

珠三角县域城市潜力的空间集聚演化及影响因素

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: 运用因子分析、扩展的潜力模型、ESDA和空间计量经济学模型, 基于五个时间断面的数据, 探讨了1990-2009年珠三角县域潜力的空间集聚格局演变特征及其影响因素。研究发现: 总体上珠三角县域潜力具正空间集聚特征, 但集聚程度不高且趋于减弱; 大多数县域潜力的局部空间集聚特征保持相对稳定且规律性明显, 高潜力县域集中在广一佛都市区并呈向深一莞一惠都市区发展态势, 低潜力县域进一步向研究区西部集聚, 并在西部形成面状连续分布区; 局部空间集聚格局也发生了一些变化: HH和LL集聚区位有所变化, 局部集聚类型间有一定的转化, 县域潜力的空间集聚的不均衡性在西部与中东部地带间有进一步扩大倾向。从县域潜力集聚演化的影响因素上看, 县域间相互作用、地理区位、消费者购买力、人力资本、劳动力成本、信息化水平有显著正向影响; 企业数量、城市化水平有显著负向影响; 交通运输条件、固定资本投入和两个经济政策因素的影响不显著。

关键词: 城市潜力; 空间集聚; ESDA; 空间计量经济学模型; 珠三角

DOI: 10.11821/dlyj201402009

1 引言

改革开放以来, 尤其是1990年代以后, 珠三角地区城镇发展十分迅速, 城市空间集聚增长显著^[1], 空间集聚与扩散在不同层次上加速进行^[2]。胡序威等^[1]在1990年代对珠三角地区的人口、经济等要素的空间集聚与扩散进行了研究, 顾朝林等^[3]从空间极化角度, 研究得出改革开放前20年广东省和珠三角的空间要素有向珠三角核心区集聚趋势。然而这些研究已过去10多年, 这期间珠三角的空间要素流动从未停息过^[4], 城市体系空间结构与形态已发生明显变化。因此, 再次从集聚与扩散视角, 开展本文研究具有重要意义。

国外学者较早就从多个层面和视角对城市社会经济要素的空间集聚进行了广泛深入研究, 主要包括两方面: ①城市集聚理论探索, 包括对其理论的构建、集聚现象的阐释和形成机制的解释等方面^[5-8]。②对城市集聚效益及其影响因素的定量测度。较具代表性的有Krugman^[9]、Sveikauskas^[10]、Segal^[11]、Moomow^[12]、Wen^[13]、Maurel等^[14]和Fan等^[15]学者实证测度了多个行业在不同空间尺度上的集聚程度和效益及其影响因素, 并对城市集聚区进行识别。国内相关研究主要集中在1990年代以后, 以实证分析居多。根据研究方法的特点, 可分为两类: 一类是采用一般统计函数模型^[16,17]和统计指数^[4,18-20]等方法, 多集中在对城市单一要素或某几个指标的空间集聚强度和形式的分析上。这些传统度量方法因忽视了

收稿日期: 2013-04-23; 修订日期: 2013-11-25

基金项目: 国家自然科学基金项目(41001078)

作者简介: 梅志雄(1976-), 男, 湖北黄梅人, 博士, 副教授, 主要从事GIS空间分析、空间经济学研究。

E-mail: zhixiongmei76@126.com

空间的影响,尤其是空间依赖和空间异质性,难以真正反映城市要素集聚的空间模式;另一类是以空间关联测度为核心的探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA)方法,它考虑了空间依赖和空间异质性,能有效揭示城市集聚的空间分异、内在相互作用形式和空间模式^[2,21-23]。如刘涛等^[2]、马荣华等^[22,23]、陈刚强等^[24]、葛莹等^[25]、曹志宏等^[26]、贺灿飞等^[27]利用ESDA方法,从不同尺度研究了城镇体系的经济社会要素的空间集聚特征、模式及演变规律。这些成果为本文提供了有益借鉴,但仍有一些缺陷:主要对城市人口、经济或产业等单一要素的集聚进行研究,指标选取较单一;对集聚的影响因素的定量研究相对较薄弱,现有文献多数仅是描述性分析^[1,18,29]或基于横截面、面板数据进行标准回归分析^[16,17,27,28],而隐含地假定一区域的变量与相邻区域的变量不存在空间相关,即忽略了邻域空间相互作用的影响。而纳入了空间效应(空间相关性)影响的空间计量学模型可有效解决此问题^[30],被广泛应用于经济收敛分析^[31-33]。近年空间计量模型也被引入到集聚的影响因素研究^[34-36],但局限于省级或地级市尺度上产业等单一要素集聚的因素方面,而对城市综合要素集聚的影响因素研究几乎没有。现有涉及珠三角空间集聚的研究基本上是基于地级市尺度上单一要素、采用传统模型或指数或描述性对比分析,且缺乏邻域间相互作用影响的探讨^[1,3,4,17,29]。

为此,本文立足于已有研究,采用扩展的潜力模型和ESDA方法,分析20世纪90年代以来城镇密集、区域空间集聚与碎化变化态势日渐明显的珠三角地区县级城市综合潜力的空间集聚特征与演变规律,进而对其影响因素进行空间计量分析。

2 研究方法与数据来源

2.1 研究方法

2.1.1 潜力模型及其扩展 潜力模型是计算某城镇与城镇体系内所有城镇间相互作用力之和,即潜力值,它可反映一城镇在其城镇体系中具备的集聚能力和相对地位及影响力^[37],其计算公式为:

$$I_i = \sum_{j=1}^n I_{ij} = \sum_{j=1}^n (P_i P_j / D_{ij}^b) + P_i P_i / D_{ii}^b \quad (1)$$

式中: I_i 表示*i*城的潜力值; I_{ij} 为*i*、*j*城镇间相互作用量; D_{ij} 为*i*、*j*城镇间距离; P_i 、 P_j 分别为*i*、*j*城镇的质量; b 为距离摩擦系数; D_{ii} 为*i*城与自身的距离,以与其等面积的圆的半径表示^[37]。

由于城市自身因素的影响,即使两对城市的质量和距离指标都相等,其联系也可能不同,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。根据数据可获得性和可量化性,引入城市间综合经济相关系数和可达性系数对潜力模型进行如下扩展:

$$I_i = \sum_{j=1}^n I_{ij} = \sum_{j=1}^n (R_{ij} \times \alpha_i \times P_i P_j / D_{ij}^b) + P_i P_i / D_{ii}^b \quad (2)$$

式中: R_{ij} 为*i*、*j*城镇间综合经济相关系数; α_i 为可达性系数,其他参数的含义同式(1)。 α_i 计算公式为:

$$\alpha_i = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i \right) / A_i \quad (3)$$

式中: A_i 为*i*城的可达性值,且 $A_i = D_i / V_i$; D_i 为*i*城与某城间交通距离; V_i 为*i*城与某城间交

通平均行车速度。

为避免使用单一指标造成偏差过大的问题,选取若干反映城镇实力的指标,构造城镇综合实力指数来表示城镇质量^[37]。 b 值位于 $[0.5, 3]$,理论上应为1或2^[37],参考相关研究并结合实际,本文取 $b=2$ 。显然 D_{ij} 不能取空间直线距离,本文取城市间公路网络的最短路径距离。

2.1.2 ESDA 方法 ESDA是一种衡量某一现象空间效应的空间自相关分析方法,用空间权重矩阵确定空间位置相似性,通过空间滞后向量确定每个单元的空间邻域状态^[21-23],一般用全局统计和局域统计两类指标来衡量,常用Moran's I 指数表示。

全局Moran's I 指数用于探测整个研究区的空间关联模式,可反映珠三角县域城市潜力的总体空间集聚格局特征,其计算公式为^[23]:

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (4)$$

式中: X_i 为区域 i 的观测值; W_{ij} 为行标准化的空间权重矩阵,可通过邻接规则和距离规则构建; I 值位于 $[-1, 1]$,在给定显著性水平时,若 I 显著为正,则表明相似的观测值趋于空间集聚;若 I 显著为负,则表明相似的观测值趋于分散分布;当 I 接近期望值 $-1/(n-1)$ 时,表明观测值之间呈独立随机分布。

全局空间自相关忽略了空间过程的潜在不稳定性,不能反映区域内部单元的空间集聚特征(空间异质性)。而局部空间自相关可识别不同空间位置上的高值集聚和低值集聚^[21-26],即单元集聚程度高低的具体空间分布,并揭示空间异质。局域Moran's I 计算公式为^[21]:

$$I_i = \frac{X_i - \bar{X}}{S^2} \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad (5)$$

式中: S 为各县潜力的标准差,其余参数含义同式(4)。

局部空间关联模式可划分为HH、LL、HL和LH四种类型^[24,26]。HH(LL)型表示城市与其相邻城市间存在正空间自相关,具高(低)的相同值在空间上集聚的效应;HL(LH)型表示城市与其相邻城市间存在负空间自相关,高(低)潜力城市被低(高)潜力城市包围。

2.1.3 空间计量模型 空间计量学模型应用最多的主要是空间自回归模型(SAR)和地理加权回归模型(GWR)等,SAR属于全局模型,GWR是局部空间回归模型。GWR虽能反映不同空间子区域上自变量对因变量可能的不同影响,但未考虑因变量的空间相关性影响。为考察相邻县域潜力间相互作用的影响,本文采用SAR模型,其通用形式为^[31]:

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + \mu; \mu = \lambda W_2 \mu + \varepsilon; \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6)$$

式中: Y 为 $n \times 1$ 因变量向量; X 为 $n \times k$ 阶解释变量矩阵; ρ 为空间自回归系数; λ 为空间误差回归系数; β 为解释变量回归系数; μ 为随空间变化的误差项; ε 为正态分布的随机残差; W_1 、 W_2 为 $n \times n$ 空间权重矩阵; WY 为空间滞后因变量。

对上式中 ρ 、 β 、 λ 施加某些限定可导出几种形式模型:传统回归模型、一阶空间自回归模型、空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM),其中常用的是SLM和SEM两种。当 $\rho \neq 0$ 、 $\beta \neq 0$ 、 $\lambda = 0$ 时,为SLM模型,它反映了一地区的因变量不仅与自身的解释变量有关,还依赖于相邻区域的因变量;当 $\rho = 0$ 、 $\beta \neq 0$ 、 $\lambda \neq 0$,为SEM模型,其可改写为:

$(I_n - \lambda W)Y = (I_n - \lambda W)X\beta + \varepsilon$, 空间依赖作用存在于扰动误差项之中, 反映了一地区的因变量同时受到自身的解释变量、相邻区域的因变量 (WY) 和解释变量 (WX) 的共同影响。究竟使用哪种模型关键是诊断相关类型: 是实质性相关(如空间扩散)还是误差相关(如误差冲击)^[32], Anselin 提出了两个拉格朗日乘子 (LM) 及其稳健性 (Robust) 检验准则^[21]: 如果 LM-Lag 比 LM-Error 在统计上更显著则采用 SLM 模型, 反之则采用 SEM 模型; 如果两者一样显著, 则进一步根据 Robust LM-Lag 和 Robust LM-Error 的显著性哪个更高来决定。洪国志等^[32]研究发现若两个模型检验都较显著但其残差仍都存在显著空间相关, 则应采用综合两个模型得到的综合空间自回归模型 ($Y = \rho WY + X\beta + \lambda W\mu + \varepsilon$)。

2.2 数据来源及处理

2.2.1 样本与数据 本文以小珠三角即广东珠三角所辖的9个地级市市区和所有县级单元(统称为县域)为样本, 鉴于东莞和中山市无下辖县而由分散的镇组成, 仅取其市区作为样本。为保持数据连续性和避免潜力计算出现异常, 对行政区划调整及相距很近的单元进行归并处理, 最后得到30个研究单元。由于铁路、水运和航空运输方式在珠三角各县域间不完全存在, 且铁路和航空主要承担长距离运输, 而公路承担珠三角内部大量运输, 故以公路距离来度量距离变量。收集到1990年、1994年、2000年、2005年和2009年的珠三角道路交通图, 经过配准和数字化后提取各等级公路信息, 再进行拓扑处理并建立网络数据集, 利用GIS网络分析获取各单元间的最短路径距离矩阵。根据《中华人民共和国道路技术标准》(JTGB01-2003)并结合实际, 设定不同等级公路行车速度(高速120 km/h, 国道80 km/h, 省道及以下道路60 km/h), 以求算可达性系数。选取与道路数据对应的5个年份作为研究断面, 遵循完备性、可比性、层次性和数据可获得性原则, 参照相关研究^[38], 从四个方面建立县域城市综合实力评价指标体系(表1)。数据资料取自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。

2.2.2 城市潜力水平影响因素选取及说明 新经济地理学认为区位条件和自然资源禀赋基本相同的区域, 其潜力水平可能因为其他因素的差异而有显著差别^[35]。根据文献^[27,28,34-36,39]并结合数据可获得性, 使用新经济地理学分析框架选取以下影响因素:

(1) 传统经济地理因素。由于本文基于公路网计算城市潜力, 故仅引入地理区位虚拟变量 city, 如果是省会或经济特区驻地如广州市区、深圳市区和珠海市区, 则 city 取1, 否则取0。

(2) 新经济地理因素。由潜力模型知, 综合实力的提高和交通距离的缩短都可以使城

表1 城市综合实力评价指标体系

Tab. 1 Evaluation index system of the comprehensive 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)
城市经济水平	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)
社会发展水平	
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)

市潜力得到提高,那么反映城市实力的原始因素对城市潜力变化分别起多大作用?是否某些因素起决定性作用?为定量分析珠三角县域潜力演化的主要影响因素,对前文选取的24个因子进行相关程度分析,按照新经济地理理论,选取一些主要因素并引入其他一些因素,将其与全区域的比值得到的相对指标作为影响因素变量:①消费者购买力。采用各县域人均GDP与全区域均值之比(pGDP)来反映其相对消费者购买力。理论上,人均GDP越高意味着经济发展水平越高、消费者购买力越强,因而市场需求较大,易吸引企业、人口等的集聚;②企业数量。使用各县域规模以上企业数占全区域比重(firm)来衡量产业外部性对城市综合潜力的影响。理论上,地区前后向关联高的企业越多,其所产生的资金技术外部性会带来集聚经济,但过多同类企业重复建设及产业结构不合理可能会有负作用;③人力资本水平。人力资本水平高,可节省企业对劳动力的搜寻与匹配成本,企业容易获得创新收益,会吸引更多企业和人口集聚。采用各县域6岁以上人口平均受正规教育年数与全区域均值之比(hc)来代理人力资本的相对优势;④城市化水平。采用非农业人口占总人口比重与全区域均值之比(urban)来代理相对城市化水平。城市化初期,城市化发展会促使法律体系、基础设施等的改善,有利于降低交易成本,从而吸引各要素的集聚^[36]。但城市化进入一定阶段后会对其潜力的提高产生负效应^[28,40];⑤交通运输条件。采用各县域公路里程与全区域的比重(road)来衡量相对的交通运输条件。完善的交通基础设施有助于降低运输成本,促使经济活动的集中,交通进一步改善将促使经济活动相对分散^[28];⑥固定资本投入。相关研究^[27,28,34]表明,资本投入强度对要素的地理集聚产生影响。以各县域固定资产投资占GDP比重与全区域均值之比(fai)来反映;⑦劳动力成本。理论上认为,较高的工资可反映劳动市场外部性对就业行为的影响及对劳动者的吸引力,因此以各县域职工平均工资与全区域均值之比(wage)来反映;⑧信息化水平。较高的信息化水平可加快组织决策的速度和对市场变化的反应能力,有助于降低信息成本而提高城市潜力水平。以各县域邮电业务总量与全区域的比重(Infor)来度量相对的信息化水平。

(3)经济政策因素。现阶段,经济政策的差异也是影响城市潜力水平差异的重要因素,经济政策变量选用滞后一期数据的效果会更好^[35,39]。本文主要考察两方面政策因素:①对外开放度。由于只收集到完整的出口数据,故采用各县域出口总额占GDP比重与全区域均值之比(open)来度量相对的对外开放程度;②政府干预程度。采用各县域的政府支出占GDP比重与全区域均值之比(gcon)来衡量地方政府对经济的相对干预程度。

3 县域城市潜力的空间集聚格局演变

对原始指标标准化处理后,运用因子分析法计算各年各县域综合实力得分。为便于潜力模型计算,借鉴文献^[38]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。将县域间公路行车速度和最短路径距离矩阵代入式(3)求得各年各县域间可达性系数,求出县域间综合经济相关系数,再利用式(2)计算出各年各县域城市潜力值(表2)。

3.1 总体空间集聚格局的演变

对各年各县域潜力值按极大值标准化并按自然断裂点法划分为5个等级后观察其空间格局(图1),可更明显看出各单元相对潜力强弱的变化。潜力较高的地区主要有两块:一是广州市区及其周边的花都、番禺、佛山市区、顺德形成的广一佛都市区;二是由东南

表2 各县域5个年份的潜力值

Tab. 2 The potential value of each county in five years

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

部的深圳逐步扩展到东莞和东北部的惠州市区、博罗县, 2009年这些区域连成一片, 形成了东岸的深—莞—惠都市区。珠海、中山、江门虽然潜力不高, 但也逐步集聚形成了西南岸都市区, 到2009年集聚现象更加明显。西北部一直是低潜力县域的集聚地。综观其空间格局的演变, 最主要特征是潜力高的地区和潜力低的地区呈集中分布态势, 即空间集聚较明显。

为加以验证, 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

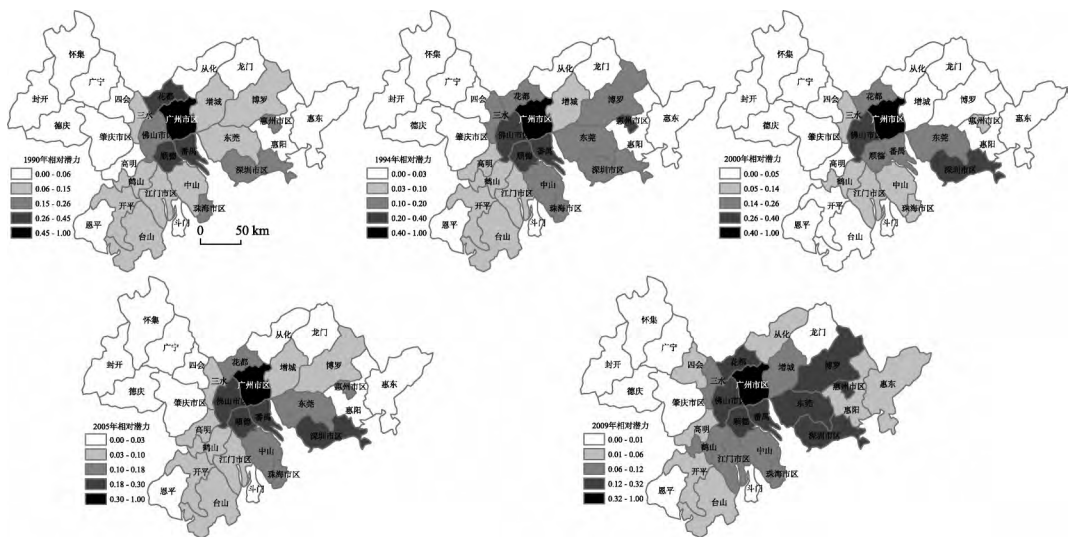


图1 相对潜力指数空间格局

Fig. 1 Spatial pattern of relative potential index

阵,再依式(4)计算各年县域相对潜力指数的 global Moran's I 值和相关指标(表3)。由表3知,各年的 global Moran's I 均显著为正,表明1990年以来珠三角县域潜力总体上具正空间集聚特征,即高值区与高值区集聚、低值区与低值区集聚。但随着时间的推移,其集聚程度有逐渐减弱趋势,如果忽略显著性不太强的1994年和2000年,减弱的趋势更加明显。1990年的 global Moran's I 相对最大,县域潜力的总体空间差异相对最小,说明在当时的计划经济体制下,珠三角县域间相对封闭,县域潜力呈现相对较低层次的空间均衡。1990-1994年 global Moran's I 值快速下降,说明随着新旧体制的转换,市场力量日益突现,刺激了周边各生产要素进一步向潜力较高的核心县域集中,核心县域快速发展而周边县域发展较慢,县域潜力的总体空间差异逐步扩大,区域极化效应明显。1994-2005年 global Moran's I 值又缓慢上升,说明县域潜力的总体空间差异又逐步缩小,各县域都经历了由计划经济向市场经济转轨的快速发展。但 global Moran's I 值在2009年又略有下降,是因为区域发展进入了一个结构调整时期,在社会经济转型及城市发展更加注重质量的过程中,区域城市的整体功能也正处于协调整合的过渡时期,总体上城市潜力的空间集聚程度出现这种暂时性波动,基本符合珠三角发展的现实^[24]。

总体上,1990年以来珠三角县域潜力具正空间集聚特征,但各年的 global Moran's I 值都不大且总体变化不剧烈,说明其空间集聚表现并不强烈,且近20年中部县域和东部部分县域潜力高、西部县域和东部边缘县域潜力低的总体格局并未发生剧烈的变动,只是在原有格局基础上的微调 and 集聚,区域不均衡性依然存在。

3.2 局部空间集聚格局的演变

全局指标一定程度上掩盖了区域内部集聚情况,需进一步考察县域潜力的局部集聚特征。利用式(5)计算各年各县域相对潜力的局域 Moran's I 值,并利用 GIS 软件得到局部空间集聚演化图2。5个年份分别有67%、60%、76%、70%、73%的县域潜力都表现为局

表3 县域相对潜力指数的 global Moran's I
Tab. 3 Moran's I of relative potential index of counties

年份	1990	1994	2000	2005	2009
Moran's I	0.2628	0.1433	0.1539	0.1910	0.1568
$E(I)$	-0.0345	-0.0345	-0.0345	-0.0345	-0.0345
$Z(I)$	2.56	1.77	1.84	2.16	2.01
显著性水平	0.01	0.1	0.1	0.05	0.05

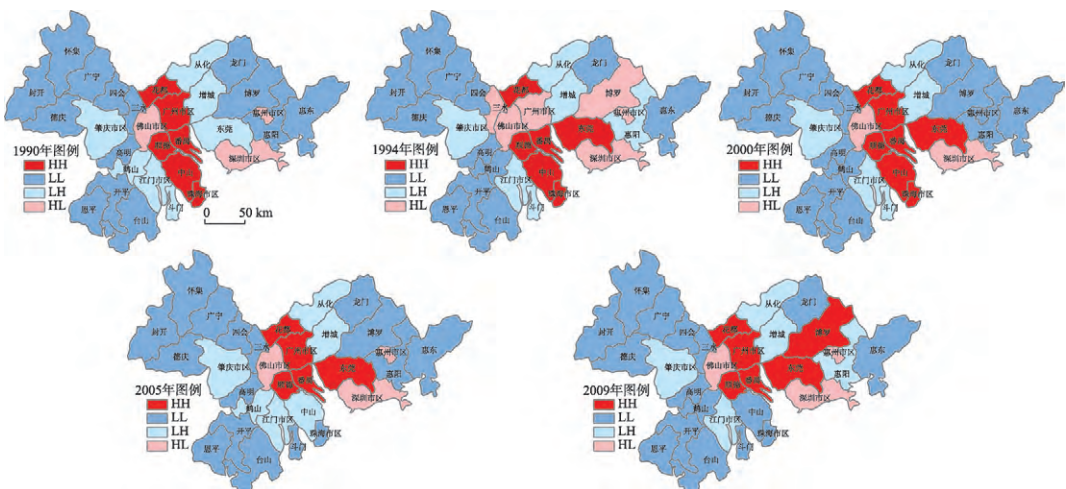


图2 相对潜力的局部空间集聚格局演化

Fig. 2 Evolution of local spatial agglomeration pattern of relative potential

部空间正相关,说明县域潜力总体上具正空间集聚特征,与全局分析结果相符。各年未发生变化的单元有20个,占总数的67%,说明1990-2009年大部分县域潜力的局部空间结构保持不变。其中,中部的广—佛核心都市区始终保持高潜力的空间集聚结构,而西部大多数县域始终处于低值集聚区。但局部空间集聚格局也发生了一些变化:

从局部空间集聚分布区位看,HH区1990年代集中分布在中部地带,2000年后中山和珠海市区退出HH,中部的HH区范围逐步收缩至广—佛核心都市区,形成较强极化效应。其原因主要是2000年后广佛同城化及道路设施不断完善,加之本身良好的发展基础和区位条件,刺激区域内各要素进一步向该区集中,中山、珠海与广—佛核心都市区的差距不断扩大,区域不均衡性增强。同时,HH区也有向东部扩散趋向,深圳一直保持高潜力的极化状态,2009年东部的博罗跃迁到HH区,并与惠州市区、东莞、深圳形成珠三角另一热点都市区,且与广—佛核心都市区分片相连。这表明,局部Moran's I 高值区存在极化和扩散双重效应,即在极化过程中伴有反极化现象。LL区1990-2005年主要分布在西部和东部,2005年后不断向西部集中,东部边缘只有零星分布,东西部县域间不均衡性更为突出。HH和LL集聚区位的这种变化也可解释1990年具局部空间正相关的县域数比2009年的少(HH数相同,LL数少2个)但1990年global Moran's I 值比2009年的大的现象,因为global Moran's I 反映的是县域总体在平均意义上的空间差异,东中西部地带间差异和东部地带内部差异的扩大,使得县域总体空间差异略微扩大,而中、西部地带内局部空间上的差异有所缩小。LH和HL区分布除1994年外无多大变化。

从空间关联类型变化看,局部集聚类型间有一定转化:①HH单元数1990年、1994年和2009年都为6个,2000年为7个,2005年为5个。花都、番禺、顺德始终在HH区,广州市区除1994年为HL型外都位于HH区,中山、珠海市区2005年转为LH和LL型,2009年均转为LL型,东莞1994年进入HH区;②LL单元数1990年为14个,1994年为12个,2000年开始稳定在16个。LL单元大多连片分布在相对欠发达的西北肇庆市辖县、西南江门市辖县、佛山市的三水和高明的基本格局并未发生多大变化。但东部LL区发生了较大变化,其中博罗1994年转为HL区,而后落入LL区,但2009年跃迁到HH区,惠阳转为LH型;③HL单元数1990年为3个,1994年为6个,2000年为2个,而后稳定在3个。佛山市区和深圳市区一直位于HL区,惠州市区除2000年转为LL外也都在HL区,1994年广州市区、三水和博罗分别由HH、LL进入HL,而后又转出;④LH单元数在5-7间波动,几乎呈环状分布在发达县市周围的格局并未发生大的变化。肇庆市区、江门市区、从化、增城一直稳定在LH区,惠阳进入LH区,东莞转为HH型,鹤山转为LL型,斗门2000年后转为LL型。HH(LL)型表示高(低)潜力的相同值在空间上集聚的效应;HL和LH型表示高低(低高)潜力的不同值在空间上集聚的效应,是空间异质区域。HL县域具强烈的空间极化特征,LH县域受到周边高潜力县域的极化影响。

从东中西部三大地带局部空间集聚演变看,1990年以来,中部仍然以HH型县域为主,但2000年后其数量略微减少,范围更加集中且显著性增强;东部部分县域1994年后得到快速发展,由1994年前以LH和LL型为主到2009年4种类型基本平分秋色,说明其区域空间结构正朝协调优化的方向发展;而西部县域一直表现较稳定,以LL和LH集聚为主,20年来仍未摆脱相对滞后的局面。这说明,1990年以来中东西部地带间和地带内局部区域上县域潜力的空间集聚的不均衡性依然存在并有进一步扩大的倾向。

总之,珠三角大多数县域潜力的局部空间集聚格局保持相对稳定,但在部分区域也有一定变化,并表现出不均衡性,这种不均衡性在地带间和各地带内部的县市间都存在。

4 县域城市潜力演化的影响因素分析

4.1 模型估计

以县域潜力的自然对数值为被解释变量,取选取的各影响因素变量的自然对数值(虚拟变量 city 除外)为解释变量,用5个年份的县级面板数据进行回归估计。前文空间自相关计算结果显示县域潜力间存在显著空间依赖,因此需用空间面板计量模型来估计和检验,基于 Hausman 检验选取固定效应模型。由于面板数据包括时间序列数据和横截面数据,为消除可能产生的时间序列相关性的异方差影响,采用最大似然法进行参数估计,结果见表4。

表4显示,SLM和SEM估计结果的拉格朗日检验都较显著,表明实质性相关和误差相关都显著存在。根据logL、AIC和SC信息准则的比较,SEM的拟合效果稍优,但两个模型残差仍存在显著空间相关,时间序列相关性虽然消除,但横截面数据空间相关性并未消除,因此两个模型都不是最佳拟合模型。综合两模型得到的综合空间自回归模型的检验结果显示空间自相关已消除,解释方差比SLM和SEM有所提高,对因变量变异的解释能力为82.7% ($R^2=0.8270$),回归结果显著的变量数增多了,检验异方差的Breusch-Pagan值

表4 空间计量模型估计结果

Tab. 4 Estimation results of spatial econometrics model

变量	空间滞后模型(SLM)			空间误差模型(SEM)			综合空间自回归模型		
	系数	标准差	Z统计量	系数	标准差	Z统计量	系数	标准差	Z统计量
ρ	0.2358*	0.1402	1.6820				0.2183***	0.0612	3.5781
λ				0.5366***	0.1526	3.5164	0.4477***	0.1707	2.6231
constant	-0.2326**	0.1071	-2.1715	-0.1413***	0.0247	-5.7250	-0.1455***	0.0170	-8.5493
city	0.2027***	0.0697	2.9080	0.1160*	0.0690	1.6815	0.0536*	0.0420	1.7265
lnpGDP	3.3 e-6	2.9 e-6	1.1660	2.2e-6*	1.2e-6	1.8506	3.8e-6*	1.9e-6	2.0321
lnfirm	-0.6191	0.5525	-1.1205	-1.3097*	0.7007	-1.8693	-0.5867**	0.0986	-2.1540
lnhc	0.3021***	0.4311	5.1018	0.2732**	0.1975	2.1431	0.1733**	0.2768	2.1281
lnurban	-0.0247	0.0452	-0.5467	-0.0536	0.0420	-1.2765	-0.1160*	0.0690	-1.6815
lnroad	4.8e-6	8.1e-6	0.5986	1.6e-5	3.7e-5	0.4383	1.5e-5	1.2e-5	1.2723
lnfai	-0.1473	0.0930	-1.5829	-0.0953	0.1306	-0.7297	-0.0948	0.0703	-1.3486
lnwage	0.0681*	0.0370	1.8382	0.0363**	0.0165	2.2502	0.0522**	0.0245	2.1673
lnInfor	0.3013***	0.0524	5.7882	0.1761***	0.0142	12.5710	0.2173***	0.0815	2.6792
lnopen	0.0476	0.0241	1.4977	0.0336	0.0662	0.5075	0.0179	0.0259	0.6929
lngcon	-0.3410	0.2671	-1.2769	-0.1616	0.6934	-0.2331	-0.0908	0.3096	-0.2932
R^2		0.6807			0.7029			0.8270	
残差相关检验		显著相关			显著相关			消除空间相关	
logL		42.3573			42.6826			58.5878	
AIC		-64.7145			-67.3653			-95.1756	
SC		-50.7025			-54.7545			-79.7624	
Breusch-Pagan	32.3568(显著水平0.083)			31.5120(显著水平0.017)			7.6155(显著水平0.5733)		

注:***、**和*表示在0.01、0.05、0.1水平下显著;logL、AIC和SC用于检验模型拟合优度,如果logL越大,拟合效果越好,而AIC和SC相反,其值越低,拟合效果越好;Breusch-Pagan用来检验异方差问题,如未通过显著检验,则不存在异方差。

未通过显著检验,表明不存在异方差问题,该模型拟合效果最佳。因此可以推断珠三角县域潜力存在显著的实质性相关和误差相关,县域间相互作用有显著影响,综合空间自回归模型估计结果较稳定。

4.2 结果分析

根据检验所得最佳模型(综合空间自回归模型)的估计结果(表4),对影响珠三角县域城市潜力演化的因素分析如下:

(1)从县域间交互作用影响看。 ρ 和 λ 都高度显著为正,表明县域间存在显著正空间相关,即县域潜力间存在正的溢出效应,低潜力县域可以从邻近高潜力县域获益,同时误差冲击在空间上具正的波及效应,即县域潜力自身产生的误差冲击对邻近县域产生同方向误差冲击。在不考虑其他因素的情况下,周围相邻县域的潜力提高1%,将使本县域的潜力直接提高0.2183%(固有的空间依赖性),通过误差项产生的正向波及程度为0.4477%。

(2)从外生解释变量的影响看。地理区位(city)的系数(0.0536)在0.1水平下显著,说明地理区位优势对县域潜力有重要促进作用,省会或经济特区所在地相比其他县市有一定优势。消费者购买力(pGDP)的系数(3.8e-6)在0.1水平下显著,说明消费者购买力对县域潜力提高有显著正影响,但影响较弱,原因可能是消费者购买力还与其他因素有关。企业数量(firm)的系数(-0.5867)在0.05水平下显著,对县域潜力影响显著为负,说明珠三角产业结构和布局可能存在不合理的地方。有“世界工厂”之称的珠三角多以资源消耗性制造加工业为主导产业,这些消耗能源的企业增加使资源越来越稀缺,导致投入成本增加,降低了集聚地的吸引力。只有不依赖于资源的产业集聚越多,产生的正外部效益才越大,对地区潜力提高才有促进作用。因此,政府要继续转变经济增长方式,调整产业结构并积极引导产业转移。人力资本(hc)的系数(0.1733)在0.05水平下显著,说明人力资本对县域潜力的提高有显著正作用,表现出正溢出效应,这与一般经验文献的实证结论一致。在其他因素不变情况下,人力资本增加1%将会使县域潜力提高0.1733%。城市化水平(urban)的系数(-0.1160)在0.1水平下显著,说明城市化水平对县域潜力有显著负影响。对于城市化程度已较高的珠三角地区,城市化进一步推进会加剧交通拥堵、资源紧缺和环境污染,从而对城市潜力产生负面影响,这与贺灿飞等^[28]和吴玉鸣等^[40]的研究结论一致。交通运输条件(road)的系数(1.5e-5)不显著为正,其对县域潜力变化的影响较小且不显著。这可能是选定的单一指标反映交通条件造成的估计偏差,未能很好地反映事实。因此,交通运输条件对县域潜力的促进作用还有待进一步探讨。固定资本投入(fai)的系数为-0.0948,且不显著,表明其对县域潜力有不显著的负影响。这说明珠三角投资结构可能存在不合理情况,一定程度上抑制了城市潜力的提高。因此,政府应改善投资结构,重点向教育和基础设施建设等方面倾斜。劳动力成本(wage)的系数(0.0522)在0.05水平下显著,表明其对县域潜力提高有显著正作用。尽管高工资可能造成企业成本上升,但对于经济发达的珠三角,容易吸引高素质和高生产率的劳动力集聚,以弥补这种成本上升产生的不经济,从而产生集聚经济。信息化水平(Infor)的系数(0.2173)在0.01水平下显著,表明信息化水平对县域潜力有显著正影响。在其他因素不变条件下,信息化水平提高1%会使县域潜力提高0.2173%。对外开放度(open)的系数(0.0179)不显著为正,随着改革开放的深入,许多县域加大了发展外向型经济力度,县域间经济开放度差异逐步缩小,对县域潜力的影响不明显。政府干预程度(gcon)的系数(-0.0908)不显著为负,说明对于改革开放较早、市场经济较发达的珠三角而言,政府干

预过多反而会抑制其潜力的提高,应进行政府职能改革使其成为“有限政府”^[34]。两个经济政策因素的影响不显著也表明珠三角县域间经济政策差异不大,其对县级尺度城市潜力变化的影响不明显。

5 结论与讨论

(1) 总体上珠三角县域潜力具正空间集聚特征,但集聚程度不高且有逐渐减弱趋势。大多县域潜力的局部空间集聚规律明显,高潜力县域集中在广—佛都市区并呈向深—莞—惠都市区发展的态势,低潜力县域不断向研究区西部集聚并在西部形成面状连续分布区。

(2) 区域县市潜力的空间集聚表现出不均衡性,其在地带间和各地带内部县区间都存在。

(3) 大部分县域(67%)潜力的局部空间集聚特征保持相对稳定,但局部空间集聚格局也发生了一些变化:HH和LL集聚区位有所变化,HH区1990年代集中分布在中部,而后向东部方向扩散并与中部HH区分片相连,同时中部HH区收缩至广—佛核心都市区。1990-2005年LL区主要分布在西部和东部,2005年后不断向西部集聚,东部边缘只有零星分布;局部集聚类型间有一定的转化;西部与中东部地带间县域潜力的空间集聚的不均衡性进一步扩大:中部以HH县域为主,2000年后范围更加集中且显著性增强。东部部分县域潜力得到提高、集聚性增强。西部县市一直以LL和LH集聚为主,仍未摆脱相对滞后的局面。

(4) 从县域潜力演化的影响因素看,县域间相互作用的影响显著为正,即相邻县域潜力的提高能促进本县域潜力的提高;地理区位、消费者购买力、人力资本、劳动力成本、信息化水平的影响显著为正;而企业数量、城市化水平的影响显著为负,说明珠三角依赖于资源消耗的产业集聚居多、城市化水平已较高但城市化进一步推进会抑制其潜力的提高等;交通运输条件的影响不显著可能与选取的指标有关,固定资本投入的影响不显著为负说明投资结构可能不合理,对外开放度和政府干预两个经济政策因素的影响不显著说明珠三角县域间经济政策差异不大,对县级尺度城市潜力变化的影响不明显。

基于以上结论,在统筹区域发展、落实《珠江三角洲地区改革发展规划纲要》的宏观背景下,要提高珠三角整体潜力水平和竞争力,缩小地区差距,实现区域协调与可持续发展,政府需立足现实,制定切实可行的区域平衡发展政策:例如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,提高其潜力水平;优化中部广—佛都市区、东部深—莞—惠都市区的功能布局,整合提升其发展档次,增强其扩散辐射功能,引导整个珠三角城市的有机协调发展。影响因素分析的政策启示:各县域应与周围相邻县域加强合作,注重政策措施的空间联动,促进共同发展;改善投资结构,加大对教育、基础设施建设的投入,并调整产业结构和积极引导产业转移;城市化发展过程中,要合理规划与布局,转变依赖于资源消耗的发展模式,优化配置自身资源;减少政府对经济的干预,促进各要素自由流动和竞争,还应扩大对外开放,积极参与国际合作与竞争。

限于数据可获得性和难以量化,一些可能对城市潜力演化产生影响的因素如参与经济全球化程度、市场化程度、软环境(如县域间相互作用的市场动力和政府对于区域合作的推动力)等未进入本文模型;另外,一些变量指标的选定和参数的确定等还需进一步完善。下一步可对这些方面进一步研究,以取得更符合实际的研究结论并使政策含义更具针对性。

参考文献(References)

- [1] 胡序威, 周一星, 顾朝林. 中国沿海城镇密集地区空间集聚与扩散研究. 北京: 科学出版社, 2000. 175-221. [Hu Xuwei, Zhou Yixing, Gu Chaolin. Studies on the Spatial Agglomeration and Dispersion in China's Coastal City and Town Concentrated Areas. Beijing: Science Press, 2000. 175-221.]
- [2] 刘涛, 曹广忠. 城市规模的空间聚散与中心城市影响力: 基于中国 637 个城市空间自相关的实证. 地理研究, 2012, 31(7): 1317-1327. [Liu Tao, Cao Guangzhong. Agglomeration and dispersion of city sizes and the influence of central cities: Based on the multi-scale spatial autocorrelation and the case of China. Geographical Research, 2012, 31(7): 1317-1327.]
- [3] Gu C L, Shen J F, Wong K Y, et al. Regional polarization under the socialist-market system since 1978: A case study of Guangdong province in south China. *Environment and Planning A*, 2001, 33(1): 97-119.
- [4] 叶玉瑶, 张虹鸥. 珠江三角洲城市群空间集聚与扩散. 经济地理, 2007, 27(5): 773-776. [Ye Yuyao, Zhang Hongou. The spatial agglomeration and dispersion in the Pearl River Delta. *Economic Geography*, 2007, 27(5): 773-776.]
- [5] Henderson V. The effects of urban concentration on economic growth. NBER Working Paper No. 7503, 2000. 2.
- [6] Krugman P. Urban concentration: The role of increasing returns and transport costs. *International Regional Science Review*, 1996, 19(2): 5-30.
- [7] Krugman P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [8] Herbert G. *Urban Agglomeration and Economic Growth*. New York: Springer, 1995.
- [9] Krugman P. *Development, Geography and Economic Theory*. Cambridge: MIT Press, 1995. 27-50.
- [10] Sveikauskas L. The productivity of cities. *Quarterly Journal of Economics*, 1975, 89(3): 393-413.
- [11] Segal D. Are there return to scale in city size?. *The Review of Economics and Statistics*, 1976, 58(3): 339-350.
- [12] Moomow R L. Productivity and city size: A critique of the evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 1981, (4): 236-255.
- [13] Wen M. Relocation and agglomeration of chinese industry. *Journal of Development Economics*, 2004, 73(2): 329-347.
- [14] Maurel F, Sedillot B. A measure of the geographic concentration in French manufacturing industries. *Regional Science and Urban Economics*, 1999, 29(1): 575-604.
- [15] Fan C, Scott A. Industrial agglomeration and development: A survey of spatial economic issues in east-Asia and a statistical analysis of Chinese regions. *Economic Geography*, 2003, 79(3): 295-319.
- [16] 刘春霞, 朱青, 李月臣. 基于距离的北京制造业空间集聚. 地理学报, 2006, 61(12): 1247-1258. [Liu Chunxia, Zhu Qing, Li Yuechen. Evaluating the geographic concentration of manufacturing industries of Beijing based on distance-based methods. *Acta Geographica Sinica*, 2006, 61(12):1247-1258.]
- [17] 李郇, 丁行政. 空间集聚与外商直接投资的区位选择: 基于珠三角地区的实证分析. 地理科学, 2007, 27(5): 636-641. [Li Xun, Ding Xingzheng. Spatial aggregation and location selection of FDI based on empirical analysis Zhujiang River Delta of China. *Scientia Geographica Sinica*, 2007, 27(5): 636-641.]
- [18] 杜宏茹, 张小雷. 近年来新疆城镇空间集聚变化研究. 地理科学, 2005, 25(3): 268-273. [Du Hongru, Zhang Xiaolei. A study on urban spatial agglomeration in Xinjiang in recent years. *Scientia Geographica Sinica*, 2005, 25(3): 268-273.]
- [19] 韩增林, 王茂军, 张学霞. 中国海洋产业发展的地区差距变动及空间集聚分析. 地理研究, 2003, 22(3): 289-296. [Han Zenglin, Wang Maojun, Zhang Xuexia. Changes of regional differences and zonal centralizations of marine industry in China in the 1990s. *Geographical Research*, 2003, 22(3): 289-296.]
- [20] 罗震东, 朱查松, 张京祥. 都市区域空间集聚—碎化趋势研究: 江苏沿江都市区域的实证. 人文地理, 2009, 24(1): 22-27. [Luo Zhendong, Zhu Chasong, Zhang Jingxiang. Analysis of the spatial agglomeration and fragmentation in metropolitan region: Case study of Jiangsu's metropolitan area along Yangtze River. *Human Geography*, 2009,24(1): 22-27.]
- [21] Anselin L. Local indicators of spatial association: LISA. *Geographical Analysis*, 1995, 27(2): 93-115.
- [22] 马荣华, 顾朝林, 蒲英霞, 等. 苏南沿江城镇扩展的空间模式及其测度. 地理学报, 2007, 62(10): 1011-1022. [Ma Ronghua, Gu Chaolin, Pu Yingxia, et al. Urban spatial sprawl pattern and metrics in south of Jiangsu province along the Yangtze River. *Acta Geographica Sinica*, 2007, 62(10): 1011-1022.]
- [23] 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. [Ma Xiaodong,

- Ma Ronghua, Xu Jiangang. Spatial structure of cities and towns with ESDA-GIS framework. *Acta Geographica Sinica*, 2004, 59(6): 1048-1057.]
- [24] 陈刚强, 李郁, 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. [Chen Gangqiang, Li Yun, Xu Xueqiang. Spatial agglomeration and evolution of urban population in China. *Acta Geographica Sinica*, 2008, 63(10): 1045-1054.]
- [25] 葛莹, 姚士谋, 蒲英霞, 等. 运用空间自相关分析集聚经济类型的地理格局. *人文地理*, 2005, (3): 21-25. [Ge Ying, Yao Shimou, Pu Yingxia, et al. Application of spatial autocorrelation for the spatial patterns of urbanization and localization economy. *Human Geography*, 2005, (3): 21-25.]
- [26] 曹志宏, 梁流涛, 郝晋珉. 黄淮海地区社会经济空间分异及集聚发展模式. *地理科学进展*, 2009, 28(6): 984-990. [Cao Zhihong, Liang Liutao, Hao Jinmin. The spatial analysis of socio-economic difference and its agglomeration development strategy model in Huang-Huai-Hai region. *Progress in Geography*, 2009, 28(6): 984-990.]
- [27] 贺灿飞, 潘峰华, 孙蕾. 中国制造业的地理集聚与形成机制. *地理学报*, 2007, 62(12): 1253-1264. [He Canfei, Pan Fenghua, Sun Lei. Geographical concentration of manufacturing industries in China. *Acta Geographica Sinica*, 2007, 62(12): 1253-1264.]
- [28] 贺灿飞, 朱彦刚, 朱晟君. 产业特性、区域特征与中国制造业省区集聚. *地理学报*, 2010, 65(10): 1218-1228. [He Canfei, Zhu Yangang, Zhu Shengjun. Industrial attributes, provincial characteristics and industrial agglomeration in China. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(10): 1218-1228.]
- [29] 毛艳华. 珠江三角洲IT制造业的集聚机制与竞争优势. *中山大学学报: 社会科学版*, 2004, 44(5): 6-10. [Mao Yanhua. Studies of the conglomerating dynamics and competitive advantages of IT manufacturing industries in Pearl River Delta. *Journal of Sun Yat-sen University: Social Science Edition*, 2004, 44(5): 6-10.]
- [30] Elhorst J P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 2003, (26): 244-268.
- [31] Dall'erba S, Le Gallo J. Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis. *Regional Science*, 2008, 87(2): 219-244.
- [32] 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. *地理学报*, 2010, 65(12): 1548-1558. [Hong Guozhi, Hu Huaying, Li Yun. Analysis of regional growth convergence with spatial econometrics in China. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(12): 1548-1558.]
- [33] 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. *地理研究*, 2007, 26(3): 590-598. [Ma Guoxia, Xu Yong, Tian Yujun. Spatial analysis of economic growth convergence mechanism in Beijing-Tianjing-Hebei metropolitan region. *Geographical Research*, 2007, 26(3): 590-598.]
- [34] 刘忠群, 黄书权. 空间相互作用对中国地区工业集聚的影响分析. *四川经济管理学院学报*, 2007, (2): 13-15. [Liu Zhongqun, Huang Shuquan. Effect of spatial interaction on regional industry agglomeration in China. *Journal of Sichuan Economic Management Institute*, 2007, (2): 13-15.]
- [35] 姚德龙. 中国省域工业集聚的空间计量经济学分析. *统计与决策*, 2008, (3): 123-125. [Yao Delong. Analysis of provincial wide industry agglomeration in China based on spatial econometrics. *Statistics and Decision*, 2008, (3): 123-125.]
- [36] 袁海, 曹培慎. 中国文化产业区域集聚的空间计量分析. *统计与决策*, 2011, (10): 77-80. [Yuan Hai, Cao Peishen. Spatial econometric analysis on the regional agglomeration in Chinese cultural industries. *Statistics and Decision*, 2011, (10): 77-80.]
- [37] 许学强, 周一星, 宁越敏. *城市地理学*. 北京: 高等教育出版社, 2003. 148-160. [Xu Xueqiang, Zhou Yixing, Ning Yuemin. *Urban Geography*. Beijing: Higher Education Press, 2003. 148-160.]
- [38] 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. [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.]
- [39] 金煜, 陈钊, 陆铭. 中国的地区工业集聚: 经济地理、新经济地理与经济政策. *经济研究*, 2006, (4): 79-89. [Jin Yu, Chen Zhao, Lu Ming. Industry agglomeration in China: Economic geography, new economic geography and policy. *Economic Research Journal*, 2006, (4): 79-89.]
- [40] 吴玉鸣, 田斌. 省域环境库兹涅茨曲线的扩展及其决定因素: 空间计量经济学模型实证. *地理研究*, 2012, 31(4):

627-640. [Wu Yuming, Tian Bin. The extension of regional environmental Kuznets Curve and its determinants: An empirical research based on spatial econometrics model. *Geographical Research*, 2012, 31(4): 627-640.]

Spatial agglomeration pattern evolvement and its influencing factors 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: Using the methods of factor analysis, extended potential model, ESDA and spatial econometrics model, and based on the data of 1990, 1994, 2000, 2005 and 2009 of county units in the Pearl River Delta, this paper analyzes the spatial agglomeration pattern evolvement and its influencing factors of urban potential at county level in the Pearl River Delta from 1990 to 2009. The results are obtained as follows: (1) As a whole, the spatial agglomeration of county potential in the region showed a positive effect. But the positive effect of the global spatial agglomeration was not strong and showed a weakening trend. (2) The local spatial agglomeration features of most counties kept relatively stable and displayed some obvious rules, that is, counties with higher potential were concentrated in Guangzhou-Foshan metropolitan region and tended to extend to Shenzhen-Dongguan-Huizhou metropolitan region, counties with lower potential were clustered further to the west part of the study area and formed a surface-shaped continuous distribution area. (3) The local spatial agglomeration pattern also involved some changes: the locations of HH and LL agglomeration changed; there were certain transformations among four types of local spatial agglomeration, which are HH, LL, HL and LH; the imbalance of spatial agglomeration of county potential between the western part and the central and eastern parts had an extending trend. (4) The results from influencing factors analysis show that interregional interaction, geographic location, consumer purchasing power, human capital, labor cost and information level had significant positive impacts on the spatial pattern evolvement of county potential agglomeration of the study area, and corporation number and urbanization level had remarkable negative impacts. However, the impacts of traffic condition, fixed assets investment and economic policy factors, such as openness level and government intervention, were not significant in statistics. The key findings of the paper have important policy implications.

Key words: urban potential; spatial agglomeration; ESDA; spatial econometrics model; Pearl River Delta