

# 我国企业研发投入的空间相关性及其影响因素\*

陈 泓

(福州大学经济与管理学院,福建 福州 350108)

**内容提要:**本文利用空间四分位图说明我国各省份的企业 R&D 经费投入呈现梯度空间格局, Moran' I 指数、LISA 集聚图等探索性空间数据分析方法说明了企业 R&D 经费投入存在较显著的空间相关性, 呈现空间集聚特征。本文以 2001—2013 年我国 30 个省份的样本数据, 构建空间面板滞后模型的回归结果显示, 空间回归系数为正, 证明了我国各省份企业研发投入受周边省份研发投入的正向影响, 研发人员数量、外商直接投资、企业新产品销售收入均对 R&D 经费投入产生较显著的正向作用。

**关键词:**研发投入;空间相关;空间集聚;影响因素

**中图分类号:**F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)05—0030—10

## 一、引言

随着科学技术的迅猛发展和国际市场竞争的日趋激烈, 创新已成为社会的主旋律。熊彼特就指出, 经济发展是不断实现生产要素新组合的过程。“提高自主创新能力, 建设创新型国家”已经上升到国家战略的高度, 技术创新成为提升国家综合竞争力的手段, 是推动经济社会发展的重要动力。包括资金、人力资源、知识、信息等在内的创新资源投入则成为推动技术创新, 实现“创新型国家”“创新型企业”目标的重要保障。毫无疑问, 加大研发经费投入是重要的资源保障, 是技术创新的首要推动力, R&D 资金配置还会进一步影响到技术创新的绩效。

企业是技术创新的主体, 意味着企业也应是创新资金投入的主体。要加大科技资金投入, 提升企业创新能力, 就要确保企业主体性资金投入的持续增长。我国企业正逐步成为技术创新投入的主体, 全社会已基本形成了企业主导型的多元化创新经费来源结构。2013 年全国 R&D 经费为 11846.6 亿元, R&D 经费投入强度突破 2%, 虽与欧盟、美国等发达国家 3%~4% 的水平仍有一定差距, 但也体现

出研发经费投入与强度迅速提高的势头。其中, 2013 年 R&D 经费内部支出按资金来源来分, 源自于企业资金的比重平均已达到 76.6% 左右, 企业研发资金已成为创新资金的主体。但不同省份间差异较大, 最高的省份如山东省, 企业资金的比重可达到 89.8%, 而企业资金比重最低的西藏自治区仅 20.8%。这说明了不同省份的企业研发投入存在空间异质性。

传统的对于技术创新、R&D 经费投入的研究较少考虑到空间维度, 而空间经济学则认为, 几乎所有的空间数据都具有一定程度的空间交互关系或空间自相关特征。空间计量方法利用地理位置的相邻性来建立区域的空间联系, 来识别具有空间依赖性的数据之间的关系。创新活动的外部性决定了创新具有明显的溢出效应及空间集聚特征, 因而空间计量的方法同样适合于我国省际间企业 R&D 投入的空间效应分析, 而企业作为创新主体, 其 R&D 投入也必将随着企业间区域联系的加强而产生空间集聚效应。因而, 本文利用探索性空间数据分析方法分析我国各省份的企业研发经费投入的空间分布特征, 并探讨影响企业研发投入的因素, 具有重要的现实意义。

收稿日期:2016-01-05

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“半参数空间向量自回归模型的理论研究及其应用”(71171057);福建省软科学项目“福建省企业 R&D 投入的影响因素分析与促进政策研究”(2011R0063)。

作者简介:(1980-),女,福建霞浦人,讲师,博士研究生,研究方向是技术创新管理,E-mail:chendream1221@163.com。

## 二、文献综述

企业进行研发决策,开展技术创新活动的动力主要有企业外部环境创新动力和企业内部条件创新动力。企业面临的外部环境对企业的技术创新产生较大影响并拉动企业不断创新。包括宏观经济指标、市场竞争、技术发展、金融发展程度、对外开放水平、知识产权保护力度及政府研发资助等外部因素均会对企业自身 R&D 投入产生影响。企业内部条件是存在于企业内部的激发企业创新的可能与条件。包括企业自身的规模、盈利能力、人力资源、企业战略等内部动力也会影响到企业的研发投入规模。目前的研究还扩展到企业的股权结构对于企业研发投入的影响分析。

早在 20 世纪 60 年代,西方学者就已从外部宏观因素角度开展影响企业研发投入的研究,目前已形成了较为成熟和完善的体系。如 Feldman & Florida(1994)认为,企业 R&D 经费空间上应该与经济规模、区域人口等相匹配。国内学者多是针对我国的经济发展水平、FDI、政府研发补贴政策等宏观因素展开对企业 R&D 投入的影响分析。通常认为政府对企业 R&D 投入的影响存在杠杆效应或挤出效应这两种截然相反的效应。廖信林等(2013)、康志勇(2013)都认为,政府对企业 R&D 资助对企业自身 R&D 投入存在杠杆效应,或称之为激励效应;曹献飞(2014)、林江等(2014)研究发现,政府补贴能够有效促进我国制造业企业的研发投入,且两者呈明显的“倒 U 型”关系;林江更进一步指出,政府科技投入的最优规模为 2.3%;高宏伟(2011)、肖丁丁(2013)等学者则认为,政府补贴对企业的 R&D 投入存在一种挤出效应;韩民春等(2013)指出,我国政府对制造行业的研发补贴很大程度上未能起到激励企业增加研发投入、提高企业吸收能力的作用。外商直接投资对我国技术进步与自主创新能力的影响问题较常被关注,但关于 FDI 对企业的研发投入规模影响的研究相对较少。赵喜仓等(2012)利用分位数回归模型分析我国 R&D 支出的影响因素时,指出 FDI 对 R&D 支出的影响显著,并在中分位点达到最大;冉光和等(2013)也持有类似观点,他认为,金融发展、外商直接投资均对我国内资企业研发投入具有显著的正向效应,并且这种影

响存在明显的区域差异。但也有部分学者持不同观点,如周艳梅(2011)通过对我国 28 个行业的面板数据分析提出,外资参与对内资企业自主创新投入的影响较为间接,并不显著;黄志勇(2013)在研究中也指出,FDI 对国内企业的创新能力不存在正效应。

Patrik & Andreas(2003)利用瑞典 1990—1999 年间的企业微观数据,探讨企业规模、竞争状况、技术机会、技术外溢、资本强度、人力资本和所有权形式等因素对 R&D 投入的影响;梁莱歆等(2010)研究发现,企业研发人员数量的变动对研发投入的变动呈显著正相关关系;邵敏(2012)从信贷融资的角度说明,企业自身的人力资本有利于提高企业的研发概率,缓解信贷融资对企业研发投入的负面影响;闫强(2014)研究也得出企业研发人力强度对研发支出存在显著的正相关关系的结论;李建军(2015)则进一步细化到研究创业团队的人力资本规模与特征对高新技术企业研发投入的影响。企业拥有较为雄厚的资金基础或是强大的融资能力是开展创新活动的保障,企业的研发投入与自身的财务状况有很大的关系。自有资金不足,负债率高的企业面对研发活动的高投入及高不确定性,其研发投入动力必然不足,在创新投资决策方面是相对谨慎的。企业盈利性好,自有资金充足,其则进行研发投资的动力就强劲。成力为、戴小勇(2012)利用我国 30 万家工业企业数据进行研究,发现企业利润与私营企业和外资企业的研发强度呈显著正相关关系;吴继忠(2015)以 43 家创业板私募股权投资基金支持上市公司为样本,得出企业盈利能力及企业综合能力与企业研发投入显著正相关的结论。

现有研究成果从不同视角探讨影响企业研发投入的因素,包括宏观影响因素、微观因素、企业治理因素等。不同的研究视角使得对企业研发投入影响因素的研究体系不断完善,内容不断创新。但这些研究更多地是从我国研发投入的总体情况及研发绩效的角度来进行分析,以国家或行业的视角居多,忽略从区域、企业的角度去开展持续研究。现有文献里采用的研究方法也日趋多样化,创新研究在方法上开始纳入空间维度,通过探索性空间数据分析方法来研究创新要素、创新绩效的空间分布

与集聚的文献应用而生,但具体化到创新投入的角度进行空间效应研究并不多见。如邹琳等(2015)对长三角城市群的R&D投入的空间演化特征进行了探讨;邹文杰(2015)从空间异质性视角研究了研发投入集聚的特征。这些研究为企业研发投入分析提供了新的视角。

### 三、空间相关性检验

能否采用空间计量方法,首先需要对我国各省份企业R&D经费投入规模进行空间相关性检验。采用四分位图(如图1所示)能了解全国各省份R&D经费投入分布的基本态势,Moran'I指数和LISA集聚图来分析我国各省份R&D经费投入的空间集聚关系,来探索全国各省份R&D经费投入的总体态势与各省份之间的差异。

#### 1. 四分位图

利用GEODA软件描绘2001年、2005年、2009年、2013年四年全国各省份企业研发投入的四分位图。将企业研发投入大小分成四个等级,图1中颜色从浅到深代表了企业研发投入规模由小到大的变化。可看出,这四个年份全国企业研发投入的四个梯队成员变化不大。企业研发投入规模较大的省份多处于东部沿海地区,为第一梯队成员。其他第二、三梯队省份也基本位于我国东中部地区,西部地区的企业研发投入规模最小,基本归于第四梯队。以2013年为例,研发投入最高的第一梯队包含北京市、上海市、浙江省、广东省、江苏省、山东省、辽宁省、湖北省,这八个省份的企业研发投入平均达740.3亿元。第二梯队为天津市、四川省、河南省、安徽省、河北省、福建省、湖南省,这七个省份企业研发投入的平均值为268亿元。第三梯队有内蒙古自治区、吉林省、山西省、陕西省、重庆市、江西省、广西省、黑龙江省,这八个省份的企业研发投入平均可达106亿元。处于第四梯队的有新疆维吾尔自治区、甘肃省、西藏自治区、青海省、云南省、宁夏回族自治区、贵州省、海南省,平均值仅23.8亿元。这四个梯队成员的梯度特征较为明显,基本呈现东高西低的格局,与这些省份的经济发展水平较为吻合。

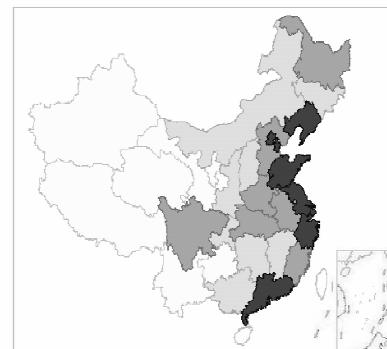
#### 2. Moran'I指数

利用空间相关指数Moran'I指数来检验企业研

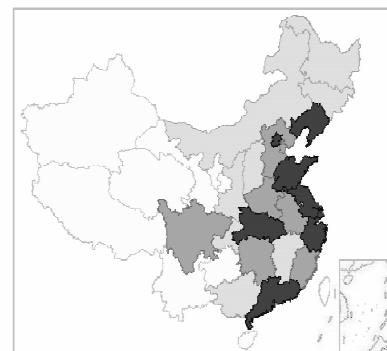
Quantile:Y2001  
 □ [0:2.86](8)  
 □ [3.65:9.16](8)  
 □ [10.97:14.24](7)  
 ■ [15.18:89.6](8)



Quantile:Y2005  
 □ [0:0.08](8)  
 □ [8.19:21.5](8)  
 □ [23.83:36.11](7)  
 ■ [38.43:180.4](8)



Quantile:Y2009  
 □ [0.58:20.74](8)  
 □ [33.91:65.41](8)  
 □ [94.25:142.2](7)  
 ■ [150.2:577.9](8)



Quantile:Y2013  
 □ [0.48:50.34](8)  
 □ [71.53:145.3](8)  
 □ [200.2:329.4](7)  
 ■ [338.8:1291](8)

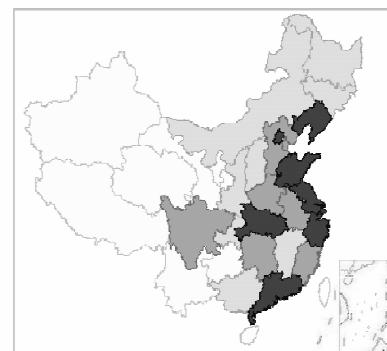


图1 2001年、2005年、2009年、2013年

全国企业研发投入的四分位图

资料来源:GEODA软件分析所得

发投入是否有全局空间自相关性。检验模型如下:

$$MoranI = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & W_{12} & \cdots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \cdots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \cdots & W_{nn} \end{pmatrix} \quad (2)$$

上式中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$  代表

第  $i$  个区域的观测值;  $n$  是区域总个数;  $W_{ij}$  为第  $i$  行与第  $j$  列的空间权重值, 表示区域  $i$  与区域  $j$  的邻近关系。本文采用传统的 0-1 空间权重值, 假设空间地域上  $i$  与  $j$  相邻, 则  $i$  与  $j$  的权重  $W_{ij} = 1$ , 否则  $W_{ij} = 0$ , 形成了  $n \times n$  阶的空间权重矩阵  $W$ 。 $Moran' I$  的取值范围是  $[-1, 1]$ , 若  $Moran' I$  值为正, 则说观测值间存在正的空间相关性, 且  $I$  值越大, 说明空间相关性越强, 这些地区越趋于集聚。若  $Moran' I$  值为负值, 表明这些地区之间呈现负的自相关关系。 $Moran' I$  值等于零, 表示空间个体是随机分布的。

图 2 体现了 2001—2013 年全国企业研发投入的  $Moran' I$  值的变化趋势。这 13 年间全国企业研发投入  $Moran' I$  指数均大于零, 表明全国企业研发投入呈现正的空间效应。2001 年  $Moran' I$  指数较低, 为 0.084, 说明这一时期各省份企业研发投入的空间相关性较弱。随后逐年增长, 2005 年  $Moran' I$  指数达到 0.272, 2010 年  $Moran' I$  指数达到近年来的最高值为 0.285, 呈现较强的正空间相关性, 这说明, 我国各省份的企业研发投入的空间依赖性逐年增强。

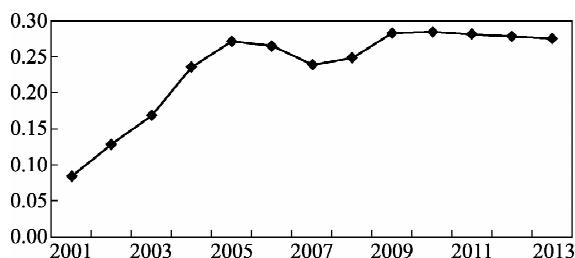


图 2 2001—2013 年全国企业研发投入的  $Moran' I$  值趋势图

资料来源:GEODA 软件分析所得

### 3. LISA 集聚图

LISA 指标描述了区域单元周围显著的相似值区域单元之间的空间集聚程度, 是探索观测对象是

否存在局部自相关的常见指标。LISA 空间集聚地图用不同颜色来区别四种不同空间自相关形式, 高—高集聚情况表示企业研发投入高的地区集聚在一起, 具有较高企业 R&D 投入的区域被同为具有较高企业 R&D 投入的区域所包围, 形成集聚效应; 低—低集聚的情况表示企业 R&D 投入较低的省份其周边区域的企业 R&D 投入也较低; 低—高集聚的情况, 表示本地区企业研发投入低, 但周边地区企业研发投入高; 高—低集聚区域表示 R&D 投入较高的区域被 R&D 投入较低的区域所包围。图 3 依次为 2001 年、2005 年、2009 年、2013 年企业 R&D 投入的 LISA 集聚图。2001 年, 全国的企业研发投入的集聚效应并不明显, 新疆和西藏的企业研发投入特别少, 所以, 这两个省份呈现出明显的低—低集聚现象。其他地区并无明显的集聚现象产生。从 2005 年起, 我国企业研发投入的集聚现象开始比较明显。2005 年新疆和青海形成低—低集聚状态, 江苏、浙江和上海形成了高—高集聚的状态, 安徽形成了低—高集聚状态。2009 年新疆、西藏、青海、四川形成了低—低集聚状态, 因为这几个省份的研发资源缺乏, 研发投入相对较少, 周边省份也是类似的情况。江苏、浙江、上海和山东形成了高—高集聚的状态, 这是因为它们及周边省份都处于沿海地区, 拥有区位优势, 经济发展水平较高, 研发投入规模也大, 存在空间上相互集聚的正效应。安徽和福建则处于低—高集聚状态。2013 年新疆、西藏、青海、甘肃形成低—低集聚状态, 全国出现高—高集聚和低—高集聚的情况与 2009 年相似。如福建省与周边省份就形成了低—高集聚的状态, 表明福建省企业研发投入低, 但周边地区企业研发投入高的现象。这与我国不同省份的研发投入规模的现状相吻合, 如 2013 年福建省研发经费内部支出为 314.06 亿元, 其中, 企业资金部分为 279.57 亿元, 与相邻的浙江省(733.62 亿元)、广东省(1290.71 元)的企业研发投入有着较大差距, 形成了低—高集聚的状态。

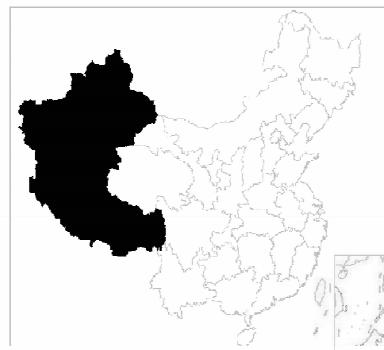
LISA 集聚图上可看出, 2001 年没有高—高集聚区域, 2005 年, 包括江苏、浙江和上海三个省份呈现高—高集聚特点, 2009 年与 2013 年形成了高—高集聚状态的省份则包含了江苏、浙江、上海和山东四个省份。随着时间推移, 高—高集聚的省份明显增多, 同时, 低—低集聚的省份也在增多。这说

明,我国各省份的研发投入呈现空间集聚状态,空间正相关性在增强。但东部地区呈现高—高集聚,西部地区以低—低集聚为主的特征也十分明显。

## LISA Cluster

MaP:SHUJU,I\_Y2001

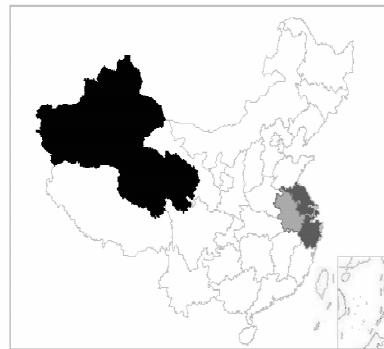
- Not significant(29)
- High-High(0)
- Low-Low(2)
- Low-High(0)
- High-Low(0)



## LISA Cluster

MaP:SHUJU,I\_Y2005

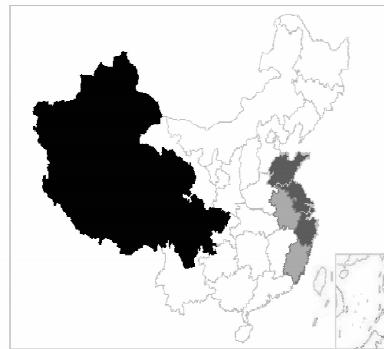
- Not significant(25)
- High-High(3)
- Low-Low(2)
- Low-High(1)
- High-Low(0)



## LISA Cluster

MaP:SHUJU,I\_Y2009

- Not significant(21)
- High-High(4)
- Low-Low(4)
- Low-High(2)
- High-Low(0)



## LISA Cluster

XaP:SHUJU,I\_Y2013

- Not significant(21)
- High-High(4)
- Low-Low(4)
- Low-High(2)
- High-Low(0)

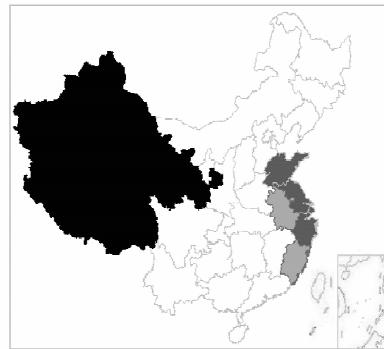


图3 2001年、2005年、2009年、2013年我国企业研发投入的LISA集聚图

资料来源:GEODA 软件分析所得

## 四、实证分析

探索性空间数据分析方法的结果说明了企业研发投入在空间上有较高的依赖性,在地理分布上出现了较明显的集聚特征,没有考虑空间因素的经典回归模型容易出现模型设定上的偏差,这为采用空间计量方法来分析影响企业研发投入的因素提供了有力的支持。

## 1. 空间计量理论模型及其估计

目前,应用较为广泛的空间计量模型主要有空间滞后模型(Spatial Lag Mode, SLM)及空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。空间滞后模型通常被假定为空间自回归过程,因此,空间滞后模型又称为空间自回归模型,空间滞后模型反映了因变量的影响因素会通过空间传导机制作用于其他地区,其表达式为:

$$y = \rho W y + X\beta + \mu \quad (3)$$

其中,  $y$  是被解释变量;  $W$  是空间权重矩阵;  $\beta$  是  $X$  的参数向量;  $\rho$  是空间滞后项  $W y$  的系数,其衡量权重矩阵观测值之间的空间相互作用程度;  $\mu$  是随机误差项。

空间误差模型则反映了区域间外溢是随机冲击的作用结果,其表达式为:

$$\begin{cases} y = X\beta + \mu \\ \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \end{cases} \quad (4)$$

其中,  $\mu$  为随机误差项;  $\lambda$  为  $n \times 1$  阶的截面因变量向量的空间误差系数,  $\lambda$  衡量了样本观察值中的空间依赖性;  $\varepsilon$  为正态分布的随机误差向量;  $\beta$  反映了自变量  $X$  对因变量  $y$  的影响;  $W$  是空间权重矩阵。

对具有空间相关性的数据采取最小二乘法(OLS)进行回归分析,系数估计会产生偏差,必须用极大似然法估计 SLM 和 SEM 模型的系数。在实际应用中,可利用特定的判别准则来确定选择 SLM 模型还是 SEM 模型。Anselin(1998)提出了一种较常见的判别准则:如果在空间依赖性的检验中发现, LMLAG 较之 LMERR 在统计上更加显著,

且 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著,则说明适合采用空间滞后模型;反之,如果 LMERR 比 LMLAG 在统计上更加显著,且 R-LMERR 显著而 R-LMLAG 不显著,则可以断定空间误差模型是恰当的模型。

## 2. 指标选择及数据来源

本文结合相关文献的研究成果,考虑到数据的可获性,以企业 R&D 投入为被解释变量,选取了 R&D 人员全时当量、地方财政科技拨款、外商直接投资额、企业的新产品销售收入作为解释变量,引入空间权重矩阵来构建空间面板模型。

企业研发投入(*enrd*)。企业作为创新活动的主体,探讨企业的 R&D 投入能够更为直观地反映区域创新投入的状况。但这部分数据由于个别年份统计口径不同,数据存在缺失情况,因而选取按资金来源分研究与试验发展经费内部支出的企业资金部分来代表。

R&D 人员全时当量(*staff*)。R&D 投入需要有大量的要素禀赋作为支持,一般研究认为,企业的研发人员数量是企业进行创新的主要来源,特别是进行自主创新的人力资源源泉。R&D 人员全时当量这个企业重要的要素禀赋对 R&D 投入模式有重要影响。

地方财政科技拨款(*govrd*)。现有的公共政策激励如政府对企业 R&D 资金支持对企业的 R&D 投入决策产生重要影响。这里选择地方财政科技拨款来表征政府的科技投入。

外商投资企业投资总额(*fdi*)。随着国际经济联系更加紧密,中国经济开放度日益增强,我国已经连续 23 年成为吸收 FDI 最多的发展中国家。外

国资本的大量进入,对于我国企业技术创新、研发决策产生了重要影响。

企业的新产品销售收入(*sale*)。企业 R&D 投入主要依靠内部资金,企业的盈利能力和平利润所得是企业 R&D 投入的一个重要决定因素。本文选取新产品销售收入作为企业的盈利能力指标,这个指标在很大程度上反映了企业在技术创新方面的回报。一般认为,企业的新产品销售收入越高,企业越有增加 R&D 投入的动力。

本文选取 2001—2013 年数据进行研究,西藏自治区的相关数据有缺失,不完整,予以剔除,所以,研究样本为 2001—2013 年我国 30 个省份的面板数据。相关数据均来自 2002—2014 年《中国科技统计年鉴》、2002—2014 年《中国统计年鉴》。以上数据已做对数化处理。

## 3. 面板数据的平稳性检验

为了避免伪回归现象,要进行面板数据的单位根检验。面板数据的单位根检验分为两类:一类是相同根情形下的单位根检验,同质单位根检验主要有 LLC 检验、Breitung 检验和 Hadri 检验;另一类是不同根情形下的单位根检验,主要有 IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验。本文采用 LLC、IPS、Fisher-ADF、Fisher-PP 四种方法来进行单位根检验。这四种方法的原假设都是含有单位根,如果检验结果显著,则不存在单位根,数据序列是平稳的。从表 1 的检验结果来看,这些变量的单位根检验的 *P* 值都通过了 10% 的显著性检验,则拒绝了存在单位根的原假设,变量序列不存在单位根,通过平稳性检验。

表 1 检验结果

变量	检验类型 (c,t,k)	检验结果				
		LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	结论
<i>Lnenrd</i>	(c,0,0)	-7.54625 (0.0000)	1.92571 (0.0929)	51.553 (0.0722)	82.5584 (0.0188)	平稳
<i>Lnstaff</i>	(c,1,0)	-7.21074 (0.0000)	-2.33227 (0.0098)	83.2923 (0.0164)	109.602 (0.0000)	平稳

变量	检验类型 (c,t,k)	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	结论
		统计量值(p 值)				
<i>Lngovrd</i>	(c,1,0)	-7.93982 (0.0000)	-2.57923 (0.005)	88.9924 (0.0055)	142.487 (0.0000)	平稳
<i>Lnfdi</i>	(c,0,0)	-7.01537 (0.0000)	0.5256 (0.0704)	83.5338 (0.0157)	158.858 (0.0000)	平稳
<i>Lnsale</i>	(c,1,0)	-7.08066 (0.0000)	-1.52622 (0.0635)	79.2257 (0.0335)	94.1419 (0.0019)	平稳

资料来源:本文整理

#### 4. 实证结果分析

利用 MATLAB 软件对空间滞后模型、空间误差模型进行估计。为了便于比较,本文也给出 OLS 估

计方法对普通面板模型进行回归的结果。三类模型的计量结果如表 2 所示。

表 2

三种回归模型分析结果

变量	普通面板模型		空间滞后模型		空间误差模型	
	普通固定效应	普通随机效应	SLM 固定效应	SLM 随机效应	SEM 固定效应	SEM 随机效应
<i>lnstaff</i>	0.827 *** (12.28)	0.580 *** (10.20)	0.695968 *** (11.34)	0.674677 *** (12.75)	0.900231 *** (14.16)	0.814966 *** (13.17)
<i>lngovrd</i>	0.358 *** (7.47)	0.544 *** (12.75)	0.102764 ** (2.13)	0.154702 *** (3.32)	0.309512 *** (7.00)	0.344797 *** (7.77)
<i>lnfdi</i>	0.210 *** (4.61)	0.039 (0.96)	0.122919 *** (3.010)	0.072936 *** (1.98)	0.162910 *** (3.94)	0.106772 *** (2.61)
<i>lnsale</i>	0.279 *** (9.83)	0.294 *** (9.78)	0.197469 *** (7.61)	0.198990 *** (7.55)	0.278121 *** (10.31)	0.273402 *** (9.74)
<i>c</i>	-2.410 *** (-6.44)	-0.988 ** (-2.95)		-1.132971 *** (-3.66)		-1.118532 *** (-3.23)
<i>W * dep. var.</i>			0.378996 *** (9.23)	0.365981 *** (10.88)		
<i>spat. aut.</i>					0.39700 *** (6.74)	0.473978 *** (8.45)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9487	0.9448	0.9847	0.9833	0.9806	0.9815
<i>LR-test</i>			443.7574	299.6033	399.98	236.3021
<i>Hausman</i>	73.26 ***		21.7894 ***		41.8718 ***	
<i>LM</i>			116.7569 ***		41.1163 ***	
<i>r-LM</i>			76.1812 ***		0.5406	

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

资料来源:本文整理

根据个体效应设定的不同,面板数据计量模型存在固定效应和随机效应两种情况。表 1 中普通面板模型、空间面板模型的 Hausman 检验结果都显著地拒绝了模型存在随机效应的原假设,则应选择固定效应模型。同时,发现 LMLAG 较之 LMERR 在统计值上更显著( $116.7569 > 41.1163$ ),且 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著,根据 Anselin 的判别准则,本文采用空间滞后 SLM 模型更为恰当。SLM 模型主要分析各变量间是否存在溢出的情况,而本文观测的对象是省际研发投入是否具有空间相关性,因此,采用空间滞后固定效应模型也更加符合客观实际。

综上,本文重点对 SLM 模型空间固定效应的回归结果进行探讨。从回归结果来看,R&D 投入的空间滞后项系数为 0.3789,且通过了 1% 的显著性检验,表明各个省份之间的企业 R&D 投入存在正空间相关性,这个结论与探索性空间检验方法的结果一致,说明了邻近省份的企业 R&D 投入会产生正向溢出效应,使企业 R&D 投入呈现明显的区域集聚特点。R&D 人员全时当量对企业 R&D 投入的影响最大,系数为 0.696,地方财政科技支出、外商直接投资、企业新产品销售收入对企业研发投入的影响系数分别为 0.103、0.123、0.197,均表现为一种正向的促进作用,且均通过显著性检验,说明 R&D 人员全时当量、地方财政科技支出、外商直接投资、企业新产品销售收入每增加 1%,企业 R&D 投入分别增加 0.696%、0.103%、0.123%、0.197%。R&D 人员全时当量这一指标代表了企业创新资源的人力资源部分,正是由于科技人员的创新产出,使得企业不断地从创新中获得收益,进一步增强了企业 R&D 投入的动力,从而形成一个良性循环。地方财政科技支出影响系数为正,说明政府科技投入对于企业 R&D 投入会产生杠杆效应,这与廖信林等(2013)、康志勇(2013)等人的研究结论一致。外商直接投资的增加会带来先进技术,形成技术外溢效应。我国企业在干中学的过程中也会重视技术创新能力与创新水平的提高,会强化企业加大创新资源投入并开展自主创新的意识。可以认为,外商直

接投资对国内企业研发投入规模与力度产生了刺激效应。工业企业新产品销售收入对企业的研发投入产生了正向的推动作用,说明了企业从创新中获得的收益强化了企业加大研发投入,进行技术创新的意愿与能力。

从表 2 还可看到,普通面板模型的 OLS 估计的拟合优度  $R^2$  检验为 0.9487,空间模型的  $R^2$  检验可以达到 0.98 以上,进一步说明了空间面板模型优于普通面板模型,更好地解释了我国各省份企业研发投入的空间集聚特性。

## 五、结论与启示

本文通过对 2001—2013 年全国各省份企业研发投入的空间分布及空间相关性进行探讨,通过构建空间滞后模型,对全国企业 R&D 投入的影响因素进行实证检验,得到以下基本结论及其启示:

(1) 不同省份的企业研发投入差异较大,形成了以北京、上海等省份为第一梯队,安徽、湖南、四川、福建等省份为第二梯队,吉林、山西、广西等省份为第三梯队,新疆、西藏西部等省份第四梯队的空间梯度发展格局。全国各省份的企业研发投入的 Moran' I 指数不断上升,呈现出显著的正相关关系。LISA 集聚图也表现出空间集聚的特点,这与地区经济发展水平相匹配。但是,这种集聚以低—低集聚的情况居多,研发投入较低的区域应加强与研发投入高的地区的交流与合作,推动创新资源的流动。

(2) 各省份企业研发投入会影响到相邻省份的企业研发投入,说明企业的研发投入具有空间依赖性。应通过加强地区间的技术交流与合作,通过地区间的示范效应与激励效应,扩大创新溢出范围,提高研发效率。

(3) 空间滞后面板模型结果表明,研发人员、政府财政支持、外商直接投资、企业的新产品销售收入等因素都显著地正向影响企业研发投入。其中,研发人员的数量对企业研发投入的影响最大,因此,培养技术创新人才,激励创新人才潜能的发挥,对于提高企业研发投入具有较大的促进作用。

R&D 活动具有公共产品的属性且具有高风险及强不确定性的特点,因此,需要政府对企业研发投入决策进行引导,加大政府财政支持企业进行技术创新的力度,加大研发资金投入,如增加直接研发补贴、税收激励等,降低创新风险,弥补企业创新投入不足的问题,有助于扩大整个社会的研发规模。外

商直接投资对国内企业研发投入产生杠杆效应、竞争效应,应进一步加大吸收外资和合理引导外资流向,内资企业通过对外来技术的学习、模仿、吸收,进一步提高研发水平。同时,要鼓励企业构建完善的企业内部资金支持创新的制度,使之真正成为R&D 活动的主体。

### 参考文献:

- [1] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [2] Feldman M. P., Florida R. The Geographic Sources of Innovation: Technological Infrastructure and Product Innovation in the United States[J]. Annals of the Association of American Geographers, 1994, 84, (2): 210 – 229.
- [3] Patrik G, Andreas P. Determinants of Firm R&D: Evidence from Swedish Firm LevelData[R]. FIEF Working Papers Series, 2003.
- [4] Schumpeter J A. Capitalism, Socialism and Democracy[M]. New York: Harper and Row, 1942.
- [5] 成力为,戴小勇. 研发投入分布特征与研发投入强度影响因素的分析——基于我国30万个工业企业面板数据[J]. 北京:中国软科学, 2012, (8).
- [6] 曹献飞. 政府补贴与企业研发投入——基于倾向评分匹配倍差法的经验研究[J]. 昆明:经济问题探索, 2014, (9).
- [7] 高宏伟. 政府补贴对大型国有企业研发的挤出效应研究[J]. 北京:中国科技论坛, 2011, (8).
- [8] 韩民春,曹玉平. 外部经济效应与政府研发补贴的效率[J]. 哈尔滨:管理科学, 2013, (2).
- [9] 黄志勇. FDI、国际贸易与国内企业的创新能力[J]. 成都:财经科学, 2003, (4).
- [10] 康志勇. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入[J]. 天津:南开管理评论, 2013, (5).
- [11] 林江,黄亚雄. 政府科技投入最优规模研究——以企业研发投入规模最大化为目标[J]. 南京:现代管理科学, 2014, (1).
- [12] 李建军,李丹蒙. 创业团队人力资本特征与高新技术企业研发投入——基于我国创业板公司的实证研究[J]. 成都:软科学, 2015, (3).
- [13] 梁莱歆,曹钦润. 研发人员及其变动与企业R&D支出——基于我国上市公司的经验证据[J]. 上海:研究与发展管理, 2010, (1).
- [14] 廖信林,顾炜宇,王立勇. 政府R&D资助效果、影响因素与资助对象选择——基于促进企R&D投入的视角[J]. 北京:中国工业经济, 2013, (11).
- [15] 冉光和,张冰,庞新军. 金融发展、外商直接投资与企业研发投入——基于我国省级面板数据的实证研究[J]. 郑州:经济经纬, 2013, (2).
- [16] 邵敏. 信贷融资、人力资本与我国企业的研发投入[J]. 上海:财经研究, 2012, (10).
- [17] 吴继忠,苗朋飞. 企业能力特征与研发投入研究——基于PE支持企业的面板数据[J]. 广州:科技管理研究, 2015, (3).
- [18] 肖丁丁,朱桂龙,王静. 政府科技投入对企业R&D支出影响的再审视:基于分位数回归的实证研究[J]. 上海:研究与发展管理, 2013, (3).
- [19] 闫强,朱平芳. 企业研发强度影响因素的删失分位点分析[J]. 北京:科学学研究, 2014, (5).
- [20] 邹琳,曾刚,曹贤. 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]. 长沙:经济地理, 2015, (3).
- [21] 赵喜仓,华欢欢. 基于分位数回归的我国R&D支出影响因素分析[J]. 武汉:科技进步与对策, 2012, (20).
- [22] 周艳梅. 外商直接投资对我国制造业自主创新投入的影响[J]. 太原:技术经济与管理研究, 2011, (3).

## A Research on Spatial Correlativity of R&D Investment of Chinese Enterprises and its Influencing Factors

CHEN Hong

(The College of Economics and Management of Fuzhou University, Fuzhou, Fujian, 350108, China)

**Abstract:** Innovation has become the main focus of the society, “improving the capacity of independent innovation, building an innovative country” has risen to the height of national strategy, and technology innovation has become a national comprehensive competitiveness, which is the important power to accelerate economy and social development. R&D funds are important innovation resources, and increasing R&D investment is the first driving force of technological innovation. Enterprises as the main body of technology innovation, they should also play a significant role in innovation investment. However, there are great differences in R&D funds of enterprises in various provinces of China, and there are the characteristics of spatial heterogeneity.

The Classic regression method does not take the spatial dimension into account, so it's easy to have a deviation on the model set. This paper points out that innovation activities have significant spillover effects and characteristics of spatial agglomeration. Therefore, exploratory spatial data analysis method can be used to research the spatial distribution characteristic and its overall situation of R&D investment in China. Also the spatial econometric method can be applied to explore the critical factors of the enterprise R&D funds in China.

This paper uses the exploratory spatial data analysis method to study enterprises' R&D investment scale in each provinces. (1) According to the space quartering graph, it divided the national 31 provinces into four echelons. The study result shows that the gradient characteristics of the four echelon members are obvious, which is consistent with the economic development level of these provinces. (2) During the period of 2001—2013, the Moran' I index of the national enterprise R&D is greater than zero, showing that the national enterprise R&D investment has a positive spatial effect. The Moran' I index reached the maximum of 0.285, which shows that the spatial dependence of enterprise R&D investment in various provinces of our country is increasing year by year. (3) LISA index is to explore the observation object whether there is local autocorrelation. In 2013, Xinjiang, Tibet, Qinghai, Gansu and Ningxia is under the condition of low-low concentration. But some coastal cities formed the high-high concentration state, such as Jiangsu, Zhejiang, Shanghai and Shandong. it shows positive spatial agglomeration effect among each other. Besides, Anhui and Fujian is in the state of low-high concentration.

This paper based on the perspective of R&D funds of enterprises, selecting the sample data from Chinese 30 provinces during 2001—2013, using the spatial lag model to do empirical research, in order to analysis the influencing factors of enterprises R&D input in China. The empirical results show that the space lag coefficient is 0.3789 and pass the significance test, which indicates that the R&D funds of 30 provinces have the obvious regional agglomeration characteristics. R&D personnel play an important role in R&D funds, the coefficient is 0.695. Other variables also have a positive effect on R&D funds. If the government financial support, foreign direct investment, new product sales revenue of enterprises were increased by 1%, the enterprise R&D funds respectively increased by 0.103%、0.123%、0.197%。

At the policy level, this paper gives some suggestions: Firstly, through fostering technological innovative talent and motivating the professional personnel's potentials, the enterprise's R&D investment can be promoted. Secondly, R&D activities have the characteristics of high risk and uncertainty, so the enterprise need guidance and support from government in order to increasing their R&D funds investment, such as direct R&D subsidy, tax revenue lever and so on. Thirdly, further to attract FDI and guide foreign capital flows. domestic enterprises through learning, imitation and absorption to improve the level of r R&D. Lastly, enterprises should be further encouraged to build perfect enterprise internal management system, in order to make themselves to be the real main body of R&D activities.

**Key Words:** R&D investment; spatial correlativity; spatial agglomeration; influencing factors

(责任编辑:舟山)