

中国城市创新空间溢出及其影响因素

——基于行政边界效应的视角

陈大峰^{1,2a}, 陈媛^{2a}, 王文鹏^{2b}

(1. 南京审计大学 信息工程学院, 江苏 南京 211985;

2a. 上海财经大学 信息管理与工程学院, 上海 200433; 2b. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

[摘要]在城市创新空间溢出效应的研究中,空间计量对于空间权重的选择具有敏感性。基于2003—2018年我国271个主要城市的面板数据,通过引入强、弱行政调节因子构建改进的空间权重,对创新空间自相关性进行比较。进一步引入杜宾模型实证分析了城市人口规模、产业集聚等因素对城市之间创新溢出的影响,并对创新空间关联进行分解,以探讨行政调节对各个城市创新溢出影响因素的差异性。研究发现,在考察期内中国城市创新存在空间依赖性和相互促进作用,城市创新空间溢出也会受到行政边界效应的影响;在地理距离空间上,城市人口规模能够促进城市间的创新溢出,但行政调节会减弱其影响。产业专业化集聚和多样化集聚抑制了创新溢出,但行政调节可以削弱这种不利影响;在经济距离空间上,城市人口规模、产业专业化集聚和人力资本等因素能显著促进城市间的创新溢出,行政调节产生的作用不大。各个城市各创新影响因素表现出的差异性为我国各级政府制定创新政策与协调实践提供理论和经验依据。

[关键词]城市创新;空间溢出效应;行政边界;空间权重矩阵;产业集聚

[中图分类号]F016.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)05-0118-10

一、引言

创新是城市发展的核心引擎,也是引领国家或地区经济增长的根本动力。随着创新型国家战略的推进,我国科技投入力度不断加大,从2003年到2020年,科学研究与试验发展(R&D)的经费总支出由1539.6亿元增加到24426亿元,连续多年位居世界第二^①,其中广东、江苏、北京等六省(市)研发经费投入均已超过千亿元。众多城市相继提出创新型城市的发展目标,出台了一系列配套政策措施,如人才引进、税收优惠、信贷支持和社会化服务等,提高了当地城市创新水平,并通过知识、技术的空间溢出,带动周边城市创新效率的提升^[1]。但由于经济发展水平和创新资源要素存在较大的区域差异,各省市的创新效率差距也较大,创新集聚现象甚为明显,同一省份内城市之间与不同省份周边城市之间的创新存在明显的空间异质性^[2]。

深入考察我国城市的空间溢出效应及其影响因素,有助于我们把握空间溢出的现实障碍,从而优化整体创新环境,加快建设创新型国家。相关研究依据新经济增长理论和新经济地理理论考察区域创新及其空间溢出效应,揭示出区域创新的部分机制以及空间溢出的作用逻辑等^[3],但多采用省级层面数据来考察区域创新问题,而省级数据往往容易掩盖城市创新的个性问题。另外,在考察空间溢出效应时,对空间自相关性和空间权重的选择停留在城市间地理或经济层面,忽略了地级城市应受行政和市场的双重影响。而我国早已明确了行政区划与各类管理制度,使得地级城市的创新活动受到国家和省级政府的多重管控,在此背景下的要素(如资本、劳动、信息等)流动受到一定的阻碍,城市间的空间关联更为复杂、也更加多元化^[4]。那么,各级政府如何结合城市的地理区位和经济社会发展实际情况,制定科学有效的创新政策措施?尤其是省级政府如何协调辖区内城市的创新活动,促进城市之间创新水平的共同发展?这是我国当前亟待解决的重要问题,直接关系到创新型国家战略目标能否快速实现。

[收稿日期]2021-08-12

[基金项目]江苏高校哲学社会科学重大项目(2021SJZDA029);国家自然科学基金面上项目(72073071,71472090)

[作者简介]陈大峰(1977—),男,江苏建湖人,南京审计大学信息工程学院高级实验师,上海财经大学信息管理与工程学院博士研究生,从事创新管理、城市管理研究;陈媛(1976—),女,辽宁鞍山人,上海财经大学信息管理与工程学院教授,博士,从事知识与创新管理研究, E-mail: chen.yuan@shu.edu.cn,通讯作者;王文鹏(1986—),男,河南安阳人,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,从事公共经济政策研究。

^①数据来源:历年《中国统计年鉴》<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>。

二、研究综述

近年来,很多学者探讨了城市创新空间溢出的影响因素及作用机制。Carlino 采用新经济地理理论证实了空间溢出效应的存在性命题,认为城市创新活动不仅会产生预期的创新产出,而且其影响会不断地向外扩散,促进周边其他城市创新产出的增加^[3]。金煜等提出地理距离造成了创新要素流通的障碍,是影响城市创新空间溢出的直接因素。他们发现距离创新中心的远近是导致城市创新水平差异的主要原因,相比一般经济的活动,创新空间溢出更具有地理衰减的特征,因为溢出效果主要取决于区域之间创新知识的有效传播^[5]。相对于地理距离对创新的衰减特征,经济发展水平对创新空间溢出的影响是复杂的。张战仁认为早期在极化作用的影响下,创新空间溢出主要呈现从经济发展水平低的城市向高的城市单向溢出,后期在扩散效应的影响下,创新空间溢出开始呈现从高向低的溢出,但从总体上看,创新空间溢出扩大了城市间的差距^[6]。相关实证研究进一步揭示了城市创新及其空间溢出的内在机制,陈超凡等采用空间计量模型证实了空间溢出随距离变化呈衰退趋势,350公里以内为创新活动的密集溢出区^[7]。Shang 等利用向量自回归模型实证分析了研发支出和研发技术人员对中国创新增长的影响作用,他们发现区域溢出对创新专利具有正向效应,政府在增强自主创新能力方面发挥着重要作用^[8]。韩坚等通过实证研究发现城市创新的资源配置会受到地理空间作用的影响,产业集聚程度高低对我国东中西部区域的创新差距产生了显著效应^[9]。程开明等考虑到城市之间的科技人才存在竞争关系,实证分析了周边城市的人才优惠政策对该城市创新的影响,研究结果表明东部地区周边城市创新人员投入会显著影响到该城市的创新产出,而在中西部地区不显著^[10]。肖叶等实证研究了邻近城市财政支出偏向对本辖区技术创新水平的提升的影响,他们发现地方政府之间存在着吸引经济资源的竞争,邻近地区的交通基础设施改善能够加快本辖区资源要素流动,有利于提升创新水平^[11]。

现有文献在研究城市创新空间溢出的影响因素过程中,往往需要事前假定城市整体空间结构,但在不同的空间权重矩阵下,各因素对城市空间溢出的影响存在差异,即城市空间溢出的影响因素对不同的空间权重具有一定的敏感性^[12]。如何合理设定空间权重矩阵是进行空间计量分析的前提条件,直接关系到能否有效分析空间各单元间的相互依赖性及关联程度^[7]。部分学者基于地理距离空间权重矩阵进行空间计量分析,例如:Keller 使用地理距离构建权重矩阵实证研究创新溢出的地理衰减性^[13]。Lim 在地理空间权重矩阵基础上,引入相应地区的每年创新强度,对美国城市创新活动空间相关性进行了解释^[14]。与之不同,部分学者采用经济距离空间权重矩阵进行实证研究,其理由是经济水平相似的城市更容易实现创新要素的流动和吸收^[15]。此外,还有学者相继提出了空间权重矩阵更多的构建方式,例如:张嘉为等基于区域变量协动程度构建协动权重矩阵,研究我国31个省市1997—2006年的空间关系^[16]。李婧采用物质(人力)资本存量均值对地理权重矩阵再次平均加权,研究我国2000—2010年30个省市的创新集聚^[17]。黄飞提出函数距离空间权重,实证研究了2003—2013年我国长三角地区的创新空间集聚情况^[18]。

综合来看,当前关于城市创新空间溢出的研究仍存在一定局限性:(1)现有文献关于空间权重的选择,多侧重于城市之间的地理距离或者经济关系,较少考虑行政隶属关系,因而忽视了行政边界对空间溢出的潜在影响。(2)在不同空间权重下,特别是考虑我国行政划分与管理制度的影响,各因素对城市创新溢出的影响可能会存在差异,已有文献对此鲜有涉及,更缺少不同空间权重下城市创新溢出影响因素的对比分析。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,采用中国2003—2018年271个城市层面数据来探讨城市创新的溢出效应,基于较长时期跨度的数据能够更加深入地刻画出各因素对我国城市创新溢出的影响,有助于丰富与补充现有领域的研究;第二,鉴于省级行政边界效应以及城市创新溢出的空间计量分析对于空间权重选择具有一定的敏感性,通过引入强、弱行政调节因子构建改进的空间权重,来分析城市创新产出的空间自相关性以及政府行政调节作用;第三,将改进空间权重引入杜宾模型,实证分析在强弱行政调节下城市人口规模、产业集聚等因素对城市创新空间溢出的差异性,进而为我国各级政府创新政策的制定与协调实践提供理论和经验参考。

三、理论分析与研究假设

城市是经济主体进行创新研发的“理想实验室”,空间溢出效应会改变全国创新产出的空间分布格局,是城市之间创新差异的重要原因之一^[19]。城市创新及其溢出会受到行政边界效应的影响,行政边界效应是因为边

界的存在阻碍了资源要素跨区域的有效流动,从而对不同行政区划的城市经济和创新行为产生结构性差别的影响^[20]。由于我国各省之间存在一定竞争关系以及创新资源排他使用性,在利益和考核压力等因素驱动下,各省级政府会采用税收优惠等政策工具来促进本省创新产出,使得城市之间的空间关系会受到行政区域划分的约束。另外,在同一省份城市之间的发展水平参差不齐,发达城市创新基础好,但可能边际产出低,为整合和优化全省创新资源,省级政府常通过政策手段,构建全省协作创新网络,以提高整个省的创新效率,这种省级政府的调节对处于同一省份的城市间的创新溢出产生重大影响。实践表明,同一省份的城市间比较容易进行创新合作,而相邻或经济发展水平近似但隶属不同省份的城市之间创新产出的差异较为明显。特别地,行政调节既有宏观把控、立足长远等优势,但也存在着偏好误断、配套不足和缺乏灵活性等劣势,加之各个省级政府所拥有的资源以及对辖区内的影响力也存在差异,因此对地级城市创新的调节力度会存在强弱之分^[21]。

在众多城市创新溢出影响因素中,首先需要考虑的是城市化进程,即城市人口规模。人口向城镇集中,推动城市化发展,为辖区内企业带来集聚优势,包括较低的劳动力和运输成本、获得中间产品的便利性以及生产制造过程中的分工优势,因此城市人口规模扩张会带动周边城市创新增长。不过,这种带动作用受到行政调节的影响表现出一定的不规则性,不同城市人口规模以及与之相匹配的行政措施对城市创新溢出效应的影响存在很大不同。其次,作为城市发展比较有代表性的经济活动,产业集聚能有效促进微观主体间的信息、技术和思想的传播和共享,从而对城市创新及其溢出产生重大影响。集聚模式可以划分为专业化集聚和多样化集聚,专业化集聚表现为同类产业集中选址,通过共享信息、基础设施以及劳动力市场等加快知识和技术在行业内的扩散与应用。而多样化集聚表现为不同类型行业的集中选址,有助于塑造多样化的城市环境,从而方便新思想和新技术的融合,进而提高“思想碰撞”成功的概率^[9]。而随着集聚水平的提升,产业发展对资源的竞争加剧,由于地方保护主义而减少异地微观主体间创意合作的概率,从而增加城市之间知识溢出的不确定性,这会对创新溢出产生负面效应。此外,在一个开放的地理空间上,知识传播和人才流动是容易实现的,特别是在经济发展水平的城市之间,由于创新空间溢出的实际效果与区域知识吸收能力有着密切关系,一个城市的创新产出或新知识比较容易在相似经济水平的城市中得到吸收和推广,这就增加了城市之间创新溢出的可能。综上,本文提出假设1和假设2。

假设1:中国城市之间存在空间依赖性和相互促进作用,城市的创新产出不但受到周边城市 and 经济发展水平相似城市的正向影响,同时也会受到省级政府行政调节的正向影响。

假设2:城市人口规模在地理和经济距离空间上促进了城市之间的创新溢出,行政调节会削弱城市人口规模的影响。产业专业化集聚和多样化集聚在地理距离空间上对城市创新溢出具有负向的抑制作用,随着行政调节力度的增加,这种抑制作用将会明显减弱。

四、计量方法与模型设定

(一)空间面板计量模型

假定城市创新符合Cobb-Douglas生产函数,城市创新产出取决于创新的资本、劳动投入及其他要素^[19],另考虑到创新的时滞问题,则有:

$$Y_{it} = A_{it-1} K_{it-1}^\alpha L_{it-1}^\beta \quad (1)$$

式(1)中的 Y_{it} 、 K_{it-1} 及 L_{it-1} 分别为每个城市当期创新产出、上一期创新的资本及劳动投入,其他要素都包含在 A_{it-1} 中,等式两边取自然对数可得:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it-1} + \alpha \ln k_{it-1} + \beta \ln L_{it-1} \quad (2)$$

除了知识生产投入等一些经济活动因素会对城市创新产出产生影响,时空相互作用所产生的空间溢出也会对城市创新产生影响^[14],因此本文加入了时空因素探讨城市创新产出的影响因素,当前空间面板计量模型主要有空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)等。SLM主要是探讨相邻地区对本地区的溢出影响,SEM则通过误差项来体现地区间的相互关系。SDM是SLM和SEM的结合,且是一种无偏估计,能够更为全面估计出空间的溢出效应,因此本文采用SDM模型,具体为:

$$\ln Y_{it} = \rho W \times Y_{it} + \beta \times X_{it-1} + \theta W \times X_{it-1} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中 X_{it-1} 为资本、劳动、创新环境等变量的线性组合; W 为权重矩阵; ρ 为空间滞后系数,表示周边地区被解释变量对本地被解释变量的溢出影响; β 为本地的解释变量对被解释变量的影响; θ 为周边地区的解释变量

对被解释变量的影响; μ_i 为个体固定效应; v_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。由于可能存在内生性的问题,如果直接采用 OLS 对 SDM 模型进行估计,系数估计值会有偏或者不一致^[22],因此本文采用极大似然估计方法。

(二)空间权重矩阵的设计

如何确定空间权重矩阵是空间计量模型分析的重要基础^[10,23],常用的空间距离权重矩阵为地理距离空间权重和经济距离空间权重,地理距离空间权重是在 Anselin 提出的距离平方倒数空间矩阵基础上^[24],借鉴吴伟平等的处理方法^[25],依据城市的经纬度测算出城市之间的距离,具体如下:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2} \tag{4}$$

在式(4)中, d_{ij} 为城市 i 与城市 j 地理坐标的球面距离, $i=j$ 时 w_{ij} 为 0,地理距离空间权重矩阵记为 W_G 。

经济距离空间权重是考虑经济发展水平和交通基础设施等与城市创新的联系,借鉴赵庆的研究^[26],经济空间权重矩阵 W_E 如下:

$$W_E = W_G \times \text{diag}\left(\frac{X_1}{X}, \frac{X_2}{X}, \dots, \frac{X_n}{X}\right) \triangleq W_G \times DIA \tag{5}$$

在式(5)中, W_G 为城市间地理距离空间权重矩阵, X_i 和 X 分别表示各城市的人均 GDP 和全国人均 GDP。

考虑行政边界效应,政府的行政调节必然是强化这种效应。基于城市之间的省级隶属关系,本文将其城市之间的行政隶属关系分为同一省份和不同省份两种情形,进一步考虑省级政府调节程度具有差异的客观实际,为了便于分析,将其调节程度分为强和弱,设计行政调节因子 f_{ij} ,具体为:

$$f_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当 } i, j \text{ 隶属于不同省份;} \\ 1 + \frac{S_{ij}}{n} & \text{当 } i, j \text{ 隶属于同省份且弱调节;} \\ e^{(1 + \frac{S_{ij}}{n})} & \text{当 } i, j \text{ 隶属同省份且强调节.} \end{cases} \tag{6}$$

式(6)中, n 为样本总数, S_{ij} 为观测样本中与城市 i 和城市 j 同一个省份的城市数量。

这样,在地理距离空间矩阵和经济距离空间矩阵的基础上,引入行政调节因子 f_{ij} ,提出改进的地理距离空间权重与经济距离空间权重, $W^* : w_{ij}^* = w_{ij} \times f_{ij}$,其中, w_{ij} 为原地理或经济距离空间权重,具体如表 1 所示。

表 1 改进的空间权重矩阵

空间权重	地理距离空间权重 W_G	改进的地理距离空间权重		经济距离空间权重 W_E	改进的经济距离空间权重	
		弱调节(W_G^w)	强调节(W_G^s)		弱调节(W_E^w)	强调节(W_E^s)
w_{ij}^*	$\frac{1}{d_{ij}^2}$	$\frac{1}{d_{ij}^2} \left(1 + \frac{S_{ij}}{n}\right)$	$\frac{1}{d_{ij}^2} e^{(1 + \frac{S_{ij}}{n})}$	$\frac{DIA}{d_{ij}^2}$	$\frac{DIA}{d_{ij}^2} \left(1 + \frac{S_{ij}}{n}\right)$	$\frac{DIA}{d_{ij}^2} e^{(1 + \frac{S_{ij}}{n})}$

本文所提出的改进空间权重,不仅考虑城市之间的地理与经济关系,还考虑了省级行政隶属关系,将行政调节可能产生的影响嵌入到城市的空间自相关性、溢出影响因素的研究中,可以刻画城市的空间关系特征。

五、变量与数据

(一)变量的选择

1. 被解释变量

城市创新(*Invent*):现有文献中反映创新能力或创新产出的变量有专利申请量、专利授权量、新产品市场价值和知识存量等,其中,专利申请量侧重反映创新活动的投入情况,专利授权量和新产品市场价值侧重反映创新活动的产出情况,新产品市场价值和知识存量也难以度量和统一。比较而言,专利授权量由官方权威发布,是一个合适的选择。因此,本文采用专利授权数量的对数来衡量城市创新。

2. 核心解释变量

(1)城市人口规模(*Sca*)

城市人口规模越大或行政等级越高,在获得更多优先发展权和机会的同时,也能够承担更大的社会责任,带动周边城市创新。本文采用城市人口规模衡量集聚经济,对其度量主要采用城市人口数量或城区面积,借鉴逯建等研究^[27],使用城市市辖区年末人口数的对数来衡量。

(2) 专业化集聚 (*Spe*)

产业集聚缩短了企业间的地理距离,形成知识溢出效应,还能够降低技术转化与应用推广成本,考虑到本文研究对象和目的,主要采用就业人员在行业间的分配比例作为衡量标准。具体来说,借鉴 Duranton 和 Puga 的处理方法^[28],选择就业人员最多的产业作为该城市的专业化产业,用该产业在城市中的就业份额占该产业在全国中就业份额的比值来衡量,即:

$$spe_i = \max_j (K_{ij}/K_j) \tag{7}$$

其中, spe_i 表示 i 城市的专业化集聚程度, K_{ij} 为 i 城市产业 j 的就业人员占该城市就业总量的比重, K_j 为产业 j 的就业人员占全国总就业的比重。

(3) 多样化集聚 (*Div*)

与专业化集聚衡量方法相一致,多样化集聚程度同样采用相对指数来度量,即:

$$div_i = 1 / \sum_j |K_{ij} - K_j| \tag{8}$$

其中, div_i 表示 i 城市的多样化集聚程度。如果城市的行业种类越多,那么城市就业人员在行业之间的分布越分散,多样化集聚指数也会逐渐增大。

3. 其他控制变量

(1) R&D 投入 (*R&D*): R&D 投入能够营造良好的科研环境,吸引更多的科研人员从事创新活动,从而推动城市创新效率的提高,本文借鉴邵同尧和潘彦的处理方法^[29],采用城市地方政府预算中的科技经费投入占 GDP 的百分比来度量。(2) 外商直接投资 (*Fdi*): 外资的投入往往伴随着技术和管理方式的转变,对城市创新起到了示范效应和外溢效应,本文借鉴 Ning 等的处理方法^[30],使用各城市实际利用外商投资额的对数来度量,且根据各年度平均汇价进行换算。(3) 人力资本 (*Hum*): 人力资本表征了创新思想、知识储备等方面属性,城市的人力资本越高其创新基础越好。借鉴杨仁发的处理方法^[31],本文采用每万人中普通高等院校在校生数量来度量。(4) 政府支出规模 (*Gov*): 政府支出规模提升意味着地方政府对经济活动的干预力度增强,因而对城市创新活动产生重要影响。借鉴孙丽的处理方法^[32],本文采用各城市财政支出占 GDP 的比重来衡量。(5) 交通基础设施 (*Infra*): 城市交通运输条件的改善为城市经济活动提供了便利,能够有效促进知识的溢出。借鉴韩峰等的处理方法^[33],本文采用市辖区人均道路占有面积来度量。

(二) 数据来源

鉴于我国在 2003 年调整了产业结构相关数据的统计口径^①,本文收集并整合了 2003—2018 年中国 271 个

地级及以上城市的面板数据作为研究样本,样本时间跨度大,且基本涵盖中国大陆绝大部分城市。相关统计数据主要来源于《中国城市统计年鉴》(2004—2019)、国家知识产权局官方统计年报、专利云数据库、中经网统计数据库以及部分省市的统计年鉴,同时,对个别城市少数年份的缺失数据进行线性插值处理。通过对城市专利授予量的初步分析可以发现,在省级层面上呈现出明显的差异,东部省份明显高于中西部省份,隶属同一省份的城市数据相近。数据的描述性统计如表 2 所示,变量之间的相关性如表 3 所示。

表 2 各变量的描述性统计

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Invent</i>	城市创新产出对数	6.302	1.912	1.946	10.74
<i>Sca</i>	城市人口规模对数	4.597	0.737	3.047	6.746
<i>Spe</i>	产业专业化集聚	3.557	2.947	1.400	16.832
<i>Div</i>	产业多样化集聚	2.229	0.892	0.882	5.123
<i>R&D</i>	政府科技经费投入占 GDP 的百分比	0.242	0.289	0.003	1.638
<i>Fdi</i>	实际利用外商投资额对数	10.144	3.514	0	15.42
<i>Hum</i>	人力资本对数	5.241	1.569	0	7.526
<i>Gov</i>	政府财政支出占 GDP 的比重	0.168	0.137	0.040	0.995
<i>Infra</i>	交通基础设施	10.841	6.546	1.910	38.589

从表 3 中可以看出,解释变量和控制变量与被解释变量的相关性与预期相一致。此外,各个解释变量之间的相关系数的绝对值均小于 0.7,其中最大值为 0.625。进一步,通过考察方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor) 发现, VIF 取值处于区间 [1.75, 2.64] 之中,远小于 10,故不存在严重多重共线性问题。

①2003 年,根据《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2002),国家统计局印发了《国家统计局关于印发〈三次产业划分规定〉的通知》(国统字〔2003〕14 号)。该规定在国民经济核算、各项统计调查及国家宏观管理中得到广泛应用。

六、实证分析

(一)城市创新空间相关性检验

研究城市创新的空间溢出效应,先需要判断城市之间的创新活动在空间上是否存在相关性以及相关程度如何,即对空间自相关进行分析,从整体上衡量空间关联性和聚集模式。现有的做法主要是通过全局莫兰指数(Moran's I)、局部 Moran's I 和莫兰散点图进行空间自相关性检验。全局 Moran's I 反映了空间整体的相似度,表达式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (9)$$

在式(9)中, x_i 是第*i*个城市的创新产出, \bar{x} 为所有样本的均值。Moran's I 的计算结果介于-1.0与+1.0之间,为正数时表示所有样本在整体上呈现空间正相关,其值越大则空间关系越密切;为负数时表示所有样本在整体上呈现空间负相关,样本之间的差异大;为0时表示不存在空间关系。本文基于改进的空间权重,对衡量我国城市空间自相关性的 Moran's I 进行检验,以判断样本城市之间是否存在空间自相关性,并通过 z 得分和 p 值来对该指数的显著性进行评估,结果如表4和表5所示。

从表4和表5中可以看出,三种地理权重(W_G 、 W_G^w 、 W_G^s)和三种经济距离权重(W_E 、 W_E^w 、 W_E^s)下的 Moran's I 均为正值,在1%的显著性水平下显著且 Z 值超过了临界值 1.65,这表明中国城市创新产出存在一定的正向空间相关性。对于地理距离空间权重, Moran's I 在行政调节的影响下逐步提高,在弱行政调节下,在考察期内指数平均提高了3%,在强行政调节下,则平均提高了59%;对于经济距离空间权重(W_E 、 W_E^w 、 W_E^s), Moran's I 的 Z 值在强行政调节下提高,增强了空间溢出效应的显著性。依据 Kooijman 提出 Moran 指数最大化原则^[34]和 Kostov 提出的空间权重矩阵优化判别方法^[35],本文提出的强弱行政因子设计有效地优化了空间权重,这就验证了假设1。

(二)SDM 模型估计结果与分析

城市创新空间自相关性已经证实了我国城市之间存在空间相互作用,接下来对产生的原因和作用机理进行分析,即考察城市创新空间溢出的影响因素。首先对构建的 SDM 模型根据 Anselin 的判断规则进行 Hausman 检验^[36],检验值为 323.00(P=0.0000),表明应选择固定效用;其次采用极大释然估计方法计算各参数估计值;最后借助 SLM 和 SEM 模型估计的结果分别对空间

表3 各变量的相关系数

变量	Invent	Sca	Spe	Div	R&D	Fdi	Hum	Gov	Infra
Invent	1								
Sca	0.625	1							
Spe	-0.200	-0.208	1						
Div	0.282	0.337	-0.491	1					
R&D	0.488	0.142	-0.083	0.035	1				
Fdi	0.605	0.516	-0.137	0.317	0.249	1			
Hum	0.513	0.195	-0.147	0.243	0.343	0.337	1		
Gov	0.060	-0.132	0.119	-0.155	0.421	-0.072	0.100	1	
Infra	0.469	0.031	0.008	0.064	0.294	0.270	0.355	0.011	1

表4 地理距离空间权重矩阵下的 Moran's I 指数

年份	W_G		W_G^w		W_G^s	
	I	z	I	z	I	z
2003	0.029***	5.204	0.030***	5.247	0.047***	4.608
2004	0.067***	9.854	0.070***	9.960	0.108***	8.807
2005	0.070***	10.37	0.073***	10.48	0.114***	9.278
2006	0.065***	9.615	0.068***	9.704	0.107***	8.647
2007	0.058***	8.747	0.060***	8.804	0.093***	7.741
2008	0.055***	8.201	0.057***	8.244	0.090***	7.329
2009	0.056***	8.300	0.058***	8.314	0.089***	7.258
2010	0.053***	7.830	0.054***	7.805	0.081***	6.564
2011	0.080***	11.400	0.082***	11.320	0.121***	9.576
2012	0.097***	13.950	0.099***	13.860	0.156***	12.480
2013	0.091***	13.040	0.093***	12.950	0.143***	11.400
2014	0.081***	11.480	0.083***	11.420	0.126***	9.947
2015	0.083***	11.83	0.086***	11.77	0.131***	10.300
2016	0.077***	10.97	0.078***	10.91	0.119***	9.462
2017	0.080***	11.50	0.082***	11.48	0.125***	9.962
2018	0.088***	12.59	0.091***	12.584	0.138***	10.929

注:2-tail 检验;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;下同

表5 经济距离空间权重矩阵下的 Moran's I 指数

年份	W_E		W_E^w		W_E^s	
	I	z	I	z	I	z
2003	0.142***	5.896	0.142***	5.895	0.142***	5.904
2004	0.145***	5.211	0.145***	5.212	0.146***	5.254
2005	0.148***	5.313	0.148***	5.315	0.149***	5.375
2006	0.149***	5.362	0.149***	5.363	0.151***	5.426
2007	0.150***	5.456	0.150***	5.457	0.151***	5.501
2008	0.157***	5.617	0.157***	5.617	0.158***	5.649
2009	0.148***	5.318	0.148***	5.318	0.149***	5.353
2010	0.165***	5.871	0.165***	5.871	0.166***	5.907
2011	0.153***	5.359	0.153***	5.360	0.154***	5.414
2012	0.125***	4.504	0.125***	4.504	0.127***	4.563
2013	0.136***	4.850	0.136***	4.850	0.138***	4.909
2014	0.160***	5.575	0.160***	5.576	0.161***	5.626
2015	0.164***	5.726	0.164***	5.726	0.165***	5.765
2016	0.183***	6.422	0.183***	6.421	0.184***	6.446
2017	0.186***	6.525	0.186***	6.525	0.186***	6.551
2018	0.169***	5.936	0.169***	5.936	0.170***	5.964

滞后和空间误差进行 Wald、LR 检验,即计算两者的对数似然函数是否足够接近。特别地,由于本文给出了改进空间权重矩阵,在 SDM 模型计量时分别针对多种空间权重分别进行估计,可以比较强、弱行政调节给各个因素的溢出效应带来的影响,各空间权重下的回归结果见表 6。

根据表 6 可以看出:在三种地理距离权重(W_G 、 W_G^w 、 W_G^s)和三种经济距离权重(W_E 、 W_E^w 、 W_E^s)下,模型估计结果的方向和显著性基本一致。无论是在地理权重矩阵下还是经济权重矩阵下,空间滞后项 ρ 的系数在各行政要素影响下均显著为正值,且通过 1% 的显著性检验。另外,依据 Wald 检验、LR 检验和 R^2 的值可以判断 SDM 模型拟合效果较优,整体显著。这就表明,中国城市创新存在显著的空间溢出效应,即城市之间的创新活动相互依赖和促进,一个城市的创新产出会受到地理周边城市 and 经济发展水平相似城市的正向影响,这与空间自相关检验结果一致。特别地,随着行政调节力度的加强,创新溢出效应波动明显。

在城市创新溢出影响因素方面,城市人口规模的系数在各个地理和经济距离权重下均为正,表明周边城市扩大人口规模有利于本地创新溢出。随着城市化的快速推进,人口规模大的城市比较容易形成人才聚集效应,并对周边城市产生辐射作用。在行政调节下,城市人口规模的促进作用在地理空间有明显减弱,但在经济距离空间上变化不大。这是因为城市人口规模越大或行政等级越高越容易获得发展机会,集中区域内的优质资源推动经济和科技不断发展,同时承担着更大社会责任,带动周边城市创新,但

这种溢出效应不是规则地向周边城市释放,要受到行政调节的影响。产业的专业化和多样化集聚在地理空间上会显著抑制创新溢出,但随着行政调节力度的增加,这种抑制效应将会明显减弱。可能的原因是,我国当前的产业集聚大都是一般廉价劳动力、原材料和市场集中的指向性集聚而非经济联系集聚。指向性集聚会导致人才和创新要素向某地集中,从而不利于创新效应向周边地区溢出。而经济联系集聚会加强跨区域企业之间的经济联系,企业间比较容易组成新产品研发的动态联盟,或者围绕主导产业周围地区形成一个产业集群,为企业发展创造有利的外部条件。因此,通过行政调节来整合和指导集聚的发展方向,可以削弱这种不利影响。产业的专业化在经济距离空间上会促进显著创新溢出,这表明在经济发展水平相似的城市之间,各地的产业专业化会形成优势互补和协同共生,从而提高产业基础能力和产业链水平,进而促进了创新能力的提高。

此外,地理周边城市 R&D 的增加能显著促进对本地的创新溢出,行政调节进一步加强了这种溢出效应,这表明在行政调节下城市间的科技合作能够得到有效加强,可以形成互补的格局,但在经济距离空间上却抑制对

表 6 空间杜宾模型(SDM)的估计结果

变量	(1) W_G SDM	(2) W_G^w SDM	(3) W_G^s SDM	(4) W_E SDM	(5) W_E^w SDM	(6) W_E^s SDM
空间滞后项 ρ	0.9000*** (0.0237)	0.9026*** (0.0231)	0.9040*** (0.0166)	0.6585*** (0.0155)	0.6586*** (0.0155)	0.6632*** (0.0154)
$W \times Sca$	0.8273* (0.4516)	0.7457* (0.4368)	0.2414* (0.1431)	0.5526*** (0.1140)	0.5517*** (0.1140)	0.5218*** (0.1141)
$W \times Spe$	-0.1967*** (0.0550)	-0.1912*** (0.0537)	-0.1128*** (0.0285)	0.1311*** (0.0195)	0.1310*** (0.0195)	0.1303*** (0.0192)
$W \times Div$	-0.3360** (0.1550)	-0.3460** (0.1498)	-0.0920** (0.0428)	0.0285 (0.0368)	0.0284 (0.0368)	0.0275 (0.0366)
$W \times R\&D$	1.6269*** (0.1948)	1.5927*** (0.1898)	0.2211*** (0.0700)	-0.2070*** (0.0590)	-0.2069*** (0.0590)	-0.2042*** (0.0592)
$W \times Fdi$	0.1727*** (0.0365)	0.1689*** (0.0355)	0.0312* (0.0183)	0.0238** (0.0111)	0.0238** (0.0111)	0.0238** (0.0111)
$W \times Hum$	0.1661 (0.1042)	0.1649 (0.1013)	-0.0142 (0.0157)	0.0423** (0.0177)	0.0423** (0.0177)	0.0442** (0.0177)
$W \times Gov$	-1.2650*** (0.4701)	-1.2469*** (0.4571)	-0.7033*** (0.1076)	-0.1404* (0.0827)	-0.1404* (0.0827)	-0.1429* (0.0827)
$W \times Infra$	0.0937*** (0.0208)	0.0895*** (0.0202)	0.0120 (0.0082)	0.0148*** (0.0039)	0.0147*** (0.0039)	0.0144*** (0.0039)
Sca	0.1676*** (0.0462)	0.1682*** (0.0462)	0.1609*** (0.0453)	0.5794*** (0.0516)	0.5794*** (0.0516)	0.5754*** (0.0515)
Spe	0.0007 (0.0060)	0.0005 (0.0060)	-0.0018 (0.0058)	-0.0088 (0.0070)	-0.0088 (0.0070)	-0.0093 (0.0070)
Div	0.0135 (0.0143)	0.0137 (0.0143)	0.0216 (0.0140)	-0.0183 (0.0164)	-0.0183 (0.0164)	-0.0191 (0.0163)
$R\&D$	0.1250*** (0.0277)	0.1236*** (0.0276)	0.1031*** (0.0270)	0.3534*** (0.0306)	0.3534*** (0.0306)	0.3516*** (0.0305)
Fdi	0.0203*** (0.0039)	0.0202*** (0.0039)	0.0186*** (0.0038)	0.0316*** (0.0045)	0.0316*** (0.0045)	0.0314*** (0.0045)
Hum	0.0154 (0.0136)	0.0150 (0.0136)	0.0075 (0.0132)	0.0329** (0.0150)	0.0328** (0.0150)	0.0301** (0.0150)
Gov	0.4353*** (0.0538)	0.4348*** (0.0537)	0.4051*** (0.0524)	0.2637*** (0.0646)	0.2636*** (0.0646)	0.2633*** (0.0644)
$Infra$	0.0041** (0.0017)	0.0040** (0.0017)	0.0036** (0.0017)	0.0204*** (0.0020)	0.0204*** (0.0020)	0.0203*** (0.0020)
σ^2	0.1919*** (0.0041)	0.1912*** (0.0041)	0.1820*** (0.0039)	0.2716*** (0.0059)	0.2715*** (0.0059)	0.2694*** (0.0059)
R^2	0.7636	0.7609	0.7903	0.7689	0.7689	0.7695
Fixed-effects	-6.9863	-6.5269	-1.4667	-4.7950	-4.7910	-4.6468
logL	-2609.8234	-2603.9095	-2536.5178	-3466.6845	-3466.2786	-3451.3902
空间滞后 Wald 检验	192.04***	189.47***	75.83***	147.45***	147.47***	144.95***
空间误差 Wald 检验	230.82***	228.61***	80.06***	368.98***	369.00***	362.93***
空间滞后 LR 检验	230.26***	227.67***	76.06***	148.29***	148.31***	145.77***
空间误差 LR 检验	228.69***	241.22***	98.96***	414.58***	328.14***	409.55***
N	4336	4336	4336	4336	4336	4336

注:()内报告异方差稳健性标准误;下同。

城市创新溢出。人力资本只有在经济距离空间上能够显著促进创新溢出,FDI 和交通基础设施水平既在地理空间上也在经济距离空间上对城市创新溢出产生明显的促进作用,但受到行政调节的影响。政府支出规模无论是在地理还是在经济权重下都显著地抑制城市创新溢出,表明政府占用过多的经济资源造成城市创新要素的配置扭曲,从而降低城市的创新效率。综上,假设 2 得以检验。

(三)空间关联分解

对于表 6 中单个影响因素估计出的系数,即式(3)中 β_i ,不能简单认为是本地每个影响因素对创新溢出的影响。本文借鉴 LaSage 等采用偏微分法分解空间总效应的方法^[23],先将公式(3)中被解释变量系数合并,变形为:

$$\ln Y_{it} = (I - \rho W)^{-1} (\beta + W\theta) \times X_{it-1} + (I - \rho W)^{-1} \times (\mu_i + v_i + \varepsilon_{it}) \quad (10)$$

接着计算第 k 个解释变量(或控制变量)从地区 1 到地区 n 对被解释变量 Y_{it} 的偏导数:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \ln Y_{1t}}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial \ln Y_{1t}}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \ln Y_{nt}}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial \ln Y_{nt}}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \times \begin{bmatrix} \beta_k & \omega_{12}\theta_k & \dots & \omega_{1n}\theta_k \\ \omega_{12}\theta_k & \beta_k & \ddots & \omega_{2n}\theta_k \\ \omega_{n1}\theta_k & \omega_{n2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (11)$$

将直接效应界定为右边矩阵对角线元素的平均值,间接效应界定为所有非对角线元素的平均值,总效应界定为所有元素的平均值。其中,直接效应和间接效应分别反映解释变量对本城市创新的影响(本地效应)和对其他城市创新的影响(溢出效应),空间总效应反映解释变量对所有城市创新造成的平均影响(综合效应),计量结果如表 7 所示。

从表 7 中可以看出,对于本地效应,在各种地理距离权重和经济距离权重下,城市人口规模、R&D 投入和政府支出规模等因素都能显著地促进本地创新产出的增长,且受到行政调节的影响。对周边城市的溢出效应,在地理距离空间下,城市人口规模、R&D 投入和 FDI 等因素能显著地促进创新向周边城市溢出,产业的专业化集聚、多样化集聚和政府支出规模会显著抑制创新向周边城市溢出,但这些抑制影响可以通过行政调节来削弱。在经济距离空间下,城市人口规模、产业专业化集聚、FDI 和人力资本等因素能显著地促进创新增长,行政调节产生的影响十分有限。对于综合效应,在地理距离空间下,城市人口规模、R&D 投入、FDI

表 7 各影响因素溢出效应的空间关联分解

效应	变量	(1) W_GSDM	(2) W_G^uSDM	(3) W_G^sSDM	(4) W_E^sSDM	(5) W_E^uSDM	(6) W_E^sSDM	
直接效应	<i>Sca</i>	0.2092*** (0.0487)	0.2077*** (0.0486)	0.1859*** (0.0446)	0.6847*** (0.0533)	0.6846*** (0.0533)	0.6787*** (0.0532)	
	<i>Spe</i>	-0.0080 (0.0070)	-0.0082 (0.0070)	-0.0097 (0.0064)	0.0055 (0.0079)	0.0055 (0.0079)	0.0051 (0.0079)	
	<i>Div</i>	-0.0004 (0.0160)	-0.0011 (0.0160)	0.0170 (0.0135)	-0.0160 (0.0165)	-0.0161 (0.0165)	-0.0170 (0.0164)	
	<i>R&D</i>	0.2025*** (0.0321)	0.2023*** (0.0321)	0.1256*** (0.0259)	0.3578*** (0.0311)	0.3577*** (0.0311)	0.3563*** (0.0310)	
	<i>Fdi</i>	0.0286*** (0.0046)	0.0286*** (0.0046)	0.0218*** (0.0039)	0.0366*** (0.0048)	0.0366*** (0.0048)	0.0364*** (0.0048)	
	<i>Hum</i>	0.0237* (0.0144)	0.0236 (0.0144)	0.0074 (0.0129)	0.0406*** (0.0143)	0.0406*** (0.0143)	0.0380*** (0.0142)	
	<i>Gov</i>	0.3943*** (0.0586)	0.3933*** (0.0586)	0.3811*** (0.0527)	0.2661*** (0.0659)	0.2661*** (0.0659)	0.2656*** (0.0657)	
	<i>Infra</i>	0.0082*** (0.0022)	0.0081*** (0.0022)	0.0045** (0.0018)	0.0235*** (0.0023)	0.0235*** (0.0023)	0.0233*** (0.0023)	
	间接效应	<i>Sca</i>	10.2881* (5.3008)	9.6884* (5.1992)	4.1004*** (1.4248)	2.6395*** (0.2843)	2.6375*** (0.2843)	2.5885*** (0.2877)
		<i>Spe</i>	-2.0640*** (0.7824)	-2.0611*** (0.7835)	-1.2309*** (0.3988)	0.3543*** (0.0600)	0.3542*** (0.0599)	0.3560*** (0.0599)
		<i>Div</i>	-3.3858* (1.8936)	-3.5840* (1.8984)	-0.7764* (0.4877)	0.0464 (0.1066)	0.0460 (0.1066)	0.0424 (0.1074)
		<i>R&D</i>	18.3064*** (5.3421)	18.4162*** (5.3681)	3.3598*** (0.8314)	0.0765 (0.1676)	0.0768 (0.1676)	0.0870 (0.1702)
<i>Fdi</i>		2.0215*** (0.6482)	2.0332*** (0.6502)	0.5142** (0.2054)	0.1259*** (0.0300)	0.1260*** (0.0300)	0.1277*** (0.0305)	
<i>Hum</i>		1.9022 (1.3302)	1.9374 (1.3327)	-0.0836 (0.1067)	0.1798*** (0.0327)	0.1799*** (0.0327)	0.1831*** (0.0330)	
<i>Gov</i>		-9.7000* (5.8834)	-9.7404* (5.8745)	-3.6682*** (1.0825)	0.0749 (0.1964)	0.0749 (0.1965)	0.0716 (0.1990)	
<i>Infra</i>		1.0177*** (0.3435)	0.9991*** (0.3387)	0.1531** (0.0762)	0.0788*** (0.0108)	0.0788*** (0.0108)	0.0787*** (0.0109)	
总效应		<i>Sca</i>	10.4973** (5.3187)	9.8960* (5.2170)	4.2862*** (1.4295)	3.3241*** (0.3055)	3.3221*** (0.3056)	3.2672*** (0.3086)
		<i>Spe</i>	-2.0719*** (0.7860)	-2.0693*** (0.7871)	-1.2405*** (0.4017)	0.3597*** (0.0645)	0.3597*** (0.0645)	0.3611*** (0.0645)
		<i>Div</i>	-3.3862* (1.9026)	-3.5851* (1.9076)	-0.7594 (0.4915)	0.0303 (0.1142)	0.0299 (0.1142)	0.0255 (0.1150)
		<i>R&D</i>	18.5088*** (5.3607)	18.6186*** (5.3868)	3.4854*** (0.8354)	0.4342** (0.1818)	0.4345** (0.1818)	0.4433** (0.1843)
	<i>Fdi</i>	2.0500*** (0.6508)	2.0618*** (0.6527)	0.5360*** (0.2064)	0.1625*** (0.0322)	0.1626*** (0.0322)	0.1641*** (0.0327)	
	<i>Hum</i>	1.9259 (1.3359)	1.9610 (1.3385)	-0.0762 (0.1078)	0.2204*** (0.0320)	0.2204*** (0.0320)	0.2211*** (0.0324)	
<i>Gov</i>	-9.3057 (5.9065)	-9.3471 (5.8978)	-3.2871*** (1.0874)	0.3410 (0.2158)	0.3410 (0.2159)	0.3372 (0.2185)		
<i>Infra</i>	1.0259*** (0.3449)	1.0073*** (0.3400)	0.1575** (0.0768)	0.1023*** (0.0122)	0.1023*** (0.0122)	0.1020*** (0.0123)		
N		4336	4336	4336	4336	4336	4336	

和交通基础设施能有效促进所有城市的创新总增长,产业专业化集聚和多样化集聚会抑制了所有城市的创新总增长,行政调节可以削弱这些因素的抑制效应。在经济距离空间下,城市人口规模、产业专业化集聚和 FDI 等因素能显著地促进所有地区的创新总增长,行政调节产生的影响不大。这说明在经济发展水平相似的城市间,一个城市的创新产出在经济利益引导下也容易被其他城市吸收,直接转换为经济发展动力,这种市场行为比政府行政调节更为有效和直接。

七、结论与启示

在新经济地理、集聚经济和知识外部性的理论框架下,本文从我国现行的行政区划与管理制度的视角出发,通过引入强、弱行政调节因子构建改进的空间权重,对我国 271 个主要地级城市 2003—2018 年间城市创新产出的空间自相关性进行了分析。进一步,本文将改进空间权重引入 SDM 模型,深入分析了城市创新空间溢出的影响因素,并对城市创新空间关联分解。研究表明:第一,强弱行政因子的设计有效地优化了空间权重,不仅可以反映城市之间的地理和经济关系,还体现了同属省份的关联特性,符合我国的现状;第二,在考察期内,通过自相关的检验和 SDM 模型的研究,表明中国城市之间存在空间依赖性和相互促进作用,城市的创新产出不但受到周边城市 and 经济发展水平相似城市的正向影响,也会受到省级政府行政调节的影响;第三,无论在地理空间还是在经济空间上,城市人口规模的扩大有利于创新溢出,在行政调节下城市人口规模的影响有明显减弱;第四,产业的专业化集聚和多样化集聚在地理空间上会显著抑制创新溢出,但随着行政调节力度的增加,这种抑制效应将会明显减弱。在经济距离空间上专业化集聚会促进创新溢出,行政调节影响不大。第五,总体看来,在地理距离空间下,城市人口规模和 R&D 投入等因素能有效促进所有城市的创新总增长,产业专业化集聚和多样化集聚会抑制了所有城市的创新总增长,行政调节可以削弱这些因素的抑制效应。在经济距离空间下,城市人口规模和人力资本等因素能显著地促进所有地区的创新总增长。

结合实证结论,得出以下政策启示:(1)在我国创新增长的空间布局过程中,省级政府应当积极发挥调节作用,制定创新激励制度,宏观调控辖区内各城市的产业发展,引导人才、科研资金等各个创新要素流向最大化效应地区。鉴于在地理邻近的城市之间省级政府的调节作用将会更有成效,需要对关键的区域中心城市进行重点管控,有效地辐射和带动周边城市的创新增长,形成区域创新城市链。在经济发展水平接近的城市间,行政调节不能过分干预市场行为,政府应做好服务和监督工作,营造公平的竞争环境,促进地区间相互吸收最新的创新成果并转化为经济效益。(2)各个城市应加强与其他城市的科技和文化交流,尤其需要关注地理周边城市或经济发展水平相似城市的创新发展,积极利用鼓励跨区合作。还需进一步引进国外先进科学技术和管理经验,购买先进研究设备,并积极地将创新成果转化为新创新的动力,形成积累效应。中西部城市更应当积极与东部地区的中心城市加强联系,探讨协同发展模式,增强区域间分工协作的合理性,进而促进我国的创新总增长。(3)各个中心城市应该进一步扩大城市人口规模,积极吸引外商投资,改善交通基础设施水平,扩大中心城市对周边城市的创新溢出影响。控制政府支出规模,尤其是要减少不必要的行政开支。积极将产业的指向性集聚发展为经济联系集聚。努力加强地区间企业之间的经济联系,进行高度专业化分工,提供充足的就业机会和发展机会,产生人才磁场效应,并提供产业配套服务,进而推动企业群劳动生产率的提高。(4)地理上邻近的城市若有相似的产业,应围绕主导产业形成产业集群,地方政府应为产业发展创造更有利的外部条件,弥补周边城市吸附效应带来的不利影响。在经济发展水平相似的地区,政府部门需要促进各城市的特色产业互补发展,从而提高各自的创新能力。

参考文献:

- [1] 杨明海,张红霞,孙亚男,等.中国八大综合经济区科技创新能力的区域差距及其影响因素研究[J].数量经济技术经济研究,2018(4):3-19.
- [2] 曾婧婧,周丹萍.政府创新投入和城市规模等级对城市创新能力的影响[J].城市问题,2019,(5):55-64.
- [3] Carlino G. Knowledge spillovers: Cities' role in the new economy[J]. Business Review, 2001, 7(4): 17-26.
- [4] 金煜,陈钊,陆铭.中国的地区工业集聚:经济地理?新经济地理与经济政策[J].经济研究,2006(4):79-89.
- [6] 张战仁.创新空间溢出的差异影响研究述评[J].经济地理,2012(11):36-39.
- [7] 陈超凡,蓝庆新,王泽.城市创新行为改善生态效率了吗?——基于空间关联与溢出视角的考察[J].南方经济,2021(1):102-119.
- [8] Shang Q, JPH P, Yue Q. The role of regional knowledge spillovers on China's innovation[J]. China Economic Review, 2012, 23(4): 1164-1175.
- [9] 韩坚,费婷怡,吴胜男.产业集聚、空间效应与区域创新研究[J].财政研究,2017(8):92-102.

- [10]程开明,章雅婷.中国城市创新空间溢出效应测度及分解[J].科研管理,2018(12):89-97.
- [11]肖叶,邱磊,刘小兵.地方政府竞争、财政支出偏向与区域技术创新[J].经济管理,2019(7):20-35.
- [12]马静,邓宏兵,蔡爱新.中国城市创新产出空间格局及影响因素——来自285个城市面板数据的检验[J].科学学与科学技术管理,2017(10):14-27.
- [13]Keller W. Geographic Localization of international technology diffusion[J]. American Economic Review,2002,92(1):120-142.
- [14]Lim U. The spatial distribution of innovative activity in US metropolitan areas: Evidence from patent data[J]. Journal of Regional Analysis and Policy, 2003,33(2):97-98.
- [15]李凌月,张啸虎,罗瀛.基于创新产出的城市科技创新空间演化特征分析——以上海市为例[J].城市发展研究,2019(6):87-92.
- [16]张嘉为,陈曦,汪寿阳.新的空间权重矩阵及其在中国省域对外贸易中的应用[J].系统工程理论与实践,2009(2):84-92.
- [17]李婧.基于动态空间面板模型的中国区域创新集聚研究[J].中国经济问题,2013(6):58-68.
- [18]黄飞,曹家和,麻朝晖.带随机效应的空间误差自相关模型的条件LM检验[J].统计与决策,2013(1):10-14.
- [19]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(7):43-55.
- [20]王成龙,刘慧,张梦天.基于结构方程模型的京津冀城市用地行政边界效应分析[J].自然资源学报,2016(7):1127-1137.
- [21]徐银良,王慧艳.中国省域科技创新驱动产业升级绩效评价研究[J].宏观经济研究,2018(8):101-114.
- [22]Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.
- [23]LaSage J, PACE R. Introduction to spatial econometrics[M]. US: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [24]Anselin L. Local indicators of spatial association: Lisa[J]. Geographical Analysis, 1995,27(2):93-115.
- [25]吴伟平,何乔.“倒逼”抑或“倒退”?——环境规制减排效应的门槛特征与空间溢出[J].经济管理,2017(2):22-36.
- [26]赵庆.产业结构优化升级能否促进技术创新效率? [J]. 科学学研究,2018(2):239-248.
- [27]速建,杜清源,孙浦阳.时间成本、城市规模与人均经济增长——基于铁路时刻数据的实证分析[J].管理世界,2018(5):74-85.
- [28]Duranton G., Puga D. Nursery cities: Urban diversity, process innovation and the life cycle of products[J]. American Economic Review,2001,9(5):1454-1477.
- [29]邵同尧,潘彦.风险投资、研发投入与区域创新——基于商标的省级面板研究[J].科学学研究,2011(5):793-800.
- [30]Ning L, Wang F, Li J. Urban innovation, regional externalities of foreign direct investment and industrial agglomeration: Evidence from Chinese cities[J]. Research Policy, 2016,45(4):830-843.
- [31]杨仁发.产业集聚与地区工资差距[J].管理世界,2013(8):41-52.
- [32]孙丽.公共财政支出与实际经济增长:规模、结构与外部溢出[J].宏观经济研究,2019(4):18-29.
- [33]韩峰.追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J].管理世界,2012(10):55-70.
- [34]Kooijman M. Some remarks on the statistical analysis of grids especially with respect to ecology[J]. Annals of Systems Research, 1976,5(1):113-132.
- [35]Kostov P. Model boosting for spatial weighting matrix selection in spatial lag models[J]. Environment and Planning B: Planning and Design, 2010,37(3):533-549.
- [36]Anselin L. Under the hood issues in the specification and interpretation of spatial regression models[J]. Agricultural Economics, 2002,3(27):247-267.

[责任编辑:杨志辉]

Spatial Spillover of Urban Innovation and Its Impact Factors in Chinese Cities Based on the Perspective of Administrative Boundary Effect

CHEN Dafeng^{1,2a}, CHEN Yuan^{2a}, WANG Wenpeng^{2b}

(1. School of Information Engineering, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2a. School of Information Management & Engineering, Shanghai University of Finance and Economics Shanghai 200433, China;

2b. School of Public Economics & Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: In the study of spillover effect of urban innovation space, spatial measurement is sensitive to the choice of spatial weight. Based on the panel data of 271 major cities in China from 2003 to 2018, this paper proposes an improved spatial weight by designing an indicator of administrative regulation, and compares the spatial autocorrelation of innovation by introducing strong and weak administrative adjustment factors to construct improved spatial weights. Furthermore, the influence of factors on urban innovation is empirically examined by using the Durbin model and decomposing correlation of urban innovation spatial in order to explore the different effects of administrative regulation. The results show that there are spatial dependence and mutual promotion of urban innovation in China during the investigation period, and the spatial spillover of urban innovation is also affected by the administrative boundary effect. In the geographical distance space, urban population can promote innovation spillover among cities, and administrative regulation will weaken this spillover effect. Industrial specialization and diversification agglomeration inhibit innovation spillover, which will be significantly weakened by administrative intervention. In the economic distance space, industrial specialization agglomeration and other factors can significantly promote innovation spillover between cities, while administrative regulation has little effect. The spatial spillover differences of various influencing factors provide theoretical and empirical basis for governments at all levels to formulate innovation policies and coordinate practice.

Key Words: urban innovation; spatial spillover effect; administrative boundary; spatial distance weight matrix; industrial agglomeration