

我国中部六省产业集聚与扩散的空间计量

宋马林¹, 王舒鸿², 黄蓓¹, 胡百红³

(1. 安徽财经大学统计与应用数学学院, 蚌埠 233030; 2. 南开大学经济学院数量经济研究所, 天津 300071;

3. 安徽财经大学经济学院, 蚌埠 233030)

摘要:“中部崛起”战略给中部六省各地区的大发展带来了新的机遇。进入十二五时期, 中部地区有必要总结之前发展过程中的经验, 从产业结构调整 and 升级着手, 掌握产业更新规律, 尽可能规避经济发展中的不利因素, 实现产业结构升级承托的区域经济跨越式可持续发展。本文收集整理了我中部六省共 88 个地市 2000 年至 2008 年第二产业数据, 采用 LISA 统计分析空间聚集和扩散模式, 结合 Moran's I 和 Geary's C 方法, 对这 88 个地市产业发展所处的状态进行综合判断, 并结合马尔科夫链模拟, 找到各个状态之间转移的概率, 预测其未来发展状态。实证表明, 在内外环境没有显著变化的情况下, 经过 10 年的快速发展之后, 中部六省各地市的第二产业水平将达到相对均衡状态。

关键词: 中部六省; 产业集聚与扩散; LISA 分析; 马尔科夫链模拟

文章编号: 1000-0585(2012)03-0534-09

1 引言

我国中部山西、河南、湖北、安徽、湖南和江西等六省, 是实现国家社会经济可持续发展的重要区域。经过建国以来 60 多年的发展, 中部六省已经具有一定的科教与人才技术力量, 拥有众多的重要农业生产基地和老工业基地; 区域水、陆、空交通相对发达, 水力、煤炭、黑色金属、有色金属等资源蕴藏丰富。中部六省在我国经济发展中起着承东启西、连南接北的桥梁和纽带作用, 区位优势十分明显。2004 年之后, “中部崛起”成为我国社会经济发展的重要议题, 这给中部六省各地市的奋力崛起带来了新的机遇, 中部六省崛起的步伐明显加快, 取得较显著的成果。进入十二五时期, 中部地区有必要总结之前发展过程中的经验, 从产业结构调整 and 升级着手, 掌握产业更新规律, 实现空间经济学意义上的产业结构合理化, 尽可能规避经济发展中的不利因素, 实现产业结构升级承托的区域经济跨越式可持续发展, 从而跟上我国社会经济的快速发展的步伐。

有学者认为, 我国的产业结构演变当前处于第二阶段——第二产业主导的前工业化阶段^[1]。对于作为我国重要组成部分的中部省份而言, 其产业结构的变迁, 以及产业集聚与扩散的现状, 也非常值得关注。一般认为, 引起差异与趋同变化的主要因素主要集中在产业结构、新增固定资产投资、人才技术和交通运量等条件的变化上^[2]。然而, 空间地理因素的作用依然没有被充分考虑。经济体距离的远近会在一定程度上影响经济的外溢与收

收稿日期: 2011-04-08; 修订日期: 2011-08-01

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71171001); 国家社会科学基金青年项目 (08CJY028); 安徽高等学校省级自然科学基金研究重点项目 (KJ2011A001); 安徽财经大学研究生创新基金 (ACYC2010AL06)

作者简介: 宋马林 (1972-), 男, 安徽蚌埠人, 副教授, 主要研究方向为系统建模与分析。

E-mail: songmartin@163.com

敛，这需要采用空间计量经济学方法来分析，考察一个地区的经济增长与其周围地区经济增长所存在的空间相互依赖的数量关系。不过，对于经典的收敛模式分析方法，得到的结论往往是某一经济系统整体存在收敛或者扩散，空间计量的方法虽然可以对经济系统中各个经济体的收敛或扩散进行单独分析，但是只是根据截面数据得到，没有考虑时间维度，不能使数据动态化。

在针对产业的空间聚集和扩散趋势方面，国外学者进行了大量的研究。理论方面包括基于规模报酬递增、运输成本和不完全竞争视角的产业空间集聚研究^[3, 4]，以及基于竞争优势理论的空间集聚分析等^[5, 6]；实证方面主要有三类，一是通过就业相关指标或区位熵测算产业地方化^[7, 8]、用城市人口变换和 Hefindal 指数确定城市多样化^[9]、用基尼系数测量更大空间集聚程度^[10, 11]；二是使用 EG 系数等进行产业集中水平分析及不同产业比较^[12]；三是基于距离的产业集聚空间无偏测度^[13]。

在国内，由于对产业集聚与扩散研究起步较晚，以及对空间经济理论认识的相对滞后，国内理论界虽然存在一些相关文献，但对区域产业转移及升级的系统研究较少，尤其是实证分析非常薄弱。有的学者借助 ESDA-GIS 空间分析框架，对浙江省县级行政单元新型工业化差异的空间格局进行分析^[14]；也有学者构建 4 类因素 13 项指标对广西西江经济带产业园区的综合发展水平进行评价^[15]；还有学者运用主成分分析法评价 1988 年、1992 年、1998 年和 2006 年中原城市群的城市竞争力，进而研究了城市竞争力的时间演变和空间演变^[16]。

可见，从研究方法上来说，国内外学者大都是对某一年的截面数据进行分析，未能动态的反映各个时期产业聚集和扩散的变化，包括最流行的 LISA 统计方法（含有 Moran's I 和 Geary's C ）也同样存在这个问题。因此，本文综合考虑各个时间上的截面数据的影响程度，首先运用 LISA 统计方法进行分析，然后将马尔科夫链引入，计算出各地市的转移概率，从而对中部六省的未来发展做出有效的预测。本文不单单是从省际数据出发，而是将其细化，对中部六省的 88 个地市进行数据分析和归纳整理，从而使得到的结论能够更加具有稳定性，使其政策含义更具针对性。其次通过 LISA 分析，找出 9 年来中部六省 88 个地市第二产业聚集和扩散的变化情况；进而引入马尔科夫链考察这些地市的第二产业发展状态的遍历性与平稳性特征，并对它们未来的产业集聚与扩散的可能状况作了预测。最后综合上述实证分析的评价结果，逐步探寻新时期中部六省各地市经济长期可持续快速增长的源泉，从地理空间方面和促进经济增长的产业方面给出政策建议。

2 研究方法

2.1 全局 Moran's I 统计量

根据 Moran 定义的全局 Moran's I 相关系数与局部 Moran's I 相关系数分析的方法，对于全局指标，空间相关系数定义为^[17]：

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \times \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中， x_i 、 x_j 分别为 i 、 j 地区的指标值， \bar{x} 为各地区指标平均值。

另外，在空间相关分析中，要求邻近位置关系的度量有一定的规则。虽然对于不同的

问题会有不同的度量准则,但大多数空间相关分析采用共同的邻近关系定义。相邻位置度量准则中有三种度量方法(图1):直接四邻域邻近(Rooks),对角线方向四邻域邻近(Bishops)和八邻域邻近(Queen's)。

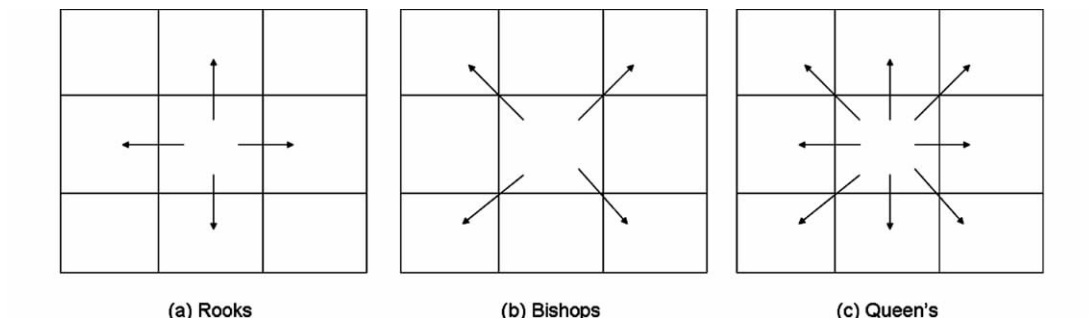


图1 相邻位置的三种度量方法

Fig. 1 Three metrics in adjacent positions

根据研究内容,本文采用 Rook 权重方法。公式(1)中,空间权重矩阵 W 的定义为:

$$w = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{其它情况} \end{cases} \quad (2)$$

根据 Cliff 等^[18]以及 Goodchild^[19]的定义,在正态假设条件下, Moran's I 期望值 $E_N(I)$ 、方差 $Var_N(I)$ 分别为:

$$E_N(I) = -\frac{1}{n-1} \quad (3)$$

$$Var_N(I) = \frac{1}{w_0^2(n^2-1)}(n^2w_1 - nw_2 + 3w_0^2) - E_N^2(I) \quad (4)$$

其中, $w_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ 表示 w 权重矩阵元素值之和, $w_1 = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2$, $w_2 = \sum_i (\sum_j w_{ij})^2$ 。

2.2 局部 Moran 统计量

对于局部指标,局部 Moran 相关系数定义为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (5)$$

式中, I_i 表示 i 地区与周围地区的相关性系数。

按照 Anselin 等观点^[20], I_i 的期望值 $E(I_i)$, 方差 $Var(I_i)$ 分别为:

$$E(I_i) = -\frac{w_i}{n-1} \quad (6)$$

$$Var(I_i) = \frac{w_{i(2)}(n-b_2)}{n-1} + \frac{2w_{i(hk)}(2b_2-n)}{(n-1)(n-2)} - E(I_i)^2 \quad (7)$$

式中： $m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4$ 表示第四样本距， $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$ ， $w_i = \sum_{j=1}^n w_{ij}$ ， $w_{i(2)} = \sum_{j,j \neq i}^n w_{ij}^2$ ， $2w_{i(hk)}$

$$= \sum_{k,k \neq i}^n \sum_{h,h \neq i}^n w_{ik} w_{ih}。$$

尽管不知道局部 Moran 统计的准确分布，但基于期望和方差，可以对局部空间相关进行显著性检验^[21]。Moran 标准化公式为：

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{Var(I_i)}} \quad (8)$$

2.3 局部 Geary 统计量

Moran's I 指标为协方差形式，只能用来发现相似性或非相似性的空间模式。为弥补 Moran's I 指标的不足，Anselin 等定义了局部 Geary 统计量^[20]，为简便起见，使用与 Moran 相同的符号，观测单元 i 的局部 Geary 统计定义为：

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

只有将空间相关的检验经过平方形式与协方差形式的检验，才能正确的反映区域聚集离散的情况^[21]。因为平方形式的检验反映的是两地区之间差异的大小，Geary's C 可以确定空间集聚的模式，即是形成具有较高值的簇还是较低值的簇。在实际分析中，如果将 Moran's I 统计与 Geary's C 统计结合在一起，可以较为全面的衡量局部空间的集聚模式。如果将 Moran's I 与 Geary's C 放入二维坐标轴中（图 2），则处于第一象限的指标单元为较高值簇正相关，即产生扩散效应；第二象限的指标单元为较高值簇负相关，即产生极化效应；第三象限的指标单元为较低值簇负相关，即产生离心效应；第四象限的指标单元为较低值簇正相关，即产生扩散效应。



图 2 Moran's I 与 Geary's C 的二维坐标

Fig. 2 Two-dimensional coordinates of
Moran's I and Geary's C

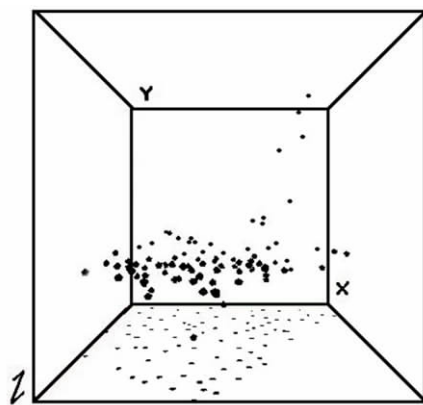


图 3 各地市的 Moran 指数的 3D 坐标

Fig. 3 3D coordinates of
Moran Index in each city

3 实证分析

由于产业集聚和扩散主要与第二产业相关,在实证部分则需要分析第二产业的聚散情况。基于这种想法,本文收集山西、河南、湖北、安徽、湖南和江西六个省份 2001 年至 2009 年 9 个年份的共 54 本统计年鉴,归纳整理出 2000 年至 2008 年六省各地市第二产业的数值,并按照不变价格进行处理。在局部 Moran 服从正态分布假定情况下,根据公式(5),分别计算 88 个地市局部 Moran's I 的取值。为直观的看出中部六省各地级市的 Moran's I 值的分布情况,此处提取出各个地级市的质心坐标,横轴 X 表示经度,纵轴 Y 表示纬度, Z 表示 LISA 指标值,由此做出的三维立体图像,能够清晰的看出各个地级市的 Moran's I 指标值的大小。

在图 3 中,大部分地级市的 Moran's I 值较为平均,处在 $(-0.5, 0.5)$ 区间范围内波动,显著性检验的结果表明这些地级市的相关性程度不显著,但有几个点分布较高,分别为太原、吕梁、榆次、临汾、长治、运城、洛阳和郑州。这几个地市的第二产业发展与周围地区形成扩散效应,优势互补,互相促进,具有强烈的正相关性。而位于中部地区的武汉市的 Moran's I 指标值有明显的降低 (Moran's I 值为 -1.576 ,见表 1),检验结果

表 1 2000 年与 2008 年 Moran's I 分析数值

Tah 1 The values of Moran's I analysis in 2000 and 2008

地 区	2000	2008	地 区	2000	2008	地 区	2000	2008	地 区	2000	2008
安庆市	-0.002	0.200	淮南市	0.185	0.159	南阳市	0.015	-0.004	湘西州	0.432	0.510
安阳市	0.006	0.106	黄冈市	0.134	-0.043	平顶山	0.129	0.336	襄樊市	-0.259	0.018
蚌埠市	0.269	0.338	黄山市	0.599	0.472	萍乡市	-0.098	-0.174	孝感市	-0.014	0.063
亳州市	0.321	0.296	黄石市	-0.072	-0.124	濮阳市	0.003	-0.019	忻州市	0.171	-0.263
长沙市	-0.378	-0.627	吉安市	0.266	0.165	潜江市	0.400	0.509	新乡市	-0.038	0.047
长治市	1.313	1.572	济源市	-0.817	-0.548	三门峡	-0.470	-0.111	新余市	0.475	0.189
常德市	-0.107	0.014	焦作市	-0.050	0.332	商丘市	0.205	0.063	信阳市	0.053	0.087
巢湖市	0.079	0.112	晋城市	0.811	0.442	上饶市	0.288	0.144	许昌市	0.095	0.194
郴州市	0.047	0.074	晋中市	2.079	3.287	邵阳市	0.163	0.274	宣城市	0.293	0.273
池州市	0.419	0.363	荆门市	0.131	0.259	神农架	-0.056	0.316	阳泉市	1.882	0.334
滁州市	0.023	0.11	荆州市	0.023	0.211	十堰市	-0.061	0.047	宜昌市	-0.020	-0.073
大同市	0.093	0.205	景德镇	0.523	0.394	朔州市	0.018	0.195	宜春市	0.004	-0.046
鄂州市	-0.348	-0.476	九江市	0.019	0.052	宿州市	0.372	0.271	益阳市	-0.104	-0.084
恩施市	0.334	0.435	开封市	-0.167	-0.186	随州市	-0.126	0.082	鹰潭市	0.581	0.303
抚州市	0.229	0.112	临汾市	2.244	3.033	太原市	3.006	4.479	永州市	0.082	0.205
阜阳市	0.250	0.241	六安市	0.100	0.164	天门市	0.407	0.532	岳阳市	-0.015	-0.005
赣州市	0.177	0.109	娄底市	0.009	0.005	铜陵市	0.249	0.242	运城市	1.01	1.108
合肥市	-0.185	-0.374	吕梁市	0.732	4.169	芜湖市	0.044	0.028	张家界	0.624	0.621
鹤壁市	0.019	-0.111	洛阳市	0.537	1.030	武汉市	-0.848	-1.576	郑州市	0.306	0.998
衡阳市	-0.028	0.051	漯河市	-0.022	-0.026	仙桃市	-0.329	-0.022	周口市	0.012	0.032
怀化市	0.253	0.342	马鞍山	0.127	0.04	咸宁市	-0.454	-0.245	株洲市	0.000	0.003
淮北市	0.371	0.290	南昌市	-0.447	-0.328	湘潭市	-0.074	-0.129	驻马店	0.004	-0.001

数据来源:根据 GeoDa9.5 软件计算整理。

显著, 与周围地市形成强烈的负相关。武汉市第二产业发展较快, 而周围地市的第二产业发展明显不如武汉, 故形成极化效应, 武汉市的发展对周围地市产生吸收的作用, 在一定程度上存在阻碍周围地市发展的另一面。其实, 从 2000 年的数据就可以看出, 武汉市的 Moran's I 值也是最低的, 尽管还不显著; 2003 年, 武汉市的 Moran's I 检验结果显著, 显著性水平为 0.002, 并且从这一年开始一直到 2008 年为止, 检验结果均为显著负相关, 且显著性水平逐年降低, 表明极化效应正逐渐加强, 这可能与武汉市本身所具有的雄厚的工业基础, 以及中央和湖北省对武汉市的政策扶持相关。

按照相同的方法, 可以对 2000~2008 年连续 9 年的中部六省第二产业指标数值进行局部 Moran's I 分析, 然后分别给出相应的极化效应、离心效应和扩散效应。为节省版面, 此处只列出 2000 年与 2008 年 Moran's I 分析数值 (表 1), 结果保留三位小数。

从对历年各地市的 LISA 分析中可以看出, 大部分地市的聚集模式在 2000 年至 2008 年这 9 年中处于不显著状态, 即对周围地市的影响程度不大, 但有些地市的聚集模式却有所变化。例如, 忻州市在 2000 年具有显著高值扩散作用, 到了 2008 年却变成了具有离心效应了。在对 2000 年至 2008 年这 9 年数据的分析过程中, 类似的例子还有很多, 各个状态的变化使得产业产生聚集和扩散效应的动态变化, 为了进一步分析这种变化的数字特征, 我们将引入马尔科夫链, 以期对其做出统计意义上的描述。

基于 LISA 分析的综合评价结果表明, 常德、大庸、怀化和吉首四市处于离心效应状态, 与其相邻的衡阳市和邵阳市处于经济高速发展阶段。可以认为, 衡阳和邵阳的经济增长的源泉, 一定程度上来源于常德、大庸、怀化和吉首的经济低迷与增长因子外溢。这种外溢是有方向的, 并不向着恩施州和神农架方向溢出, 因为这两地没有可以承接增长因子的经济基础, 而是向着能够承接增长因子的衡阳和邵阳溢出。三门峡受到经济离心效应影响, 经济增长因子外溢, 与其相邻的是洛阳, 处于扩散效应状态, 这就使得经济增长因子继续东移, 使得洛阳东部的南阳、商丘、信阳、郑州、周口和驻马店处于经济快速增长状态, 形成经济增长集, 单单就中部六省省内的分析来说, 这六市的第二产业的发展可能与三门峡的离心效应有关联, 即这六个市的第二产业发展与三门峡的缓慢增长有所关联。不仅如此, 河南东部临近山东和江苏等经济发展水平较高的省份, 在郑州等地的经济高速发展过程中, 肯定会受到这两省经济发展的带动作用, 形成协同发展趋势。景德镇、黄山和安庆处于低值扩散状态, 而夹在中间的池州、铜陵、芜湖和马鞍山则受到经济负向影响, 经济增长慢于自我经济增长。这四市的经济增长没有像武汉一样处于经济极化的态势, 反而由于周边景德镇、黄山和安庆的低值扩散效应, 经济增长向周边地区扩散。另外, 山西省各地市的经济发展也是值得关注的, 在 LISA 分析中, 大多数城市处于高值扩散状态, 忻州市处于离心效应状态, 这说明山西省各地市有着协同平稳发展的可能。

4 场景模拟

一般将具有马尔科夫性的随机过程成为马尔科夫过程^[22]。在此条件下, “将来”与“过去”是相互独立的。设 $\{X_n, n=0, 1, 2, \dots\}$ 是定义在概率空间 (Ω, f, P) 上取值于可数集 E 中的随机序列, 如果对任意非负整数 n 及状态 $i_0, i_1, \dots, i_n, i_{n+1} \in E$, 都有

$$P\{X_{n+1} = i_{n+1} \mid X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n\} = P\{X_{n+1} = i_{n+1} \mid X_n = i_n\} \quad (10)$$

则称随机序列 $\{X_n, n=0, 1, 2, \dots\}$ 为 Markov 链, 记为 $\{X_n, n \geq 0\}$ 。

根据马尔科夫链的定义,结合本文研究需要,设离心效应(—+)类型为状态1,(—)类型扩散效应为状态2,无显著影响类型为状态3,(++)类型扩散效应为状态4,极化效应(+-)类型为状态5。观察发现,各个状态的转移具有一定的规律,其中,极化效应状态为吸收态,且总是由无影响状态转移,如果在此系统中,有某个地市从无影响状态转移至极化效应状态,则此地以后将一直处于极化效应状态而不会向其他状态转移。图4给出了2000年至2008年中部六省各地市状态的转移方向及转移概率。其中,箭头的方向表示概率转移的方向,箭头上方的数字表明转移的概率大小。

如果不考虑武汉的极化效应状态,只是对其余四个状态做平稳分布计算,可以得到各个状态的平稳分布为: $\pi_1=0.0339$, $\pi_2=0.1129$, $\pi_3=0.7714$, $\pi_4=0.0818$ 。从转移概率平稳分布可以看出,从各个状态转移至无影响状态的概率最大,为0.7714,其次为低值正相关簇,为0.1129,最小的是转移至离心效应的概率,为0.0339。

对维持状态1不变的将来25年的转移概率做出模拟曲线,见图5。图中,转移概率从第10年开始就已经处于基本稳定状态,可以认为,如果不考虑武汉市的极化效应影响,中部六省按照现有的发展模式,各个地市10年后基本会形成自己独特的发展模式和产业组织形式,且各地市的人均第二产业产值最终将趋于相同。这种结果也与政府干预相关,地方政府通过压低迁移目的地的土地价格,以及加强基础设施建设,从而能够有效地推动生产集聚区迁移^[23]。

5 结论与讨论

本文对空间计量的方法进行改进,综合考虑各个时间上的截面数据的影响程度,通过LISA局部指标分析,然后引入马尔科夫链,计算出各地市的转移概率,从而对中部六省88个地市第二产业的聚散做出有效的预测。实证结果显示,在以往大部分年份中,湖南西部地区 and 湖北中部地区处于低值扩散状态,山西中南部地区和湖南东部地区处于高值扩散状态,极化状态和离心状态在这几年中出现的不多。进一步的马尔科夫链的分析说明各个状态之间存在转移概率的平稳分布,在未来10年之后,各个地市的第二产业发展会逐步达到相对平稳状态。由于各个状态转移至离心状态和极化状态的概率均很小,因此,转

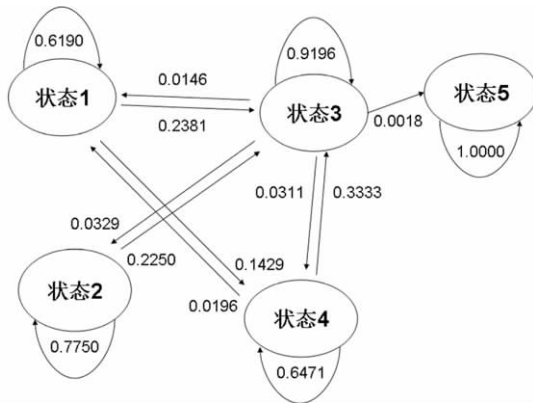


图4 状态转移方向及转移概率(2000~2008年)

Fig. 4 Direction and probability of the state transition (2000~2008)

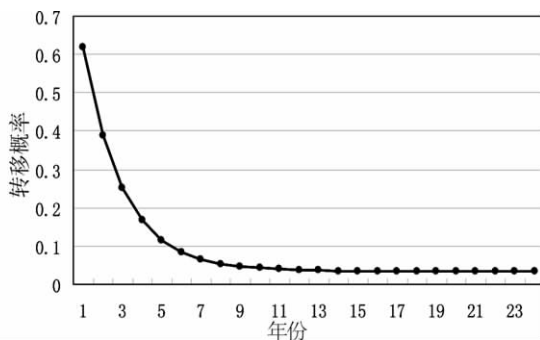


图5 维持状态1不变的转移概率

Fig. 5 The transition probability from State 1 to State 1

移至扩散状态和无影响状态存在更大的可能性。

实证分析结果表明, 中部六省第二产业的发展存在相互影响, 要充分利用好这种影响关系, 就必须大力发展促进经济增长的影响因子。区域经济的可持续快速增长依靠三大产业支撑, 即农业、工业和服务业, 具体对于中部六省的各地市来说, 农业的发展对经济发展的影响是有限的, 工业的发展在未来 10 年也将趋同, 在这种情形下, 只有在当前和未来相当长的一段时期大力推动服务业的发展, 才能实现区域经济的奋力崛起和长期可持续快速发展。这包括致力提升服务业发展水平, 通过服务业的发展持续改善投资环境, 以及有效增强自主创新能力。通过内生创新和模仿创新, 吸收境内外先进技术、高端人才、信息资源, 推动服务业的大发展, 为第二产业在中部地区的有效集聚创造更好的环境, 最终实现区内经济的奋力崛起。

参考文献:

- [1] 陈彦光. 中国人口转变、城市化和产业结构演变的对应关系研究. 地理研究, 2010, 29(12): 2109~2120.
- [2] 陈晓, 陈雯, 王丹. 江苏省工业经济时空差异及增长趋同. 地理研究, 2010, 29(7): 1305~1316.
- [3] Romanelli E, Khessina O M. Regional industrial identity: Cluster configurations and economic development. *Organization Science*, 2005, 16: 344~358.
- [4] Combes P, Duranton G. Labour pooling, labour poaching, and spatial clustering. *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36: 1~28.
- [5] Boari C, Odorici V, Zamarian M. Clusters and rivalry: Does localization really matter? *Scandinavian Journal of Management*, 2003, 19: 467~489.
- [6] Lin G T R, Sun C C. Driving industrial clusters to be nationally competitive. *Technology Analysis & Strategic Management*, 2010, 22: 81~97.
- [7] Guiso L, Schivardi F. What Determines Entrepreneurial Clusters? CRENoS Working Paper CRENoS 200616. Cagliari: Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, 2007.
- [8] Yang C H, Shyu J Z, Li Y. A dynamic analysis of industrial cluster evolution based on Lotka-Volterra model: Studies of Southern and Central Taiwan Science Park. *AIP Conference Proceedings*, 2009, 1148: 514~517.
- [9] Gao T. Regional industry growth: Evidence from Chinese industries. *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34: 101~124.
- [10] Kim S. Expansion of markets and the geographic distribution of economic activities: The trends in U. S. regional manufacturing structure, 1860~1987. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110: 881~908.
- [11] Liao T F. Measuring and analyzing class inequality with the Gini Index informed by model-based clustering. *Sociological Methodology*, 2006, 36: 201~224.
- [12] Devereux M P, Griffith R, Simpson H. Agglomeration, regional grants and firm location. University of Warwick, 2003.
- [13] Bragatto P A, Agnello P, Gnoni M G, *et al.* The impact of the occupational safety control programs on the overall safety level in an industrial cluster. In Radim B, Carlos G S, Sebastián M. *Reliability, Risk and Safety: Theory and Applications*. London: Taylor & Francis Group, 2010.
- [14] 吴一洲, 吴次芳, 王琳, 等. 浙江省新型工业化地域差异及其机理研究. 地理科学, 2009, 29(4): 508~514.
- [15] 梁育填, 樊杰, 孙威, 等. 广西西江经济带产业园区发展水平综合评价. 地理研究, 2011, 30(2): 324~334.
- [16] 王发曾, 吕金嵘. 中原城市群城市竞争力的评价与时空演变. 地理研究, 2011, 30(1): 49~60.
- [17] Moran P A P. Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 1950, 37: 17~23.
- [18] Cliff A, Ord J K. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion, 1981.
- [19] Goodchild M F. *Spatial Autocorrelation*. Norwich, England: Geo Books, 1986.
- [20] Anselin L, Florax R. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: Some further

- results. In: Anselin Florax. *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer-Verlag, 1995. 21~74.
- [21] 陈斐. 区域空间经济关联模式分析——理论与实证研究. 北京: 中国社会科学出版社, 2008. 150~179.
- [22] Gilks W R, Richardson S, Spiegelhalter D J. *Markov Chain Monte Carlo in Practice*. London: Chapman & Hall/CRC, 1996. 45~58.
- [23] 徐雷. 运输成本、土地价格与生产集聚区迁移. *科学决策*, 2011, 18(4): 47~58.

Analysis of industrial agglomeration and diffusion with spatial econometrics for six provinces in Central China

SONG Ma-lin¹, WANG Shu-hong², HUANG Bei¹, HU Bai-hong³

(1. School of Statistics and Applied Mathematics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu 233030, Anhui, China; 2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China; 3. School of Economics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu 233030, Anhui, China)

Abstract: With the strategy of “The Rise of Central China”, the six provinces in Central China are offered golden opportunities for their great development. Accordingly, during the period of the 12th Five-Year Plan (2011-2015), it is vital for them to sum up experience of precedent development concerning adjusting and upgrading industrial structure, master the law of industrial updates, and reduce the unfavorable factors in economic development to a minimum, based on which sustainable development of regional economy by leaps and bounds can be realized. First, data of the secondary industry in the period of 2000-2008 for 88 prefectures and cities in Central China are collected and LISA is used to analyze spatial aggregation and diffusion, the result of which in combination with Moran’s I and Geary’s C methods provides a comprehensive assessment for the industrial development in the 88 prefectures and cities. Then integrated with Markov chain simulation, the probabilities of transferring among various states are calculated to predict industrial development in the future. Finally, the empirical results indicate that, with 10 years of rapid development, the secondary industry of the six provinces will reach the level of relative equilibrium on the condition that there will be no significant change in the environment inside and outside the whole region.

Key words: six provinces in Central China; industrial agglomeration and diffusion; LISA analysis; Markov chain simulation