

基于协整分析的池州市建设用地扩展驱动因子分析

张乐勤¹, 张荷花², 陈素平³, 王文琴⁴, 许信旺¹

(1. 池州学院 资源环境与旅游系, 安徽 池州 247000; 2. 华阴市住建局 房管所, 陕西 华阴 714200;
3. 池州学院 经济贸易系, 安徽 池州 247000; 4. 池州学院 政法管理系, 安徽 池州 247000)

摘要: 针对安徽省池州市建设用地快速扩展的现状, 依据 2000—2011 年时间序列数据, 运用空间分析模型对建设用地扩展特征进行了动态分析, 采用计量经济分析的协整检验、Granger 因果关系检验、向量误差修正模型等方法, 对建设用地扩展驱动因子进行了定量测度。结果表明: (1) 2000—2011 年池州市建设用地年平均扩展速率为 3.49%, 2000—2005 年扩展速度为 1.70%, 2006—2010 年扩展速度为 4.59%; (2) 经济增长、固定资产投资对建设用地扩展存在单向因果关系; (3) 长期来看, 经济增长、固定资产投资对建设用地扩展的弹性系数分别为 -3.663 8 和 2.264 7, 在短期为 -0.312 3 和 0.328 7。表明增长经济总量, 提高经济运行质量, 控制固定资产投资规模是减缓建设用地扩展重要途径。

关键词: 建设用地扩展; 协整检验; Granger 因果检验; 向量误差修正模型; 池州市

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2013)04-0037-06

中图分类号: F301.2

Co-integration Analysis on Driving Factors of Construction Land Expansion in Chizhou City, Anhui Province

ZHANG Le-qin¹, ZHANG He-hua², CHEN Su-Ping³, WANG Wen-qin⁴, XU Xin-wang¹

(1. Resource, Environment and Tourism Department, Chizhou College, Chizhou, Anhui 247000, China; 2. Estate Administration Office of Housing & Urban Rural Development Bureau of Huayin City, Huayin, Shaanxi 714200, China; 3. Economic and Trade Department, Chizhou College, Chizhou, Anhui 247000, China; 4. Political and Legal Management Department, Chizhou, Anhui 247000, China)

Abstract: With the time series data during the period of 2000—2011, dynamic analysis was used with spatial models on expansion characteristics of construction land in Chizhou City, Anhui Province. Co-integration test, Granger causality test and vector error correction model approach in econometric analysis were adopted to quantitatively measure the driving factors of built-up land expansion. The results showed that: (1) Between 2000 and 2011, annual average expansion speed of construction land was 3.49% in Chizhou City while it was 1.70% and 4.59% in 2000—2005 and 2006—2010 respectively; (2) Economic growth and fixed asset investment had an unidirectional causality to construction land expansion; (3) In a long term, the elastic coefficient of economic growth and fixed asset investment to construction land expansion was -3.663 8 and 2.264 7 respectively; in a short term, it was -0.312 3 and 0.328 7 respectively, which indicated that the important way to slow down the construction land expansion is to increase total economy, improve the quality of economic operation and control the scale of fixed asset investment.

Keywords: construction land expansion; co-integration test; Granger causality test; vector error correction model; Chizhou City

建设用地扩展作为我国快速城镇化及经济发展的重要表现^[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]。建设用地扩展会加剧耕地供需矛盾, 威胁粮食安全, 对区域生态环境系统产生重要影响, 并以累积方式影响着全球生态环境^[3], 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], 因此, 分析和考察建设用地扩展驱动因素, 对于促进经济社会和谐发展具有重要意义。协整分析是在时间序列向量自回归分析基础上发展起来的时空结构与时间动态结合的建模方法^[5],

收稿日期: 2012-08-25

修回日期: 2012-09-29

资助项目: 安徽省教育厅重点研究课题“基于‘外部性理论’条件下小流域生态补偿机制与实施途径研究”(2010sk502zd); 国家自然科学基金项目“不同围垦利用对淡水湖泊湿地土壤呼吸的影响及机理研究”(41071337)

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

与传统的以最小二乘法为基础的线性回归分析相比,在统计学上更严格,更具逻辑性^[6]。多位学者运用该方法,从经济增长^[5,7-11]、人口^[11]、产业结构调整^[7,11]、城镇化率^[5,7,9]、地方财政收入^[9]等方面,在国家^[8-11]、省域尺度^[5,7]上考察过其对建设用地扩展影响,极大地丰富了计量经济方法在建设用地扩展驱动力研究中的应用,而针对地级市尺度研究较少。池州市为国家第一个生态经济示范区,也是“生态安徽”首批建设综合示范区,2000年以来,池州市经济发展迅速,城市化、工业化水平不断提升,致使建设用地面积由2000年的39 966 hm²扩展至2011年的55 299 hm²,2011年人均耕地面积0.051 hm²^[12],已低于0.053 hm²的国际公认警戒线。2010年1月,国务院批准了《皖江城市带承接产业转移示范区规划》,池州市为承接产业转移江南集中区,随着集中区建设推进,池州市建设用地扩展特征日渐明显,如不遏阻其扩展趋势,必然会危及土地资源安全及社会可持续发展,管理层对此高度关注。

籍此,本研究采用协整分析方法,对池州市2000—2011年社会经济因素与建设用地扩展进行计量经济分析,旨在定量揭示出池州市建设用地扩展驱动因子边际贡献,研究结果可为池州市政府制定土地利用管控策略提供科学依据,也可为地(市)级尺度土地利用扩展驱动因子研究提供借鉴。

1 研究区概况

池州市位于安徽省西南部,长江下游南岸,介于东经116°38′—118°05′,北纬29°33′—30°51′,辖东

至、石台、青阳、贵池、九华山5个县级行政区,面积8 272 km²。池州市地貌类型以丘陵山地为主,南部为中山、低山,中部为低山、丘陵,北部沿长江为丘陵岗地、平原;气候属暖湿性亚热带季风气候,年平均气温16.5℃,平均降水量1 400~2 200 mm;植被类型具有北亚热带典型特征,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,还有一些栽培的亚热带经济林木。2011年耕地面积为82 189 hm²^[12],占土地总面积9.93%,人口161.4万,GDP总量372.5亿元,固定资产投资465.37亿元,城镇化率46%,建设用地面积55 299 hm²^[12]。

2 数据来源与研究方法

2.1 变量选取与数据说明

借鉴学者们^[5,7-11]在建设用地扩展驱动力协整实证分析中变量选取方法,选择2000—2011年池州市(包括其所辖的东至、石台、青阳、贵池区、九华山管委会)经济发展、固定资产投资这两个变量,考察其对建设用地扩展的影响,经济发展以人均GDP表征,所有数据来源于池州统计年鉴序列(2001—2012年)^[12](表1)。

为了消除价格因素对分析的影响,根据公式(1)将人均GDP、固定资产投资调整为实际变量:

$$\text{实际变量} = \text{变量当年价} \times 100 / \text{CPI 价格指数 (以 2000 年为 100)} \quad (1)$$

为了消除时间序列数据中异方差现象,使趋势线性化,并使研究结果更有现实意义,对变量进行对数化处理,分析软件采用EViews 5.0。

表 1 池州市 2000—2010 年社会经济统计数据

年份	建设用地面积/hm ²	人口/万人	GDP/亿元	人均 GDP/元	固定资产投资/亿元
2000	39 966	153.70	60.05	3 915	17.25
2001	41 517	154.44	64.56	4 190	21.14
2002	41 776	154.77	70.12	4 536	27.98
2003	42 051	154.91	79.37	5 126	36.34
2004	42 573	155.40	97.49	7 493	56.20
2005	43 368	156.31	121.00	8 462	75.61
2006	45 231	157.09	141.38	9 887	91.04
2007	45 306	158.02	175.81	12 294	139.85
2008	45 855	158.93	213.71	14 945	179.79
2009	51 851	159.88	245.59	17 295	257.46
2010	53 378	160.46	300.84	21 476	356.88
2011	55 299	161.40	372.50	23 079	465.37

2.2 研究方法

2.2.1 建设用地空间扩展模型构建

(1) 建设用地扩展动态度分析。

采用动态度分析方法,表达式为^[13]:

$$K = \frac{U_b - U_a}{U_a} \times \frac{1}{T} \times 100\% \quad (2)$$

式中: K ——动态度, K 值反映建设用地扩展年均变化速率; U_b, U_a ——研究时段末期、初期建设用地面积; T ——研究时间长度。

(2) 建设用地扩展速度分析。

采用扩展速度分析方法,表达式为^[13]:

$$V = \frac{U_b - U_a}{T} \quad (3)$$

2.1.2 协整分析方法

(1) 偏相关分析。运用 SPSS 软件,对经济增长、社会固定资产投资与建设用地扩展时间序列数据进行偏相关分析(分析某个变量时,将其它变量作控制变量),以检验解释变量与因变量间关联度。

(2) 平稳性分析。采用 EViews 分析软件,对时间序列数据进行单位根检验(如 augmented dickey—fuller test, ADF),以确定是否为平稳序列,若为平稳,可直接采用普通最小二乘回归方法(OLS)来构建回归模型,若非平稳(即存在单位根),则要进行差分,当进行到第 i 次(最多为二次)差分序列平稳时,则服从 i 阶单整,若所有检验序列均服从同阶单整。

(3) 协整检验(cointegration test)与模型构建。采用 EViews 分析软件,分别对非平稳的同阶单整系列变量与因变量进行协整检验,如果存在协整关系,则可构建协整模型(数学关系表达式),该模型能定量揭示出变量间长期均衡关系,模型系数为解释变量对因变量的边际弹性贡献。

(4) 向量误差修正模型(vector error correction, VEC)。采用 EViews 分析软件,建立向量误差修正模型,可定量揭示出解释变量对因变量短期边际弹性关系。

(5) 格兰杰因果关系检验(Granger causality test)。格兰杰因果检验可揭示变量间是否具有因果关系,模型表达式为:

$$Y_t = C_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$X_t = C_2 + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \lambda_j X_{t-j} + \epsilon_t \quad (5)$$

式中: Y_t, X_t ——待检验的时间序列; C_1, C_2 ——截距项; ϵ_t ——误差项; n, m ——最大滞后期数。若公式(4)中某些 β_i 显著不为 0,则表明 X 是 Y 的 Granger 因,若公式(5)中某些 λ_j 显著不为 0,则表明 Y 是 X 的 Granger 因,若 β_i, λ_j 都显著不为 0,说明 X 和 Y 间存在反馈作用。

3 实证分析

3.1 建设用地扩展特征分析

利用表 1 中池州市建设用地数据,依据公式(2),

可得池州市 2000—2011 年建设用地年平均扩展速率为 3.49%,依据公式(3),可得 2000—2005 年建设用地年均扩展面积为 680.4 hm^2 ,年均扩展速率为 1.70%,2005—2011 年建设用地年均扩展 1 988.5 hm^2 ,年均扩展速率为 4.59%,为 2000—2005 年的 2.7 倍。究其原因,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,池州市政府提出了“工业强市,加速崛起”的发展战略,经济发展呈快速发展态势,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 1 025 亿元,年均增长 36.4%^[12],城镇化水平由 2005 年的 30% 提高到 2011 年的 46%,由此导致了建设用地面积扩张呈迅猛增长态势(图 1)

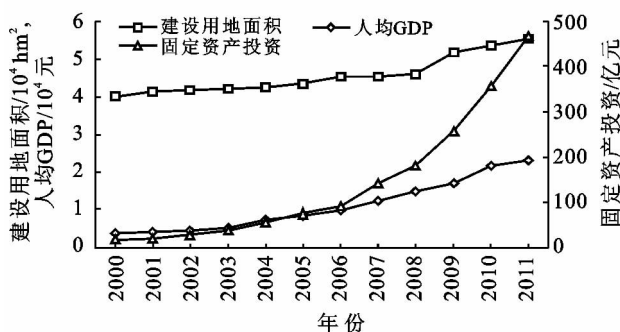


图 1 池州市 2000—2011 年人均 GDP、固定资产投资与建设用地空间扩展动态变化

3.2 变量间偏相关分析

以池州市 2000—2011 年建设用地面积(以 CEL 表示)作因变量,经济发展(用人均 GDP 表征,以 GDP 表示)、社会固定资产投资(以 SFA 表示)作解释变量,将其输入 SPSS 17.0 中进行偏相关分析,结果详见表 2。由表 2 可知,经济发展、社会固定资产投资与建设用地面积的相关系数分别为 0.973 和 0.978,且双侧显著性检验在 0.01 水平上显著相关,由此表明,经济发展、社会固定资产投资与建设用地扩展间存在较大关联。

表 2 变量间偏相关分析结果

变量	CEL	GDP	SFA
Pearson 相关性	1.000	0.973**	0.978**
显著性(双侧)		0.000	0.000

注:CEL 表示建设用地面积,GDP 表示人均 GDP 用以表征经济发展,SFA 表示社会固定资产投资; ** 表示在 0.01 水平(双侧)上显著相关。

3.3 时间序列数据平稳性分析

将建设用地面积、经济发展、社会固定资产投资原始时间序列数据进行对数化处理,分别以 $\ln\text{CEL}$, $\ln\text{GDP}$ 和 $\ln\text{SfA}$ 表示,输入 EViews 5.0 进行单位根 ADF 检验,检验形式经验证,在“Test for unit root

in”对话框中选 2nd difference,在“Include in test equation”中选 None 合适,结果详见表 3。由表 3 检验表明,原始序列、一阶差分序列均为非平稳序列,至少存在一个单位根,二阶差分为平稳序列,即 $\ln\text{CEL}$, $\ln\text{GDP}$, $\ln\text{SFA}$ 是 $I(2)$ 。

表 3 单位根 ADF 检验结果

变量	差分次数	(C, T, K)	D. W 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
$\ln\text{CEL}$	2	(0, 0, 1)	1.779 5	-4.471 9	-1.995 9	-2.886 1	$I(2)**$
$\ln\text{GDP}$	2	(0, 0, 1)	1.467 9	-3.151 6	-1.995 9	-2.886 1	$I(2)**$
$\ln\text{SFA}$	2	(0, 0, 1)	1.664 1	-4.092 1	-1.995 9	-2.886 1	$I(2)**$

注: C, T, K 表示 ADF 检验式是否包含常数项、时间趋势以及滞后阶数; ** 表示变量差分后在 1% 的显著水平上通过 ADF 平稳性检验。

3.4 变量间协整分析

(1) 最优滞后阶数确定。采用 EViews 5.0 分析软件,以最大滞后期数分别取 1 和 2,建立向量自回归模型(vector auto regression, VAR),检验结果详见表 4。由表 4 可知,最大滞后期数取 2 时,赫池信息准则(AIC)值为 -9.32,施瓦茨信息准则(SC)值为 -8.96,均比最大滞后期数取 1 时小,无约束 VAR 模型整体拟合度高,由此表明,最优滞后阶数为 2。

(2) 协整检验。借助 EViews 5.0 软件,采用 Johansen 协整检验方法,输入 $\ln\text{GDP}$, $\ln\text{SFA}$ 与 $\ln\text{CEL}$ 时间序列数据,在“cointegration test specification”中

选择形式 2,即 Intercept(no trend) in CE-no inter,在“Lag intervals”中滞后阶数选择 1(协整检验选择的滞后阶数等于无约束 VAR 模型的最优滞后阶数减 1^[5]),检验结果详见表 5—7。

表 4 向量自回归模型整体检验结果

VAR 模型检验	最大滞后阶数选择 1	最大滞后阶数选择 2
可决定性残差协方差	5.03E-09	1.62E-09
对数似然函数值	58.270 49	58.621 06
赫池信息准则	-8.412 816	-9.324 211
施瓦茨信息准则	-7.978 748	-8.961 109

表 5 协整检验迹统计量

没有协整关系的原假设	特征根	迹统计量	5%水平临界值	伴随概率
没有协整关系	0.905 597	50.881 780	35.192 750	0.000 5
至多存在 1 个协整关系	0.876 324	27.279 960	20.261 840	0.004 6
至多存在 2 个协整关系	0.471 603	6.379 077	9.164 546	0.163 4

表 6 协整检验最大特征值

没有协整关系的原假设	特征根	最大特征值统计量	5%水平临界值	伴随概率
没有协整关系	0.905 597	23.601 820	22.299 620	0.032 7
至多存在 1 个协整关系	0.876 324	20.900 880	15.892 100	0.007 5
至多存在 2 个协整关系	0.471 603	6.379 077	9.164 546	0.163 4

表 7 标准化协整系数

$\ln\text{CEL}$	$\ln\text{GDP}$	$\ln\text{SFA}$	C
1	3.663 848 (2.591 50)	-2.264 686 (1.536 86)	-15.599 17 (3.066 00)
对数似然值	52.458 66		

注:括号内为标准差,最下面一行为对数似然函数值; $\ln\text{CEL}$, $\ln\text{GDP}$, $\ln\text{SFA}$ 分别表示对建设用地面积、经济发展、社会固定资产投资原始时间序列数据的对数化处理; C 为常数项。下同。

表 5 的迹统计量为 50.881 78,5%显著水平临界值为 35.192 75,迹统计量大于 5%显著水平临界值,

且伴随概率小于 0.05。表 6 的最大特征值统计量为 23.601 82,5%显著水平临界值为 22.299 62,且伴随概率小于 0.05,由此表明, $\ln\text{GDP}$, $\ln\text{SFA}$ 与 $\ln\text{CEL}$ 间存在协整关系。

表 7 是经过标准化的协整系数,令 CV 为协整关系数学表达式,则:

$$\text{CV} = \ln\text{CEL} + 3.6638 \ln\text{GDP} - 2.2647 \ln\text{SFA} - 15.59912$$

$$(2.59150) \quad (1.53686) \quad (3.06600) \quad (6)$$

公式(6)下面括号内数表示 t 值。公式(6)显示,人均 GDP 对建设用地扩展的边际弹性系数为

—3.663 8,固定资产投资对建设用地扩展的边际弹性系数为 2.264 7,由此表明,从长期看,池州市固定资产投资每增加 1%时,建设用地面积将增加 2.264 7%,人均 GDP 每增加 1%时,随着经济不断发展和技术改造的提高,池州节约集约用地会越来越受到关注,建设用地面积将下降 3.663 8%。

3.5 向量误差修正模型

协整关系只反映变量间长期均衡关系,为了弥补长期静态模型的不足,可通过构建向量误差修正模型以揭示经济发展、固定资产投资对建设用地扩展短期动态关系。

借助 EViews 5.0 分析软件,采用向量误差修正模型(vector error correction,VEC)方法,在 Cointegration 中选择“Intercept (no trend) in CE-no inter”,协整关系个数选 1,VEC 滞后形式选“0,0”,运行 VEC,结果如表 8—9。

表 8 向量误差修正模型检验结果

可决定性残差协方差	2.15E-08
对数似然函数值	50.289 640
赫池信息准则	-7.870 844
施瓦茨信息准则	-7.617 638

表 9 向量误差修正模型系数

lnCEL	lnGDP	lnSFA	C
	0.312 272	-0.328 695	-9.970 159
1	(1.446 43)	(0.848 62)	(1.893 83)
	[0.215 89]	[-0.387 33]	[-5.264 54]

注:圆括号内为标准差,方括号内为 t 值。

表 8 向量误差修正模型检验结果表明,模型整体的对数似然函数值比较大(50.29),赫池信息准则(AIC)和施瓦茨信息准则(SC)值较小,分别为-7.87和-7.62,由此说明,向量误差修正模型整体效果好,解释能力强。表 9 是向量误差修正模型系数,令 VEC 为向量误差修正模型表达式,则:

$$VEC = \ln CEL + 0.312 3 \ln GDP - 0.328 7 \ln SFA - 9.970 2$$

$$(0.215 89) \quad (-0.3873 3) \quad (-5.264 54) \quad (7)$$

公式(7)下面括号内数表示 t 值。公式(7)表明,短期看,池州市固定资产投资每增加 1%时,建设用地面积将增加 0.328 7%,人均 GDP 每增加 1%时,建设用地面积将下降 0.312 3%。

3.6 格兰杰因果关系检验

借助 EViews 5.0 分析软件,采用格兰杰因果关系检验方法,滞后期选择 1 和 2 分别考察短期与长期变量间因果关系,结果详见表 10。

表 10 格兰杰因果关系检验结果

原假设 H0	滞后期数	F 统计值	p 值
lnGDP 不是 lnCEL 的格兰杰原因	1	3.847 94	0.085 44
	2	1.728 98	0.268 70
lnCEL 不是 lnGDP 的格兰杰原因	1	0.020 82	0.888 83
	2	0.104 51	0.902 68
lnSFA 不是 lnCEL 的格兰杰原因	1	2.900 29	0.126 97
	2	2.018 34	0.227 72
lnCEL 不是 lnSFA 的格兰杰原因	1	0.004 15	0.950 22
	2	0.104 49	0.902 70
lnSFA 不是 lnGDP 的格兰杰原因	1	6.364 95	0.035 65
	2	2.404 51	0.185 51
lnGDP 不是 lnSFA 的格兰杰原因	1	0.573 23	0.470 69
	2	2.071 16	0.221 20

(1) 经济发展与建设用地扩展间 Granger 因果关系分析。短期看(滞后期为 1),lnGDP 不是 lnCEL 格兰杰原因的概率值为 8.54%,长期看(滞后期为 2),lnGDP 不是 lnCEL 格兰杰原因的概率值为 26.87%,说明经济发展是建设用地变化的原因,短期对建设用地变化有较强解释力。lnCEL 不是 lnGDP 格兰杰原因的短、长期概率分别为 88.88%和 90.27%,说明建设用地变化对经济发展的贡献能力不强,由此表明,经济发展对建设用地扩展存在单向因果关系。

(2) 固定资产投资与建设用地扩展间 Granger 因果关系分析。短期看(滞后期为 1),lnSFA 不是 lnCEL 格兰杰原因的概率值为 12.70%,长期看(滞后期为 2),lnSFA 不是 lnCEL 格兰杰原因的概率值为 22.77%,说明固定资产投资是建设用地变化的原因,短期对建设用地变化有较强解释力。lnCEL 不是 lnSFA 格兰杰原因的短、长期概率分别为 95.02%和 90.27%,说明建设用地变化对固定资产投资因果关系不明显,由此表明,固定资产投资对建设用地扩展存在单向因果关系。

(3) 固定资产投资与经济发展间 Granger 因果关系分析。短期看(滞后期为 1),lnSFA 不是 lnGDP 格兰杰原因的概率值为 3.57%,长期看(滞后期为 2),lnSFA 不是 lnGDP 格兰杰原因的概率值为 18.55%,说明固定资产投资是经济发展的原因,且短期内对经济拉动贡献明显。lnGDP 不是 lnSFA 格兰杰原因的短、长期概率分别为 47.07%和 22.12%,说明经济发展对固定资产投资存在一定解释能力,短期内,这种关系不明显,但长期看,经济发展是引起固定资产投资变化的原因,由此表明,固定资产投资与经济发展间互为 Granger 因果关系。

4 建议

(1) 明晰发展思路,大力发展绿色经济。池州市具有独特的生态、文化旅游优势,生态旅游应为主要发展方向,为此,应着力打造以九华山为龙头的旅游牌,以杏花村文化、傩文化、诗文化为载体的文化牌,以牯牛降、仙寓山为依托的生态牌,大力发展绿色经济。

(2) 控制、压缩固定资产投资。池州市“十一五”固定资产投资年均增长 35.37%,远超 14.15%的 GDP 增速,为此,政府应尽快出台政策措施,限制以房地产为龙头的投资规模,实现经济发展由投资驱动型向出口驱动型及消费驱动型的转变。

(3) 承接产业转移建设中,坚持节约集约用地。池州市为皖江城市带承接产业转移江南集中建设区,在承接产业转移进程中,应做好建设用地规划,按照国家产业政策,严把土地闸门、严控各类建设用地总量,调控土地供应结构、节奏和布局,量化并公示各类建设用地指标,严防低水平或重复生产项目入驻池州,严防房地产业借产业转移之名套兑土地,努力做到承接产业建设中的节约集约用地。

5 结论

(1) 建设用地扩展同经济增长、固定资产投资存在长期均衡关系,固定资产投资对建设用地扩展正效应显著,经济增长与建设用地扩展间呈负向关系。而短期效应要弱于长期效应。

(2) 经济增长、固定资产投资对建设用地扩展存在单向因果关系,对建设用地扩展有较强解释力,固定资产投资与经济发展间互为 Granger 因果关系,短期内固定资产投资对经济驱动贡献明显强于长期。

(3) 本研究与采用同样研究方法的高魏等^[5](经济增长无论长期、短期会减缓建设用地扩展)、宋戈等^[7](短期内经济发展不是耕地非农化的 Granger 成因)、陈利根等^[8](短期内耕地资源数量与经济发展之间存在失衡关系)等学者相比,结果基本一致。需要

说明的是,建设用地扩展是一个十分复杂问题,尽管本研究分析了经济增长、固定资产投资对建设用地扩展的影响,但忽略了诸如城镇化水平、人口、人均绿地面积等其它因素,可能会对结果造成影响,这方面问题尚需进一步研究。

[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[J].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[J].中国科学(D辑):地球科学,2002,32(12):1031-1040.
- [3] 刘涛,曹广忠.城市用地扩张及驱动力研究进展[J].地理科学研究进展,2010,29(8):927-934.
- [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[J].经济研究,2005(12):45-56.
- [5] 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[J].资源科学,2010,32(3):564-572.
- [6] 苏婕.我国经济增长与环境治理投资的协整分析[J].统计教育,2009(3):51-54.
- [7] 宋戈,吴次芳,王杨.黑龙江省耕地非农化与经济关系的 Granger 因果关系研究[J].中国土地科学,2006,20(6):33-38.
- [8] 陈利根,龙开胜.耕地资源数量与经济发展关系的计量分析[J].中国土地科学,2007,21(8):4-10.
- [9] 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[J].自然资源学报,2009,24(2):192-199.
- [10] 赵可,张安录,马爱慧,等.中国 1981—2007 年经济增长与城市建设用地关系分析[J].资源科学,2010,32(12):2329-2335.
- [11] 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[J].自然资源学报,2011,26(8):1323-1332.
- [12] 池州市统计局.池州统计年鉴系列(2001—2011)[M].安徽池州:池州市统计局,2011.
- [13] 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[J].资源科学,2011,33(11):2022-2029.