

创新要素集聚、政府支持与科技创新效率

——基于省域数据的空间面板计量分析

余泳泽*

摘要: 本文运用空间面板计量方法研究了创新要素集聚、政府支持与科技创新效率之间的关系。实证研究的结果表明:我国科技创新效率具有明显的空间相关性。创新要素集聚对于科研机构创新效率具有负影响,对于高校的影响不显著,而对于企业的影响为正。政府支持对于科研机构 and 高校创新效率的影响具有不确定性,而对于企业具有负影响。制度因素对于科研机构 and 高校创新效率没有明显影响,而对于企业具有明显的正影响。人力资本对于高校和企业创新效率具有正影响。FDI因素对于企业创新效率具有正的外溢效应。因此,政府需要通过对人力资本的知识 and 健康投资,提高人力资本的质量,才能实现更快的创新产出和经济增长。

关键词: 创新要素集聚 政府支持 空间面板模型 创新效率

新经济增长理论认为,经济增长最持久的源泉在于知识生产和人力资本积累,技术进步和创新是一个国家经济发展的推动力。伴随知识经济的发展和科技全球化水平的不断提升,科技创新水平已成为衡量一个区域竞争力的关键因素。随着我国制造业空间聚集程度的不断提高,以研究与开发(R&D)要素和专利为代表的创新行为也出现了空间集聚的现象。^①创新的空间集群是区域创新一个异常明显的现象,如美国硅谷和波士顿 128号公路就是产业集群和创新空间集群的典型实例。知识创新和知识生产函数理论的发展使创新的空间外溢得到专家学者的普遍认同,虽然外溢的知识是纯公共物品,对于它的利用具有非竞争性和非独占性的特点,但是外溢的知识大多是默会性知识(tacit),难以长距离传递,它基本上是一种本土化的公共物品。^②那么,我们所关心的是创新资源的空间聚集、政府的政策支持能否带来创新效率的提高。本文将就此问题展开研究,同时也希望能够对我国区域创新体系建设提供一些有益的经验。

一、文献述评

20世纪80年代以来,创新行为、创新聚集和创新效率及其与区域经济增长的关系逐渐成为研究的热点。进入90年代后,各国学者开始纷纷尝试运用计量方法就创新的空间聚集、创新效率展开实证性的研究。本文将从实证研究的方法、研究对象和代理变量的选择三个方面对现有文献展开综述,进而从中总结出适于本文研究的思路与方法。

20世纪60年代,经济地理学因其在技术创新空间扩散方面的研究而获得广泛赞誉,但是创新的空间测

* 余泳泽,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:yongze125@126.com。

基金项目:教育部哲学社会科学重大课题“全球金融危机对我国产业转移和产业升级的影响及对策研究”(编号:09JZD0018)。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

①李志刚等(2006)采用Theil方法以专利授权量度量了我国创新行为的不均衡性,其测度的Theil熵值由1994年的0.3554提高到2004年的0.6509。张明倩(2006)采用洛仑兹曲线和基尼系数测度了我国制造业创新活动的区域聚集程度,发现制造业创新活动具有很强的区域不均衡性。

②尽管全球化和技术水平的提高使得较远距离的空间货物运输和信息传递成本降低,但是地理距离对经济增长的影响并未消失。每个人都有可能在任何地方付出很小的成本来获取信息,但不能获得知识,因为知识是嵌入在人力资本里随时间而累积的(吴玉鸣,2006)。所以说,默会性知识对公司和地理区位是有粘性的,在不计成本的情况下无法轻易传播。

度问题一直难以解决。随着空间计量经济学的发展,创新的空间测度问题得到了有效的解决。现有创新要素空间聚集度指标主要分为两类,第一类是不能度量溢出效果的指标,包括区位熵(LQ)、水平集聚区位熵(HCLQ)、区域基尼系数(LGC)和Herfindahl-Hirschman指数(HHI);第二类是在一定程度可以测度溢出效果的指标,包括Ellison-Geser地理集中度指数(EGGI)和地理集中度指数(GCI)(赵建吉、曾刚,2009)。本文在测度创新要素空间聚集度时借鉴Henderson(1995)研究中采用的测度方法计算了创新要素聚集度,具体计算公式将在本文第三部分详述。现有创新效率的研究方法主要有两种,一种是以数据包络分析(DEA)为代表的“非参数法”,另一种是以随机前沿分析(SFA)为代表的“参数法”。但是,本文认为在效率的测算中SFA方法较之DEA方法更具适用性,这是因为:第一,SFA方法作为一种经济计量方法,既可以对模型中的参数进行检验,也可以对模型本身进行检验,而DEA方法作为一种数学规划方法则难以做到这一点,即无法对前沿面的适用性进行判断,也正因如此,许多经济学家普遍认为SFA方法较之DEA方法更具优势;第二,DEA方法暗寓着所有的效率影响因素都已被模型所涵括,即不存在非投入的影响因素(也称环境影响因素),这显然是不现实的,也容易在计算上导致不精确,而SFA方法将非投入的影响因素以随机扰动项来表示,克服了这一逻辑矛盾,SFA方法在测量误差和统计干扰处理上具有优势。为此,本文将预先设定多种随机前沿生产函数形式,并通过检验来确定使用其中最优化的一种,进而计算我国各创新主体的创新效率。在实证分析方法上,面板计量方法已经成为研究创新效率影响因素的主流实证方法。但是由于创新要素的空间聚集性的存在,使得某个空间单元上的某种经济现象或某一属性值与邻近空间单元上的同一现象或属性值往往是相关的(Anselin,1988)。空间依赖的存在打破了大多数经典统计和计量分析中相互独立的基本假设,使得实证结论在精确性和解释力上受到了诸多限制。而空间面板计量方法可以有效地解决空间相关性的问题,为此,本文运用空间计量技术进行模型估计以克服空间自相关的问题。

既有文献对创新行为的研究主要围绕单一对象展开,如针对某一个产业或行业。但是创新活动是一个复杂的系统,基本成员包括厂商、政府机构与知识设施,这些行动者在创新活动中扮演不同的角色,透过这些行动者,刺激知识创新活动的引发、扩散、生产与整合。近期兴起的三螺旋模型正是强调了创新行动者间的密切互动连结,三螺旋模型的主要论点是:以知识为基础的大学、产业和政府之间的相互作用是改善创新活动的关键所在,也是区域经济成长和更新发展的重要环节。近年来已有众多学者提出了大学、产业和政府间关系传递过程模式,如国家创新系统以及区域创新系统。企业、大学、科研机构和政府部门被认为是创新体系的主要构成部分。我国学者也对区域创新体系的主体进行了大量研究,认为区域创新系统是指由一个区域内参加技术创新和扩散的企业、大学和科研机构、中介服务机构以及政府组成的,为创造、储备、使用和转让知识、技能和新产品提供交流关系的网络系统。为此,本文将区域创新主体分为企业、大学和科研机构,利用区域研发投入和产出的面板数据,考察创新要素聚集程度、政府支持程度以及制度环境对科技创新效率的影响。

在代理变量选择上,研究技术变化的主流理论模型是Griliches(1979)提出的知识生产函数(KFP)模型。模型中最重要的投入变量是R&D,其他的输入变量包括人力资本、熟练劳动力、教育水平等(Cohen and Klepper,1996)。而知识创造和科技的绩效是一个内生变量,大量实证研究结果发现,KFP模型作为一个经验模型,知识生产函数确实存在,而且在知识和创新研究中是一个很好的统计模型。因此,大部分研究都遵循KFP理论模型设定研究变量,其中在投入变量方面无较大争议,一般研究都认为研发经费和人力投入是知识生产和创新的主要投入,但是在产出变量选择上却存在着众多争议。目前研究选择的产出变量主要有新产品销售收入、专利和发明数量等。由于本文将区域创新主体分为企业、大学和科研机构,一般来讲,科研机构和高校的产出主要以知识技术类为主,主要有专利和非专利技术,包括高质量的论文数、学术专著数、获国家奖励数、受理或授权的发明专利数等。由于专利数据易于获得,同时专利和技术创新关系密切,并且专利标准客观、变化缓慢,所以专利不失为作为测量技术创新产出的相当可靠的指标,但关于运用专利数据研究创新和知识外溢的方法在学术界颇受争议。Griliches(1996)指明专利对于创新产出来说存在不足之处,如很多创新活动并没有申请专利,而且专利所带来的经济价值存在很大差异,专利申请或授权只是把研发投入转化为知识产出,这仍属于一种中间产出,专利并不能代表高校和科研机构的最终结果,而论文和专著数量则无法进行定量分析。为此,鉴于数据的可得性,本文选择技术转让金额近似代表高校和科研机构的最终成果,虽然这一数据并不能完全反映高校和科研机构创新产出,但基本上能够较好地代表科研机构和高校在区域创新体系建设上实现的市场化产出。对于企业来讲,其科技创新的产出形式多为直接产品,而新产品销

售收入则是一个很好的衡量指标。为此, 本文选择新产品销售收入作为企业在区域创新体系建设上的产出变量。

综上所述, 本文将区域创新主体分为企业、大学和科研机构, 在实证方法上将采用最新发展的空间面板数据模型 (Spatial Panel Data Model SPDM), 以知识生产函数 (KFP) 模型为基础, 将研发经费和研发人力作为创新投入变量, 以技术转让金额作为高校和科研机构创新产出变量, 以新产品销售收入作为企业创新产出变量, 考察了创新要素聚集程度、政府支持程度以及制度环境等因素对科技创新效率的影响。

二、科技创新效率的测算

(一) 数据选取

本文选取的样本为 2002-2008 年 29 个省市自治区省级面板数据。^① 数据主要来自《中国科技统计年鉴》(2002-2009)、《中国教育统计年鉴》(2002-2009)、《中国统计年鉴》(2002-2009) 和《中国社会统计年鉴》(2002-2009), 各地方统计年鉴 (2002-2009) 及中经网和资讯行数据库网, 并对相关数据进行了整理。在投入指标数据处理方面, 本文采用了 R&D 资本存量指标, 基年为 2002 年, 以 2002 年经费支出除以 15% 作为该地区的初始资本存量, 并采用 15% 的折旧率。^② R&D 人员指标, 本文假设每年内人员增长是匀速的, 所以 R&D 人员的年平均数等于本年度年底人员数与上一年度年底人员数之和除以 2。在进行上述处理前, 本文利用朱有为和徐康宁 (2006) “研发价格指数”的计算方法将 R&D 投入经费进行了平减, 对企业产出采用工业增加值指数进行了平减处理。

(二) 模型估计与创新效率测算

借鉴 Battese 和 Coelli (1995)、Kumbhakar (2000) 模型, 本文将生产函数假定为超越对数函数形式, 设定区域创新体系的生产函数为两项要素投入: 研发资本 (K) 和研发人员 (L), 模型如下:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 t + 1/2 \beta_4 (\ln K_i)^2 + 1/2 \beta_5 (\ln L_i)^2 + 1/2 \beta_6 t^2 + \beta_7 \ln K_i \ln L_i + \beta_8 t \ln L_i + \beta_9 t \ln K_i + v_i - u_i \quad (1)$$

第 i 个地区创新活动的技术效率水平由 TE_i 表示。^③ 式 (1) 中, v_i 为随机干扰项, 服从标准正态分布; u_i 为技术无效率项, 呈非负的 0 点截断正态分布, 其可表示为 $U_i = \{u_i \exp[\eta(t-T)]\} \sim i i N^+ (\mu, \sigma_u^2)$, η 为技术效率水平的时变参数。LR 单边似然比检验表明, 允许参数 μ 和 η 自由取值较之对其施加 0 约束更具适宜性, 为此我们在下面的计量过程中允许 μ 和 η 自由取值。为了检验 (1) 式的适宜性, 本文作出如下假设: (1) $H_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$ 即生产前沿函数采用 Cobb-Douglas 生产函数形式; (2) $H_0: \beta_3 = \beta_6 = \beta_8 = \beta_9 = 0$ 即没有技术进步; 所有的假设都使用广义似然率统计量来检验, $\lambda = -2 \ln[L(H_0)/L(H_1)]$, $L(H_0)$ 、 $L(H_1)$ 分别是零假设 H_0 和备择假设 H_1 前沿模型的似然函数值。如果零假设成立, 那么检验统计量 λ 服从混合卡方分布, 自由度为受约束变量的数目。

利用 Frontier 4.1 软件计算得出的上述模型具体估计结果如表 1 所示。^④

从表 1 可以看出, 模型的 γ 均通过了显著性检验, 表明模型的随机误差项有较为明显的复合结构, 且技术无效率不存在的 LR 检验拒绝了原假设, 这些均表明运用随机前沿模型要较之传统计量模型更为适合刻画我国创新活动的生产函数。此外, 从模型各参数的估计结果看, 几乎都较好地通过了变量的显著性检验, 这表明运用该模型对经验数据的拟合程度较为理想。基于上述模型计算结果显示, 各省级地区的高校的技术创新效率较低, 2002-2008 年平均效率仅为 0.562, 科研机构的技术创新效率平均为 0.255, 企业的科技创新效率

①西藏、青海两个地区由于个别年份数据缺失, 而且数据波动较大, 趋势性不强, 不便于补全数据, 因此首先剔除这两个地区。

②Wang 和 Szirmai (2003), Hu Albert 和 Gary (2004) 分析中国样本数据时都采用了 15% 的折旧率。

③技术无效项估计式为: $TE_i = E[\exp(-u_i) | v_i - u_i] = [\exp(-\mu_i + \frac{1}{2} \sigma_u^2)] / [\frac{\Phi(\mu_i \setminus \sigma_u - \sigma_u)}{\Phi(\mu_i \setminus \sigma_u)}]$, 其中, $\mu_i = \frac{\sigma_v^2 (\delta Z_i) - \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$,

$\sigma_u^2 = \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$

④模型检验结果显示高校和科研机构采用超越对数形式生产函数较为合适, 而企业的科技创新更适于用 Cobb-Douglas 生产函数来刻画, 且存在伴随时间的技术进步。

平均为 0.656,限于篇幅,本文对此不再做进一步的详细研究。

表 1 模型结果

	模型 (高校)		模型 (科研机构)		模型 (企业)	
	系数	检验值	系数	检验值	系数	检验值
β_0	9.383 ^{***}	4.28	-1.590 ^{**}	1.73	6.391 ^{***}	21.36
$\ln L$	8.078 ^{***}	4.79	-4.678 ^{***}	-5.99	0.351 ^{***}	3.56
$\ln K$	-3.479 ^{***}	-2.84	3.851 ^{***}	8.24	0.292 ^{***}	2.64
t	-0.497 [*]	-1.44	0.237	0.76	0.071 [*]	2.30
$(\ln L)^2$	1.336 ^{***}	4.22	-1.584 ^{***}	-7.13		
$(\ln K)^2$	0.464 ^{***}	2.60	-0.936 ^{***}	-6.30		
t^2	-0.009	-0.35	-0.022 ^{***}	-38.59		
$\ln L \times \ln K$	-1.688 ^{***}	-3.56	2.430 ^{***}	8.03		
$t \times \ln L$	-0.162 [*]	-1.46	0.094	0.537		
$t \times \ln K$	0.122 [*]	1.55	0.013	0.10		
σ^2	3.33 [*]	1.40	1.19 ^{**}	6.09	0.679 ^{***}	4.36
γ	0.88 ^{***}	8.06	1.00 ^{***}	297	0.695 ^{***}	7.26
Log - Likelihood	-225.8		-221.6		-154.1	
IR 检验	10.65		103.6		137.1	

注: * 表示 10% 的显著性水平, ** 表示 5% 的显著性水平, *** 表示 1% 的显著性水平。

三、空间计量模型及创新效率空间相关性检验

(一) 空间计量模型

经典计量经济学中的线性回归模型的经典假定面对异常复杂的经济系统和因素变量之间的交互影响,尤其是遇到横截面数据之间存在空间自相关性和空间异质性时,经典计量的线性回归模型在测算过程中就难免出现偏差,而空间计量经济方法是在继承和发展经典统计和计量方法的基础上,将经典统计和计量方法应用于与地理位置及空间交互作用相关的地理空间数据,通过地理位置与空间联系建立的统计与计量关系,以统计和计量方法识别和度量空间变动的规律与空间模式的决定因素(吴玉鸣,2006)。空间计量方法在研究中主要用到两类模型。当模型的误差项在空间上相关时,即为空间误差模型(Spatial Error Model SEM);当变量间的空间依赖性对模型显得非常关键而导致了空间相关时,即为空间滞后模型(Spatial Lag Model SLM)(Anselin,1988)。

SEM 模型可表示为:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{itj} + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon_{it} &= \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \\
 \mu_{it} &\sim N(0, \sigma^2 I)
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

SLM 模型可表示为:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= \alpha_0 + \rho W Y_{it} + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{itj} + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma^2 I)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

式(2)和式(3)中,脚标 i, t 分别标示各个地区和样本的观察年度; Y 为因变量; X_j 为一组自变量; ε_{it} 和 μ_{it} 为服从正态分布的随机误差项; α_0 为截距, α_j, ρ, λ 为系数; W 为空间权重矩阵。由于实际操作中的自由度限制,空间权重矩阵无法利用数据和模型生成。根据目前国际国内文献中通行的设定方法,本文这里使用距离的一阶相邻函数矩阵来表示,即将相邻的区域赋予 1,不相邻的区域赋予 0(Lesage,1999)^①。由于空间自相关的存在,用传统的 OLS 方法来估计 SEM 模型虽然是无偏的,但是不具有有效性,而用其来估计 SLM 模型则不仅是有偏的,而且是不一致的。为克服这一问题,本文采用了 Elhorst(2003)针对空间面板模型的极大似然

① 本文将边界毗邻的省份间设置为 1,不接壤的省份间设置为 0。对于无陆地接壤的海南省,考虑到空间距离的接近和经济联系的紧密程度,我们将其与广东省和广西壮族自治区视为相邻地区。

估计方法, 并采用对数似然函数值 (Log- Likelihood) 来判断模型适宜性。

(二) 空间相关性检验

关于判断地区变量间是否存在空间相关性的检验, 目前一般使用由 Moran (1950) 提出的空间自相关指数 $Moran I$ 。 $Moran I$ 的取值范围为 $(-1, 1)$ 。 当其大于 0 时, 表明各地区间某经济变量为空间正相关, 即存在空间集聚现象; 当其小于 0 时, 表明各地区间某经济变量为空间负相关, 即存在空间排斥现象; 当其等于 0 时, 表明各地区间某经济变量与区位的分布相互独立。 $Moran I$ 的绝对值越大, 表明所检验的经济变量的空间相关性越强。 $Moran I$ 的计算方法如下:

$$Moran I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

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

可以用式 (5) 检验是否存在空间自相关关系:

$$Z(d) = \frac{Moran I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (5)$$

其中, $E(I) = -\frac{1}{n-1}$, $VAR(I) = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0 (n^2 - 1)}$, $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$, $w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (W_{ij} + W_{ji})^2$, $w_2 = \sum_{i=1}^n (W_{i*} + W_{*j})^2$, W_{i*} 和 W_{*j} 分别为空间权值矩阵中 i 行和 j 列之和。

表 2 给出了 Stata10.0 软件计算得出的 2002-2008 年中国各创新主体创新效率的 $Moran I$ 检验结果。 数据显示: 科研机构在 2002 年、 2004 年和 2008 年存在空间自相关, 而在其他年份空间自相关性不明显。 这是因为科研机构特别是国家级科研机构在全国的布局较为分散, 尤其是在我国传统体制下的军工等涉及国家安全的科研机构主要布局在中西部地区, 这就造成了这些机构在科研成果市场化过程中效率并不是很高, 进而研发效率的区域特征不是十分明显。 高校在 2005 年空间相关性没有通过显著性检验, 其他年份都通过了显著性检验, 这说明随着经济的发展, 高校的创新要素和创新效率具有一定的空间外溢性。 企业在 2002-2008 年各个年份中的 $Moran I$ 值均通过了 1% 水平下的显著性检验, 且各个 $Moran I$ 值均为正值, 说明全国各省份企业创新的空间分布并非表现出完全随机状态, 而是表现出空间集聚现象。 因此, 运用空间计量模型对我国各创新主体创新效率及其影响因素进行研究要较之传统计量方法更为适宜。

表 2 中国各地区创新效率的 $Moran I$ 空间自相关检验结果

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
科研机构	0.150* (1.712)	0.084 (1.085)	0.143** (1.621)	0.041 (0.714)	0.037 (0.684)	0.088 (1.174)	0.118* (1.372)
高校	0.153* (1.719)	0.104 (1.292)	0.185* (1.347)	0.054 (0.827)	0.144** (1.632)	0.185** (2.038)	0.165* (2.438)
企业	0.429*** (4.159)	0.350*** (3.462)	0.426*** (4.133)	0.428*** (4.170)	0.415*** (4.059)	0.403*** (3.944)	0.412*** (3.745)

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下通过了显著性检验; 括号内为 z 统计量。

四、实证结果分析

(一) 影响变量选取及处理

由于产业聚集性带来了创新要素聚集, 而大部分研究认为创新要素聚集会通过外溢效应, 进而以相互“搭便车”的方式对技术创新效率产生正面影响, Porter (1998) 指出由于存在技术重叠, 相关产业和研究成果的技术流动使得创新更有效率。 因此, 我们认为创新要素的聚集对于创新效率会有较大的影响。 本文中要素聚集指标借鉴 Henderson (1995) 研究中采用的方法, 具体公式如下:

$$PS_{ij} = \frac{\text{创新总投入}_{ij} \setminus \sum_i \text{创新总投入}_{ij}}{\sum_j \text{创新总投入}_{ij} \setminus \sum_i \sum_j \text{创新总投入}_{ij}} \quad (6)$$

其中 i 代表创新主体类型, j 代表地区。 为了估计需要, 我们利用公式 $(PS - 1) / (PS + 1)$ 对指数进行规格

化处理。

从国际经验来看,当今世界公认的创新型国家,无不走过了政府主导下的技术创新历程。在工业化的初期和中期,民间力量较为薄弱,绝大部分研发投入、研发机构和科研人员应由政府提供,政府需要在技术创新中处于主导地位。以波特的“钻石模型”为代表的战略管理学派强调了政府与机遇因素在产业集群中的重要性。Saxenian(1994)认为,波士顿128号公路地区的发展是以政府为主导形成的,而硅谷地区创新能力源于市场的丰富科技资源、不断衍生和壮大的创新型企业、政府的新政策和管理方法,以及区域主体间互动产生的协同创新能力。国内学者李伟红和陈燕(2007),曹利民(2008)等采用实证分析支持了政府对区域创新体系建设的重要作用。所以,我们认为政府支持因素对于创新活动和创新效率会产生影响。本文中政府支持变量采用了科技活动经费筹集额中政府资金比例来测度,并考虑滞后一期,选用这一指标可以反映政府在国家创新体系中的支持强度,从而可以测度政府支持对国家创新体系建设的影响。

此外,在控制变量方面,本文选取了制度变量和人力资本。其中,制度对于创新效率的影响主要体现在以下几个方面:(1)克服集体行动中的“搭便车”行为,提高经济个体从事创新性行为的动力;(2)好的制度设施能有效利用分散在大众中的知识,使服务业发展决策更科学,资源配置更合理;(3)增强承诺的可信度,避免经济主体陷于无尽的讨价还价之中,减少预算软约束现象,将资源集中于生产性活动;(4)规避寻租,好的制度能够限制权力滥用,规避非生产性的寻租行为;(5)稳定预期,好的制度设施能够促使经济主体形成良性的共同预期,使人们将注意力集中于价值创造活动而非价值转移活动,减少短视行为的发生。我国众多学者在研究技术创新效率时都引入了制度因素,并认为制度因素是影响技术创新效率的重要因素。人力资本及其发达程度是影响创新环境的重要因素, Lucas(1988)认为中等层次人力资本更倾向于生产过程中的“边干边学”创新,高层次人力资本则更倾向于产品和技术方面的自主研发创新。因此,人口数量多寡并不是影响创新能力的关键,而是区域创新需要拥有在众多人口背后蕴藏的大量的有一定知识和技能(包括熟练劳动力)的人力资本。最后,在企业创新能力建设过程中,FDI对区域创新体系建设的影响非常重要,主流经济学认为FDI可以通过竞争示范效应、人员流动效应和供应链效应等对东道国企业产生技术外溢,从而有利于东道国企业进行技术创新。所以,我们在企业研发效率控制变量中加入了FDI变量。在指标处理方面,本文利用樊纲和王小鲁主持的“中国各地区市场化进程相对指数”系列研究结果作为测度各地区制度水平及其变迁的代理变量。人力资本采用人口平均受教育年限指标作为代理变量,具体计算中采用了陈钊等(2004)提供的方法。衡量FDI的水平可供选择的变量包括FDI企业的资产所占比重、人员所占比重以及产出所占比重,本文认为采用产出所占比重较为合理和可靠。

(二) 实证结果及分析

面板SEM模型和面板SLM模型的估计我们借助Matlab7.0软件来实现。为了便于比较,本文同时也对各创新主体创新效率影响变量进行了传统的面板数据计量估计。从表3给出的具体估计结果来看,在科研机构创新效率影响因素模型中,地区时点双固定的面板SEM模型估计结果在Log似然值上要优于传统面板模型和其他各种空间面板模型,同时双固定面板SEM模型的调整后 R^2 也很高。因此,本文将选择地区时点双固定的面板SEM模型对我国科研机构创新效率影响因素展开实证分析。在高校创新效率影响因素模型中,地区固定的面板SEM模型估计结果Log似然值较高,同时调整后 R^2 也很高。因此,本文将选择地区固定的面板SEM模型对我国高校创新效率影响因素展开实证分析。在企业创新效率影响因素模型中,地区固定的面板SEM模型估计Log似然值上要优于其他各种空间面板模型,同时地区固定的面板SEM模型的调整后 R^2 也很高,达到了0.946。因此,本文将选择地区固定的面板SEM模型对我国企业创新效率影响因素展开实证分析。

科研机构双固定面板SEM模型的估计结果显示,创新要素集中度和人力资本变量分别在1%和5%的水平下通过了显著性检验,但是创新要素集中度系数为负,这说明对于科研机构来说,创新要素集中对于创新效率具有负向影响。从创新要素集中度的地区数据来看,科研机构创新要素除了集中在北京、上海等经济相对发达地区外,在陕西、四川、甘肃和内蒙等地创新要素也较为集中,这些地区集中了较多军工类科研机构,而这些地区科研效率远远不及东部沿海发达地区,这就造成了科研机构创新要素集中度越高科研效率越低。人力资本对于科研机构创新效率具有明显的负影响,并且制度因素和政府支持对科研机构创新效率影响不明显,这说明科研机构在创新过程中市场化程度不高。造成政府支持资金对科研机构创新效率影响不显著的原因可能是我国科研机构的最重要的组成部分为国有的大院大所,企业性质的科研机构较少,而这些科研机构的科技创新资金大部分来自于政府的项目支持,所以在社会效益上的要求要大于对经济效益的要求,同

时政府对投入的政策资金缺乏有效的激励约束机制,使得各主体在政府资金的使用和自有资金使用的效率不同。

表 3 创新要素聚集、政府支持与各创新主体效率的空间计量结果 (2002 - 2008 年)

变量	传统个体 固定效应	面板 SLM 模型			面板 SEM 模型		
		地区固定	时点固定	双固定	地区固定	时点固定	双固定
模型 (科研机构)							
<i>PS</i>	- 0.122** (- 2.683)	- 0.138** (- 3.436)	0.012 (0.420)	- 0.136** (- 3.488)	- 0.146** (- 3.654)	0.016 (0.549)	- 0.141** (- 3.630)
<i>Government</i>	- 0.085 (- 0.691)	- 0.101 (- 1.057)	- 0.537** (- 4.068)	- 0.082 (- 0.968)	- 0.102 (- 1.047)	- 0.537** (- 4.105)	- 0.085 (- 0.999)
<i>System</i>	- 0.003 (- 0.122)	0.009 (0.583)	0.079** (7.546)	0.012 (0.810)	0.011 (0.671)	0.077** (8.084)	0.014 (0.900)
<i>Human</i>	- 0.080** (- 1.972)	- 0.059** (- 2.022)	0.083** (5.024)	- 0.047 (- 1.773)	- 0.066** (- 2.211)	0.079** (4.912)	- 0.050** (- 1.867)
<i>WY</i>		0.012 (0.117)	- 0.058 (- 0.653)	0.001 (0.010)			
$W\epsilon_{it}$					0.096 (0.997)	- 0.085 (- 0.838)	0.057 (0.584)
Adjust - R^2	0.875	0.911	0.506	0.913	0.911	0.503	0.914
Log - Likelihood	178.03	204.93	56.30	207.83	205.28	55.70	207.98
模型 (高校)							
<i>PS</i>	- 0.033 (- 0.442)	- 0.040 (- 0.566)	- 0.183** (- 4.499)	- 0.051 (- 0.740)	- 0.040 (- 0.567)	- 0.200** (- 5.051)	- 0.053 (- 0.780)
<i>Government</i>	- 0.219 (- 1.213)	- 0.164 (- 1.021)	- 0.245** (- 2.380)	- 0.187 (- 1.199)	- 0.164 (- 1.021)	- 0.279** (- 2.804)	- 0.191 (- 1.223)
<i>System</i>	- 0.037 (- 1.116)	- 0.023 (- 0.949)	0.017** (1.839)	- 0.016 (- 0.685)	- 0.023 (- 0.946)	0.021** (2.476)	- 0.015 (- 0.658)
<i>Human</i>	0.054 (0.880)	0.073* (1.651)	0.050** (3.241)	0.090** (2.200)	0.073* (1.655)	0.050** (3.541)	0.092** (2.238)
<i>WY</i>		0.005 (0.047)	- 0.022 (- 0.219)	0.028 (0.272)			
$W\epsilon_{it}$					0.001 (0.012)	- 0.208** (- 2.017)	- 0.015 (- 0.150)
Adjust - R^2	0.675	0.637	0.217	0.635	0.637	0.195	0.636
Log - Likelihood	140.36	128.94	61.10	128.33	128.95	59.67	128.27
模型 (企业)							
<i>PS</i>	0.001 (1.006)	0.018 (0.529)	0.086** (3.235)	- 0.012 (- 0.324)	0.006** (2.175)	0.067** (2.559)	0.001 (1.001)
<i>Government</i>	- 0.008 (- 0.035)	- 0.410** (- 1.859)	- 0.625** (- 2.833)	- 0.474** (- 2.084)	- 0.330* (- 1.470)	- 0.615** (- 2.847)	- 0.411* (- 1.736)
<i>System</i>	0.012 (0.778)	0.021* (1.728)	0.098** (9.849)	0.032** (2.583)	0.019* (1.499)	0.092** (9.621)	0.036** (2.790)
<i>Human</i>	0.042* (1.444)	0.009** (3.380)	0.061** (5.077)	0.011 (0.472)	0.003** (3.133)	0.053** (3.975)	0.014 (0.610)
<i>FDI</i>	0.687** (4.413)	0.402** (2.981)	- 0.061 (- 0.681)	0.314** (2.261)	0.446** (3.185)	0.039 (0.449)	0.318** (2.198)
<i>WY</i>		0.075 (0.748)	0.249** (3.940)	0.122 (1.255)			
$W\epsilon_{it}$					0.233** (2.582)	0.518** (7.297)	0.162* (1.731)
Adjust - R^2	0.945	0.945	0.783	0.939	0.946	0.775	0.937
Log - Likelihood	267.8	251.18	130.20	238.25	252.09	122.13	238.10

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著;括号内为渐进的 *t* 统计量。

高校地区固定的面板 SEM 模型估计结果显示,只有人力资本因素通过了显著性检验,这说明制度因素、政府支持与创新要素集中度对于高校创新效率影响不显著。随着我国高等教育的不断发展,高校创新资源集中度并不是很高,只有北京、浙江等地表现了一定的集中性,而各地方高校创新效率则表现了较明显的区域特征,创新效率较高的地区主要集中在北京、天津和辽宁等地,所以一方面高校创新要素集中度较低;另一方面高校在创新过程中因交流不够而没有产生较好的外溢效应,造成了创新要素集中度对高校创新效率没有显著影响。而制度因素和政府支持因素对创新效率影响不显著的原因与科研机构基本相同。

企业地区固定的面板 SEM 模型估计结果显示,各影响因素均通过了显著性检验,并且人力资本与 FDI 因素通过了 1% 的显著性水平检验。企业创新要素集中度对创新效率的影响为正,说明企业创新要素越集中越有利于创新水平的提高。创新要素的地理接近性使得该地区创新主体间能够方便地进行知识(尤其是默会性知识)和信息的交流与互动,这种交流与互动会通过专业化溢出(同一产业企业间)与多样化溢出(不同产业企业间),促使知识和技术在该区域迅速传播,从而该地区创新主体获得知识和信息的机会大大提高,创新绩效也得以提高。政府支持变量为负,这说明政府对于企业创新的支持造成了负面影响。造成这一现象的原因可能在于:政府支持更加注重创新主体的社会效益,而对其经济效益的关心程度不高,从数据上看,中西部地区政府资金在研发投入中的比重明显高于东部地区,而在研发效率上东部地区的效率明显要高。此外,政府部门作为支持资金的单一分配者,易受寻租活动和行政隶属关系的影响,从而使得支持的力量无法作用于有效的方向,甚至会用于扶劣抑优;最后,政府对投入的政策资金缺乏有效的监督机制,即投入资金后无法把握资金的使用情况,这使得各主体在政府资金的使用和自有资金使用的效率上明显不同。制度因素对于企业创新效率具有正影响,这说明市场化程度越高企业的创新效率也就越高,良好的市场化环境是提升我国企业研发效率的必备条件。FDI 对于国内企业创新效率的影响为正,客观上支持了 FDI“促进论”的观点,说明 FDI 的进入会对我国内资企业创新效率产生较明显的技术外溢效应。

五、简单结论和启示

本文将区域创新主体分为企业、大学和科研机构,利用区域研发投入和产出的面板数据,采用随机前沿分析方法计算了创新效率,并利用空间计量模型重点考察了创新要素集中、政府支持、制度因素和人力资本对于各创新主体创新效率的影响。得出以下基本结论:创新要素集中度对于科研机构具有负影响,对于高校的影响不显著,而对于企业的影响为正。政府支持对于科研机构 and 高校创新效率的影响具有不确定性,而对于企业具有负影响。制度因素对于科研机构 and 高校创新效率没有明显影响,而对于企业具有明显的正影响。人力资本对于高校和企业创新效率都有正影响。FDI 因素对于企业创新效率具有正的外溢效应。

研究结果显示科研机构与高校的空间布局上的集中并没有带来创新效率的提高,但是企业创新要素集中度的提高却带来了创新效率的明显提高,所以在现有的研究机构和高校布局的基础上,通过建立高新技术开发区等形式集中企业创新资源,促进企业和研发机构建立正式与非正式的交流 and 沟通以及知识在各创新主体间的流动,将有助于区域创新体系建设和创新效率的提高。创新效率与人力资本的存量关联密切,因此,国家和地方政府需要通过对人力资本的知识 and 健康投资,提高人力资本的质量,才能实现更快的创新产出和经济增长。中央和地方政府除了继续加大财政研发支出的强度以外,各地政府应加强市场化环境建设,在非涉及国计民生和国家重点战略的产业中,应推进研发活动的市场化 and 企业主体化。政府的支持和区域创新体系建设时应更加注重资金的使用效率,政府可以在技术创新方面予以配套支持,使得政府的支持和 market 导向的研发需求有效的对接起来。所以,我国国家创新体系建设需要处理好政府主导型创新和民间推动型创新的关系,政府应该作为制度创新的主体,提供与创新相关的公共产品和制度供给。同时,为了促进大学科研成果与市场和企业的结合,政府应通过制定一系列政策措施,加强产学研结合。

参考文献:

1. 曹利民, 2008《政府组织促进区域创新体系构建的体制机制研究》,复旦大学博士学位论文。
2. 陈钊、陆铭、金煜, 2004《中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算》,《世界经济》第 12 期。
3. 樊纲、王小鲁等, 2001《中国市场化指数——中国各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
4. 樊纲、王小鲁等, 2002《中国市场化指数——中国各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
5. 樊纲、王小鲁等, 2003《中国市场化指数——中国各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
6. 樊纲、王小鲁等, 2004《中国市场化指数——中国各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
7. 樊纲、王小鲁等, 2005《中国市场化指数——中国各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
8. 樊纲、王小鲁等, 2006《中国市场化指数——中国各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
9. 冯之浚, 1999《国家创新系统的理论与政策》,经济科学出版社。
10. 李志刚、汤书昆、梁晓艳、吴灵光, 2006《我国创新产出的空间分布特征研究——基于省际专利统计数据的空间计量分析》,《科学学与科学技术管理》第 8 期。
11. 李伟红、陈燕, 2007《基于 DEA 模型的区域创新系统中政府作用的评价研究》,《价值工程》第 8 期。
12. 刘小玄、郑京海, 1998《国有企业效率的决定因素:1985-1994》,《经济研究》第 1 期。

13. 胡志坚、苏靖, 1999:《区域创新体专业理论的提出和发展》,《中国科技论坛》第 6 期。
14. 诺斯, 1994《制度、制度变迁与经济成就》,中译本,(台湾)时报文化出版企业有限公司。
15. 任胜钢、陈凤梅、魏峰, 2007:《国外区域创新体系具体地区的实证研究述评》,《中国科技论坛》第 1 期。
16. 涂成林, 2005:《国外区域创新体系不同模式的比较与借鉴》,《科技管理研究》第 11 期。
17. 吴玉鸣, 2006:《空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
18. 王红领、李稻葵、冯俊新, 2006:《FDI与自主研发:基于行业数据的经验研究》,《经济研究》第 2 期。
19. 姚洋, 2001:《中国工业企业技术效率分析》,《经济研究》第 10 期。
20. 张明倩, 2006:《中国产业集聚现象统计模型及应用研究》,中国标准出版社。
21. 赵建吉、曾刚, 2009:《创新的空间测度:数据与指标》,《经济地理》第 8 期。
22. 朱有为、徐康宁, 2006:《中国高技术产业研发效率的实证研究》,《中国工业经济》第 11 期。
23. 周柏翔、丁永波、任春梅, 2007:《区域创新体系的结构模式及运行机制研究》,《中国软科学》第 3 期。
24. Anselin, L. 1988 *Spatial Econometrics Methods and Models* Dordrecht Kluwer Academic
25. Aitken, Brian J., and E. Harrison 1999 "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela" *The American Economic Review*, 89(3): 605-618
26. Battese, G. E., and T. J. Coelli 1995. "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data" *Empirical Economics* 89(20): 325-332
27. Cohen W., and S. Klepper 1996 "A Reprise of Size and R&D." *Economic Journal*, 437 (106): 925-951.
28. Cooke Schienstock 2000 "Structural Competitiveness and Learning Region" *Enterprise and Innovation Management Studies* 25(3): 265-280
29. Griliches Z. 1979 "Issues in Assessing the Contributions of Research and Development to Productivity Growth" *Bell Journal of Economics* 10: 92-116
30. Griliches Z. 1996 "The Inconsistency of Common Scale Estimators when Output Prices are Unobserved and Endogenous" *Journal of Applied Econometrics* 11 (4): 89-95.
31. Henderson, J. V. 1995. "Will Homeowners Impose Property Taxes" *Regional Science and Urban Economics* 25: 153-181.
32. Hu Albert G., and H. J. Gary 2004 "Returns to Research and Development in Chinese Industry: Evidence from State-owned Enterprises in Beijing" *China Economic Review*, 25(5): 306-327.
33. Kumbhakar S. C., and C. Lovell 2000 *Stochastic Frontier Analysis* New York Cambridge University Press
34. Elhorst J. P. 2003 "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models" *International Regional Science Review*, 26(3): 244-267
35. Lesage J. P. 1999. "The Theory and Practice of Spatial Econometrics" [http // www. spatial- econometrics. com.](http://www.spatial-econometrics.com)
36. Lucas R. E. 1988 "On the Mechanics of Economic Development" *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 284-343.
37. Moran P. A. P. 1950 "Notes on Continuous Stochastic Phenomena" *Biometrika* 37(17): 445-462
38. Porter M. 1998 "Clusters and the New Economics of Competition" *Harvard Business Review*, 76(6): 77-90
39. Saxenian, A. L. 1994 *Regional Advantage: Culture and Competition in Silicon Valley and Route 128* Cambridge Mass Harvard University Press
40. Wang L., and A. Szirmai 2003. "Technological Inputs and Productivity Growth in China's High-tech Industries" *Ecis Working Paper 27*

Innovation Cluster, Government Support and the Technological Innovation Efficiency: Based on Spatial Econometrics of Panel Data with Provincial Data

Yu Yongze

(School of Economics Nankai University)

Abstract This paper analyzes the relationship between innovation cluster, government support and the technological innovation efficiency in China by spatial econometrics of panel data. The result of the empirical study shows that there was obvious spatial autocorrelation in the efficiency of China's technological innovation. Innovation cluster has a negative influence on research institutions' innovation efficiency, no significant effect on universities, but is positive on the enterprises. Government support has uncertain impact on research institutions and universities' innovation efficiency, but has a negative impact on enterprises. System factors do not significantly affect the efficiency of innovation in research institutions and universities, but have a significant positive impact on the enterprises. Human capital has a positive impact on universities and enterprises' innovation efficiency. FDI has a positive spillover effect on enterprises' innovation efficiency.

Key Words Factor Cluster Government Support Spatial Panel Data Model Innovation Efficiency

JEL Classification O32

(责任编辑:孙永平、陈永清)