

中国建设用地与区域社会经济发展关系的 空间计量研究

叶 浩¹, 张 鹏¹, 濮励杰²

(1. 广东商学院资源与环境学院, 广东 广州 510320; 2. 南京大学地理与海洋学院, 江苏 南京 210093)

摘要: 利用空间计量模型, 对中国大陆地区的30个省、市、自治区2008年的建设用地面积与社会经济发展之间的关系进行了研究。研究表明: 30个省、直辖市和自治区地区建设用地面积、GDP、总人口和城市化率都有显著的空间相关特征, 一个区域社会经济的发展不仅会驱动自身区域建设用地的扩张, 而且会带动邻近区域的建设用地的增长。传统上只从时间维度出发的研究思路, 忽视空间维度的相关性和异质性, 低估了区域社会经济发展对建设用地增长的作用, 必须在普通面板线性回归模型中描述的基础上引入空间变量进行修正。计量模型检验表明, 城市化水平对建设用地总规模的影响不甚显著。说明中国大部分省份的农村居民点用地的利用效率普遍偏低。因此, 农村居民点用地的调整与优化已迫在眉睫, 从长远看来, 提高城市化水平, 打破城乡二元化的土地制度, 建立统一的土地市场, 是缓解土地资源紧缺、提高土地利用效率的有效途径。

关键词: 建设用地; 社会经济发展; 城市化; 空间自相关; 空间误差模型

中图分类号: F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1000-0690(2012)02-0149-07

1 引 言

土地是支撑区域经济发展不可或缺的自然资源, 作为自然与人文过程交叉和作用最密切的载体, 社会经济发展导致土地利用/土地覆被变化的成为全球变化研究的前沿和热点领域^[1]。土地利用转型, 既土地利用形态在时间序列上的变化也因此成为国内外地理与资源科学等领域学者日益关注的前沿热点问题^[2-5]。建设用地扩张是人类对土地利用的重要作用方式之一, 作为世界上发展最快的国家之一, 中国自1978年改革开放以来, 经济和社会发展非常迅速, 土地利用方式及土地覆被状况在空间上表现最为明显的特征是建设用地的扩展, 带来了复杂的社会、经济和环境后果, 建设用地时空动态变化格局与过程也日益成为现代土地利用过程的主要特征和主要研究内容, 一些学者在跟踪国际相关领域研究热点的同时, 开始从不同角度研究中国及一些重点地区建设用地变化的过程及其驱动机制^[6-9]。

由于土地利用本身的复杂性, 以简化和抽象化为特征的各种模型对于理解和预测土地利用格局和过程, 具有不可替代的作用。在现有的建设用地与经济发展的研究中, 大多数学者对建设用地扩展驱动因子的相关性分析都采用了线性回归模型, 定量地分析社会经济发展对建设用地变化的影响, 忽视了区域间数据的空间相关性。事实上, 中国地区间的空间差异非常明显, 利用全国性的综合时间序列数据, 往往会掩盖这种显著的空间差异。因为存在空间差异, 传统的时间序列回归方法不再适合于解释建设用地增长与其他影响变量间的复杂关系, 截面回归模型可处理这种问题, 但由于采用截面回归研究时假定截面单元之间同质, 空间事物无关联及均质性假定的局限, 进而导致研究得出的各种结果和推论缺乏应有的解释力。国际上, 空间自相关研究已经应用于许多领域, 如生态学、医学、经济学、人口学等学科。但直到2003年Overmars等人^[10]才首次提出由于土地利用中可能存在空间自相关性, 有必要首先进行

收稿日期: 2010-12-07; 修订日期: 2011-03-16

基金项目: 国家自然科学基金(40871255)、广东高校优秀青年创新人才培养计划项目(wym09099)联合资助。

作者简介: 叶 浩(1981-), 男, 安徽利辛人, 博士, 主要研究方向为土地资源管理与评价。E-mail: yeneez@163.com

空间自相关分析,然后引入空间自回归分析模型进行研究,此后国内相关研究并不多见^[11-13]。本文在总结前人研究成果的基础上,选取国内生产总值、总人口与城市化率,作为代表影响建设用地规模的驱动因子,构建空间计量模型,把要素间的地理空间联系纳入模型估计之中,研究社会经济发展对建设用地扩展的影响。

2 空间计量模型的构建

现实的人类活动和经济行为总是在一定时间和地域范围内同时进行的,对经济社会的研究不仅涉及时间维度,而且涉及空间尺度^[14]。空间计量经济方法将地理位置与地理空间数据建立计量关系,用统计和计量方法识别和度量空间数据变动的规律。在建立空间计量模型前应该先对数据进行空间相关性检验,以确定是否应用空间计量模型对数据进行分析。

2.1 变量设定与数据来源

根据赵小汎等人的相关研究^[15],决定一个地区建设用地规模的主要因素是国内生产总值、总人口与城市化率。因此,我们选取:被解释变量是区域内建设用地总面积;解释变量有GDP(国内生产总值),总人口,城市化率(%)。由于研究时采用了空间相邻权重矩阵,对于中国大陆31个省、直辖市与自治区,剔除了海南省(无法定义空间邻居),所以,选取2008年30个地区(省)的数据,即截面数据作为样本数据。以上所用数据均来源于《中国统计年鉴》^[16](2009)。

2.2 全局空间自相关指数

检验区域变量的空间相关性存在与否,空间统计学一般使用由Moran(1950)提出的空间自相关指数Moran $I^{[17]}$,计算公式为:

$$Moran I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式中: X_i 和 X_j 是变量 X 在相邻配对空间单元的取值, \bar{X} 和 S^2 分别为 n 个单元属性平均值与方差, W_{ij} 为二进制的相邻空间权值,其目的是定义空间对象的相互邻接关系。一般邻接标准为两个地区相邻取值为1,否则为0。Moran I 指数反映空间邻接或空间邻近的区域单元的属性值的相似程度与统计学上的一般相关系数一样,其数值在-1~1之间,

当目标区域数据在空间邻接的区位上具有相似的属性值时,空间模式整体上就显示出正的空间自相关性;而当在空间上邻接的目标区域数据具有不相似的属性值时,就呈现为负的空间自相关性;零空间自相关性出现在当属性值的分布与区位数据的分布相互独立时。

2.3 局部空间自相关指标

当需要进一步考虑是否存在观测值的局部空间集聚,哪个区域单元对于全局空间自相关的贡献更大,以及空间自相关的全局评估在多大程度上掩盖了局部不稳定性时,就必须应用局部空间自相关分析,包括空间联系的局部指标(Local Indicators of Spatial Association, LISA)、G统计、Moran散点图。本文选择Moran散点图和LISA进行分析。

2.3.1 Moran散点图

Moran散点图常用来研究局部的空间不稳定性。Moran散点图的4个象限,分别对应于区域单元与其邻居之间4种类型的局部空间联系形式:第1象限代表了高观测值的区域单元被同是高值的区域所包围的空间联系形式(简称高一高);第2象限代表了低观测值的区域单元被高值的区域所包围的空间联系形式(简称低一高);第3象限代表了低观测值的区域单元被同是低值的区域所包围的空间联系形式(简称低一低);第4象限代表了高观测值的区域单元被低值的区域所包围的空间联系形式(简称高一低)。

2.3.2 空间联系的局部指标(LISA)

空间联系的局部指标满足下列两个条件:一是每个区域单元的LISA是描述其周围显著的相似值区域单元空间集聚程度的指标;二是所有LISA总和与全局空间联系指标成正比。

$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{S^2} \sum_j W_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad (2)$$

将Moran散点图与LISA显著性水平相结合,也可以得到“Moran显著性水平图”,图中显示出显著的LISA区域,并分别标识出对应于Moran散点图中不同象限的相应区域。

2.4 一般回归模型

首先构建出一般的非空间模型,然后在其基础上构建空间误差回归模型。考虑数据的对比性和经济学意义,我们对变量建设用地、GDP、总人口取自然对数形式,分别记为lnC、lnG、lnP与URB,则一般回归模型的表达式如下:

$$\ln C_i = \beta_0 + \beta_1 \ln G_i + \beta_2 \ln P_i + \beta_3 URB_i + \varepsilon \quad (3)$$

式中,下标*i*表示区域(地区), ε 是模型的随机误差项, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ 是模型系数(常数)。

2.5 空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)

空间误差模型是为了保证样本的独立性,从误差项中分离出空间自相关成分的一种分析方法^[18],空间误差模型是在回归模型中的残差项里,加上一个残差项自己本身乘上空间上的邻近矩阵,截面数据的空间误差模型通用形式基于以下表达式:

$$\ln C_i = \beta_0 + \beta_1 \ln G_i + \beta_2 \ln P_i + \beta_3 URB_i + \varepsilon \lambda W \varepsilon + \mu \quad (4)$$

其中, W 是一阶ROOK空间邻接矩阵;若其中空间误差系数 λ 显著异于零,即表示确实具有空间相关的关系,其他符号含义与上述一般模型中一致。

3 实证分析

3.1 空间自相关检验

首先采用一阶ROOK空间矩阵对样本(30个省域)数据做全局空间自相关性检验,分析它们是否在地理空间上有相关性,即空间相互依赖性,检

验对象有模型变量国内生产总值 $\ln G$ 、建设用地面积 $\ln C$ 、总人口 $\ln P$ 、城市化率 URB 与模型残差 RES ,检验结果见表1。

表1 模型变量与残差的空间自相关性

Table 1 Spatial autocorrelation of model variable and residual					
变量	$\ln G$	$\ln C$	$\ln P$	URB	RES
Moran I	0.3654	0.0762	0.2467	0.4080	0.3640

表1中Moran值皆通过了显著性检验,可以看出,中Moran's I 指数均为正,说明中国大陆土地利用及其驱动因素存在较高的全局空间自相关关系,即中国大陆地区的土地利用在空间上并非表现完全的随机性,而是表现出空间集聚性,即相似值之间的空间集群。

以下图1到图3为 $\ln G$ 、 $\ln P$ 与 URB 的Moran显著性水平图,可以看出高一高和低一低类型区居主导地位,大部分省份聚集在第一象限和第三象限,即具有较高值的地区相对地趋于和较高值的地区相靠近(第一象限)。

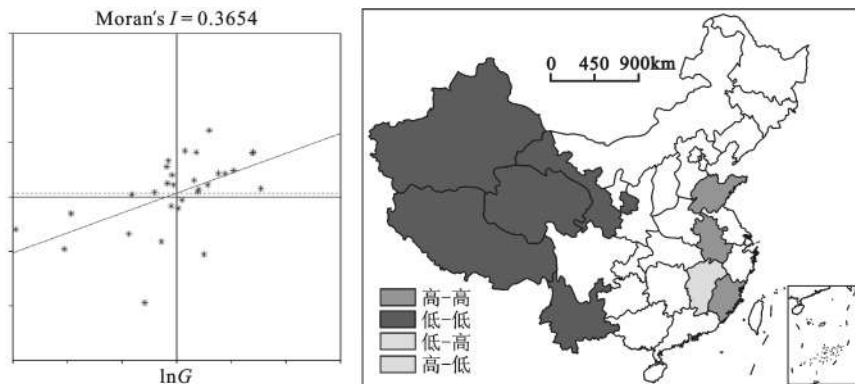


图1 GDP的Moran显著性水平

Fig.1 Moran significance level of GDP

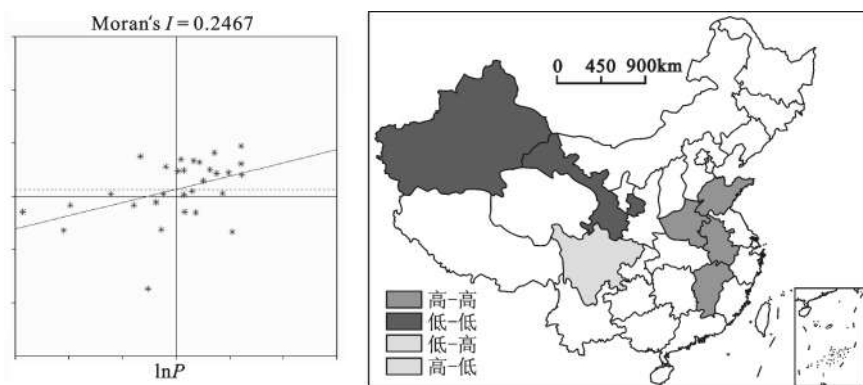


图2 总人口的Moran显著性水平

Fig.2 Moran significance level of total population

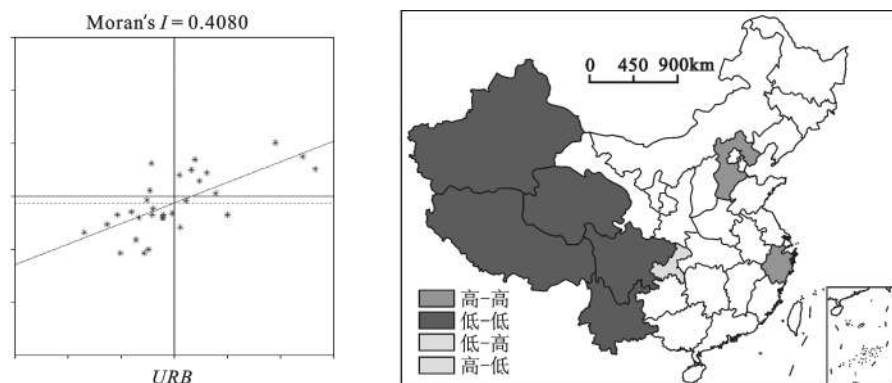


图3 城市化率的Moran显著性水平

Fig.3 Moran significance level of URB

从图1可以发现,中国的经济增长存在着明显的高高集中的特点,GDP高值聚集区江苏、上海、山东、福建属华东沿海区域,其中上海和江苏更是经济增长显著的区域,成为拉动周围经济增长的中心。云南、贵州、重庆、新疆、青海、西藏成为GDP低值聚集显著区。实证了地区间经济增长具有溢出现象,表现在经济增长迅速的地区会带动周围地区的发展。图1还揭示,四川是被低值包围的高值区,长期以来,四川作为西南地区的政治文化中心,但其经济影响并没有强大到带动其他地区。相反由于四川的优势地位,造成周边地区人才资本向四川及重庆集中,影响了相邻省区的发展。图2显示出中国中东部地区人口规模普遍偏大,西部偏小,并且表现出集聚现象,人口规模大的省份多集中在中国的粮食主产区和经济发达的地区,再加上经济发达的地区吸引人口向其迁移,引起人口规模的进一步扩大。同时,由于西部地区如新疆、青海、甘肃地区人才的大量流失,它们的经济发展长期滞后,这种结果是因地区经济发展不平衡而自发引起的进一步加剧区域经济差距的恶性循环。因此,为促进地区间的和谐发展,国家应该给予西部人口流失严重的地区以优惠政策,提高这些地区的人才待遇,使得他们能够留在西部,促进相应地区的经济发展。对图3进行分析可以发现,中国大部分省份的城市化率明显偏低,表现为多数省份集中在第三象限。2008年,中国人均GDP为3 260美元,用“钱纳里”标准模型相比照,人口城市化水平应该达到70%左右^[19],而实际城镇人口的比重仅仅达到45.6%。长期以来,由于实行城乡分离的户籍管理制度,城市工业、农村农业的产业分布格局,严重限制了城市人口的增长,

抑制了第三产业的发展 and 就业水平的提高,从总量来看,第三产业增加值在GDP中所占比重明显偏低。目前,绝大部分发达国家的第三产业比重在70%左右,大部分发展中国家在50%左右^[20],而中国的第三产业比重长期徘徊在40%左右,造成城市化水平严重滞后于经济发展水平。

通过以上分析表明,模型的各项变量以及常规回归模型的残差都存在较高的空间自相关性,对各省份建设用地扩张和社会经济发展之间的关系进行研究时,不能忽视空间因素,应该在经济模型中引入地理空间变量和纳入空间效应的影响,而普通的计量模型已不再适用,空间计量模型的应用成为必然。

3.2 空间计量估计与分析

空间相关分析已经证明了中国30个省域的城市化和经济增长具有空间相关性,需要采用空间计量经济模型进行估计,为进行对比分析,利用2008年中国30个省的建设用地面积、GDP、总人口以及城市化率的截面数据,首先对基本模型进行了OLS(最小二乘法)估计(表2),其后对数据进行ML(极大似然法)估计其空间计量经济模型(表3)。

3.2.1 一般模型的OLS估计结果

由表2可知,基本模型的拟合优度达到81.12%,模型整体上通过了5%的显著性检验。实际上,前面已经对所有变量进行了Moran指数检验,证明数据具有明显的空间自相关性,基本模型的OLS估计可能存在模型设定不恰当问题。为了进一步验证空间自相关性的存在,接下来使用空间误差模型(SEM)进行估计。

3.2.2 空间误差模型的估计结果

由于采用ML法估计参数,基于残差平方和分

表2 一般模型的估计结果

Table 2 Model parameters of general model

模型变量	系数	标准差	<i>T</i> 统计量	小概率 <i>P</i>
<i>CONSTANT</i>	7.2467	0.7610	9.5224	0.0000
<i>lnG</i>	0.3066	0.3415	0.8978	0.3775
<i>lnP</i>	0.5289	0.3595	134713	0.1531
<i>URB</i>	-0.0125	0.0115	-1.0938	0.2841
统计检验	<i>R</i> -squared	<i>log L</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>
统计值	0.8112	-10.7499	29.4998	35.1046

表3 SEM的ML估计结果

Table 3 Model parameters of spatial error model

模型变量	系数	标准差	<i>Z</i> 值	小概率 <i>P</i>
<i>CONSTANT</i>	6.0352	0.6456	9.3484	0.0000
<i>lnG</i>	0.3546	0.2584	1.3725	0.1699
<i>lnP</i>	0.6157	0.2756	2.2344	0.0255
<i>URB</i>	-0.0115	0.0082	-1.4082	0.1591
λ	0.7060	0.1338	5.2781	0.0000
统计检验	<i>R</i> -squared	<i>log L</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>
统计值	0.8852	-5.5943	19.1887	24.7934

解的拟合优度检验的意义不是很大,为此,比较对数似然函数值 $\log L$ 值就会发现,SEM的 $\log L$ 值(-5.594)大于OLS(-10.749),并且SEM的 *AIC*、*SC* 值(19.488、24.793)均小于OLS(29.499、35.105),因此SEM模型比OLS估计的模型要好。由此可见,由于遗漏了空间误差自相关性,一般设定的基于OLS法的经典线性回归模型不够恰当。 λ 估计值均显著为正,表明省际间经济增长与建设用地扩张所存在的空间效应更多地体现为趋同效应,某一地区的建设用地扩张受到邻近地区社会经济发展水平的长期显著的正向影响。

一般模型与SEM模型中变量 *URB* 的系数均为负,但其系数较小,影响不甚显著。这是由于我们考察的是建设用地总规模,其中包含了农村居民点用地。1996年,中国农村居民点用地面积为1 646 km²,约占建设用地总面积的60%^[21];2008年,农村居民点用地为1 640 km²,约占建设用地总面积的50%,而同期城市化水平由30.48%提高到45.68%,农村人口由1996年的8.51亿人减少到2008年的7.21亿人,农村居民点面积减少的速度远低于农村人口减少的速度。一般而言,随着城市化水平的提高,农村人口会逐渐减少,与之相应,农村居民点用地也理应减少。但是中国各地区表现出的两者之间的关系表明中国城市化对农

村居民点用地集约化的正向促进作用反被消弱。目前中国村镇建设用地总量是城市建设用地总量的4.6倍,2005年农村人均居民点用地面积为185 m²/人,城镇人均建设用地面积为129 m²/人^[21]。由此可以看出,农村居民点用地的效率偏低,尤其是因农村人口转移而导致的空置居民住宅缺乏有效的整理复垦规划,造成大量空心村的出现。

两个模型所估计出的系数有所不同,一般模型中GDP与总人口的弹性系数分别为0.307、0.529,而SEM模型相应的弹性系数为0.355、0.616。可见,把要素间的地理空间联系纳入模型估计后,建设用地增长的要素弹性系数有所上升。SEM模型中的空间误差系数0.706在1%下显著,表明一个区域社会经济的发展不仅会驱动自身区域建设用地的扩张,而且会带动邻近区域的建设用地的增长。比较SEM与一般模型的估计结果还可以发现,总人口的贡献明显大于GDP与城市化率的贡献,这说明应该加快各省的城市化进程,严格控制人口增长。

4 结 论

本文把空间计量模型引入建设用地增长与区域社会经济发展的研究之中,发现社会经济发展对区域建设用地增长的影响存在空间差异性,受空

间地理位置和城市聚集力的影响,中国建设用地的增长表现出明显的空间聚集现象,研究表明:

1) 四个变量的全局空间自相关性检验 Moran's I 指数均为正,且统计显著,说明文中分析 30 个省、直辖市和自治区地区建设用地面积、GDP、总人口和城市化率都有显著的空间相关特征。同时,常规回归模型的残差也存在较高的空间自相关性,因此,对于中国区域社会经济发展和建设用地增长的理论与实证研究,传统上只从时间维度出发的研究思路,忽视空间维度的相关性和异质性,在理论上存在较大不足,导致了基于一般模型的估计结果及推论可能不够可靠,必须在普通面板线性回归模型中描述的基础上引入空间变量对经典的线性模型进行修正。

2) 从一般模型与空间误差回归模型的检验结果来看,空间误差模型拟合得到的 $\log L$ 以及 AIC 、 SC 值均有明显改进,同时各回归变量都显著。由于空间溢出效应,模型中的三要素弹性系数之和大于一般回归模型得出的弹性之和,这说明忽视空间因素的估计方法低估了区域社会经济发展对建设用地增长的作用。SEM 模型中的空间误差系数 0.706 在 1% 水平下显著,表明一个区域社会经济的发展不仅会驱动自身区域建设用地的扩张,而且会带动邻近区域的建设用地的增长。

3) 经计量模型检验证明,一般模型与 SEM 模型中变量 URB 的系数均为负,但其系数较小,说明城市化水平对建设用地总量影响不甚显著。这表明中国大部分省份的农村居民点用地的利用效率明显偏低,由于各种原因,长期以来着重提高城市土地的利用效率而忽视了农村居民点用地的集约利用。因此,农村居民点用地的调整与优化已迫在眉睫,从长远看来,提高城市化水平,打破城乡二元化的土地制度,建立统一的土地市场,是缓解土地资源紧缺、提高土地利用效率的有效途径。

参考文献:

- [1] 李秀彬.全球环境变化研究的核心领域——土地利用/土地覆被变化的国际研究动向[J].地理学报,1996,51(6):553-558
- [2] Turner II B L, Skole D, Sanderson S, et al. Land-use and Land-cover Change (LUCC): Science/Research Plan[R].IGBP Report No.35, HDP Report No.7.Stockholm and Geneva,1995.
- [3] Nunes C, Auge J I. Land-Use and Land-Cover Change(LUCC): Implementation Strategy[R].IGBP Report No.48 and HDP Report No.10 Stockhdm, Sweden and Bonn, Germany, 1999.
- [4] IIASA. Modeling land-use and land-cover changes in Europe and Northern Asia[R]. Research plan, 1999:14-21.
- [5] 蔡运龙.土地利用/土地覆被变化研究:寻求新的综合途径[J].地理研究,2001,20(6):645-652.
- [6] 朱会义,李秀彬,何书金,等.环渤海地区土地利用的时空变化分析[J].地理学报,2001,56(3):253-260.
- [7] 谈明洪,李秀彬,吕昌河.我国城市用地扩张的驱动力分析[J].经济地理, 2003, 23(5):635-639.
- [8] 何 丹,刁承泰,许婧婧,等.我国特大城市用地扩张的驱动力分析[J].国土与自然资源研究, 2005, (3):8-9.
- [9] 李加林,许继琴,李伟芳,等.长江三角洲地区城市用地增长的时空特征分析[J].地理学报,2007, 62(4):437-447.
- [10] Overmars K P, De Koning G H J, Veldkamp A. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models[J].Ecological Modelling, 2003,164: 257-270.
- [11] 邱炳文,王钦敏,陈崇成,等.福建省土地利用多尺度空间自相关分析[J].自然资源学报,2007,22(2):311-320.
- [12] 谢花林,刘黎明,李 波,等.土地利用变化的多尺度空间自相关分析[J].地理学报,2006,61(4):389-400.
- [13] 李 严,赵 希,贵仁义.云南省耕地变化的自相关分析[J].科学技术与工程,2010,10(10):2429-2433.
- [14] Legendre P, Legendre L. Numerical Ecology Developments in Environmental Modelling. 2nd ed. Amsterdam: Elsevier,1998
- [15] 赵小汎,代力民,陈文波,等.耕地与建设用地变化驱动力比较分析[J].地理科学,2008,28(2):214-218.
- [16] 国家统计局.中国统计年鉴[M]北京:中国统计出版社,2009.
- [17] Moran P A P. Notes on continuous stochastic phenomena [J]. Biometrika, 1950, 37:17-23.
- [18] Anselin L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics[J]. International Regional Science Review, 2003, 26(2): 153-166.
- [19] 钱纳里(美).经济发展的形式 1950~1970[M]李新华译.北京:经济科学出版社,1988.
- [20] 欧阳日辉,邹东涛.发展和改革蓝皮书——中国改革开放 30 年[M]北京:社会科学文献出版社,2008.
- [21] 国土资源部.中国国土资源统计年鉴[M]北京:地质出版社, 2006,2010.

Spatial Econometrics Study of Relationship Between Regional Socio-economic Development and Construction Land in China

YE Hao¹, ZHANG Peng¹, PU Li-jie²

(1. *School of Resources and Environment of Guangdong Commercial College, Guangzhou, Guangdong 510320, China;*

2. *School of Geographic and Oceanographic Sciences of Nanjing University, Nanjing, Jiangsu 210093, China)*

Abstract: In this paper, the relationship between construction land and socio-economic development of 30 provinces, municipalities and autonomous regions of China in 2008 was studied by using spatial econometric models. The results show that: construction land area, GDP, total population and urbanization rate all have the significant space-related features of 30 provinces, municipalities and autonomous regions. A regional socio-economic development will not only drive the expansion of construction land itself, and lead to construction land growth of the ambient areas. The traditional research ideas only focused on the time dimension, but ignored the relevance and heterogeneity of spatial dimensions, underestimated the social and economic development of region in the role of construction land growth. Spatial variables must be introduced to modify the general panel linear regression model. From the general model and the spatial error regression model test results, the spatial error model's $\log L$ and AIC , SC values were significantly improved, and these regression variables are significant. Due to space spillover effects, the sum of three elements' coefficients of the spatial error regression model is greater than the general model. It indicates that the estimation methods ignoring spatial factors underestimate the regional socio-economic development's effect to construction land's growth. SEM model in the spatial error coefficient of 0.706 is significant at 1% level, indicating a regional socio-economic development will not only drive the expansion of its construction land area, and will lead to the growth of the adjacent areas' construction land. The spatial error regression model estimation results, compared with the general model, show that the contribution of the total population was significantly greater than the contribution of GDP and urbanization, which means that the urbanization should be speed up, and population growth be strictly controlled. The econometric model tests show that the urbanization level's coefficient is very small and has minor effect to the total amount of construction land. In general, with the urbanization level's increase, the rural population will gradually decrease and rural residential land also should be reduced. However, the various regions of China showed that the positive role of the urbanization, and rural residential land was weakened. At present, the total village construction land is 4.6 times more than that of urban construction land. The rural residential land per capita is much larger than the urban construction land per capita. It indicates that the land use efficiency in most provinces' rural residential is low generally. Therefore, the adjustment and optimization of rural residential land is imminent. In the long run, to improve the level of urbanization, break the urban and rural dualistic land structure and to establish a unified land market are effective ways to ease the shortage of land resources and improve the land use efficiency.

Key words: construction land; socio-economic development; urbanization; spatial autocorrelation; spatial error model