

doi: 10. 3969/j. issn. 1674-8131. 2010. 01. 007

# 区域研发、知识溢出与中国经济增长<sup>\*</sup>

## ——区域研发宏观效应评价

孙 建<sup>a</sup>, 吴利萍<sup>b</sup>

(重庆工商大学 a 经贸学院; b 图书馆, 重庆 400067)

**摘 要:** 利用空间计量经济模型及小型宏观计量经济模型, 通过“区域—宏观”联系机制, 把区域研发活动与国家宏观经济活动联系起来, 研究中国八大区域研发投入的宏观效应。主要结论为: 中国区域创新活动存在着较强的空间聚集趋向, 区域创新正向溢出不断加强; 八大区域研发投入对我国宏观经济增长的影响比较微弱, 并且影响形式也不完全一样, 北部沿海地区及东部沿海地区研发投入对宏观经济增长影响最为明显。

**关键词:** 研究开发; 知识溢出; 研发评价; 区域—宏观模型

**中图分类号:** F224. 0; F061. 5; F127 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2010)01-0041-09

## Regional R&D, Knowledge Spillover and Chinese Macro-economic Growth

Evaluation of Macro-effect of the Regional R&amp;D

SUN Jian<sup>1</sup>, WU Li-ping<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Trade; 2. Library, Chongqing Technology and Business University, Chongqing, 400067, China)

**Abstract:** Making use of spatial panel data model and the small scale macro-economic model, based on the regional-macro mechanism, this paper integrates the regional R&D activities into the national small scale macro-economic model and studies the macro-effect of the regional R&D in eight areas of China. The main results show that the aggregation effect of regional R&D activities exists strongly, the positive spillover effect of regional R&D is very intense, and the effect of R&D input of the eight regions on Chinese macro-economic growth is very week and the forms of effects are not the same. At the same time, the R&D input of the northern and eastern coast of China contributes to the Chinese macro-economic growth mainly.

**Keywords:** R&D; knowledge spillover; R&D evaluation; regional-macro model

### 一、引言

国内外许多学者对 R&D 投入、知识溢出与经济增长之间的关系进行了理论探讨及实证研究。Paul (1986)<sup>[1]</sup>从知识的积累和研究开发 (R&D) 等方面

对经济系统持续增长进行了阐述。Grossman-Helpman (1991)<sup>[2]</sup>、Aghion 和 Howitt (1992)<sup>[3]</sup>等提出了基于 R&D 的内生增长模型, 认为 R&D 投入增加将会促进经济增长。Grossman 和 Helpman

\* 收稿日期: 2009-10-26

基金项目: 国家社会科学基金项目 (07XJL006); 重庆市教委科技研究项目 (KJ080714)

作者简介: 孙建 (1974—), 男, 四川崇州人; 讲师, 博士研究生, 在重庆工商大学经贸学院任教、重庆大学学习, 主要从事应用数量经济、产业与组织、技术创新管理研究。

吴利萍 (1974—), 女, 四川广安人; 馆员, 硕士, 在重庆工商大学图书馆工作, 主要从事信息管理研究。

(1994)<sup>[4]</sup>研究表明,技术进步和创新作为维持人均收入持续增长的“发动机”,是导致不同国家和地区经济发展差距的根源。实证分析提供了一些 R&D 投入促进国家(区域)经济增长的重要证据。如 Griliches(1986)<sup>[5]</sup>实证分析表明,R&D 投入显著促进了生产力的提高。Coe 和 Helpman(1995)<sup>[6]</sup>认为国内和国外 R&D 资本对全要素生产率具有重要影响,国外 R&D 资本在进口比重大的国家对全要素生产率影响更大。

在研究 R&D 投入与经济增长关系的同时,经济学家也十分关注 R&D 溢出效应问题。Romer(1990)<sup>[7]</sup>认为知识具有非竞争性和部分排他性,由此产生了知识溢出效应。Grossman 和 Helpman(1991)<sup>[2]</sup>指出一地区的知识溢出会带动其他地区的经济发展。Coe 和 Helpman(1995)<sup>[6]</sup>的研究同时还发现,R&D 不仅在知识增长中起着核心的作用,而且 R&D 存在非常大的溢出效应。Anselin、Varga 和 Acs(1997)<sup>[8]</sup>运用空间计量经济模型利用美国大学 R&D 和高技术创新数据对 R&D 外溢进行分析,发现 R&D 外溢超越了地理边界。Michael Funke 和 Annekatrin Niebuhr(2000)<sup>[9]</sup>利用西德 1976—1996 年的地区数据检验 R&D 外溢效应,得出了类似结论。Audretsch 和 Feldman(1996)<sup>[10]</sup>将产业活动的地理集群与知识溢出联系起来进行了开创性的研究,利用美国小企业管理创新数据库,通过计量发现,美国的计算机软件、制药、新材料、生物技术等高新技术产业的创新活动明显多于传统产业,高技术产业往往邻近基础科学知识的发源地,如大学、政府资助的研发机构。Lin(2003)<sup>[11]</sup>利用美国大都市区域的专利数据,对美国大都市区域之间创新活动的空间分布差异等问题进行了探索性空间数据分析,发现在 1990—1999 年间,出现了都市创新行为的时空模式,大都市区域的创新行为高度集中,大量的创新活动发生在沿海都市区,说明知识溢出具有明确的地理成分。

国内对上述问题也进行了一些研究。王铮(2003)<sup>[12]</sup>根据 Doven 和 Peeters 的模型,利用 1990—1999 年中美数据分析了 R&D 溢出对经济增长的影响,发现美国 R&D 溢出对中国 GDP 增长具有明显的促进作用。苏方林(2007)<sup>[13]</sup>利用 GWR 方法,对 1993—2002 年中国省域 R&D 知识溢出的空间非稳定性进行了实证分析,结果表明,R&D 知

识生产的不同要素存在空间变异。王立平(2005)<sup>[14]</sup>运用 SAR 模型对我国高校 R&D 与高技术产业 R&D 进行了实证研究,结果表明,区域内高等院校对于高技术产业的知识溢出是正向的、显著的,但溢出程度较低。吴延兵(2006)<sup>[15]</sup>利用中国大中型工业企业行业面板数据,构建了知识生产函数模型,研究了知识生产的性质及其影响因素,其主要发现是:在知识生产过程中,R&D 人员比资本做出了更大的贡献。吴玉鸣(2006)<sup>[16]</sup>用 GWR 模型重点分析了北京的区域创新及其影响因素,全域估计结果表明中国 31 个省域创新能力的贡献主要是由企业研发投入实现;局域地理加权回归计量分析结果说明北京地区的企业研发能力和人力资本对其区域创新能力具有正向促进作用。

有关研发、创新的问题,从根本上来说是一个国家的重要战略问题,是当代国家持续发展的关键问题。尽管有关研发投入、知识溢出、经济增长的问题近年来已经引起业界、学界及政界的高度关注,产生了大量研究结果,但从国家宏观层面上来看,目前的相关研究仍属于“局部”性质的研究,研究对象主要局限于企业层次(如:Audretsch 和 Feldman,1996;王立平,2005)、行业层次(如:吴延兵,2006)、区域层次(如:Lin,2003;吴玉鸣,2006)及国家总量层次(如:王铮,2003),缺乏国家宏观层面的“全局”性研究,缺乏对区域研发投入的宏观经济效应的研究。而把区域经济相关活动与国家宏观经济相互联系进行综合性的、全局性的、由“区域”到“宏观”相互作用的系统研究,已经成为目前“区域—国家”相关政策评价的有力研究工具。如 Varga 和 Schalk(2006)<sup>[17]</sup>对匈牙利相关政策(包括研发资助政策)的评价研究就利用了这种“宏观—区域”方法(macro-regional),Bradley Morgenroth 和 Untiedt(2003)<sup>[18]</sup>对欧盟结构基金(structural fund)进行“宏观—区域”评估(Macro-regional evaluation)也采用了这种方法。但相关理论探索及实证研究在国内均未开展。

因此,本文利用中国区域创新函数,通过“区域—宏观”联系机制,把区域创新活动与国家宏观经济增长联系起来,研究区域研发投入对国家宏观经济增长的影响。这对于我们了解区域研发政策及活动与国家宏观经济增长之间的关系具有重要意义,可为相关政策的制定提供启示。

## 二、区域研发、知识溢出与中国经济增长的小型宏观计量经济模型

### 1. 中国区域创新的空间特性分析

表 1 是 2000—2006 年全国 29 个省域有关创新变量的描述性统计特征,变量 *paap* 表示区域专利申请数,变量 *ndep* 表示区域研发投入经费,变量 *nstp* 表示区域研发人员全时当量。整体来说 29 个省市年均专利申请量为 8 654 件,年均研发经费投入为 60 384 61 亿元,年均研发人员全时当量为

3 147 8 万人年。表 1 数据同时也可以说明,三变量在样本区间内的差距还是非常大的。以专利申请量为例,在样本区间内最大申请量大约是最小申请量的 739 倍。表 2 的数据进一步说明了这一情况。表 2 是对样本区间 29 个省域专利申请量基尼系数的测算,专利申请量基尼系数由 2000 年的 0.495 2 逐年增加到 2006 年的 0.602 6,平均达到 0.549 5,说明我国区域创新活动差距呈现越来越大的态势,区域创新活动具有向某些省域集中的趋势。

表 1 2000—2006 年 29 个省域相关变量统计特征

变量		均值	标准差	最小值	最大值	样本
<i>paap</i>	全体	8 654.27	12 400.68	124	90 886	N = 203
	组间		10 659.07	189.29	48 794.86	n = 29
	组内		6 598.162	- 19 017.60	50 745.41	T = 7
<i>ndep</i>	全体	60.39	75.482 21	1.293 7	432.99	N = 203
	组间		67.030 85	2.400 1	278.78	n = 29
	组内		36.577 15	- 62.73	225.64	T = 7
<i>nstp</i>	全体	3.15	2.731 736	0.15	14.76	N = 203
	组间		2.611 799	0.19	11.32	n = 29
	组内		0.918 425	- 0.13	7.06	T = 7

注:数据做了四舍五入处理。

表 2 专利申请量 2000—2006 年的基尼系数值

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	均值
基尼系数	0.495 2	0.519 8	0.536 7	0.543 4	0.559 3	0.589 8	0.602 6	0.549 5

专利申请量的基尼系数仅仅揭示了创新活动的区域集中程度,但对一个区域创新活动的观测值与其邻近地区的观测值在空间上的关联性并没有提供更多的信息,也就是说它不能揭示区域创新活动与其相邻区域创新活动有无联系,更不能揭示相邻区域创新活动对该区域创新活动有无溢出影响。所以,本文使用了能够识别某一个变量显著的区域模式非随机排列的空间自相关分析方法,以此来考察研究区域与其相邻区域之间的空间相关关系,从而可以分析相邻区域创新活动对研究区域有无溢

出效应,并进一步识别该区域与其相邻区域在空间上是否存在显著的集聚特征 (Anselin, 1997)。<sup>[19]</sup> 本文通过 Moran's I 指数统计值来检验和识别区域创新活动的空间自相关现象。Moran's I 指数分为全域指标 (global Moran's I) 和局域指标 (local Moran's I),前者侧重于从区域空间的整体上刻画区域对象某一属性值的空间分布状态,后者的重点在于分析空间对象属性取值在某些局域位置上的空间相关性,即局域空间对象的属性值对全部分析对象的影响 (王劲峰, 2006)。<sup>[20]</sup>

有关变量选择的合理性,参见岳书敬:《中国区域研发效率差异及其影响因素——基于省级区域面板数据的经验研究》,载《科研管理》2008年5期第171~178页。

有关变量“整体 (overall)”、“组间 (between)”、“组内 (within)”的统计指标,可参见面板数据的“整体估计”、“组间估计”、“组内估计”及相应模型表述 (参见王志刚:《面板数据模型及其在经济分析中的应用》,经济科学出版社 2008年版第 14~18页)。

我国 29 个省域在 2000—2006 年的全域 Moran's I 指数的测算结果如表 3。表 3 数据说明,我国省域创新活动对数的 Moran's I 指数由 2000 年的 0.230 增长到 2006 年的 0.251,2000—2006 年的平均值为 0.248,正态统计量对应概率远小于 1% 的显著性水平,表明 Moran's I 统计值在 1% 的显著性水平上提供了强烈的空间正自相关的证据。正的空间相关意味着我国省域创新活动的空间分布在整个样本期间内显现为一种集聚的趋向,相邻区域创新活动对中心区域创新活动具有正向溢出效应,即较高创新活动的省域其周边相邻省域也具有较高创新活动,而较低创新活动的省域其周边相邻省域也具有较低创新活动。

表 3 29 省域专利申请量对数的 Moran's I 统计值

年份	Moran's I	p-value
2000	0.230	0.008
2001	0.247	0.006
2002	0.266	0.003
2003	0.248	0.004
2004	0.263	0.003
2005	0.234	0.008
2006	0.251	0.005
7 年均值	0.248	0.005

全域 Moran's I 指数的统计分析说明我国区域专利创新活动全局空间相关性的确存在,但未能指

出具体是在哪些地区出现了高观测值或低观测值的空间聚集。为此,就要进行局域空间自相关分析。Moran 散点图法是局部空间自相关分析的主要方法之一。Moran 散点图的四个象限分别对应于区域及其相邻区域之间四种类型的局部空间联系形式,即“高高”(第一象限)、“高低”(第二象限)、“低高”(第三象限)、“低低”(第四象限)。“高高”表示某一区域和其相邻区域属性值都较高,“高低”表示某一区域属性值较高,但其相邻区域属性值较低。因此,Moran 散点图识别了区域所属局部空间的聚集类型。

图 1 仅演示了 2006 年 29 个省域专利申请量对数的局域 Moran's I 指数的分布情况。图 1 纵坐标为 2006 年各省域专利申请量的对数值,横纵坐标为空间权重矩阵与专利申请量的乘积,用来表示相邻区域创新活动情况,所以该图可以揭示出区域创新活动与其相邻区域创新活动的相关情况。从图 1 中可以看出,2006 年,有 8 个省域的局域 Moran's I 指数为负值,表明这些省域相邻区域创新活动对其有负向溢出影响;有 21 省省域的局域 Moran's I 指数为正值,表明这些省域相邻区域创新活动对其有正向溢出影响。将 2006 年省域局域 Moran's I 指数同 2000 年的相比较可以发现,局域 Moran's I 指数为负的省域减少了 2 个,说明区域创新活动的正向溢出效应在增加。

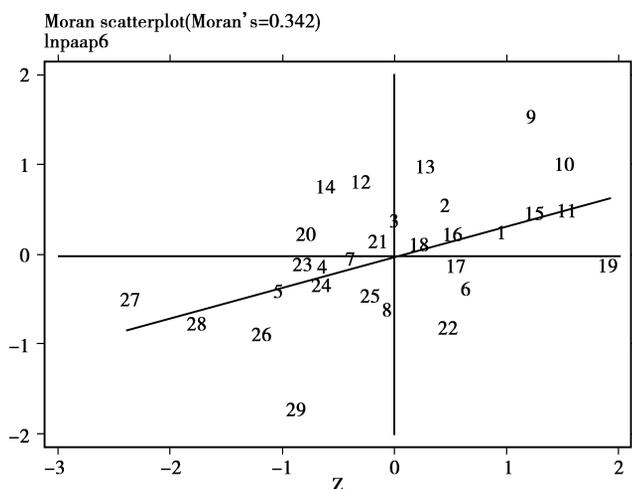


图 1 2006 年省域专利申请量对数的局域 Moran's I 指数

Moran's I 指数可以用来计算和检验一个地区经济行为在地理空间上有没有表现出空间自相关性(空间依赖性),是否存在聚集现象(参见吴玉鸣:《中国区域研发、知识溢出与创新的空间计量经济研究》,人民出版社 2007 年版第 60 页)。

## 2 中国区域知识生产函数的空间面板估计

以上分析表明,我国区域创新活动不仅存在着差距逐年扩大的现象,而且还存在着空间上的集聚特性,区域创新活动对其相邻区域的创新活动有明显的正向溢出效应。为了进一步确认这种正向溢出效应的存在,以下用专利创新函数对此做进一步研究。在借鉴前人研究的基础上(Anselin, 1992<sup>[21]</sup>; Griliches, 1990<sup>[22]</sup>),本文拟用的区域知识生产函数为:

$$\log(paap_{it}) = \alpha_i + \log(rdep_{it}) + nstp_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

根据前面的分析,区域创新活动存在着空间相关性,所以模型(1)不能直接用传统的方法(如OLS)来进行回归分析,否则会使模型产生设定误差问题(Anselin, 1988)<sup>[23]</sup>。在这种情况下,适用的计量模型为:

$$\log(paap_{it}) = \alpha_i + W \log(paap_{it}) + \log(rdep_{it}) + nstp_{it} + \epsilon_{it} \quad (2.1)$$

$$\log(paap_{it}) = \alpha_i + \log(rdep_{it}) + nstp_{it} + \epsilon_{it} \quad (2.2)$$

模型(2.1)称为面板空间滞后模型,可以用来探讨研究对象在一个区域是否具有溢出效应;模型(2.2)称为面板空间误差模型,可以用来分析研究

对象在区域之间的关系是否是通过误差项来体现(Elhorst, 2003)<sup>[24]</sup>。

利用我国2000—2006年29个省域创新活动的三个变量,按照相关研究(Anselin和Florax, 1995<sup>[25]</sup>; Anselin和Rey, 1991<sup>[26]</sup>)的模型选择规则,对模型(2.1)和(2.2)的检验结果如表4所示。面板数据的POOL估计结果表明,LM\_lag和LM\_err检验(分别检验空间滞后与空间误差)在5%的显著性水平下都不显著,稳健(Robust)的LM\_lag和LM\_err也同样接受原假设,表明不存在空间滞后与空间误差特性。滞后空间固定效应与误差空间固定效应检验表明在5%的显著性水平下,拒绝无空间滞后的原假设而接受无空间误差的原假设。滞后或误差空间固定效应与时间固定效应检验结果表明,在5%的显著性水平下,拒绝无空间滞后的原假设而接受无空间误差的原假设。所以,检验结果表明模型应当用滞后时间空间固定效应模型来估计。确定模型有空间滞后特性以后,用HAUSMAN检验表明模型用固定效应是恰当的(表4最后一行)。因而本文区域知识生产函数适宜用面板时间空间固定效应模型,其具体形式为:

$$\log(paap_{it}) = \alpha_i + W \log(paap_{it}) + \log(rdep_{it}) + nstp_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

表4 模型(2.1)、(2.2)有关检验结果

检验模型	检验类型	检验统计值	概率
POOL估计 无效应	LM test no spatial lag	2.1237	0.145
	robustLM test no spatial lag	0.7729	0.379
	LM test no spatial error	1.8525	0.173
	robustLM test no spatial error	0.5018	0.479
空间固定效应 滞后或误差	LM test no spatial lag	22.7946	0.000
	robustLM test no spatial lag	16.6385	0.000
	LM test no spatial error	7.6300	0.006
	robustLM test no spatial error	1.4739	0.225
空间时间固定效应 滞后或误差	LM test no spatial lag	6.2720	0.012
	robustLM test no spatial lag	4.2835	0.038
	LM test no spatial error	3.0720	0.080
	robustLM test no spatial error	1.0835	0.298
空间滞后固定效应 与随机效应检验	Hausman test FE versus RE of model spatially lagged dependent variable	-17.0650	0.001

模型(3)中  $\mu_i$  为第  $i$  个区域的特定固定效应 (Region-Specific Fixed Effect), 代表在控制其他解释变量后, 第  $i$  个区域的区域特性对区域创新活动所造成的影响。  $\gamma_t$  为第  $t$  年的时间特定固定效应 (Time-Specific Fixed Effect), 代表在控制其他解释变量后, 第  $t$  年因区域本身具有的特性而对区域创新活动的固定影响。

上述模型用 Elhorst(2003)<sup>[24]</sup> 的二阶极大似然估计方法进行估计, 估计结果如模型(4)所示, 括号内的数字为对应系数的渐进  $t$  值及相伴概率, 没有列出时间与空间固定效应。各变量在 5% 的显著性水平下都非常显著, 对数似然值为 61.8202,  $R^2 = 0.9849$ , 样本区间内被解释变量的平均相对百分误差为 1.39%。模型(4)表明, 区域研发投入经费每增加 1%, 区域专利申请量将增加 0.5545%; 周边邻近区域专利申请量每增加 1%, 由于知识溢出作用, 中心区域专利申请量将增加 0.151%。可见, 知识溢出的强度还是比较大的。

$$\begin{aligned} \text{Log}(paap) = & 4.953 + \\ & 0.555 \log(ndep) + 0.081nstp + 0.151W \log(paap) \end{aligned} \quad (4)$$

(18.6366)      (5.4056)      (4.7242)  
(0.0000)      (0.0000)      (0.0000)

### 3. 中国经济增长的小型宏观计量经济模型

中国经济增长的小型宏观计量经济模型由 13 个内生变量、14 个外生变量构成 (表 5、表 6)。模型基本结构包括产出模块、收入分配模块、消费需求模块、投资需求模块以及对外贸易模块 5 个模块, 模型所用数据主要来自《中国统计年鉴》各年。为了与前面区域知识生产函数相对应, 宏观计量经济模型中专利申请量数据由各年 29 个省域专利申请量数据加总得到。全部行为方程用 2SLS 进行估计, 均通过计量经济学相关检验, 具体方程体系如表 7 所示; 对主要内生变量区间内模拟误差的测算如表 8 所示。分析表明, 总体来说模型的预测能力还是可以接受的。

表 5 中国小型宏观计量经济模型内生变量表

变量	含义	单位
GDP	全国 GDP(现价)	亿元
V1	第一产业产值	亿元
V2	第二产业产值	亿元
V3	第三产业产值	亿元
IR	农村居民人均纯收入	元
IU	城镇居民人均可支配收入	元
CR	农村居民消费	亿元
CU	城镇居民消费	亿元
IT	固定资本形成总额	亿元
XT	出口总额	亿美元
MT	进口总额	亿美元
NX	净出口	亿美元
FI	全社会固定资产投资	亿元

表 6 中国小型宏观计量经济模型外生变量表

变量	含义	单位
D00	虚拟变量	2000年以后取 1
EXRA	汇率	1美元 =
GOEX	财政支出	万元
CG	政府消费	亿元
IG	存货增加	亿元
A	农业固定资产投资比重	%
POPR	农村人口	亿人
POPU	城镇人口	亿人
R1	一年期贷款利率	%
PU	城镇居民消费价格指数	
PR	农村居民消费价格指数	
PI	固定资产投资价格指数	
PGDP	GDP平减指数	
PV1	第一产业平减指数	
PV2	第二产业平减指数	

对于计量经济模型评价准则的详细描述, 参见 D. Belsley, E. Kuh 和 R. Whelsch 所著《Regression Diagnosis》(New York: Wiley, 1980)。

表 7 中国小型年度宏观计量经济模型行为方程及恒等方程

行为方程	编号
$\text{LOG}(CU/PU) = 37.835 + 0.160\text{LOG}[(U/PU) \times \text{POPU}] + [\text{AR}(1) = 0.997]$	(5)
$\text{LOG}(CR/PR) = 0.773 + 0.652\text{LOG}[(R/PR) \times \text{POPR}] + 0.239\text{LOG}[CR(-1)/PR(-1)]$	(6)
$\text{LOG}(IT/PI) = 1.162 + 0.877\text{LOG}(FI/PI) - 0.013RL$	(7)
$\text{LOG}(IR/PR) = 0.397\text{LOG}[(V1/PV1)/\text{POPR}] + 0.637\text{LOG}[R(-1)/PR(-1)]$	(8)
$\text{LOG}(U/PU) = 0.198\text{LOG}[(GDP/PGDP - V1/PV1)/\text{POPU}] + 0.767\text{LOG}[U(-1)/PU(-1)] + 0.0757 \times D00$	(9)
$\text{LOG}(V1/PV1) = 5.150 + 0.289\text{LOG}[FI(-1) \times A(-1)/PI(-1)] + 0.0523\text{LOG}(PAAP)$	(10)
$\text{LOG}(V2/PV2) = 5.723 + 0.299\text{LOG}[FI(-1)/PI(-1)] + 0.142\text{LOG}(PAAP) + [\text{AR}(1) = 0.864]$	(11)
$\text{LOG}(XT \times \text{EXRA}) = 0.0467\text{LOG}(IT/PI) + 0.960\text{LOG}(XT \times \text{EXRA}(-1))$	(12)
$\text{LOG}(MT \times \text{EXRA}) = 0.724\text{LOG}(XT \times \text{EXRA}) + 0.253\text{LOG}(IT) + [\text{AR}(1) = 0.638]$	(13)
$\text{LOG}(FI/PI) = -4.44 + 1.354\text{LOG}[GDP(-1)/PGDP(-1)] + [\text{AR}(1) = 1.3274, \text{AR}(2) = -0.599]$	(14)
恒等方程	
$GDP = CU + CR + CG + IT + IG + NX$	(15)
$V3 = GDP - V1 - V2$	(16)
$NX = XT - MT$	(17)

表 8 部分内生变量样本区间内模拟误差

预测变量	平均相对百分误差 / %
农村居民消费 CR	3.511
城镇居民消费 CU	6.572
国内生产总值 GDP	2.997
农村居民收入 IR	4.144
城镇居民收入 U	3.762
第一产业产值 V1	3.245

#### 4. 区域知识生产函数与宏观计量经济模型的联系

区域知识生产函数与宏观计量经济模型的联系途径是通过模型(4)、(10)及模型(11)来完成的,其理论基础是内生经济增长理论和知识溢出理论。Rome(1990)<sup>[17]</sup>提出如下形式的内生增长模型。

$\dot{A}_t = H_t A_t$ , 其中  $A$  表示国家或区域创新能力存量,  $\dot{A}$  表示创新能力的增长,  $H$  表示用于创新的资源。Varga和 Schalk(2006)<sup>[17]</sup>等学者将  $A$  理解为技术进步, Stem、Porter和 Fuman(2000)<sup>[27]</sup>、Kortum(1997)<sup>[28]</sup>、Eaton和 Kortum(1996)<sup>[29]</sup>、Jaffe(1989)<sup>[30]</sup>等学者将其理解为专利授予量。而知识溢出是指区域之间通过信息交流而获取研发成果,区域间相互学习,相互“搭便车”带来经济增长(王铮等, 2003)<sup>[31]</sup>。宁军明(2008)<sup>[32]</sup>、王立平

(2008)<sup>[33]</sup>等学者对知识溢出问题进行了深入研究,改进了有关知识溢出模型,其实证模型与本文模型(4)基本类似。而技术进步、技术创新又是经济增长的“发动机”,是导致不同国家和地区经济发展差距的源泉(Grossman和 Helpman, 1994<sup>[4]</sup>)。因此,综合这两方面的理论,再结合 Varga和 Schalk(2006)<sup>[17]</sup>对匈牙利研发资助政策评价研究的“区域—宏观”方法(macro-regional),本文得出如下的区域研发创新活动对国家宏观经济活动的影响机制:各区域研发活动产出知识,如模型(4)所示;国家宏观层面的总量创新知识是由各区域知识生产累积而成,即模型(4)到模型(10)、(11)过程中知识加总;而总量知识又对国家宏观经济活动产生重要影响,如模型(10)、(11)所示。该“区域—宏观”联系机制,为评价区域研发活动在国家宏观经济活动中的影响提供了一条新思路。

#### 三、模型应用:中国八大区域研发投入与中国经济增长的动态模拟

将中国区域知识生产空间面板模型与小型年度宏观计量经济模型通过“区域—宏观”机制相联系,可以用来研究区域创新活动对中国经济增长的宏观效应。为此,必须首先对外生变量进行区间外预测,本文所要分析的区间确定为2007—2015年,外生变量在这一区间的取值用灰色预测方法GM(1,1)进行预测,根据小误差概率  $P > 0.95$  和后验比  $C < 0.35$  则模型预测结果可靠的原则来判断 GM

(1,1)的预测效果,进而确定外生变量区间外的取值(限于篇幅,略去)。外生变量区间外取值得到以后,在区间 2007—2015年,首先用区域知识生产函数模型进行预测,然后将每一年 29个省域专利申请量的预测值加总得到全国相应年份的专利申请总量,再来求解宏观计量经济模型,所得结果作为其后各模拟方案的基础(即基准方案)。模型方案 S1表示在 2007—2015年区间内,区域 S1包括的各个省域研发经费 RDEP在基准方案相应年份的基础上增加 10%,模拟方案 S2~S8类似,其中八大区域的划分见表 9,全部模拟结果如表 10所示。

表 9 中国八大区域划分

区域	包括的省、自治区、直辖市
东北地区 S1	辽宁、吉林、黑龙江
北部沿海地区 S2	北京、天津、河北、山东
东部沿海地区 S3	上海、江苏、浙江
南部沿海地区 S4	福建、广东、(海南)
黄河中游 S5	陕西、山西、内蒙古
长江中游地区 S6	湖北、湖南、江西、安徽
西南地区 S7	云南、贵州、四川、重庆、广西
大西北地区 S8	甘肃、青海、宁夏、(西藏)、新疆

注:根据国务院发展研究中心的《地区协调发展的战略和政策》报告整理,海南、西藏不在本文样本之内。

表 10 2007—2015年各模拟方案下中国 GDP增长率(%)

年份	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
2007	0.00021	0.00095	0.00178	0.00075	0.00017	0.00021	0.00021	0.00004
2008	0.00049	0.00230	0.00431	0.00174	0.00034	0.00045	0.00042	0.00008
2009	0.00071	0.00392	0.00674	0.00275	0.00046	0.00068	0.00057	0.00011
2010	0.00082	0.00606	0.00865	0.00347	0.00058	0.00078	0.00068	0.00014
2011	0.00084	0.00914	0.00995	0.00391	0.00058	0.00081	0.00068	0.00013
2012	0.00078	0.01368	0.01069	0.00401	0.00054	0.00075	0.00063	0.00012
2013	0.00066	0.01980	0.01112	0.00382	0.00047	0.00064	0.00053	0.00008
2014	0.00055	0.02693	0.01149	0.00344	0.00040	0.00050	0.00043	0.00008
2015	0.00041	0.03353	0.01238	0.00287	0.00029	0.00039	0.00032	0.00005
均值	0.00061	0.01292	0.00857	0.00297	0.00043	0.00058	0.00050	0.00009

从表 10可知,在 2007—2015年内,每一区域研发经费增加 10%,对我国宏观经济增长的影响平均为 0.00333%,说明研发投入对中国经济增长的影响总体上还相当薄弱,研发还没有成为我国经济快速增长的因素。平均来看,八大区域研发投入对我国宏观经济增长影响大小排序为:S2、S3、S4、S1、S6、S7、S5、S8,其中区域 S2、S3研发投入对宏观经济增长的影响排在一、二位,区域 S8的影响最低。区域 S2、S3研发投入分别增长 10%,对我国宏观经济增长的影响呈直线上升趋势,可认为该两区域研发投入对经济增长具有相似作用,已经成为国家经济增长的重要创新极。区域 S4、S1、S6、S7、S5、S8研发投入对宏观经济增长的影响具有类似的倒“V”特征,但极大值所对应的年份不完全相同:区域 S1、S5、S6研发投入对宏观经济增长的最大影响发生在 2011年,区域 S4发生在 2012年,区域 S7、S8发生在 2010年。

#### 四、结论及进一步研究

本文利用空间计量经济模型及宏观计量经济

模型,研究了我国区域创新函数,通过“区域—宏观”联系机制,把区域创新活动与国家宏观经济增长联系起来,进一步研究了我国八大区域研发投入对国家宏观经济增长的影响。主要结论可以概括为:(1)我国区域创新活动存在着强烈的空间正自相关性,区域创新活动呈现出空间聚集趋向;(2)区域创新活动的正向溢出效应在 2000—2006年这段时期内有所增加;(3)八大区域研发投入对我国宏观经济增长的影响是比较微弱的,并且影响形式也不完全一样。北部沿海地区及东部沿海地区研发投入对国家宏观经济增长的影响呈直线上升趋势;而其他区域则呈现出倒“V”特征,并且这些区域研发投入对国家宏观经济增长产生最大影响的年份也不完全相同。

上述结论对于我国区域研发投入资源配置及制定差异化的区域科技政策具有重要启示:(1)必须认识到我国区域创新活动已经呈现出较强的空间聚集趋势。这就要求国家在区域科技创新引导方面要有梯度性,对不同区域的创新活动要有一个

宏观指导。(2)要进一步发挥各区域科委、科协等机构作用,建立区域性的创新协调交流组织,定期举行各种创新交流活动,以使本区域的创新活动尽可能对其他区域产生正向影响,尽量减少邻近区域创新活动对本区域创新活动的极化影响。(3)八大区域研发投入对我国宏观经济增长影响的形式各不相同,国家宏观科技创新资源配置及科技政策在创新方面的引导也应当有所侧重。北部沿海地区及东部沿海地区是我国科技创新的重要创新极,必须保持其龙头地位,努力将其打造成为具有一定竞争优势的国际创新中心;南部沿海地区及东北地区的创新能力还有待提升;而中部及西部地区的创新活动还有待国家进一步扶持。

当然,本文研究也有不足,主要体现在区域创新活动与国家宏观经济活动的联系机制上,该机制在理论及实践上都还有待进一步探索。

#### 参考文献:

- [1] Paul M R. Increasing Returns and Long-run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94 (5).
- [2] Grossman Gene M, Helpman Elhanan. Innovation and Growth in the Global Economy [M]. Cambridge: Mass MIT Press, 1991.
- [3] Aghion Philippe, Howitt Peter. A Model of Growth through Creative Destruction [J]. Econometrics, 1992, 60.
- [4] Grossman, Helpman. Endogenous Innovation in the Theory of Growth [J]. Journal of Economic Perspectives, 1994, 8 (1): 23-44.
- [5] Griliches Zvi. Productivity, R&D and Basic Research at the Firm Level in the 1970s [J]. American Economic Review, 1986, 76: 141-154.
- [6] Coe D T, Helpman E. International R&D Spillover [J]. European Economic Review, 1995, 39: 859-887.
- [7] Romer P. Endogenous Technological Change [J]. The Journal of Political Economy, 1990, 98 (5): 71-102.
- [8] Anselin L, Varga A, Acs Z. Local Geographic Spillovers Between University Research and High Technology Innovations [J]. Journal of Urban Economics, 1997, 42 (3): 422-448.
- [9] Michael Funke, Annekatrin Niebuhr. Spatial R&D Spillovers and Economic Growth—Evidence from West Germany [J]. Hwwa Discussion Paper Edited by the Department European Integration, 2000.
- [10] Audrestch D B, Feldman M P. R&D spillovers and the Geography of Innovation and Production [J]. American Economic Review, 1996, 86: 630-640.
- [11] Lin U. The spatial Distribution of Innovative Activity in U. S Metropolitan Areas: Evidence from Patent Data [J]. The Journal of Regional Analysis & Policy, 2003, 33 (2): 97-126.
- [12] 王铮. 中美间 R&D 溢出估计 [J]. 科学学研究, 2003 (4): 396-399.
- [13] 苏方林. 省域 R&D 知识溢出的 GWR 实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007 (2): 145-153.
- [14] 王立平. 我国高校 R&D 知识溢出的实证研究——以高技术产业为例 [J]. 中国软科学, 2005 (12): 54-59.
- [15] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率 [J]. 经济学季刊, 2006 (3): 7-12.
- [16] 吴玉鸣. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (5): 74-85.
- [17] Attila Varga, Hans Joachim Schalk. Macroeconomic effects of the geography of technological change [R]. DME workshop on Dynamics of Knowledge Accumulation, Competitiveness, Regional Cohesion and Economic Policies, 2-4 February 2006, WIW, Vienna.
- [18] Bradley J, Morgenroth E, Untiedt G. Macro-regional evaluation of the Structural Funds using the HERMIN modelling framework [J]. Working Paper, Sep. 2003.
- [19] Anselin L. The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association [M] // Fischer M, Scholten H, Urwin, et al. Spatial analytical Perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences. London: Taylor and Francis, 1997.
- [20] 王劲峰. 空间分析 [M]. 北京: 科学出版社, 2006: 83.
- [21] Anselin L. Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Application in the Social Sciences [R]. National Center for Geographic Information, 1992.
- [22] Griliches Z. Patents statistics as economic indicators: A survey [J]. Journal of Economic Literature, 1990, 28: 1661-1707.
- [23] Anselin L. Spatial econometrics: methods and models [M]. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [24] Elhorst J P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models [J]. International Regional Science Review, 2003, 26 (3): 244-268.
- [25] Anselin L, Florax R J GM, et al. New Directions in Spatial Econometrics [M]. Springer, Berlin, 1995.
- [26] Anselin L, Rey S J. Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models [J]. Geographical Analysis, 1991, 23: 112-131.
- [27] Stern S, M E Porter, J L Fuman. The Determinants of National Innovative Capacity [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper 7876: Cambridge, MA, 2000.
- [28] Kortum S. Research, Patenting, and Technological Change [J]. Econometrica 1997, 65 (6): 1389-1419.
- [29] Eaton B, S Kortum. Trade In Ideas: Patenting and Productivity in the OECD [J]. Journal of International Economics, 1996, 40 (3-4): 251-78.
- [30] Jaffe A B. Real Effects of Academic Research [J]. American Economic Review 1989, 70: 957-70.
- [31] 王铮, 马翠芳, 王莹, 翁桂兰. 区域间知识溢出的空间认识 [J]. 地理学报, 2003, 58 (5): 773-780.
- [32] 宁军明. 知识溢出与区域经济增长 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2008: 53-83.
- [33] 王立平. 知识溢出及其对我国区域经济增长作用的实证研究 [M]. 合肥: 合肥工业大学出版社, 2008: 124-150.

(编辑:夏冬;校对:段文娟)