

长株潭城市群土地利用变化与城市化的相互响应研究

潘爱民¹, 全斌², 王昭生²

(1. 湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201; 2. 湖南科技大学 建筑与城乡规划学院, 湖南 湘潭 411201)

摘要:以长株潭城市群为研究区域, 利用 ADF 检验、Johansen 检验和 Granger 因果关系检验以及误差修正模型等计量方法, 对该地区城市化水平的变化与土地利用程度的变化进行动态计量分析。研究表明: 长期内, 长株潭地区整体土地利用变化与该地区城市化水平变化存在一个单向均衡响应关系, 城市化水平提高一个百分点, 土地利用水平提高 0.583 52 个百分点。短期内, 长株潭地区的城市化不利于土地利用水平的提高, 滞后一期的长株潭整体城市化水平的变动对当期土地利用水平具有负面影响, 但这种非均衡状态会通过城市化水平变化的反向作用机制进行修正。

关键词:土地利用程度; 城市化; 相互响应; 长株潭地区

中图分类号: F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2010)05-0167-05

Research on Response of Land Use and Urbanization in Changsha Zhuzhou Xiangtan

PAN Aimin¹, QUAN Bin², WANG Zhaosheng²

(1. Business school, Hu'nan University of Science and Technology, Xiangtan, Hu'nan 411201, China; 2. School of Architecture and Urban Planning, Hu'nan University of Science and Technology, Xiangtan, Hu'nan 411201, China)

Abstract: The paper employs the measurement of ADF test, cointegration test and causality test to examine the response relationship between the land use and urbanization in Changsha Zhuzhou Xiangtan. The results showed that there is a one-way equilibrium relationship between the land use and urbanization in the long run. Followed the urbanization level improved by a percent, the land utilizes competence to improve by 0.583 52 percent. In the short run, urbanization is unfavorable to the level of land use, urbanization which lag a period is harmful to the land use, but the phenomenon can be revised through the reaction mechanism of urbanization.

Key words: level of land use; urbanization; response; Changsha Zhuzhou Xiangtan

集约利用土地已成为发展循环经济和建设节约型社会的重要内容之一, 也是国土资源管理部门的一项重点工作。自 20 世纪 80 年代以来, 我国城市化获得了长足发展。人口、产业等向城镇集聚作为这一过程的显著标志, 使得城镇建设用地数量急剧扩大, 农业用地面积相应减少, 城市化的快速发展中暴露了一些土地利用中的深层次问题, 如城镇扩张占用耕地过度膨胀、集约化水平与土地利用率低、土地利用结构不合理等。从直观上看, 城市化是造成当前土地利用中存在问题的原因, 但两者之间的相互响应究竟如何? 即到底是土地利用程度的变化导致了城市化的提高, 还是城市化的提高导致了土地利用程度的变

化? 它们之间是否存在一个长期的关系, 如果存在一个长期的关系, 短期内如何波动和收敛? 如果能通过实证分析回答这些问题, 可以为完善城市化政策提供支持, 也可以为解决当前土地利用存在的问题提供参考。

对于土地利用与城市化的关系, 国内外学者对其做了大量的研究, 但迄今为止, 尚没有一个统一的结论。国外学者如 Braid R. M.^[1] 和 William Lockertetz^[2] 分析了城市化对土地利用的影响, 指出城市化加速了城市就业人口的增长, 造成居住区的扩大和低素质人口的增加, 从而挤占了大量工业和商业用地; Heilig G. K.^[3] 和 Verburg P. H.^[4] 等认为深入的城

收稿日期: 2010-06-19

资助项目: 国家自然科学基金青年项目(40901085); 湖南省教育厅优秀青年项目(10B036)

作者简介: 潘爱民(1974-), 男, 湖南慈利人, 博士, 副教授, 硕士研究生导师, 主要从事土地经济、区域经济的研究。E-mail: panaiminby@

126.com

市化能够改变土地的利用模式,可以使品质低的土地更加集约利用起来,从而解决更多人的温饱和居住问题。国内对此问题的研究也存在三种观点:一种观点认为:城市化会大量侵占耕地,致使耕地总面积持续减少^[5];另一种则与此相反,认为城市化有利于土地的有效利用,是解决我国人多地少矛盾的主要途径之一^[6]。第三种观点认为:城市化带来建设用地的扩展,不是必然的^[7]。国内外学者们的研究多数是关于城市化对土地集约利用影响的定性分析,缺乏结合中国具体区域实践方面的定量研究,难以提供一些可供操作的区域城市化与土地利用方面的对策建议。基于此,本文拟以长株潭城市群为背景,试图利用 ADF 检验、Johansen 检验和 Granger 因果关系检验以及误差修正模型等计量方法,对该地区城市化水平的变化与土地利用程度的变化进行多变量动态计量分析,以探求城市化与土地利用的相互响应机制。

1 研究区域、数据与方法

1.1 研究区域

长株潭城市群位于中国地貌第三级阶梯向东南山丘过渡地带,地处湘江下游,湘江纵贯南北。长株潭地区东眺长江三角洲,南靠珠江三角洲,西连巴蜀、云贵,北依长江黄金水道,受华东、华南及武汉经济圈叠加影响,为湖南经济最发达区域。长沙、株洲、湘潭三地市,呈“品”字形分布,雄踞区内北、东、西部。2008 年末,长沙、株洲、湘潭三市的城市化率分别为 61.25%、48.83%、49.44%,是中国城市化推进较快的区域之一。2007 年 12 月,长株潭城市群获准为全国“两型社会”建设综合配套改革实验区,成为全国 6 个综配套改革实验区之一^[8]。

1.2 数据

(1)长沙、株洲与湘潭的城市化率,以人口城市化率的指标来代表,即非农人口占城市总人口的比重,分别以 URBAN1, URBAN2, URBAN3 表示。另外,以三市人口为权重将历年的指标值进行加权平均,以求得长株潭地区的总体城市化率,用 TURBAN 表示。数据来源于各年《长沙统计年鉴》、《湘潭统计年鉴》、《株洲统计年鉴》,通过直接获取和计算加工而成,数据时间区间为 1996—2008 年。

(2)长株潭地区的土地利用指数(TDLY)。本文根据沈彦^[8]等的研究,将土地利用程度按照土地自然综合体在社会因素影响下的自然平衡状态分为若干等级,采用土地利用指数研究长株潭城市群 1996—2008 年土地利用程度及其变化,根据土地利用程度综合指数及土地利用程度变化模型的定量表达式,得

到研究区土地利用程度及其变化的相关指数。原始数据来源于长株潭三市的土地变更资料。

(3)在实证研究过程中,取各变量的自然对数以消除异方差,分别记为: LURBAN1, LURBAN2, LURBAN3, LTURBAN, LTDLY。

1.3 检验方法

(1)平稳性检验。在进行时间序列分析时,传统上要求所采用的时间序列必须是平稳的,即没有随机趋势或确定性趋势,否则将会产生“伪回归”问题。但是,在现实经济中的时间序列通常是非平稳的。为了使回归有意义,可以对其实行平稳化,采用的方法是对时间序列进行差分,然后对差分序列进行回归。这样的做法忽略了原时间序列包含的有用信息,而这些信息对分析问题来说又是必须的^[9]。为了解决上述问题,可以采用协整方法,而要进行协整分析必须进行单位根检验。进行单位根检验有多种方法,如 DF 方法、ADF 方法、PP 方法,本文采用 ADF 方法。ADF 方法是对如下回归方程中的 δ 系数进行 t 检验:

$$\Delta y_{t-1} = \beta + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon \quad (1)$$

式中: Δ ——一阶差分符号; ε ——随机误差项; y_t ——所研究的时间序列; m ——最佳滞后期数; 这个滞后期数保证 ε 误差项的平稳性。零假设 $H_0: y_t$ 是一个非平稳序列,当 δ 显著为负数时便拒绝原假设。在实际中,回归的最佳滞后期数 m 是不知道的,本文采用 Engle 和 Yoo 提出的 AIC 法则来决定方程 (1) 的最佳滞后期数,用 Mackinnon 临界值进行判断。如果一个序列在成为稳定序列之前必须经过 d 次差分,则该序列被称为 d 阶单整,记为 $I(d)$ 。

(2)协整检验。如果序列 $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ 都是 d 阶单整,存在一个向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)$,使得 $Z_t = \alpha X_t' \sim I(d-b)$, 其中 $b > 0$, $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt})$, 则认为序列 $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ 是 (d, b) 协整(Cointegration), 记为 $X_t \sim CI(d, b)$, α 为协整向量。如果两个变量都是单整变量,只有当他们的单整阶数相同时才可能协整;两个以上变量如果具有不同的单整阶数,有可能经过线性组合构成低阶单整变量。协整的意义在于它揭示变量之间是否存在一种长期稳定的均衡关系。满足协整的经济变量之间不能相互分离太远,一次冲击只能使它们短时间内偏离均衡位置,在长期中会自动恢复到均衡位置^[10]。

(3)Granger 因果关系检验。协整检验结果告诉我们变量之间是否存在长期的均衡关系,但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。Granger 提出的因果关系检验可以解决此类问题。其基本原

理是; 在做 Y 对其他变量(包括自身的过去值)的回归时, 如果把 X 的滞后值包括进来能显著地改进对 Y 的预测, 我们就认为 X 是 Y 的 Granger 原因。类似定义 Y 是 X 的 Granger 原因。检验方程如下:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_t \quad (2)$$

其中 u_t 为零均值非自相关随机误差项; α, β 为系数。

原假设为: $H_0: \beta = 0 (j = 1, \dots, n)$, 意味着 X 不是 Y 的原因。若原假设成立则有:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

令式(2)的残差平方和为 SSE_1 , (1) 式的残差平方和为 SSE_2 , 则 $F = \frac{(SSE_2 - SSE_1)/n}{SSE_1/(T - m - n - 1)}$ 应服从自由度为 $(n, T - m - n - 1)$ 的 F 分布, 其中 T 为样本总量; m, n 分别为 Y 和 X 的滞后阶数, 可以根据赤池信息准则(AIC)来决定。

(4) 误差修正模型。误差修正模型是协整分析的一个延伸。协整反映的是变量之间的长期均衡关系。如果由于某种原因短期出现了偏离的现象, 则必然会通过对误差的修正使变量重返均衡状态, 误差修正模型将短期波动和长期均衡结合在一个模型中。在确定了长株潭地区土地利用与城市化指标长期的关系以后, 可以估计它们之间的误差修正模型。

2 实证结果

2.1 变量的平稳性检验

对各变量分别进行 ADF (augmented Dick-

Fuller) 检验(本文所有的检验都用 Eviews 3.1 软件完成), 检验结果如表 1。

表 1 各变量的平稳性检验结果

变量	ADF 值	检验类型(CKn)	临界值
LURBAN1	-1.958645	(CK2)	-3.6591
Δ LURBAN2	-3.423608	(C01)	-3.0199
LURBAN2	-2.158625	(CK1)	-3.6746
Δ LURBAN2	-3.735684	(CK1)	-3.6454
LURBAN3	-2.965475	(C01)	-3.0199
Δ LURBAN2	-4.534216	(CK2)	-3.6920
LTURBAN3	-2.654782	(CK1)	-3.0199
Δ LTURBAN	-3.965875	(CK1)	-3.6920
LTRLY	-2.842546	(CK1)	-3.6454
Δ LTRLY	-3.895612	(CK1)	-3.6920

注: (1) C 与 K 表示带有常数项和趋势项, 常数 1, 2 表示滞后阶数(由赤池信息准则决定); (2) 临界值是在 5% 显著性水平下得到的 Mackinnon 值; (3) Δ 表示差分算子。

平稳性检验显示 LFIN, LEFI, LINV 都是非平稳的过程, 而它们的一阶差分都是平稳过程。即 LURBAN1, LURBAN2, LURBAN3 与 LTDLY 都是一阶单整, 符合变量之间具有协整关系的同阶单整的前提条件, 也是对长株潭地区土地利用与城市化进行动态分析的前提。

2.2 协整检验

根据 Johansen 的最大似然方法对 LURBAN1, LURBAN2, LURBAN3, LTURBAN 与 LTDLY 之间的协整关系进行检验, 其中最优滞后期 k 的选择, 这里根据非约束的 VAR 模型的 AIC 和 SC 准则而得到, 本文将模型的最优滞后期数取为 2, 检验结果见表 2。

表 2 两变量 Johansen 检验结果

变量	特征值	似然比统计量	5% 的临界值	10% 的临界值	结果
LURBAN1 与 LTDLY	0.562345 0.862541	29.25364 11.284361	28.45 12.36	30.45 16.26	有协整关系
LURBAN2 与 LTDLY	0.365426 0.782543	30.23541 8.265945	28.45 12.36	30.45 16.26	有协整关系
LURBAN3 与 LTDLY	0.598632 0.234561	29.63541 16.28564	28.45 12.36	30.45 16.26	无协整关系
LTURBAN 与 LTDLY	0.48956 0.65324	30.25634 10.56984	28.45 12.36	30.45 16.26	有协整关系

从表 2 可以知道, LURBAN1, LURBAN2, LTURBAN 与 LTDLY 之间均存在长期的协整关系, 但 LURBAN3 与 LTDLY 之间不存在协整关系, 具体的协整方程如下:

$$LTDLY = -1.25631 + 0.58352LTURBAN \quad (4)$$

(5.33596) 似然比 = 60.2569

$$LTDLY = -1.32421 + 0.28532LURBAN1 \quad (5)$$

(4.632543) 似然比 = 52.6345

$$LTDLY = -1.245631 + 0.23264LTURBAN2 \quad (6)$$

(5.33596) 似然比 = 60.2569

从式(4) - (6) 可以发现, 长株潭整体的城市化率均与该地区的土地利用程度存在一个长期的均衡关系, 城市化率提高一个百分点, 土地利用综合程度提高 0.58352 个百分点, 长沙与株洲城市化率的提高同样可以带来土地利用综合程度的提高, 当长沙、株洲的城市化率提高一个百分点的时候, 总体的土地利用综

合程度可以提高 0.285 32, 0.232 64 个百分点。这说明当前长株潭地区已进入快速城市化阶段, 人口、产业的集聚很明显, 非农用地对农用地的捕获力呈逐年增强的趋势, 直接导致非农用地的快速增加和农用地的大量减少, 土地利用整体上向利用强度增大和广度增加发展。因而, 从长期看, 长株潭地区城市化率的提高有利于该地区土地利用水平的提高。另外, 湘潭的城市化水平与整个地区的土地利用之间不存在一个长期的均衡关系, 这可能与湘潭地区的经济发展缓慢有关。

从式(4) - (6)还可以发现, 在土地利用水平变化

表 3 Granger 因果关系检验结果

零假设	F 统计量	相伴概率值
LT DLY 不是 LTURBAN 的 Granger 原因	2.26354	0.13641
LTURBAN 不是 LT DLY 的 Granger 原因	7.12543	0.01256
LT DLY 不是 LU RBA N1 的 Granger 原因	1.45237	0.11543
LU RBA N1 不是 LT DLY 的 Granger 原因	5.65422	0.02312
LT DLY 不是 LU RBA N2 的 Granger 原因	8.35624	0.12532
LU RBA N2 不是 LT DLY 的 Granger 原因	1.23563	0.03265

从表 3 可以知道, LTDLY 与 LTURBAN 之间存在一个单向的因果关系, 即 LTURBAN 是 LTDLY 的 Granger 原因, 但 LTDLY 不是 LTURBAN 的 Granger 原因, 这说明城市化水平的变化是长株潭地区整体土地利用水平变化的原因, 城镇化的有序推进是引起土地利用状况变动的重要因素。然而, 土地利用的变化不是该地区城市化水平变化的原因, 廖进中指出, 城市化是第二、三产业比重不断增加、经济结构演进和升级的过程, 其实质就是农业和非农业生产效率差距不断缩小, 农村与城镇居民生活方式、行为方式趋于一致, 城乡差距逐步消除的过程, 这个过程产生主要是由于人口、产业向城市集聚能产生规模效益等^[5]。可见,

$$\Delta \text{LT DLY}_t = 0.0632 \Delta \text{TURBAN}_t - 0.235511 \Delta \text{TURBAN}_{t-1} + 0.52911 \text{VECM}_{t-1} \quad (7)$$

(1.32653) (1.98563) (-2.32634)

$R^2 = 0.35264$ $\text{AIC} = -1.705433$ $\text{SC} = -1.556611$

式(7)的决定系数 R^2 较低, 可能是缺省了变量的缘故, 但这不影响已有变量间的关系。误差修正项通过 5% 的显著水平检验, 从系数估计值 -0.529 11 来看, 当短期波动偏离长期均衡时, 将以 -0.529 11 的力度将非均衡状态拉回到均衡状态, 符合反向作用机制。滞后一期的长株潭整体城市化水平的变动对当期该地区的土地利用水平具有负面影响, 这与学者廖进中的研究结论大致吻合, 只是存在系数的差别, 这可能是由于采取的数据不同造成的。模型再一次说明, 短期内, 城镇化不利于土地的集约化利用, 但长期内二者存在均衡关系, 具有长期一致性。

的过程中, 长沙地区的城市化率的促进效果要大于株洲地区与湘潭地区, 这可能由于长株潭地区在一体化进程中, 长沙地区的发展已经远远超前于株洲、湘潭的发展, 出现了规模土地利用效益。

2.3 Granger 因果关系检验

根据赤池信息准则确定各变量的滞后阶数为 2, 对变量之间的因果关系进行检验。Granger 指出在非协整的情况下, 格兰杰检验将是无效的。由于前面的结论表明 LTDLY 与 LURBAN3 不存在协整关系, 故对这一组变量不进行 Granger 因果关系检验, 检验结果如表 3。

城市化水平的提高是各种原因综合的结果, 并不仅仅是土地利用方面造成的。另外, 从表 3 还可以看出, 长沙、株洲市的城市化与土地利用之间也存在一个单向的因果关系, 即城市化水平的提高是土地利用水平提高的原因, 但土地利用水平的提高不是城市化水平提高的原因。因此认为提高城市化水平应该从产业结构的改变、户籍制度的改革以及政府制度层面上着手。

2.4 误差修正模型

建立误差修正模型, 首先需要选择每一个变量的滞后长度, 使用 Hendry 从一般到特殊的建模方法, 一开始每个变量滞后 1 到 2 期, 然后删除那些不显著的滞后期, 以获得最终的简洁形式模型:

3 结论

以长株潭城市群为背景, 利用 ADF 检验、Johansen 检验和 Granger 因果关系检验以及误差修正模型等计量方法, 对该地区城市化水平的变化与土地利用水平的变化进行多变量动态计量分析, 研究结论如下:

(1) 长株潭地区的城市化率与该地区的土地利用程度存在一个长期的均衡响应关系。从长株潭整体来看, 城市化率提高一个百分点, 土地利用综合水平提高 0.583 52 个百分点, 从长沙、株洲两市来看, 城市

化率的提高同样可以带来土地利用综合程度的提高,当长沙、株洲的城市化率提高一个百分点的时候,总体的土地利用综合程度可以提高0.28532,0.23264个百分点。可以认为,当前长株潭地区已进入快速城市化阶段,人口、产业的集聚很明显,非农用地对农用地的捕获力呈逐年增强的趋势,故而长株潭地区的整体城市化率的提高有利于该地区土地利用水平的提高。另外,由于长沙地区的发展较快,在土地利用上出现了规模效益。再者,湘潭地区的城市化水平变化对长株潭地区的土地利用水平没有直接的响应关系,这可能与湘潭所处的经济发展阶段有关。

(2) 城市化水平的变化是长株潭地区整体土地利用水平变化的 Granger 原因,城市化的有序推进是引起土地利用状况变动的重要因素。然而,土地利用的变化不是该地区城市化水平变化的 Granger 原因。这说明长株潭地区的土地利用变化与城市化水平的变化存在一个单向的响应机制。可见,城市化水平的提高是各种原因综合的结果,并不仅仅是土地利用方面造成的,提高城市化水平应该从产业结构的改变、户籍制度的改革以及政府制度层面上着手。

(3) 短期内,长株潭地区的城市化不利于土地利用水平的提高,滞后一期的长株潭整体城市化水平的变动对当期该地区的土地利用水平具有负面影响,但出现这种均衡关系的偏离时,通过城市化水平变化的反向作用机制,可以以-0.52911的力度将非均衡状态拉回到均衡状态。

(上接第166页)

参考文献:

- [1] Daily G E D. Nature's Service: Societal Dependence on Natural Ecosystems[M]. Washington DC: Island Press, 1997.
- [2] Robert C, Ralph d Arge, de Groot R, et al. The value of the world's ecosystems services and natural capital [J]. Nature, 1997, 387: 253-260.
- [3] Gretchen C K. Nature's Service: Societal Dependence on Nature Ecosystems[M]. Washington DC: Island Press, 1997.
- [4] Van Wilgen, Brian W, Cowling R M, et al. Valuation of ecosystem services: a case study from South African fynbos ecosystems[J]. Bioscience, 1996, 46: 184-189.

参考文献:

- [1] Braid R M. Optimal Spatial Growth of Employment and Residences[J]. Journal of Urban Economics, 1988, 36: 79-97.
- [2] William L. Urban Influences on the Amount and Structure of Agriculture in the North Eastern United States [J]. Landscape and Urban Planning, 1988, 11: 229-244.
- [3] Heilig G K. Neglected Dimensions of Global Land Use Change: Relation and Data[J]. Population and Development Review, 1995, 20: 831-859.
- [4] Verburg P H, De Koning G H J, Kok K, et al. Quantifying the Spatial Structure of Land Use Change: an Integrated Approach[J]. ITC Journal 3/4 Special Issue: Proceedings of the Conference on Geo Information for Sustainable Land Management, 1997, 8: 17-21.
- [5] 廖进中, 韩峰, 张文静, 等. 长株潭城镇化对土地利用效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2010(2): 30-36.
- [6] 陈爽, 姚士谋, 章以本. 中国城市化水平的综合思考[J]. 经济地理, 1999(4): 111-116.
- [7] 李秀斌. 对加速城镇化时期土地利用变化核心学术问题的认识[J]. 中国人口·资源与环境, 2009(5): 1-6.
- [8] 沈彦, 许联芳. 快速城市化地区生态系统对土地利用的响应[J]. 云南地理环境研究, 2009(4): 70-71.
- [9] 潘爱民. 中国服务贸易开放与经济成长的长期均衡与短期波动研究[J]. 国际贸易问题, 2006(2): 54-58.
- [10] 张晓峒. 计量经济分析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000: 250-270.

- [5] 孙刚, 盛连喜, 周道玮. 生态系统服务及其保护策略[J]. 应用生态学报, 1999, 10(3): 365-368.
- [6] 肖寒, 欧阳志云, 赵景柱. 海南岛生态系统土壤保持空间分布特性及生态经济价值评估[J]. 生态学报, 2000, 20(4): 552-558.
- [7] 欧阳志云, 王如松, 赵景柱. 生态系统服务功能及其生态经济价值评估[J]. 应用生态学报, 1999, 10(5): 635-640.
- [8] 张三焕, 赵国柱, 田允哲. 长白山珲春林区森林资源资产生态环境价值的评估研究[J]. 延边大学学报: 自然科学版, 2001, 27(2): 126-134.
- [9] 肖寒, 欧阳志云. 森林生态系统服务功能及其生态价值评估初探[J]. 应用生态学报, 2000, 11(4): 481-484.
- [10] 贾海燕, 刘国彬, 王继军. 黄土丘陵区农业生态系统产业结构分析[J]. 西北植物学报, 2003, 23(8): 1447-1451