

# 基于 ESDA 的广东省城镇建设用地空间分布模式分析

王 枫, 李 灿

(华南农业大学 公共管理学院, 广州 510642)

**摘 要:**城镇建设用地是承载人们生产、生活以及非农产业活动的主要空间载体,研究城镇建设用地空间分布模式,能揭示城镇建设用地的空间演变规律,对全面认识城镇建设用地未来的发展具有十分重要的现实意义。以广东省县域单元为研究对象,将 ESDA 与 GIS 技术相结合,对城镇建设用地的空间分布模式进行了分析。结果表明:广东省城镇建设用地大致呈“中心—外围”空间分布模式,整体上存在显著的空间集聚现象;局部具有较强的空间正相关关系,珠江三角洲核心区域形成显著 HH 关联模式,粤北山区东部和西部保持显著 LL 关联模式;自然、社会经济和政策等是影响广东省城镇建设用地空间分布的主要因素。研究结果可为城镇建设用地合理布局提供参考。

**关键词:**城镇建设用地分布;空间自相关;空间模式;GIS;广东省

**中图分类号:**F301.24

**文献标识码:**A

**文章编号:**1005-3409(2014)02-0167-05

## Analysis on Spatial Distribution Patterns of Urban Construction Land in Guangdong Province Based on ESDA

WANG Feng, LI Can

(College of Public Administration, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

**Abstract:** Urban construction land is the main space site carrying people's production, living and non-agricultural industries. Research for the spatial distribution patterns can reveal the space evolution of urban construction land, and it has very important practical significance for comprehensive understanding the development of urban construction land in the future. This paper analyzed the spatial distribution patterns of urban construction land by taking the counties of Guangdong as a research objects based on the exploratory spatial data analysis (ESDA) and GIS technology. The results showed that urban construction land spatial distribution of Guangdong Province was characterized by the 'center-periphery' pattern. On the whole there were significant phenomena of spatial clustering in the study area. Using of Moran's scatter plots and LISA (Local Indicators of Spatial Association) cluster maps, we could identify there was strong spatial positive correlation in some regions that the core area of Pearl River delta formed significant HH correlation model, and east and west of northern Guangdong mountainous area retained significant LL correlation model. Natural and socioeconomic conditions and policy were the main factors affecting the spatial distribution of urban construction land in Guangdong Province. The results could provide reference for rational layout of urban construction land.

**Key words:** urban construction land distribution; spatial autocorrelation; spatial patterns; GIS; Guangdong Province

近年来,随着建设用地蔓延式分布态势愈发严重,土地对经济社会发展的“瓶颈”制约,已成为普遍的难题。为此,中国积极实施了“三旧”改造、推行土地集约利用等举措,取得了积极的进步,但城镇建设

用地演变具有自身发展规律,在“三旧”改造过程中,如何依据城镇建设用地演变特点制订并落实城市规划,客观上需要对城镇建设用地的空间分布模式进行细致研究。诸多学者对建设用地空间分布进行了有

益的探讨,取得了不少进展。其中,梁进社<sup>[1]</sup>通过建立建设用地分布的定量关系,揭示了建设用地增长的动力学基础;陈晓军等<sup>[2]</sup>选择北京市房山区平原地区作为分析样区,在GIS技术的支持下对建设用地的空间分布格局进行了定量化测度研究;谈明洪等<sup>[3]</sup>以2005年北京中心区周围50 km范围内的建设用地数字化图件为基础,由内而外,建立5个宽度为10 km的缓冲带,分析了北京周围建设用地空间分布格局,并从自然、历史和经济学的角度对此格局作出了诠释;吕江等<sup>[4]</sup>利用vcmap研究方法和距离衰减趋势研究方法对安福县建设用地空间分布格局进行了研究。随着研究成果的不断涌现,为转型期城镇建设用地的空间布局优化提供了良好基础。

根据地理学第一定律,空间事物之间是普遍联系的,且空间上接近的事物联系更紧密<sup>[5]</sup>。城镇建设用地分布也不例外,然而现有研究成果在探讨建设用地空间分布时多囿于统计分析和GIS空间图示表达,缺乏空间视角,忽视了地理位置因素,难以深入揭示建设用地分布的空间机制。ESDA(Exploratory Spatial Data Analysis,探索性空间数据分析)可以通过对事物或现象空间分布格局的描述与可视化,发现空间集聚和空间异常,揭示研究对象之间的空间相互作用机制<sup>[6]</sup>,已广泛应用于社会经济数据的空间分布模式分析<sup>[7-9]</sup>,但用于城镇建设用地空间分布的研究尚不多见<sup>[10]</sup>。另外,县域单元是中国行政建制中的重要组成部分,在社会经济发展中担当着承上启下的功能,开展针对县域单元的研究,有助于较为准确地把握社会经济发展和土地利用的空间分布状况<sup>[11]</sup>,但目前以县域单元为对象开展研究的案例还比较少见。广东是中国经济最发达、最具市场活力和投资吸引力的地区之一,近年来城市空间的扩展十分迅速,加强对城镇建设用地空间分布模式的研究,对未来如何遵循城镇建设用地空间演变规律,促进城镇建设用地合理布局,具有十分重要的现实意义。鉴于上述分析,本文在借鉴前人研究成果的基础上,以县域为基本地域单元,借助GIS技术,运用空间自相关分析方法、四分位法等多种方法,对广东省城镇建设用地的空间分布模式进行分析。

## 1 数据来源与研究方法

### 1.1 指标界定及数据来源

参考借鉴已有的研究成果<sup>[10]</sup>,文中所研究的城镇建设用地密度(Urban Construction Land Density,简称UCLD)是指某个行政区域内城镇建设用地面积占土地总面积的比重。其中所研究的城镇建设用地

是指国土资源部2001年下发的《全国土地分类(过渡期间适用)》标准中城市用地、建制镇用地和独立工矿用地三类用地的集合。城镇建设用地密度是分析城镇建设用地空间分布模式的重要指标。

研究区广东省地处中国大陆最南部,位于20°09′—25°31′N,109°45′—117°20′E。全省下辖广州、深圳、珠海、汕头、佛山、韶关、河源、梅州、惠州、汕尾、东莞、中山、江门、阳江、湛江、茂名、肇庆、清远、潮州、揭阳和云浮21个地级市,共有123个县域行政单元。本研究以县域为研究单元,鉴于同一地级市内不同市辖区在地理区位、经济发展状况等方面的诸多相似性,将同一地级市的所有市辖区合并为一个研究单元。其中,深圳、珠海、佛山、东莞和中山由于特殊的经济和行政原因(如东莞和中山不设市辖区,地级市直辖镇街),均作为独立研究单元。据此统计全省共计88个研究单元。另外,由于广东省沿海岛屿众多,采用二进制邻接规则构建空间权重矩阵时会出现“孤岛”现象。解决此问题的办法有两种:一是人为定义相邻;二是将岛屿排除在研究范围之外<sup>[12]</sup>。本研究采用第二种方法,将汕头的南澳县排除在研究范围之外,最终确定的研究单元为87个。图形数据选用广东省现行行政区矢量数据(以县为单位并调整为87个研究单元),用地数据来源于1996—2008年广东省土地利用变更调查数据。

### 1.2 研究方法

空间自相关是探索性空间数据分析研究中的一个重要方法,可以用来发现空间的异质性和空间集聚,而城镇建设用地分布不仅仅具有空间位置特性,同时也具有空间异质性与空间集聚的特征,因而空间自相关分析方法很适合用于分析城镇建设用地的空间分布特征。空间自相关包括全局空间自相关和局部空间自相关两大类。

1.2.1 全局空间自相关 全局空间自相关用于探测某种地理现象或某一属性值在整个研究区域的空间分布模式,判断此现象或属性值在空间上是否有聚集特性存在。计算全局空间自相关最常用的指数是Moran's  $I$ ,其计算公式为<sup>[13]</sup>:

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

式中: $n$ ——研究对象的数目; $x_i$ ——观测值; $\bar{x}$ —— $x_i$ 的平均值; $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ;  $w_{ij}$ ——空间连接矩阵(可以根据邻接标准或距离标准来确定)。Moran's  $I$ 可分别采用随机分布和近似正态分布两种假设进行

验证。在给定显著性水平时,若 Moran's  $I$  显著为正,则表示空间上有聚集分布的现象。值越趋近于 1,集聚趋势越强。反之,若 Moran's  $I$  显著为负,则表明空间上呈现空间分散格局。值越趋近于 -1,分散倾向越强。仅当 Moran's  $I$  接近期望值  $-1/(n-1)$  时,观测值之间才相互独立,在空间上呈现随机分布。

1.2.2 局部空间自相关 局部空间自相关用于反映整个大区域中,一个局部小区域单元上的某种地理现象或某一属性值与相邻局部小区域单元上同一现象或属性值的相关程度<sup>[13]</sup>,识别空间集聚和空间孤立<sup>[5]</sup>,探测空间异质等。用于评价局部空间自相关性的最常用指数主要是 Local Moran's  $I$ ,其计算公式为<sup>[6]</sup>:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S^2} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (2)$$

式中: $n, x_i, \bar{x}, S^2, w_{ij}$  含义与公式(1)一致。Local Moran's  $I$  的检验,可采取条件随机方法获得伪显著水平  $P$  值,并采用 Bonferroni 标准进行判断。在给定显著性水平下,若  $I_i$  显著大于 0,表明存在正的局部空间自相关,相似的值发生集聚;若  $I_i$  显著小于 0,表明存在负的局部空间自相关,不相似的值发生集聚。

2 结果与分析

2.1 总体空间分布模式分析

本文采用上四分数( $F_U$ )、中位数( $M$ )、下四分数( $F_L$ )3 个截断点将由所有县域单元城镇建设用地密度数据组成的有序数组四等分。设四分散布值  $D_F$  等于  $F_U - F_L$ ,令  $F_U + 3D_F$  和  $F_U - 3D_F$  为两个新截断点,一般位于新截断点以外的数据值称为离群值。在离群值区,处于  $F_U + 3D_F$  以外的数据值为高值异常(极端高值),处于  $F_U - 3D_F$  以外的数据值为低值异常(极端低值)。这样  $F_U, M, F_L, F_U + 3D_F, F_U - 3D_F$  五个截断点将该有序数组分成 6 个数据分区。采用百分数表示上四分数  $F_U$  (25%)、中位数  $M$  (50%)和下四分数  $F_L$  (75%)。图 1 显示了广东省各县(区、市)所属的数据分区,图中并没有出现低值异常的空间单元。

从图 1 可以看出,广东省城镇建设用地大致呈“中心—外围”空间分布模式。广东省城镇建设用地分布重心在南部的珠江三角洲地区,在空间上呈现出东南沿海高城镇建设用地密度集聚区与北部山区低城镇建设用地密度集聚区的空间分异。城镇建设用地密度值较大的区域主要分布在珠江三角洲和粤东、

粤西沿海南部相邻地区(大致相当于第二、三、四数据分区),其中有 6 个空间单元(广州、佛山、中山、珠海、东莞和深圳)具有较高的城镇建设用地密度,被识别为高值异常区。而在粤北山区的东部和西部相邻地区(大致相当于第一数据分区),城镇建设用地密度值较低且分布分散。城镇建设用地密度的这种空间分布模式在一定程度上反映了空间集聚的存在。

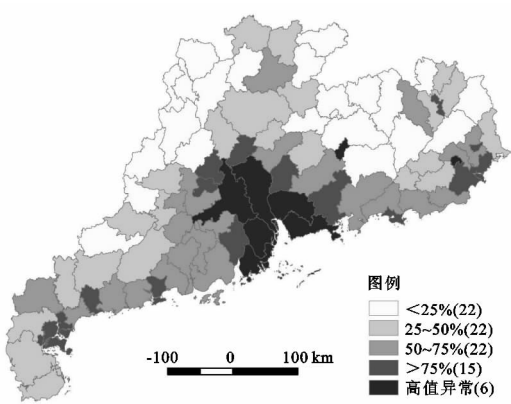


图 1 2008 年广东省城镇建设用地密度分布

图 1 所示的传统方法可以描述研究区内 87 个空间单元的城镇建设用地分布特征,揭示高值异常(或低值异常)的空间单元,但这种方法难以识别城镇建设用地分布的空间集聚和空间孤立,因此需要采用全局和局部空间自相关指数对研究区城镇建设用地的空间分布作进一步分析。

2.2 全局空间分布模式分析

根据各县域单元之间的邻接关系,采用二进制邻接权重矩阵,即当单元  $i$  和单元  $j$  在空间上存在相邻关系时,空间权重矩阵元素 = 1,其他情况为 0。其邻接标准有两种原则:一种是 Rook's 原则,另一种是 Queen's 原则。Rook's 原则要求必须有一条边相连接,而 Queen's 原则要求有一点连接即可。本文选择后者作为确定邻接的标准,利用 OpenGeoDa 软件计算得到广东省城镇建设用地密度的全局 Moran's  $I$  指数(表 1)。

表 1 1996—2008 年广东省城镇建设用地密度的 Global Moran's  $I$  估计值

年份	Moran's $I$	E(I)期望值	标准化值	显著性水平 $p$ 值
1996	0.3643	-0.0115	0.0637	0.01
1998	0.4002	-0.0115	0.0750	0.01
2000	0.4094	-0.0115	0.0588	0.01
2002	0.4667	-0.0115	0.0743	0.01
2004	0.4423	-0.0115	0.0681	0.01
2006	0.4654	-0.0115	0.0679	0.01
2008	0.4655	-0.0115	0.0783	0.01

从表 1 中可以看出,广东省县域城镇建设用地密

度 Global Moran's  $I$  估计值在研究期内出现波动,从 1996 年的 0.364 3 增至 2002 年的 0.466 7,然后减少到 2004 年的 0.442 3,再增加到 2008 年的 0.466 5,整个研究期内 Global Moran's  $I$  估计值全部为正,且总体趋势在不断增加,显著性水平均小于 0.05。这表明,1996 年以来广东省县域城镇建设用地在空间分布上具有显著的正相关性,也就是说各县级行政区城镇建设用地的空间分布并非表现出完全的随机性,而是表现出相似值之间的空间集聚,其空间联系的特征是:城镇建设用地密度高的县级行政区相对地趋于和城镇建设用地密度高的县级行政区相邻,城镇建设用地密度低的县级行政区相对地趋于和城镇建设用地密度低的县级行政区相邻。随着时间的推移,县域城镇建设用地分布总体空间差异趋向缩小,即城镇建设用地密度比较接近的县在空间分布上越来越集中,趋同性增强。

2.3 局部空间分布模式分析

全局空间自相关指数概括了在一个总的空间模

式中空间依赖的程度,而局部空间自相关指数则描述一个空间单元与其邻域的相似程度,表示每个局部服从全局总趋势的程度(包括方向和量级),并揭示空间异质,说明空间依赖是如何随位置而变化的<sup>[5]</sup>。本文选用局部指数 Local Moran's  $I$ ,因为该指数可以将城镇建设用地的空间关联模式细分为四种类型,分别与 Moran 散点图中的四个象限相对应<sup>[5]</sup>。正的空间关联包括两种类型:城镇建设用地密度高值单元为城镇建设用地密度高值单元所包围(HH 关联)和城镇建设用地密度低值单元为城镇建设用地密度低值单元所包围(LL 关联);而负的空间关联也有两种类型:城镇建设用地密度低值单元为城镇建设用地密度高值单元所包围(LH 关联),或者相反(HL 关联)。根据广东省县域城镇建设用地密度数据,利用 Open-GeoDa 软件得到广东省 1996 年、2002 年、2008 年城镇建设用地密度的 Moran 散点图(图 2),统计出 4 个象限的单元数,括号中的数值表示在  $p=0.05$  显著水平下的单元数(表 2)。

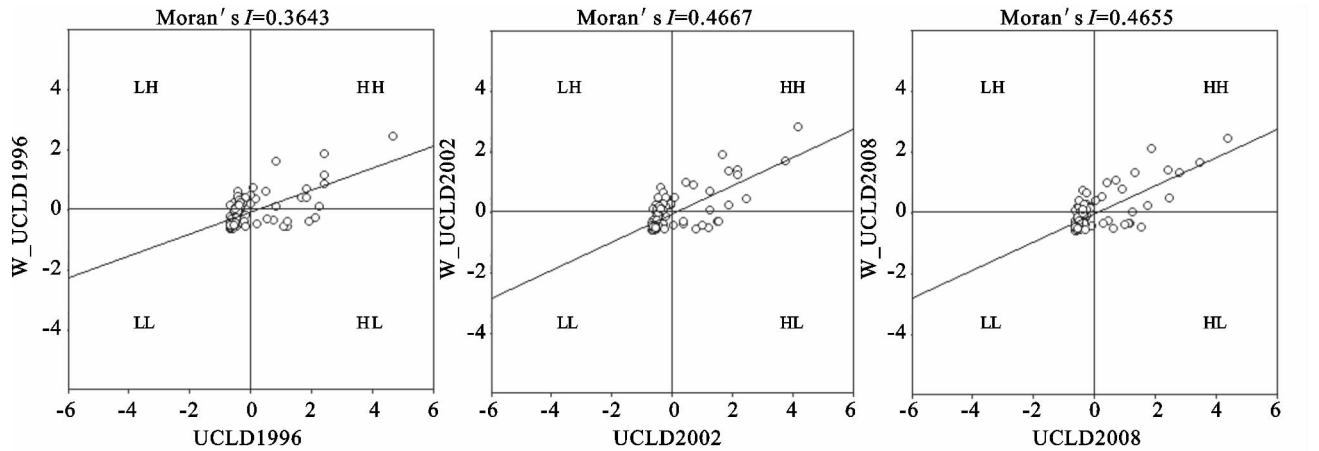


图 2 1996 年、2002 年、2008 年广东省城镇建设用地密度的 Moran 散点图

表 2 广东省城镇建设用地密度 4 种类型空间关联模式的单元数及显著单元数 ( $p=0.05$ )

年份	HH 关联	LL 关联	HL 关联	LH 关联
1996	14(5)	49(13)	8(0)	16(0)
2002	13(7)	48(15)	8(0)	18(1)
2008	14(7)	51(16)	7(0)	15(1)

由表 2 可知,1996—2008 年,位于 HH 关联和 LL 关联象限的县域数量由 63 个增至 65 个,1996 年、2002 年和 2008 年位于 HH 关联和 LL 关联象限的县域分别占总单元数的 72.41%,70.11%,74.71%,表明广东省城镇建设用地分布在局域范围内具有强烈的空间相关性,局部集聚格局显著,且在研究期内集聚能力略有增强。将 Moran 散点图与 Local Moran's  $I$  指数的显著性水平相结合,可以得出 5%显著性水平下广东省城镇建设用地密度 LISA 聚集图

(图 3)。由表 2 和图 3 可以得出,1996 年、2002 年、2008 年显著 HH 关联模式和显著 LL 关联模式涉及的县域单元数占有显著单元数的比重分别高达 100%,95.83%,96.15%;1996—2008 年显著 HH 关联模式涉及的县域单元数由 5 个增至 7 个,显著 LL 关联模式涉及的县域单元数由 13 个增加到 16 个,且空间分布上均形成连片格局。这表明,广东省城镇建设用地分布呈现显著的局部空间集聚现象,具有较强的空间正相关关系。

从整个研究期来看,广东省城镇建设用地空间分布的基本格局没有发生变化,珠江三角洲核心区域的县域与周围县域的城镇建设用地分布形成显著 HH 关联模式,粤北山区东部和西部的县域与周围保持显著 LL 关联模式,其他县域城镇建设用地基本表现为空间随机分布。

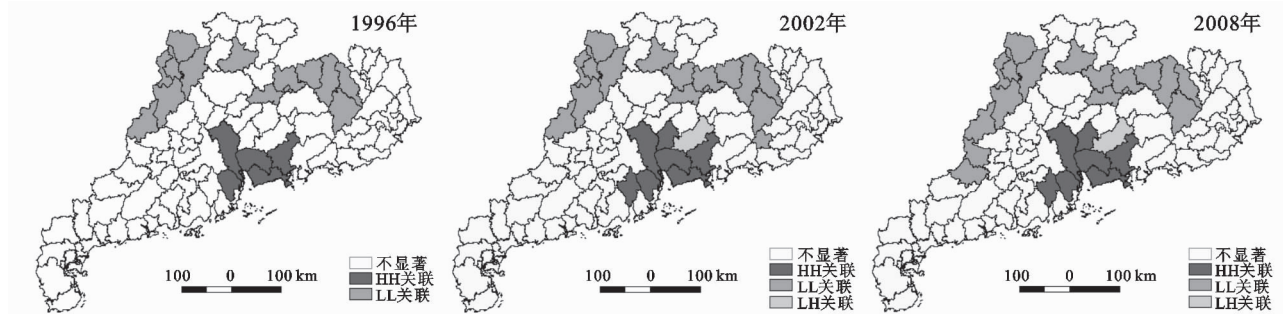


图 3 1996 年、2002 年、2008 年广东省城镇建设用地密度 LISA 聚集图

## 2.4 影响因素分析

城镇建设用地的空间分布是各种自然、社会经济和政策制度等诸多因素共同作用的结果:(1) 在自然因素方面,地形条件是城镇建设用地扩展的基础条件,在某种程度上具有一定的主导作用,决定了城镇建设用地分布的宏观格局。珠江三角洲核心地区,地势比较平坦,城镇建设用地易拓展,是广东省城镇建设用地分布密度高值地区(识别为高值异常);而粤北山区因地形地貌因素导致城镇建设用地不易拓展,是广东省城镇建设用地分布密度较低的地区(图 1)。(2) 在社会经济因素方面,社会经济发展水平是城镇建设用地扩展的主导影响因素。按照广东社会经济发展的差异性及其地理区位,将全省划分为珠江三角洲、粤东沿海地区、粤西沿海地区以及粤北山区四大地域。其中,珠江三角洲经济总量占到全省的 82.50%,珠江三角洲地区的社会经济要素又高度集中在核心区域,核心圈层的产值密度是外围地区的 22.2 倍。相比之下,粤东、粤西沿海地区和北部山区社会经济发展相对落后,其经济总量分别占全省的 6.9%,7.8%,6.5%<sup>[14]</sup>。对照图 1 可以发现,广东省城镇建设用地的分布与广东省各区域的社会经济发展水平基本吻合,即社会经济发展水平高的地区城镇建设用地密度也比较高。(3) 政策因素作为一个牵一发而动全身的因素,在一定程度上对城镇建设用地的分布也起着极其重要的作用<sup>[15]</sup>。改革开放 30 a 来,广东省先后设立了深圳、珠海、汕头三个经济特区、湛江等沿海城市和珠江三角洲经济开放区<sup>[14]</sup>,从图 1 可以看出,这些区域正是广东省城镇建设用地分布密度较高的地区。另外,交通为城市和社会经济的发展提供了物质交流基础和信息渠道,降低了经济生产的成本,加速了人类活动的集聚<sup>[3]</sup>,也在很大程度上影响了广东省城镇建设用地的空间分布。

## 3 结论

(1) 本文利用 ESDA 与 GIS 技术相结合的方法对广东省县域城镇建设用地的空间分布模式进行了

分析,这种方法能否充分发挥 ESDA 丰富的空间分析功能和 GIS 强大的交互功能与可视化功能,更深入地探索、分析、处理和解释地理特征间的相互关系及空间模式,是探测和识别城镇建设用地空间分布模式的一种有效方法。

(2) 通过对广东省城镇建设用地空间分布模式的研究,可以得出以下结论:广东省城镇建设用地大致呈“中心—外围”空间分布模式,城镇建设用地分布重心在南部的珠江三角洲地区,粤北山区城镇建设用地分布分散,在空间上呈现出东南沿海高城镇建设用地密度集聚区与北部山区低城镇建设用地密度集聚区的空间分异;全局空间自相关分析表明,广东省城镇建设用地密度在空间分布上具有显著的正相关性,建设用地空间集聚现象明显,且空间分布上趋同性在增强;局部空间自相关分析显示,广东省城镇建设用地分布呈现显著的局部空间集聚现象,具有较强的空间正相关关系,珠江三角洲核心区域的县域与周围县域的城镇建设用地分布形成显著 HH 关联模式,粤北山区东部和西部县域与周围保持显著 LL 关联模式;自然因素决定了城镇建设用地分布的宏观格局,社会经济发展水平是城镇建设用地扩展的主导影响因素,政策因素在一定程度上对城镇建设用地的分布也起着极其重要的作用,交通条件也在很大程度上影响了广东省城镇建设用地的空间分布。

### 参考文献:

- [1] 梁进社. 中国建设用地省际分布的统计分析[J]. 地球科学进展, 2002, 17(2): 196-200.
- [2] 陈晓军, 刘庆生, 张宏业. 大城市边缘区建设用地空间分布格局的量化测度研究[J]. 武汉大学学报: 信息科学版, 2006, 31(3): 260-265.
- [3] 谈明洪, 朱会义, 刘林山, 等. 北京周围建设用地空间分布格局及解释[J]. 地理学报, 2007, 62(8): 861-869.
- [4] 吕江, 舒晓波, 胡丹, 等. 县域尺度的建设用地空间分布格局研究: 以安福县为例[J]. 江西科学, 2013, 31(3): 351-355.

- 系统生态服务功能影响评价[J]. 土壤通报, 2012, 43(6): 1311-1317.
- [11] 张永民译. 生态系统与人类福祉: 评估框架[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 2007.
- [12] 付凤春, 周宝同, 梁开新. 两江新区土地利用的生态服务价值研究[J]. 西南师范大学学报: 自然科学版, 2012, 37(1): 67-73.
- [13] 谷晓平, 黄玫, 季劲钧, 等. 近 20 年气候变化对西南地区植被净初级生产力的影响[J]. 自然资源学报, 2007, 22(2): 251-259.
- [14] 刘某承, 李文华. 基于净初级生产力的中国各地生态足迹均衡因子测算[J]. 生态与农村环境学报, 2010, 26(5): 401-406.
- [15] 马新辉, 孙根年, 任志远. 西安市植被净化大气物质量的测定及其价值评价[J]. 干旱区资源与环境, 2002, 16(4): 83-86.
- [16] 中国生物多样性国情研究报告编写组. 中国生物多样性国情研究报告[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 1998.
- [17] 陈春阳, 戴君虎, 王焕炯, 等. 基于土地利用数据集的三江源地区生态系统服务价值变化[J]. 地理科学进展, 2012, 31(7): 970-977.
- [18] 赵同谦, 欧阳志云, 贾良清, 等. 中国草地生态系统服务功能间接价值评价[J]. 生态学报, 2004, 24(6): 1101-1110.
- [19] 李文华等. 生态系统服务功能价值评估的理论、方法与应用[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2008.
- [20] 赵同谦, 欧阳志云, 王效科, 等. 中国陆地地表水生态系统服务功能及其生态经济价值评价[J]. 自然资源学报, 2003, 18(4): 443-452.
- [21] 鲁奇. 中国耕地资源开发、保护与粮食安全保障问题[J]. 资源科学, 1999, 21(6): 5-8.
- [22] 唐衡, 郑渝, 陈阜, 等. 北京地区不同农田类型及种植模式的生态系统服务价值评估[J]. 生态经济, 2008(7): 56-59.
- [23] 朱建春, 李荣华, 杨香云, 等. 陕西畜禽粪便的时空分布、氮磷负荷及利用策略[J]. 可再生能源, 2012, 30(12): 117-121.
- [24] 刘连成. 中国湖泊富营养化的现状分析[J]. 灾害学, 1997, 12(3): 61-65.
- [25] 王尧. 喀斯特地区土壤侵蚀模拟研究: 以贵州省乌江流域为例[D]. 北京: 北京大学, 2011.
- [26] 张正峰, 王琦, 谷晓坤. 秀山自治县土地整治生态系统服务价值响应研究[J]. 中国土地科学, 2012, 26(7): 50-55.
- [27] 许月卿, 蔡运龙. 土壤侵蚀经济损失分析及价值估算: 以贵州省猫跳河流域为例[J]. 长江流域资源与环境, 2006, 15(4): 470-474.
- [28] 简太敏. 三峡库区(重庆段)生态服务功能定量遥感测量与价值估算[D]. 重庆: 重庆师范大学, 2012.

(上接第 171 页)

- [5] Sang-iilee M A. Spatial Association Measures for an ES-DA-GIS Framework: Developments, Significance Tests, and Applications to Spatio-Temporal Income Dynamics of US Labor Market Areas (1969-1999) [D]. Diss. Ohio: Ohio State University, 2001: 9-40.
- [6] Anselin, L. Local indicators of spatial association-LISA [J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.
- [7] Sridharan S, Tunstall H, Lawder R, et al. An exploratory spatial data analysis approach to understanding the relationship between deprivation and mortality in Scotland[J]. Social Science & Medicine, 2007, 65(9): 1942-1952.
- [8] 叶长盛, 黄建军. 江西省县域农村居民纯收入空间差异研究[J]. 水土保持研究, 2011, 18(3): 153-157.
- [9] 张路路, 张悦国, 刘瑞卿, 等. 河北省粮食单产区域差异特征演变格局及动因分析[J]. 水土保持研究, 2011, 18(2): 192-197.
- [10] 韦素琼, 张金前, 陈建飞. 基于空间自相关的闽台城镇建设用地分布研究[J]. 地理科学进展, 2007, 26(3): 11-18.
- [11] 林坚, 祖基翔, 苗春雷, 等. 中国区县单元城乡建设用地经济密度的空间分异研究[J]. 中国土地科学, 2008, 22(3): 46-53.
- [12] 高凤君, 郭治兴, 魏秀国. 广东省县域经济实力差异空间自相关分析[J]. 地理信息世界, 2010(4): 29-34.
- [13] Cliff A, J K Ord. Spatial processes: models and application[M]. London: Pion, 1981.
- [14] 张虹鸥, 叶玉瑶, 杨丽娟, 等. 广东 30 年建设用地增长对经济发展的贡献[J]. 经济地理, 2008, 28(6): 904-908.
- [15] 吕志强. 快速城市化背景下的建设用地扩展类型格局及驱动力分析[J]. 水土保持研究, 2012, 19(4): 65-71.