

# 协同创新、空间关联与区域创新绩效<sup>\*</sup>

白俊红 蒋伏心

**内容提要：**本文采用 1998—2012 年中国分省区面板数据，通过构建协同创新指标体系，并从区域间创新要素动态流动视角建立空间权重矩阵，运用空间计量分析技术，实证考察了协同创新与空间关联对区域创新绩效的影响。研究发现，协同创新过程中，政府科技资助、企业与高校的联结以及企业与科研机构的联结对区域创新绩效有显著的正向影响，而金融机构资助则产生显著的负向影响；区域间创新要素的动态流动有利于知识的空间溢出，从而促进了区域创新绩效的提升。无论采用静态还是动态空间面板计量模型，上述结论均具有稳定性。本文研究结果对于全面认识我国区域创新生产要素的组织与协调方式，促进区域创新协调发展具有重要的政策含义。

**关键词：**协同创新 空间关联 创新绩效 空间面板

## 一、引言

在我国实施创新驱动战略、推进创新型国家建设的进程中，如何科学有效地组织与协调创新要素（比如 R&D 资本、R&D 人员等），进行创新生产，从而提升创新绩效，是一个值得关注的议题。

从我国各区域进行创新生产的过程来看，其创新要素的获取主要有以下两种途径：一是各区域自身的创新要素，即该区域利用自身积累的创新资源和条件进行生产；二是其它区域的创新要素，即该区域利用来源于其它区域的创新要素进行生产。因此，对于各个区域创新系统而言，其创新要素的组织与协调亦可分为两种方式：一种是各区域创新系统内部企业、高等院校、科研机构、政府、金融中介等创新主体之间通过协同互动等方式，组织创新资源以获得创新成果，此处我们称之为创新主体间的协同创新，简称协同创新；另一种方式即是区域创新系统之间的要素流动，由于其主要反映了创新活动在地域空间上的关联效应，我们将其称之为空间关联。这两种方式也基本上涵盖了区域创新系统内部以及系统之间的联结关系。那么，此两种方式如何对区域创新绩效产生影响？其机理是什么？目前我国协同创新与空间关联促进区域创新绩效提升的效果如何？如何科学有效地利用这两种方式，有针对性地制定创新战略，进而促进区域创新活动的协调发展？回答这些问题对于正确认识当前我国区域创新生产过程，进一步完善区域创新生产理论，从而科学制定区域创新发展政策具有重要意义。

近年来，伴随着我国科技创新资源投入的不断增长，科技创新资源的配置与利用绩效问题已引起学界的高度重视（Guan & Liu, 2005; Wu et al., 2010; Chen & Guan, 2012; 池仁勇等, 2004; 苏屹、李柏洲, 2013）。这些研究主要以我国省级区域为研究对象，在测算其创新绩效的基础上，就各区域如何配置创新资源，减少冗余，提高效率等问题进行了积极的探讨。然而，上述研究将各区域看作一个“黑箱”系统，仅通过测算各区域创新资源的投入产出来衡量其创新绩效，并没有深入揭示

<sup>\*</sup> 白俊红、蒋伏心，南京师范大学商学院，江苏省创新经济研究基地，邮政编码：210023，电子信箱：bjh@njnu.edu.cn, fxjiang@foxmail.com。本文得到国家自然科学基金项目（71303122、71203097）、江苏省社会科学基金项目（12DDB009）及江苏省高校哲学社会科学研究重点项目（2013ZDIXM026）的资助。感谢李婧副教授、于明超副教授及两位匿名审稿人的建设性意见，感谢卞元超、吕晓红出色的助研工作。文责自负。

区域创新系统内部各创新主体间的相互关系与运作机制。而且,由于其假设各区域之间相互独立,因而研究中也并没有考虑区域之间的空间关联效应对区域创新绩效的影响。

目前,关于协同创新及区域创新空间相关效应的研究已逐步兴起。针对协同创新的研究,学者们主要从协同创新的内涵(陈劲、阳银娟,2012)、协同创新的模式(何郁冰,2012)及协同创新的机制(许彩侠,2012)等方面进行了理论探讨,但究竟协同创新如何对区域创新绩效产生影响以及产生怎样的影响,尚缺乏理论上的阐释和严格的计量检验。白俊红等(2009)曾实证考察了区域创新系统内部企业、高校、科研院所、政府及金融机构等创新主体之间联结关系对区域创新效率的影响,但此研究仍将各个区域视作一个独立的系统,没有考虑系统之间可能存在的关联效应。而针对区域创新空间关联的研究,学者们主要是应用相关方法对我国区域创新是否存在空间相关性予以检验。比如张玉明、李凯(2008)应用区位 Gini 系数和 Moran I 指数,证明了我国省际区域创新产出的非随机分布,即省级区域创新存在空间依赖;李婧等(2010)应用空间 Moran I 指数的研究亦发现我国区域创新存在明显的空间相关性。这些文献为本文开展空间关联的研究奠定了基础,但区域之间的空间关联是如何产生的,其如何对区域创新绩效产生影响以及有何影响等问题仍然值得进一步研究。更为重要的是,目前研究并没有将协同创新与空间关联纳入一个统一的分析框架,全面地考察其对区域创新绩效的影响。如果将各个区域看作国家创新系统的一个子系统,那么协同创新便体现了子系统内部各主体要素之间的相互关系,而空间关联则反映出各个子系统之间的联结关系。因而,将协同创新和空间关联综合起来考虑,也有利于更为全面地揭示我国各区域创新生产的协调方式与整体绩效。

就方法而言,由于传统计量经济学忽视了空间因素的影响,以往多数研究均不考虑地理区域之间的空间相关关系。但正如 Anselin(1988)指出的“几乎所有的空间数据都具有空间依赖性 or 空间自相关的特征”。因而,本文将采用空间计量技术来考察区域间空间关联的问题。尽管目前这一技术已在创新领域有所应用(Fischer & Varga, 2003;李婧等,2010;余泳泽、刘大勇,2013),但这些研究均是从各区域自身某些特有的空间禀赋条件方面的接近性(比如地理区位是否接近,以及经济社会特征是否相似等)来考察区域间的空间相关关系的,忽视了对区域间由于创新要素动态流动而产生的空间关联效应的考察。事实上,区域之间在空间禀赋条件方面接近与否,只反映出区域之间的一种静态空间特征,而且这种静态特征作为一种现象事实,并不足以揭示空间关联产生的内在原因与机制。基于此,本文将从创新要素区际流动这一动态化空间视角,深入揭示区域创新系统之间空间关联产生的原因,并通过建立相应的空间权重矩阵,实证考察其对区域创新绩效的影响。

与以往研究相比,本文的贡献主要体现在:第一,在国家创新系统的整体框架内,系统考察作为其子系统的区域创新系统内部各主体之间的协同创新以及各区域创新系统之间的空间关联对区域创新绩效的影响机理;第二,从协同创新的视角,剖析区域创新系统内部各主体之间的相互关系与关联机制,揭示区域创新的“黑箱”系统;第三,从创新要素区际之间流动这一动态化空间关联视角,对区域创新系统之间空间关联的内在形成机制和具体形式进行考察,并探索其对区域创新绩效的影响效应。

本文第二部分构建本文分析的理论框架;第三部分介绍区域创新绩效的测算及协同创新、空间关联的度量;第四部分建立空间计量经济学模型;第五部分对计量结果进行分析和讨论;最后给出结论及相应的政策启示。

## 二、理论框架

根据国家创新系统理论,国家创新系统是由作为其子系统的各个区域创新系统有机构成的。这种构成关系不仅包含了各区域创新系统之间的联结关系,而且包含了区域创新系统内部各主体

之间的相互关系(Freeman, 1987)。因此,在国家创新系统的整体框架内,作为其子系统的区域创新系统在组织和协调创新资源要素进行创新生产时,不仅可以通过其系统内部创新主体间的协同创新得以实现,还可以通过利用其它区域创新系统的资源要素,藉此发挥系统之间的空间关联效应来实现。因此,只有将协同创新和空间关联两者统一起来考虑,才能较为全面地揭示区域创新系统的要素组织与协调方式,进而为促进我国区域创新绩效水平提升的路径选择与优化提供有益参考。本文研究的理论框架如图1所示。

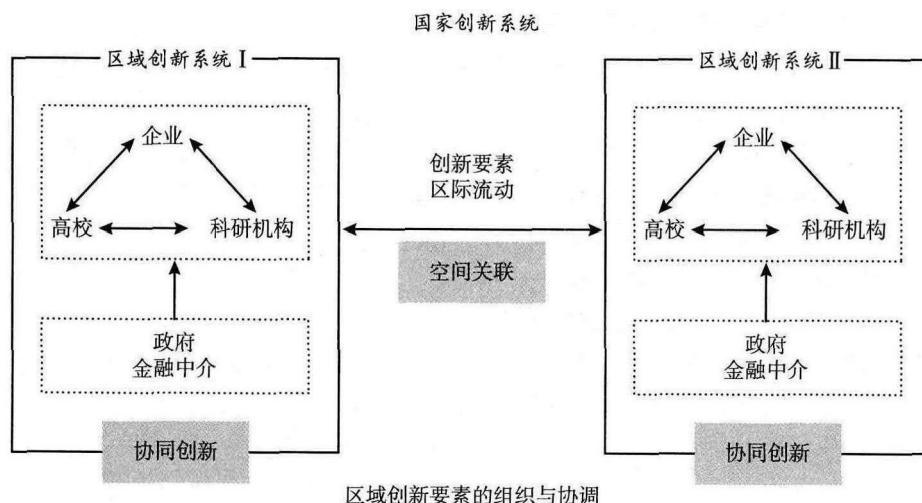


图1 理论框架

由图1可知,在国家创新系统的整体框架内,区域创新要素的组织与协调方式包括了区域创新系统内部的企业、高校、科研机构、政府和金融中介等主体之间的协同创新和各区域创新系统之间的空间关联。其中,就协同创新来看,区域创新系统内部的企业、高校、科研机构等是创新的直接主体,而政府和金融中介等并不直接参与研发,其主要功能是对直接主体的研发活动予以支持,是创新的间接主体(白俊红等,2009)。这种直接主体之间以及间接主体与直接主体之间通过资源共享、协作互动所形成的协同创新,如果配合得当,就可以产生 $1+1>2$ 的协同效应,促进创新生产绩效的提升。而空间关联则表现为各区域创新系统之间通过创新要素的动态流动所产生的地理空间上的联结关系。这种空间上的联结关系有助于促进知识的溢出,增加区域创新生产的要素规模,并改善其配置效率,进而对区域创新绩效产生影响。

协同创新可以分为直接主体之间的协同以及间接主体与直接主体之间的协同。在直接主体间的协同方面,高等学校和科研院所作为知识创造、技术产生和人才培养的重要载体(Drejera & Jørgensenb, 2005),具有庞大的创新人才队伍和先进的科研仪器设备,掌握着前沿的知识和技术,但是这些优势能否顺利转化为现实生产力则需要市场信息的引导和研发资金的支持。在此情形下,通过直接主体间的协同互动,企业将产品研发的市场信息和所需资金输送给高校和科研机构,而高校和科研机构则利用自身的人才、知识和技术优势,帮助企业实现产品创新,这在促进创新资源优化配置与高效利用的同时,也促进了区域创新产出绩效的整体提升(Gulbrandsena & Smebyb, 2005)。在间接主体与直接主体的协同方面,政府可以通过发布相关信息、搭建协同创新平台等途径引导直接主体的创新行为,降低直接主体间的信息搜寻成本;通过改善基础设施条件来为直接主体的创新活动提供便利;通过制定相关的政策法规,规范直接主体的创新行为,降低交易成本;通过直接资助的方式,弥补直接主体研发资金的不足,从而使得原本缺乏资金,无法完成的创新项目得以实现(白俊红, 2011)。而金融中介可为直接主体创新活动提供融资支持;利用自身的专业优势

和信息优势对直接主体的创新项目进行评估、筛选和监督,减少盲目投资;可以帮助直接主体对创新项目的投资组合进行优化,分散和降低投资风险,提高创新收益等。由此可见,区域创新系统中,不论是直接主体,还是间接主体,均各有优势且又各具功能,其有效联结、协同互动,将有助于区域创新生产绩效的提升。

对于空间关联而言,经济要素的流动是解释空间相关的重要来源(才国伟、钱金保,2013)。与传统经济要素类似,创新要素亦具有稀缺性和追逐自身价值最大化的特征,会从边际收益率低的区域向边际收益率高的区域流动(杨省贵、顾新,2011)。对于不同的区域创新系统,这种“择优”机制会促使创新要素在各区域创新系统之间流动,产生空间关联。就 R&D 人员来说,由于区域间要素禀赋以及配置效率的差异,理性的 R&D 人员为追求其自身利益的最大化,会通过“用脚投票”的方式,进行区际迁移,即他们会迁向那些就业条件更好、发展机遇更多、科研环境更优越、福利待遇更丰厚的区域。同样地,R&D 资本的逐利性特征,也会使其趋向那些创新收益率更高、创新投资风险更低的区域进行配置,从而产生了 R&D 资本在不同区域之间的动态流动。创新要素的这种动态流动将对区域创新活动及其绩效产生影响。主要体现在:第一,创新要素流动产生的知识溢出效应能够促进区域创新绩效的提升。与传统生产要素不同的是,创新要素内部本身包含了大量的知识信息,因此,创新要素的区际流动势必带动区域间知识的溢出,从而对区域创新活动及其绩效产生促进作用。第二,创新要素流动产生的规模经济效应亦有利于提升区域创新的生产绩效。即随着 R&D 人员和 R&D 资本等创新要素向配置效率更高地区的流动,将引发创新要素在特定区域的动态集聚,从而增加该区域创新生产的规模,产生规模经济效应,进而有助于降低创新生产的平均成本,提高区域创新的收益水平。第三,创新要素流动产生的要素配置优化效应能够提升区域创新绩效。R&D 人员和 R&D 资本等创新要素通过区际流动,能够改善区域创新生产的要素结构与规模,减少冗余,促进其配置效率的优化提升,从而对区域创新活动及其生产绩效产生积极影响。

综上所述,在国家创新系统的整体框架内,协同创新和空间关联分别体现了区域创新系统内部各主体之间以及各区域创新系统之间的联结关系。将两者综合起来考虑,有利于从整体上更为全面地揭示区域创新系统的运行机制与协调过程,从而为我国统筹区域创新发展以及相关政策的科学制定提供参考。

### 三、区域创新绩效的测算及协同创新、空间关联的度量

本文的考察对象为中国大陆 30 个省级行政区域,由于西藏数据严重缺失,研究中暂时不予考虑。原始数据来源于 1999—2013 年各期《中国科技统计年鉴》、《中国统计年鉴》及各省区《统计年鉴》。接下来,本文将对区域创新绩效的测算以及协同创新、空间关联的度量做一一介绍。

#### (一) 区域创新绩效的测算

如何对区域创新生产绩效进行衡量,仍然是目前研究中一个棘手的问题。其关键点主要体现在两个方面:一是衡量指标的确定;二是测算方法的选择。

在指标的选择方面,文献中通常选择专利作为区域创新绩效的度量指标(Acs et al., 2002; Bettencourt et al., 2007; 温军、冯根福,2012)。专利在表征区域创新绩效时具有一定的优势:专利包含了大量关于技术、发明及发明者的信息;专利数据较容易获取;各地区专利申请、审查、授权的制度法规在一国范围内基本一致,这也使得不同区域的专利数据具有可比性。当然,专利也由于在反映创新成果的质量以及市场和商业化水平方面存在明显的不足而饱受争议。因此,在数据可得的情况下,一些学者开始使用新产品销售收入作为创新绩效的衡量指标(Pellegrino et al., 2012; 朱有为、徐康宁,2006)。这一指标可以较好地反映创新成果的应用和商业化水平,但却忽视了研发创新的知识创造功能。基于此,一些学者尝试从技术创新的过程视角,将专利视作技术创新的中间

知识产出,新产品销售收入作为技术创新的最终产出来较为全面地衡量创新的绩效水平(白俊红, 2011)。

除了用这些较为直接的指标外,越来越多的学者们开始通过测算研发创新的效率来反映创新的绩效水平(Wang, 2007; Li, 2009; 张海洋、史晋川, 2011)。效率是一个相对指标,如果一个地区用较少的创新投入获得了较多的产出,就认为这个地区的创新效率较高。可以看出,与专利、新产品销售收入等直接产出指标相比,效率的高低更能反映一个地区的创新能力与水平,因而是衡量创新绩效的较好指标。本文亦选择区域创新的效率水平来表征区域创新的绩效。

那么,如何测算区域创新的效率呢?目前,评测效率的方法主要有参数法和非参数法两大类。参数法以随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)为代表,该方法的优点是具有坚实的经济理论基础,可以清晰描述生产的过程,但其缺点是需要事先设置生产函数的形式,如果误设了生产函数,结果便会出现较为严重的偏差。非参数法则以数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)为代表,该方法采用线性规划技术测算效率,不需要设定生产函数的具体形式,从而避免了主观设定生产函数的影响,同时该方法计算简便,且能够处理多投入多产出条件下的效率度量。因而,本文选择数据包络分析方法测算区域创新的效率。

尽管目前数据包络分析方法已在一些创新研究中得到应用(Nasierowski & Arcelus, 2003; Wang, 2007; 池仁勇等, 2004),但这些研究均采用当期的投入产出数据来确定当期的生产前沿面,导致了“技术有可能退步”结果的出现,而这在经济学上难以给出合理可信的解释(林毅夫、刘培林, 2003)。为了克服这一缺陷,我们借鉴 Henderson & Russell(2005),引入“过去技术不会被遗忘”的假定来构造最佳实践前沿。

假设第  $k(k=1, 2, \dots, K)$  个决策单元(即本文中的各个省区)在  $t(t=1, 2, \dots, T)$  期使用  $n(n=1, 2, \dots, N)$  种投入  $x'_{k,n}$  进行生产,得到  $m(m=1, 2, \dots, M)$  种产出  $y'_{k,m}$ 。 $X'$ 、 $Y'$  分别表示投入和产出向量。在规模报酬不变和投入要素强可处置的条件下,每一期的参考技术可定义为:

$$\bar{L}^t(X) = \{y: y \leq \lambda \bar{Y}', x \geq \lambda \bar{X}', \lambda \geq 0\} \quad (1)$$

式(1)中,  $\lambda$  为每个截面观察值的权重,  $\bar{X}' = (X'^1, X'^2 \dots X'^t)$ ,  $\bar{Y}' = (Y'^1, Y'^2 \dots Y'^t)$ 。

据此,可定义产出距离函数为:

$$d_o^t(x', y') = \inf \{ \theta : (x', y'/\theta) \in \bar{L}^t \} \quad (2)$$

式(2)可通过下列线性规划求得:

$$\inf \theta \quad s. t. \quad \lambda \bar{Y}' \geq y'/\theta, \lambda \bar{X}' \leq x' \quad (3)$$

$\theta$  即为各个决策单元的效率水平。

可以看出,应用上述方法核算区域创新的效率,还需要确定区域创新的投入与产出。

关于区域创新的投入,主要有 R&D 人员与 R&D 资本存量两项指标。其中,对于 R&D 人员投入,用 R&D 人员全时当量来衡量。对于 R&D 资本存量,参考吴延兵(2006)的研究,采用永续盘存法进行核算,如式(4)所示。

$$K_{it} = (1 - \delta) \times K_{i(t-1)} + E_{i(t-1)} \quad (4)$$

式(4)中,  $K_{it}$  表示 R&D 资本存量;  $\delta$  为折旧率,此处参考吴延兵(2006),取其值  $\delta = 15\%$ ,较高的折旧率也意味着 R&D 资本比传统物质资本具有更快的更新速度;  $E_{i(t-1)}$  为  $i$  地区第  $t-1$  期的实际 R&D 经费支出,我们应用朱平芳、徐伟民(2003)构造的 R&D 支出价格指数  $= 0.55 \times$  消费价格指数  $+ 0.45 \times$  固定资产投资价格指数,对各期的名义 R&D 经费进行平减处理。

对于基期资本存量,在假设 R&D 资本存量增长率与实际 R&D 经费增长率一致的基础上,其估算公式可表示为:

$$K_{i0} = E_{i0} / (g + \delta) \quad (5)$$

式(5)中,  $K_{i0}$  为基期的资本存量,  $E_{i0}$  为基期的实际 R&D 支出,  $g$  为实际 R&D 经费支出的几何平均增长率,  $\delta$  为折旧率。至此, 我们已经给出了核算 R&D 资本存量的全部技术。

对于区域创新的产出, 我们选择专利授权数和新产品销售收入两项指标, 其中前者代表了区域创新的知识产出, 而后者反映了创新成果的市场和商业化水平。

综上, 我们利用上文给出的研究方法及投入与产出指标核算区域创新效率。图 2 描述了考察期内我国各地区创新效率的均值。

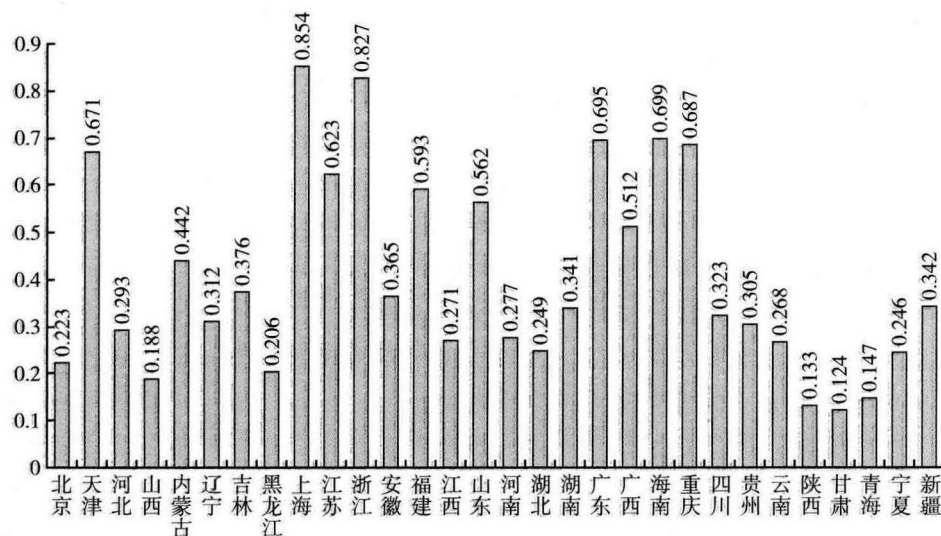


图 2 各地区创新效率的均值

从图 2 来看, 创新效率较高的地区有上海、浙江等, 其效率均值在 0.8 以上, 是创新投入产出绩效较好的地区。山西、陕西、甘肃、青海的区域创新效率尚不足 0.2, 处于较低的水平。这些地区均处于我国的中、西部地区, 由于经济水平较为落后, 对研发创新的投入较低, 同时也可能由于管理水平和制度条件等因素的限制, 创新投入的产出转化效率也不高。这类地区今后发展过程中应集中有限的研发资源于创新生产的优势环节, 在关键和瓶颈问题上重点突破, 同时也要在管理和制度创新上上下功夫, 从而促进创新效率的整体提升。

下文中, 我们将不再区分区域创新绩效与区域创新效率, 并将其统一称为区域创新绩效。

## (二) 协同创新的度量

区域创新系统内部各主体之间的协同创新体现在多个方面, 比如资金、人员以及知识的流动等。本文主要基于数据可得性的考虑, 从资金往来方面对其协同创新关系作近似表征。

区域创新系统内部各主体之间的资金往来主要体现在两个方面: 一是间接主体对直接主体的资助, 包括政府的资助和金融机构的资助, 我们分别用地区研发资金中政府资金的比重和地区研发资金中金融机构资金的比重来表征。需要说明的是, 2007 年之后, 《中国科技统计年鉴》不再报告区域创新系统中有关金融机构资金的数据, 但其依然公布了地区研发经费支出中来源于政府、企业和国外的资金。由于地区研发资金主要来源于政府、企业、国外及金融机构, 因此我们用地区总的研发资金减去政府、企业和国外的资金, 来近似表征来源于金融机构的资金。考察期内, 我国各省区政府资金比重均值排名前三位的分别为陕西、北京和海南, 分别达到 0.536、0.486 和 0.439, 而排名后三位的分别是山东、广东和福建, 分别为 0.096、0.102 和 0.122; 金融机构资金比重靠前的三个省区分别是广东、安徽和福建, 分别达到 0.117、0.106 和 0.090, 而处于最后的三个省区分别是海南、北京和陕西, 仅有 0.035、0.040 和 0.046。一个有趣的发现是, 政府资金比重较高的地方, 往往金融机构资金比重较低; 相反, 政府资金比重较低的地区, 金融机构资金比重反而较大, 这也在一定

程度上说明政府资金和金融资金通常是相辅相成、互为补充的。当然,从我国的现实来看,由于政府资金比重远远高于金融资金比重,我国企业获取外部研发资金的渠道也主要来源于政府,尚未形成一个成熟的、市场化的融资体系。

二是直接主体间的资金往来,包括企业和高校、企业和科研机构以及高校和科研机构之间。由于高校和科研机构之间通常通过知识或人员进行交流,很少通过资金往来进行联结,而且由于相关年鉴中也没有两者之间资金往来的数据,因此这一关系暂时不予考虑,只考察企业与高校、企业与科研机构之间的关系。我们分别用高校研发资金中企业资金的比重和科研机构研发经费中企业资金的比重来表征。从统计数据来看,考察期内,高校研发经费中企业资金比重较高的地区有辽宁、浙江、江苏和上海,分别达到 0.494、0.468、0.444 和 0.425,这几个地区高校与企业联系较为紧密,而较低的地区,比如海南、青海、宁夏等省份,这一比重只有 0.048、0.030 和 0.054,尚不足 0.1,这些地区企业和高校之间联系较少;科研机构研发经费中企业资金比重较高的地区有福建、广东和湖南等,分别达到 0.110、0.096 和 0.090,而较低的地区有海南、甘肃、青海、宁夏和江西等省份,分别为 0.003、0.029、0.026、0.023 和 0.021,这些地区企业与科研机构的联结尚处于一个较低的水平。

### (三) 空间关联的度量

本文中的空间关联主要是指区域创新系统之间由于创新要素流动而产生的空间相互作用。我们拟采用引力模型对区域创新系统之间的空间联系进行度量。引力模型来源于物理学中牛顿的万有引力定律,其内涵主要是指两个物体之间作用力的大小与两个物体的质量正相关,与物体间的距离负相关。这一模型已被广泛应用于国际贸易流量测算、人口迁移、跨国投资等领域。Zipf(1946)最早将其引入空间相互作用领域,用两个城市人口数量的乘积除以其距离来反映两个城市人口流动所产生的空间相互联系。之后,经 Smith(1989)及 Witt & Witt(1995)等进一步确认和拓展,逐渐成为研究要素流动空间相互作用的一个主流模型。

一个简化的空间相互作用引力模型一般形式:

$$T_{ij} = KM_i M_j / D_{ij} \quad (6)$$

其中, $T_{ij}$ 表示*i*区域和*j*区域的空间联系强度; $K$ 为常数,通常取 1; $M_i$ 和 $M_j$ 分别表示*i*、*j*两区域的某种规模量,比如人口数等; $D_{ij}$ 为*i*、*j*两区域之间的距离。

虽然引力模型来源于经验,但其却有深厚的微观基础(Roy, 2004)。本文借鉴这一成果,将其引入区域创新系统间的空间关联研究中,并通过构造相应的空间关联矩阵对区域创新系统之间由于 R&D 人员和 R&D 资本要素流动产生的空间关联效应进行量化测度。

R&D 人员的空间联系强度可表示为:

$$TP_{ij} = KP_i P_j / D_{ij} \quad (7)$$

其中, $TP_{ij}$ 为两区域间 R&D 人员的空间关联强度; $K$ 为常数,取其值为 1; $P_i$ 和 $P_j$ 分别为*i*、*j*两区域的 R&D 人员数; $D_{ij}$ 为*i*、*j*两区域之间中心位置的距离,此距离根据国家地理信息系统网站提供的 1:400 万电子地图,利用 Geoda095i 软件测量得到。由此可见,式(7)的内涵也在于,区域间 R&D 人员的空间关联强度与两地间 R&D 人员规模成正比,与两地间距离成反比。

这样,就可以利用矩阵的形式,定义任意两地间 R&D 人员的空间联系强度。对于矩阵中的任何一个元素,定义如下式所示:

$$\omega_{ij} = \begin{cases} TP_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (8)$$

其中, $\omega_{ij}$ 为空间关联矩阵中的一个元素。

R&D 资本的空间关联强度也可参照式(7)和式(8)来设置,只需将其中的 R&D 人员换成 R&D 资本即可。

#### 四、空间计量模型的建立

一般而言,空间计量经济模型主要有两种形式:一种是空间自相关模型(Spatial Autoregressive Model, SAR),另一种是空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。根据Anselin(1988)的解释,当变量间的空间依赖性对模型非常关键而导致了空间相关性时,即为空间自相关模型;当模型的误差项在空间上相关时,即为空间误差模型。

基于Anselin(1988),本文设置如下所示的空间自相关模型:

$$\theta_{it} = \alpha + \rho W\theta_{it} + Gov_{it}\beta_1 + Fin_{it}\beta_2 + Uni_{it}\beta_3 + Sci_{it}\beta_4 + \sum_k x_{kit}\delta_k + \mu_{it} \quad (9)$$

式(9)中, $\theta_{it}$ 为*i*地区*t*期的创新绩效; $W$ 为空间权重矩阵; $W\theta_{it}$ 即为空间关联省份创新绩效的空间加权自相关变量; $\rho$ 为空间自相关回归系数,表示了空间关联省份创新绩效观察值 $W\theta_{it}$ 对本省创新绩效观察值 $\theta_{it}$ 的影响; $Gov$ 、 $Fin$ 、 $Uni$ 、 $Sci$ 分别表示区域创新系统中政府支持变量、金融机构支持变量、企业与高校的联结以及企业与科研机构的联结变量; $\beta$ 为相应变量的系数; $\mu$ 为随机误差项。 $x$ 为其它一系列控制变量,包括地区基础设施( $Inf$ ),用地区邮电业务总量占国内生产总值的比重来表征;地区产业结构( $Ind$ ),用地区第三产业总值占国内生产总值比重来表征;地区经济发展水平( $Eco$ ),用地区实际人均国内生产总值的对数值来表征;地区劳动者素质( $Lab$ ),用地区平均受教育年限的对数值来表征;地区对外开放水平( $For$ ),用地区进出口总额占国内生产总值的比重来表征,并依据当年人民币兑美元的汇率将进出口总额单位转化为人民币; $\delta$ 为对应控制变量的系数。

从式(9)可看出,本地区的创新绩效不仅受到本地区各自变量的影响,还受到空间关联地区创新行为 $W\theta$ 的影响。如果其系数 $\rho$ 为正,说明空间关联地区创新行为对本地区创新绩效有正向影响,反之,有负向影响。

相应地,区域创新绩效的空间误差模型可表示为:

$$\theta_{it} = \alpha + Gov_{it}\beta_1 + Fin_{it}\beta_2 + Uni_{it}\beta_3 + Sci_{it}\beta_4 + \sum_k x_{kit}\delta_k + \mu_{it} \\ \mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(10)中,空间误差系数 $\lambda$ 度量了存在于随机扰动项中的样本观察值的空间依赖性,即空间关联地区关于区域创新绩效因变量的误差冲击对本地区创新绩效的影响。 $\varepsilon$ 为随机误差项。其它变量定义与上文相同。

由于空间自相关和空间误差模型均是从全域计算空间相关性,因而回归模型中可能存在内生性问题。此时,如果仍然采用普通最小二乘法进行估计,空间误差模型虽然是无偏的,但不具有有效性,而对于空间自相关模型,不仅是有偏的,而且是不一致的。在此情形下,Anselin(1988)建议采用极大似然法对空间计量模型进行估计。本文将采用Elhorst(2003)提出的空间面板极大似然法对模型进行估计。

至于实际应用时上述两个模型哪个更为适宜,Anselin et al. (1996)建议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。其原则是:比较LM-sar与LM-error两个统计量哪一个显著,显著的即为要选择的空間计量模型。如果两者都显著,则需要进一步比较Robust LM-sar与Robust LM-error,并将显著的作为要采用的空间计量模型。

#### 五、结果与讨论

##### (一)空间计量结果分析

本文利用matlab7.1软件对空间计量模型予以估计,并依据Anselin et al. (1996)判断原则以及Hausman检验结果,选择空间误差固定效应模型估计结果作为最终报告结果。另外,协同创新的影



响可能是滞后的,这是因为从各创新主体的意愿合作,到知识共享和资源的协同调配,再到最终取得创新成果需要一定的时间。基于此,本文首先应用分布滞后模型对协同创新变量的时滞结构进行检验,结果发现当期和滞后一期的协同创新对区域创新绩效有较为稳健的影响,而滞后两期之后,影响均不再显著。因此,本文将当期和滞后一期的协同创新变量纳入回归模型。最后,根据固定效应模型对地区和时间两类非观测效应的不同控制,可以将模型分为无固定效应(nonF)、地区固定效应(sF)、时间固定效应(tF)和时间地区均有固定效应(stF)四种类型。表1报告了R&D人员流动权重和R&D资本流动权重空间计量模型四种固定类型的估计结果。

表1 空间计量回归结果

变量	R&D 人员流动权重				R&D 资本流动权重			
	nonF	sF	tF	stF	nonF	sF	tF	stF
常数项 $\alpha$	-0.625 (0.792)	—	—	—	-1.211 *** (0.000)	—	—	—
$\lambda$	0.305 *** (0.000)	0.418 *** (0.000)	0.352 *** (0.000)	0.440 *** (0.000)	0.817 *** (0.000)	0.942 *** (0.000)	0.828 *** (0.000)	0.930 *** (0.000)
Gov	-0.047 (0.126)	0.230 * (0.051)	-0.052 (0.118)	0.331 ** (0.047)	-0.092 (0.113)	0.186 * (0.054)	-0.109 * (0.096)	0.173 * (0.071)
Gov(-1)	0.541 *** (0.000)	0.493 *** (0.000)	0.592 *** (0.000)	0.407 *** (0.000)	0.470 *** (0.000)	0.385 *** (0.000)	0.492 *** (0.000)	0.344 *** (0.000)
Fin	-0.224 *** (0.000)	-0.178 *** (0.000)	-0.246 *** (0.000)	-0.183 *** (0.000)	-0.323 *** (0.000)	-0.429 *** (0.000)	-0.325 *** (0.000)	-0.417 *** (0.000)
Fin(-1)	0.002 (0.881)	-0.089 (0.450)	0.009 (0.847)	-0.057 (0.536)	0.017 (0.585)	0.025 (0.479)	0.038 (0.413)	0.019 (0.591)
Uni	0.017 (0.470)	0.009 (0.528)	0.013 (0.622)	0.021 (0.429)	-0.026 (0.855)	0.001 (0.967)	-0.015 (0.869)	0.002 (0.887)
Uni(-1)	0.176 ** (0.028)	0.201 ** (0.013)	0.184 ** (0.027)	0.197 ** (0.022)	0.220 *** (0.000)	0.238 *** (0.000)	0.217 *** (0.000)	0.229 *** (0.000)
Sci	0.114 (0.412)	-0.028 (0.745)	0.107 (0.524)	-0.015 (0.870)	0.014 (0.858)	0.009 (0.941)	0.009 (0.877)	0.003 (0.975)
Sci(-1)	0.074 (0.525)	0.239 *** (0.000)	0.093 (0.479)	0.207 *** (0.001)	0.103 (0.314)	0.271 *** (0.000)	0.110 (0.255)	0.259 *** (0.000)
Inf	0.528 *** (0.000)	0.634 *** (0.000)	0.475 *** (0.000)	0.592 *** (0.000)	0.444 *** (0.000)	0.479 *** (0.000)	0.452 *** (0.000)	0.467 *** (0.000)
Ind	0.229 (0.211)	0.974 *** (0.000)	0.312 (0.109)	0.877 *** (0.000)	0.178 (0.274)	0.529 *** (0.000)	0.258 (0.192)	0.490 *** (0.000)
Eco	1.367 *** (0.000)	0.931 *** (0.000)	1.428 *** (0.000)	0.876 *** (0.000)	0.877 *** (0.000)	0.928 *** (0.000)	0.764 *** (0.000)	0.890 *** (0.000)
lab	0.094 ** (0.042)	0.217 *** (0.000)	0.104 ** (0.029)	0.195 *** (0.000)	0.158 *** (0.000)	0.231 *** (0.000)	0.162 *** (0.000)	0.247 *** (0.000)
For	-0.001 (0.994)	0.229 *** (0.000)	-0.002 (0.938)	0.203 *** (0.000)	0.012 (0.425)	0.352 *** (0.000)	0.007 (0.477)	0.179 *** (0.000)
Adjust R <sup>2</sup>	0.812	0.847	0.820	0.49	0.820	0.872	0.833	0.75
$\tau$	85.392 [55.230]	12.147 [20.472]	62.528 [38.524]	—	124.647 [55.230]	9.263 [20.472]	79.580 [38.524]	—

注:( ) 内为显著性概率;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示显著性水平小于0.01、0.05 和0.1;—表示此项为空; $\tau$  为广义似然率统计量;[ ] 内为自由度为受约束变量个数的混合卡方分布临界值;若 $\tau$  大于临界值,则拒绝受约束的 nonF、sF 或 tF 估计结果,否则拒绝不受约束的 stF 估计结果。

从表1中广义似然率统计量 $\tau$ 的检验结果来看,两类权重矩阵下,均拒绝了无固定效应(nonF)和时间固定效应(tF)的估计结果,但接受了地区固定效应(sF)估计结果,因此本文选择地区固定效应情形下的估计结果进行分析讨论。

R&D人员流动权重和R&D资本流动权重下的地区固定效应模型空间误差系数分别为0.418和0.942,且均在1%水平上通过了显著性检验,这表明区域间R&D人员和R&D资本的动态流动有利于知识的空间溢出,并促进了区域创新绩效的提升。正如前文所述,R&D人员和R&D资本等创新要素本身蕴含了大量有关技术创新的知识信息,其在区域创新系统之间的动态流动将有利于知识信息的传播与应用,进而促进了地区间知识的溢出。不仅如此,R&D人员和R&D资本等创新要素的动态流动亦可以改善区域创新要素的规模水平,优化要素的配置效率,这些均有助于促进区域创新绩效水平的提升。

在表征协同创新的四个指标中,两类权重模型下,当期和滞后一期的政府科技资助对区域创新绩效均有显著的正向影响,且滞后一期的影响效应更大。当期的企业与高校的联结以及企业与科研机构的联结对区域创新绩效的影响为负,但并不显著,而其滞后一期的指标却显示出显著的正向影响,这也在一定程度上说明,产学研协同创新是一个从协同目标确定,到研发资源调配和联合开发,并最终取得创新成果的全过程。产学研各主体之间只有经过一定时期的协作磨合,才能获得 $1+1>2$ 的协同创新效应。值得注意的是,当期的金融机构资助对创新绩效的影响显著为负。其原因可能在于,与政府的公共研发投入不同,金融机构的贷款通常是以盈利为目的的,这就使得其在贷款时往往倾向于那些周期短、风险小的项目以及具有较高偿债抵押能力的企业,而那些具有良好创意,创新活力强,亟需融资支持,但偿债能力弱的创新型企业却难以获得金融贷款。这一“信贷配给”的存在也使得金融机构的科技贷款往往选择了创新活动的“平庸型企业”,从而也降低了金融支持的产出绩效。

控制变量中,地区基础设施、地区产业结构、地区经济发展水平、地区劳动者素质和开放水平回归系数均显著为正,这也在一定程度上表明,进一步完善基础设施、优化产业结构及提升地区经济发展水平、劳动者素质和对外开放水平,均有利于促进区域创新绩效的提高。

## (二)协同创新总效果的空间计量结果分析

上文中,我们在表1依次报告了区域创新系统内部政府、金融机构、企业、高校和科研机构之间协同创新的回归估计结果。那么,这些主体之间整体的协同创新效果对区域创新绩效产生何种影响呢?我们拟对其进行检验。我们利用因子分析法<sup>①</sup>计算各主体协同创新的综合因子得分,然后以此综合得分作为协同创新的总效果(Syn),考察其对区域创新绩效的影响。回归估计结果见表2。

表2报告了区域创新系统内部各主体协同创新总效果对区域创新绩效影响的回归估计结果。与上文一样,广义似然率统计量检验接受了地区固定效应的空间计量模型估计结果,因此,此处我们也选择该情形下的估计结果进行讨论。与表1中的模型估计结果一致,R&D人员流动权重和R&D资本流动权重中,地区固定效应模型的空间误差系数均显著为正,这说明R&D人员和R&D资本等创新要素的流动促进了区域创新绩效的空间外溢。

当期的协同创新总效果对区域创新绩效具有不显著的负向影响,而滞后一期的指标影响显著为正,这亦在一定程度上说明协同创新是一个长期过程,政府、金融机构、企业、高校和科研机构等创新主体之间的协作互动在促进区域创新绩效提升方面具有一定的时滞性。控制变量中,地区基础设施、地区经济发展水平、地区产业结构、地区劳动者素质和地区开放水平对区域创新绩效有显著的正向影响,这与上文估计结果一致。

<sup>①</sup> 因子分析过程中采用“方差极大化”准则进行正交旋转。

表 2 协同创新总效果的空间计量回归结果

变量	R&D 人员流动权重				R&D 资本流动权重			
	nonF	sF	tF	stF	nonF	sF	tF	stF
常数项 $\alpha$	-2.952 (0.447)	—	—	—	-4.017 (0.928)	—	—	—
$\lambda$	0.527 *** (0.000)	0.601 *** (0.000)	0.544 *** (0.000)	0.595 *** (0.000)	0.830 *** (0.000)	0.928 *** (0.000)	0.909 *** (0.000)	0.922 *** (0.000)
$Syn$	-0.039 (0.472)	-0.084 (0.777)	-0.025 (0.520)	-0.078 (0.819)	0.004 (0.902)	-0.028 (0.746)	0.017 (0.913)	0.001 (0.999)
$Syn (-1)$	0.726 *** (0.000)	0.833 *** (0.000)	0.809 *** (0.000)	0.820 *** (0.000)	0.679 *** (0.000)	0.792 *** (0.000)	0.630 *** (0.000)	0.700 *** (0.000)
$Inf$	0.500 *** (0.000)	0.524 *** (0.000)	0.472 *** (0.000)	0.509 *** (0.000)	0.328 *** (0.001)	0.441 *** (0.000)	0.409 *** (0.000)	0.430 *** (0.000)
$Ind$	0.324 (0.125)	0.746 *** (0.000)	0.229 (0.255)	0.691 *** (0.000)	0.521 *** (0.000)	0.477 *** (0.000)	0.469 *** (0.000)	0.430 *** (0.000)
$Eco$	1.470 *** (0.000)	1.283 *** (0.000)	1.536 *** (0.000)	1.110 *** (0.000)	1.030 *** (0.000)	1.111 *** (0.000)	1.257 *** (0.000)	1.138 *** (0.000)
$lab$	0.072 (0.107)	0.149 *** (0.001)	0.093 ** (0.045)	0.156 *** (0.000)	0.021 (0.253)	0.231 ** (0.015)	0.047 (0.193)	0.195 ** (0.042)
$For$	-0.004 (0.715)	0.157 *** (0.005)	0.001 (0.859)	0.128 *** (0.008)	0.020 (0.539)	0.096 * (0.071)	0.009 (0.872)	0.105 ** (0.033)
Adjust $R^2$	0.685	0.700	0.686	0.017	0.658	0.680	0.659	0.83
$\tau$	69.058 [55.230]	8.201 [20.472]	55.820 [38.524]	—	92.104 [55.230]	5.111 [20.472]	70.732 [38.524]	—

注：( ) 内为显著性概率；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示显著性水平小于 0.01、0.05 和 0.1；—表示此项为空； $\tau$  为广义似然率统计量；[ ] 内为自由度为受约束变量个数的混合卡方分布临界值；若  $\tau$  大于临界值，则拒绝受约束的 nonF、sF 或 tF 估计结果，否则拒绝不受约束的 stF 估计结果。

(三) 考虑创新生产累积效应的稳健性检验

创新理论告诉我们，创新生产是一个连续的过程，上期的创新累积与产出绩效很可能会对当期的产出绩效产生影响。另外，在上文的空间面板模型估计过程中，尽管我们对影响区域创新绩效的一些变量进行了控制，但也可能遗漏了一些重要变量而影响到估计结果的稳定性。据此，我们引入被解释变量的一阶滞后项  $\theta_{(-1)}$  作为解释变量，通过建立动态空间面板模型来控制动态时滞和遗漏变量对区域创新绩效的影响，并以此检验上文估计结果是否稳定。

上文对普通空间面板计量模型进行估计时，采用的是 Elhorst (2003) 提出的极大似然法，但此方法在估计动态空间面板模型时将无效的。在此情形下，Elhorst (2005) 借鉴非空间动态面板模型，提出了无条件极大似然估计方法。在应用该方法时，首先通过一阶差分消除可能存在的固定效应，然后利用每个空间单元一阶差分观察值的密度函数来建立无条件极大似然函数，并将被解释变量的滞后水平值作为转换后差分被解释变量的工具变量对模型进行估计。Hsiao et al. (2002) 的研究表明，由于无条件极大似然估计方法利用了更多的样本信息，而且无需严格的矩估计条件等，因而其估计结果相对于广义矩估计 (GMM) 也更加渐进有效。因此，本文亦采用无条件极大似然法来对模型进行估计。但根据 Elhorst (2005)，如果模型中包含了外生解释变量，则外生解释变量初期

的一阶差分将无法确定,从而也就无法确定被解释变量的初期一阶差分及其概率密度函数。针对这一问题,Bhargava & Sargan(1983)、Nerlove & Balestra(1996)及 Nerlove(2000)曾基于对外生解释变量的不同假设,提出了两种处理方法,即 BS 逼近和 NB 逼近。其中,BS 逼近是利用所有外生解释变量在整个观察期内的观察值,来预测初始时期外生解释变量的差分,而 NB 逼近是利用考察期外生解释变量观察值的协方差矩阵替代滞后一定时期外生解释变量方差的方法,来求得初始时期被解释变量的差分方差。

采用 BS 逼近和 NB 逼近,对动态空间面板模型进行估计,结果显示,<sup>①</sup>各种空间在权重矩阵列下,虽然 NB 逼近的极大似然函数值与调整后  $R^2$  略优于 BS 逼近,但从各变量的估计结果来看,两者并无明显差别。本文将对各权重矩阵下 NB 逼近的估计结果进行分析。两类权重下,空间相关系数均显著为正,区域创新绩效的空间自相关性明显。创新绩效的一期滞后项均通过了显著性检验,表明创新生产确实存在着累积效应,前期的创新活动会对当前的创新绩效产生影响。协同创新变量中,当期和滞后一期的政府科技资助对区域创新绩效具有显著的正向影响,且滞后一期的指标影响更为显著,影响效应也更大;滞后一期的企业与高校的联结和企业与科研机构的联结对区域创新绩效有显著的正向影响,而当期金融机构资助有显著的负向影响。滞后一期的协同创新总效果对区域创新绩效的影响显著为正。控制变量中的地区基础设施、地区产业结构、地区经济发展水平、地区劳动者素质及对外开放水平对区域创新绩效均有显著的正向影响。这些结论均与前文一致,表明采用动态空间面板计量模型,控制动态时滞和遗漏变量以后,并没有改变前文的基本结论。结果具有稳定性。

## 六、结论与政策启示

本文利用我国分省区面板数据,在测算区域创新绩效的基础上,通过构建政府、金融机构、企业、高校和科研机构等主体之间的协同创新指标,并基于 R&D 人员和 R&D 资本空间动态流动的视角构建空间关联权重矩阵,采用空间计量经济学方法,实证考察了协同创新和空间关联对区域创新绩效的影响。主要的研究发现有:

区域创新系统各主体之间在协同创新过程中,政府的科技资助显著地提高了区域创新绩效,且企业与高校的联结以及企业与科研机构的联结从长期来看亦有益于区域创新绩效的提升,而金融机构的科技资助则产生显著的负向影响。从总体上看,协同创新的总效果在长期过程中亦对区域创新绩效产生显著的正向影响。结合上文的分析与讨论,从政策层面来讲,其一,鼓励政府进一步加大对科技创新的投入,充分发挥其资助与引导功效,将有助于区域创新绩效的提升。其二,加强协同创新平台建设,努力完善协同创新的制度环境,充分调动各创新主体参与协同创新的积极性,并使各自优势得到充分发挥,亦有利于区域创新绩效的提高。其三,通过建立多元化和竞争性的金融中介体系,进一步优化金融机构的科技资源配置功能,使其科技信贷资金真正流向最具效率的企业和研发投资项目,也将有益于提升区域创新的生产绩效。

R&D 人员流动和 R&D 资本流动权重矩阵空间计量模型回归结果的空间误差系数均显著为正,表明区域创新绩效具有较强的空间外溢效应。这也在一定程度上说明,R&D 人员和 R&D 资本在区域创新系统之间的流动,有助于促进区域创新绩效的空间外溢和整体水平的提升。这一结论的政策含义在于,进一步发挥市场在资源配置过程中的决定性作用,破除区域间 R&D 人员和 R&D 资本等创新要素流动的体制机制障碍,努力营造有利于创新要素流动的外部环境,籍此促进 R&D 人员和 R&D 资本的区际流动,将有利于区域创新绩效的整体提升。此外,进一步完善区域 R&D 人

<sup>①</sup> 限于篇幅,未列出具体估计结果。如需要可向作者索取。

员的福利待遇和工作条件,拓宽 R&D 资本的投资渠道,降低投资风险,将有利于地区吸引更多的 R&D 人员和 R&D 资本,从而扩大创新生产规模,改善其结构,促进区域创新活动的开展和创新生产绩效的提升。

## 参考文献

- 白俊红,2011:《中国的政府 R&D 资助有效吗?来自大中型工业企业的经验证据》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 白俊红、江可申、李婧,2009:《应用随机前沿模型评测中国区域研发创新效率》,《管理世界》第 10 期。
- 才国伟、钱金保,2013:《解析空间相关的来源:理论模型与经验证据》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 陈劲、阳银娟,2012:《协同创新的理论基础与内涵》,《科学学研究》第 2 期。
- 池仁勇、虞晓芬、李正卫,2004:《我国东西部地区技术创新效率差异及其原因分析》,《中国软科学》第 8 期。
- 何郁冰,2012:《产学研协同创新的理论模式》,《科学学研究》第 2 期。
- 李婧、谭清美、白俊红,2010:《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,《管理世界》第 7 期。
- 林毅夫、刘培林,2003:《经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究》,《中国社会科学》第 4 期。
- 苏屹、李柏洲,2013:《基于随机前沿的区域创新系统创新绩效分析》,《系统工程学报》第 1 期。
- 温军、冯根福,2012:《异质机构、企业性质与自主创新》,《经济研究》第 3 期。
- 吴延兵,2006:《R&D 存量、知识函数与生产效率》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 许彩侠,2012:《区域协同创新机制研究——基于创新驿站的再思考》,《科研管理》第 5 期。
- 杨省贵、顾新,2011:《区域创新体系间创新要素流动研究》,《科技进步与对策》第 23 期。
- 余泳泽、刘大勇,2013:《我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究》,《管理世界》第 7 期。
- 张海洋、史晋川,2011:《中国省际工业新产品技术效率研究》,《经济研究》第 1 期。
- 张玉明、李凯,2008:《省际区域创新产出的空间相关性研究》,《科学学研究》第 3 期。
- 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。
- Acs, Z. J., L. Anselin, and A. Varga, 2002, "Patents and Innovation Counts as Measures of Regional Production of New Knowledge", *Research Policy*, Vol. 31, 1069—1085.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Model*, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., R. Florax, A. K. Bera, and M. J. Yoon, 1996, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, 77—104.
- Bettencourt, L. M. A., J. Lobo, and D. Strumsky, 2007, "Invention in the City: Increasing Returns to Patenting as a Scaling Function of Metropolitan Size", *Research Policy*, Vol. 36, 107—120.
- Bhargava, A., and J. D. Sargan, 1983, "Estimating Dynamic Random Effects Models from Panel Data Covering Short Time Periods", *Econometrica*, Vol. 51, 1635—1659.
- Chen, K. H., and J. C. Guan, 2012, "Measuring the Efficiency of China's Regional Innovation Systems: An Application of Network DEA", *Regional Studies*, Vol. 46, 355—377.
- Drejera, I., and B. H. Jørgensen, 2005, "The Dynamic is Creation of Knowledge: Analysing Public-Private Collaborations", *Technovation*, Vol. 25, 83—94.
- Elhorst, J. P., 2003, "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", *International Regional Science Review*, Vol. 26, 244—268.
- Elhorst, J. P., 2005, "Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-linear Dynamic Models for Spatial Panels", *Geographical Analysis*, Vol. 37, 85—106.
- Freeman, C., 1987, *Technology Policy and Economic Performance: Lessons from Japan*, London: Pinter.
- Fischer, M. M., and A. Varga, 2003, "Spatial Knowledge Spillovers and University Research: Evidence from Austria", *Annals of Regional Science*, Vol. 37, 303—322.
- Guan, J. C., and S. Z. Liu, 2005, "Comparing Regional Innovative Capacities of PR China-based on Data Analysis of the National Patents", *International Journal of Technology Management*, Vol. 32, 225—245.
- Gulbrandsena, M., and J. C. Smeby, 2005, "Industry Funding and University Professors' Research Performance", *Research Policy*, 186

Vol. 35, 932—950.

Henderson, D. I., and R. R. Russell, 2005, "Human Capital and Convergence: A Production Frontier Approach", *International Economic Review*, Vol. 46, 1167—1205.

Hsiao, C., M. H. Pesaran, and A. K. Tahmiscioglu, 2002, "Maximum Likelihood Estimation of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods", *Journal of Econometrics*, Vol. 109, 107—150.

Li, X., 2009, "China's Regional Innovation Capacity in Transition: An Empirical Approach", *Research Policy*, Vol. 38, 338—357.

Nasierowski, W., and F. J. Arcelus, 2003, "On the Efficiency of National Innovation Systems", *Socio-Economic Planning Sciences*, Vol. 37, 215—234.

Nerlove, M., 2000, "Growth Rate Convergence, Fact of Artifact? An Essay on Panel Data Econometrics", In *Panel Data Econometrics: Future Directions*, edited by J. Krishnakumar and E. Ronchetti. Amsterdam: Elsevier.

Nerlove, M., and P. Balestra, 1996, "Formulation and Estimation of Econometric Models for Panel Data", In *The Econometrics of Panel Data*, 2nd revised edition, edited by L. Mátyás and P. Sevestre. Dordrecht, Netherlands: Kluwer.

Pellegrino, G., M. Piva, and M. Vivarelli, 2012, "Young Firms and Innovation: A Microeconomic Analysis", *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 23, 329—340.

Roy, J. R., 2004, *Spatial Interaction Modeling: A Regional Science Context*, New York: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Smith, S. L. J., 1989, *Tourism Analysis: A Handbook*, Harlow, England: Longman.

Wang, E. C., and W. Huang, 2007, "Relative Efficiency of R&D Activities: A Cross-Country Study Accounting for Environment Factors in the DEA Approach", *Research Policy*, Vol. 36, 260—273.

Witt, S. F., and C. A. Witt, 1995, "Forecasting Tourism Demand: A Review of Empirical Research", *International Journal of Forecasting*, Vol. 11, 447—475.

Wu, J., Z. X. Zhou, and L. Liang, 2010, "Measuring the Performance of Chinese Regional Innovation Systems with Two-Stage DEA-based Model", *International Journal of Sustainable Society*, Vol. 2, 85—99.

Zipf, G. K., 1946, "The P1 P2/D Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons", *American Sociological Review*, Vol. 11, 677—686.

## Synergy Innovation, Spatial Correlation and Regional Innovation Performance

Bai Junhong and Jiang Fuxin

(School of Business, Nanjing Normal University)

**Abstract:** By using Chinese provincial panel data during 1998—2012, building synergy innovation index and the spatial weight matrix from perspective of the dynamic interregional flow of innovation factors, this paper investigates the effects of synergy innovation and spatial correlation on regional innovation performance with spatial econometric analysis technique. The study finds that in the process of synergy innovation, the science and technology funding from government, the association of industry and university and the association of industry and scientific research institution have significant positive influence on regional innovation performance, while the support from financial institution has a significant negative effect. The dynamic interregional flow of innovation factors promotes both the spatial spillover of knowledge and the performance of regional innovation. Whether we use a static or dynamic spatial econometric model, the results as described above are stable. The conclusions of this paper have key policy on promoting the innovation performance in China through understanding the organization and coordination of regional innovation factors comprehensively.

**Key Words:** Synergy Innovation; Spatial Correlation; Innovation Performance; Spatial Panel

**JEL Classification:** O32, O33

(责任编辑:晓 喻)(校对:曹 帅)