

空间权重矩阵选择对长三角区域创新空间集聚测度结果的影响研究

黄 飞,曹文明^①

(湖南工学院 经济与管理学院,湖南 衡阳 421002)

[摘 要] 从社会经济与地理特征两方面构建6个空间权重矩阵,以2003-2013年的创新投入产出数据为样本,研究长三角区域创新空间集聚。Moran指数显示区域创新有明显的正空间相关性,且相关程度在增强;实证表明长三角区域创新集聚拟合为个体随机效应的SEM模型更合适;空间权重矩阵的变化,在Moran指数、LM检验以及空间模型对长三角的区域创新集聚的判定方面并无本质影响,但在空间相关程度强弱方面有显著性影响。

[关键词] 区域创新; 空间权重; 空间集聚; 长三角区域

[中图分类号] F224 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-0755(2017)04-0051-07

空间计量分析^[1]是计量分析研究的一个子领域,主要处理数据中因空间相关性和空间异质性所致应用问题,经Anselin^[2]、Baltiga^[3]、Lee^[4]、Elhorst^[5]等人不断完善,已形成完整的框架体系,且应用非常广泛。如吴玉鸣^[6]对首都区域创新分析、李婧^[7-8]对中国区域创新活动的空间集聚现象考察、蒋天颖^[9]分析我国区域创新水平差异、吴建楠^[10]研究南京市服务业的空间集聚特征、程叶青^[11]从时空动态角度分析中国区域创新,丛海彬^[12]分析了浙江省区域创新平台空间分布,等等。

空间计量经济学认为一个地区上的某种经济地理现象或属性与“邻近”地区同一现象或属性是相关的,这里的“邻近”不仅是地理空间上的相邻,还可以是经济或者社会关系相近,通常是构建空间权重矩阵表示空间各单元之间的相互依赖性与关联程度,其是进行空间计量分析的前提和基础。相关文献都采用距离对空间单元进行量化,最常用有空间距离和经济距离。空间距离主要有相邻距离、负指数距离、倒数距离以及经纬距离等。Kooijman^[13]提出最大化Moran指数,Meen利用第一阶段回归的残差,Holloway^[14]提出使用贝叶斯边际似然函数法,而Kostov^[15]利用CWB方法来选择空间权重矩阵,等

等。实际中如果仅用空间距离来描述空间单元的相互依赖关系就显得不足,王红亮^[16]实证发现空间权重矩阵影响空间自相关;黄飞^[17]发现空间权重矩阵影响Moran指数的判断,并提出函数距离空间权重矩阵 $W = W_d \cdot W_e$ ^[18];张嘉为^[19]提出了协动空间权重矩阵,林光平^[20]用不同地区的实际人均收入水平均值差作为经济距离构建经济距离空间权重矩阵,李婧^[8]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,等等。可见,在空间计量分析时,合理正确的选用空间权重矩阵至关重要。然而,现有文献都假定空间权重矩阵是外生的,并且以Rook、Bishop和Queen相邻的网格空间权重矩阵为主,但在实证中多采用以地理距离、经济距离、社会特征为标准构建空间权重矩阵,形式多样,且选取随意,这对空间相关分析结论提出重大挑战;空间权重的选取会影响到实证中统计量的检验效果?

此外,作为经济增长的内在动力与源泉,区域创新已成为目前学术界十分关注的研究领域;以上海为龙头、江浙为两翼的长江三角地区,不仅是中国第一区域经济板块,还是全国创新活动的高地,而且呈现出空间集聚。因此,本文假定“长三角的区域创新系统”为一个投入产出的生产过程,用技术进步

[收稿日期] 2017-02-27

[基金项目] 湖南省哲学社会科学基金项目“湖南省低碳农业发展模式评价及对策研究”资助(编号:15YBA119);湖南省教育厅优秀青年项目“湖南省农业生产性服务业发展模式、评价及溢出效应研究”资助(编号:83);衡阳市社科基金一般项目“衡阳市现代服务业发展水平的综合评价及对策研究”资助(编号:2015C002)

[作者简介] 黄飞(1980-),男,湖南衡南人,湖南工学院经济与管理学院副教授,博士。

^①湖南工学院经济与管理学院高级经济师。

非中性和可变替代弹性的超越对数生产函数模型进行模拟,在充分考虑到空间因素影响下,建立基于超越对数生产函数的静态空间面板计量模型,并以长三角 25 个地区^①的 2003-2013 年的区域创新投入产出数据为样本,从社会经济与地理特征两方面构建 4 类 6 个空间权重矩阵,以分析长三角区域创新的空间集聚现象,以及是否随空间权重矩阵变化而变化。

一 模型及变量

(一) 空间面板计量模型^②

空间截面计量模型分为空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM),具体如下:

$$\text{SAR: } y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\text{SEM: } y = X \beta + u, \quad u = \lambda W u + \varepsilon$$

其中, y 为 $N \times 1$ 的因变量, X 为 $N \times K$ 的自变量, W 为 $N \times N$ 空间权重矩阵, $W y$ 为空间滞后因变量(SAR), $W u$ 为滞后误差项(SEM), $\rho(\lambda)$ 为空间自回归系数, β 为 $K \times 1$ 的回归系数, 随机项 $\varepsilon \sim iidN(0, \sigma^2)$ 。将上述空间截面计量模型扩充到面板数据模型, 设有 N 个空间单元、时期为 T 的空间面板计量模型为:

$$\text{SAR 模型: } Y = \rho(I_T \otimes W)Y + X\beta + (I_T \otimes I_N)\mu + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{SEM 模型: } Y = X\beta + (I_T \otimes I_N)\mu + u, \quad u = (I_T \otimes B^{-1})\varepsilon \quad (2)$$

其中, $Y = (y_1', \dots, y_T')'$, $y_t = (y_{t1}, \dots, y_{tN})'$ 表示创新产出量; $X = (x_1', \dots, x_T')'$ 表示创新投入变量, $x_t = (x_{t1}, \dots, x_{tN})'$, x_{it} 为 $1 \times K$ 的时变外生解释向量, K 为外生解释变量个数, β 为解释变量系数; 随机干扰项 $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2 I_N)$, I_N 为 N 阶单位矩阵, $B = I_N - \lambda W$ (可逆), W 为非负的空间权重矩阵, ρ 为空间自相关系数, λ 为空间误差相关系数。“ $\otimes$ ”为 Kronecker 内积, “ I_N ”表示元素全为 1 的 N 维向量, I_N 为单位矩阵。当 $\rho = \lambda = 0$ 时, 模型为非空间面板计量模型, 若 μ 随机(固定), 且与随机干扰项(ε)相互独立, 称为随机(固定)效应的非空间面板模型。

(二) 创新投入产出变量

区域创新系统就是把创新投入要素转化为创新产出的经济系统, 创新投入主要包括资金投入和人力资源投入^[21]。相关文献基本上从资本和劳动力两个角度来衡量创新投入变量, 即采用 R&D 资金和 R&D 人力资源投入作为创新活动的投入变量。本文借鉴以往研究采用 R&D 经费支出指标和 R&D 人员全时当量指标作为创新投入变量。

关于创新产出指标的衡量主要有专利、新产品开发项目数^[22]、新产品销售收入^[23]、技术市场成交额等。用专利衡量创新产出存在着诸多不足: 专利质量不同(专利又有 3 种形式: 发明专利、实用新型和外观设计)、一些发明也不申请专利以及不能完全反映创新的全部成果等, 因此学界一直质疑, 但其具有独占性、实用性和创新性的成果, 而且专利的数量多少与质量好坏, 能较全面地反映各地区创新信息, 从而显示出一个地区的自主创新能力与成果的发展水平; 与研发的其他形式成果相比, 专利较接近创新的商业应用, 在技术上更成熟、应用性更强。因此, 由于未能找到更好的替代指标, 目前研究中专利依然被广泛采用作为创新产出的主要考核指标。此外, 发明专利因技术含量高, 且能更加客观地反映出一个地区原始创新能力与科技综合实力, 成为了首选。基于合理性, 本文选取发明专利授权量作为创新产出衡量指标(统计见表 1), 而其它两种专利由于其技术含量相对而言比较低, 暂不考虑。

表 1 创新投入产出变量和数据处理^③

变量	名称 (符合)	衡量指标 (单位)	构建方法
创新投入	资金投入 (jf)	R&D 经费支出 (亿元)	报告年内研究与开发机构、大中型工业企业与高等学校 R&D 经费内部支出总和
	人员投入 (ry)	R&D 全时人员 (万人年)	R&D 全时人员数加非全时人员按工作量折算成全时人员数的总和
产出	专利(zl)	发明专利量(项)	发明专利的授权量

(三) 投入产出变量数据的处理^④

由于 R&D 人员全时当量是一项显性指标, 而 R&D 经费支出是一项流量指标, 对创新活动的影响不仅反映在当期, 还对以后若干期也具有重要影响, 于是, 许多学者等采用 R&D 资本存量作为研发经费投入变量。R&D 资本存量虽然体现 R&D 经费使用的时间滞后性, 有一定的科学性和合理性, 但由于创新产出—发明专利授权量—也存在时间滞后性, 其影响并没在模型中得到体现, 就会产生量纲不统一, 从而显得不够完美, 事实上, 专利从申请到授权的时间差, 引起很多学者的注意, 吴延兵等在研究中也进行了说明, 并建立了专利的滞后模型, 发现效果更好。为此, 本文采用变量的 3 年移动平均数, 这是因为移动平均数既能体现系统总体的长期变化趋势, 又考虑到观察值的时间滞后性, 不仅解决了变量间

时间滞后的矛盾性,而且在一定程度上平滑了观察值可能出现的短期波动影响,降低了测量误差。

二 空间权重矩阵变量

从长三角25个地区的地理特征和社会特征,以邻接距离、地理距离、经济距离和函数距离为标准共构建了4类6个空间权重矩阵,具体如下:

邻接标准空间权重矩阵。地理学第一定律认为:距离越大则空间相关程度越低,反之越高,区域创新集聚也不例外,因此选择Rook相邻的空间权重矩阵,记为 $W_1=(w_{ij})$,如果两地相邻有 $w_{ij}=1$,否则 $w_{ij}=0$ 。

经纬度距离空间权重矩阵。空间邻接标准认为空间对象之间的联系仅仅取决于二者之间是否相邻,即只要二者相邻,不同空间对象之间的影响强度是相同的,这在区域创新研究中是不符合客观事实的。再者,不相邻的空间单元也可能存在很强的联系,基于这样的事实,下面将以两地级市城市的经纬度距离的平方的倒数构成的空间权重矩阵(记为 $W_2, w_{ij}=1/d_{ij}^2, d_{ij}$ 表示 i, j 两地级市城市的经纬度距离),这恰恰是对邻接标准的修正。

经济距离空间权重矩阵。相关研究发现仅仅用事物之间的地理位置反映出的区域创新活动的空间联系及其强度也是相对粗糙的,过于简单,且不能完全体现各单元经济上的相互影响。再者,区域创新作为一项系统性的经济活动,受到多种因素(如:物资资源水平、人力资源水平等因素)的综合影响,因此,借鉴文献构建经济距离空间权重矩阵,分别称为物质资本存量空间权重矩阵(W_3)和人力资本存量空间权重矩阵(W_4)。定义为

$$W_3 \text{ or } (W_4) = W_2 * D_w \quad (3)$$

其中, W_2 为各地区的地理经纬度距离空间权重矩阵,且行标准化,“*”表示矩阵乘法运算, D_w 为一对角矩阵,

$$D_w = \begin{bmatrix} \overline{Y_1}/\overline{Y} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \overline{Y_2}/\overline{Y} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \overline{Y_N}/\overline{Y} \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中, $\overline{Y} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{it}/NT$ 为考察期内总体均值, $\overline{Y_i} = \sum_{t=1}^T Y_{it}/T$ 表示第 i 个单元在考察期内的均值, Y_{it} 为第 i 个空间单元在第 t 时期的物质资本存量。关于物质资本存量的衡量(Y_{it}),本文采用全社会实际固定资产投资额来核算物质资本存量(人力资本存量)。

函数距离空间权重。经济距离空间权重矩阵,既考虑到地理信息,也考虑到经济信息,还突出了两个单元之间相互影响是不对称的,但还不够完美,这是因为,经济距离(W_3, W_4)仅仅是重新再分配一个完全相同权重来修正地理权重矩阵。但随时间变化,地区间地理距离虽然固定,但其他因素(如交通越来越发达、经济要素)会不断的变化,阻碍地区间知识与技术扩散的地理距离的影响会慢慢减弱,两地区的相互联系也会随之变化,如果单纯地给每个单元重新分配一个完全相同的权数来表示两个单元之间的相互关系的变化也会显得过于不足;再者,各单元之间的相互关系应该由很多方面构成,包括地理、经济和文化等多方面因素,如果仅考虑某方面,无疑是片面的。所以本文尝试定义新的空间权重矩阵, $W=f(W_d, W_e, W_\xi)$,为一个关于 W_d, W_e 和 W_ξ 的函数,其中 W_d 为地理距离空间权重矩阵, W_e 为经济距离空间权重矩阵, W_ξ 为包括不由 W_d 与 W_e 能解释一切其他因素构成的空间权重矩阵,比如:文化、环境、政治等方面的因素,设函数

$$W = f(W_d, W_e, W_\xi) = W_d \circ W_e$$

其中, $W_\xi=0$,“ $\circ$ ”表示矩阵的点积(即对应元素相乘),函数距离空间权重的本质是对 W_d 中每一行重新分配一个不同的权重 W_e ,这个权重受经济要素的影响。取 $W_d=W_2, W_e$ 分别为 D_w 和 D_r 得新权重矩阵分别记 W_5 和 W_6 ,分别称为物质资本存量和人力资本存量的函数距离空间权重矩阵。

三 空间计量分析

(一) Moran 指数分析

由图1可知,在各权重矩阵下:(1)R&D经费和R&D人员的Moran指数值都大于0,最大值接近0.35,这表明长三角区域创新在空间上并非随机分布,而是存在空间正相关,即一个地区的创新活动受到其他与之有相近空间特征的地区创新活动的影响;(2)Moran指数曲线有微弱的递增的趋势,表明区域创新空间集聚程度越来越强。这原因可能是:随着时间推移,各地区政府逐渐意识到人才对“创新”的重要性,在加大创新经费的投入的同时,也会加大“创新人员”的引进,从而使得研发人员的空间自相关性更明显。(3)Moran指数曲线间差距非常大, W_5 和 W_6 下的Moran曲线远远高于其他,这表明区域创新集聚的空间相关受区域内“空间结构”不同选取有较明显的影响,地理特征对区域创新集聚影响显著,社会特征的影响也不容忽视,暗示了人力资本存量和物资资本存量选取是合理的,而且它们

不同的组合方式也要慎重考虑。总之, Moran 指数显示长三角区域创新空间集聚, 空间权重的选择虽能影响 Moran 指数值, 但对其判定结果影响轻微; 再

者由于 Moran 指数缺乏相应的置信度, 无法确定空间模型类别, 以至于长三角区域创新空间集聚的内部特征没办法进一步解释。

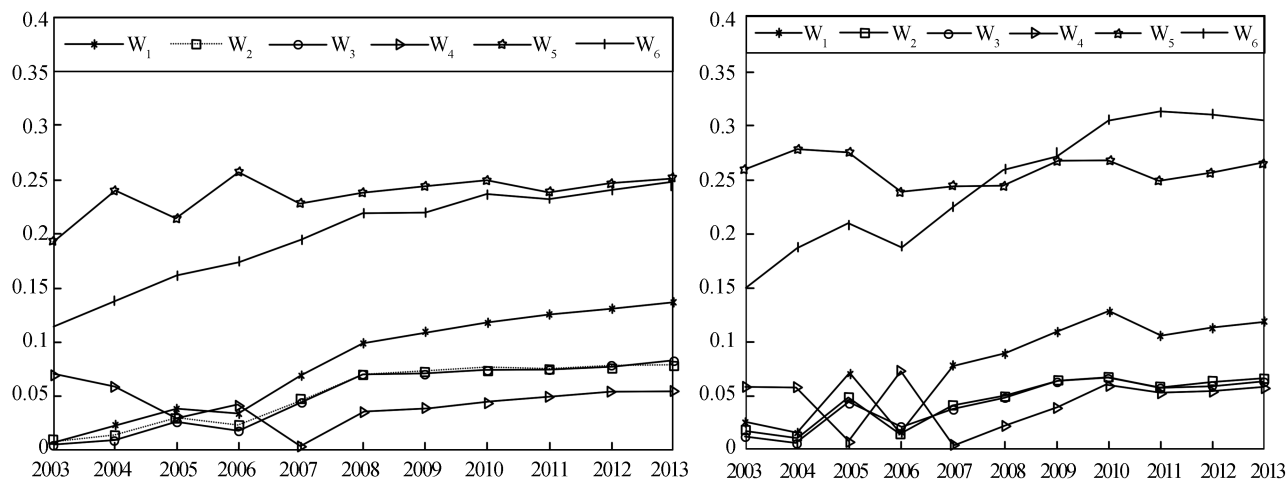


图1 2003-2013 年长三角区域创新投入经费(左图)和人员的 Moran 指数值(右图)

(二) 空间模型设定分析

首先用协变分析检验^[25] 检验数据变量是变系数、变截距或齐性参数模型, 即检验创新集聚是否受到个体效应影响(结果见表2)。由表4可知长三角的区域创新并非齐差性, 而受到横截面单元个体的影响。然后采用空间 Hausman 检验^[25] 模型个体效应是随机的或固定的(结果见表3)。由表3可知, 不管是拟合 SAR 还是 SEM 模型, 在每个空间权重下都显示个体随机效应较合适, 即长三角区域创新集聚受到横截面单元个体随机效应影响显著。最后用 LM 检验长三角区域创新生产过程的空效应类别, 即检测其为空间滞后相关或空间误差相关。由表4可知, 当个体随机效应时, 发现所有的 LM 检验^[25] 都通过显著检

验, 空间权重的选择对其影响不大, 即长三角区域创新集聚拟合为 SAR 或者 SEM 都可以, 但因 R_{LM_λ} 远大于 R_{LM_ρ} , 表明拟合为 SEM 更合适, 这与孙的结论一致。同时发现, 空间权重的选择虽能影响 LM 检验值, 但对其判定结果影响轻微。

表2 协变分析检验结果⁵⁾

样本统计量(F_1)	样本统计量(F_2)
0.9937	1.9374***

表3 空间 Hausman 检验结果⁶⁾

空间权重	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6
SAR	0.1527***	0.3707***	0.0435***	0.0606***	0.0699***	0.0511***
SEM	0.0473***	0.0347***	0.0090***	0.0264***	0.0271***	0.0333***

表4 LM 检验^[25] 结果⁷⁾⁸⁾

空间权重	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6
LM_ρ	34.71***	45.56***	45.59***	43.03***	39.72***	42.74***
	6.884***	7.472***	7.202***	5.041***	7.848***	7.539***
LM_λ	14.82***	10.66***	10.36***	6.578***	1.586	13.09***
	22.87***	20.37***	19.92***	12.08***	6.088***	21.53***
R_{LM_ρ}	19.88***	35.60***	35.99***	37.87***	49.25***	31.42***
	2.517	3.957**	3.849**	3.245*	5.442***	3.024*
R_{LM_λ}	0.002	0.693	0.768	1.418	11.11***	1.795
	18.50***	16.86***	16.56***	10.29***	3.682*	17.02***

(三) 空间模型拟合结果分析

选取变量数据在 6 个空间权重矩阵下, 拟合 SAR 和 SEM 模型, 采用 ML 估计, 共得 24 个估计结

果(见表5)。由表5可知, 各模型的 $\bar{R}^2$ 都较高(大于0.95), 且相差非常小; 在每个空间权重下, 空间相关系数虽都通过了显著性检验, 但其数值大小随空

间模型不同而变化,同等条件下有 λ 大于 ρ ,且在SAR模型中固定效应高于随机效应(如图2);事实上,较高的 λ 显示出长三角区域创新有较强的空间相互影响和依赖性,创新活动呈现出空间集聚现象;较低的 ρ 显示了长三角创新生产活动的区域扩散强度还相当有限,还具有进一步提升空间。这表明空间权重的变化虽不影响数据变量在模型中空间相关性的体现,但会随空间模型的不同而使表现出来的空间相关程度有所变化。

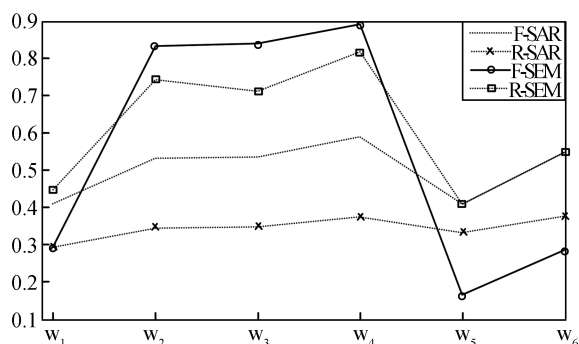


图2 个体随机效应下模型SEM和模型SAR的空间相关系数

同时个体效应系数(φ)通过随机显著性检验,变量系数(β_i)在固定效应模型中几乎都没有通过检验,虽在随机效应模型中有所改善,但在 R_SAR 中表现仍然较差,这表明数据拟合个体固定效应和SAR都不合适。下面主要分析模型 R_SEM ,由图2可知, R_SEM 模型中空间系数随空间权重的变化是一条波动的、非水平的曲线,且波动幅度较大,最大值为0.82,最小为0.4,相差0.42,这显示空间权重与长三角区域创新空间相关程度的强弱性有密切联系,进一步说明进行区域创新空间计量分析时,构建合理的空间权重是非常重要的。

相关文献表明,如果地理位置相邻,两地区的知识(特别是隐性知识)和技术的传播与溢出相对容易、方便,从而使得创新活动也就受到相邻地区的创新活动的影响,区域创新空间集聚形成。而 $\lambda_1 < \lambda_2$ (λ_3 表示空间权重矩阵 W_1 下的空间相关系数),表示以“地理距离”比以“地理邻接”为权重表现出更强的空间相关性,这可能是因为知识传播与溢出不仅仅局限于地理位置相邻区域,不相邻地区的创新活动也会存在相互影响和辐射,这是毋庸置疑的(比如上海的创新会对南京有一定的辐射),但传播与溢出在一定程度上受制于地理位置,并随着空间地理距离的增大而衰退。

经济发展水平、人力资源水平相近的地区的创

新活动联系也相对密切,特别是处在经济水平相对较高的地区(比如上海及省会城市等),由于拥有较好的经济环境,吸引了大量人才流入,同时还通过各类学术交流,这就更能够促进先进技术的溢出,也形成创新产出的集聚。 λ_3 (0.712)和 λ_4 (0.815)较大且显著为正表明经济发展水平相近地区间的创新行为具有较强的互补与依赖性。经济发展水平较高地区,一方面会促使科学技术的不断提高,从而提升了本区域的创新能力;另一方面,由于区域内本身良性的经济发展趋势能吸引到区域外部更多的创新资源(包括人力资源和物质资源)的不断涌入,这对提高本区域内的创新能力又起到较强的促进作用,大大改善了发达地区引进先进技术的承接和吸收能力,从而更进一步促进了本地区经济的发展。两方面的原因促进经济水平较高的地区逐步形成了创新产出的相对密集带,并进一步拉大了与经济发展水平较低地区之间的差距。

空间权重 W_3 与 W_5 (W_4 与 W_6)都是选择地理权重与物质资本权重(人力资本权重)重新构建的权重,而构建方式不同,前者是对每个单元分配相同权重,后者是对每个单元分配不同的权重,但发现 $\lambda_3 < \lambda_5$ ($\lambda_6 < \lambda_4$),这表明在将影响创新产出的重要因素同地理权重重新结合为新的权重时,分配方式非常重要,即空间权重在选定的因素相同时,构建方式不同,对空间相关性强弱的体现也会不同。

四 研究结论

综上所述,在对长三角的区域创新集聚现象研究时发现:Moran指数显示区域创新不仅有明显的正空间相关性,而且相关程度在递增;空间Hausman检验、LM检验以及空间计量模型实证发现:长三角区域创新集聚拟合为个体随机效应的SEM模型更合适;空间权重矩阵的变化,在Moran指数、LM检验以及空间模型对长三角的区域创新集聚的判定方面无本质影响,但对空间相关程度有显著影响。还发现使用地理距离权重矩阵比地理邻接权重更能够准确且客观地反映区域创新活动的空间相关性;仅从地理角度来表示区域创新活动的空间相关特征是不科学的,因为一个地区的创新生产活动还依赖于其他地区,并不仅仅因为两者在地理位置上相互邻近或者邻接,还依赖于两者的物质资源水平、人力资源水平等,将影响创新产出的多种主要因素合成构建空间权重更合适,同时还要慎重选择构建的方式。因此加快地区经济建设与人才培养,对区域创新建设有着重要的意义。

表 5 数据在空间权重下拟合 4 个空间模型的估计结果^⑨

空间权重	W_1				W_2			
空间模型	F_SAR	R_SAR	F_SEM	R_SEM	F_SAR	R_SAR	F_SEM	R_SEM
参数	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值
$\ln ry$	0.3554	-0.0207	0.2969	-0.4580***	0.3670	0.0292	0.4639	-0.5122***
$\ln jf$	0.2157	0.6846***	0.3533	1.0248***	0.1595	0.6565***	0.1935	1.2781***
$(\ln ry)^2/2$	0.0578	-0.0149	0.0051	-0.1337*	0.0786	0.0106	0.1206	-0.0904
$(\ln jf)^2/2$	0.1459	0.0722	0.2676**	0.0749	0.1073	0.0540	0.0952	-0.0532
$\ln jf \ln ry$	-0.0735	0.0181	-0.0838	0.0782**	-0.0715	0.0148	-0.0934	0.1195***
$\lambda(\rho)$	0.4100***	0.2933***	0.2895***	0.4453***	0.5321***	0.3458***	0.8335***	0.7442***
ϕ	\	0.2216***	\	1.5271***	\	0.2280***	\	1.1169***
$\bar{R}^2$	0.9605	0.9598	0.9605	0.9555	0.9630	0.9604	0.9615	0.9592
空间权重	W_3				W_4			
空间模型	F_SAR	R_SAR	F_SEM	R_SEM	F_SAR	R_SAR	F_SEM	R_SEM
参数	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值
$\ln ry$	0.3731	0.0411	0.4724	-0.5079***	0.3974	0.2185	0.4175	-0.5366***
$\ln jf$	0.1543	0.6449***	0.1925	1.2691***	0.1135	0.4563***	0.2587	1.3223***
$(\ln ry)^2/2$	0.0805	0.0134	0.1233	-0.0927	0.0904	0.0527	0.1186	-0.1055
$(\ln jf)^2/2$	0.1077	0.0565	0.0904	-0.0519	0.1065	0.0971**	0.0185	-0.0715
$\ln jf \ln ry$	-0.0724	0.0124	-0.0939	0.1267***	-0.0768	-0.0264	-0.0763	0.1264***
$\lambda(\rho)$	0.5347***	0.3467***	0.8382***	0.7117***	0.5877***	0.3736***	0.8910***	0.8151***
ϕ	\	0.2277***	\	1.0301***	\	0.2350***	\	1.0058***
$\bar{R}^2$	0.9629	0.9604	0.9616	0.9581	0.9634	0.9607	0.9625	0.9575
空间权重	W_5				W_6			
空间模型	F_SAR	R_SAR	F_SEM	R_SEM	F_SAR	R_SAR	F_SEM	R_SEM
参数	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值	估计值
$\ln ry$	0.2876	-0.0170	0.2076	-0.4335**	0.2475	-0.0913	0.3147	-0.5878***
$\ln jf$	0.2298	0.7088***	0.4455	1.0481***	0.2118	0.6619***	0.3057	1.2068***
$(\ln ry)^2/2$	0.0413	0.0004	-0.0157	-0.1132	0.0274	-0.0231	0.0148	-0.1174
$(\ln jf)^2/2$	0.4271	0.0447	0.2466**	-0.0618	0.1396	0.0461	0.2609***	-0.0243
$\ln jf \ln ry$	-0.0631	0.0229	-0.0622	0.0744**	-0.0548	0.0336	-0.0748	0.1438***
$\lambda(\rho)$	0.4124***	0.3321***	0.1616**	0.4015***	0.4301***	0.3747***	0.2842***	0.5483***
ϕ	\	0.2486***	\	1.2363***	\	0.2722***	\	0.8016***
$\bar{R}^2$	0.9600	0.9590	0.9516	0.9510	0.9610	0.9604	0.9534	0.9526

注释:

①长三角 25 个地区是指:上海市、江苏省 13 个地级市和浙江省 11 个地级市,共 25 个。

②本文拟选择可替代弹性的超越对数生产函数模型的空间面板计量模型,即(1)(2)式中, $Y=\ln z$, $X=[\ln jf \ln ry \ln jf^2 \ln ry^2 \ln jf \ln ry]$ 。 F_SAR, F_SEM 分别表示个体固定效应的 SAR 和 SEM 模型; R_SAR, R_SEM 分别表示个体随机效应的 SAR 和 SEM 模型。

③上海市各项数据可通过上海科技统计年鉴(2003-2014),浙江省科技统计年鉴(2003-2014),江苏科技年鉴(2003-2014)和江苏统计年鉴(2003-2014 年)。

④移动平均数的时期间隔数的确定,由于没有相关文献参考,本文暂定为 3,是因为:(1)吴延兵在专利滞后 1 期和 2 期的模型中,发现拟合效果较好;(2)选择时期间隔较短,新数据既不能反映长期趋势,又不能解决变量的时间滞后性,由于所研究的创新数据总时期数为 11 年,如果选择时期间隔太长,将减少模型估计中参数的自由度,从而影响到参数估计值的准确性。本文尝试选择 3 年期的移动平均数据来

拟合模型,以检测该数据是否能很好地适合模型,并依此可以判定长三角地区的创新生产的长期趋势是否稳定。

⑤检验标准:样本值统计量 $F_2 < F_{\alpha}[(N-1)(K+1), N(T-K-1)]$, α 为显著水平,则接受参数齐性模型。否则,应进一步比较 F_1 ,若 $F_1 < F_{\alpha}[(N-1)K, N(T-K-1)]$ 则接受变截距模型,否则,接受变系数模型。

⑥空间面板模型的 Hausman 检验统计量: $H_{spa} = d'(Var(d))^{-1}d$,其中, $d=[\hat{\beta}'\lambda(\rho)]'_{EE} - [\hat{\beta}'\lambda(\rho)]'_{RE}$, $Var(d)$ 为空间面板模型中所对应的方差协方差矩阵的前 $K+1$ 阶矩阵的差,有 H 统计量服从 $X^2(K+1)$ 。

⑦ LM_{ρ} 与 R_LM_{ρ} 检验变量满足空间滞后相关(SAR), LM_{λ} 和 R_LM_{λ} 检验变量满足空间误差相关(SEM),如果 R_LM_{λ} 远大于 R_LM_{ρ} ,选用 SEM 模型合适。拉格朗日乘数稳健检验 $R_LM_{\lambda}, R_LM_{\rho}$;数检验: LM_{λ}, LM_{ρ} 。

⑧列举数据针对 6 个空间权重矩阵,并在个体固定效应(上)或随机效应(下)下 4 个 LM 检验值,估计值的右上角上用“*”,“**”,“***”表示该参数的估计值通过水平分别为 0.1, 0.05, 0.01 的显著检验,没有上述符合表示没有通过显著检验。

⑨表 5 中的指标说明: F_SAR, F_SEM 分别表示个体固

定效应的 SAR 和 SEM 模型; R_{SAR}, R_{SEM} 分别表示个体随机效应的 SAR 和 SEM 模型;借助可替代弹性的超越对数生产函数模型: $y = [x_1 x_2 x_1^2 x_2^2] \frac{1}{2} x_1 x_2 \beta$, 在 6 个空间权重矩阵 ($W_1 \cdots W_6$) 下的 25 个地区的估计值。 $\lambda(\rho)$: 分别测度 SEM (SAR) 模型的空间相关系数; ϕ 测度个体随机效应系数。

[参考文献]

- [1] Paelinck J, Klaassen L. Spatial Econometrics [M]. Saxon House, Farnborough. 1979.
- [2] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1988.
- [3] Baltagi B H, LIU L. Testing for random effects and spatial lag dependence in panel data models [J]. Statistics and Probability Letters, 2008, 78(18): 3304-3306.
- [4] LEE L F, YU J H. Efficient GMM estimation of spatial dynamic panel data models with fixed effects [J]. Journal of Econometrics, 180(2014): 174-197.
- [5] Elhorst J P. Dynamic spatial panels: models, methods and inferences [J]. Journal of Geographical Systems, 2012, 14(1): 5-28.
- [6] 吴玉鸣, 何建坤. 研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析 [J]. 管理科学学报, 2008, 11(4): 59-66.
- [7] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析 [J]. 管理世界, 2010(7): 43-55.
- [8] 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(11): 56-66.
- [9] 蒋颖. 我国区域创新差异时空格局演化及其影响因素分析 [J]. 经济地理, 2013(6): 22-29.
- [10] 吴建楠, 曹有挥, 程绍铂. 南京市生产性服务业空间格局特征与演变过程研究 [J]. 经济地理, 2013(2): 105-111.
- [11] 程叶青, 王哲野, 马靖. 中国区域创新的时空动态分析 [J]. 地理学报, 2014(12): 1779-1789.
- [12] 丛海彬, 邹德玲, 蒋颖. 浙江省区域创新平台空间分布特征及其影响因素 [J]. 经济地理, 2015(1): 112-118.
- [13] Kooijman M. Some remarks on the statistical analysis of grids especially with respect to ecology [J]. Annals of Systems Research, 1976(5): 113-132.
- [14] Holloway G, Lapat M L A. How big is your neighbourhood Spatial implications of market participation among Filipino smallholders [J]. Journal of Agricultural Economics, 2007, 58(1): 37-60.
- [15] 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.
- [16] WANG H L, HU W P, WU C. Analyzing the effect of spatial weighted matrix on spatial autocorrelation [J]. Journal of south china normal university, 2010(1): 110-115.
- [17] 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.
- [18] 黄飞, 曹家和. 基于空间权重矩阵变化下 Moran's I 检验研究 [J]. 统计与决策, 2014(10): 8-12.
- [19] 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.
- [20] 林光平, 龙志和, 吴梅. 中国地区经济收敛的空间计量实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006(4): 14-21.
- [21] 官建成, 刘顺忠. 区域创新机构对创新绩效影响的研究 [J]. 科学学研究, 2003(2): 210-214.
- [22] 冯根福, 刘军虎, 徐志霖. 中国工业部门研发效率及其影响因素实证分析 [J]. 中国工业经济, 2006(11): 46-51.
- [23] 朱有为, 徐康宁. 中国高技术产业研发效率的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2006(11): 38-45.
- [24] 吴延兵. 中国地区知识生产效率测算 [J]. 财经研究, 2008(10): 4-14.
- [25] Manfred M Fischer, Arthur Getis. Handbook of Applied Spatial Analysis [M]. London New York: Springer, 2010.
- [26] 孙东, 杨端易. 长三角区域创新生产的空间计量分析 [J]. 科技与经济, 2013(2): 70-74.

Researching Regional Innovation Agglomeration of the Yangtze River Delta Based on the Weight Changing

HUANG Fei, CAO Wen-ming

(Hunan Institute of Technology, Hengyang 421002, China)

Abstract: This paper constructs six spatial weight matrixes from the geographical features and social economic characteristics, respectively, samples the innovation input and output data from 2003 to 2011, and studies the spatial dependence of technological innovation of the Yangtze River Delta. The Moran's values show that the regional innovation activities in the Yangtze River Delta has a significant positive spatial correlation, and the degree of correlation is enhanced. Empirical results indicate that the SEM model with individual random effects fitting Yangtze River Delta regional innovation agglomeration is more appropriate. With the change of the spatial weight matrix, there is no essential influence on the decision of the Moran index, the LM test and the spatial model of the Yangtze River Delta Regional Innovation Cluster, but there was a significant impact on the degree of spatial correlation.

Key words: regional innovation; spatial weight matrix; spatial agglomeration; the Yangtze River delta.