

研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析^①

吴玉鸣^{1,2}, 何建坤²

(1. 广西师范大学经济管理学院, 桂林 541004; 2. 清华大学公共管理学院, 北京 100084)

摘要: 利用空间自相关 Moran 指数与集群分析的空间计量经济学空间误差模型和空间滞后模型, 对 2000—2002 年中国大陆 31 个省域的创新集群及其影响因素进行了空间计量经济分析。结果发现: 我国省域创新在空间分布上存在异质性和依赖性, 表现为比较明显的区域创新集群现象, 形成这种创新集群的原因主要归因于企业的研究与开发贡献, 大学的学术研究还没有表现出明显的知识溢出, 同时大学与企业研发的结合也没有对区域创新集群产生明显贡献。

关键词: Moran 指数; 空间误差模型; 空间滞后模型; 研发溢出; 区域创新集群

中图分类号: F204

文献标识码: A

文章编号: 1007-9807(2008)04-0059-08

0 引言

研究与开发学术机构带动和促进区域创新和经济增长的案例在国内外引起了极大的关注, 譬如美国加利福尼亚“硅谷”地区和环波士顿 128 号公路地区, 英国东南部的剑桥科技园地区, 都是高技术产业集聚进而形成创新集群的成功案例。追究创新集群形成的原因就会发现, 除了这些地区所业已形成的企业制度、社会环境和文化氛围极大地有利于创新集聚以外, 还与它们在地理上与大学尤其是研究型大学的毗邻有关。当然, 大学研究究竟能否真正促进一个地区的产业集聚和创新集群的形成, 还需要进行大量的实证研究。

从目前国外的研究成果来看, 除了大多学者强调科研机构、大学、企业等创新行为主体相互邻近在区域创新中具有基础性作用以外, Jaffe^[1]、Griliches^[2]、Anselin, Varga 和 Acs^[3]、Bode^[4] 等学者专门对大学、私营企业与区域创新之间关系进行了定量实证研究。这些研究得出的较为普遍的结论是, 地理邻近对研发创新具有重要作用, 在地理上邻近大学等学术研究机构有利于将大学的知

识和技术转移到企业及其所在地区, 进而形成产业和区域创新集群。然而, 地理邻近也似乎并非大学实实在在的技术转移的充分条件。位于马里兰州的巴尔的摩市的约翰·霍普金斯大学, 是美国联邦政府研究经费投入最多的大学之一, 但是并没有发现巴尔的摩地区有明显的高技术产业的集聚^[5]。这表明, 如果没有创新发生的一些必要条件, 区域与大学邻近并不一定导致区域研究与开发的合作及区域创新集群现象的出现。

就目前中国有关研发与创新集群的研究来看, 大多集中在创新集群的概念、特征、分类介绍等方面。譬如, 杨洸、雷家骥对国外创新集群研究的述评^[6], 宁钟对创新集群与知识溢出集中化问题的分析^[7], 易余胤、肖条军、盛昭瀚对合作研发中机会主义行为的演化博弈分析^[8], 毕克新、吴勃英、冯英俊采用二次相对评价方法对高校 R&D 综合实力进行了测算^[9]。但是较少见到从大学、企业研发投入的角度, 对中国省域创新是否形成集群现象以及创新集群的成因进行定量分析, 尤其是缺乏进行空间计量经济分析的实证研究成果。

① 收稿日期: 2006-02-06; 修订日期: 2007-04-02。

基金项目: 北京市哲学社会科学“十一五”规划资助项目(06BaJG033); 广西高校人文社科重点建设研究基地资助项目。

作者简介: 吴玉鸣(1968—), 男, 甘肃定西人, 博士, 教授。Email: wuyuming@tsinghua.edu.cn

由于区域创新集群涉及地理空间的问题,所以当使用横截面数据建立计量经济学模型进行区域创新集群研究时,由于数据在空间上表现出的复杂性、自相关性和变异性,使得解释变量(研发投入)对被解释变量(如专利产出)的影响在不同区域之间可能是不同的,假定区域创新在空间上具有异质性的差异可能更加符合现实.空间计量经济学方法模型可以有效地解决这个问题^[8].为了从空间统计及空间计量经济学的角度,对企业研发投入的效果、大学研发的溢出效应及区域创新集群的机制成因进行定量研究,本文首先引入空间统计的 Moran 指数法,检验中国 31 省域^②之间的专利授权数(创新产出)在地域上是否具有空间相关性和集群现象;然后再运用空间计量经济学的空间误差模型和空间滞后模型,进行省域集群创新行为成因的空间计量经济分析,以揭示不同地区之间创新集群的空间差异及其影响因素.

1 方法模型

Anselin^[8]对空间计量经济学的定义是:在区域科学模型的统计分析中,研究由空间引起的各种特性的一系列方法.根据空间统计和空间计量经济学原理方法^[9],进行空间统计分析的思路是:首先采用空间统计分析 Moran 指数法检验因变量(被解释变量)是否存在空间自相关性(集群现象),如果存在,则需要在空间计量经济学理论方法支持下,建立空间计量经济模型,进行创新集成的空间计量估计和检验.

1.1 空间自相关和集群分析方法

检验区域创新及创新集群现象的空间相关性存在与否,在实际的空间相关分析应用研究中,空间统计学较常使用空间自相关指数 Moran' I^[10],其定义如下

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

其中: $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$; $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$,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值矩阵,表示其中的任一元素,采用邻接标准或距离标准,其目的是定义空间对象的相互邻接关系.一般邻接标准的 W_{ij} 为

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

式中, $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m; m = n$ 或 $m \neq n$.

Moran' I 可看作各地区观测值的乘积和,其取值范围在 -1 到 +1 之间.若各地区间经济行为为空间正相关,其数值应当较大,负相关则较小.具体到区域创新行为的空间依赖性问题,当目标区域数据在空间区位上相似的同时也有相似的属性值时,空间模式整体上就显示出正的空间自相关性;而当在空间上邻接的目标区域数据不同寻常地具有不相似的属性值时,就呈现为负的空间自相关性;零空间自相关性出现在当属性值的分布与区位数据的分布相互独立时.通过绘制的空间相关系数的 Moran 指数散点图,可将各个省域的创新行为分为 4 个象限的集群模式,分别识别一个地区及其与邻近地区的关系:图的右上方的第 1 象限,表示高创新增长的地区被高创新的其他地区所包围(HH);左上方的第 2 象限,表示低创新增长的地区被高创新增长的其他地区所包围(LH);左下方的第 3 象限,表示低创新增长的地区被低创新增长的其他地区所包围(LL);右下方的第 4 象限,表示高创新增长的地区被低创新增长的其他地区所包围(HL).第 1、3 象限正的空间自相关关系表示相似观测值之间的空间联系,而第 2、4 象限负的空间自相关关系表示不同观测值之间的空间联系.如果观测值均匀地分布在 4 个象限,则表明地区之间不存在空间自相关性.

1.2 空间滞后模型、空间误差模型及估计技术

本文使用的空间计量经济模型主要是纳入了空间效应(空间相关)的空间回归模型,包括空间滞后模型与空间误差模型两种^[8,11].

1.2.1 空间滞后模型

空间滞后模型(spatial lag model, SLM)主要

② 本文的研究区域包括中国大陆 31 个省、直辖市、自治区,不包括香港、澳门特别行政区和台湾省.

探讨各变量在一地区是否有扩散现象(溢出效应),其表达式为

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

式中: Y 为因变量; X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵; ρ 为空间回归系数; W 为 $n \times n$ 阶的空间权值矩阵,一般用邻接矩阵(contiguity matrix); WY 为空间滞后因变量, ε 为随机误差项向量。

1.2.2 空间误差模型

空间误差模型(spatial error model, SEM)的数学表达式为

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \mu \end{aligned} \quad (5)$$

式中: ε 为随机误差项向量; λ 为 $n \times 1$ 的截面因变量向量的空间误差系数; μ 为正态分布的随机误差向量。

参数 λ 衡量了样本观察值中的空间依赖作用,即相邻地区的观察值 Y 对本地区观察值 Y 的影响方向和程度,参数 β 反映了自变量 X 对因变量 Y 的影响。SEM的空间依赖作用存在于扰动误差项之中,度量了邻接地区关于因变量的误差冲击对本地区观察值的影响程度。

1.2.3 估计技术

对于上述两种模型的估计如果仍采用最小二乘法(OLS),系数估计值会有偏或者无效,需要通过工具变量法、极大似然法或广义最小二乘估计等其他方法来进行估计。Anselin^[8]建议采用极大似然法估计SLM和SEM的参数。

1.3 空间自相关检验及SLM、SEM的选择

判断地区间创新产出行为的空间相关性是否存在,一般通过包括Moran' I 检验、两个拉格朗日乘数(Lagrange multiplier)形式LMERR、LMLAG及其稳健(robust)形式R-LMERR、R-LMLAG)等来进行。由于事先无法根据先验经验推断在SLM和SEM模型中是否存在空间依赖性,有必要构建一种判别准则,以决定哪种空间模型更加符合客观实际。Anselin和Florax^[11]提出了如下判别准则: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,则可以断定适合的模型是空间滞后模型;相反,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。除了拟合优度 R^2 检验以外,常用的检验准则还有:自然对数似然函数值(log likelihood, LogL),似然比率(likelihood ratio, LR)、赤池信息准则(Akaike information criterion, AIC),施瓦茨准则(Schwartz criterion, SC)。对数似然值越大,AIC和SC值越小,模型拟合效果越好。这几个指标也用来比较OLS估计的经典线性回归模型和SLM、SEM,似然值的自然对数最大的模型最好。

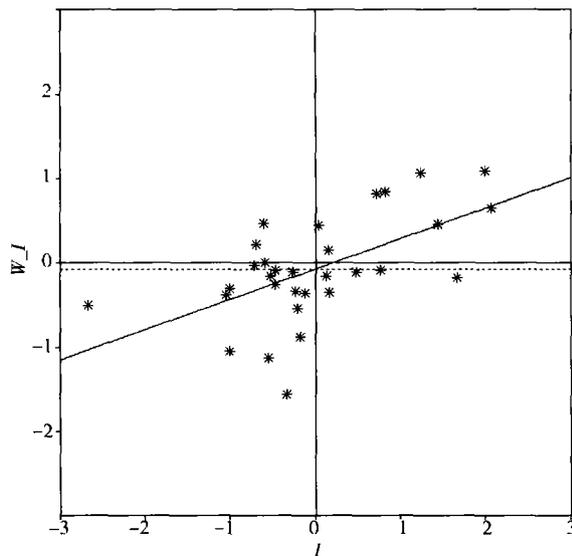
2 实证分析

本文所用的因变量选择了十万人专利授权数(I)衡量区域创新行为,自变量分别为大学(高等院校)、企业研究与试验发展(R&D)经费支出占GDP的比例,另外,还设计了万人大中型工业企业科学家工程师全时当量与大学R&D占GDP比重的乘积作为一个自变量,意在捕获二者的结合对区域创新产出的影响,所有数据来源于《中国统计年鉴》(2001—2004)和《中国科技统计年鉴》(2001—2004)。

2.1 区域创新的空间自相关性检验与集群分析

首先检测2001—2004年省域的创新产出(I)在地理空间上的相关性即空间相互依赖性。比较利用公式(1)计算的结果发现:2002年各省域十万人专利授权数的Moran指数为0.3600, Moran' I 的正态统计量 Z 值均大于正态分布函数在0.01水平下的临界值(1.96),表明中国31个省域之间以十万人专利授权衡量的区域创新产出在空间分布上具有明显的正自相关关系(空间依赖性),说明省域创新行为在空间分布上并不是分散分布的,或者说没有处于完全随机状态,而是表现出某些省域的相似值之间在空间上趋于集群。也就是说,具有一种较高创新能力的省区相对地趋于和较高创新能力的省区相靠近,或者较低创新能力的省域相对地趋于和较低创新能力的省域相邻的空间联系结构。因此,从整体上讲省域之间的创新产出是存在空间相关性的,也就是说存在着空间上明显的创新集群(clustering)现象。

局域 Moran 指数散点图 1 展示了空间滞后 W_I 作为纵轴和 I 作为横轴的分布情况. 其中, W_I 表示邻近值的加权平均值, 该图显示了 2002 年包括中国 31 个省域的空间样本单元在内的十万人专利授权数对数值 I 的 Moran 散点图. 由图 1 可知, 北京、浙江、上海、天津、福建、江苏、河北、吉林位于第 1 象限, 表现为正自相关关系的集群 (HH), 是创新能力较强的地区; 西藏、青海、新疆、云南、四川、宁夏、甘肃、贵州、陕西、内蒙古、广西等西部省域, 以及湖北、山西、湖南、河南等中部省域位于第 3 象限, 同样是正的空间自相关关系的集群 (LL), 但为创新能力较弱的区域, 而且创新能力在不断弱化; 其他省域位于第 2 象限 (安徽、江西)、第 4 象限 (广东、辽宁、山东、重庆、黑龙江), 为负的空间自相关关系 (LH 或 HL), 而海南则同时跨了第 2 和第 3 象限. 当然, 位于 2, 4 象限的省域不多 (只有 7 个). 第 1, 3 象限省域创新集群局部的 HH 和 LL 分化, 从某种程度上可以认为我国省域创新在地理空间的分布上存在着依赖性和异质性, 显示出了创新集群的核心—边缘空间分布格局, 表现为局部高值的沿海集群地区是全国经济发展水平较高的区域, 而局部低值的西部集群地区是全国经济发展水平较低的区域.



Moran's $I = 0.3600$

图 1 基于空间自相关 Moran 指数的省域创新集群散点图

Fig. 1 Provincial innovation cluster scatterplot of Moran's I based on spatial autocorrelation

以上定量地证明中国省域创新产出确实存在着空间的集群现象, 地区差异比较显著. 这表明传统的只从时间维度出发, 忽视空间维度的相关性和异质性的创新集群研究, 在理论上存在不足, 与创新实践可能不符. 有必要对企业研发的效果、大学研发的溢出效应、大学与企业的结合以及区域创新集群的成因进行空间计量经济的检验和分析.

2.2 空间计量检验与分析

空间相关分析虽然可以定量证明中国省域创新产出的空间相关性及是否存在集群行为, 但对造成省域创新产出集群行为的影响因素和形成原因未能做出定量分析. 为此, 以下我们采用空间计量经济分析法, 以中国大陆 31 个省域为空间单元进行区域创新产出集群成因的空间计量检验和分析.

根据 Griliches-Jaffe^[1,2] 提出的知识生产函数 (knowledge production function), 本文基于 Anselin, Varga 和 Acs^[3] 等人认为的研发经费支出将导致直接的发明结果的一般研究基本假定, 以十万人专利授权数 (I) 为因变量, 大学 (U)、企业 (E) R&D 投入占 GDP 的比例, 以及万人大中型工业企业科学家工程师全时当量 (Exp) 与大学 R&D 占 GDP 比重的乘积 ($U * Exp$) 为自变量, 采用如下双对数线性的知识生产函数模型

$$\log I_i = \beta_0 + \beta_1 \log U + \beta_2 \log E + \beta_3 \log (U * Exp) + \varepsilon_i$$

式中: β 为回归参数; i 为 1, 2, ..., 31 个省域; ε 为随机误差项.

为了验证创新投入产出的滞后性假设, 以 2000、2001、2002、2003 年 I 分别为被解释变量, 以 2000 年 31 个省域的 U 、 E 和 $U * Exp$ 分别作为解释变量, 首先进行 OLS 估计, 结果发现滞后二阶的模型估计结果拟合度比较好, 因此本文报告了以 2002 年的 I 为被解释变量、以 2000 年的 U 、 E 和 $U * Exp$ 分别作为解释变量的 OLS 估计结果, 同时报告通过 Moran 指数检验、两个拉格朗日乘数来判断空间计量经济学模型 SLM 和 SEM 的形式, 结果见表 1. 利用极大似然估计 (ML) 的空间计量经济参数估计结果如表 2 所示.

表1 OLS 估计结果

Table 1 Estimation results of OLS

模型	回归系数 β	标准差 $\hat{\sigma}$	t 统计值	小概率 p 值
C	-1.701 6	1.073 8	-1.584 7	0.124 7
U	0.081 0	0.164 6	0.492 0	0.626 7
E	0.888 7**	0.341 0	2.605 9	0.014 7
$U * Exp$	-0.026 3	0.028 5	-0.925 6	0.362 8
R^2	0.597 9			
R^2_{adj}	0.553 2			
F	13.384 7*			
$LogL$	-31.851 0			
AIC	71.702 0			
SC	77.437 9			
空间依赖性检验	MI/DF	值	小概率 p	
Moran 指数(误差)	0.274 9	2.716 3*	0.006 6	
LMLAG	1	3.456 0***	0.063 0	
R-LMLAG	1	0.017 2	0.895 7	
LMERR	1	5.003 2**	0.025 3	
R-LMERR	1	1.564 3	0.211 0	

注:***、**、* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

由表1的OLS回归结果可知,大学和企业研发投入的回归系数符号均为正,与预期基本一致。虽然模型整体上是显著的,但是大学研发投入未能通过5%的变量显著性检验,而企业研发则通过了5%的变量显著性检验,大学与企业结合的乘积系数亦未能通过5%的显著性检验,同时模型拟合优度 R^2 仅为55.32%,这说明本文选择的变量对创新产出的空间分布问题的解释能力还不够高。原因可能有两个,一是遗漏了重要的变量,二是模型设定有问题,譬如未能考虑截面单元(省域)之间的空间自相关性。

实际上,空间统计的Moran指数检验已经证明了31个省域的创新产出具有明显的空间自相关性,经典线性回归模型的OLS估计可能存在模型设定不恰当问题。为了进一步验证空间自相关性的存在,由表1中的Moran指数检验、两个拉格朗日乘数的空间依赖性检验结果显示:Moran指数(误差)检验证明经典回归误差具有很强(1%的显著性水平下)的空间依赖性(相关性);同时为了区分是内生的空间滞后还是空间误差自相关,根据2.3的判别准则,表1中的拉格朗日乘子误差和滞后及其稳健性检验表明,LMERR在5%

水平上比LMLAG更加显著,且R-LMERR在10%水平上较显著而R-LMLAG不显著,因此空间误差模型应是更加恰当的模型形式。比较表1和表2中的检验结果发现,空间误差模型是更恰当的模型,其拟合优度检验值最高,为69.47%,明显高于OLS模型估计的拟合优度检验值(55.32%)和空间滞后模型(SEM)的拟合优度检验值 R^2 (64.57%)。当然,由于采用ML法估计参数,基于残差平方和分解的拟合优度检验的意义不是很大,因此,本文比较了对数似然函数值 $LogL$ 、 AIC 和 SC 值就会发现,空间误差模型的 $LogL$ 最大(-28.9761), AIC 和 SC 值最小(分别为65.9522和71.6882),因此SEM模型是最优的模型。

另外,SLM的 ρ 未能通过5%的显著性检验,表明由大学、企业研发投入决定的创新产出在省域之间尚未形成空间扩散(溢出)效应;而参数 λ 通过了1%的显著性检验,表明省域之间的创新存在较强的空间依赖作用,即相邻地区的创新具有空间上的相互影响,表现为创新集群现象。这与Jaffe^[1]、Griliches^[2]、Anselin, Varga 和 Acs^[3]、Bode^[4]等的研究结论基本一致。也就是说,地理空间上相互邻近有利于区域研发主体之间创新的空

间交互作用,在地理上与大学(包括科研机构)相邻近的企业有利于从大学获得知识溢出,进而促成地区创新集群的形成.可见,基于 OLS 法的经典线性回归模型由于遗漏了空间误差自相关性而设定的模型不够恰当.这也验证了这样的观点:区域之间的创新产出都不可能没有联系.以

往的研究大多假定地区之间相互独立,导致了基于 OLS 法估计结果及推论可能不够可靠,需要通过引入空间差异性和空间依赖性对经典的线性模型进行修正.以下的分析主要以 SEM 模型为主,同时综合分析 3 种模型以检验回归系数的稳健性.

表 2 ML 估计结果

Table 2 Estimation results of ML

变量	SLM				SEM			
	β	Std. E	t 值	p 值	β	Std. E	t 值	p 值
C	-1.506 1	0.942 2	-1.598 5	0.109 9	-1.161 0	0.847 2	-1.370 4	0.170 6
U	0.019 5	0.145 7	0.134 1	0.893 3	0.026 0	0.128 5	0.202 6	0.839 5
E	0.728 9**	0.310 7	2.345 6	0.019 0	0.804 3*	0.260 7	3.085 7	0.002 0
U * Exp	-0.015 9	0.025 5	-0.624 2	0.532 5	-0.020 9	0.020 9	-0.998 7	0.318 0
ρ/λ	0.328 9	0.180 3	1.823 6	0.068 2	0.576 9*	0.169 3	3.407 6	0.000 7
统计检验	值	p 值			值	p 值		
R^2	0.645 7				0.694 7			
LogL	-30.293 0				-28.976 1			
LR	3.116 0	0.077 5			5.749 7**	0.016 5		
AIC	70.585				65.952 2			
SC	77.755 9				71.688 2			

注:***、**、* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验.

由表 2 中 SEM 模型可知:大学研发投入与十万人专利授权数之间的回归系数未能通过 5% 水平下的显著性检验,表明大学研发对区域创新没有形成明显的知识溢出作用,而企业研发投入在 3 个模型中均通过了 2% 水平下的显著性检验.这表明,在其他条件不变的情况下,企业研发投入每增长 1%,对省域创新则有 0.80% 的贡献,说明企业研发对创新集群产生了显著的正面促进作用,而且这种作用是稳健的.综合起来看,在样本区间内,我国各个地区以专利衡量的创新影响因素中,企业研发的作用正在显现,尽管目前企业在国家和地区自主创新体系中的主体地位尚未建立,而大学知识创新能力尽管相对较强,但是大学 R&D 对区域创新的知识溢出效应存在但还不够明显.另外,本文发现大学与企业的结合未能有效地促进区域创新集群的形成,OLS 高估了企业对区域创新的作用.

3 结论与建议

由于区域创新是根植在当地的社会经济文化环境中的行为,空间差异和地理邻近性是影响和决定区域创新不可替代的因素,企业研发投资行为的区位选择,大学知识创新能力的空间溢出模式因环境和空间分布的不同可能迥然相异.采用极大似然(ML)估计法,考虑地理空间效应的空间滞后模型和空间误差模型,是研究大学、企业和区域创新集群机制及其成因的较好方法.传统的时间序列为主的统计相关分析法、回归分析法,在现实区域创新集群研究中普遍存在空间相关(依赖性)和空间差异(异质性)的情况下,直接采用普通最小二乘法(OLS)进行线性回归分析,可能导致模型设定不恰当问题,从而导致推断结论不够准确.

地理区位和空间邻近对省域创新集群具有重

要作用. 样本区域内的计量分析结果显示, 大学研发投入对省域创新集群虽未形成空间扩散(溢出)效应, 但省域之间的创新存在较强的空间依赖作用, 表现为创新集群现象. 我国 31 个省域创新这种在地理分布上存在的空间相互作用和差异性, 显示出创新集群的核心—边缘空间分布格局, 表现为局部高值的沿海集群地区是全国经济发展水平较高的区域, 而局部低值的西部集群地区是全国经济发展水平较低的区域. 通过科学的具有战略性、技术预见性的区域创新规划研究, 在有利于包括原始创新、集成创新和消化吸收再创新的自主创新科技政策指导下, 合理制定不同经济发展水平和不同创新能力区域的创新集群战略和发展策略, 构成新世纪中国国家重大战略决策和部署的重要内容之一.

企业研究与开发对省域创新集群具有显著的作用, 且企业正在逐渐成为省域创新的主体, 虽然其自主创新能力还不强. 大学的学术研究还没有表现出明显的知识溢出, 同时大学与企业研发的结合也没有对区域创新集群产生明显贡献. 制定科学合理的资金分配投入机制, 准确定位政府科研机构、大学、企业等研发主体的创新行为角色, 增强大学与企业研发的合作与互动, 加大研发主体、尤其是企业研究与开发能力是解决我国区域自主创新能力不强, 构建并形成地区创新体系的主要途径. 通过营建有利的创新集群形成的制度安排、社会环境和文化氛围, 探寻大学(尤其是研究型大学)与企业有机结合互动的方式、技术转移的渠道与知识溢出的机制, 是当前中国省域创新能力建设和创新集群形成研究需要考虑的重要问题.

参考文献:

- [1] Jaffe A. Real effects of academic research[J]. *American Economic Review*, 1989, 79(5): 957—970.
- [2] Griliches Z. Productivity, R&D, and basic research at the firm level in the 1970's[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(1): 141—154.
- [3] Anselin L, Varga A, Acs Z. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations[J]. *Journal of Urban Economics*, 1997, 42: 422—448.
- [4] Bode E. The spatial pattern of localized R&D spillovers: An empirical investigation for Germany[J]. *Journal of Economic Geography*, 2004, 4(1): 43—64.
- [5] Varga A. Local academic knowledge spillovers and the concentration of economic activity[J]. *Journal of Regional Science*, 2000, 40(2): 289—309.
- [6] 杨 洸, 雷家骕. 国外创新集群研究述评[J]. *经济学动态*, 1996, (6): 48—50.
Yang Guang, Lei Jiasu. Review on study of abroad innovation cluster[J]. *Economic Perspectives*, 1996, (6): 48—50.
(in Chinese)
- [7] 宁 钟. 创新集群与知识溢出集中化问题分析[J]. *科研管理*, 2005, 26(2): 68—70.
Ning Zhong. Analysis on localization innovation cluster and knowledge spill-over[J]. *Science Research Management*, 2005, 26(2): 68—70. (in Chinese).
- [8] 易余胤, 肖条军, 盛昭瀚. 合作研发中机会主义行为的演化博弈分析[J]. *管理科学学报*, 2005, 8(4): 80—87.
Yi Yuyin, Xiao Tiaojun, Sheng Zhaohan. Evolutionary game analysis on opportunistic behavior in cooperative R&D market [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2005, 8(4): 80—87. (in Chinese)
- [9] 毕克新, 吴勃英, 冯英浚. 测算高校 R&D 综合实力的二次相对评价方法[J]. *管理科学学报*, 2000, 3(3): 89—94.
Bi Kexin, Wu Boying, Feng Yingju. The binary relative evaluation method of measure in the R&D comprehensive strength of high college[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2000, 3(3): 89—94. (in Chinese)
- [10] Anselin L. *Spatial Econometrics; Methods and Models*[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [11] 吴玉鸣. *中国经济增长与收入分配差异的空间计量经济分析*[M]. 北京: 经济科学出版社, 2005.

WU Yuming. A Spatial Econometric Analysis on Difference of China's Economic Growth and Income Distribution[M]. Beijing: Economic Science Press, 2005. (in Chinese)

[12] Moran P A P. Notes on continuous stichastic phenomena[J]. *Biometrika*, 1950, 37(1/2), 17—23.

[13] Anselin L, Florax R. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models[J]. In Anselin L and Florax R Eds. *New Directions in Spatial Econometrics*[M]. Berlin: Springer, 1995. 21—74.

Spatial econometric analysis of R&D spillovers and regional innovation cluster

WU Yu-ming^{1,2}, HE Jian-kun²

1. School of Economics & Management, Guangxi Normal University, Guilin 541004, China;

2. School of Public Policy & Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China

Abstract: Moran index of spatial statistics, spatial error model and spatial lag model are used to analyze the regional innovation cluster and its causal factors, such as university and enterprise R&D expenditure, in China's 31 provincial regions in 2000—2002. The spatial econometric results show that heterogeneity and interdependence in the spatial distribution of provincial innovation and an obvious spatial cluster does exist, the main contribution to regional innovation cluster is enterprise R&D expenditure, while university R&D expenditure does not have obvious influence on regional innovation cluster, and the combination of university R&D expenditure and enterprise full-time equivalent of R&D personnel does not show obvious influence on regional innovation cluster either.

Key words: Moran index; spatial error model; spatial lag model; R&D spillovers; regional innovation cluster