

知识溢出, 地理邻近与区域异质性的空间关系

杨贵彬, 李婉红

(哈尔滨工程大学经济管理学院, 黑龙江 哈尔滨 150001)

摘要: 基于修正的 Griliches-Jaffe 知识生产函数, 构建了未考虑和考虑区域异质性情况下知识溢出与地理邻近关系的空间计量模型; 结合全域 Moran's I 指数、Moran 散点图以及 LISA 集群地图, 对 31 个省份和直辖市知识产出的全域和局域空间相关性进行探讨; 运用普通最小二乘法(ordinary least square, OLS)、空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM), 对比研究区域异质性在知识溢出与地理邻近关系中的作用. 最后, 总结了区域异质性、不同地理邻近区间以及知识溢出的关系差异.

关键词: 知识溢出; 地理邻近; 区域异质性; 空间性

中图分类号: F273.1

文献标识码: A

文章编号: 1000-5781(2018)02-0182-15

doi: 10.13383/j.cnki.jse.2018.02.005

Spatial relationship among knowledge spillovers, geographical proximity and regional heterogeneity

Yang Guibin, Li Wanhong

(School of Economics & Management, Harbin Engineering University, Harbin 150001, China)

Abstract: Two spatial econometrics models are established to estimate the relationships between knowledge spillovers and geographical proximity based on the modified knowledge production function of Griliches-Jaffe. One model takes regional heterogeneity into account while the other not. Furthermore, the global and local spatial correlation of knowledge output in 31 provinces are discussed by combining Global Moran's I, Moran scatter plots and LISA cluster maps. Moreover, applying ordinary least square, spatial error model and spatial lag model, the paper also compares the effects of regional heterogeneity in the relationship between geographical proximity and knowledge spillovers. Finally, the different relationship among regional heterogeneity, geographical proximity and knowledge spillovers are summarized.

Key words: knowledge spillovers; geographical proximity; regional heterogeneity; spatiality

1 引言

地理邻近作为空间经济学的核心概念, 常被当成一个内生变量来描述区域间的经济关系, 即经济主体在追求经济利益时, 地理区位始终是重要的考虑因素, 经济主体会从与同行、顾客和竞争对手的邻近所产生的

收稿日期: 2016-11-21; 修订日期: 2017-06-01.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71202037); 国家社科基金资助项目(14BGL007); 黑龙江省自然科学基金资助项目(G201210); 黑龙江省哲学社会科学基金资助项目(13B010; 16JYB04); 中央高校基本科研业务费专项资助项目(HEUCFW170908).

正外部性中受益^[1]。在区域知识溢出研究领域,国内外学者们从不同角度探讨了地理邻近与知识溢出的关系,通常可分为以下三类观点:

1) 地理邻近对知识溢出具有促进作用。该类观点认为,由于知识通常是非正式、缄默及不可编码^[2],这就暗示了短距离更益于扩散,即创新知识的适用性和可靠性会随着地理距离的增加而衰减,进而降低行为主体之间发生创新联系的概率^[3]。Anselin等^[4]在Jaffe等^[5]的知识生产函数中增加了一个空间滞后变量,并以美国都市区层次的高科技企业为样本,分析了大学研究与私人研发活动对区域创新模式的影响,发现大学研究对环大学80 km区域内的创新活动产生显著的正面影响。Funke等^[6]对德国75个地区的横截面分析显示,知识溢出主要在邻近地区发生,知识溢出源对创新活动的正效应每隔23 km~30 km减少50%。Bottazzi等^[7]采用划分溢出区间的方法来测度知识溢出的地理界限。他们通过分析欧洲86个州级区域1977年~1995年的研发和专利数据发现,知识溢出对周边地区创新活动产生显著正面影响的空间距离可达到300 km,随后影响明显减弱。Woodward等^[8]发现在距离大学233 km的空间范围内,新建企业数量与大学研发溢出呈现较为显著的正相关关系。李琳等^[9]从地理邻近和网络位置视角出发,提出对于同一产业或相关产业内的组织而言,地域上的邻近有利于知识尤其是隐性知识的吸收和传递。

2) 地理邻近对知识溢出具有负面作用。持有这一观点的学者们认为,由于产业集群“拥挤效应”的存在,地理邻近对知识溢出存在负面影响^[10]。Maskell等^[11]发现过高的地理邻近会导致集群内技术和产品高度相似,进而出现恶性竞争以及知识产权保护问题,所以会抑制集群的创新活动。Sedgley等^[12]研究美国制造业单位资本投入的创新效应时发现,过度的地理集中导致的“要素拥挤效应”对专利产业具有显著的消极影响。Sornn-Friese等^[13]则指出忘却学习是学习的重要部分,地理邻近有助于学习知识,但却不利于忘却知识,另外距离太近容易导致联结锁定,因而不利于知识溢出。Boschma^[14]认为当一个区域变得过分的邻近和内向时,区域内主体的学习能力会减弱到失去创新能力和不能对外部的变化作出反应的境地。Callois^[15]则建立微观经济模型研究了地理邻近与知识溢出及企业创新的关系。他通过研究发现,由于过度的邻近性趋于限制企业与外部网络的联系,通常会导致在产业集群中传播的知识和思想冗余,因此并不利于知识溢出及企业创新。Carrincazeaux等^[16]提出地理邻近性并非灵丹妙药,过度地理邻近不仅造成土地、劳动和资源价格上升,环境污染加剧,而且由于本地的竞争压力造成非自愿知识外溢和不信任感,因此在过度地理邻近性的情况下,企业会面临知识垄断使用等问题,从而导致产业集群不稳定和脆弱。

3) 地理邻近与知识溢出的关系不明显。随着研究的深入,亦有相当数量学者认为虽然地理邻近有利于行为主体间进行面对面交流,促进隐性知识的传播从而推动创新,但由于技术发展的阶段、空间传播方式的改进等,地理邻近与知识溢出的关系并不明显。Thompson等^[17]对Jaffe等^[5]在1993年的研究方法进行了改进,并采用了与Jaffe大致相同的样本,只是将选取控制样本的技术等级进行了细分,发现知识溢出的本地化特征并没有那么明显。李琳等^[18]从集群周期演化的角度,表明地理邻近对集群创新的动态影响大体上呈倒“U”型变化,在集群形成初期和成长期,地理邻近促进了集群的创新,到集群成熟期时,这种促进作用逐渐减少,衰退期地理邻近对集群创新的影响转化为负效应。吕国庆等^[19]认为在新技术的早期阶段,知识的隐性程度往往很高,公司和个人很大程度上可以受益于地理邻近;当该技术逐渐成长并发展成熟时,知识变得规范化,创新合作将突破地理空间的束缚而向更远的地方转移,即随着时间的推移,地理邻近在创新网络形成中的重要性逐渐降低。常红锦等^[20]通过研究提出知识及信息的生成与传播具有明显的空间不均等性,呈现出强烈的随着地域扩散而衰退的特征。然而,企业间频繁的接触增加了企业间的信任水平,促进了企业间隐性知识的传递,减小由于距离产生的知识转移障碍。

通过总结上述文献可以发现,1) 目前研究主要集中在知识溢出与地理邻近的直接关系,通过对知识类别的划分或对区域地理距离的测度,研究地理邻近对知识溢出产生的直接影响。然而在创新研究的视野中,分析地理邻近与知识溢出问题时不能将地理邻近单独割离,需要关注其它结构变量的权变影响^[21]; 2) 中国经济发展的特征之一在于地区间的异质性^[22],即我国各个区域在地区科技支持政策、资源禀赋、经济发展水平等方面具有差异,而这种区域异质性极有可能对区域间的知识溢出也产生重要影响。然而值得重视的是,现有文献研究区域间知识溢出时,基本假定所有区域具有同质性,忽视了区域异质性的作用,从而可能

导致对知识溢出的有偏估计; 3) 在利用知识生产函数测度知识溢出与地理邻近的关系时, 现有研究大多采用传统计量模型进行估计, 也有部分学者注意到传统模型估计存在的偏误问题, 开始应用空间计量模型对知识溢出进行研究^[23,24], 然而这种模型尚未被应用于知识溢出与地理距离的研究领域。

因此, 基于上述分析, 本文在研究地理邻近与区域间知识溢出关系时, 尝试增加区域异质性变量, 并结合修正的 Griliches-Jaffe 知识生产函数^[5]构建空间计量模型, 深入探究在未考虑和考虑区域异质性情况下区域间知识溢出与地理邻近的关系, 进而为制定区域政策、推动地区间知识有效溢出提供理论借鉴。

2 知识溢出与地理邻近关系模型

有关区域知识溢出的测度通常采用知识生产函数法(knowledge production function, KPF). 知识生产函数最初由 Griliches^[25] 于 1979 年提出, 而 Jaffe 等^[5]对 Griliches 的生产函数模型进行了改进, 在模型中引入了空间维度且将大学纳入研究, 并估算了知识溢出的空间尺度和乘数效应, 率先运用知识生产函数建模技术来测度地理空间上的知识溢出. 这种经过修正的 Griliches-Jaffe 知识生产函数是一种具有两项投入的柯布-道格拉斯生产函数(Cobb-Douglas production function), 其对数形式为

$$\ln Q_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K_i + \alpha_2 \ln L_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中 Q 代表知识产出, α_0 为常数项, K 代表研发经费投入, L 代表研发人员投入, α_1 和 α_2 分别为研发经费投入和研发人员投入的产出弹性, i 代表区域, ε 为随机扰动项。

同时, 基于空间经济学, 本文考虑到一个区域知识产出不仅受到区域内研发经费投入和研发人员投入的影响, 还会受到来自于其它地区知识产出的影响, 因此在模型中增加地理邻近与其它区域知识产出变量. 此外, 考虑到我国各个区域在地区科技支持政策、资源禀赋、经济发展水平等方面具有差异性, 将区域异质性增加为研究变量, 比较未考虑和考虑区域异质性两种情况下区域间知识溢出与地理邻近的关系. 因此, 构建如下两个模型

$$\ln Q_{ai} = \alpha_{a0} + \alpha_{a1} \ln K_{ai} + \alpha_{a2} \ln L_{ai} + \alpha_{a3} \ln d\bar{Q}_{ai} + \varepsilon_{ai}, \quad (2)$$

$$\ln Q_{bi} = \alpha_{b0} + \alpha_{b1} \ln K_{bi} + \alpha_{b2} \ln L_{bi} + \alpha_{b3} \ln d\bar{Q}_{bi} + \alpha_{b4} \ln Z_{bi} + \varepsilon_{bi}, \quad (3)$$

其中 d 为地理邻近, $\bar{Q}$ 表示除本区域之外的其它区域知识产出, $d\bar{Q}$ 表示以某区域为中心, 以一定距离为半径, 所构成的一个圆环范围内区域知识产出的加权和^[23,26], Z 表示区域异质性, a, b 分别为未考虑和考虑区域异质性情况下的相关变量。

变量的具体意义和测度方法如下:

1) 知识产出. 由于专利通常代表新知识的产生, 常被视为与研究开发本身具有密切联系的数据, 且具有很强的客观性和可测性, 因此成为测度知识产出的重要指标. 同时, 关于知识产出的测度通常包括专利申请量和专利授权量. 目前较多使用专利申请量, 但本文认为, 专利申请量并非创新能力强弱的指标, 且专利申请未获授权也不能代表新知识的产生, 同时专利申请可能存在重复现象, 而专利授权量更能体现新知识产出. 因此, 本文选取专利授权量作为知识产出的测度指标. 此外, 考虑到知识生产的周期性¹, 本文选取滞后期为两年的专利授权量作为被解释变量进行研究。

2) 研发经费投入. 对于研发经费的测量通常包括流量和存量指标, 由于某期研发经费投入不仅影响当期知识产出, 对后期知识产出也有影响^[26], 因此采用研发经费存量衡量对知识产出的影响较为准确。

参考 Goto 等^[27]的方法, 研发经费存量采用永续盘存法进行计算, 公式为

$$\text{GRD}_t = (1 - \delta)\text{GRD}_{t-1} + \sum_{s=1}^n \mu_s I_{t-s}, \quad (4)$$

¹ 根据我国专利法的规定, 从专利申请到授予专利的时间大约为两年, 故将第 t 年的专利授权量看作是第 $t-2$ 年研发经费投入和研发人员投入所带来的知识产出。

其中 GRD 代表研发经费存量, I 代表各滞后期的研发经费投入, t 代表时间, s 代表滞后期, μ 代表各滞后期研发经费存量对当期存量的贴现比例, δ 表示研发经费的折旧率^[28].

对于滞后期结构问题, 一般以平均滞后期 ρ 进行估算, 即 $s = \rho$ 时, $\mu_s = 1$; $s \neq \rho$ 时, $\mu_s = 0$, 最终得出

$$GRD_t = (1 - \delta)GRD_{t-1} + I_{t-\rho}, \quad (5)$$

依据吴延兵^[29]的研究, 假定 $\rho = 1$, 即平均滞后期为 1 年, 折旧率则采用较常用的 15% 来估算. 基期研发经费存量采用下式进行估算, 即

$$GRD_0 = I_0 / (\gamma + \delta), \quad (6)$$

其中 γ 为研发经费投入的年平均增长率, 通常将样本年份的研发经费投入转化为可比价格, 然后计算出样本年份的平均增长率, 最终得出基期存量, 再根据式(5)计算出各地区对应年份的研发经费存量².

3) 研发人员投入. 该变量指各区域从事研发活动的人员投入, 通常采用“各地区研究与试验发展(R&D)人员全时当量”来表示.

4) 地理邻近. 地理邻近主要用来表示各区域在地理空间上的接近程度, 其衡量方法包括最短直线距离和最短交通时间. 本文考虑到获取数据的难易及准确程度, 将选取第一种方法, 以城市地理坐标为依据, 利用 ArcGIS 中 Point Distance 功能生成各省会城市之间的地理距离, 并参考文献[23], 以 300 km 作为省会城市地理距离的间隔标准将省会城市之间的联系表示为五个区间: (100, 300), (300, 600), (600, 900), (900, 1200), (1200, 1500).

5) 区域异质性. 依据文雁兵^[30]的研究, 资源禀赋差异性 is 区域间异质性的最突出特征之一. 同时, 随着各地区经济发展条件变化和区域政策的适时调整, 区域异质性对地区经济行为选择和演变也会产生动态影响. 因此, 基于这一观点, 并借鉴于明超等^[31]、黄奇等^[32]以及沈能等^[33]有关区域异质性的研究, 本文将影响知识溢出的区域异质性变量总结为以下三类:

(a) 制度类, 表示各区域科技支持政策对知识溢出的影响差异. 本文应用地方财政科技拨款占地方财政总支出的百分比对该指标进行测度;

(b) 资源类, 表示各区域资源禀赋对知识溢出的影响差异. 资源禀赋是指自然资源、人力资本(包括劳动成本、人力资本的丰裕程度和受教育程度等)、资金技术等与经济增长相关的生产要素^[34]. 由于人力资本受教育程度与知识溢出具有密切关系, 因此本文采用各地区每十万人拥有的大专及以上学历人口对该指标进行测度;

(c) 发展类, 表示各地区经济发展水平对知识溢出的影响差异. 在本文中应用地区生产总值对该指标进行衡量³.

基于以上变量解释, 所要研究的计量模型为

$$\begin{aligned} \ln Q_{ai} = & \alpha_{a0} + \alpha_{a1} \ln K_{ai} + \alpha_{a2} \ln L_{ai} + \alpha_{a3} \ln d_1 \bar{Q}_{ai} + \alpha_{a4} \ln d_2 \bar{Q}_{ai} + \alpha_{a5} \ln d_3 \bar{Q}_{ai} + \\ & \alpha_{a6} \ln d_4 \bar{Q}_{ai} + \alpha_{a7} \ln d_5 \bar{Q}_{ai} + \varepsilon_{ai}, \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln Q_{bi} = & \alpha_{b0} + \alpha_{b1} \ln K_{bi} + \alpha_{b2} \ln L_{bi} + \alpha_{b3} \ln d_1 \bar{Q}_{bi} + \alpha_{b4} \ln d_2 \bar{Q}_{bi} + \alpha_{b5} \ln d_3 \bar{Q}_{bi} + \alpha_{b6} \ln d_4 \bar{Q}_{bi} + \\ & \alpha_{b7} \ln d_5 \bar{Q}_{bi} + \alpha_{b8} \ln P + \alpha_{b9} \ln E + \alpha_{b10} \ln D + \varepsilon_{bi}, \end{aligned} \quad (8)$$

其中 d_n 为五个区间的地理邻近($n = 1, 2, \dots, 5$), P 代表制度类区域异质变量, E 代表资源类区域异质变量, D 代表发展类区域异质变量.

² 由于统计口径的不同, 我国从 1998 年开始对“各地区研究与试验发展经费内部支出”数据进行统计, 因此本文将各地区研发经费存量的计算基期确定为 1998 年.

³ 按当年价格计算. 2004 年以前地区生产总值数据执行《国民经济行业分类》(GB/T4754-1994), 2004~2012 地区生产总值数据执行《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002).

3 知识产出的空间相关性

目前传统的计量回归分析方法实质是对线性变量在时间序列层面的经验研究, 未考虑区域(或截面单元)之间的空间关联. 然而, 一个地区空间单元上的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元上同一现象或属性值是相关的^[35], 因而假定区域之间的经济行为在空间上具有异质性可能更加符合现实. 以此推理, 各省份和直辖市知识产出不仅受到地区内相关因素的影响, 而且可能还会受到周边其它地区的影响. 但在证实这些关系之前, 还需要对变量的空间相关性进行分析, 以判断知识产出是否具有空间相关性, 进而确定是否应用空间计量模型对知识产出、地理邻近等关系进行验证.

3.1 基本原理

空间自相关分析通常包括全域空间相关性(global spatial autocorrelation, GSA)分析和局域空间相关性(local indicators of spatial association, LISA)分析, 全域空间相关性分析是指从区域空间的整体上刻画区域经济行为的空间分布集聚情况, 而局域空间相关性则主要基于局部空间的特征来衡量每个空间单元的局部空间相关性^[36].

1) 全域空间相关性. 全域空间相关性常用的有 Moran's I 指数或 Geary's C 指数, 其中 Moran's I 指数的显著水平可以得到检验且自相关图已标准化, 可进行不同尺度间的比较研究, 因此得到广泛应用. 本文使用全域 Moran's I 指数来分析, 其计算公式为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}^{-1}, \quad (9)$$

其中 $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 地区的观测值, n 为地区总数, W_{ij} 为空间权值系数. 一般 I 的取值范围为 $-1 \leq I \leq 1$, 其中 I 为正值, 表示各区域间的经济行为呈现正相关, 该值越大则相关性越大; I 为负值, 表示负相关, 各区域的经济行为呈离散分布; I 为零表示各区域的经济行为是随机分布的.

2) 局域空间相关性. 全局空间相关性指标反映出整个区域的空间相关趋势, 对这一趋势的判断是基于整个空间为同质的假定条件而做出, 但事实上空间异质性普遍存在, 因而全域空间相关性指标无法揭示局部空间特征^[36], 有必要通过局部统计指标来衡量每个空间单元的局部空间相关性.

本文采用局域 Moran's I 绘制的散点图(称为 Moran 散点图)和 LISA 集群地图来衡量局部空间自相关. 其中局域 Moran's I 定义为

$$I_i = (Y_i - \bar{Y}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y}) / S^2, \quad (10)$$

其中 $I_i > 0$ 表示第 i 地区的观测值与邻接地区存在较强的正空间自相关性, 呈空间集聚; $I_i < 0$ 表明负相关, 呈空间离散.

在 Moran 散点图中, 横轴和纵轴分别代表观测变量及其空间滞后变量, 且包括四个象限, 其中第 I 象限(H-H) 和第 III 象限(L-L)分别表示被研究区域与其邻近区域具有同样的高观测值或低观测值(空间正相关); 第 II 象限(H-L) 和第 IV 象限(L-H)分别表示具有低或高观测值的被研究区域被高或低值邻近区域所包围的空间集聚现象(空间负相关).

3.2 数据来源

由于部分省份的数据无法获得, 因此以我国大陆 31 个省份和直辖市为研究样本进行数据选取⁴. 知识产出采用的研究期为 2000 年~2013 年, 其它变量的研究期为 1998 年~2011 年, 数据来源于《中国科技统计年

⁴不包括香港特别行政区, 澳门特别行政区, 台湾省的数据.

鉴》、《中国工业统计年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国教育统计年鉴》等,且部分变量通过年鉴数据计算得出。同时,为消除可能存在的异方差,对原始数据进行了对数处理。

3.3 全域空间相关性分析

本文使用 OpenGeoda 软件并选择基于二进制的 Rook 邻近权值对 2000 年~2013 年数据进行分析,以判断知识产出的空间自相关性⁵。

基于空间权值矩阵的 2000 年~2013 年知识产出的全域 Moran's I 指数及其它数据如表 1 所示。表中 2000 年~2013 年所有全域 Moran's I 指数为正,说明这些省份和直辖市的知识产出具有空间正相关性。

表 1 知识产出的全域 Moran's I 指数
Table 1 Global Moran's I of knowledge output

年度	Moran's I	均值	标准误差	z 值	p 值
2000	0.298 8	-0.026 8	0.110 4	2.951 1	0.006
2001	0.302 5	-0.036 6	0.106 4	3.187 5	0.003
2002	0.321 9	-0.034 1	0.104 3	3.413 7	0.004
2003	0.361 8	-0.031 3	0.110 0	3.572 3	0.001
2004	0.333 3	-0.036 4	0.112 5	3.287 2	0.002
2005	0.350 4	-0.035 9	0.108 2	3.569 2	0.004
2006	0.335 4	-0.038 6	0.112 0	3.338 9	0.001
2007	0.337 6	-0.034 2	0.108 9	3.416 5	0.002
2008	0.349 9	-0.033 0	0.110 0	3.481 9	0.003
2009	0.383 5	-0.034 6	0.116 7	3.583 2	0.003
2010	0.384 1	-0.034 2	0.111 4	3.754 2	0.001
2011	0.408 3	-0.032 6	0.110 0	4.009 9	0.001
2012	0.402 0	-0.030 7	0.110 4	3.917 8	0.001
2013	0.388 9	-0.029 9	0.112 4	3.726 8	0.001

为了检验全域 Moran's I 是否显著,在 OpenGeoda 中采用蒙特卡罗模拟方法来检验,通过改变排列计算 999 次,全域 Moran's I 通过了 1% 的正态分布显著性水平检验,即在 1% 的显著性水平下拒绝不存在空间相关性的假设,表明我国省份和直辖市知识产出在空间上呈现集聚,并在整体上存在显著的空间自相关性。由于涉及分析图较多,而且相邻年份空间特征差异较小,仅提供 2000 年,2003 年,2008 年和 2013 年知识产出的蒙特卡罗模拟结果⁶(如图 1 所示)。

3.4 局域空间相关性分析

由于全域 Moran's I 指数无法刻画 31 个省份和直辖市知识产出的局域空间自相关性特征和局域空间集群趋势特性,应用局域指标集群分析方法,通过绘制 Moran 散点图及 LISA 集群地图,进一步揭示这一变量的局域空间特征。2000 年,2003 年,2008 年和 2013 年知识产出 Moran 散点图如图 2 所示。

图 2 中,该四年所示的 Moran's I 指数均为正,表明空间相关性显著,与表 1 结果相一致。同时 31 个省份和直辖市依据知识产出的不同,聚类分布在第 I 象限(H-H)、第 II 象限(H-L)、第 III 象限(L-L)、第 IV 象限(L-H)以及跨界状态中,且各象限的集聚省份和直辖市随着时间的推移产生空间迁移现象,其具体集聚分布和迁移状况见表 2。

从表 2 可以看出,随着时间推移,多数省份和直辖市的知识产出保持了时空稳定性。2000 年、2003 年、2008 年和 2013 年北京、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、湖南等十个省份和直辖市均处于第 I 象限(H-H)集聚区;云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古等七个省份处于第 III 象限(L-L)集聚区;江西、广西、贵州等三个省份处于第 II 象限(H-L)集聚区,黑龙江、四川两个省份处于第 IV 象限(L-H)集聚区;

⁵本文选择二进制的 Rook 邻近权值(contiguity weight)和 k 最近邻(k -nearest neighbors)空间矩阵计算了基于 $r_1 \sim r_4, k_5 \sim k_6$ 的 Moran's I 检验结果。结果发现,基于 r_1 的 Moran's I 空间自相关性指数,刻画的 31 个省份和直辖市知识产出空间自相关性最明显。

⁶由于 R&D 经费数据的基年为 1998 年,滞后 2 年的专利授权量从 2000 年开始计算,因而此处选择以 2000 年为起点。同时,考虑到以中期阶段(通常为 5 年)对知识产出结果进行观测较为适宜,并结合观测期(共 14 年)的限制,观察到 2003 年的全域 Moran's I 指数在 2008 年之前为最大值,因此本文将观测年份确定为 2000 年,2003 年,2008 年和 2013 年。

仅有少数地区发生了位次变化和时空迁移,如天津和重庆这两个直辖市从2000年所处的集聚区跃迁到第I象限集聚区,但吉林落在下一个象限集聚区. LISA 集群地图能够进一步说明以上特点,如图3所示.

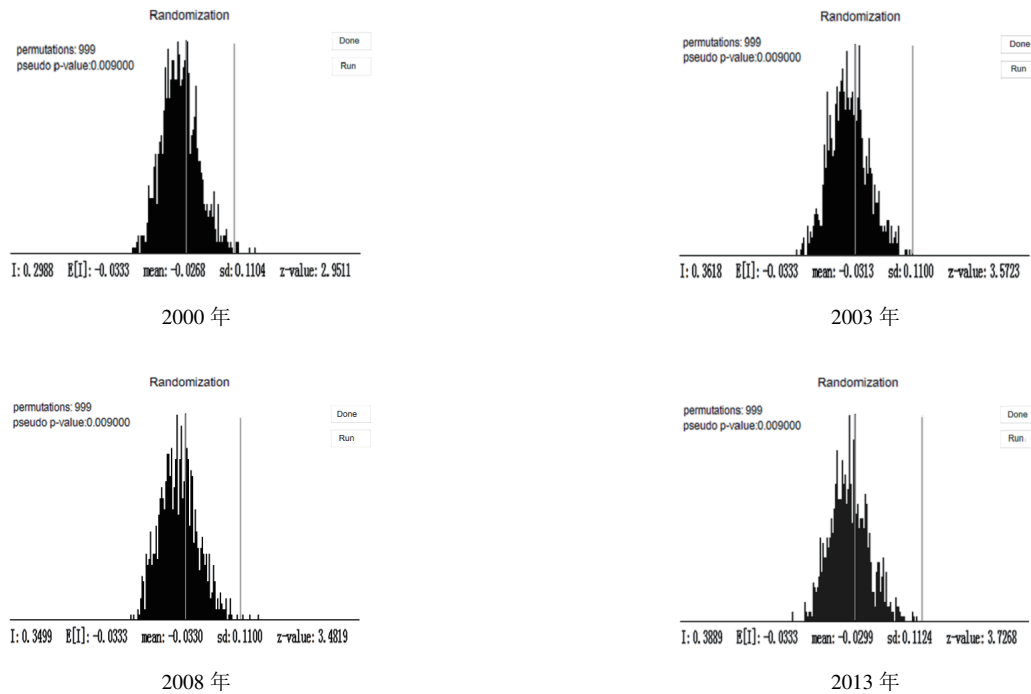


图1 知识产出的蒙特卡罗模拟结果

Fig. 1 Monte Carlo simulation results of knowledge output

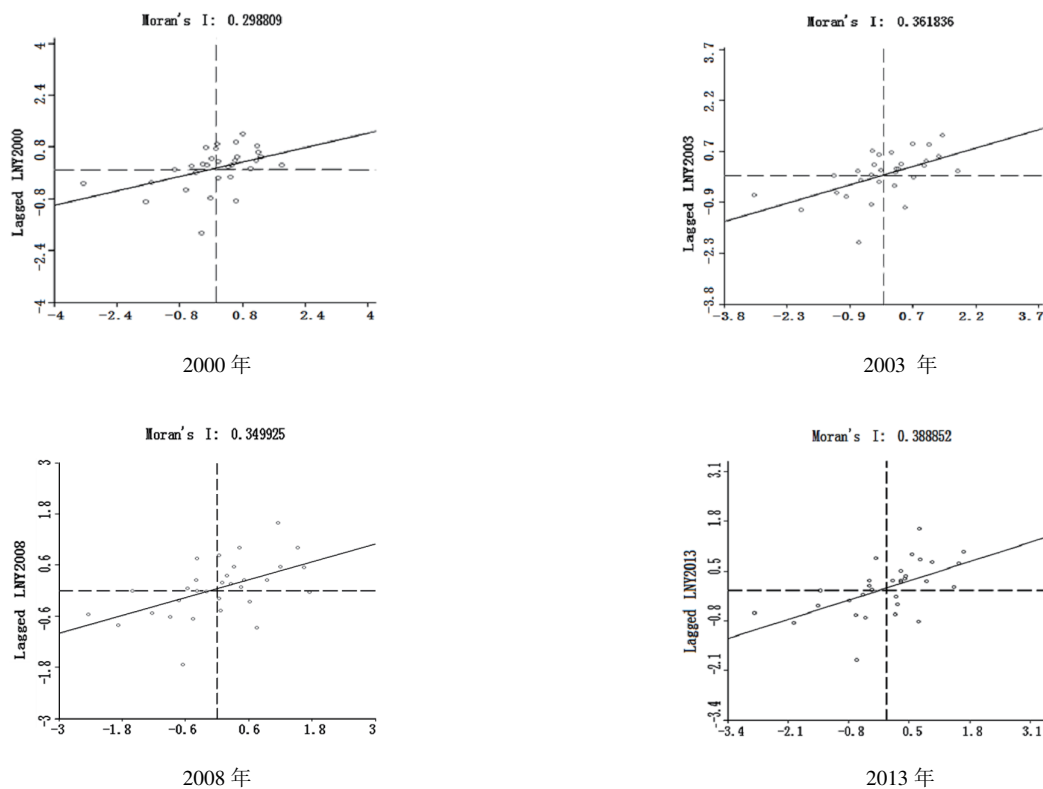


图2 知识产出的 Moran 散点图

Fig. 2 Moran scatter plots of knowledge output

表 2 知识产出的 Moran 空间分布
Table 2 Moran spatial distribution of knowledge output

年度	第I象限(H-H)	第II 象限(H-L)	第III象限(L-L)	第IV象限(L-H)	跨界状态
2000	北京 河北 上海 江苏 浙江 福建 山东 河南 湖北 湖南 广东 吉林	山西 江西 广西 重庆 贵州	云南 西藏 甘肃 青海 宁夏 新疆 内蒙古	黑龙江 四川 陕西	跨 I-II 象限: 天津 安徽 跨 II-III 象限: 海南 跨 I-IV 象限: 辽宁
2003	北京 天津 河北 上海 江苏 浙江 福建 山东 河南 湖北 湖南 广东 重庆	吉林 安徽 江西 广西 贵州	云南 西藏 甘肃 青海 宁夏 新疆 内蒙古 陕西	黑龙江 四川 辽宁	跨 II-III 象限: 海南 山西
2008	北京 天津 河北 上海 江苏 浙江 福建 山东 河南 湖北 湖南 重庆	江西 广西 贵州	云南 西藏 甘肃 青海 宁夏 新疆 内蒙古	黑龙江 四川 辽宁 陕西	跨 I-II 象限: 安徽 跨 II-III 象限: 山西 吉林 海南 跨 I-IV 象限: 广东
2013	北京 天津 河北 上海 江苏 浙江 安徽 福建 山东 河南 湖北 湖南 重庆 广东	江西 广西 贵州	云南 西藏 甘肃 青海 宁夏 新疆 内蒙古 吉林	黑龙江 四川 辽宁 陕西	跨 II-III 象限: 海南 山西

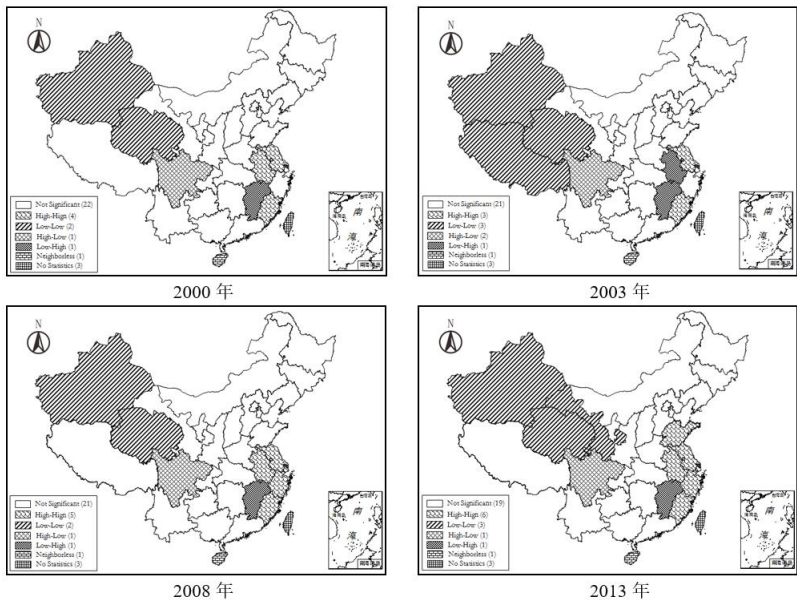


图 3 知识产出的 LISA 集群地图

Fig. 3 LISA clustering maps of knowledge output

由图 3 可知,我国大陆 31 个省份和直辖市知识产出的时空特征如下:

- 1) 知识产出呈现明显的由东向西梯度递减规律,东南沿海地区为高知识产出区域,其中包括 2000 年以江苏、安徽、上海、福建为中心、2013 年以山东、江苏、安徽、浙江、上海、福建为中心的 H-H 集聚区.而西部地区知识产出最低,形成了 2000 年以新疆、青海为中心、2013 年以新疆、青海和甘肃为中心的 L-L 集聚区.
- 2) 知识产出的时空特征中,与 2000 年比较,2013 年山东、浙江出现在 H-H 集聚区,甘肃出现在 L-L 集聚区,说明该阶段山东、浙江、甘肃周边出现了与其知识产出相同的邻居,而这一点在全域空间自相关中没有体现.

因此我国省份和直辖市知识产出存在比较明显的局域空间集群特征和局域空间自相关性,如果忽视空间相关性,会造成理论研究与实际情况的不符,应考虑使用空间计量模型对知识产出与其它变量关系进行

估计.

4 空间计量模型估计

依据时空特征分析, 本文以我国 31 个省份和直辖市为空间单元, 使用空间计量模型对知识溢出、地理邻近、区域异质性的关系进行检验和估计.

4.1 空间计量模型估计

由于空间相关性是空间效应识别的一个来源, 主要表现在空间实质相关(spatially substantive dependence) 和空间扰动相关(spatial nuisance dependence)两个方面, 因而空间相关性表现出来的空间效应可以用空间滞后模型(spatial lag model, SLM) 和空间误差模型(spatial error model, SEM)来表征和刻画^[37].

空间滞后模型描述的是空间实质相关, 主要研究现实中存在的相邻地区行为(所有解释变量)对该地区观测值(被解释变量)存在的影响程度. 其模型表达式为

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (11)$$

其中 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)^T$ 为被解释变量, $X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ 为解释变量矩阵, ρ 为空间效应系数, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)^T$ 为参数向量, W 为空间矩阵, ε 为随机误差项向量.

空间误差模型描述的是空间扰动相关和空间总体相关, 主要度量邻接地区关于因变量的误差冲击对本地区观测值的影响程度. 其模型表达式为

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (12)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \xi, \quad \xi \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (13)$$

其中 λ 为空间误差相关系数, ξ 为正态分布的随机误差向量.

SLM、SEM 的选择一般通过 Moran's I 检验、两个拉格朗日乘数(Lagrange multiplier)形式 LM(error) 和 LM(lag)、稳健(robust)的 R-LM(error) 和 R-LM(lag)来进行^[38].

由于事先无法根据先验经验推断在 SLM 和 SEM 模型中是否存在空间依赖性, 有必要构建一种判别准则, 以决定哪种空间模型更加符合客观实际. Anselin^[35]提出了如下判别准则: 如果在空间依赖性的检验中发现, LM(lag)较之 LM(error)在统计上更加显著, 且 R-LM(lag)显著而 R-LM(error)不显著, 则可以断定适合的模型是 SLM 模型; 相反, 如果 LM(error)比LM(lag)在统计上更加显著, 且 R-LM(error)显著而 R-LM(lag)不显著, 则可以断定 SEM 模型是恰当模型.

除了拟合优度 R^2 检验以外, 常用的检验准则还有自然对数似然函数值(Natural logarithm likelihood, Ln L)、赤池信息准则(Akaike information criterion, AIC)、施瓦茨准则(Schwartz criterion, SC), Ln L 值越大, AIC 和 SC 值越小, 模型拟合效果越好.

4.2 理论模型的空间计量估计

空间自相关性检验结果证明, 我国知识产出存在较强的空间特征. 为了分析空间特征的形成原因, 可考虑对理论模型使用空间计量进行检验和估计. 为了比较, 首先采用 OpenGeoDa 软件对模型(7)和模型(8) 进行普通最小二乘法估计, 结果如表 3 和表 4 所示.

表 3 和表 4 分别表示未考虑和考虑区域异质性情况下不同地理邻近区间与知识溢出关系的 OLS 估计结果. 依据上述表中结果可知, OLS 估计的 R^2_{adj} 分别达到 0.936 1 和 0.958 2, 表明模型具有高拟合优度, 同时, 在未考虑和考虑区域异质性时, 不同地理邻近区间的知识溢出呈现出不同特点. 然而, 由于知识产出的空间自相关估计结果已表明, 我国 31 个省份和直辖市知识产出存在较明显的空间自相关性特征, 因此还需进一步运用空间计量模型进行估计, 并对表 3 和表 4 进行结果分析.

此外, 表 3 中未考虑区域异质性时, Moran 指数检验(Moran's I(error))、两个拉格朗日乘数(LM(lag)、LM

(error))显著性水平分别为 0.006 2, 0.014 8 和 0.087 9; 表 4 中考虑区域异质性时, Moran 指数检验(Moran's I(error))、两个拉格朗日乘数(LM(lag)、LM(error))显著性水平分别为 0.004 6, 0.023 6 和 0.072 7. 这些结果显示经典回归误差的空间自相关性明显, 因此忽视空间自相关性直接采用 OLS 估计会存在一定问题, 还需运用 SLM 或 SEM 模型对知识溢出、地理邻近及区域异质性之间的关系进行验证.

表 3 模型(7)的 OLS 估计结果
Table 3 OLS estimates of the model (7)

参数	系数	标准误差	t 值	p 值
α_{a0}	2.658 3	3.865 4	0.687 7	0.498 5
$\ln K_a$	0.391 5	0.502 9	2.181 9	0.057 2
$\ln L_a$	0.228 1	0.580 9	1.769 7	0.090 0
$\ln d_1 \bar{Q}_a$	0.035 1	0.022 9	1.532 3	0.139 0
$\ln d_2 \bar{Q}_a$	0.400 2	0.190 2	2.104 2	0.046 5
$\ln d_3 \bar{Q}_a$	-0.012 1	0.028 5	-3.074 9	0.010 9
$\ln d_4 \bar{Q}_a$	-1.692 6	0.874 7	-1.934 8	0.065 3
$\ln d_5 \bar{Q}_a$	-0.750 2	0.305 9	-2.452 8	0.022 2
R^2	0.951 0	—	—	—
R^2_{adj}	0.936 1	—	—	—
F	63.831 8	—	—	1.462 9e-013
Ln L	-11.181 1	—	—	—
AIC	38.362 3	—	—	—
SC	49.834 2	—	—	—
空间自相关性检验	MI/DF	统计值	p 值	
Moran's I(error)	0.101 7	2.988 4	0.006 2	
LM(lag)	1	2.208 9	0.014 8	
R-LM(lag)	1	1.840 6	0.040 2	
LM(error)	1	1.284 9	0.087 9	
R-LM(error)	1	0.716 6	0.397 2	

表 4 模型(8)的 OLS 估计结果
Table 4 OLS estimates of the model (8)

参数	系数	标准误差	t 值	p 值
α_{b0}	-2.570 2	3.546 6	-1.724 7	0.477 0
$\ln K_b$	0.408 3	0.458 0	0.891 5	0.383 2
$\ln L_b$	0.287 7	0.562 3	2.011 7	0.054 4
$\ln d_1 \bar{Q}_b$	-0.007 4	0.022 8	-1.326 5	0.087 4
$\ln d_2 \bar{Q}_b$	0.158 0	0.170 9	1.924 4	0.066 3
$\ln d_3 \bar{Q}_b$	0.015 3	0.024 0	2.637 4	0.031 1
$\ln d_4 \bar{Q}_b$	-0.031 9	0.078 6	-2.406 0	0.048 9
$\ln d_5 \bar{Q}_b$	-0.374 8	0.276 6	-1.354 8	0.190 6
$\ln P$	0.903 6	0.3361	2.688 1	0.014 1
$\ln E$	-0.650 0	0.228 7	-2.841 9	0.010 1
$\ln D$	0.385 8	0.254 2	1.5179	0.144 7
R^2	0.972 2	—	—	—
R^2_{adj}	0.958 2	—	—	—
F	69.836 3	—	—	2.528 0e-013
Ln L	-2.433 2	—	—	—
AIC	26.866 4	—	—	—
SC	42.640 3	—	—	—
空间自相关性检验	MI/DF	统计值	p 值	
Moran's I(error)	0.188 3	3.020 2	0.004 6	
LM(lag)	1	2.022 1	0.023 6	
R-LM(lag)	1	1.175 1	0.069 1	
LM(error)	1	1.015 7	0.072 7	
R-LM(error)	1	0.268 7	0.604 2	

对于 SLM 或 SEM 模型的选择, 可依据判别准则进行. 表 3 中 LM(lag) 和 R-LM(lag) 通过了 5% 水平的显著性检验, LM(error) 通过了 10% 水平的显著性检验, R-LM(error) 未能通过 10% 水平的显著性检验. 表 4 中 LM(lag) 通过了 5% 水平的显著性检验, R-LM(lag) 和 LM(error) 通过了 10% 水平的显著性检验, R-LM(error) 未能通过显著性检验. 因此, 初步判断 SLM 更适用于本文研究. 为了进行模型估计结果对比, 本文应用极大似然法(maximum likelihood, ML)对模型进行 SLM 和 SEM 估计, 其参数结果见表 5 和表 6.

4.3 模型估计结果分析

1) 未考虑区域异质性的相关估计结果分析

未考虑区域异质性的相关估计结果如表 5 所示. 通过分析表 5 中 SLM 的估计结果可知, 研发经费投入对知识产出的影响为正且达到 5% 的显著性, 其弹性系数为 0.519 0, 表明前两年的研发经费投入每增加 1%, 则会带来 0.519 0% 的知识产出增加; 研发人员投入的影响为正且达到 5% 的显著性, 其弹性系数为 0.320 1, 表明前两年研发人员投入每增加 1%, 则会带来 0.320 1% 的知识产出增加, 因此研发经费投入对知识产出的贡献相对研发人员投入较大. 与表 3 相比较, OLS 估计的研发经费投入对知识产出的弹性系数仅为 0.391 5, 研发人员投入的弹性系数为 0.228 1, 相对于表 5 中的 SLM 估计结果而言, OLS 忽略了邻近地区前两年研发经费投入与研发人员投入对本地区知识产出的影响, 且估计结果仅通过 10% 的显著性检验, 具有较低的解释意义.

表 5 模型(7)的 SLM 和 SEM 估计结果
Table 5 SLM and SEM estimates of the model (7)

参数	SLM				SEM			
	系数	标准误差	z 值	p 值	系数	标准误差	z 值	p 值
α_{a0}	1.728 5	3.148 8	0.549 0	0.583 0	2.694 2	3.348 9	0.804 5	0.421 1
$\ln K_a$	0.519 0	0.460 5	1.941 2	0.047 1	0.483 5	0.442 3	1.888 7	0.0503
$\ln L_a$	0.320 1	0.540 1	2.092 2	0.036 4	0.338 6	0.513 8	2.021 6	0.043 2
$\ln d_1 \bar{Q}_a$	0.437 9	0.019 2	1.970 7	0.048 8	0.404 8	0.019 9	1.752 9	0.079 6
$\ln d_2 \bar{Q}_a$	0.328 4	0.146 1	2.316 0	0.020 6	0.307 5	0.181 1	2.250 7	0.024 4
$\ln d_3 \bar{Q}_a$	-0.015 9	0.025 4	-0.627 1	0.530 6	-0.001 9	0.0246	-0.076 2	0.939 2
$\ln d_4 \bar{Q}_a$	-0.052 9	0.073 9	-0.715 2	0.474 5	-0.064 9	0.0867	-0.748 3	0.454 3
$\ln d_5 \bar{Q}_a$	-0.540 7	0.245 7	-2.608 1	0.009 1	-0.759 5	0.280 6	-2.706 5	0.006 8
ρ/λ	1.728 5	3.148 8	0.549 0	0.583 0	0.003 1	0.033 5	0.092 5	0.926 3
统计检验	DF	统计值	p 值		DF	统计值	p 值	
R^2	—	0.954 5	—		—	0.951 1	—	
Ln L	—	-10.559 7	—		—	-11.176 8	—	
LR	1	1.242 8	0.264 9		1	1.479 5	0.223 8	
AIC	—	37.119 5	—		—	40.353 5	—	
SC	—	48.591 4	—		—	53.259 4	—	

同时,如表 5 中 SLM 的估计结果所示,不同地理邻近区间内的知识溢出也不同,(100, 300) 和(300, 600) 两个区间内的弹性系数分别为 0.437 9 和 0.328 4,且通过 5 % 的显著性检验,表明当地区之间的地理距离处于这些区间时,其它地区的知识存量对本地区知识产出的影响为正;(600, 900)和(900, 1 200)区间的弹性系数为负,未通过 5 % 的显著性检验;(1 200, 1 500)区间的弹性系数为 -0.540 7,通过了 1 % 的显著性检验,表明当地区之间的地理距离处于这一区间时,其它地区的知识存量对本地区知识产出的影响为负,即尽管存在知识的跨地区溢出效应,但由于“门槛效应”比溢出效应更大,因而其余地区知识存量对本地区知识产出的影响为负^[24]. 与表 3 对比,OLS 估计的五个区间弹性系数符号与 SLM 结果相同,但数值存在较大区别,例如,OLS 估计的(100, 300) 区间弹性系数仅为 0.035 1,远低于 SLM 估计的 0.437 9,而(300, 600) 区间弹性系数为 0.400 2,高于 0.328 4. 此外,两种方法对其它区间的估计结果也有很大差异.

2) 考虑区域异质性的相关估计结果分析

考虑区域异质性的相关估计结果如图 6 所示. 通过分析表 6 中 SLM 的估计结果可知,研发经费和研发人员投入对知识产出的影响为正且达到了 5 % 的显著性,其中研发经费投入的弹性系数为 0.442 1,表明前两年的研发经费投入每增加 1 %,则会带来 0.442 1 % 的知识产出增加;研发人员投入的弹性系数为 0.270 1,表明前两年的研发人员投入每增加 1 %,则会带来 0.270 1 % 的知识产出增加. 与表 4 相比较,OLS 估计的研发人员投入弹性系数为 0.287 7,低于表 6 中的 SLM 估计结果,从而相对忽略了前两年研发人员投入对知识产出的影响. OLS 估计的研发经费投入对知识产出的弹性系数未通过显著性检验,因此其结果不具有解释意义.

同时,表 6 中 SLM 的估计结果显示,(100, 300)和(300, 600)区间的知识溢出弹性系数分别为 1.015 1 和 0.560 1,且通过了 5 % 的显著性检验,表明这一地理区间内其它地区的知识存量对于本地区知识产出的影响为正;(600, 900)和(900, 1 200)区间的弹性系数为正,但未通过 5 % 的显著性检验;(1 200, 1 500) 区间的弹性系数为负,通过了 5 % 的显著性检验,即当地区之间的地理距离落在此区间时,其它地区知识存量对本地区知识产出的影响为负. 将这些结果与表 4 对比时发现,OLS 估计结果与 SLM 估计结果差异较大,

(100, 300)和(900, 1200)两个区间的弹性系数符号并不一致, 其它区间虽然符号一致, 但数值存在较大区别, 例如, OLS 估计的(300, 600)区间弹性系数仅为 0.158 0, 远低于 SLM 估计的 0.5601; 区间(600, 900) 和(900, 1 200)的弹性系数在OLS估计中通过了 5% 的显著性检验, (1 200, 1 500)则未通过显著性检验, 这些结果与 SLM 估计相异。

表 6 模型(8)的 SLM 和 SEM 估计结果
Table 6 SLM and SEM estimates of the model (8)

参数	SLM				SEM			
	系数	标准误差	z 值	p 值	系数	标准误差	z 值	p 值
α_{b0}	-3.006 4	2.686 4	-1.119 1	0.263 1	-1.952 4	2.680 1	-0.728 5	0.466 3
$\ln K_b$	0.442 1	0.352 2	2.767 0	0.023 1	0.393 4	0.406 9	2.181 6	0.037 4
$\ln L_b$	0.270 1	0.430 9	2.026 0	0.044 8	0.297 6	0.332 9	2.031 6	0.044 4
$\ln d_1 \overline{Q}_b$	1.015 1	0.017 6	2.860 3	0.019 6	1.016 2	0.017 2	2.942 0	0.026 2
$\ln d_2 \overline{Q}_b$	0.560 1	0.138 2	2.321 9	0.049 8	0.473 7	0.140 3	2.438 4	0.035 6
$\ln d_3 \overline{Q}_b$	0.022 2	0.018 4	1.203 7	0.228 7	0.022 6	0.0177	1.276 5	0.201 8
$\ln d_4 \overline{Q}_b$	1.108 8	0.064 5	1.320 5	0.186 7	0.055 1	0.064 6	0.852 4	0.394 0
$\ln d_5 \overline{Q}_b$	-0.455 3	0.212 1	-2.147 2	0.031 8	-0.423 9	0.214 6	-1.975 7	0.048 2
$\ln P$	1.108 8	0.273 3	4.056 3	0.000 0	0.935 2	0.251 5	3.718 4	0.000 2
$\ln E$	-0.745 1	0.178 4	-4.175 9	0.000 0	-0.708 3	0.177 6	-3.987 2	0.000 1
$\ln D$	0.376 3	0.191 8	1.961 9	0.049 8	0.406 1	0.185 7	2.187 4	0.028 7
ρ/λ	0.052 0	0.025 7	2.019 0	0.043 5	0.316 2	0.223 1	1.417 6	0.156 3
统计检验	DF	统计值	p 值		DF	统计值	p 值	
R^2	—	0.975 4	—		—	0.973 6	—	
Ln L	—	-0.498 8	—		—	-1.953 5	—	
LR	1	3.868 9	0.049 2		1	0.959 5	0.327 3	
AIC	—	24.997 6	—		—	25.907 0	—	
SC	—	42.205 4	—		—	41.680 8	—	

此外, 表 6 中 SLM 的估计结果显示, 区域科技支持政策(弹性系数为 1.108 8)和经济发展水平(弹性系数为 0.376 3)对知识产出具有正向促进作用, 即当区域科技支持政策越强或经济发展水平越高, 越能促进知识产出, 而资源禀赋对知识产出具有负向作用(弹性系数为 -0.745 1), 可能在于资源禀赋的区域异质性使得邻近地区产生虹吸效应, 会吸引较多知识型人才的流入, 导致本地区知识产出减少。

3) 未考虑和考虑区域异质性的对比分析

通过对比分析表 5 和表 6 中的 SLM 估计结果可发现, 在未考虑区域异质性时, 前两年研发经费投入和研发人员投入对知识产出的影响高于考虑区域异质性时的影响, 原因可能在于未考虑区域异质性时, 估计过程忽略了区域间由于区域科技支持政策、资源禀赋、经济发展水平等差异而产生的知识溢出, 或者将由于区域异质性的存在而产生的知识溢出纳入了研发经费投入和研发人员投入的估计结果中, 从而出现估计的偏误。

此外, 表 6 与表 5 中(600, 900)和(900, 1 200)区间的弹性系数均未通过显著性检验, 因此不具有解释意义。其它区间的弹性系数符号一致, 但数据存在差异, 考虑区域异质性时的弹性系数要相对大于未考虑区域异质性的弹性系数, 因而将区域间视为同质性, 会在估计中弱化不同地理范围内区域间的知识溢出效果, 即考虑区域科技支持政策、资源禀赋、经济发展水平等区域异质性时, 区域异质性会成为促进邻近地区之间知识溢出的重要因素。

5 结束语

地理邻近对于区域间知识溢出具有深刻影响,但由于我国不同地区科技支持政策、资源禀赋、经济发展水平等具有差异,因此在研究地理邻近与知识溢出关系时,纳入区域异质性变量尤为重要。基于此,本文应用空间计量经济学理论,对我国31个省份和直辖市知识产出的空间相关性进行分析,并对未考虑区域异质性和考虑区域异质性情况下知识溢出与地理邻近关系进行估计。估计结果显示,知识产出具有明显的空间相关性,在地理空间上存在集聚现象,在时间上体现出迁移特点。同时,区域异质性在不同地理区间具有不同作用,成为影响邻近地区知识溢出的重要因素。此外,研发经费投入、研发人员投入、科技支持政策和经济发展水平对知识产出具有正向作用,有助于促进地区间知识溢出,但资源禀赋的影响为负。

本文的研究结果对促进地区间知识溢出具有一定的指导意义。第一,各地区内除增加内部研发经费投入和研发人员投入外,还应强化与邻近地区的知识交流,形成跨区域知识创新系统,并通过系统内部与系统之间的研发合作与技术模仿等方式,促进区域间知识溢出的多维传导^[39,40]。第二,根据各区域经济发展水平、资源禀赋特征制定差异化的地区科技支持政策,以缓解各区域知识产出能力差别较大的突出问题。例如东部地区应积极鼓励通过知识网络方式进行知识扩散与转移,充分发挥对邻近地区及中西部地区的知识产出梯度带动作用;中西部地区应加大对知识创新主体的财政补贴,提升现有创新资源配置效率,并建立有利于知识溢出与产出的机制与环境,为承接与转化来自其它地区的溢出知识形成完善的输入通道。

参考文献:

- [1] 饶扬德,李福刚.地理邻近性与创新:区域知识流动与集体学习视角.中国科技论坛,2006(6):20-24.
Rao Y D, Li F G. Geographical proximity and innovation: Regional perspective of knowledge flows and collective learning. Forum on Science and Technology in China, 2006(6): 20-24. (in Chinese)
- [2] Hood N, Vahlne J E. Strategies in global competition. // Pavitt K. International Patterns of Technological Accumulation. New York: Routledge, 1988: 126-157.
- [3] Abramovsky L, Simpson H. Geographic proximity and firm-university innovation linkages: Evidence from Great Britain. Journal of Economic Geography, 2011, 11(6): 949-977.
- [4] Anselin L, Varga A, Acs Z. Geographical spillovers and university research: A spatial econometric perspective. Growth and Change, 2000, 31(4): 501-515.
- [5] Jaffe A B, Trajtenberg M, Henderson R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 577-598.
- [6] Funke M, Niebuhr A. Spatial R&D Spillovers and Economic Growth: Evidence from West Germany. Hamburg: Hamburg Institute of International Economics, 2000: 1-28.
- [7] Bottazzi L, Peri G. Innovation and spillovers in regions: Evidence from European patent data. European Economic Review, 2003, 47(4): 687-710.
- [8] Woodward D, Figueiredo O, Guimaraes P. Beyond the Silicon Valley: University R&D and high-technology location. Journal of Urban Economics, 2006, 60(1): 15-32.
- [9] 李琳,吴越.地理邻近,网络位置对产学研联盟合作创新的影响.中国科技论坛,2014(9):75-78.
Li L, Wu Y. Effect of geographical proximity, network position in industry-university alliance cooperative innovation. Forum on Science and Technology in China, 2014(9): 75-78. (in Chinese)
- [10] Brakman S, Garretsen H, Gigengack R, et al. Negative feedbacks in the economy and industrial location. Journal of Regional Science, 1996, 36(4): 631-651.
- [11] Maskell P, Malmberg A. Localised learning and industrial competitiveness. Cambridge Journal of Economics, 1999, 23(2): 167-185.
- [12] Sedgley N, Elmslie B. Agglomeration and congestion in the economics of ideas and technological change. American Journal of Economics and Sociology, 2001, 60(1): 101-121.
- [13] Sornn-Friese H, Simoni Sørensen J. Linkage lock-in and regional economic development: The case of the øresund medi-tech plastics industry. Entrepreneurship & Regional Development, 2005, 17(4): 267-291.

- [14] Boschma R. Proximity and innovation: A critical assessment. *Regional Studies*, 2005, 39(1): 61–74.
- [15] Callois J M. The two sides of proximity in industrial clusters: The trade-off between process and product innovation. *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(1): 146–162.
- [16] Carrincazeaux C, Lung Y, Vicente J. The scientific trajectory of the French school of proximity: Interaction- and institution-based approaches to regional innovation systems. *European Planning Studies*, 2008, 16(5): 617–628.
- [17] Thompson P, Fox-Kean M. Patent citations and the geography of knowledge spillovers: A reassessment. *American Economic Review*, 2005: 450–460.
- [18] 李琳, 熊雪梅. 产业集群生命周期视角下的地理邻近对集群创新的动态影响: 基于对我国汽车产业集群的实证. *地理研究*, 2012, 31(11): 2017–2029.
Li L, Xiong X M. Dynamic effect of geographic proximity on cluster innovation in perspective of industrial cluster's life cycle: A case study of Chinese automobile industry. *Geographical Research*, 2012, 31(11): 2017–2029. (in Chinese)
- [19] 吕国庆, 曾刚, 顾娜娜. 基于地理邻近与社会邻近的创新网络动态演化分析: 以我国装备制造业为例. *中国软科学*, 2014(5): 97–106.
Lv G Q, Zeng G, Gu N N. Dynamic evolution of innovation network in China's equipment manufacturing industry: Geographic proximity versus social proximity. *China Soft Science*, 2014(5): 97–106. (in Chinese)
- [20] 常红锦, 杨有振. 地理临近性与企业创新绩效. *中国科技论坛*, 2015(6): 106–111.
Chang H J, Yang Y Z. Geographic proximity and innovation performance. *Forum on Science and Technology in China*, 2015(6): 106–111. (in Chinese)
- [21] 党兴华, 常红锦. 网络位置, 地理临近性与企业创新绩效: 一个交互效应模型. *科研管理*, 2013, 34(3): 7–30.
Dang X H, Chang H J. Network position, geographical proximity, and innovation performance: An interactive effect model. *Science Research Management*, 2013, 34(3): 7–30. (in Chinese)
- [22] 蔡昉, 王美艳, 曲玥. 中国工业重新配置与劳动力流动趋势. *中国工业经济*, 2009 (8): 5–16.
Cai F, Wang M Y, Qu Y. Industrial and labor relocations among Chinese regions. *China Industrial Economics*, 2009 (8): 5–16. (in Chinese)
- [23] 孙建, 齐建国. 中国区域知识溢出空间距离研究. *科学学研究*, 2011, 29(11): 1643–1650.
Sun J, Qi J G. The study of spatial distance of knowledge spillover in Chinese regions. *Studies in Science of Science*, 2011, 29(11): 1643–1650. (in Chinese)
- [24] 李志宏, 王娜, 马倩. 基于空间计量的区域间创新行为知识溢出分析. *科研管理*, 2013, 34(6): 9–16.
Li Z H, Wang N, Ma Q. Knowledge spillovers analysis on interregional innovative behaviors based on spatial measurement. *Science Research Management*, 2013, 34(6): 9–16. (in Chinese)
- [25] Griliches Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth. *The Bell Journal of Economics*, 1979, 10(1): 92–116.
- [26] 赵建吉, 曾刚. 创新的空间测度: 数据与指标. *经济地理*, 2009, 29(8): 1250–1255.
Zhao J J, Zeng G. Spatial measurement of innovation: Data and indicator. *Economic Geography*, 2009, 29(8): 1250–1255. (in Chinese)
- [27] Goto A, Suzuki K. R&D capital, rate of return on R&D investment and spillover of R&D in Japanese manufacturing industries. *The Review of Economics and Statistics*, 1989(4): 555–564.
- [28] 彭建平, 李永苍. FDI 存量, R&D 存量与自主创新: 基于省际动态面板 GMM 估计的实证研究. *经济经纬*, 2014, 31(1): 79–83.
Peng J P, Li Y C. FDI stock, R&D stock and self-dependent innovation: A dynamic panel GMM analysis of provincial data. *Economic Survey*, 2014, 31(1): 79–83. (in Chinese)
- [29] 吴延兵. R&D 存量, 知识函数与生产效率. *经济学(季刊)*, 2006, 5(3): 1129–1156.
Wu Y B. R&D Stock, knowledge function and productive efficiency. *China Economic Quarterly*, 2006, 5(3): 1129–1156. (in Chinese)
- [30] 文雁兵. 区域异质性视角下中国地方政府行为选择及演变. *中国人口科学*, 2014(3): 66–76.
Wen Y B. Under the regional heterogeneity of Chinese local government perspective evolution and behavior choice. *Chinese Journal of Population Science*, 2014(3): 66–76. (in Chinese)
- [31] 于明超, 申俊喜. 区域异质性与创新效率: 基于随机前沿模型的分析. *中国软科学*, 2010(11): 182–192.
Yu M C, Jia J X. Regional heterogeneity and innovation efficiency: An empirical research based on stochastic frontier model. *China Soft Science*, 2010(11): 182–192. (in Chinese)

- [32] 黄 奇, 苗建军, 张菁菁, 等. 基于区域异质性的中国工业企业创新效率. 系统工程, 2014, 32(7): 20–26.
Huang Q, Miao J J, Zhang J J, et al. Innovation efficiency of Chinese industrial enterprises based on regional heterogeneity. Systems Engineering, 2014, 32(7): 20–26. (in Chinese)
- [33] 沈 能, 王群伟. 考虑异质性技术的环境效率评价及空间效应. 管理工程学报, 2015, 29(1): 162–168.
Shen N, Wang Q W. Environmental efficiency evaluation and spatial effect taking account of technology heterogeneity. Journal of Industrial Engineering Management, 2015, 29(1): 162–168. (in Chinese)
- [34] 赵丙奇, 李玉举. 30个省市经济增长的资源禀赋状况研究. 财经科学, 2006(2): 99–106.
Zhao B Q, Li Y J. Research on resources endowment of economic growth of 30 provinces and municipals. Finance and Science, 2006(2): 99–106. (in Chinese)
- [35] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models. New York: Springer Science & Business Media, 2013: 7–14.
- [36] Anselin L. Local indicators of spatial association: LISA. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93–115.
- [37] 李子奈, 叶阿忠. 高级应用计量经济学. 北京: 清华大学出版社, 2012: 234–251.
Li Z N, Ye A Z. Advanced Applied Econometrics. Beijing: Tsinghua University Press, 2012: 234–251. (in Chinese)
- [38] 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. 数量经济技术经济研究, 2006(5): 74–85, 130.
Wu Y M. A spatial econometric model and its application to research & development and regional innovation. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2006(5): 74–85, 130. (in Chinese)
- [39] 李婉红. 排污费制度驱动绿色技术创新的空间计量检验: 以 29 个省域制造业为例. 科研管理, 2015, 36(6): 1–9.
Li W H. Spatial econometrics test of pollutant discharge system's driving on green technological innovation by: Taking 29 provinces and regions' manufacturing industries as examples. Science Research Management, 2015, 36(6): 1–9. (in Chinese)
- [40] 周 文, 陈 伟, 郎益夫. 集群创新网络知识动态增长研究: 基于过程视角. 系统工程学报, 2015, 30(4): 431–441.
Zhou W, Chen W, Lang Y F. Knowledge dynamic growth in the innovation network of industrial cluster: Based on process perspective. Journal of Systems Engineering, 2015, 30(4): 431–441. (in Chinese)

作者简介:

杨贵彬(1975—), 男, 黑龙江哈尔滨人, 博士, 硕士生导师, 研究方向: 知识管理, 国防经济管理, Email: yangguibin1975@163.com;

李婉红(1978—), 女, 陕西大荔人, 博士, 硕士生导师, 研究方向: 环境资源经济学, 环境规制与绿色技术创新, Email: liwanhong@hrbeu.edu.cn.