

文章编号: 1003-2053(2020)08-1473-08

城市创新能力的空间分布及其影响因素研究

范柏乃, 吴晓彤, 李旭桦

(浙江大学公共管理学院, 浙江杭州 310058)

摘 要: 本文利用中国 285 个地级及以上城市 2016 年的专利申请授权量数据及相关经济数据, 采用探索性空间数据分析方法(ESDA)对城市创新能力的空间集聚进行全局和局部的自相关性检验。继而采用证实性空间数据分析方法(CSDA), 引入空间滞后模型(SLM)空间误差模型(SEM), 与普通最小二乘法模型(OLS)比较检验, 对我国城市创新能力的影响因素进行了空间计量分析。研究表明, 我国城市创新能力的空间分布在全局和局部都存在显著的自相关性。空间计量模型相较于普通最小二乘法(OLS)模型估计具有更高的准确性和科学性, 城市创新产生了明显的邻近空间溢出效应。制度因素、对外开放度、经济基础、研发投入和信息化程度均通过了显著性检验, 其中制度因素、经济基础、研发投入和信息化程度表现为正向影响, 对外开放度表现出负向影响。

关键词: 城市创新能力; 影响因素; 空间分布; 空间计量分析

中图分类号: F293

文献标识码: A

DOI: 10.16192/j.cnki.1003-2053.2020.08.015

习近平总书记在党的十九大报告中多次强调创新的重要性, 报告指出: 发展是解决我国一切问题的基础和关键, 发展必须是科学发展, 必须坚定不移贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念。《政府工作报告》在对 2018 年政府工作建议中也指出, 要加快建设创新型国家, 深入实施创新驱动发展战略。在当前经济发展不断平衡和产业格局不断调整的背景下, 全球供给结构和需求结构正在发生深刻变化, 面对突飞猛进的科技变革, 创新已经成为城市综合竞争力的重要标志和国家创新体系建设的关键环节。城市作为区域政治、经济文化的中心, 在改革开放四十多年的过程中, 不仅推动了我国的经济建设和社会发展, 也汇聚了大量的创新资源, 并且支持技术创新体系的建设。

关于城市创新能力空间异质性的问题一直是学界探讨的热点, 空间计量经济学的形成和发展, 为城市创新能力的研究提供了新的视角, 国内外学者基于此对城市创新能力空间分布及其影响因素展开了大量研究。就研究对象而言, 有的学者重点研究部

分具有代表性的区域, 比如“长三角”“珠三角”等几大城市群^{[1][2]}, 有的学者以省域划分研究对象, 探讨我国省级行政区的城市创新能力分布情况^{[3][4]}, 也有一些学者分析北京、上海、重庆等重点城市^{[5][6]}。就研究方法而言, 部分学者采用 Theil 系数和区位 Gini 系数测量整体集中趋势^[7], 部分学者运用地理信息系计算 Moran I 指数和 LISA 值观察城市创新能力分布情况^[8]。通过以往研究发现, 将地理区位因素考虑进城市创新能力影响因素的研究能够更准确地检验出影响因素的作用机制, 且空间计量模型——空间误差模型、空间滞后模型等相较于传统统计分析具有更好的拟合优度。因此, 本文将专利申请授权量作为城市创新能力的测量指标, 通过探索性空间数据分析(ESDA)和证实性空间数据分析(CSDA)的方法, 对测量后的城市创新能力进行分析, 探讨其空间分布特征及其影响因素, 发现其中存在的问题, 以期为进一步提升城市创新能力提供依据和参考。

收稿日期: 2019-07-25; 修回日期: 2020-04-04

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71673239)

作者简介: 范柏乃(1965-), 男, 浙江兰溪人, 教授、博士生导师, 研究方向为地方政府管理、自主创新管理、创业投资管理和人力资源管理。E-mail: fbonai@zju.edu.cn。

吴晓彤(1992-), 女, 山东曲阜人, 硕士研究生, 研究方向为地方政府管理。

李旭桦(1992-), 女, 重庆人, 硕士研究生, 研究方向为地方政府管理。

1 基于 ESDA 的城市创新能力空间分布研究

1.1 空间自相关分析

在给定一组要素及相关属性的情况下,基于 Moran I 的全局空间自相关分析将评估所表达的模式是聚类模式、离散模式还是随机模式,使用 z 得分或 p 值指示统计显著性时,如果 Moran's I 指数值为正则指示聚类趋势,如果 Moran's I 指数值为负则指示离散趋势。具体公式如下:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=0}^n z_i^2} \quad (1)$$

其中 z_i 是要素 i 的属性与其平均值 ($x_i - \bar{X}$) 偏差, w_{ij} 是要素 i 和 j 之间的空间权重, n 为要素总和, S_0 是所有空间权重的聚合:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (2)$$

Moran's I 指数的值落在区间 $[-1, 1]$ 之间,如果数据集中的值倾向于在空间上发生聚类,则 Moran's I 指数将为正;如果高值不与高值发生集聚,而倾向于与低值发生集聚,则该指数将为负;Moran's I 指数为 0 意味着研究对象的属性值在空间分布上相互独立,即零空间自相关。

相较于全局莫兰指数对研究对象总体空间关联性的衡量,局部莫兰指数 (Anselin Local Moran's I) 对研究对象中的每一个要素都记录相应值,并根据得到的指数、z 得分、p 值对具有统计显著性的高值或低值要素空间聚类和空间异常值进行识别。根据 Anselin^[9] 的定义,每个空间观测单元的局部莫兰指数值对具有相似属性的邻近地区集聚程度进行了度量,且这种相似性通过了空间统计分析中的显著性检验。具体公式如下:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{X}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (x_j - \bar{X}) \quad (3)$$

其中 w_{ij} 是要素 i 和 j 之间的空间权重,其中 n 为要素总和, S_i^2 为:

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n (x_j - \bar{X})^2}{n-1} - \bar{X}^2 \quad (4)$$

局部莫兰指数中,正值 I 表示要素具有包含同样高或同样低的属性值的邻近要素,该要素是聚类

的一部分;负值 I 表示要素具有包含不同值的邻近要素,该要素是异常值。

1.2 城市创新能力空间分布的实际测度

(1) 城市创新能力指标的确定

通过阅读以往相关研究的文献发现,城市创新能力的测度指标一直处于探索优化的阶段,并没有一个固定的标准,因此本文从创新产出这个方面来对城市创新能力进行探析。考虑到数据的可获得性和跨地区可比性,专利数量通常被看作是衡量创新产出的常用指标之一,因为专利不仅是企业持续发展的动力,也是参与市场竞争的重要手段,随着知识产权制度的不断完善,它对一个地区的创新活力有着重要的代表作用,同时研究表明,专利比较接近创新的商业应用,并且较为全面地反映地区创新信息^[10]。专利申请量是指公民或组织向专利机构提交专利申请的数量,这其中获得国家知识产权局授权的即为授权专利。由此可见,专利授权量更能反映一个城市的实际创新能力。因此本文选取专利授权量作为城市创新能力的替代指标,将 285 个城市 2016 年的专利授权量纳入城市创新能力的空间统计分析中。

(2) 城市创新能力的空间分布特征

为了清晰地描述城市创新能力的集中趋势以及空间位置关系,利用 GeoDa 软件做出 285 个城市专利授权量的空间四分位图。城市创新能力的空间分布呈现出遵循一定规律的集聚,东部沿海城市大多处于最高值分位,且相邻城市具有块状集聚的特征;西部和东北地区城市的创新能力较弱,大多处于最低和次低分位;中部地区城市的创新能力有崛起迹象,代表性城市有重庆、成都、绵阳、西安、洛阳、郑州和宜昌。

(3) 城市创新能力的空间自相关分析

专利授权量空间四分位图通过可视化方式描述了其在地理范围的大致趋势,为了进一步探析这种集中趋势是否显著,以及相邻城市的关联特征,利用 ArcGIS10.2 对我国 285 个城市 2016 年的专利授权量进行全局空间自相关检验和局部空间自相关检验。

如前文所述,基于 Global Moran's I 的全局空间自相关检验计算完成之后,获得关于研究对象全部数据相关性的数值。表 1 给出了我国 258 个城市 2016 年创新能力的 Moran's I 和 P 值。通过表 1 可以看出,全局莫兰指数为正值且通过了 1% 的显著

性检验,说明检验对象具有较高的空间正相关性,即随着空间分布位置(距离)的靠近,相关性也就越发显著,因此可以拒绝城市创新能力在空间上随机分布的原假设。

表1 全局莫兰指数表

年份	Global Moran's I	P 值
2016	0.53	0.000

全局莫兰指数给出总体上空间相关性,为了更清晰地说明每个城市创新能力与周边城市的关系,通过绘制莫兰散点图揭示这一特征。落入第一象限(High—High)的城市表明该城市与周围城市的创新能力均较高,并且差异性小;落入第二象限(Low—High)的城市表明该城市创新能力较低,而周围城市创新能力较高,且存在较大差异;落入第三象限(Low—Low)的城市表明该城市与周围城市的创新能力均较低,差异性小;落入第四象限(High—Low)的城市表明该城市创新能力较高,但周围城市创新能力低,差异性大。具体如图1所示。

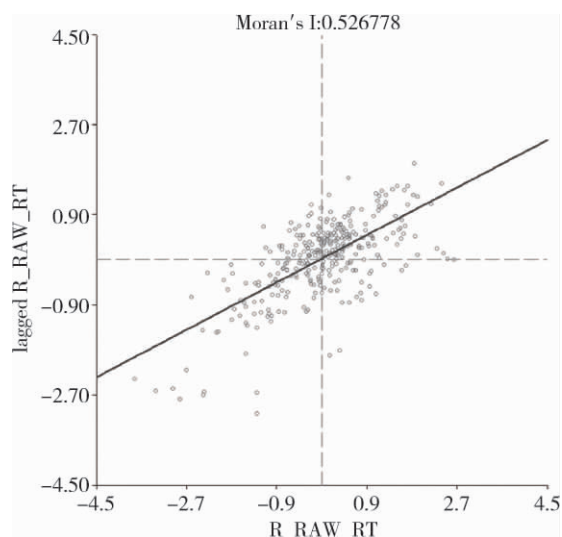


图1 莫兰散点图

从图中可以看出,落入第一象限的城市共有105个,落入第二象限的城市共有42个,落入第三象限的城市共有92个,落入第四象限的城市共有30个。从上述描述性分析来看,大部分城市位于第一象限和第三象限,说明这些城市的创新能力在地理空间上有很高的正向相关性。第一象限的城市从区域角度来看大多属于京津冀、山东半岛、长三角和珠三角城市群;第三象限的城市大多位于东北三省、

山西、陕西、甘肃、四川等中西部地区,而落入第二象限和第四象限的城市较为分散。

莫兰散点图定性地描述了各个城市与其周围城市的相关关系,每个城市落到相应象限中,但并不代表所有城市的空间集聚和异值特征具有统计显著性,为了深入研究城市创新能力的空间自相关性,采用Anselin Local Moran I对我国285个城市2016年创新能力进行分析,专利授权量取对数作为城市创新能力的替代指标,具体见表2。

表2 局部莫兰指数表

类型	城市数量
High - High Cluster	36
Low - Low Cluster	24
High - Low Outlier	0
Low - High Outlier	0
Not significant	225

我国285个城市2016年创新能力的局部自相关检验在5%的显著性水平下反映出两种集聚,一种为高值集聚(High—High),具体城市为天津、济南、烟台、青岛、潍坊、盐城、淮安、扬州、滁州、合肥、泰州、南通、南京、镇江、上海、无锡、苏州、常州、湖州、嘉兴、杭州、绍兴、宁波、台州、金华、丽水、温州、泉州、厦门、佛山、广州、惠州、中山、东莞、深圳、珠海。这些城市自身创新能力高,同时其周围城市的创新能力也较高,因此形成创新能力较强的集聚区域。另一种为低值集聚(Low—Low),具体城市为辽源、锡林郭勒、兴安盟、阿拉善盟、喀什地区、中卫、固原、甘南、甘孜、迪庆、怒江以及海南省部分城市。这些城市的创新能力在全国处于较低水平,且周围城市创新能力也不强,无法起到促进作用,因此成为我国城市创新能力的低集聚区域。

通过局部空间自相关检验发现,我国城市创新能力集聚发生在少数城市,尤其是高值集聚区域,仍然是“资深”城市群——长三角、珠三角以及山东半岛,说明这些地区在创新方面联系较强,存在一定的溢出效应。值得注意的是,北京作为实力强劲的研究对象,并没有出现预期的高值集聚现象,因为北京相邻城市廊坊、保定、张家口等创新能力低且与北京有较大差距,降低了这一区域高值集聚的显著性。在前文专利授权量空间四分位图中,中部地区城市创新能力有崛起现象,以重庆、成都、西安等节点城

市为代表,这几个城市创新能力强于周边城市,但在局部空间自相关分析中预期的异常值(Low—High)并没有通过显著性检验,且西安在莫兰散点图中落入第一象限(High—High),说明这些局部统计量围绕平均值的浮动较小,推测周边城市创新能力虽然与中心节点城市有差距,但差距并不明显。综上所述,我国创新能力较强的城市主要集中在东部沿海等发展态势长期良好的区域,而西部地区部分城市创新能力较弱,中部地区虽然没有反映出通过显著性检验的集聚或异值,根据节点城市及周边城市的具体局部莫兰指数,推测中部城市创新能力有较强发展潜力。

2 基于CSDA的城市创新能力影响因素研究

2.1 空间计量模型探析

空间计量经济学模型在发展过程被引入国内外的各个学科研究中,实用性和科学性都得到了认可,其中应用最为广泛的有两个模型:空间滞后模型和空间误差模型。考虑到本文研究对象为横截面数据,因此重点探讨空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM),模型均可对空间异质性进行量化。

(1) 空间滞后模型

空间滞后模型(SLM)的使用范围是通过估计分析来检验变量在一个地区是否存在知识溢出效应,其具体计算公式为:

$$y = \alpha + \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

其中, y 为因变量, α 为常数项, ε 代表随机误差项; X 是外生影响因素自变量, β 值代表自变量对因变量的影响表现; W 表示空间权重矩阵, W_y 为空间滞后的自变量,表示空间距离的影响程度, ρ 表示因变量空间滞后项的代估计参数。

(2) 空间误差模型

空间误差模型(SEM)是通过扰动误差项中的空间依赖作用,从而体现研究对象之间的相互影响,其具体公式为:

$$y = \alpha + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$\varepsilon = \lambda W_\varepsilon + \mu \quad (7)$$

其中, y 为因变量, α 为常数项, ε 代表随机误差项; X 是外生影响因素自变量, β 值代表自变量对因变量的影响表现; λ 为空间自相关误差项的待估计系数,也被称为空间自相关系数, μ 为误差项。

(3) 模型估计

在空间计量经济学建模研究的步骤中,首先要从普通最小二乘法模型开始,进行OLS回归之后得到残差,然后进行拉格朗日检验(LM test),得到LM-Lag和LM-Error,对于模型的选择有以下三种结果:第一,如果这两个统计量不显著,则说明不适合使用空间计量模型进行估计,直接采用普通最小二乘法回归即可;第二,如果LM-LAG显著则使用空间滞后模型,LM-Error显著则使用空间误差模型;第三,如果两个统计量均显著,运用Anselin提出的稳健性拉格朗日检验(Robust LM-test),同样得到两个统计量Robust LM-Lag和Robust LM-Error,若前者显著则使用空间滞后模型,若后者显著则使用空间误差模型。此外,赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(SC)和对数似然值(LogL)也经常被用来作为检验标准,用以衡量空间滞后模型和空间误差模型哪个更适宜。根据Anselin的验证标准显示,AIC和SC越小,LogL越大说明模型具有越好的拟合优度^[11]。

2.2 变量、数据选择与模型设定

(1) 变量选择与数据来源

生产知识函数是确定城市创新能力影响因素最常使用的框架,将研发经费和人力资本考虑在内。我国城市创新能力在空间分布上呈现发达大型城市集聚现象,考虑到这些城市不仅经济发达,创新政策供给与财政支出也较为完善,因此选择科技经费支出占财政支出的比重作为城市创新能力的制度性影响因素(INS)。外商直接投资是指外国投资者在我国境内通过设立外商投资企业、合伙企业、与中方投资者共同进行相关项目的合作开发以及设立外国公司分支机构等方式进行投资,投资跨国公司是FDI的主要形式。为了探究FDI在地理空间视角下对城市创新能力的影响,选择将其纳入模型,并以直接利用外资规模设定指标(FDI)进行测量。创新投入中经济投入必不可少,城市的经济发展水平是城市创新能力的基础,因此选择城市的地区生产总值作为衡量经济因素(GDP)的指标。根据内生增长理论,研发投入是促进创新和技术进步的基本动力,城市研发资源的投入一般包括研发经费投入和研发人员投入^{[12][13]},考虑到将两者同时纳入模型中可能导致共线性,因此选择研发经费投入作为研发投入的代表指标(RD)。基于第三地理本性的影响,通信、网络等硬件基础设施在一定程度上会对城市知识溢

出效应产生影响。互联网的普及使得城市拓展了信息获取渠道的长度和广度,有利于降低空间距离对其发展的限制作用,提升资源利用效率。本文采用互联网用户接入数作为衡量各个城市信息化的程度(NET)。Lucas 强调人力资本是增长的发动机^[14]。人力资本作为城市创新能力的重要影响因素,有利于提升本地区对知识、技术等要素的吸收能力^[15]。出于对数据科学性和易获得性的综合考量,选择大学生每年在校人数占总人口的比重来近似人力资本水平(HUM)。综上所述,解释变量的相关信息如表 3 所示。

表 3 解释变量信息表

影响因素	符号	解释变量
制度因素	INS	科技经费支出占财政支出的比重(%)
对外开放度	FDI	当年实际利用外资金额(万元)
经济基础	GDP	地区生产总值(万元)
研发水平	RD	全社会研发经费支出金额(亿元)
信息化程度	NET	互联网用户接入数(户)
人力资本	HUM	全国大学生在校人数占总人口比重(%)

实证分析中所用样本包括除港、澳、台之外我国 285 个地级及以上城市,各解释变量数据通过查阅当年经济和社会统计公报以及统计年鉴获得,其中由于西藏地区各解释变量统计数据缺失,没有将其纳入统计分析。为使统计数据序列平稳,对解释变量中非比值数据取对数,对数据表中缺失的数据的对数参照 Jaffe 的做法以 -1 代替^{[16][17]}。

(2) 模型设定

知识生产函数是构建理论模型时最常使用的基本框架。知识生产过程是指知识创新,也就是科学发现与技术发明的过程。Griliches 最早提出了知识产出模型^[18],Jaffe 等在考虑创新相关问题的基础上对模型进行了改造,形成知识生产函数(KPF) 框架^[19],即:

$$Y_i = R D_i C_i e_i \quad (8)$$

其中, Y_i 为创新产出, RD 为研发支出, C 是具有影响的经济变量, e_i 为随机扰动项。对上式两边取对数得:

$$\ln Z_i = \alpha \ln RD + \beta \ln C_i + e_i \quad (9)$$

根据前文对解释变量和被解释变量的选择,专利申请授权量 PAT 作为创新产出指标 Z_i , 全社会研发经费支出为 RD , 制度因素 INS 、对外开放度

FDI 、经济基础 GDP 、信息化程度 NET 和人力资本 HUM 作为具有影响的经济变量,代入上式中得到模型为:

$$\ln PA T_i = \alpha_1 \ln R D_i + \alpha_2 \ln I N S_i + \alpha_3 \ln F D I_i + \alpha_4 \ln G D P_i + \alpha_5 \ln N E T_i + \alpha_6 \ln H U M_i + e_i \quad (10)$$

在上述模型基础上引入空间计量模型,最终建立的横截面空间计量模型为:

空间滞后模型(SLM) :

$$\ln PA T_i = \rho W_{PAT_i} + \beta_1 \ln R D_i + \beta_2 \ln I N S_i + \beta_3 \ln F D I_i + \beta_4 \ln G D P_i + \beta_5 \ln N E T_i + \beta_6 \ln H U M_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

空间误差模型(SEM) :

$$\ln PA T_i = \beta_1 \ln R D_i + \beta_2 \ln I N S_i + \beta_3 \ln F D I_i + \beta_4 \ln G D P_i + \beta_5 \ln N E T_i + \beta_6 \ln H U M_i + \lambda W_{\varepsilon_i} + \mu_i \quad (12)$$

2.3 空间统计分析

考虑到创新活动存在一定时间滞后效应,当年专利授权并不代表当年创新产出,因此选择 2016 年专利授权量作为因变量,2015 年各省影响因素数据为自变量代入上述模型中。为了检验空间计量模型是否具有更好的拟合效果,首先进行普通最小二乘法(OLS) 估计分析,得到回归结果如表 4 所示。

表 4 普通最小二乘法回归估计结果表

因变量	PAT(专利授权量)			
自变量	系数	标准差	t 统计值	P 值
CONSTANT	-1.9143	0.0191	-9.9950	0.7978
INS	0.1614	0.0242	6.6817	0.0000
FDI	-0.1825	0.0497	-3.7273	0.0002
GDP	0.3638	0.0621	5.5884	0.0000
RD	0.5832	0.0481	11.1878	0.0000
NET	0.1702	0.0464	3.6693	0.0003
HUM	-0.0361	0.0226	-1.5980	0.1112
F	406.405			0.0000
R ²	0.8977			
LogL	-79.0745			
AIC	172.149			
SC	197.716			

从表 4 中可以看出,回归模型整体在 1% 显著性水平下通过了 F 检验, R^2 为 0.8977, 具有较高的拟合优度。自变量中通过显著性检验的变量有 INS 、 FDI 、 GDP 、 RD 以及 NET , 相关系数显示研发投

入对因变量具有最大的正向贡献作用,FDI 表现为因变量的负向作用,即 FDI 吸收越多,城市创新产出越少,城市创新能力越差,结合以往研究可知,对 FDI 这个因素的作用目前没有形成共识,存在“抑制论”“促进论”和“双刃剑论”的分歧,因此需要在接下来的空间计量模型中再次检验。制度因素 INS、经济基础 GDP 以及信息化程度 NET 均对因变量具有显著的正向影响,人力资本没有通过显著性检验,这与我们在文献中梳理的结论不一致,猜想是否是由于没考虑地理区位的原因,可在空间计量模型中检验。

引入空间计量模型进行拉格朗日检验以及稳健性拉格朗日检验,结果如表 5 所示。

表 5 空间回归模型检验表

空间自相关检验	MI/DF	统计值	P 值
Moran's I (error)	0.0731	4.6155	0.00000
LM - Error	1	8.0370	0.00458
Robust LM - Error	1	1.3376	0.24745
LM - Lag	1	19.2661	0.00001
Robust LM - Lag	1	12.5668	0.00039
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	20.6038	0.00003

根据表中的空间依赖性检验的数据可以发现,LM - Lag 和 LM - Error 均通过了 1% 水平下的显著性检验。根据前文提及的判别标准,当 LM - Lag 和 LM - Error 均通过显著性检验时,采用稳健性拉格朗日检验,读表发现 Robust LM - Lag 通过了 1% 的显著性检验,而 Robust LM - Error 没有通过,因此对空间滞后模型进行回归估计,并分析其回归结果,详细结果如表 6 所示。

根据表 6,可以得到: (1) 选择空间滞后模型对城市创新能力影响因素进行回归分析要优于 OLS 模型,回归结果更加科学合理。(2) 整体上看各个自变量的回归系数相较于 OLS 模型中的系数呈现下降趋势,Keller 认为地理位置会影响知识的传播^[20]。(3) 空间滞后模型中制度因素、对外开放度、经济基础、研发投入和信息化程度均通过了 1% 的显著性检验,其中制度因素、经济基础、研发投入和信息化程度表现为正向影响。(4) 对外开放度仍是表现出负向作用。猜想出现这种情况的原因是我国改革开放 40 年虽然取得巨大成就,但时间并不算太长,外资结构正处于不断优化的阶段,引进的外资

企业大多以加工制造业为主,科技含量较低,并没有对城市以及所在区域的创新能力带来显著的正向作用^[21]。(5) 人力资本在空间滞后模型中同样没有通过显著性检验,且系数仍为负值,这与以往研究不一致^{[22][23]}。Barro 和 Lee 通过平均受教育年限、入学率、教育经费、受教育人数占总人口比重等作为人力资本的测度^[24],王志鹏、李子奈则通过每年在校人数中高中和初中在校人数来近似类比人力资本^[25]。而本文是通过计算大学生在校人数占总人口的比重作为人力资本因素,指标选择过于简单,其中的大学生人数具有较低的代表性,因此在空间滞后模型的回归分析中出现偏差。

表 6 空间滞后模型回归估计结果表

因变量		PAT(专利授权量)		
自变量	系数	标准差	Z 值	P 值
CONSTANT	0.0009	0.0187	-0.0482	0.9616
INS	0.1319	0.0255	5.1626	0.0000
FID	-0.1829	0.0484	-3.7732	0.0016
GDP	0.3523	0.0609	5.7857	0.0000
RD	0.5453	0.0470	11.598	0.0000
NET	0.1615	0.0452	3.5688	0.0036
HUM	-0.0225	0.0226	-0.9957	0.3193
ρ	0.3550	0.0743	4.7818	0.0000
R ²	0.9002			
LogL	-75.805			
AIC	167.61			
SC	196.83			
LR	6.5389			0.0105

3 研究结果与讨论

本文立足于创新成为国家发展第一驱动力的这一背景,从区域创新角度出发,借鉴国内区域创新、城市创新能力等相关研究成果,同时结合我国城市创新能力的总体集群特征,从地理空间角度探析我国城市创新能力的空间分布与影响因素,主要得到以下研究结果:

第一,本文做出我国 285 个城市 2016 年专利申请授权量的空间四分位图,由图可见:东部沿海城市大多处于最高值分位,且相邻城市具有块状集聚的体征;西部和东北地区城市的创新能力较弱,大多处

于最低和次低分位;中部地区城市的创新能力有崛起迹象。

第二,本文对我国285个城市2016年专利申请授权数进行了基于全局莫兰指数和局部LISA值的空间自相关分析。结果显示,我国城市创新能力指标的测量值在1%的显著性水平下通过检验,说明城市创新能力具有显著的空间自相关性,即创新能力强的城市彼此相邻,创新能力弱的城市彼此相邻。高值集聚出现在“资深”城市群——长三角、珠三角,低值集聚大多位于我国西部地区。从Moran散点图中可以看出,大部分城市位于第一象限(H—H)和第三象限(L—L),说明这些城市的创新能力在地理空间上有很高的正向相关性。第一象限的城市从区域角度来看大多属于京津冀、山东半岛、长三角和珠三角城市圈;第三象限的城市大多位于东北三省、山西、陕西、甘肃、四川等中西部地区,而落入第二象限(L—H)和第四象限(H—L)的城市较为分散。

第三,通过探索性数据分析方法可知我国城市创新能力具有显著的自相关性,这是在地理空间视角下对城市创新能力影响因素建立模型分析的基础,通过比较经典回归模型OLS和空间计量模型得出,对于城市创新能力影响因素的分析在空间模型中能够得到更好的估计,准确性和科学性高。在拉格朗日检验和稳健性拉格朗日检验的基础上,最终选择空间滞后模型(SLM)进行回归分析,结果表明总体上城市创新能力产生了明显的近邻空间溢出效应,对影响因素的分析表明,制度因素、对外开放度、经济基础、研发投入和信息化程度均通过了1%的显著性检验,其中制度因素、经济基础、研发投入和信息化程度表现为正向影响,对外开放度与普通最小二乘法模型(OLS)中的估计结果一致,表现出负向作用。研发投入与经济基础贡献作用最大,制度因素有待提高,信息化程度预期在将来会发挥越来越重要的影响作用。

参考文献:

- [1] 万坤扬,陆文聪. 中国技术创新区域变化及其成因分析——基于面板数据的空间计量经济学模型[J]. 科学学研究,2010,10(10):1582-1590.
- [2] 朱玉春,付辉辉,黄钦海. 我国区域之间技术创新能力差异的实证分析[J]. 软科学,2008(2):107-112.
- [3] 李志刚,汤书昆,梁晓艳,等. 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[J]. 科学学与科学技术管理,2006,27(8):64-71.

- [4] 王宇新,姚梅. 空间效应下中国省域间技术创新能力影响因素的实证分析[J]. 科学决策,2015(3):72-81.
- [5] 刘孝斌,胡继妹,沈佳文. 城市创新能力的影响因素——以上海市为样本[J]. 城市学刊,2015,36(2):41-47.
- [6] 吴玉鸣. 大学、企业研发与首都区域创新的局域空间计量分析[J]. 科学学研究,2006,24(3):398-404.
- [7] 魏守华,嵇金吉,何娜. 区域创新能力的空间分布于变化趋势[J]. 科研管理,2011,32(4):152-160.
- [8] 方远平,谢蔓. 创新要素的空间分布及其对区域创新产出的影响——基于中国省域的ESDA-GWR分析[J]. 经济地理,2012,32(9):8-14.
- [9] Anselin L, Florax R J G M. Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results[M]. New Directions in Spatial Econometrics. Springer Berlin Heidelberg, 1995:21-74.
- [10] 杨中楷,沈露威. 基于有效专利指标的区域创新能力评价[J]. 科技与经济,2010,23(1):30-33.
- [11] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [12] 姜磊,季民河. 城市化、区域创新集群与空间知识溢出——基于空间计量经济学模型的实证[J]. 软科学,2011(12):86-90.
- [13] 虞晓芬,李正卫,池仁勇,等. 我国区域技术创新效率:现状与原因[J]. 科学学研究,2005(2):258-264.
- [14] Lucas R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988,22(1):3-42.
- [15] 何舜辉,杜德斌,焦美琪,等. 中国地级以上城市创新能力的时空格局演变及影响因素分析[J]. 地理科学,2017,37(7):1014-1022.
- [16] Jaffe A. The real effects of academic research[J]. American Economic Review, 1989(79):957-970.
- [17] 黄蓓. 中国区域创新能力的空间统计研究[D]. 安徽:安徽财经大学,2011:36.
- [18] Griliches Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth[J]. The Bell Journal of Economics, 1979,10(1):92-116.
- [19] Jaffe A B. Technological opportunity and spillovers of R&D: Evidence from firms' patents, profits, and market value[J]. American Economic Review, 1986,76(5):

- 984 – 1001.
- [20] Keller W. Geographic localization of international technological diffusion [J]. American Economic Review, 2002, 92: 120 – 142.
- [21] 陈劲, 陈钰芬, 余芳珍. FDI 对促进我国区域创新能力的影响 [J]. 科研管理, 2007, 28(1) : 7 – 13.
- [22] 谷国锋, 李连刚, 王建康. 中国科技创新的空间集聚及其溢出效应——基于面板数据空间计量分析 [J]. 科学决策, 2015(12) : 42 – 56.
- [23] 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, 38(10) : 12 – 25.
- [24] Barro R J, Lee J W. Sources of economic growth [J]. Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy, 1994, 40(1) : 1 – 46.
- [25] 王志鹏, 李子奈. 外商直接投资、外溢效应与内生经济增长 [J]. 世界经济文汇, 2004(3) : 23 – 33.

Study on spatial distribution of urban innovation capacity and its influencing factors

FAN Bo – nai, WU Xiao – tong, LI Xu – hua

(College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: This paper uses the patent application authorization data and related economic data of 285 prefecture – level and above cities in China in 2016. A global and local spatial autocorrelation test of urban innovation output agglomeration was conducted using the Exploratory Spatial Data Analysis method (ESDA) . According to the test results, the Confirmatory Spatial Data Analysis method (CSDA) was adopted. The Spatial Lag Model (SLM) , Spatial Error Model (SEM) and Ordinary Least Squares model (OLS) were compared and tested, and the influencing factors of China's urban innovation capacity were spatially analyzed. The research results show that the layout of China's urban innovation output not only has overall spatial autocorrelation, but also has local spatial correlation. It is found that the spatial econometric model is more accurate and scientific than the Ordinary Least Squares (OLS) model estimation. Urban innovation has a significant spillover effect on neighboring space. The analysis of the influencing factors shows that the institutional factors, economic basis, R&D investment, and informationization degree have positive effects. The degree of opening to the outside world shows a negative effect.

Key words: urban innovation ability; influencing factors; spatial distribution; spatial econometric analysis

(上接第 1435 页)

An empirical study on resilience and entrepreneurial willingness of residents in disaster situations:

Based on the 10th anniversary survey of wenchuan earthquake

LIU Feng¹, YU Jing², MING Cui – qin³

(School of Public Affairs & Law, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, China)

Abstract: The relationship between entrepreneurial activity and crisis has become a new research direction. As an important driver and source of economic growth, entrepreneurship plays a positive role in promoting the recovery of economic productive capacity and alleviating the employment problem, but the disaster impact will reduce people's risk tendency and weaken people's willingness to start a business. Resilience as a psychological energy to deal with the plight, whether it can effectively weaken the adverse impact of the environment on the residents of disaster areas and enhance their willingness to start a business? Based on this, this paper empirically analyzes the relationship among resilience, risk propensity and entrepreneurial willingness of residents in Wenchuan earthquake disaster area by using a large – scale survey data carried out in 2018. It is found that in the situation of disaster, the resilience of residents in disaster area weakens the influence of disaster impact on risk tendency, and has a significant effect on risk tendency and entrepreneurial willingness.

Key words: disaster shock; resilience; risk propensity; entrepreneurial willingness