

基于STIRPAT模型的安徽省池州市建设用 地扩展驱动因子测度

张乐勤¹, 陈素平², 王文琴³, 许信旺¹

(1. 池州学院资源环境与旅游系, 池州 247000; 2. 池州学院经济贸易系, 池州 247000;
3. 池州学院政法管理系, 池州 247000)

摘 要: 针对安徽省池州市建设用地快速扩展的现状, 运用空间分析模型、STIRPAT模型, 采用文献分析、对比分析、偏最小二乘回归数理分析方法, 对建设用地扩展特征进行了动态分析, 并对其驱动因子进行了定量测度。结果表明: ①2000-2010年, 池州市建设用地年平均扩展速率为3.36%; 2000-2005年为1.70%; 2006-2010年为4.62%。②人口、人均GDP、第二产业贡献值、社会固定资产投资、人均绿地面积、城镇化水平、非农人口占总人口比例对建设用地扩展的边际弹性系数分别为0.1835、0.0779、0.1320、0.5821、0.3419、0.1939、0.0415。制定土地利用规划, 强化土地利用功能分区, 严控房地产和工业经济建设用地, 明晰发展思路, 优化经济结构, 适度控制景观用地及城镇化水平, 强化政府土地监管是减缓池州市建设用地扩展的主要举措。

关 键 词: 建设用地扩展; 驱动因子; STIRPAT模型; 测度; 池州市

1 引言

建设用地扩展作为我国快速城镇化及经济发展的最重要表现^[1], 成为现在及将来几十年中国土地利用变化的主要特征^[2]。快速城市化背景下, 城市建设用地扩展与土地资源稀缺的矛盾越来越突出^[3], 进而威胁生态、粮食安全, 同时, 土地征用过程中对失地农民的补偿、安置工作, 也导致了一些社会问题^[4], 分析考察建设用地扩展对于促进经济、社会和环境的和谐发展具有重要意义^[5]。建设用地扩展驱动力定量研究能识别出驱动因子的边际贡献, 通过制定政策规制管控某些驱动因子, 可有效遏阻其扩展趋势, 因而, 备受政府关注, 也是学术界研究热点。

国外建设用地扩展驱动力研究主要围绕LUCC^[6-7]、GLP^[8]研究计划展开, 取得了大量研究成果^[9-12]。国内建设用地扩展驱动力研究文献较多, 多位学者选取人口^[5,13-24]、经济发展^[5,14-17,19,22-24]、城镇化水平^[14,18-22]、固定资产投资^[13,15-18,21-24]、产业结构^[5]、财政收入^[14,21,23]、人均绿地面积^[15]等社会经济因素, 采用数理统计的回归分析^[13,16,18,21-22]、协整分析^[5,14,19]、相关

分析^[17]、灰色关联^[15]、主成分分析^[22-24]方法, 在全国尺度^[13-16]、经济快速发展热点区域^[17]、省域尺度^[18-20]、地市级尺度^[21-24]展开过基于截面、面板统计数据或遥感数据的实证研究, 极大地促进和丰富了我国土地利用变化研究进程与内涵。

安徽省池州市为国家首个生态经济示范区, 2000年来, “双轮驱动”发展模式突出, 建设用地扩展特征明显, 2010年建设用地面积达53378 hm²^[25], 为2000年的1.34倍, 而人均耕地面积仅为0.0512 hm²^[25], 已低于0.053 hm²的国际公认警戒线。2010年, 安徽省政府将池州市划定为皖江城市带承接产业转移江南集中建设区, 在承接产业转移背景下, 建设用地扩展会更加突现, 如不遏阻这种扩展趋势, 必将制约和危及池州市土地利用的可持续发展与生态示范区建设。

本文基于建设用地扩展空间分析模型、STIRPAT模型, 采用偏最小二乘回归方法, 旨在定量揭示出池州市建设用地扩展驱动因子边际贡献, 可为池州市政府制定土地利用管控策略、节约集约用地提供科学依据, 也可为地级市尺度土地利用扩展驱动因子研究提供借鉴。

收稿日期: 2012-03; 修订日期: 2012-05.

基金项目: 安徽省教育厅重点研究课题(2010sk502zd); 国家自然科学基金项目(41071337)。

作者简介: 张乐勤(1965-), 男, 安徽省宿松县人, 硕士, 副教授, 主要从事环境经济研究。E-mail: zhangleqing@sohu.com

2 研究区概况

2.1 池州市自然、社会经济现状

池州市成立于2000年,位于安徽省西南部,长江下游南岸,介于116°38′~118°05′E,29°33′~30°51′N之间,辖东至、石台、青阳、贵池、九华山5个县级行政区,面积8272 km²。地貌类型以丘陵山地为主,气候属暖湿性亚热带季风气候,植被有常绿阔叶林、常绿落叶阔叶混交林、落叶阔叶林、针叶林、竹林等,森林覆盖率为57.85%^[25]。

2000年以来,池州市提出了“加快追赶、奋力崛起、实现跨越”为主题的发展思路,经济发展迅猛,人均GDP由2000年的3915元增至2010年的21476元;工业化进程不断加快,第二产业产值由2000年的19.41亿元增至2010年的140.23亿元;固定资产投资快速增长,全社会固定资产投资规

模由2000年的17.25亿元猛增至356.88亿元;城镇化水平不断攀升,城镇化率由2000年的23.3%提升至2010年的44.41%(表1),工业驱动、投资驱动发展背景下,致使建设用地由2000年的39966 hm²增至2010年的53378 hm²^[25],扩展特征十分显著。

2.2 池州市建设用地扩展动态分析

建设用地空间扩展多以动态度及扩展速度模型表征,表达式分别为^[24]:

$$K = \frac{U_b - U_a}{U_a} \times \frac{1}{T} \times 100\%$$

$$V = \frac{U_b - U_a}{T}$$

式中: K 为动态度, K 值反映建设用地扩展年均变化速率; V 为扩展速度; U_b 、 U_a 分别为末期、基期建设用地面积; T 为研究时间长度。

利用表1中池州市建设用地数据,可得池州市建设用地年扩展动态变化图1。由图1可知,2000-

表1 2000–2010年池州市社会经济统计数据

Tab.1 Economic data of Chizhou City from 2000 to 2010

年份	建设用地 面积/hm ²	人均耕地 面积/hm ²	人口/ 万人	人均 GDP/元	第二产业 产值/亿元	固定资产 投资/亿元	人均绿地 面积/hm ²	城市化 水平/%	非农业人口占 总人口比例/%
2000	39966	0.0552	153.70	3915	19.41	17.25	2.51	23.3	14.83
2001	41517	0.0545	154.44	4190	20.35	21.14	2.51	24.4	15.26
2002	41776	0.0522	154.77	4536	22.63	27.98	2.55	25.5	15.64
2003	42051	0.0497	154.91	5126	27.21	36.34	2.58	26.5	15.81
2004	42573	0.0509	155.40	7493	33.76	56.2	2.66	27.5	16.29
2005	43368	0.0518	156.31	8462	44.01	75.61	3.02	30.0	16.38
2006	45231	0.0513	157.09	9887	52.55	91.04	3.91	31.5	17.03
2007	45306	0.0512	158.02	12294	66.92	139.85	5.63	38.5	17.37
2008	45855	0.0513	158.93	14945	83.70	179.79	6.52	40.5	17.49
2009	51851	0.0528	159.88	17295	106.29	257.46	7.14	42.0	17.63
2010	53378	0.0512	160.46	21476	140.23	356.88	8.21	44.41	17.77

注:来源于池州统计年鉴系列。

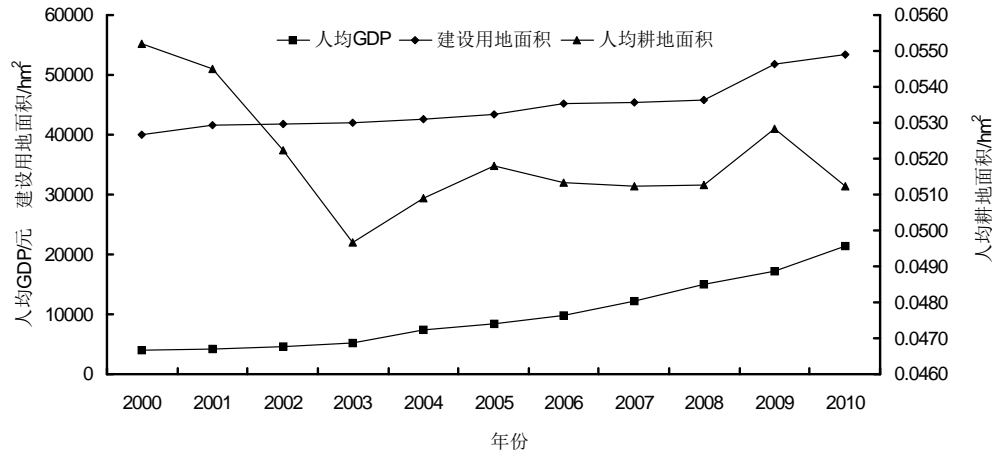


图1 2000-2010年池州市建设用地与人均耕地面积动态变化

Fig.1 The dynamic changes of construction land and farmland per capita in Chizhou City from 2000 to 2010

2010年,随着池州市经济发展水平不断提高,建设用地呈扩展态势,人均耕地面积呈下降态势。依据公式(1),可得池州市2000-2010年建设用地年平均扩展速率为3.36%,依据公式(2),可得2000-2005年建设用地年均扩展面积为680.4 hm²,年均扩展速率为1.70%;2006-2010年建设用地年均扩展2002 hm²,年均扩展速率为4.62%,为2000-2006年的2.72倍。之所以出现这种情况,同池州市经济社会发展状况有关。2000-2005年,池州经济以农业经济为主,工业基础薄弱,固定资产投资额小,城市化水平低,致使建设用地面积扩展速度较慢。2006年以来,池州市经济发展迅速,2006-2010年GDP平均增速为15.3%,超安徽省1.9个百分点,超全国4.1个百分点^①;以工业园区、主城区拉开框架、交通运输线路、九华山机场、房地产开发等建设为主的固定资产投资增长迅速,“十一五”期间,累计完成固定资产投资1025亿元,年均增长36.4%^①;城镇化水平由2005年的30%提高到2010年44.41%^[25],由此导致了建设用地面积的快速扩张态势。

上述分析表明,池州市建设用地扩展属典型社会经济因素驱动型,而池州市为国家首个生态经济示范区,也是“生态安徽”建设首批综合示范市,其建设用地扩展驱动因子定量研究具有代表性、典型性。

3 研究方法 with 模型构建

3.1 变量选择与数据说明

建设用地扩展受自然生物、社会经济、制度及技术因素影响^[26],在长时间尺度上,受自然生物因素制约,在短时间尺度上,受制度、技术、经济等社会经济因素制约^[27],鲍丽萍等^[15]认为:政策驱动力所产生的影响会体现在其他社会经济指标中,可将政策驱动力因子融入其他因子一并分析。借鉴多位学者^[5,13-24]对驱动因子选取方法,结合池州市经济社会发展实际,选取人口、人均GDP、第二产业产值、全社会固定资产投资、人均绿地面积、城镇化率、非农人口所占总人口比例等因素作为池州市建设用地扩展备选驱动因子,所有数据均来源于池州统计年鉴系列(2001-2011)^[25],其中,人均GDP、第二产业产值、固定资产投资数据依下列方法调整为实际

变量:
实际变量 = 变量当年价 × 100 ÷ CPI价格指数
(以2000年为100) (3)

3.2 STIRPAT 模型构建

York等^[28,29]在经典IPAT等式^[30]基础上,提出了人口、富裕和技术的随机影响模型,简称为STIRPAT模型,表达式为^[31]:

$$I = aP^b A^c T^d e \tag{4}$$

式中: I 、 P 、 A 、 T 分别表示环境压力、人口数量、富裕度和技术; a 是模型的系数; b 、 c 、 d 分别是人口数量、富裕度、技术等人文驱动力指数; e 为模型误差。STRIPAT模型是定量分析人文因素对环境压力影响一种有效方法,被广泛应用于水资源^[32]、土地资源^[33]及能源消费^[34]对环境压力研究中,被认为是一个得到广泛应用、非常成熟的模型^[35]。借鉴STIRPAT模型,可构建建设用地扩张与其驱动因子关系的计量模型,表达式为:

$$U = KP^{a_1} D^{a_2} I^{a_3} E^{a_4} L^{a_5} M^{a_6} N^{a_7} \varepsilon \tag{5}$$

为了通过回归分析确定参数,对公式(5)两边取对数,得:

$$\ln U = \ln K + a_1 \ln P + a_2 \ln D + a_3 \ln I + a_4 \ln E + a_5 \ln L + a_6 \ln M + a_7 \ln N + \varepsilon \tag{6}$$

式中: U 为建设用地面积; K 为常数; P 为人口数; D 为经济发展水平,以人均GDP表征; I 为产业结构状况,以第二产业对经济贡献值表征; E 为全社会固定资产投资额; L 为人均绿地面积; M 为城镇化水平; N 为非农人口占总人口比例; ε 为模型随机项; a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 、 a_5 、 a_6 、 a_7 为弹性系数,表示当 P 、 D 、 I 、 E 、 L 、 M 、 N 每变化1%时,分别引起 U 的 $a_1\%$ 、 $a_2\%$ 、 $a_3\%$ 、 $a_4\%$ 、 $a_5\%$ 、 $a_6\%$ 、 $a_7\%$ 变化。

3.3 研究方法

3.3.1 驱动因子偏相关分析方法

采用SPSS 17.0软件中偏相关分析法,对上述7个备选驱动因子与建设用地面积的时间序列数据进行偏相关分析(分析某个变量与建设用地相关性时,将其他变量作控制变量),可得出各驱动因子与建设用地的相关系数,经显著性检验后可判断是否可作为建设用地的驱动因子。

3.3.2 驱动因子弹性系数确定

首先,采用SPSS软件中主成分分析法,对原始

①池州市统计局。奋力追赶的池州——“十一五”全市经济社会发展纪实,2011年池州“两会”服务材料。

数据(自变量)进行分析与筛选,提取对原变量解释性最强的综合变量,即构建综合变量与自变量间线性关系式;其次,将综合变量与因变量进行普通最小二乘回归,可得因变量与综合变量的线性关系式;最后,将综合变量与自变量间的线性关系式代入因变量与综合变量的线性关系式中,可得因变量与自变量间关系式。

4 结果与分析

4.1 备选驱动因子偏相关分析

以*P*、*D*、*I*、*E*、*L*、*M*、*N*分别表示人口、人均GDP、第二产业产值、全社会固定资产投资、人均绿地面

积、城镇化率、非农人口所占总人口比例,将其作解释变量,以*U*作因变量,输入SPSS17.0软件中进行偏相关分析,结果如表2。

由表2可知,7个备选驱动因子与建设用地面积相关系数均在0.8以上,且双侧显著性检验在0.01水平上显著相关,故备选的7个因子均为建设用地扩张驱动因子。

4.2 驱动因子主成分分析

将表1中因变量、解释变量原始时间序列数据取对数,为了消除驱动因子间量纲关系,使数据具有可比性,将取对数后数据输入SPSS17.0中进行标准化处理,处理后数据分别以*ZU*、*ZP*、*ZD*、*ZI*、*ZE*、*ZL*、*ZM*、*ZN*表示,并将*ZP*、*ZD*、*ZI*、*ZE*、*ZL*、*ZM*、*ZN*

表2 驱动因子偏相关分析
Tab.2 Partial correlation analysis of driving factors

		<i>U</i>	<i>P</i>	<i>D</i>	<i>I</i>	<i>E</i>	<i>L</i>	<i>M</i>	<i>N</i>
<i>U</i>	Pearson 相关性	1	0.946**	0.918**	0.864**	0.962**	0.974**	0.976**	0.933**
	显著性(双侧)		0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>P</i>	Pearson 相关性	0.946**	1	0.990**	0.964**	0.984**	0.968**	0.952**	0.969**
	显著性(双侧)	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>D</i>	Pearson 相关性	0.918**	0.990**	1	0.951**	0.978**	0.960**	0.945**	0.982**
	显著性(双侧)	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>I</i>	Pearson 相关性	0.864**	0.964**	0.951**	1	0.923**	0.883**	0.856**	0.888**
	显著性(双侧)	0.001	0.000	0.000		0.000	0.000	0.001	0.000
<i>E</i>	Pearson 相关性	0.962**	0.984**	0.978**	0.923**	1	0.994**	0.986**	0.978**
	显著性(双侧)	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
<i>L</i>	Pearson 相关性	0.974**	0.968**	0.960**	0.883**	0.994**	1	0.998**	0.976**
	显著性(双侧)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000
<i>M</i>	Pearson 相关性	0.976**	0.952**	0.945**	0.856**	0.986**	0.998**	1	0.969**
	显著性(双侧)	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000		0.000
<i>N</i>	Pearson 相关性	0.933**	0.969**	0.982**	0.888**	0.978**	0.976**	0.969**	1
	显著性(双侧)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

注:**表示在0.01水平(双侧)上显著相关。

表3 主成分分析解释总方差

Tab. 3 Principal component analysis of the total variance explained

成份	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差的 %	累积 %	合计	方差的 %	累积 %	合计	方差的 %	累积 %
1	6.852	97.885	97.885	6.852	97.885	97.885	3.619	51.694	51.694
2	0.103	1.470	99.356	0.103	1.470	99.356	3.336	47.662	99.356
3	0.030	0.424	99.779						
4	0.008	0.108	99.887						
5	0.006	0.085	99.973						
6	0.002	0.022	99.995						
7	0.000	0.005	100.000						

提取方法:主成分分析。

表4 主成分分析所得相关矩阵

Tab.4 Principal component analysis of the correlation matrix obtained								
相关		ZP	ZD	ZI	ZE	ZL	ZM	ZN
	ZP	1.000	0.986	0.994	0.988	0.978	0.991	0.960
	ZD	0.986	1.000	0.996	0.997	0.952	0.982	0.975
	ZI	0.994	0.996	1.000	0.996	0.965	0.987	0.965
	ZE	0.988	0.997	0.996	1.000	0.946	0.984	0.980
	ZL	0.978	0.952	0.965	0.946	1.000	0.982	0.913
	ZM	0.991	0.982	0.987	0.984	0.982	1.000	0.963
	ZN	0.960	0.975	0.965	0.980	0.913	0.963	1.000
Sig.(单侧)	ZP		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	ZD	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	ZI	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000
	ZE	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
	ZL	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000
	ZM	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
	ZN	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

表5 旋转成分矩阵

Tab.5 The rotating ingredients matrix		
自变量	成 分	
	1	2
ZP	0.683	0.726
ZD	0.761	0.643
ZI	0.722	0.687
ZE	0.775	0.629
ZL	0.546	0.835
ZM	0.675	0.733
ZN	0.834	0.540

旋转法:具有 Kaiser 标准化的正交旋转法。

表6 主成分分析得分系数矩阵

Tab.6 Principal component analysis of sub-coefficient matrix		
自变量	成 分	
	1	2
ZP	-0.241	0.461
ZD	0.525	-0.337
ZI	0.130	0.074
ZE	0.661	-0.480
ZL	-1.409	1.674
ZM	-0.310	0.534
ZN	1.365	-1.217

旋转法:具有 Kaiser 标准化的正交旋转法。

输入 SPSS 17.0 软件中进行主成分分析,结果如表 3~6 所示。

由表 3 可知,对自变量 ZP、ZD、ZI、ZE、ZL、ZM、ZN 进行分析与筛选后,可提取 2 个主成分(即综合变量),以 F_1 、 F_2 表示,两个综合变量可解释原变量的 99.356%,且 t 检验的 Sig(单侧)值小于 0.01(表 4),说明拟合非常好。由表 6 可得综合变量 F_1 、 F_2 与原变量间的关系:

$$F_1 = -0.241ZP + 0.525ZD + 0.130ZI + 0.661ZE - 1.409ZL - 0.310ZM + 1.365ZN$$

(7)

$$F_2 = 0.461ZP - 0.337ZD + 0.074ZI - 0.480ZE + 1.674ZL + 0.534ZM - 1.217ZN$$

(8)

4.3 因变量与综合变量的 OLS 回归

以因变量 ZU 作被解释变量,综合变量 F_1 、 F_2 作解释变量,将其输入 SPSS 17.0 软件中,采用普通最小二乘法(OLS)进行回归,结果如表 7~9。

由表 7、表 8 可知,模型 R^2 为 0.883, F 值为

表7 模型汇总

Tab.7 Model summary		
方程	复相关系数	0.940
	R^2	0.883
	调整 R^2	0.853
	估计的标准误	0.383

表8 方差分解

Tab.8 ANOVA						
		平方和	df	均方	F	Sig.
方程	回归	8.827	2	4.414	30.111	0.000
	残差	1.173	8	0.147		
	总计	10.000	10			

表9 模型系数

Tab.9 Model coefficients					
	未标准化系数		Beta	t	Sig.
	B	标准误			
F_1	0.608	0.121	0.608	5.022	0.001
F_2	0.716	0.121	0.716	5.914	0.000

30.111, t 检验的 Sig 值小于 0.01, 说明模型拟合非常好。根据表 9 模型系数, 可得综合变量 F_1 、 F_2 与因变量 ZU 的方程式:

$$ZU = 0.608F_1 + 0.716F_2 \quad (9)$$

将式(7)、(8)代入式(9)可得:

$$ZU = 0.1835ZP + 0.0779ZD + 0.1320ZI + 0.5821ZE + 0.3419ZL + 0.1939ZM + 0.0415ZN + \varepsilon \quad (10)$$

由(10)式可得 2000-2010 年池州市建设用地扩展驱动因子计量模型:

$$U = KP^{0.1835} D^{0.0779} I^{0.1320} E^{0.5821} L^{0.3419} M^{0.1939} N^{0.0415} \varepsilon \quad (11)$$

由式(11)可知:池州市 2000-2010 年建设用地扩展的人口、人均 GDP、第二产业贡献值、社会固定资产投资、人均绿地面积、城镇化水平、非农人口占总人口比例驱动因子的弹性系数分别为 0.1835、0.0779、0.1320、0.5821、0.3419、0.1939、0.0415。表示当人口数每增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.1835%; 当人均 GDP 每增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.0779%; 当第二产业产值增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.1320%; 当全社会固定资产投资增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.5821%; 当人均绿地面积增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.3419%; 当城镇化水平增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.1939%; 当非农人口占总人口比例增加 1% 时, 建设用地面积将增加 0.0415%。定量分析结果表明, 社会固定资产投资、人均绿地面积、城镇化水平是池州市建设用地扩展的主要驱动因子; 人口、第二产业对经济贡献值是重要驱动因子; 而非农人口比例、人均 GDP 对建设用地影响较小。由此可知, 社会固定资产投资、人均绿地面积、人口、第二产业产值的增加, 城镇化水平提升是导致池州市建设用地面积不断攀升的原因。

基于此, 提出如下政策建议: 摒弃“土地财政”、“土地经济”错误理念, 依法制定土地利用总体规划和年度各类建设土地利用计划, 强化土地利用功能分区; 严控房地产建设规模, 坚决执行国家房地产调控政策; 在承接产业转移建设中严格执行国家节能、土地、环评等相关政策及法律规定, 严防低水平或重复生产项目入住池州; 明晰发展思路, 优化经济结构, 大力发展生态旅游及现代服务业, 最大限度降低第二产业对经济贡献率; 适度控制绿地等景观用地建设, 绿地建设重点应放在提高管护水平、优化布局、体现特色上; 适度把握城镇化水平节奏;

进一步强化计划生育国策, 努力控制人口增长, 实现人口、土地、环境协调发展。

5 结论与讨论

依据人口、富裕和技术的随机影响的 STIRPAT 模型, 采用偏最小二乘回归方法, 对安徽省池州市建设用地扩展驱动因子进行了定量测度, 得出如下结论:

2000-2010 年, 池州市建设用地扩展同人口、经济发展水平、第二产业对经济贡献值、社会固定资产投资、人均绿地面积、城镇化水平、非农人口占总人口比例存在较大关联, 其中, 社会固定资产投资规模扩大、人均绿地面积增加、城镇化水平提高是导致建设用地扩展的主要因素。优化经济结构, 压缩房地产等固定资产投资规模, 适度控制城市绿地面积以及城镇化水平, 是缓解建设用地扩展的重要途径。

本研究中, 固定资产投资、人均绿地面积、城镇化水平为主要驱动因素, 与曲福田等^[13]、赵可等^[16]、高魏等^[19]研究结果基本一致, 与段祖亮等^[17](人口为主要因素)、鲍丽萍等^[15]、黄忠华等^[14](经济增长、城市化水平是主要因素)、刘瑞等^[21](城市规划为主要因素)学者研究相比, 差异明显。这是因为, 池州市属经济欠发达地区, 2006 年以来, 提出了加速崛起的发展思路, 以拉开城市框架、旧城改造、房地产开发、工业园区建设等固定资产投资异常迅猛, 同时, 为了申报国家优秀旅游城市、国家园林城市, 打造宜居城市, 加大城市绿化力度, 致使固定资产投资、人均绿地面积成为建设用地扩张的主导因子。

建设用地扩展是自然、社会经济、制度及技术因素共同作用结果, 文中仅选取人口、经济发展水平等 7 个经济社会因子进行了研究与分析, 具有一定的局限性, 可能对研究结果产生影响, 有待今后进一步深入研究。

参考文献

- [1] 陈彩虹, 胡锋, 张落成. 南京市城乡交错带景观格局研究. 应用生态学报, 2003, 14(8): 1363-1368.
- [2] 刘纪远, 刘明亮, 庄大方, 等. 中国近期土地利用变化的空间格局分析. 中国科学 D 辑: 地球科学, 2002, 32(12): 1031-104.
- [3] 张利, 雷军, 李雪梅, 等. 1997-2007 年中国城市用地扩

- 张特征及其影响因素分析. 地理科学进展, 2011, 30(5): 607-614
- [4] 陶然, 徐志刚. 城市化、农地制度与迁移人口的社会保障: 一个转轨中发展的大国视角与政策选择. 经济研究, 2005(12): 45-56.
- [5] 赵可, 张安录, 李平. 城市建设用地扩张的驱动力: 基于省际面板数据分析. 自然资源学报, 2011, 26(8): 1323-1332.
- [6] Turner II B L, Skole D, Sanderson S, et al. Land-use and land-cover change science/research plan. IGBP Report No.35 and HDP Report No.7. Stockholm: IGBP, 1995.
- [7] Lambin E F, Baulies X, Bockstael N, et al. Land-use and Land-cover Change, Implementation Strategy. IGBP Report No.48 & IHDP Report No.10. Stockholm: IGBP, 1999.
- [8] Ojima D S, Moran E F, McConnell W, et al. Global Land Project: Science Plan and Implementation Strategy. IGBP Report No.53 & IHDP Report No.19. Stockholm: IGBP Secretariat, 2005.
- [9] Kaya S, Curran P J. Monitoring urban growth on the European side of the Istanbul metropolitan area: A case study. International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, 2006, 8(1): 18-25.
- [10] Boyle R, Mohammed R. State growth management, smart growth and urban containment: A review of the US and a study of the heartland. Journal of Environmental Planning and Management, 2007, 50(5): 677-697.
- [11] Kim D S. Location modeling of population and land-use change in rural area by new expressway. Journal of Urban Planning and Development-ASCE, 2007, 133(3): 201-210.
- [12] Gallent N, Shaw D. Spatial planning, area action plans and the rural-urban fringe. Journal of Environmental Planning And Management, 2007, 50(5): 617-638.
- [13] 曲福田, 陈江龙, 陈雯. 农地非农化经济驱动机制的理论分析与实证研究. 自然资源学报, 2005, 20(2): 231-241.
- [14] 黄忠华, 吴次芳, 杜雪君. 我国耕地变化与社会经济因素的实证分析. 自然资源学报, 2009, 24(2): 192-199.
- [15] 鲍丽萍, 王景岗. 中国大陆城市建设用地扩展动因浅析. 中国土地科学, 2009, 23(8): 68-72.
- [16] 赵可, 张安录, 徐卫涛. 中国城市建设用地扩张驱动力的时空差异分析. 资源科学, 2011, 33(5): 935-941.
- [17] 唐菊华, 吕昌河, 杨续超. 苏锡常地区 1995 年至 2005 年城市用地扩展的驱动力分析. 资源科学, 2009, 31(5): 801-806.
- [18] 段祖亮, 张小雷, 雷军, 等. 新疆建设用地变化及驱动力研究. 水土保持学报, 2009, 23(1): 193-197, 201.
- [19] 高魏, 闵捷, 张安录. 农地城市流转与城市化、经济增长动态关系的计量经济分析: 以湖北省 1980 年至 2003 年为例. 资源科学, 2010, 32(3): 564-572.
- [20] 吴建寨, 彭涛, 徐海燕, 等. 山东省建设用地扩展时空动态及驱动力分析. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(8): 165-169.
- [21] 刘瑞, 朱道林, 朱战强, 等. 基于 Logistic 回归模型的德州市城市建设用地扩张驱动力分析. 资源科学, 2009, 31(11): 1919-1926.
- [22] 梅珣, 邓胜华. 基于通径分析的城市建设用地扩张研究: 以武汉市为例. 中国土地科学, 2010, 24(2): 9-14.
- [23] 吴大放, 刘艳艳, 董玉祥, 等. 珠海市建设用地变化时空特征及其驱动力分析. 经济地理, 2010, 30(2): 226-232.
- [24] 孙雁, 刘志强, 王秋兵, 等. 百年沈阳城市土地利用空间扩展及其驱动力分析. 资源科学, 2011, 33(11): 2022-2029.
- [25] 池州市统计局. 池州统计年鉴系列(2001-2011). 池州: 安徽省快马印务有限公司, 2001-2011.
- [26] 杨梅, 张广录, 侯永平. 区域土地利用变化驱动力研究进展与展望. 地理与地理信息科学, 2011, 27(1): 95-100.
- [27] 邵景安, 李阳兵, 魏朝富. 区域土地利用变化驱动力研究前景展望. 地球科学进展, 2007, 22(8): 798-809.
- [28] York R, Rosa E A, Dietz T. A rift in modernity? Assessing the anthropogenic sources of global climate change with the STIRPAT model. International Journal of Sociology and Social Policy, 2003, 23(10): 31-51.
- [29] York R, Rosa E A, Dietz T. STIRPAT, IPAT and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts. Ecological Economics, 2003, 46(3): 351-365.
- [30] Ehrlich P R, Holdren J P. The impact of population growth. Science, 1971, 171: 1212-1217.
- [31] 李春华, 李宁, 石岳. 基于 STIRPAT 模型的长沙市耕地面积变化驱动因素分析. 中国农学通报, 2010, 26(3): 258-263.
- [32] 龙爱华, 徐中民, 王新华, 等. 人口、富裕及技术对 2000 年中国水足迹的影响. 生态学报, 2006, 26(10): 3358-3365.
- [33] 王琳, 吴业, 杨桂山, 等. 基于 STIRPAT 模型的耕地面积变化及其影响因素. 农业工程学报, 2008, 24(12): 196-200.
- [34] 张乐勤, 李荣富, 陈素平, 等. 安徽省 1995-2009 年能源消费碳排放驱动因子分析及趋势预测: 基于 STIRPAT 模型. 资源科学, 2012, 34(2): 316-327.
- [35] 姜磊, 季民河. 中国区域能源压力的空间差异分析: 基于 STIRPA. 财经科学, 2011(4): 64-69.

Research on the Driving Factor Measurement of the Construction Land Expansion in Chizhou City, Anhui Province: Based on the STIRPAT Model

ZHANG Leqin¹, CHEN Suping², WANG Wenqin³, XU Xinwang¹

(1. Resource Environment and Tourism Department, Chizhou College, Chizhou 247000, China;

2. Economic and Trade Department, Chizhou College, Chizhou 247000, China;

3. Political-legal and Management Department, Chizhou 247000, China)

Abstract: In this study, we analyzed the construction land expansion and measured the driving factors by using the spatial analysis model and STIRPAT model, as well as the methods of the literature analysis, comparative analysis and mathematical analysis of the partial least squares regression. The results are shown as follows. (1) The average annual expansion rate for the construction land of Chizhou City was 3.36% from 2000 to 2010, 1.70% from 2000 to 2005 and 4.62% from 2006 to 2010. (2) The marginal elastic coefficient of population, per capita GDP, secondary industry contribution, social fixed asset investment, per capita greenery area, urbanization, and the ratio of off-farm population corresponding to the expansion of construction land were 0.1835, 0.0779, 0.1320, 0.5821, 0.3419, 0.1939, and 0.0415 respectively. Some concrete measures have been taken to slow down the expansion of construction land, including the implementation of land use planning, intensification of land use regionalization, restriction of the land used for real estate and industrial construction, formulation of the development strategy, optimization of the economic structure, regulation of the land used for the landscape and urbanization level, and strengthening of the government supervision. This research can help provide a scientific basis to establish the land use planning and management strategy for the Chizhou municipal government. Moreover, it can provide a reference for the research on the driving factors of prefecture-level urban land use.

Key words: construction land expansion; driving factor; STIRPAT model; measurement; Chizhou City

本文引用格式:

张乐勤, 陈素平, 王文琴, 等. 基于 STIRPAT 模型的安徽省池州市建设用地扩展驱动因子测度. 地理科学进展, 2012, 31(9): 1235-1242.