基础上又修正了此模型,他认为新知识或者新技术是创新活动最重要的产出,且投入包括

R&D 经费投入和人力资本的投入。修正后的知识生产函数为

$$Y_i = K_i^\alpha L_i^\beta e_i \quad (1)$$

式中:Y 为创新活动的产出,K 为研发(R&D)经费投入,L 为人力资本的投入,e 为随机扰动项,i 为样本观测单元(本文用的是省域)。

基于以上分析,本文在 Griliches-Jaffe 知识生产函数基础上,考虑了产业集聚、R&D 经费投入、人力资本投入等因素对高技术产业创新产出的影响,随机扰动项中考虑了政府干预程度和基础设施建设水平的影响。拓展后的高技术产业创新的投入产出函数如下:

$$Y_{it} = RD_{it}^\alpha HC_{it}^\beta AGG_{it}^\gamma GOV_{it}^\delta ROAD_{it}^\theta \quad (2)$$

式中:RD 表示研发资本投入,HC 表示人力资本投入,AGG 表示高技术产业集聚程度,GOV 表示政府干预程度,ROAD 表示基础设施建设水平。

对(2)式两端取对数,得到模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln RD_{it} + \beta_2 \ln HC_{it} + \beta_3 \ln AGG_{it} + \beta_4 \ln GOV_{it} + \beta_5 \ln ROAD_{it} \quad (3)$$

2. 计量模型设定

创新绩效不仅受到本地区创新行为的影响,同时也受到邻近地区创新活动的影响。故本文在 Jaffe 提出的知识生产函数基础上,加入研发资本投入、人力资本投入与产业集聚程度的交乘项,采用超越对数构建了如下空间杜宾模型模型:

$$\begin{aligned} \ln I = & \alpha_0 + \rho W \ln I + \beta_1 \ln HC + \beta_2 \ln RD + \beta_3 \ln AGG + \\ & \beta_4 \ln HC \ln AGG + \beta_5 \ln RD \ln AGG + \sum_k x_k \beta_k + \\ & \theta_1 W \ln HC + \theta_2 W \ln RD + \theta_3 W \ln AGG + \\ & \theta_4 W \ln HC \ln AGG + \theta_5 W \ln RD \ln AGG + W \sum_k x_k \theta_k + \epsilon \end{aligned} \quad (4)$$

其中: θ_k 为空间滞后项系数,表示空间溢出效应;W 为空间权重矩阵; x_k 为控制变量; ϵ 为随机误差项。

四、变量与数据说明

1. 变量说明

随着学者们对创新相关理论研究的深入,对于选取何种指标去完美地衡量创新的产出也达成了一个默认的共识。目前,主要是以区域专利申请授权数或者新产品销售收入来衡量区域创新产出。用专利来衡量区域创新产出具有完整性、实用性和可得性等几个优点。因为专利是体现创新活动和技术溢出的重要指标,而授权专利是通过专利局认定,能够作为创新代表的合格专利,更能体现一个

地区的技术创新能力。且专利指标更易获取。当然,用专利数作为区域创新能力的替代指标也有一定缺陷。由于创新活动分为基础研究阶段以及应用和研究发展阶段,创新的产出也相应地分为中间产出和最终产出。专利数反映了中间产出,而对于最终产出的衡量,学界通常采用新产品销售收入,能直观地反映地区产品创新的能力。鉴于数据的可得性,本文选用的表示高技术产业创新绩效的指标是中国 30 个省、市、自治区的专利申请授权数(由于西藏数据缺失,故将其略去)。

三个主要解释变量分别为人力资本(HC)、研发资本(RD)和高技术产业集聚程度(AGG),分别用区域 R&D 科研人员全时当量占全国的比重、各地区新产品研发经费支出占新产品销售收入的比例以及区位熵表示。政府干预程度(GOV)用政府财政支出占 GDP 的比例来表示;基础设施建设水平(ROAD)用各地区公路里程数占全国公路里程数的比例表示。经济学界关于产业集聚程度的较为经典的统计指标有区位熵、行业集中度、赫芬达尔—赫希曼指数,以及 E—G(1997)发明的产业集聚程度指数、DO 指数等。其中,区位熵在分析一个区域主导优势产业的时候较为常用,本文选用区位熵计算产业集聚程度,区位熵指一地区高技术产业产值占该地区所有产业产值的比率,其表达式为

$$AGG = (E_{ij}/E_j)/(E_i/E) \quad (5)$$

E_{ij} 表示 j 地区高技术产业的产值, E_j 表示 j 地区所有产业的产值, E_i 表示全国高技术产业的产值, E 表示全国所有产业的产值。本文选用各地区高技术产业产值区位熵衡量各区域产业集聚水平。若区位熵大于 1,表示该区域产业集聚现象比较明显;反之,若区位熵小于 1,则表示该区域产业集聚现象比较弱。

2. 空间权重矩阵的构建

由于我们采用空间计量方法来进行回归,与传统 OLS 回归不同的是,空间计量方法加入空间因素进行分析,所以如何表征空间各单元之间的相互依赖与关联程度就显得相当重要。而引入空间权重矩阵恰好就能做到这一点:通过从不同角度构建空间权重矩阵以达到更加全面的分析效果。在以往的研究中,通常采用邻接矩阵和地理距离标准来定义空间权重矩阵。为了能从多角度进行分析,本文又加入了经济因素构建空间权重矩阵。

由于空间单元地理位置上的邻近,创新活动存在明显空间相关性。通过构建邻接矩阵,可以表达空间单元的相互邻接关系,这种矩阵的对角线元素

为 0,其他元素满足

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

这种权重矩阵的缺陷是简单地认为只要不同空间单元相邻,它们之间的影响程度一定相同,而不相邻的空间单元之间一定没有联系。这是不符合客观规律的。现实中往往相邻的好几个空间单元之间的相互影响程度各有不同(如北京对于天津的影响跟北京对于河北的影响就大不一样)。显然,加入空间距离因素的空间权重矩阵更符合实际。它的构建方法为 $W_{ij} = \begin{cases} 1/d^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$,其中, d 为两地区地理中心之间的距离,此处用省会城市间的距离代替。

由于区域创新是一项全面的活动,必然受到各种复杂因素的影响,因此,仅仅使用邻接矩阵跟地理矩阵是不够的,本文又构建了带有经济和社会特征的空间权重矩阵。借鉴了李靖等(2010)的构建方法: $W_3 = W_d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}_n, \bar{Y}_2/\bar{Y}_n, \dots, \bar{Y}_i/\bar{Y}_n)$,^[17]其中, W_d 为地理空间权重矩阵,此处用各地区人均 GDP 作为经济变量指标; \bar{Y}_i 为考察期内 i 地区人均 GDP 的均值; \bar{Y} 为考察期内全国总的人均 GDP 均值。这样的构建方法好处在于能把不同的经济发展水平地区之间的影响程度区分开来。

3. 数据来源

所有数据均来自《中国统计年鉴》(2007—2016)、《中国高技术统计年鉴》(2007—2016)、《中国科技统计年鉴》(2007—2016),邻接权重矩阵各地区的相邻关系根据国家地理信息系统网站提供的电子地图得到,各地区中心城市位置坐标由 geo-da 软件计算得出,并由此算得距离。

五、空间相关性检验与

回归结果分析

1. 空间相关性检验

检验经济活动集聚现象的存在与否,空间统计学上通常使用 Moran'I,其定义如下:

$$Moran'I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (6)$$

式(6)中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i

表示第 i 地区的观测值,n 为地区总数, W_{ij} 为二进制的邻接空间权重矩阵。Moran'I 指数取值范围为 $[-1,1]$,大于 0 时表示经济行为的空间正相关,存

在相似属性,小于0时表示经济行为之间存在空间负相关。其绝对值表征空间相关程度的大小,绝对值越大表明空间相关程度越大;反之,则越小。

区域专利申请授权数的 MoranI 指数可以用来解释区域创新绩效的空间自相关性。本文选择了2006—2015年中国30个省、市、自治区(除西藏外)的专利申请授权数的平均值进行区域创新绩效的空间自相关检验,画出莫兰散点图和 Lisa 集聚图如下图所示。由图1可知,中国2006—2015年10年间区域存在着正向空间相关性, Moran' I 值为0.1553(通过了10%的显著性检验),表明10年间我国区域创新绩效在空间上存在明显的相关性,也就是说具有较高差创新能力的地区倾向于跟同样有较高能力的地区靠近,而创新能力较弱的地区也倾向于跟创新能力同样较弱的地区靠近。

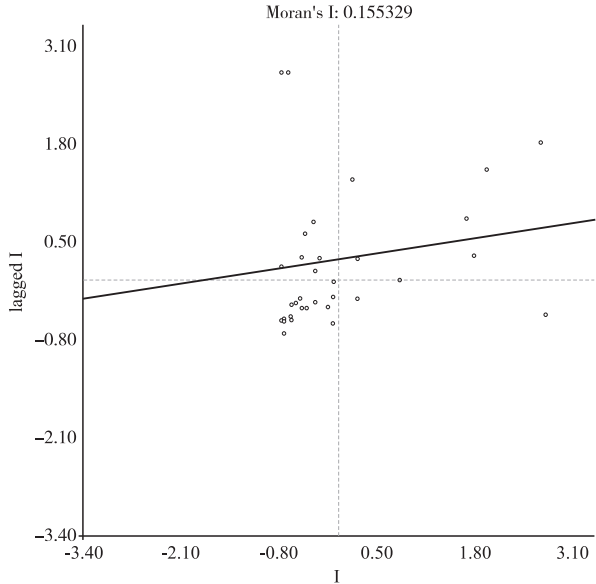


图1 Moran 散点图
Fig. 1 Moran scatter plot

具体而言,局域集聚情况的分布规律非常明显,处于高高集聚的地区为我国的长三角地区,由于长三角地区是我国经济最发达的地区,拥有着较

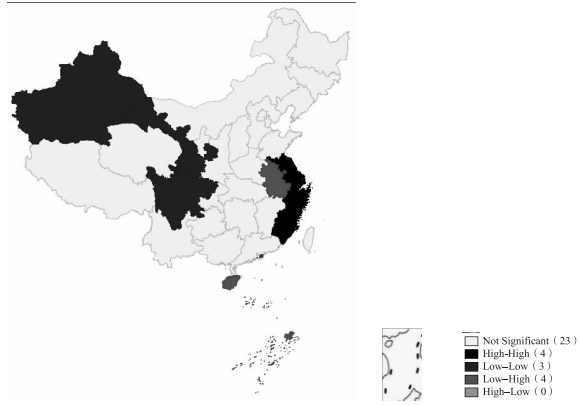


图2 集聚的 Lisa 图
Fig. 2 Lisa diagram of agglomeration

多的创新资源,故创新活动的集聚较为明显。环渤海地区主要呈现出以北京为核心的高低集聚态势,造成这种情况的主要原因是北京凭借其独特的优势虹吸了大量的创新资源,但对周边地区创新活动带动作用太弱,应进一步加快京津冀协同发展。而处于低低集聚的地区主要是中西部地区,由于经济发展水平较低,缺乏有效整合创新资源的能力,加之周围的创新环境不佳,无法起到对本地区创新的有益作用。对于这些地区,应继续重视人才引进和教育发展,加大对制造业的研发和投入力度,进一步增强经济发展对创新的推动作用(见图2)。

在对模型进行空间计量分析之前,为进一步确认应选择哪种空间计量回归模型,本文采用Anselin等(1996)提出的办法:通过检验两个拉格朗日乘数(LM-sar和LM-error)及其稳健形式(Robust LM-sar和Robust LM-error)来判别。^[18]同时运用Elhost(2003)提出的空间面板极大似然估计法进行回归。^[19]本文选用了邻接矩阵下的情况进行了检验。如表1所示,LM检验的结果显示在这四种模型中,不存在空间滞后效应和空间误差效应的原假设几乎都被拒绝,说明空间滞后效应和空间误差效应同时存在。

表1 LM 检验
Tab. 1 LM Test

| | 无固定效应 | 空间固定效应 | 时间固定效应 | 空间时间固定效应 |
|-----------------|---------------|----------------|--------------|---------------|
| LM-lag | 94.5914 * * * | 173.6316 * * * | 7.1695 * * * | 11.2847 * * * |
| Robust LM-lag | 39.2077 * * * | 116.2436 * * * | 5.3199 * * | 4.0780 * * |
| LM-error | 63.4171 * * * | 61.6899 * * * | 1.9591 | 8.6566 * * * |
| Robust LM-error | 8.0334 * * * | 4.3019 * * | 0.1095 | 1.4499 |

注:表中 * * *, * *, * 分别代表统计量检验结果为0.01,0.05,0.1的显著性水平

根据以上检验结果,再考虑高技术产业创新绩效不仅受到本地区高技术产业创新行为的影响,而

且也受到邻近地区创新行为的影响,故考虑采用空间杜宾模型(SDM)。为进一步判断是否应该采用

空间杜宾模型,又进行了 LR 检验,结果表明应该采用空间杜宾模型。分别对三种空间权重矩阵的模型进行豪斯曼检验,发现应对三种空间权重矩阵下的模型采用固定效应模型进行回归。

2. 空间计量模型回归结果分析

本文采用 stata15.0 软件进行空间计量回归分析。如表 2 所示,综合从 R^2 、LogL 等统计量及各变量的显著性水平来看,地理权重矩阵下模型的回归结果较为理想。三种空间权重矩阵下的空间自相关系数分别为 0.547、0.753、0.770,且都在 1% 水平上显著,说明考虑地理特征与社会经济特征下高技术产业创新绩效均存在正向的空间溢出效应,且社会经济特征的空间外溢效应要大于地理特征的空间外溢效应。这说明即使是在交通高度发达的今天,区域间地理位置上的关系还是会很大程度上影响一个地区高技术产业创新活动。这是由于用于创新的知识是一种隐性知识,这种知识随距离的增大呈现衰减的特征,因而创新活动在空间上呈现出一种集聚的特征。此外,一个地区的经济发展水平不仅能提升一个地区自身高技术产业创新绩效,而且能提升邻近地区高技术产业的创新绩效。地理位置的邻近为区域之间人才、资本的自由流动提供了方便,同时促进了资源的互补共享,这有利于区域发展符合自身比较优势的高技术产业。

从各解释变量的系数上看,人力资本以及高技术产业集聚程度对高技术产业创新绩效的影响显著为正。这主要是因为高技术产业集聚中的知识溢出和人力资本的积累有利于创新活动,且集聚产生的巨大规模经济效应降低了集聚区内企业的成本,从而使它们能有更多的资金用于创新。马歇尔很早就提到过集聚能产生三大效应:共享效应、匹配效应、学习效应。前两者可看作成本外部性,而后者被称为技术外部性。企业能够通过这种无形的知识溢出提高其引进、消化、吸收、再创新的能力。研发资本对于高技术产业创新绩效的影响系数为正,这是因为研发资本作为一种研发要素,它的流动能促进有利于创新的知识溢出^[17]。人力资本与高技术产业集聚程度的交乘项以及研发资本与高技术产业集聚程度的交乘项的系数均为正,说明高技术产业集聚程度越高的地区,其人力资本的水平越高,研发资本投入也越高,越有利于提升创新绩效。研发资本与高技术产业集聚程度的交乘项为正,但不显著,说明高技术产业发展严重依赖资本的投入,但企业没有很好地利用研发资本进行研发,企业将研发资本用于基础研发的效率不高,故大规模的资本投入并未

能提升创新绩效。政府干预程度的系数为正,但不显著,说明政府的科技投入对于区域创新绩效的提升有一定的促进作用,但尚未形成对基础研发稳定的支持,故难以提高高技术产业创新绩效。基础设施建设水平系数为正,说明区域间信息交流、技术合作的基础设施的完善有利于提高高技术企业产业技术效率,吸引更多优质的创新资源,从而进行创新活动。

总的来说,目前由于我国各地地方政府积极地兴建产业园区,这为高技术产业的集聚提供了较为舒适的环境,有利于高技术产业进行创新,提升其创新绩效。正是由于有了产业的支撑,吸引了大量的人才蜂拥而来。人力资本与产业集聚之间的良好互动更加有利于高技术产业创新绩效的提升。目前企业高技术产业创新投入资本的效率不高,研发资本无法充分流动。政府大力完善基础设施建设对于创新虽然起到了积极的作用,但对于高技术产业的基础研发尚未形成稳定的支持,故对于企业创新的支持力度并不显著。

表 2 三种不同空间权重矩阵下回归结果
Tab. 2 Regression results under three different spatial weight matrices

| | (1) 邻接矩阵 | (2) 地理矩阵 | (3) 经济矩阵 |
|-----------|-------------------|--------------------|---------------------|
| | lnY | lnY | lnY |
| 解释变量 | | | |
| lnHC | 0.220** (2.38) | 0.241*** (2.80) | 0.327*** (3.29) |
| lnRD | 0.032 (0.46) | 0.005 (0.08) | 0.008 (0.08) |
| lnAGG | 0.953** (2.19) | 1.121*** (2.64) | 1.604*** (3.35) |
| lnHClnAGG | 0.127** (2.31) | 0.145*** (2.71) | 0.184*** (3.02) |
| lnRDlnAGG | 0.098 (1.36) | 0.101 (1.37) | 0.127 (1.36) |
| lnGOV | 0.297 (1.24) | 0.415 (1.47) | 2.541 (8.11) |
| lnROAD | 0.036 (1.13) | 0.061 (1.47) | 0.042 (0.29) |
| 空间滞后项 | | | |
| lnHC | -0.227 (-1.59) | -0.152 (-1.57) | -0.151** (-2.35) |
| lnRD | -0.092 (-0.70) | -0.026 (-0.24) | -0.110* (-1.75) |
| lnAGG | -0.443 (-0.71) | -0.557 (-1.02) | -0.424 (-1.40) |

| | (1) 邻接矩阵 | (2) 地理矩阵 | (3) 经济矩阵 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| lnHClAGG | -0.142 (-1.32) | -0.125* (-1.90) | -0.126** (-2.44) |
| lnRDlnAGG | -0.048 (0.39) | -0.046 (0.43) | -0.076 (-0.10) |
| lnGOV | 1.548*** (6.21) | 0.616 (1.61) | 0.142 (1.22) |
| lnROAD | 0.053 (0.71) | 0.002 (0.03) | -0.038 (-0.22) |
| 空间自相关系数 | 0.547*** (10.47) | 0.753*** (12.78) | 0.770*** (7.52) |
| 方差 | 0.0378*** (5.54) | 0.0298*** (6.05) | 0.0645*** (8.13) |
| 组内 R ² | 0.894 | 0.892 | 0.847 |
| 对数似然值 | 52.88 | 82.42 | -18.14 |
| 观测值 | 300 | 300 | 300 |

注:表中***, **, * 分别代表统计量检验结果为0.01,0.05,0.1的显著性水平,括号中数字为相应的t值

上文展示了三种不同空间权重矩阵下空间杜宾模型的回归结果,由于区域创新绩效具有空间关联性,那么它的直接效应、间接效应以及总效应又是怎样的呢?我们将测算出这三个效应,结果如表3所示。

表3 直接效应、间接效应及总效应

Tab. 3 Direct effects, indirect effects and total effects

| | (1) 邻接矩阵 | (2) 地理矩阵 | (3) 经济矩阵 |
|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | lny | lny | lny |
| 直接效应 | | | |
| lnHC | 0.203* (1.83) | 0.253** (2.54) | 0.287*** (2.76) |
| lnRD | 0.017 (0.20) | 0.005 (0.06) | 0.035 (0.33) |
| lnAGG | 0.998** (2.00) | 1.220*** (2.71) | 1.527*** (3.26) |
| lnHClAGG | 0.117* (1.83) | 0.144** (2.56) | 0.148** (2.34) |
| lnRDlnAGG | 0.121 (1.43) | 0.135 (1.50) | 0.131 (1.31) |
| lnGOV | 0.625*** (2.62) | 0.649** (2.31) | 2.678*** (8.96) |
| lnROAD | 0.033 (0.85) | 0.075 (1.19) | 0.043 (0.27) |
| 间接效应 | | | |
| lnHC | -0.230 (-0.71) | -0.149 (0.33) | -0.421* (-1.86) |

| | (1) 邻接矩阵 | (2) 地理矩阵 | (3) 经济矩阵 |
|-----------|--------------------|--------------------|---------------------|
| lnRD | -0.145 (-0.48) | -0.137 (-0.25) | -0.371* (-1.71) |
| lnAGG | 0.235 (0.16) | 1.323 (0.63) | 0.971 (0.94) |
| lnHClAGG | -0.144 (-0.62) | -0.054 (-0.22) | -0.376** (-2.09) |
| lnRDlnAGG | 0.235 (0.85) | 0.539 (0.99) | 0.016 (0.06) |
| lnGOV | 3.481*** (8.88) | 3.617*** (3.31) | 1.140*** (3.73) |
| lnROAD | -0.075 (-0.45) | -0.211 (-0.44) | -0.004 (-0.00) |
| 总效应 | | | |
| lnHC | 0.026 (0.07) | 0.402 (0.79) | 0.134 (0.49) |
| lnRD | -0.128 (-0.35) | -0.142 (-0.23) | -0.406 (-1.54) |
| lnAGG | 1.232 (0.69) | 2.543 (1.11) | 0.555 (0.48) |
| lnHClAGG | 0.026 (0.10) | 0.090 (0.34) | 0.228 (1.10) |
| lnRDlnAGG | 0.357 (1.06) | 0.674 (1.11) | 0.147 (0.48) |
| lnGOV | 4.105*** (8.72) | 4.267*** (3.76) | 3.818*** (10.11) |
| lnROAD | 0.042 (0.22) | 0.286 (0.53) | 0.043 (0.19) |

注:表中***, **, * 分别代表统计量检验结果为0.01,0.05,0.1的显著性水平,括号中数字为相应的t值

从直接效应与间接效应情况上看,人力资本、研发资本以及人力资本与高技术产业集聚程度的交乘项对高技术产业创新绩效的直接影响系数为正,对邻近地区的影响系数为负,这说明人力资本水平和R&D投资强度能提升区域创新绩效。一个地区如果有优质的人才与劳动力,则会大大提高该地区的劳动生产率,从而吸引更多的企业进驻,这种循环累积的因果效应是经济较为发达地区的高技术产业能够持续提升创新绩效的重要推动力。这也会使经济发达地区变成创新的“增长极”,而经济欠发达地区则沦为“塌陷区”。高技术产业集聚程度对于本地区创新绩效的提升影响显著为正,而对于邻近地区的影响为正但不显著,说明高技术产业集聚对创新绩效的提升有很强的本地效应。政府干预程度的系数显著为正,说明政府的行为对于高技术产业创新绩效的提升起到了积极的作用。基础设施水平对本地区的影响为正,而对邻近地区影响为负,说明良好的

基础设施有利于为本地企业创造一个良好的创新环境。这与我们的预期是一致的。

六、结论与政策建议

本文利用中国 2006—2015 年省级面板数据,运用空间计量的相关方法分析了高技术产业创新绩效的空间关联性以及高技术产业创新绩效的影响因素,并通过构建邻接矩阵、地理距离矩阵、经济矩阵等不同类型的空间权重矩阵,从不同角度分析了影响高技术产业创新绩效的因素。研究发现:高技术产业创新绩效并非呈现无规律的分散分布,而是在空间上存在很明显的关联性,创新活动受到邻近地区影响较大。高技术产业创新活动主要集中在经济较为发达的地区,而经济欠发达地区则陷入创新的“塌陷区”。经济发达地区由于拥有较为充裕的研发资金投入,集中了更多的高级人力资本,基础设施建设也更加完善,这些地区对于高技术产业创新的支持力度更大;而经济欠发达地区则相反,落后的经济发展水平使得这些地区对于高技术企业的吸引力不大,人才的外流和较为落后的基础设施条件,都不利于提升高技术企业的创新绩效。以上原因使得高技术产业的创新绩效呈现出鲜明的区域差异。

主要结论与相应政策建议:

首先,高技术产业集聚对于本地创新绩效的提升具有有正向的促进作用。高技术产业集聚无论是从成本外部性还是从技术外部性角度,都能够营造出一种有利于创新的氛围。因此,政府要大力促进高技术产业的集聚。通过一些政策上的优惠措施吸引一些具有技术创新能力的高技术企业进驻,用他们的知识溢出带动其它企业协同创新,从而促进区域整体创新能力的提高。

其次,人力资本和研发资本对于高技术产业创新绩效的提升有正向的推动作用。这启示我们要进一步加大高技术产业创新的研发资本投入,促进人才在区际间流动,促进有利于创新的研发要素的自由流动,充分利用这种流动产生的知识溢出更好地为创新活动服务。此外,应进行旨在提升资本和劳动要素配置效率的市场化改革,改革要具有系统性,才能矫正要素市场扭曲,发挥市场在资源配置中的主导作用。

最后,政府干预和基础设施水平对高技术产业创新绩效的影响系数为正,但不显著。说明政府对区域创新虽有作用,但政府的科技投入对于区域创新并未形成稳定的推动作用。现阶段政府的投入主要停留在对高技术企业的研发成果到产品的支持上,未来政府要进一步加大对企业技术研发阶段的

支持力度,注重基础研究和提升区域整体创新能力。要进一步加强基础设施建设,充分降低企业的交易成本,为高技术企业创新营造良好的外部环境。

[参 考 文 献]

- [1] PORTER M E. The competitive advantage of nations: with a new introduction [M]. Houndmills, Hampshire: Macmillan Press, 1998:855.
- [2] FREEDMAN M L. Job hopping, earnings dynamics, and industrial agglomeration in the software publishing industry[J]. Journal of Urban Economics, 2008, 64 (3):590—600.
- [3] 邬滋. 集聚结构、知识溢出与区域创新绩效——基于空间计量的分析[J]. 山西财经大学学报, 2010(3):15—22.
- [4] 彭向, 蒋传海. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2011 (3):913—934.
- [5] 程中华, 刘军. 产业集聚、空间溢出与制造业创新——基于中国城市数据的空间计量分析[J]. 山西财经大学学报, 2015(4):34—44.
- [6] 洪群联, 辜胜阻. 产业集聚结构特征及其对区域创新绩效的影响——基于中国高技术产业数据的实证研究[J]. 社会科学战线, 2016(1):51—57.
- [7] 吉亚辉, 杨倩妮. 生产性服务业集聚与创新驱动发展[J]. 中国科技论坛, 2017(4):69—75.
- [8] 周明, 李宗植. 基于产业集聚的高技术产业创新能力研究[J]. 科研管理, 2011(1):15—21.
- [9] RYAN P, GIBLIN M. High-tech clusters, innovation capabilities and technological entrepreneurship: evidence from Ireland: high-tech clusters and innovation capabilities[J]. World Economy, 2012, 35(10):1322—1339.
- [10] 颜克益, 芮明杰, 巫景飞. 产业集聚视角下高技术产业创新绩效影响因素研究——基于中国省际面板数据(1998—2007)的研究[J]. 经济与管理研究, 2010(12):57—67.
- [11] CHEN T F. Transforming knowledge into action to reach innovation capacity in high-tech smes[J]. International Journal of Innovation and Technology Management, 2012, 9(1):300—318.
- [12] 郭泉恩, 孙斌栋. 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, 2016(10):1218—1227.
- [13] 杨青峰. 高技术产业地区研发创新效率的决定因素——基于随机前沿模型的实证分析[J]. 管理评论, 2013(6):47—58.
- [14] 桂黄宝. 我国高技术产业创新效率及其影响因素空间

- 计量分析[J]. 经济地理, 2014(6):100—107.
- [15] GRILICHES Z. Issues in assessing the contribution of R & D to productivity growth [J]. *Bell Journal of Economics*, 1979(10):92—116.
- [16] JAFFE A B. Real affects of academic research[J]. *American Economics Review*, 1986(79):957—970.
- [17] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态和动态面板的实证分析[J]. *管理世界*, 2010(7):43—55.
- [18] ANSELIN L, BERA A, FLORAX R J, et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1996(26):77—104.
- [19] ELHOST J P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. *International Regional Science Review*, 2003(26):244—268.
- (责任编辑: 蒋萍)

Research on the Influencing Factors of Innovation Performance of High Technology Industry

——Based on China's Spatial Econometrics Analysis of Provincial Panel Data

Ji Yahui¹, Chen Zhi²

(1. College of economy, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China;

2. College of economy, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China)

Abstract: Based on China's 2006—2015 provincial panel data, this paper empirically analyzes the influencing factors of high-tech industry innovation performance by using spatial measurement methods and constructing such three spatial weight matrices as adjacency matrix, geographic matrix and economic matrix. The results show that high-tech industry agglomeration degree, human capital, R&D capital, government intervention level and infrastructure construction level can all improve the innovation performance of high-tech industry. Among them, the accumulation of high-tech industries has the greatest impact on the innovation performance of high-tech industries, and the direct effect of high-tech industry agglomeration to enhance regional innovation performance is greater than the space spillover effect. This suggests that we should accelerate the promotion of high-tech industrial agglomeration, innovate in agglomeration, promote the inter-regional free flow of talents and increase investments in research and development. The level of infrastructure construction should be advanced. All of these above-mentioned measures would create a great external environment for high-tech industry innovation.

Key words: high-tech industry; innovation performance; space spillover effect