

# 珠三角县域城市潜力的时空关联结构演变

梅志雄, 徐颂军, 欧阳军

(华南师范大学地理科学学院, 广州 510631)

**摘要:** 基于1990、1994、2000、2005和2009年公路网数据和经因子分析得到的县域城市综合实力指数, 采用扩展的潜力模型测度县域潜力指数, 运用时空自相关方法探讨珠三角县域潜力的时空关联格局及其演变, 并与空间关联格局对比及与交叉相关函数比较检验其准确性。结果表明: ① 珠三角县域潜力总体上具正时空关联性, 但关联程度不高, 1994-2005年缓慢加强而2005-2009年趋于减弱。大多县域潜力的局部时空关联特征相对稳定, 且以正相关为主, 但部分县市时空关联类型发生了明显转化。② 县域潜力的局部时空关联类型分布差异及其变化明显, 时空HH区分布于中部地带和东部的深圳—东莞地带, 2000年后中部的时空HH区范围收缩至广—佛核心都市区; 西部时空LL区连片分布格局相对稳定, 中南部2005年开始出现新的时空LL区, 东部时空LL区范围1994-2000年扩大而后逐步收缩, 2009年零星分布于东部边缘; 时空异质区变化较剧烈。③ 三大地带县域潜力的局部时空关联特征反差鲜明, 东部与中部差异趋于缩小, 而西部与中、东部的差异进一步扩大。④ 时空自相关方法能有效挖掘县域潜力的时空关联模式, 比仅考虑空间效应的ESDA方法更能准确客观揭示县域潜力间的时空交互关系。

**关键词:** 城市潜力; 时空关联结构; 时空自相关; spatio-temporal Moran's I; 珠三角

DOI: 10.11821/dlxb201404006

## 1 引言

事物和现象的空间格局、特征及其演变等称为空间模式。从成因上看, 空间模式一般包括事物和现象之间时间相同而位置不同形成的空间关联模式、时间不同而位置相同形成的时间关联模式、时间和位置都不同形成的时空关联模式几类<sup>[1]</sup>。时间和空间上的关联是各种不同空间模式产生、变化和发展的根本原因之一<sup>[2]</sup>。因此, 挖掘事物和现象之间隐含的时空关联关系和特征, 对于揭示形成不同空间模式或空间分异的内在关联机制具有重要作用。

当前, 事物和现象的空间模式挖掘研究, 受到学术界的广泛关注, GIS空间分析技术被广泛应用<sup>[3-14]</sup>。但这些研究多采用传统空间分析法 (如样方分析、核密度函数、最近邻指数和分布函数等)<sup>[3-7]</sup>和探索性空间数据分析 (ESDA) 法<sup>[8-14]</sup>。传统空间分析法只能描述事物和现象的整体空间格局, 不能反映局部差异 (空间异质) 情况。ESDA虽能揭示空间依赖和空间异质, 但它完全依赖于空间截面数据进行, 未考虑时间效应 (时间自相关) 而不能反映事物和现象之间复杂的时空关联关系。现实地理事物和现象往往呈现复杂的时间和空间关系, 时空交互是地理时空数据分析的一个本质性问题, 故分析地理事物和现象之间关联关系应考虑时间和空间的交互作用。时空数据可看作存在空间相关的时间序列的集合, 时空依赖性和时空异质性是其最主要特征<sup>[15-17]</sup>。地理对象的时空关联模式是在其时空依赖和时空异质共同作用下形成的<sup>[2]</sup>。因此, 要挖掘地理对象的时空关联模式, 就需探索其时空

收稿日期: 2013-07-19; 修订日期: 2013-12-26

基金项目: 国家自然科学基金项目(41001078) [Foundation: National Natural Science Foundation of China, No.41001078]

作者简介: 梅志雄 (1976-), 男, 湖北黄梅人, 博士, 副教授, 中国地理学会会员 (S110007722M), 主要研究方向为GIS应用、空间统计学。E-mail: zhixiongmei76@126.com

依赖性和时空异质性特征。

在ESDA基础上发展的时空自相关技术能挖掘时空关联、集聚和时空异质,揭示时空交互作用机制。20世纪70年代西方学者对时空序列建模时就提出了时空自相关概念<sup>[15]</sup>和度量方法<sup>[18-19]</sup>,而后国外对时空自相关的研究主要集中在两方面:①考虑时空相关性影响,对时空数据建模及实证分析<sup>[20-24]</sup>。这类研究主要采用全局时空自相关函数等来识别研究对象的空间延迟阶数和时滞期数,然后进行时空回归建模或时空预测建模。但多未考虑局域时空自相关性,对研究对象的时空关联结构的揭示不足。②构建时空自相关统计指标,研究地理对象的时空自相关特征等<sup>[25-27]</sup>。这类研究考虑到全局和局域时空自相关性,揭示了时空依赖和时空异质性特征。而国内相关研究起步较晚,研究成果相对较少。王劲峰是国内较早开展时空自相关研究的学者,他扩展空间Moran's *I*得到时空相关统计量的形式,并提出针对无主导机制地学过程模拟与预测的时空结构自适应模型<sup>[16]</sup>;王佳璆<sup>[17]</sup>也对时空相关序列建模进行了探索研究。国内时空自相关实证研究主要集中在交通领域<sup>[28-30]</sup>,如韩卫国等基于时空自回归移动平均模型,建立了北京市长安街沿线路口间交通流的时空关联关系,用于区域交通流的短时预测和时空分析<sup>[28]</sup>;赵玲等利用时空自相关函数和扩展交叉相关函数(CCF)得到的一种局部时空自相关指数,基于道路行车时间数据,分析了伦敦市路网的全局和局域时空相关性<sup>[29]</sup>;陈绍宽等改进空间Moran's *I*为时空Moran's *I*指数,以北京市二环快速路外环方向的车流速度数据为例,从全局与局部自相关两方面分析了交通状态时空分布与演化规律<sup>[30]</sup>。这些成果为本文提供了有益借鉴。但综观已有文献发现,时空关联视角下对区域城市体系城市间的时空关系的研究十分缺乏。为此,本文在参考前人研究的基础上,以珠三角县域单元为例,基于扩展的潜力模型得到县域城市潜力数据,引入综合考虑了时间和空间效应的时空自相关方法,探索1990-2009年珠三角县域潜力的时空关联格局及其演变;并与空间关联格局进行对比,选取与空间关联格局明显不同的较有代表性的单元,与交叉相关函数(CCF)比较来验证时空关联分析结果的准确性,以期为区域城市间关系的研究提供一个新视角,同时为下一步考虑时间和空间双向自相关的时空综合预测与区域规划决策提供信息与依据。

2 研究区域、数据与方法

2.1 研究区域与数据来源

改革开放以来,尤其是20世纪90年代以来,广东珠三角地区经济和城市化快速发展,区内城际间交流联系日益密切,社会经济要素的空间集聚与扩散更加频繁。截至2009年底,该区GDP占全省82%,但土地面积仅占全省30.4%,常住人口达4786万人(不含流动人口),占全省49.7%,常住人口密度达1019人/km<sup>2</sup>,城镇化水平高达80%,城镇密度达101.4个/万km<sup>2</sup>,成为中国城镇密度最大、空间要素集聚度最高的城市群之一。因此,以该区为研究区具有较强典型性和代表性。以研究区所辖的9个地级市市区和所有县级单元(统称为县域)为基本空间单元,按2009年行政区划并结合实际对部分区域进行归并处理,把由分散镇区组成的东莞和中山市分别作为一个单元,最后形成30个研究单元(图1)。研究指标为通过扩展的潜力模型计算的各研究单元潜力指数,城市潜力可反映某城市在其所在城市体系中具

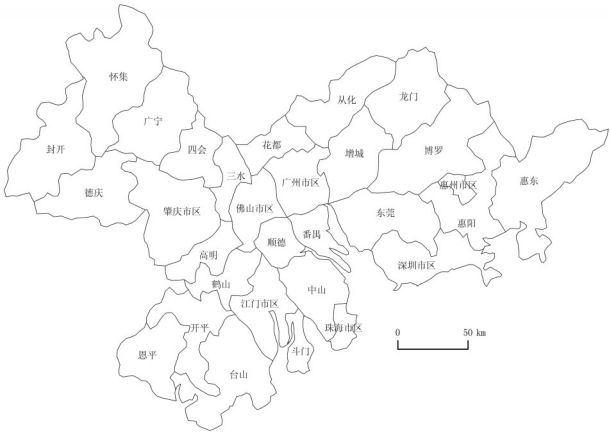


图1 研究区范围及各县域空间分布

Fig. 1 The research area and spatial distribution of counties

备的集聚能力<sup>[31]</sup>,这种能力将促使区域内各要素从集聚能力弱的地区向集聚能力强的地区转移和流动,从而使区域城市间空间关系发生变化。基于获取的数据,研究时段选为1990-2009年。

从广东省地图出版社收集到1990、1994、2000、2005和2009年的研究区公路交通图,经配准、数字化及拓扑处理后建立网络数据集,通过GIS网络分析获取各单元间的最短路径距离,以作为潜力模型中距离参数。选取与道路数据对应的5个年份作为时间断面,参照相关研究<sup>[32]</sup>,并遵循完备性、可比性、层次性和数据可获得性原则,从4个方面建立县域城市综合实力评价指标体系(表1),通过因子分析法测算城市综合实力指数以作为潜力模型中城市规模参数。表1中的原始数据主要来源于1991-2010年《广东统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国县(市)社会经济统计年鉴》及地方统计资料或通过空间数据提取得到,个别缺失数据通过插补得到。依据《中华人民共和国道路技术标准》(JTGB01-2003)并结合实际,设定各级公路行车速度为高速120 km/h、国道80 km/h、省道及以下道路60 km/h,再利用可达性系数计算公式计算扩展的潜力模型中的可达性系数。

表1 城市综合实力评价指标体系  
Tab. 1 Evaluation index system of the integrated power of cities

一级指标	二级指标
城市规模水平	城市非农业人口数(x1)、城市建成区面积(x2) GDP(x3)、人均GDP(x4)、工业总产值(x5)、地方财政收入(x6)、地方财政支出(x7)、城乡居民年末储
城市经济水平	蓄存款余额(x8)、全社会固定资产投资(x9)、城市职工年平均工资(x10)、社会消费品零售总额(x11)、 第二产业产值(x12)、第三产业产值(x13)、第三产业产值占总产值比重(x14)、实际利用外资额(x15)、 外贸出口总值(x16)
社会发展水平	万人拥有医疗卫生机构床位数(x17)、邮电业务总量(x18)、人均邮电业务量(x19)、专业技术职称人 数(x20)、R&D支出(x21)
基础设施水平	城市客运总量(x22)、城市货运总量(x23)、人均公路通车里程(x24)

2.2 研究方法

2.2.1 扩展的潜力模型 由于城市自身因素的影响,规模量和距离指标都相等的两对城市的联系也可能不同,互补性、相关性大的两城市间联系可能更密切,且两地间联系的密切程度与其可达性有关。根据空间相互作用理论并结合数据可获得性和可量化性,本文引入城市间综合经济相关系数和可达性系数对传统潜力模型进行如下扩展,用来测度各县域潜力指数:

$$T_i = \sum_{j=1}^n T_{ij} = \sum_{j=1, j \neq i}^n \left( R_{ij} \times \alpha_i \times P_i P_j d_{ij}^{-b} \right) + P_i P_i d_{ii}^{-b} \tag{1}$$

式中:  $T_i$  为  $i$  城潜力值;  $T_{ij}$  为  $i$ 、 $j$  城市间相互作用量;  $d_{ij}$  为  $i$ 、 $j$  城间距离,本文取城市间最短公路距离;  $P_i$ 、 $P_j$  分别为  $i$ 、 $j$  城的规模量,本文用通过综合实力指标体系经因子分析法测算的城市综合实力指数表示,以避免单一指标的片面性和偏差过大问题;  $b$  为距离摩擦系数,取值位于[0.5, 3],理论上应为1或2<sup>[31]</sup>。顾朝林等<sup>[33]</sup>研究发现:  $b$  值实际上指示了空间相互作用的尺度差异,  $b$  取2适合揭示省区尺度范围如珠三角城市体系 ( $b = 1$  更适合国家尺度范围) 的空间相互作用状态,结合本文实际,取  $b = 2$ ;  $d_{ii}$  为  $i$  城与自身的距离,以与其等面积的圆的半径表示<sup>[31]</sup>;  $R_{ij}$  为  $i$  与  $j$  城的综合经济相关系数;  $\alpha_i$  为可达性系数,计算公式为:

$$\alpha_i = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i \right) / A_i \tag{2}$$

式中:  $A_i$  为  $i$  城可达性值,  $A_i = D_i/V_i$ ,  $D_i$ 、 $V_i$  分别为  $i$  城与某城间交通距离和平均行车速度。  
2.2.2 时空自相关方法 时空自相关分析常用时空权重矩阵确定对象间的时空邻近性,通过时空滞后向量确定各单元的时空邻域状态。Cliff等首次提出时空自相关概念<sup>[15]</sup>; 随

后, Martin 等提出了定量度量时空相关性的时空自相关函数和时空偏自相关函数<sup>[17-19]</sup>; Cliff 等又提出了一个简单时空自相关指数<sup>[2]</sup>, 但需要预先设定一个阈值常数, 主观性强, 实际应用不多; 王劲峰<sup>[16]</sup>和 López 等<sup>[25]</sup>分别扩展空间 Moran's *I* 而提出了更实用的单变量时空自相关指数; Hardisty 等<sup>[26]</sup>扩展局部空间 Moran's *I* 得到局部时空自相关统计量 LISTA-Viz, 并开发了一个工具包, 应用于美国 2009 年 H1N1 流感的时空自相关分析, 但未给出具体计算公式; Cheng 等<sup>[27]</sup>使用时空自相关函数和 CCF 研究了伦敦市路网的时空自相关性; 赵玲等<sup>[29]</sup>扩展 CCF 而建立了一个与 CCF 原理相同的局部时空自相关指数; 陈绍宽等<sup>[30]</sup>改进空间 Moran's *I* 而得到时空 Moran's *I* 指数。时空自相关统计量也有全局和局域指标两类。经对比发现, 王劲峰<sup>[16]</sup>、López 等<sup>[25]</sup>和陈绍宽等<sup>[30]</sup>通过扩展或改进空间 Moran's *I* 而提出的全局和局域时空 Moran's *I* 指数的形式基本一致。借鉴这些文献并结合实际, 本文首先采用时空自相关函数和时空偏自相关函数确定县域潜力时空自相关过程的时滞期数和空间延迟阶数<sup>[17-19]</sup>, 然后采用扩展 Moran's *I* 得到的 Spatio-temporal Moran's *I* 指数<sup>[16, 25, 30]</sup>分析县域潜力的全局时空关联特征和局部时空关联结构, 并通过与 CCF 比较检验分析结果的准确性。

(1) 时空自相关函数和时空偏自相关函数。设  $X_t = [X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tN}]'$  表示第  $t$  时刻 ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) 平面空间上  $N$  个单元的观测值, 则空间延迟  $h$  阶、时滞  $k$  期的样本时空自相关函数为<sup>[17-19, 27]</sup>:

$$\rho(h,k) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} Z_t' W_h Z_{t-k}}{\sum_{t=1}^T Z_t' Z_t} = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} Z_t' W_h Z_{t-k}}{NT} \tag{3}$$

式中:  $Z_t$ 、 $Z_{t-k}$  分别为  $X_t$ 、 $X_{t-k}$  的均值标准化向量;  $Z_t'$  是  $Z_t$  的转置;  $W_h$  为  $h$  阶空间延迟的空间权重矩阵。

时空偏自相关函数是排除其他时空变量或中间变量的影响, 真实反映  $X_{i+h,t}$  和  $X_{i,t-k}$  两时空变量间的相关关系, 其函数形式为<sup>[17-19]</sup>:

$$\rho'(h,k) = \sum_{k=1}^K \sum_{h=1}^{H_k} \varphi_{kh} \rho'(h-1,k) \tag{4}$$

式中:  $K$ 、 $H$  分别为时空自相关过程的时间延迟和空间延迟阶数;  $\varphi_{kh}$  为时空偏自相关系数。此公式是一个由  $K$  个方程组成的 Yule-Walker 方程组, 其推导和求解过程见文献[18]。

这两个函数主要统计全局时空自相关关系, 未反映局部时空自相关性, 不能揭示时空异质, 但可用于识别时空自相关过程的时滞期数和空间延迟阶数。若  $\rho(h, k)$  值随时滞期数和空间延迟阶数的增加都快速递减, 而  $\rho'(h, k)$  在所有时间延迟  $K$  和空间延迟  $H_k$  以后呈截尾 (趋近于 0), 则可确定样本的时滞期数为  $K$ , 空间延迟阶数为  $H_k$ <sup>[17-19]</sup>。

(2) Spatio-temporal Moran's *I*。扩展 Global Moran's *I* 得到的单变量 spatio-temporal Moran's *I* 指数 (记为 *STI*) 能有效计算  $t-k$  时刻  $i$  单元的某观测值 ( $X_{i,t-k}$ ) 与  $t$  时刻  $i$  周围相邻单元同一观测值之间的相关程度, 全局 *STI* 计算公式为<sup>[16, 25]</sup>:

$$STI_{k,h} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}^h (X_{i,t-k} - \bar{X}_{t-k})(X_{j,t} - \bar{X}_t)}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (X_{i,t-k} - \bar{X}_{t-k})^2} \times \sqrt{\sum_{i=1}^N (X_{i,t} - \bar{X}_t)^2}} \tag{5}$$

式中:  $W_{ij}$  为时空权重矩阵  $W$  的元素, 对于面状对象, 由于多边形区域邻接关系的时间不变性,  $W$  可直接采用空间权重矩阵<sup>[16]</sup>;  $X_{i,t}$  和  $X_{j,t}$  为  $t$  时刻  $i$  和  $j$  单元的某观测值,  $X_{i,t-k}$  为  $t-k$  时刻  $i$  单元的同一观测值;  $\bar{X}_{t-k}$  和  $\bar{X}_t$  分别为  $t-k$  和  $t$  时刻的观测值平均值;  $k$  和  $h$  分别为时滞期数和空间延迟阶数;  $N$  为样本数目。



$STI_{k,h}$ 取值位于[-1, 1], 若为正值表示该观测值具有高高或低低相邻的正时空相关性, 表现为时空集聚特性; 若为负值表示该观测值具有高低不同值相邻的负时空相关性, 表现为时空分散性; 若为0表示其不具有时空相关性, 为时空随机分布。对 $STI_{k,h}$ 的显著性可采用Z检验。

全局指数 $STI_{k,h}$ 是对所有时空对象总体时空自相关性的综合测度指标, 用于探测区域中总体时空关联特征。但它忽略了时空过程的潜在不稳定性, 不能揭示区域内部不同时空对象间的差异(局部时空异质)。为此, 需要利用局域指标进一步反映这种差异的异质性特征, 以揭示局部时空关联结构模式。本文采用扩展Local Moran's  $I$ 得到的局域时空自相关指数 $STI_{i,k,h}$ 来衡量局部时空关联, 其计算公式为<sup>[16, 25, 30]</sup>:

$$STI_{i,k,h} = Z_{i,i} \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij}^h Z_{i-k,j} \tag{6}$$

式中:  $Z_{i,i}$ 为 $t$ 时刻单元 $i$ 上观测值的标准化值;  $Z_{i-k,j}$ 为 $t-k$ 时刻与 $i$ 单元相邻的单元 $j$ 上观测值的标准化值; 其参数的含义同式(5)。局域指数 $STI_{i,k,h}$ 的物理意义与全局指数 $STI_{k,h}$ 类似, 但取值不限于[-1, 1]之间, 依实际数据而定。

类似局部Moran's  $I$ 反映的4种局部空间关联类型,  $STI_{i,k,h}$ 表示的某时空对象与其相邻时空对象间的局部时空关联也有4种不同组合, 对应其Moran散点图的4个象限<sup>[16, 30]</sup>, 本文借助4种局部空间关联类型的表示方法, 以时空HH、时空LL、时空HL和时空LH表示: 时空HH(LL)型为局部时空正相关, 具高(低)相同值的时空集聚特征; 时空HL(LH)型表示具高低(低高)不同值相邻的局部时空负相关, 时空对象出现高(低)值被低(高)值包围的现象, 呈现局部时空异质特性。

3 县域城市潜力的时空关联结构演变分析

对原始数据采用均值标准化法进行指标无量纲化, 再对无量纲化的数据做KMO和Bartlett球度检验, 得到1990、1994、2000、2005和2009年的KMO值分别为0.620、0.701、0.683、0.664和0.672, 均大于0.6。Bartlett球度检验的卡方统计值的显著性概率均接近0, 都适合做因子分析。运用SPSS16.0进行因子分析, 并对因子载荷矩阵进行正交旋转, 旋转后的各年份6个主因子的累计方差贡献率均大于82%, 反映了所选指标82%以上的信息量。分别以各年各主因子方差贡献率占6个主因子累计方差贡献率的比重为权重, 乘以各主因子得分, 得到各年各县域综合实力得分。为满足潜力模型中城市规模参数为正的要求, 借鉴文献[32]在区间[1, 10]上对原始得分(存在负值)进行数据变换, 得到全部为正且原数据列的大小次序特征不变的综合实力得分。求出县域间综合经济相关系数, 依据式(2)测算各年各县域间可达性系数, 再依据式(1)计算出各年各县域潜力指数(表2)。

3.1 时滞期数k和空间延迟阶数h的确定

由于各县域为面状单元, 首先采用邻接规则构建空间权重矩阵, 而基于邻接规则构建空间权重矩阵包括rook、bishop、queen三种方法, 经比较选择1阶queen方式建立研究区空间权重矩阵; 然后采用时空自相关函数和时空偏自相关函数来识别县域潜力时空自相关的最佳时滞期数和空间延迟阶数, 以尽可能准确揭示样本数据时空关联的时间和空间尺度。采用式(3)和(4)分别计算出县域潜力的时空自相关函数和时空偏自相关函数值(表3和表4)。表3显示时空自相关函数值随k和h的增加都快速递减, 表4显示时空偏自相关函数值在空间延迟0和1阶、时滞1期以后呈截尾状态(接近0)。据此可确定时滞期数取 $k=1$ 、空间延迟阶数取 $h=1$ 是分析样本时空关联结构的最佳时间尺度和空间尺度。

3.2 总体时空关联特征的演变

根据上文识别的样本数据时空关联的最佳时滞期数和空间延迟阶数, 利用式(5)计算

表2 各县域城市潜力指数

Tab. 2 Indexes of urban potential at county level											
县域	1990	1994	2000	2005	2009	县域	1990	1994	2000	2005	2009
广州市区	0.4138	0.6424	0.6276	0.5735	0.5374	江门市区	0.0569	0.0647	0.0627	0.0578	0.0523
花都	0.1422	0.1143	0.1064	0.0899	0.1152	台山	0.0557	0.0447	0.0141	0.0268	0.0150
从化	0.0132	0.0161	0.0161	0.0147	0.0201	开平	0.0613	0.0499	0.0207	0.0325	0.0204
番禺	0.1605	0.1729	0.1393	0.1734	0.1103	鹤山	0.0467	0.0578	0.0514	0.0397	0.0420
增城	0.0312	0.0397	0.0302	0.0362	0.0475	恩平	0.0067	0.0084	0.0087	0.0069	0.0069
深圳市区	0.1098	0.1323	0.2113	0.1667	0.1455	佛山市区	0.1040	0.2631	0.2521	0.1753	0.1333
珠海市区	0.0727	0.1317	0.0914	0.0701	0.0665	顺德	0.1863	0.1660	0.1638	0.1491	0.1055
斗门	0.0211	0.0251	0.0298	0.0191	0.0096	三水	0.0420	0.0885	0.0707	0.0553	0.0538
惠州市区	0.0894	0.1677	0.0672	0.1080	0.1755	高明	0.0161	0.0406	0.0373	0.0349	0.0344
惠东	0.0285	0.0255	0.0141	0.0187	0.0184	肇庆市区	0.0102	0.0140	0.0128	0.0146	0.0097
惠阳	0.0239	0.0230	0.0216	0.0212	0.0181	四会	0.0163	0.0191	0.0166	0.0171	0.0178
博罗	0.0393	0.1100	0.0154	0.0447	0.1044	广宁	0.0064	0.0047	0.0032	0.0048	0.0048
龙门	0.0043	0.0043	0.0030	0.0042	0.0046	德庆	0.0053	0.0030	0.0039	0.0027	0.0041
东莞市	0.0355	0.0891	0.1076	0.0929	0.1065	封开	0.0044	0.0029	0.0032	0.0021	0.0035
中山市	0.0660	0.0919	0.0785	0.0677	0.0663	怀集	0.0036	0.0029	0.0023	0.0031	0.0031

出 $k = 1$ 、 $h = 1$ 的前向1阶时间步长和1阶空间步长的样本数据的全局时空自相关指数 $STI_{i,1}$  (表5)。1990年指标由于缺乏之前年份的数据而无法计算。

表5显示各时点前向1阶时间步长和1阶空间步长的全局指数 $STI_{i,1}$ 都显著为正,表明研究期内珠三角县域潜力总体上表现为正时空关联性,即总体上呈现高高或低低相邻的时空集聚格局。1994-2005年 $STI_{i,1}$ 值缓慢上升,说明这种正时空关联性在2005年之前呈缓慢加强趋势,县域潜力的总体差异趋于缩小。但2009年的 $STI_{i,1}$ 值又出现下降,说明2005-2009年间这种正时空关联程度趋于减弱,县域潜力的总体差异又有扩大趋势,是因为该时段区域发展进入了一个结构调整与协调整合阶段而出现的暂时性波动。

总体上,珠三角县域潜力各时点的全局指数 $STI_{i,1}$ 值都不高,说明其时空关联表现并不强烈;2005年之前 $STI_{i,1}$ 值变化不剧烈,说明1994-2005年间其总体时空关联格局并未发生剧烈变动,但2005-2009年间变化相对较剧烈,整体集聚作用减弱、扩散作用加强。

3.3 局部时空关联结构的演变

全局指标是从整体上测度区域城市潜力的时空关联程度,可能掩盖了区域内部不同的时空关联情况,未能发现局部时空异质区,需进一步借助局域指标进行分析。利用式(6)计算前向1阶时间步长和1阶空间步长的各县域潜力的局域指数 $STI_{i,1}$  (1990年由于缺乏之前年份数据而无法计算),通过ArcGIS得到其局部时空关联格局演化图(图2)。由局域 $STI_{i,1}$ 计算结果和图2知,1994、2000、2005和2009年分别有70%、80%、80%、76.7%的县域潜力都呈局部时空正相关,总体上具有正时空关联特征,与全局分析结果相符。研究

表5 1阶时间步长和空间步长的县域潜力的 $STI_{i,1}$ 及Z检验

Tab. 5 $STI_{i,1}$ and its Z test of county potential based on first-order time lag and space lag				
年份	1994年(前向1步相 邻时点为1990年)	2000年(前向1步相 邻时点为1994年)	2005年(前向1步相 邻时点为2000年)	2009年(前向1步相 邻时点为2005年)
全局指数 $STI_{i,1}$	0.2364	0.2388	0.2401	0.1897
显著性水平	0.01	0.01	0.01	0.05

表3 样本的时空自相关函数值

Tab. 3 Values of space-time autocorrelation function				
	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$
$h = 0$	0.9310	0.6492	0.3383	0.1025
$h = 1$	0.2639	0.1504	0.0861	0.0204
$h = 2$	0.0150	0.1076	0.0626	0.0062

表4 样本的时空偏自相关函数值

Tab. 4 Values of space-time partial autocorrelation function				
	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$
$h = 0$	-0.6943	0.0623	0.0426	0.0032
$h = 1$	-0.1420	0.0364	0.0025	-0.0011
$h = 2$	-0.0717	0.0138	0.0157	-0.0019

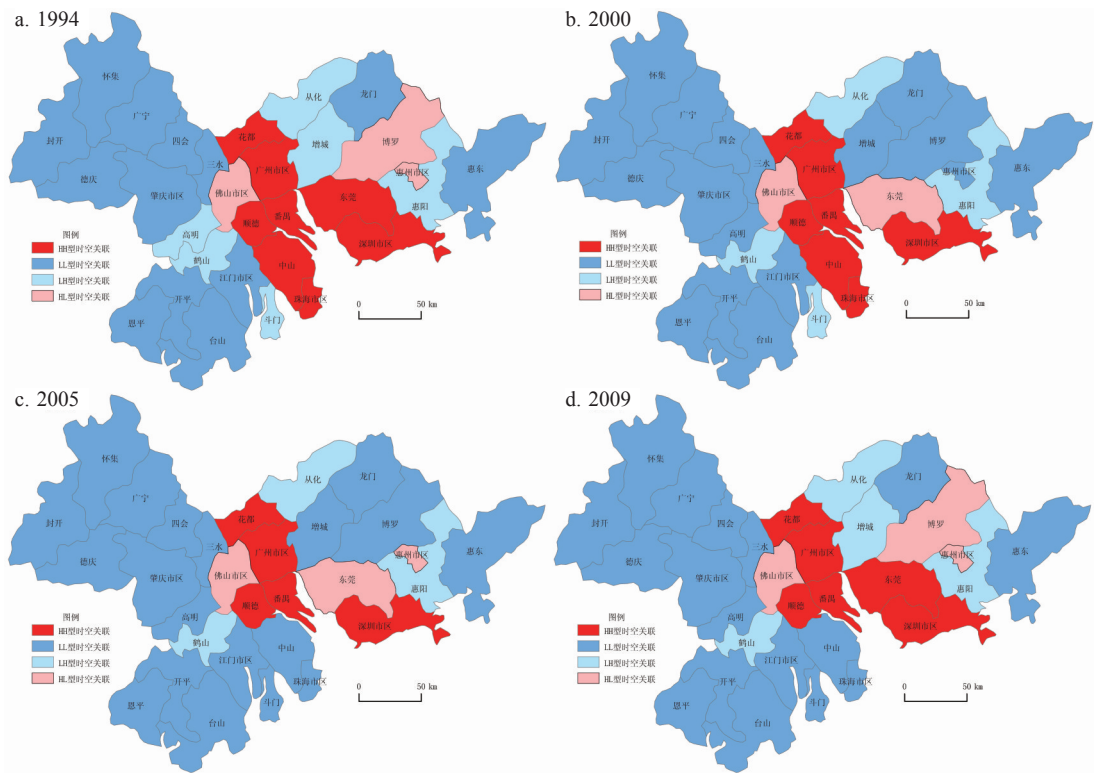


图2 县域潜力的局部时空关联格局演变

Fig. 2 Evolution of local spatio-temporal association pattern of county potential

期内，时空关联性质未发生变化的单元占73%，说明大部分县域潜力的局部时空关联结构保持相对稳定，但局部时空关联关系和格局也有所演变，具体表现见图2。

**3.3.1 局部时空关联类型分布差异及其变化明显，局部时空异质区变化剧烈** HH型时空关联区1994年开始分布于中部地带和东部的深圳—东莞地带两块地区，2000年后中南部的HH型时空关联区(中山、珠海市区)消失，中部的时空HH区范围收缩至广—佛核心都市区，形成较强集聚效应。东莞在2000和2005年进入时空HL区，2009年又回到时空HH区，深圳一直位于时空HH区；LL型时空关联区1994-2000年主要分布在西部和东部，2000年后在西部、东部和中南部都有分布。其中，相对欠发达的西北肇庆地区和西南江门地区的时空LL型单元连片分布格局相对稳定，仅在2000年增加了高明1个单元。而中南部2005年开始出现新的时空LL单元(斗门、中山和珠海市区)。东部的时空LL区范围1994-2000年扩大而后逐步收缩，2009年回到与1994年一样零星分布于东部边缘；局部时空异质(时空HL和LH)区分布变化相对较剧烈。其中时空HL单元1994、2009年均均为佛山市区、惠州市区和博罗，2000年为佛山市区和东莞，2005年为佛山市区、东莞和惠州市区，佛山市区较稳定且保持高潜力的极化状态。时空LH单元几乎呈环状分布在高潜力县市周围，除鹤山、从化、惠阳一直稳定在时空LH区外，其余时空LH单元则变动较频繁。

**3.3.2 部分县市时空关联类型转变明显** 研究期内，部分县域潜力的时空关联类型发生了明显转化：① 时空HH型县市1994、2000、2005和2009年分别为8、7、5和6个。广州市区、花都、番禺、顺德和深圳市区始终为时空HH型，中山、珠海市区2005年开始转为时空LL型，东莞2000和2005年转为时空HL型，2009年又转回时空HH型。② 时空LL型县市1994、2000、2005和2009年分别为13、17、19和17个。西部绝大多数县市一直为时

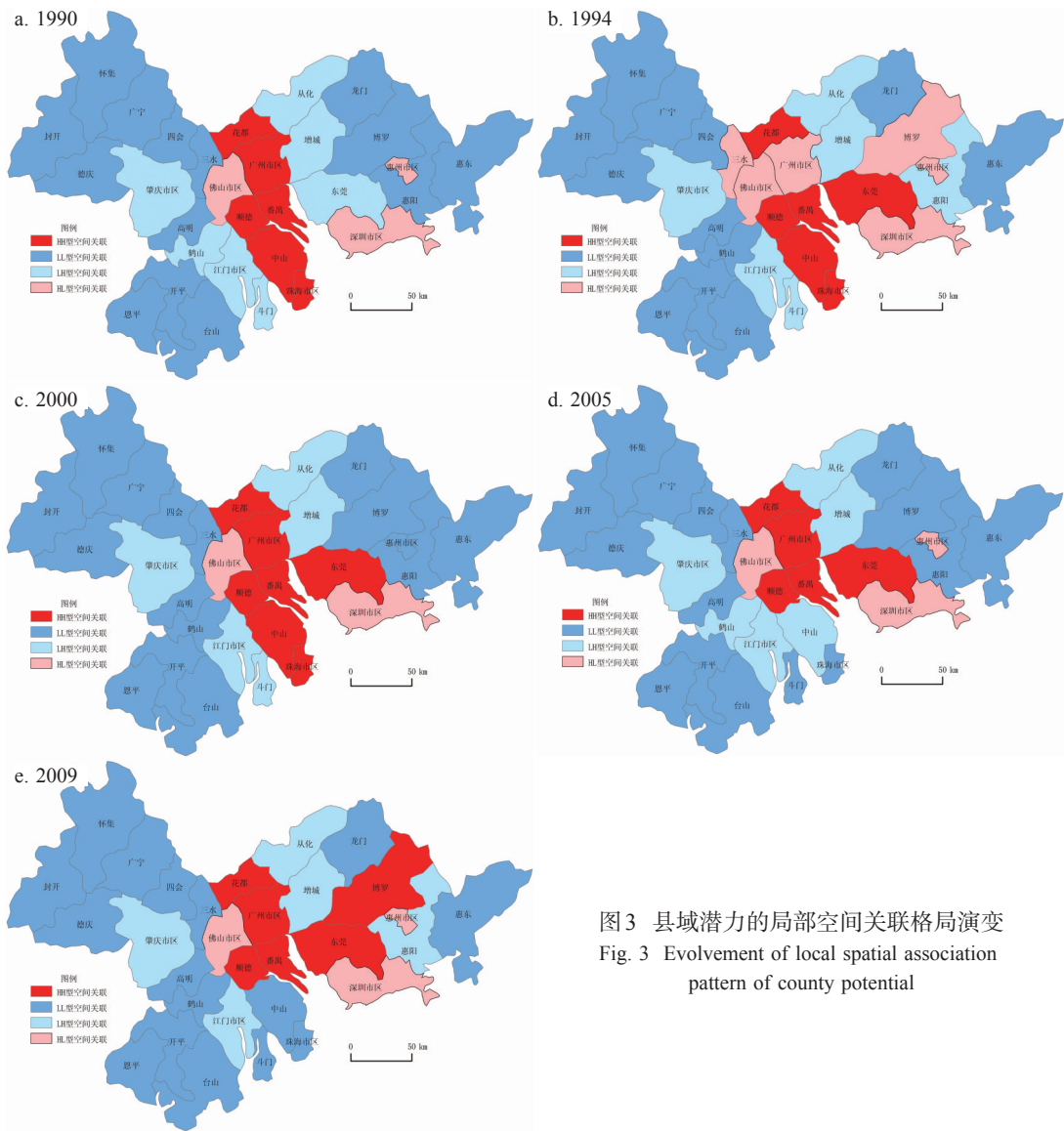


图3 县域潜力的局部空间关联格局演变  
Fig. 3 Evolution of local spatial association pattern of county potential

空LL型；中部1994-2000年无时空LL型县市，而以高一高时空集聚为主。但在2005年发生了变化，斗门从时空LH型转为时空LL型，中山和珠海市区从时空HH型转为时空LL型，而后未发生变化。其原因主要是珠海城市生态旅游功能定位及位于区域南部边缘而与区内其他县域间交通联系不够便捷，中山市综合发展水平和产业级别不高，使得中山、珠海对区域内各要素的集聚能力减弱，与广—佛都市区和深—莞—惠都市区的差距不断扩大；东部的时空LL型县市数量一直在变化，但龙门和惠东一直为时空LL型。③ 时空HL型县市1994、2005和2009年均为3个，2000年为2个。佛山市区一直为时空HL型，惠州市区除2000年转为时空LL型外也基本稳定为时空HL型。博罗1994年为时空HL型，2000和2005年转为时空LL型，2009年转回时空HL型。东莞2000年进入时空HL型，2009年又转出。④ 时空LH型县市1994、2000、2005和2009年分别为6、4、3和4个。从化、惠阳、鹤山一直为时空LH型，高明由1994年的时空LH型而后转为时空LL型。增城1994年为时空LH型，2000和2005年转为时空LL型，2009年转回时空LH型。斗门2005年由时空LH型转为时空LL型。



**3.3.3 三大地带局部时空关联特征反差鲜明**，西部与中、东部的差异进一步扩大 研究期内，中部以时空HH型县域为主，但2000年后其数量略微减少，范围更加集中，中南部县域与中部核心的广—佛都市区的差异趋于扩大；东部县域局部时空关联特征变化相对较大，4种局部时空关联类型间转化频繁，地带内县域间差异先缩小后扩大，但部分县域集聚水平得到增强；西部则以时空LL型县域占主导，表现相对稳定，仍难以摆脱低水平集聚的困境。究其原因，西部广大地区主要是较低等级公路与其外部公路相连，极少高等级公路经过，其本身的综合发展基础也相对较弱，难以刺激区域要素向该地区流动。总体来看，东部与中部地带间差异趋于缩小，而西部与中、东部地带间差异进一步扩大。

**3.4 与空间关联结构对比分析及验证**

对比图2和图3，发现时空关联与空间关联分析结果不同之处主要表现在：

(1) “高一高”关联区变化不同。20世纪90年代HH空间关联区集中在中部地带，而后有向东部扩散趋向，2009年东部的博罗跃入HH空间关联区。而HH时空关联区1994年开始就分布于中部地带和东部地带两块地区，东部的HH时空关联区集中于深圳和东莞，并未进一步向东部扩散，博罗始终未跃入时空HH区。

(2) “高一低”、“低—高”关联区变化不同。局部空间异质区分布除1994年外变化不明显。而局部时空异质区分布变化相对较剧烈，除佛山市区稳定在时空HL区，鹤山、从化、惠阳稳定在时空LH区外，其余时空HL和LH单元变动较频繁。

(3) 一些单元关联类型及转化不同。如空间关联分析中，深圳市区一直为空间HL关联；东莞1994年开始一直为空间HH关联；博罗1994年为空间HL关联，而后落入空间LL关联，2009年跃入空间HH关联；肇庆市区稳定为空间LH关联。而时空关联分析中，深圳市区始终为时空HH型；东莞1994年为时空HH型，而后转为时空HL型，2009年又转回时空HH型；博罗1994年为时空HL型，而后转为时空LL型，2009年转回时空HL型；肇庆市区稳定为时空LL型。这些单元的两种关联模式明显不同，较有代表性。

进一步采用Box等提出的交叉相关函数(CCF)<sup>[34]</sup>与本文STI指数进行比较来验证时空关联分析结果的准确性和有效性。CCF可度量两区域样本在不同时刻的交叉相关性，是一个局部相关度量指标。有研究表明CCF可用于度量地理对象在一定时滞下的时空自相关性<sup>[27, 29, 35]</sup>。其计算公式为<sup>[34-35]</sup>：

$$C_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{E[(X_{t-k} - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})]}{\sigma_x \sigma_y} \tag{7}$$

式中： $\gamma_{xy}(k)$ 为k期时滞的X、Y两序列的交叉协方差； $\sigma_x$ 、 $\sigma_y$ 分别为X、Y系列的标准差； $\bar{X}$ 、 $\bar{Y}$ 分别为X和Y的均值；CCF值介于[-1, 1]之间。CCF用于多变量分析时可作为互相关函数，用于单变量分析时则为自相关函数。本文的X和Y序列分别为各县域潜力及其空间滞后项在不同时刻组成的序列(相同观测值序列)，相应地 $\gamma_{xx}(k)$ 等同于自协方差。

实验选取与空间关联分析明显不同的深圳市区、东莞、博罗和肇庆市区4个较有代表性单元，前文已识别样本数据时空关联的最佳时滞期数和空间延迟阶数均为1，因此分别计算这4个单元与其1阶空间滞后项组成的序列和该序列前向1阶时间延迟序列的CCF，并与前文的前向1阶时间步长和1阶空间步长的局域指数 $STI_{i,1,1}$ 值进行对比(图4)。

图4显示这2个指标值非常相近，相似度较高。进一步分析深圳市区、东莞、博罗和肇庆市区的这2个指标的相关性，分别得到： $CCF = 0.967STI_{i,1,1} + 0.012$  ( $R^2$ 为0.972)、 $CCF = 0.918STI_{i,1,1} + 0.049$  ( $R^2$ 为0.975)、 $CCF = 1.009STI_{i,1,1} - 0.005$  ( $R^2$ 为0.997)、 $CCF = 1.086STI_{i,1,1} - 0.008$  ( $R^2$ 为0.977)，2个指标的 $R^2$ 都在0.970以上，说明局域时空自相关指标 $STI_{i,k,h}$ 能准确有效地反映研究区县域潜力间存在的时空自相关性。

再以这4个单元为例，分析未考虑时间效应所产生的问题。由表2可算得所有单元1994、2000、2005和2009年的潜力均值分别为0.0872、0.0761、0.0708和0.0684。深圳市

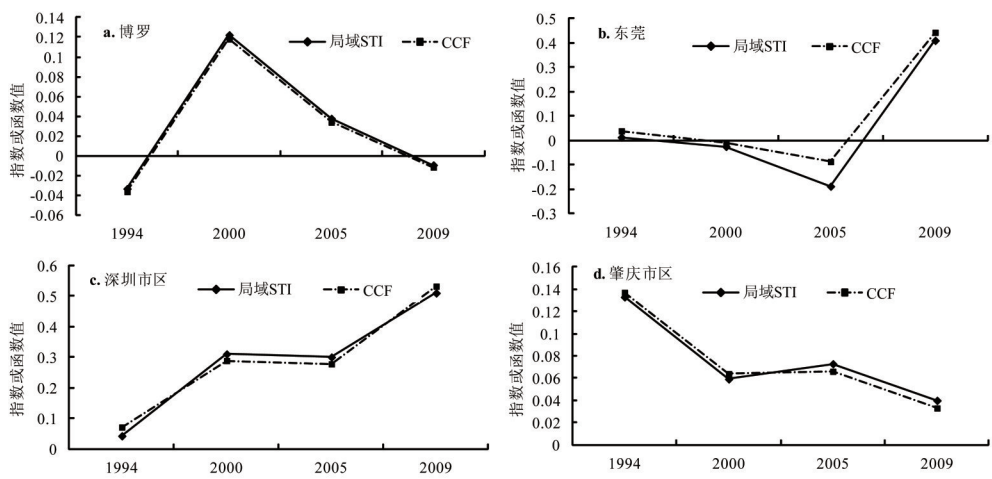


图4  $STI_{k,l,1}$  指数与交叉相关函数 CCF 比较

Fig. 4 Comparison between  $STI_{k,l,1}$  index and cross correlation function (CCF)

区各年潜力值均大于研究区均值，与其相邻的东莞市潜力值各年也大于研究区均值，与其相邻的惠阳的潜力值虽低于研究区均值，但深圳与东莞的联系强度历年都比与其他单元联系强度高且远高于与惠阳的联系<sup>[36]</sup>，综合来看，深圳与东莞的时空相互作用更密切，其归为时空 HH 型更符合实际，而空间关联分析将其排斥在高—高集聚之外；东莞在 2000 和 2005 年两种关联分析结果不同，两时点的时空关联均为时空 HL 型，而空间关联均为空间 HH 型。2000、2005 年东莞的潜力值均高于研究区均值，而其相邻单元 1994、2000 和 2005 年的潜力均值分别为 0.0762、0.0696 和 0.0672，空间滞后项和时空滞后项（对应相邻单元 1994 和 2000 年的潜力均值）均低于全区平均值和东莞，在时空自相关上表现极大差异，为时空 HL 型，时空关联分析结果更准确；博罗在 2009 年两种关联分析结果不同（时空关联为时空 HL 型，空间关联为空间 HH 型），2009 年博罗潜力值达 0.1044，而与其相邻的增城、东莞、惠阳、惠州市区和龙门 2005 和 2009 年的潜力均值仅分别为 0.0525 和 0.0704，空间滞后项和时空滞后项均相对较低，同样为时空 HL 型关联，而空间关联虚增了博罗为空间 HH 集聚；肇庆市区在空间关联中始终为空间 LH 型，而在时空关联中均为时空 LL 型。肇庆市区历年潜力值都远低于全区均值，与其相邻的德庆、广宁、四会、三水和高明历年的潜力值也都低于全区均值且它们历年均值都较低，空间和时空滞后项均较低，因此肇庆市区历年都为时空 LL 型更客观。从上述分析可知，不考虑时间效应的空间关联分析只考虑到空间相邻单元同时期的相互作用，仅反映单一时点的静态关联结构，而不能反映动态自相关结构，结果可能会遗失更多有价值信息。而综合考虑时空效应的时空关联分析相对更客观并具有动态性，能更好地揭示样本数据间动态自相关结构。

因此，研究期内县域潜力间存在时间和空间上的双向自相关特征，对其关联模式的挖掘，时空关联分析比单纯的空间关联分析更全面和有效。

4 结论与讨论

(1) 研究期内，珠三角县域潜力总体上具正时空关联性，但关联程度不高，1994-2005 年缓慢加强而 2005-2009 年趋于减弱。大多县域潜力的局部时空关联特征相对稳定，且以正时空关联尤其是时空 LL 关联为主导，但部分县市时空关联类型发生了明显转化。

(2) 县域潜力的局部时空关联类型分布差异及其变化明显，时空 HH 区 1994 年开始分布于中部地带和东部的深圳—东莞地带两块地区，2000 年后中部的时空 HH 区范围收缩至

广—佛核心都市区;时空LL区1994-2000年主要分布在西部和东部,2000年后在西部、东部和中南部都有分布。西部时空LL区分布相对较稳定,中南部2005年开始出现新的时空LL区,东部时空LL区范围1994-2000年扩大而后逐步收缩,2009年回到与1994年一样零星分布于东部边缘;时空HL和LH区(时空异质区)分布变化较剧烈。

(3) 三大地带县域潜力的局部时空关联特征反差鲜明,中部以时空HH型县域为主,2000年后范围更加集中,中南部县域与中部核心区的差异趋于扩大;东部县域局部时空关联特征变化较大,部分单元集聚能力得到增强;西部一直以时空LL型县域占主导,仍难以摆脱低水平集聚的困境。总体上,东部与中部差异趋于缩小,而西部与中、东部的差异进一步扩大。

(4) 与空间关联结构对比及通过CCF验证表明,时空自相关方法能有效挖掘县域潜力的时空关联模式,比仅考虑空间效应的ESDA方法更能全面客观揭示县域潜力间的时空交互作用关系。

本文引入同时兼顾时间和空间效应的时空自相关方法,较准确测度了研究区县域潜力间的时空依赖和时空异质性特征及其趋势,克服了传统空间分析法和ESDA法仅能反映单一空间截面而无法揭示其中复杂的时空关联关系的问题,更好地揭示了研究区县域潜力间动态自相关结构。本文的政策启示表现在:应加大支持西部县市发展的力度,尽快培育西部增长极,辐射和带动该地区的发展,同时各地带内县域间也需协调优化发展,以缩小地带间差距和弱化地带内不均衡性,实现整体协调可持续发展;在时空交互作用背景下,各县域应与周围相邻县域加强合作、共同促进发展与有序竞争;各县域应积极借鉴往期发展较好的县域发展经验,并从内涵上加快自身的发展,建立有利于未来潜力水平提高的长效政策机制。

本文的意义不仅限于揭示区域城市潜力间时空关联模式,更在于挖掘其背后蕴涵的有价值信息,如其对区域城市体系空间结构有怎样的影响,其背后的推动力和作用机制是什么,据此如何实现区域内要素合理流动与空间优化重构等。另外,受数据获得限制,本文未能获取研究期内连续年份的数据,也未对时空自相关指数的变化受时间波动和空间分布的影响程度进行深入分析。这些都有待进一步深入研究。

## 参考文献 (References)

- [1] Ma Ronghua, Pu Yingxia, Ma Xiaodong. Mining Spatial Association Patterns from GIS Database. Beijing: Science Press, 2007. [马荣华, 蒲英霞, 马晓冬. GIS空间关联模式发现. 北京: 科学出版社, 2007.]
- [2] Cliff A D, Ord J K. Spatial Processes, Models and Applications. London: Pion, 1981.
- [3] Baddeley A, Meller J, Waagepetersen R. Non- and semi-parametric estimation of interaction in inhomogeneous point patterns. *Statistica Neerlandica*, 2000, 54 (3): 329-350.
- [4] Diggle P J, Gómez-Rubio V, Brown P E et al. Second-order analysis of inhomogeneous spatial point processes using casecontrol data. *Biometrics*, 2007, 63(2): 550-557.
- [5] Sun Tieshan, Li Guoping, Lu Minghua. Concentration and decentralization of population in the Beijing-Tianjing-Hebei metropolitan region and its determinants: A regional density function approach. *Acta Geographica Sinica*, 2009, 64(8): 956- 966. [孙铁山, 李国平, 卢明华. 京津冀都市圈人口集聚与扩散及其影响因素: 基于区域密度函数的实证研究. 地理学报, 2009, 64(8): 956-966.]
- [6] Yuan Feng, Wei Yehua, Chen Wen et al. Spatial agglomeration and new firm formation in the information and communication technology industry in Suzhou. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(2): 153-163. [袁丰, 魏也华, 陈雯等. 苏州市区信息通讯企业空间集聚与新企业选址. 地理学报, 2010, 65(2): 153-163.]
- [7] Zheng Feng, Yu Yang, Wang Xia et al. The spatial agglomeration characteristics of automotive service industry: A case study of Nanjing. *Scientia Geographica Sinica*, 2012, 32(10): 1200-1208. [甄峰, 余洋, 汪侠等. 城市汽车服务业空间集聚特征研究: 以南京市为例. 地理科学, 2012, 32(10): 1200-1208.]
- [8] Dallerba S. Distribution of regional income and regional funds in Europe 1989- 1999: An exploratory spatial data analysis. *Annals of Regional Science*, 2005, 39(1): 121-148.
- [9] Patacchini E, Rice P. Geography and economic performance: Exploratory spatial data analysis for Great Britain.

- Regional Studies, 2007, 41(4): 489-508.
- [10] Ma Xiaodong, Ma Ronghua, Xu Jiangang. Spatial structure of cities and towns with ESDA-GIS framework. *Acta Geographica Sinica*, 2004, 59 (6): 1048-1057. [马晓冬, 马荣华, 徐建刚. 基于ESDA-GIS的城镇群体空间结构. 地理学报, 2004, 59(6): 1048-1057.]
- [11] Chen Gangqiang, Li Xun, Xu Xueqiang. Spatial agglomeration and evolution of urban population in China. *Acta Geographica Sinica*, 2008, 63(10): 1045-1054. [陈刚强, 李郇, 许学强. 中国城市人口的空间集聚特征与规律分析. 地理学报, 2008, 63(10): 1045-1054.]
- [12] Long Kaisheng, Zhao Yali, Zhang Honghui et al. Spatial difference and its influencing factors in ecological land rent in China. *Acta Geographica Sinica*, 2012, 67(8): 1125-1136. [龙开胜, 赵亚莉, 张鸿辉 等. 中国生态地租空间分异及其影响因素分析. 地理学报, 2012, 67(8): 1125-1136.]
- [13] Wan Luhe, Wang Shaowei, Chen Xiaohong. GeoDA-based spatial correlation analysis of GDP in Hadaqi industrial corridor. *Geographical Research*, 2011, 30(6): 977-984. [万鲁河, 王绍巍, 陈晓红. 基于GeoDA的哈大齐工业走廊GDP空间关联性. 地理研究, 2011, 30(6): 977-984.]
- [14] Cai Fangfang, Pu Lijie, Zhang Jian et al. Identification of spatial economic structure in Jiangsu Province by applying exploratory spatial data analysis. *Economic Geography*, 2012, 32(3): 22-28. [蔡芳芳, 濮励杰, 张健 等. 基于ESDA的江苏省县域经济发展空间模式解析. 经济地理, 2012, 32(3): 22-28.]
- [15] Cliff A D, Ord J K. Space-time modelling with an application to regional forecasting. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 1975, 64: 119-128.
- [16] Wang Jinfeng. *Spatial Analysis*. Beijing: Science Press, 2006. [王劲峰. 空间分析. 北京: 科学出版社, 2006.]
- [17] Wang Jiaqiu. Space-time series data analysis and modelling [D]. Guangzhou: Sun Yat-Sen University, 2008. [王佳璆. 时空序列分析与建模[D]. 广州: 中山大学, 2008.]
- [18] Martin R L, Oeppen J E. The identification of regional forecasting models using space-time correlation functions. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 1975, 66: 95-118.
- [19] Pfeifer P E, Deutsch S J. A three-stage iterative procedure for space-time modeling. *Technometrics*, 1980, 22(1): 35-47.
- [20] Reynolds K M, Madden L V. Analysis of epidemics using spatio-temporal autocorrelation. *Phytopathology*, 1988, 78 (2): 240-246.
- [21] Cressie N, Majure J J. Spatio-temporal statistical modeling of livestock waste in streams. *Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics*, 1997, 2(5): 20-28.
- [22] Kelly R P, Barry R, Clapp J et al. Spatio-temporal autoregressive models of neighborhood effects. *Journal of Real Estate Economics*, 1998, 17(1): 15-33.
- [23] Kamarianakis Y, Prastacos P. Space-time modeling of traffic flow. *Computers & Geosciences*, 2005, 31: 119-133.
- [24] Griffith D A. Space, time, and space-time eigenvector filter specifications that account for autocorrelation. *Estadística Española*, 2012, 54: 7-34.
- [25] López H F A, Chasco Y C. Time-trend in spatial dependence: specification strategy in the first-order spatial autoregressive model. *Estudios de Economía Aplicada*, 2007, 25(2): 631-650.
- [26] Hardisty F, Klippel A. Analysing spatio-temporal autocorrelation with LISTA- Viz. *International Journal of Geographical Information Science*, 2010, 24(10): 1515-1526.
- [27] Cheng T, Haworth J, Wang J Q. Spatio-temporal autocorrelation of road network data. *Journal of Geographical Systems*, 2012, 4: 389-413.
- [28] Han Weiguo, Wang Jinfeng, Gao Yige et al. Forecasting and analysis of regional traffic flow in space and time. *Journal of Highway and Transportation Research and Development*, 2007, 24(6): 92-96. [韩卫国, 王劲峰, 高一鸽 等. 区域交通流的时空预测与分析. 公路交通科技, 2007, 24(6): 92-96.]
- [29] Zhao Ling, Wang Jiaqiu, Deng Min et al. Spatial-temporal autocorrelation model of road network based on travelling time. *Journal of Central South University: Science and Technology*, 2012, 43(10): 4114-4122. [赵玲, 王佳璆, 邓敏 等. 基于行车时间的道路网络时空自相关模型研究. 中南大学学报: 自然科学版, 2012, 43(10): 4114-4122.]
- [30] Chen Shaokuan, Wei Wei, Mao Baohua et al. Analysis on urban traffic status based on improved spatio-temporal Moran's I. *Acta Physica Sinica*, 2013, 62(14): 527-533. [陈绍宽, 王伟, 毛保华 等. 基于改进时空Moran's I指数的道路交通状态特征分析. 物理学报, 2013, 62(14): 527-533.]
- [31] Xu Xueqiang, Zhou Yixing, Ning Yuemin. *Urban Geography*. Beijing: Higher Education Press, 2003. [许学强, 周一星, 宁越敏. 城市地理学. 北京: 高等教育出版社, 2003.]
- [32] Chen Qunyuan, Song Yuxiang. Methods of dividing the boundary of urban agglomerations: Chang-Zhu-Tan urban agglomeration as a case. *Scientia Geographica Sinica*, 2010, 30(5): 660-666. [陈群元, 宋玉祥. 城市群空间范围的综合界定方法研究: 以长株潭城市群为例. 地理科学, 2010, 30(5): 660-666.]
- [33] Gu Chaolin, Pang Haifeng. Study on spatial relations of Chinese urban system: Gravity model approach. *Geographical Research*, 2008, 27(1): 1-12. [顾朝林, 庞海峰. 基于重力模型的中国城市体系空间联系与层域划分. 地理研究, 2008,



27(1): 1- 12.]

[34] Box G, Jenkins G. Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco: Wiley, 1976: 256-268.

[35] Yue Y, Yeh A G O. Spatio-temporal traffic-flow dependency and short-term traffic forecasting. *Environment and Planning B*, 2008, 35(5): 762-771.

[36] Mei Zhixiong, Xu Songjun, Ouyang Jun et al. Spatio-temporal evolvement of spatial interaction among cities of Zhujiang River Delta in recent 20 years. *Scientia Geographica Sinica*, 2012, 32(6): 694-701. [梅志雄, 徐颂军, 欧阳军等. 近20年珠三角城市群城市空间相互作用时空演变. *地理科学*, 2012, 32(6): 694-701.]

## Evolution of spatio-temporal association structure of urban potential at county level in the Pearl River Delta

MEI Zhixiong, XU Songjun, OUYANG Jun

(School of Geography, South China Normal University, Guangzhou 510631, China)

**Abstract:** Based on the road network data of 1990, 1994, 2000, 2005 and 2009 and urban integrated power index measured by factor analysis in the Pearl River Delta, this paper estimates county potential index using expanded potential model, and explores the spatio-temporal association structure and evolution of county potential using spatio-temporal autocorrelation techniques, and the validity of spatio-temporal association structure is verified in comparison of spatial association pattern and cross correlation function. The main results are obtained as follows: (1) The global spatio-temporal association of county potential showed a positive effect. But this positive effect was not strong, and it increased slowly from 1994 to 2005 and presented a decreasing trend from 2005 to 2009. The local spatio-temporal association characteristics of most counties' potential kept relatively stable and focused on a positive autocorrelation, however, there were obvious transformations in some counties among four types of local spatio-temporal association which are HH, LL, HL and LH. (2) The distribution difference and its change of local spatio-temporal association types of county potential were obvious. Spatio-temporal HH type units were located in the central zone and Shenzhen-Dongguan region of the eastern zone, but the coverage of the spatio-temporal HH area of the central zone shrunk to the Guangzhou-Foshan core metropolitan region only after 2000; the spatio-temporal LL area in the western zone kept relatively stable with a surface-shaped continuous distribution pattern, new LL type units began to emerge in the central and southern zones in 2005, the LL area in the eastern zone expanded from 1994 to 2000, and then gradually shrunk and scattered at the eastern edge in 2009; the spatio-temporal heterogeneity (HL and LH) area changed significantly. (3) The diversity of local spatio-temporal association of county potential among the three zones showed significant imbalance. The difference between the eastern and central zones tended to decrease, whereas that between the western zone and the central and eastern zones further expanded. (4) Spatio-temporal autocorrelation methods can efficiently mine the spatio-temporal association patterns of county potential, and can better reveal the complicated spatio-temporal interaction between counties than ESDA methods.

**Key words:** Pearl River Delta; urban potential; spatio-temporal association structure; spatio-temporal autocorrelation; spatio-temporal Moran's I