

# 基于动态权重的城市群经济增长的关联性

何天祥<sup>1,2,3</sup>, 陈晓红<sup>\*2,3</sup>

(1. 湖南商学院 旅游管理学院, 中国湖南 长沙 410205; 2. 湖南商学院 湖南省移动电子商务协同创新中心, 中国湖南 长沙 410205; 3. 湖南商学院 移动商务智能湖南省重点实验室, 中国湖南 长沙 410205)

**摘要:**通过分析城市群经济增长与空间溢出机理,指出邻近距离、市场潜能、产业结构和政策为主要影响因素,因此空间权重是内生的和动态的。其次,提出空间关联年度数最大化结合空间模型最优化是确定最优权重参数的有效方法。然后,依据Moran系数、空间滞后系数和 $\beta$ 绝对收敛参数判断城市群经济增长空间关联属性,从而确定城市群经济发展阶段。最后,以环长株潭城市群例证该方法的可行性,并得出:①权重因子及权重参数选择对经济关联性影响很大;②在城市群范围内采用N阶空间邻近距离更合理,市场潜力是最强的溢出因子,产业结构相关多样性阻碍了空间负相关,但区域一体化政策促进经济溢出;③环长株潭城市群处于发展初期,空间负相关显著,中心城市集聚效应较强,存在明显的新古典收敛机制和制度收敛机制,但技术收敛机制很弱;④通过消除阻碍贸易和要素自由流动的行政壁垒和交通瓶颈能促进城市群经济共同发展。

**关键词:**经济关联;动态权重;溢出机理;空间溢出效应;环长株潭城市群

中图分类号:F061.2;F204 文献标志码:A 文章编号:1000-8462(2016)06-0074-09

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2016.06.010

## The Economic Growth Linkages among Urban Agglomerations Based on Dynamic Weights

HE Tian - xiang<sup>1,2,3</sup>, CHEN Xiao - hong<sup>2,3</sup>

(1. Tourism Management School, Hunan University of Commerce, Changsha 410205, Hunan, China;  
2. Mobile E-business Collaborative Innovation Center of Hunan Province, Hunan University of Commerce,  
Changsha 410205, Hunan, China; 3. Key Lab. of Hunan Province for Mobile Business Intelligence,  
Hunan University of Commerce, Changsha 410205, Hunan, China)

**Abstract:** Based on the analysis of the mechanism of economic growth and spatial spillover among urban agglomerations, we find that geographical proximity, market potential, industrial structure and policy are the main factors, so spatial weights are assumed to be endogenous and dynamic. Then, we use a new method for estimating weight parameters, which is to maximize the number of Spatial correlation of one year associated with the spatial model optimization method. Moreover, according to the Moran's index, spatial lag coefficient and  $\beta$  absolute convergence parameters, we can estimate the spatial properties of economic growth of urban agglomerations, so their economic development stage can be inferred. Finally, an empirical analysis of Great Chang-Zhu-Tang city clusters shows the feasibility of the method and draws the following conclusion: (1)The choice of weighting factors and weight parameters have great influences on the spatial correlation; (2)N-order contiguity matrix is better to Measure the spatial correlation of city clusters, and market potential is the strongest spillover factor, but the related variety of industrial structure prevents negative spatial correlation, while regional integration policy booster economic spillovers; (3)Economy development of Great Chang-Zhu-Tang city clusters is at preliminary stage with significantly negative spatial correlation, and there are strong agglomeration economics in central city. There is new classical convergence mechanism with weak technical convergence mechanism, so the economic trend with diffusion, agglomeration and re-diffusion is observed; (4) the elimination of administrative barriers and transport bottlenecks which hinder the free flow of trade and factors of production can booster common economic development of city clusters.

**Key words:** economic linkages; dynamic weights; spillover mechanism; spatial spillover effects; great Chang-Zhu-Tang city clusters

收稿时间:2015-10-27;修回时间:2016-03-02

基金项目:国家社会科学基金项目(12BJY052);教育部人文社会科学规划基金项目(12YJAZH027);湖南省自然科学基金项目(14JJ2119)

作者简介:何天祥(1969—),男,湖南桂阳人,博士,教授。主要研究方向为区域经济结构与技术创新。E-mail:394022263@qq.com。

※通讯作者:陈晓红(1963—),女,湖南长沙人,博士,教授,博士生导师。主要研究方向为决策理论、两型社会建设等。E-mail:c88877803@163.com。

传统经济学注重经济增长的时间维度,忽视空间维度。19世纪末A. Marshall开始关注产业集聚,德国学者创建了古典区位论,1950年代W. Isard将空间问题引入经济增长理论,创立了区域科学。1960年代出现了G. Myrdal的“循环累积因果理论”、A.O. Hirschman的“核心—边缘理论”、F. Perroux的“增长极理论”等区域经济增长理论,提出区域经济联系的“Polarized Effect”、“Backwash Effect”、“Spread Effect”、“Trickle-down Effect”等效应。1969年J. Jacobs研究城市空间结构和经济发展机制等;1990年代P. Krugman建立了中心—外围模型(CP),模拟了产业在空间上的聚集与扩散过程;Ottaviano等基于区域文化差异研究了经济集聚、创新和文化的动态关系。Hirose等建立了知识溢出、企业区位和内生经济增长模型。总之,空间经济学派融合先前的城市经济学理论,认为城市发展主要源于集聚效应,产生规模经济,形成区位空间锁定效果(lock-in Effect),推动城市经济发展,而且该效应会被扩大和辐射至经济联系密切的城市,特别是邻近城市,从而导致城市群和城市带的形成与发展。由此可见,城市经济增长空间关联性研究倍受重视。

国内外有关经济增长关联性研究主要集中在区域经济增长收敛性,包括经济空间溢出效应、机理和衡量方法上。国外学者对空间关联性测定一般采用Moran's I、Geary's C和LISA等衡量空间自相关,提出空间滞后模型、误差模型和广义空间模型,并结合面板数据开展研究。Baumol、Bernard、Barro、Lu、Royuela等探索了区域经济趋同性<sup>[1-5]</sup>。国内研究大体分成四大类:一是引入虚拟变量分析区域经济增长的空间关联性,如刘强、沈坤荣等<sup>[6-7]</sup>。二是运用一阶邻近矩阵和空间面板模型分析区域经济增长收敛性和外溢效应,如洪国志、邓明、朱国忠等<sup>[8-10]</sup>。三是运用Moran指数和空间面板模型分析城市经济增长空间关联性,如马国霞、何天祥等<sup>[11-12]</sup>。四是运用新古典经济学和新经济地理理论解释区域空间关联机理和来源,包括资本流动、知识溢出、FDI、市场潜能等影响,如赵伟、潘文卿、才国伟等<sup>[13-15]</sup>。

现有文献主要关注地区经济增长空间关联性,而对城市经济增长空间集聚与扩散机理量化研究较少,更少分析产业结构对城市经济溢出效应的影响。其次,采用Moran指数和空间计量模型涉及到一个关键参数即空间权重的选择。空间权重是

用来衡量“邻近”关系,如何量化“邻近距离”成为研究热点与难点。大部分学者采取简单的一阶邻近rook或queen权重,国外学者Fingleton采取了经济距离权重<sup>[16]</sup>。还有国外学者对权重参数进行估计,如Kooijman提出通过最大化空间相关系数Moran's I来确定空间权重参数<sup>[17]</sup>;Lesage等用贝叶斯模型估计经济距离<sup>[18]</sup>。然而,大多时候空间权重矩阵设置是随意的,被认为是静止的或外生的,既没有足够的理论基础支撑,也忽视了其背后的作用机理,因而不合理,正日益受到广泛批评<sup>[19]</sup>。Goyal考虑了网络的短暂性和动态性对权重的影响,得出动态变化的空间权重<sup>[20]</sup>。Anselin建议根据区域经济变量间的社会和经济联系设定经济距离<sup>[21]</sup>。Pinkes等认为需要根据具体问题结合经济学理论设定空间权重和模型<sup>[22]</sup>。国内学者田相辉等参考国外模型,对空间权重的确定做了新尝试<sup>[23]</sup>。

本文认为,空间权重是内生的,不能人为简单设立,必须考虑城市经济增长空间集聚和溢出机理,在探讨其主要影响因素的基础,提出经济权重模型;然后,利用空间关联极大化和空间模型最优化的方法对权重参数进行模拟分析,得出最佳的权重矩阵。在此基础上,以环长株潭城市群为例,分析该城市群经济增长空间关联性,验证该理论模型。

## 1 经济增长空间关联性机理与假设

根据J. Friedmann的核心—边缘理论,区域核心是中心城市,为创新中心,通过供给、交通网络、行政管理等系统组织和控制外围城市(边缘区),并向外围城市扩散创新成果、资金、技术和产业等,即中心城市既能吸引周边城市的资金和人才,呈现极化效应,扩大区域经济增长空间差距,又能向边缘区输出资本、人才、技术和产业,呈现扩散效应,带动周边城市经济增长,缩小区域经济增长差距。可以认为城市间经济流带来了空间溢出效应,包括扩散型的正溢出和集聚型的负溢出。

新古典经济学认为经济增长空间溢出源于劳动力、资本和技术等扩散;新经济增长理论强调知识溢出和人力资本积累推动技术创新和外溢,而这种外溢常借助于区际贸易和投资;新经济地理理论分析城市经济集聚与扩散的条件和因素,认为跨区域流动的生产要素、本地市场放大效应、循环累积因果关系、贸易自由度和空间距离等决定经济增长收敛与发散。

从图1可知,经济增长溢出源于资本、人力资本、知识和技术等生产要素的空间流动,这种流动带来了生产要素和产业的扩散,推动了生产要素在空间积累和技术进步,从而形成经济增长的空间关联性。才国伟等研究了生产要素空间流动产生两种空间相关性,提出了空间相关的来源理论模型<sup>[15]</sup>。本文认为城市经济流主要受市场潜能、邻近距离、产业结构和政策制度等影响。

### 1.1 需求产生经济流

如果城市经济实力强,增长快,存在本地市场放大效应,垄断企业倾向于聚集,经济发展存在聚集效应,对周边城市可能产生严重的回程效应(Backwash Effect);同时也对整个区域形成了较强的市场需求,引发人流、物流和资本流等,从而可能带动区域经济增长。由于经济实力与经济增长率构成了市场综合需求,即市场潜能,因此提出:

假设1:市场潜能与经济增长空间溢出效应呈强相关。

### 1.2 产业结构影响经济流

城市产业专业化推动区际贸易,产业结构升级促使产业外移,城市间产业配套协作等带来知识和技术外溢。如果城市间产业结构协同配套,城市经济增长相互带动作用增强,经济增长为正相关;如果产业结构十分雷同,可能存在明显恶性竞争关系,经济增长可能是负相关,或与正相关交替变换;如果城市间产业相互独立,投入产出关联性很低,则表现为经济增长弱相关或伪相关。比如宏观环境良好,带动整个区域经济增长。其次,产业关联性影响技术溢出。普遍认为,知识和技术溢出与认知邻近(Cognitive Proximity)有关,技术相差太远或太近无法融合与创新。Glaeser总结技术溢出存在Jacobs外部性和MAR外部性之争<sup>[24]</sup>,Asheim认为产业相关多样性有利于技术溢出<sup>[25]</sup>。因此提出:

假设2:产业结构相关多样性促进经济增长正溢出效应。

### 1.3 邻近距离阻碍经济溢出

Martin等认为技术扩散受到地区经济、技术水平和空间距离的影响<sup>[26]</sup>;Conley等研究空间距离对国际技术扩散影响<sup>[27]</sup>;Ertur等认为技术扩散程度随着空间距离递减<sup>[28]</sup>;Debarsy认为邻近区域经济对本区域经济影响大,经济增长呈空间自相关<sup>[29]</sup>。国内王铮、舒元和张强等研究结论也基本类同<sup>[30-32]</sup>。邻近距离影响主要表现为运费、信息不对称与搜寻成本,以及文化背景差异等空间成本上。空间成本对城市间的人员流动、企业迁移、区际投资和区际贸易存在明显阻碍作用。从知识和技术溢出路径看,城市内知识资本溢出可以被本地资本创造所利用,增强资本吸引力,而城市间的知识资本溢出强度随空间距离增加而递减。本文认为距离越大,对经济流阻碍作用越大,因受邻近城市吸收和阻碍,其阻碍效果呈阶梯状上升趋势。因此提出:

假设3:邻近距离阻碍经济增长溢出,阻碍作用随邻近距离增加呈阶梯状上升。

### 1.4 一体化政策促进经济溢出

区域经济一体化政策,主要包括贸易自由化政策、产业政策、科技政策、环境政策和协调统一规划等,均影响区际的生产要素流动和贸易流。

假设4:区域经济一体化政策促进经济溢出效应。

## 2 动态经济权重模型与计量方法

从上述机理可知,城市经济增长率不仅与自身的生产要素相关,还明显受到邻近城市的影响。邻近城市的市场需求和产业结构带来的影响随空间距离递增而变小。由于空间距离是与经济变量共同作用的,而经济变量本身是内生的,因此构建经

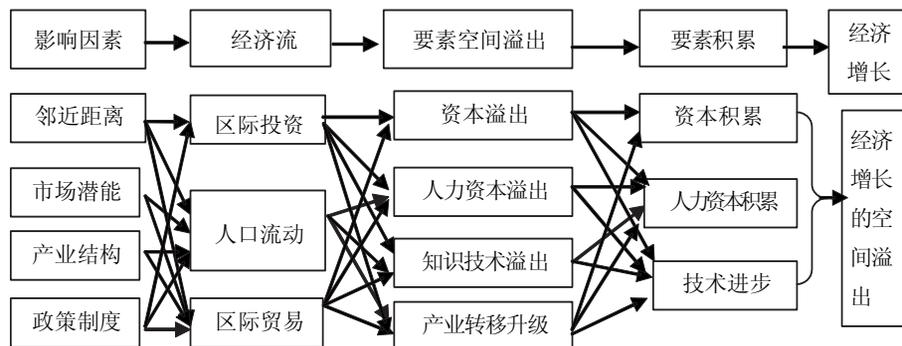


图1 城市经济增长空间溢出机理

Fig.1 Urban economic growth spatial spillover mechanism

济权重也是内生的和动态变化的。为此,本文提出经济权重模型为:

$$w_{ij} = Q_{ij}^e JG_{ij}^g r_{ij}^{-d} \quad (1)$$

式中: $w_{ij}$ 为城市*i*与城市*j*间的经济权重; $r_{ij}$ 为城市*i*与城市*j*间的经济增长溢出路径; $Q_{ij}$ 为城市*j*的市场潜能; $JG_{ij}$ 为两城市产业结构相关多样性程度; $d$ 、 $e$ 、 $g$ 为待定权重参数,其值越大,分别表示邻近距离、市场潜能和产业结构的影响越大。

### 2.1 空间距离采取N阶空间邻近距离计量

从经济流动路径看,直接相邻(或称一阶相邻)城市间经济流动水平明显高于间接相邻城市。由于城市群空间范围不大,距离只能衰减而不能完全阻碍经济溢出效应,采用高阶(N阶)邻近空间距离更适合。因此,提出经济增长溢出路径*r*为经济流从一个城市转移到另一城市的最短路径长度,直接相邻城市的长度为1,每中转一次长度加1,*r*越大邻近距离越远,溢出也难度越大。*d*为路径长度对经济增长溢出的阻碍程度,反映地理邻近对经济增长溢出的影响程度,*d*值越大,空间权重越大,空间距离阻碍越大,地理邻近影响也越大。

### 2.2 市场潜能采取经济实力衡量

一般认为城市实力越强,经济增长越快,对周边城市形成越强的需求带动效应。但是在城市集聚发展阶段也会对周边城市产生严重的回程效应。因此,市场潜能可用周边城市的当年实际GDP或人均GDP表示<sup>[15]</sup>。

### 2.3 产业结构相关多样性及衡量

城市间产业结构相关多样性影响产业扩散和产业内贸易,既推动资本流和人才流导致人均资本存量变化,又带来技术流促进技术进步。当两城市的产业结构关联程度很高时,表现为城市间大类产业大体相同,小类专业化明显的特征,容易引发较大规模的产业内贸易,并受认知邻近的影响,导致城市间技术溢出水平高,经济溢出效应大。

现有产业结构相似度衡量方法,如联合国工发组织提出的结构相似系数、克鲁格曼结构差异指数、熵指数等,均无法直接衡量产业结构相关多样性反映区域间产业结构协同配套情况<sup>[33]</sup>。

依据国家统计局产业分类,以5位数代码为II级产业,从投入产出角度把投入产出相近的II级产业合并为I级产业。可以证明,运用克鲁格曼结构差异指数计算的基于II级产业分类的产业结构差异度大于或等于基于I级产业分类的差异度。所以,提出将II级产业结构差异度与I级产业结构差

异度之差表示两城市间产业结构相关多样性。

$$JG_{ik} = \frac{1}{2} \left( \sum_{j=1}^n \left| \frac{x_{ij}}{\sum_{j=1}^n x_{ij}} - \frac{x_{kj}}{\sum_{j=1}^n x_{kj}} \right| - \sum_{g=1}^G \left| \frac{x_{ig}}{\sum_{g=1}^n x_{ig}} - \frac{x_{kg}}{\sum_{g=1}^n x_{kg}} \right| \right) \quad (2)$$

式中: $JG_{ik}$ 为城市*i*与城市*k*的产业结构相关多样性程度; $n$ 为II级产业个数; $G$ 为I级产业个数。可以证明:当两个城市的II级产业专业化程度高于I级产业专业化程度时, $JG_{ik} > 0$ ;当两个城市的II级产业专业化程度等于I级产业专业化程度时, $JG_{ik} = 0$ 。具体对两城市而言:①如果I级产业结构完全相同, $JG_{ik}$ 等于II级产业结构差异度, $JG_{ik}$ 越大,说明两城市产业结构相关多样性越高,II级产业关联性越大,技术和经济增长溢出越大;②如果I级产业结构完全不同,则II级产业结构也不同,那么 $JG_{ik} = 0$ ,说明两城市产业结构缺乏相关性,I级、II级产业关联性均很低,技术和经济增长溢出效应很小;③如果I级产业结构部分相同,而II级产业结构也部分相同,那么 $JG_{ik}$ 等于相同I级产业下的II级产业结构差异度,最大值为两城市相同I级产业所占份额之和的均值,最小值为两城市相同I级产业所占份额之差的均值。 $JG_{ik}$ 越大,I级产业下II级产业关联性越大,技术和经济增长溢出也越大。

$d$ 、 $e$ 、 $g$ 为权重模型待定参数。本文提出可以通过不断改变模型参数,使得区域空间关联性最大,具体计算时采取求全局Moran系数显著年份最多的方法确定权重参数范围。然后,引入空间模型,通过变动权重参数使得空间模型拟合度和可信度最大化来确定。

## 3 环长株潭城市群经济增长关联系数及空间分布

### 3.1 数据来源

选择1979—2013年环长株潭城市群八个城市经济数据。数据来源于各城市1995—2014年统计年鉴和1990—2014年湖南省统计年鉴。

### 3.2 产业结构聚类分析

依据湖南2007年投入产出表,以五位代码II级产业为基础,将湖南省21个产业,不包括电力、水和燃气生产三大产业,采取mequitty相似法,通过聚类分析,合并成11大类,如图2。具体为:(1)农林牧渔为第一类大农业;(2)煤炭开采和洗选业、(3)金属采选业和(4)非金属采选业组成第二类采选业;(5)食品制造及烟草加工业、(7)纺织服装皮羽制造业、(8)木材加工家具制造业和(9)造纸印刷文体制品构成第三类传统轻工业;(6)纺织业为第

四类;(10)石油加工炼焦及核燃料加工、(13)金属冶炼及压延工业和(14)金属制品业合并为第五类冶炼制造业;(11)化学工业和(12)非金属矿物制品构成第六类化学制品业;(15)通用专用设备制造业、(16)交通运输设备制造业和(17)电器机械及器材制造业归并为第七类传统装备业;(18)通信计算机制造为第八类信息业;(19)仪器仪表文化办公用机械制造为第九类现代办公业;(20)工艺品及其制造业为第十类工艺业;(21)废品废材料为第十一类废物利用业。结合专家咨询,将11大类产业进一步合并五个I级产业,即:I 1初级产业包括第一类大农业和第十一类废物利用业;I 2冶炼业包括第二类采选业和第五类冶炼制造业;I 3轻纺业包括第三类传统轻工业、第四类纺织业和第十类工艺品;I 4化工业为第六类化学医药制品业;I 5装备业包括第七类传统装备业、第八类信息业和第九类现代办公业。

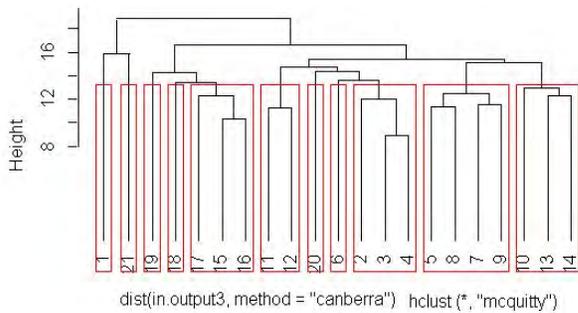


图2 湖南省II级产业聚类分析树状图

Fig.2 Five-code industry cluster dendrogram in Hunan Province

### 3.3 人均经济增长率(AGDP)的空间分布

将环长株潭城市群人均经济增长率(AGDP)2000—2013年均值和2009年值绘制在图3,发现长沙(cs)增长率最高,株洲(zz)、湘潭(xt)和岳阳(yy)次高,衡阳(hy)和益阳(ey)较低,娄底(ld)和常德

(cd)最低,并在局地上有高值和低值聚集、低值和低值聚集等现象,空间关联性显示不强。

### 3.4 权重选择与Moran系数分布

①采用一阶邻近权重矩阵的城市群空间关联程度很低,采用N阶邻近权重矩阵城市群空间关联程度有所提升,空间对城市经济流的阻碍程度随邻近距离而增长。

利用GeoDa构建一阶后相邻(Queen contiguity)权重矩阵,采用R语言计算出环长株潭城市群AGDP的Moran系数,发现多数年份的全局Moran系数为负,只有2009年为0.24,显著系数为0.049,城市群整体空间关联性较弱。

采取N=3阶邻近矩阵,Moran系数均为负,城市群空间关联性有所提升,但与d值大小有关。从图4可知,随着d值由小变大,空间相关年度数(MPN)呈波浪形变化。当d值在[0.8, 1.4]间达到最大为2个年份,随后下降。从表1可知,当d=1时,采用N阶邻近矩阵的空间关联性优于一阶邻近矩阵。由于d在1左右的空间关联性较强,表明AGDP空间关联性存在较明显的N阶邻近效应,即邻近距离的阻碍作用逐步增强,中心城市对边缘城市也有较明显的集聚效应。

②引入市场潜能和产业结构相关多样性作为经济距离权重,空间相关性明显提升。

引入当年GDP实际增长额作为潜能权重,产业结构相关多样性指数为结构权重,采用三阶邻近空间矩阵,通过初步模拟确定参数d、e和g在[0, 3],计算AGDP空间相关性结果如图5。所有年份的Moran系数均为负,城市群经济增长呈空间负相关,且随空间距离权重d增长,空间关联性降低,但随潜能权重系数e增长而增加。从e=0.6和d=0.3起,AGDP空间关联年度数(MPN)最大,达到6个,比未引进潜能权重时更高,表明市场潜能是影响经济增

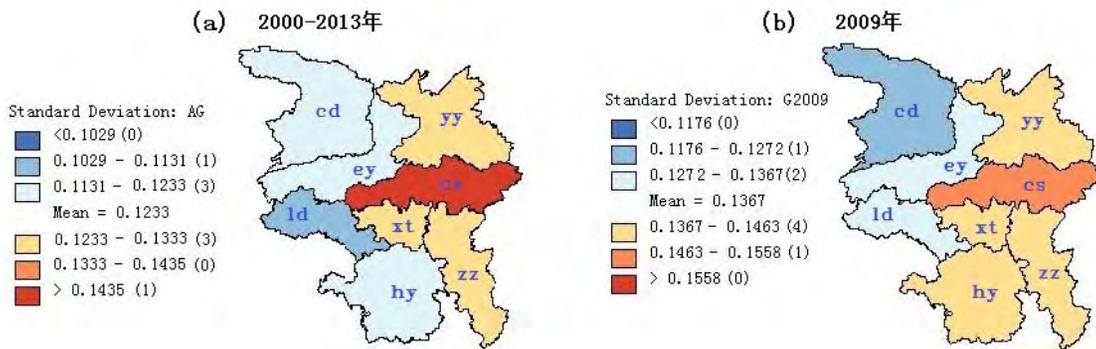


图3 环长株潭城市群人均经济增长率(AGDP)标准差空间分布差异

Fig.3 The spatial distribution of AGDP standard deviation in Great Chang-Zhu-Tang city group

表1 环长株潭城市群AGDP空间关联性与权重的关系

Tab.1 The relationship between the spatial association of AGDP and weights in Great Chang-Zhu-Tang city group

年份		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
一阶邻近 $d=1$	$K$	2.35	3.53	2.32	4.3	3.98	3.99	4.39	4.79	2.59	1.77	1.88	1.56	2.67	2.92
	$MI$	-0.14	-0.06	-0.18	-0.24	-0.2	-0.01	-0.39	-0.34	0.02	0.24	-0.02	-0.19	-0.08	-0.14
	$P$	0.494	0.3178	0.573	0.732	0.624	0.218	0.058	0.08	0.218	0.049	0.286	0.571	0.389	0.487
三阶邻近 $d=0.3$	$MI$	-0.12	-0.12	-0.18	-0.17	-0.17	-0.12	-0.22	-0.22	-0.09	-0.04	-0.11	-0.17	-0.12	-0.15
	$P$	0.620	0.666	0.278	0.256	0.329	0.680	0.050	0.043	0.794	0.061	0.689	0.334	0.624	0.483
	$e=0.6$	$P$	0.825	0.804	0.364	0.018	0.008	0.019	0.004	0.711	0.549	0.858	0.858	0.504	0.046
近 $d=0.3, e=0.5, g=0.1$	$MI$	-0.14	-0.12	-0.13	-0.21	-0.22	-0.21	-0.25	-0.12	-0.14	-0.11	-0.13	-0.17	-0.20	-0.22
	$P$	0.573	0.725	0.686	0.034	0.012	0.038	0.002	0.697	0.577	0.867	0.707	0.161	0.026	0.010

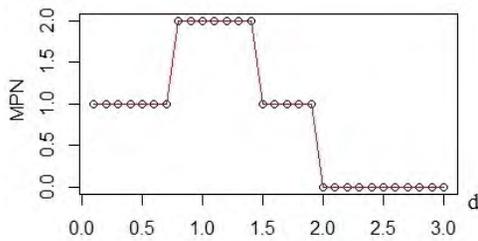


图4 环长株潭城市群空间关联年度数(MPN)随空间权重参数(d)的分布

Fig.4 The distribution of MPN with spatial weight parameters (d) in Great Chang-Zhu-Tang city group

长空间溢出的重要因素。

进一步引入产业结构相关多样性进入权重矩阵,在保持潜能权重参数(e)不变前提下,从图5(b)发现随产业结构相关多样性增加,空间负相关性逐步下降,表明产业结构与市场潜能共同影响空间关联性,且随产业结构雷同化程度提升,空间负关联性增长。当 $d=0.3, e=0.5$ 和 $g=0.1$ 时,AGDP空间关联年度数也达到6个,表明市场潜能对空间关联性的影响很大,其次是空间距离和产业结构。虽然环长株潭城市群空间距离不足600km,但一阶邻近城市空间权重比二阶邻近城市空间权重重大19%,表明中心城市对邻近城市经济影响明显高于边缘城市。

③局部Moran系数空间分布。根据上述分析,采用 $d=0.3, e=0.5$ 和 $g=0.1$ 计算环长株潭城市群局部Moran系数,得散点图6。多数年份的城市集中在第二和第四象限,表明经济增长率局地高低聚集

和的高低聚集,均为空间负相关,特别是多个年份的长沙表现出强烈的高低聚集,其次是湘潭和岳阳,娄底、常德和株洲多为低高聚集。

### 4 城市群经济增长空间溢出模型

#### 4.1 经济增长空间溢出模型的构建

根据城市群经济增长空间溢出机理分析,在Dowrick等的经济收敛方程基础上<sup>[34]</sup>,修改洪国志等空间经济收敛模型<sup>[8]</sup>,增加政策虚拟变量,并将动态经济权重引入城市经济空间扩散方程。

$$gl_i = b_0 + \rho \cdot W_i \cdot gl_i + b_1 \cdot DK_i + b_2 \cdot \ln(y_{i0}) + b_3 \cdot D \cdot \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中: $gl$ 为按从业人员计算的平均经济增长率(即劳均经济增长率); $y_0$ 为初始的劳均GDP; $DK$ 为劳均资本存量增长率; $D$ 为政策虚拟变量,从1997年开始,长沙、株洲和湘潭开始推行经济一体化政策,因此长株潭三市为1,其它城市为0; $\rho$ 为经济增长的空间滞后系数,反映经济溢出效应; $W$ 为动态经济权重矩阵,随时间 $t$ 动态变化; $i$ 表示城市; $b_1$ 为劳均资本存量增长率系数,反映新古典理论收敛机制; $b_2$ 为初始劳均GDP系数,即所谓的 $\beta$ 绝对收敛参数,反映新增长理论收敛机制<sup>[8]</sup>; $b_3$ 为一体化政策虚拟变量系数。

#### 4.2 劳均资本存量增长率(DK)的测定

劳均资本存量(K)为社会固定资产除以全社会从业人口。社会固定资产利用1978—2013年的固

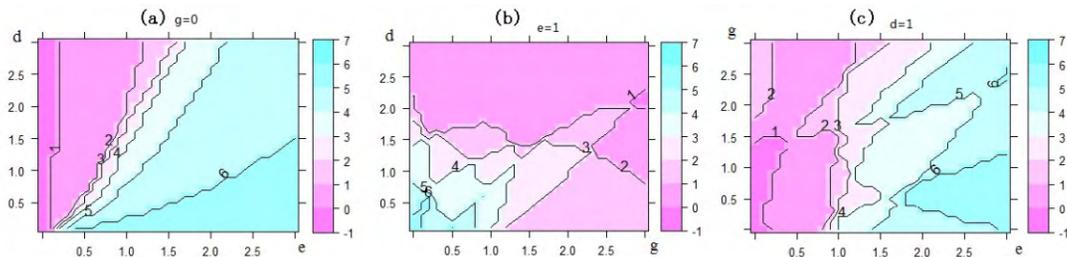


图5 环长株潭城市群空间关联年度数(MPN)随权重参数(d,e,g)的分布

Fig.5 The distribution of MPN with weight parameters (d,e,g) in Great Chang-Zhu-Tang city group

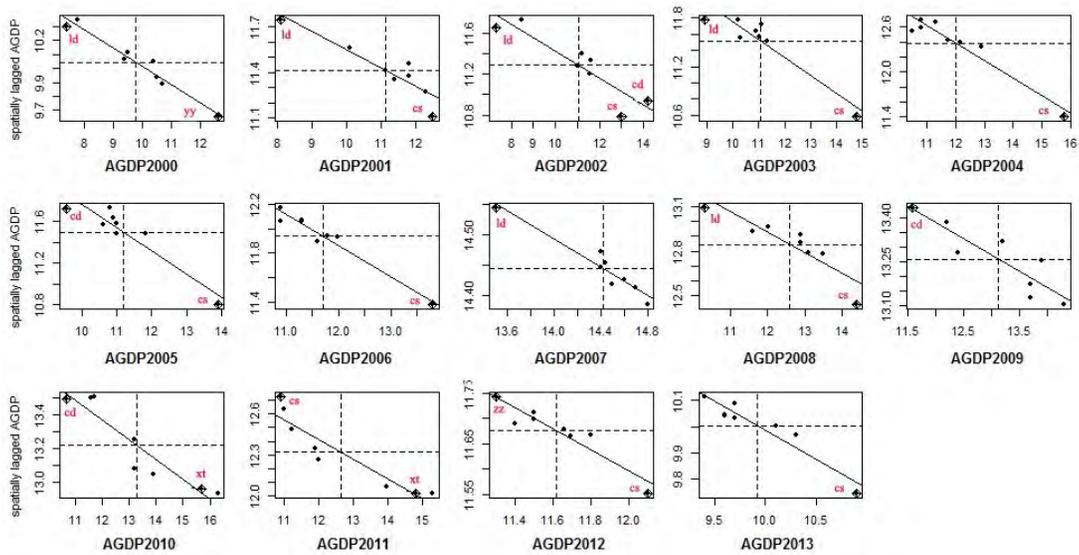


图6 环长株潭城市群AGDP局部Moran系数散点图

Fig.6 The scatter plot of Local Moran's Index calculated by AGDP in Great Chang-Zhu-Tang city group

定资本形成额采取永续盘存法计算。其中固定资产折旧率设定为5%，固定投资序列的平减指数为《中国统计年鉴》中的湖南省固定资产投资平减指数。因此劳均资本存量增长率 $DK_{it}$ 为：

$$DK_{it} = (K_{it} - K_{i,t-1}) / K_{it} \quad (4)$$

#### 4.3 环长株潭城市群经济增长空间关联结果分析

依据公式(4)计算城市劳均资本存量增长率，依据公式(1)计算动态权重矩阵 $W$ 。然后，利用R语言编程，分别采取面板数据OLS方法、空间面板数据ML方法和动态面板数据ML方法计算方程(3)，结果见表2。

分析2000—2013年环长株潭城市群经济增长空间关联性，有必要采用面板数据进行计算，由此涉及到固定效应和随机效应，通过phtest命令，采用Hansman检验， $\chi^2 = 41.13$ ,  $df=3$ ,  $p\text{-value}=6.13e-09$ ，确定固定效应模型M2更合适。在不考虑空间效应情况下，模型M2的劳均资本存量增长率系数 $b_1$ 为0.555，小于1，很显著，表明城市群存在明显的新古典收敛；但是初始劳均GDP系数 $b_2$ 为0.1144，大于0，显著，表明技术扩散效应弱，似乎不存在明显的新经济增长理论收敛；政策虚拟变量系数 $b_3$ 为-0.1687，小于0，显著，表明长株潭经济一体政策提升三市经济增长收敛速度。

鉴于经济溢出效应和模型M2的拟合程度，从模型M3开始加入空间滞后变量，除模型M3外均能通过显著性检验，而且拟合程度更高，空间滞后系数 $\rho$ 为负，系数 $b_2$ 很小，表明城市群技术进步存在路径依赖，技术外溢效应不够明显，经济增长为负相

关。进一步分析模型M1~M7，得出：

①权重因子及权重参数选择对经济增长关联性影响很大，并严重影响空间模型的显著性。从表1和表2的对比看，通过将邻近距离、市场潜能和产业结构引入权重矩阵，优化其参数，可以使空间关联性大幅度提高，空间模型显著性也大大提升。可以看出Moran系数显著性基本上对应空间模型的显著性，但权重参数最优化最终应通过空间模型确定。通过估计权重参数( $d$ 、 $e$ 和 $g$ )范围，在确保空间模型系数均为显著且空间滞后系数 $-1 \leq \rho \leq 1$ 的条件下，得到最优模型M7，可决系数为0.6631，拟合度最高；大多系数显著水平均在0.0001以下，模型检验很显著，且能通过Hausman检验。

②环长株潭城市群存在较明显的经济增长空间负相关，空间滞后系数 $\rho$ 为-0.9608，14个年份的全局Moran系数均为负，表明长沙经济增长集聚效应明显，扩散效应不强，局限于长株潭三市，整个城市群处于发展初期<sup>[35]</sup>。

③假设3成立，邻近距离阻碍经济溢出，妨碍空间集聚效应。无论从关联年度数，还是空间模型拟合度和可信度看，城市群内采用N阶邻近权重矩阵更合适，MPN更大。其次，空间权重参数 $d$ 也是重要影响因子，随 $d$ 值变大，空间关联性变弱，空间聚集与扩散效应减弱。虽然环长株潭城市群规模不大，空间距离不足600km，但邻近空间的阻碍作用较明显，因为当 $d=0.3$ ，一阶邻近权重比二阶邻近权重高19%。

④假设1成立，市场潜能是影响经济集聚与扩

表2 环长株潭城市群经济溢出空间面板模型估计结果  
Tab.2 Spatial panel estimation of AGDP in Great Chang-Zhu-Tang city group

Model Type / Estimation Method	Panel Data Model OLS		SAR (Fixed Effects) M L		Dynamic SAR (Fixed Effects) M L		
	M1:随机效应	M2:固定效应	M3:一阶邻近权重	M4:三阶邻近权重	M5:三阶潜能权重	M6:三阶经济权重	M7:三级经济权重
d			1	1	0.2	0.3	0.1
Weight PRM. e					0.6	0.5	0.5
g						0.1	0.3
Intercept	0.0559 (1.1e-12)						
b <sub>1</sub>	0.5191 (2.2e-16)	0.5550 (2.2e-16)	0.5448 (2.2e-16)	0.4761 (2.2e-16)	0.4932 (2.2e-16)	0.4782 (2.2e-16)	0.4760 (2.2e-16)
b <sub>2</sub>	0.1073 (4.6e-06)	0.1144 (1.1e-09)	0.1127 (4.9e-13)	0.0986 (1.7e-11)	0.1028 (1.8e-13)	0.0993 (6.5e-12)	0.0980 (1.4e-11)
b <sub>3</sub>	-0.1569 (3.0-e06)	-0.1687 (1.1e-09)	-0.1658 (6.6e-13)	-0.1444 (3.3e-11)	-0.1532 (8.5e-13)	-0.1472 (4.7e-12)	-0.1443 (1.6e-11)
ρ			-0.0989	-0.8984	-0.8621	-0.9971	-0.9608
LR test			0.9406 (0.3321)	12.959 (0.0003)	12.824 (0.0003)	14.971 (0.0001)	15.771 (7.1e-05)
LogL			300.44	306.447	306.38	307.45	307.85
LM test			11.984 (0.0005)	22.71 (1.9e-06)	9.0318 (0.0027)	5.2791 (0.0216)	5.638 (0.0175)
Wald- statistic			1.1050 (0.2932)	17.792 (2.5e-05)	12.854 (0.0003)	15.499 (8.3e-05)	15.60 (7.8e-05)
AIC			-590.88	-602.89	-602.76	-604.91	-605.71
Adj-AR <sup>2</sup>	0.4944	0.4974	0.5780	0.6546	0.6479	0.6624	0.6631
F-statistic	37.87 (2.2e-16)	44.91 (2.2e-16)	45.29 (2.2e-16)	62.27 (2.2e-16)	60.50 (2.2e-16)	64.43 (2.2e-16)	64.62 (2.2e-16)

注:括号内的值为检验显著水平 p-value。

散的重要因素。图 5(a)表明当参数  $d$  保持不变时,空间关联性随  $e$  值增大而上升,表现为长沙经济实力强,集聚效应很强,而娄底很弱,形成较强空间负相关性。从模型 M5、M6 和 M7 看,  $e$  值明显高于  $d$  值,说明市场潜能作用更大,引入市场潜能进入空间滞后模型是合理的。

⑤假设 2 成立,城市间产业结构相关多样性程度与市场潜能共同影响经济溢出效应。图 5(b)表明当  $e$  和  $d$  不变时,随  $g$  值下降空间负相关程度增加,空间集聚效应变大。可以认为,当中心城市聚集增长时,城市间产业结构相关多样性对空间负相关是起反向或阻碍作用的,即产业结构雷同有利于中心城市的集聚,阻碍城市群经济的正溢出。图 5(c)表明,市场潜能与产业结构相关多样性共同影响空间关联性,但市场潜能作用更大。最优模型 M7 的三个权重参数大小为  $e > g > d$ ,表明在城市群内市场潜能对经济溢出效应影响最大,其次是产业结构相关多样性,地理邻近的影响相对较小。

⑥假设 4 成立,区域经济一体化政策促进经济溢出,加快了经济收敛速度,与有关研究相吻合<sup>[36]</sup>。政策虚拟变量系数  $b_3$  为 -0.1443,小于 0,较显著,表明从 1997 年实施的长株潭三市经济一体政策产生

了经济正溢出效应,经济收敛速度明显高于其它未实施一体政策的 5 个城市。

## 5 结论与启示

通过分析表明经济权重是内生的和动态的,空间邻近、市场潜能和产业结构为主要影响因子。通过最大化空间相关性,促使空间关联年度数(MPN)极大化是确定经济权重参数范围的有效方法。结合空间模型显著性和拟合度可以最终确定最优权重参数。

在空间面积不大的城市群内,选择高阶邻近空间距离比一阶邻近空间距离更合理。市场潜能是影响经济增长空间关联程度最重要因素;产业结构相关多样性与市场潜能共同作用于经济增长的集聚与扩散效应;区域经济一体化政策促进了经济溢出效应。

判断城市群经济空间增长是以集聚效应还是扩散效应为主,即经济增长收敛性问题,可以通过计算 Moran 系数,结合空间滞后系数  $\rho$  和  $\beta$  绝对收敛参数 ( $b_2$ ) 的正负给予判断。当空间滞后系数  $\rho < 0$ ,且 Moran's I  $< 0$  和  $b_2 > 0$  时,城市群经济增长处于集聚阶段,空间经济增长为强负相关。

在2000—2013年期间,环长株潭城市群表现出较强的空间负相关,说明城市群处于发展初期,中心城市集聚效应很强,扩散效应较弱,经济增长呈扩散—收敛—扩散态势,城市群既存在明显的新古典资本报酬递减收敛机制,也存在政策制度收敛机制,但技术收敛机制尚不明显,说明城市群技术进步存在路径依赖或者长株潭技术扩散效应并不强烈,因而经济收敛不够稳定。

总之,通过提升城市群经济规模实力,建设快捷高效的交通通讯体系,优化城市群产业结构,实施经济一体化政策等,能促进资本、人口和技术等生产要素的空间流动,推动贸易自由化,形成产业集群,产生新古典收敛机制和新经济增长理论收敛机制。所以,弱化行政边界,构建统一自由开放的市场,消除交通瓶颈、贸易壁垒和行政条块分割是促进城市群经济共同发展的有效措施。

#### 参考文献:

- [1] Baumol W J. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show [J]. *American Economic Review*, 1986, 76(5): 1 072 - 1 085.
- [2] Bernard A B, Durlauf S N. Convergence in International Output [J]. *Journal of Application Econometrics*, 1995, 10(2): 97 - 108.
- [3] Barro R J, Sala-i-Martin, Xavier. Technological Diffusion, Convergence, and Growth [J]. *Journal of Economic Growth*, 1997, 2(1): 1 - 26.
- [4] Lu S R, Wang Y W. Convergence, technological interdependence and spatial externalities: a spatial dynamic panel data analysis [J]. *Applied Economics*, 2015, 47(18): 1 833 - 1 846.
- [5] Royuela V, García G A. Economic and Social Convergence in Colombia [J]. *Regional Studies*, 2015, 49(2): 219 - 239.
- [6] 刘强. 中国经济增长的收敛性分析 [J]. *经济研究*, 2001(6): 70 - 77.
- [7] 沈坤荣, 马俊. 中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究 [J]. *经济研究*, 2002(1): 33 - 39.
- [8] 洪国志, 胡华颖, 李郁. 中国区域经济发展收敛的空间计量分析 [J]. *地理学报*, 2010, 65(12): 1 548 - 1 558.
- [9] 邓明, 魏后凯. 空间相关性下中国地区经济的多重均衡 [J]. *经济管理*, 2013, 35(4): 30 - 40.
- [10] 朱国忠, 乔坤元, 虞吉海. 中国各省经济增长是否收敛? [J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(3): 1 171 - 1 194.
- [11] 马国霞, 徐勇, 田玉军. 京津冀都市圈经济增长收敛机制的空间分析 [J]. *地理研究*, 2007, 26(3): 590 - 598.
- [12] 何天祥. 环长株潭城市群技术进步及空间溢出效益研究 [J]. *经济地理*, 2014, 34(5): 109 - 115.
- [13] 赵伟, 马瑞永. 中国经济增长收敛性的再认识——基于增长收敛微观机制的分析 [J]. *管理世界*, 2005(11): 12 - 21.
- [14] 才国伟, 钱金保. 解析空间相关的来源: 理论模型与经验证据 [J]. *经济学(季刊)*, 2013, 12(3): 869 - 894.
- [15] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应 [J]. *经济研究*, 2012(1): 54 - 65.
- [16] Fingleton, Bernard. Theoretical economic geography and spatial econometrics: dynamic perspectives [J]. *Journal of Economic Geography*, 2001, 1(2): 201 - 225.
- [17] Kooijman S A L M. Some remarks on the statistical analysis of grids especially with respect to ecology [J]. *Annals of Systems Research*, 1976(5): 113 - 132.
- [18] Lesage J, Fischer M. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation [J]. *Spatial Economic Analysis*, 2008, 3(3): 275 - 304.
- [19] Corrado L, Fingleton B. Where is the Economics in Spatial Econometrics? [J]. *Journal of Regional Science*, 2012, 52(2): 210 - 239.
- [20] Goyal, Sanjeev. *Connections: An Introduction to the Economics of Networks* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2012.
- [21] Anselin L. Thirty Years of Spatial Econometrics [J]. *Papers in Regional Science*, 2010, 89(1): 3 - 25.
- [22] Pinkse J, Slade M E. The Future of Spatial Econometrics [J]. *Journal of Regional Science*, 2010, 50(1): 103 - 117.
- [23] 田相辉, 张秀生. 空间外部性的识别问题 [J]. *统计研究*, 2013, 30(9): 94 - 100.
- [24] Glaeser E L, Kallal H D, Scheinkman J A, et al. Growth in cities [J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6): 1 126 - 1 152.
- [25] Asheim B, Boschma R, Cooke P. Constructing Regional Advantage: Platform Policies Based on Related Variety and Differentiated Knowledge Bases. *Regional Studies*, 2011, 45(7): 893 - 904.
- [26] Martin P, Ottaviano G. I. P. Growth and Agglomeration [J]. *International Economic Review*, 2001, 42(4): 947 - 968.
- [27] Conley T G, Ligon E. Economic Distance and Cross-Country Spillovers [J]. *Journal of Economic Growth*, 2002, 7(2): 157 - 187.
- [28] Ertur C, Koch W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2007, 22(6): 1 033 - 1 062.
- [29] Debarsy N, Ertur C. Testing for spatial autocorrelation in a fixed effects panel data model [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40(6): 453 - 470.
- [30] 王铮, 毛可晶, 刘筱, 等. 高技术产业聚集区形成的区位因子分析 [J]. *地理学报*, 2005, 60(4): 567 - 576.
- [31] 舒元, 才国伟. 我国省际技术进步及其空间扩散分析 [J]. *经济研究*, 2007(6): 106 - 118.
- [32] 张强, 卢获. 技术扩散和经济增长: 一个空间计量模型研究 [J]. *上海经济研究*, 2011(8): 42 - 53.
- [33] 何天祥, 朱翔, 王月红. 中部城市群产业结构高度化的比较 [J]. *经济地理*, 2012, 32(5): 54 - 58.
- [34] Dowrick S, Rogers M. Classical and technological convergence: Beyond the Solow-Swan Growth Model [J]. *Oxford Economic Papers*, 2002, 54(3): 369 - 385.
- [35] 赵纯凤, 杨晴青, 朱媛媛, 等. 湖南区域经济的空间联系和空间组织 [J]. *经济地理*, 2015, 35(8): 53 - 60.
- [36] 陈晓红, 何天祥, 等. 广东发展之路与湖南崛起 [M]. 长沙: 湖南师范大学出版社, 2008.