

城市化与城市建设用地关系实证

——基于中国大陆地区 1982—2011 年时序数据

赵 可¹, 张 雄², 张炳信³

(1. 东北大学 文法学院, 辽宁 沈阳 110819; 2. 中南民族大学 民族地区经济社会发展研究中心, 湖北 武汉 430074;
3. 广东农工商职业技术学院 管理系, 广东 广州 510507)

摘 要 采用中国大陆地区 1982—2011 年数据, 选择时间序列分析方法对城市化与城市建设用地之间关系进行了实证检验。结果表明: 城市化与城市建设用地间存在协整关系, 城市化水平每提高 1%, 城市用地扩张 1.79%, 城市化对城市用地扩张的拉动作用较大; 短期内城市建设用地偏离均衡时, 下期将会有 36.80% 被调整到均衡状态, 而当城市化发生偏离时, 系统内不具备此力量; 短期内城市化与城市用地扩张互为因果关系, 长期内仅存在从城市化到城市用地扩张的 Granger 原因。提出应实施节地型城市化战略; 严格控制中小城市、县城及建制镇人均建设用地规模; 完善配套措施, 解决半城市化问题, 积极稳妥地推进城乡建设用地增减挂钩; 不同的主体功能区实施差别化的城市用地扩张管控政策; 改革对地方官员考核机制, 降低地方政府对土地财政的依赖。

关键词 土地经济; 城市化; 城市建设用地; 时间序列分析方法

中图分类号: F 301.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2014)02-0107-07

城市化也称之为城镇化, 是指由农业为主的传统乡村社会向以工业和服务业为主的现代城市社会逐渐转变的历史过程, 包括人口职业转变、产业结构转变、土地及地域空间变化, 城市化也是城市文明对农村生活和生产方式不断施加影响的过程。我国处于快速城市化阶段, 1978 年以来, 城市化率以每年约 1% 的幅度增加, 城市人口规模从 1.72 亿增长到 6.91 亿, 年均增长率 4.29%。城市化进程的快速推进, 城市人口规模的大幅度增加, 引起城市用地快速扩张, 引致大量的农业用地流转为城市建设用地, 我国城市建设用地从 1981 年 6 720 km² 扩张到 2011 年 41 805.3 km², 年均扩张率高达 6.28%。城市用地快速扩张带来一系列问题。大量优质农田被占用, 虽实施耕地占补平衡政策, 但由于新补充的农田质量较低, 一定程度上危及国家粮食安全; 城市用地过快扩张催生了新的群体——失地农民, 由于土地流转的增值收益分配机制不够科学, 失地农民权益得不到有效保障, 一定程度上危及社会稳定; 城市用地过快扩张还改变了土地的利用形态, 使农

业用地向建设用地转变, 破坏土壤肥力, 一定程度上破坏生态环境, 减少生物多样性, 挤压生物生存空间。

城市化进程既表现在城市化率提高, 也表现在城市用地占土地总面积的比例增加, 城市化与城市用地的关系随着城市化所处阶段不同而表现出不同的规律。一般而言, 城市人口占总人口比例低于 30% 时, 城市呈点状分布, 城市用地规模占比较小, 且增长较为缓慢; 城市人口占总人口比例达到 30%, 一个国家或地区将进入快速城市化阶段, 城市用地规模快速扩张, 大量侵占农田或未利用地; 当城市化率达到 70%~75% 时, 城市化进入成熟阶段, 城市用地规模保持基本稳定, 建设用地与农业用地之间的矛盾不再突出。该规律有利于从定性角度理解城市化与城市建设用地二者之间关系, 但还需要从定量角度深化对二者关系的认识, 本文利用中国大陆地区数据对城市化率与城市建设用地关系进行分析, 对于认识我国城市化进程规律, 制定城市用地扩张的管控政策具有现实意义。

收稿日期: 2013-10-23

基金项目: 教育部人文社会科学青年基金项目“城市建设用地扩张与经济增长质量互动机理研究”(12YJC790281); 中央高校基本科研业务费资助项目“城市建设用地扩张与经济增长质量互动机理: 东北老工业基地的实证研究”(N110314002); 国家社会科学基金项目“城乡建设用地增减挂钩中农民土地收益分配机制研究”(11CJY050)。

作者简介: 赵 可(1979-), 男, 讲师, 博士; 研究方向: 土地资源管理。E-mail: ccnuzhaoke@sina.com

一、文献回顾

理论界关于城市化与城市建设用地关系的研究侧重于城市化是城市建设用地扩张的驱动力方面。城市化进程,首先表现为城市人口增加、经济快速发展及非农产业产值比重提高,因此作为一切生产生活活动承载体的土地必然随之扩张^[1]。其次,城市化也通过生活方式和价值观念的转变,改变原来的土地利用结构,使边缘区农业用地逐渐转作非农业用地^[2],从而促进城市用地的扩张。最后,城市化的内涵不仅包括人口的城市化、生活方式的城市化,还包括土地的城市化,即土地从农业用途向非农用途转变,通常土地所有权随之发生变化,由集体土地转变为国有土地。

实证研究方面,城市化是城市用地扩张重要影响因子的研究结论得到众多文献支持。邓胜华等和梅昀等研究发现经济发展、人口增长、城市化是武汉市商、住、工用地扩张的主要驱动因素^[3-4]。刘诗苑等对厦门市的研究表明城市化和工业化共同推动建设用地的扩张,经济发展是建设用地扩张的根本原因^[5]。居玲华等认为城镇化率对张掖绿洲建设用地变化的影响程度仅次于第三产业比重、年末总人口^[6]。曹银贵等利用相关分析法研究发现青海省城镇建设用地与城镇化水平、第二产业从业人员、全社会固定资产投资相关性最高^[7]。苑韶峰等的研究表明城市化对浙江省 69 县市建设用地扩张正向拉动作用的重心,由浙西南丘陵地区,转移到浙东南沿海地区^[8]。上述研究集中于区域层面——某个城市、某个省份或某个具有共同特征(经济特征、气候特征等)的区域。赵可等利用全国面板数据也验证了在东部与西部地区,城市化对城市建设用地扩张均能够起到正向拉动作用^[9]。

上述文献仅考察城市化对城市建设用地扩张的影响,并没有研究城市用地扩张对城市化的反向作用,本文认为城市用地扩张至少通过 2 个渠道影响城市化进程,一是城市用地扩张为更多的人口和产业活动提供承载功能,从而促进城市化进程,称之为“资源保障效应”;二是城市用地扩张主要来源于农业用地,从农用地到城市建设用地的流转主要由城市政府委托的土地储备机构完成,大部分土地增值被城市政府占有,构成独具特色的“土地财政”现象,“土地财政”对经济发展有一定的负面影响,但也为城市化进程提供了资金上的支持,称之为“资金保障

效应”。因此城市化与城市建设用地扩张相互影响,学术界应将城市化与城市建设用地纳入同一系统分析,赵可等^[10]、蒋南平等^[11]、吴次芳等^[12]进行了相关研究,但研究结论存在差异,如赵可等认为城市建设用地扩张有利于城市化进程^[10],而吴次芳等的研究则表明建设用地数量的增加对城市化水平提高的贡献有限^[12]。研究结论存在差异的主要原因在于研究期、城市化率等设定不一致。

城市化与城市用地扩张应协调发展,否则将导致人口过度城市化或城市用地过快扩张。从本质上讲,城市化与城市土地利用的协调性表现为人口与土地资源的合理匹配,土地资源得到合理配置,城市化处于健康发展状态。一些文献运用异速生长模型解析城市人口规模与城市用地规模之间的关系,得出近期我国土地城市化的速度明显快于人口城市化的速度,城市化与城市用地扩张不协调的结论^[13-15]。还有文献通过构建协调系数^[16]、离差系数^[17]、紧凑程度指标^[18]等测度二者之间的协调性,也得出了城市化与城市用地扩张不协调的结论。

城市化与城市建设用地的关系一直是理论界研究的热点,研究呈现出 2 个重要特征:一是研究文献多集中于分析城市化是城市建设用地扩张的驱动力、城市化与城市建设用地是否协调发展等方面;二是研究主要采用计量分析方法,特别是相关分析法、通径分析法、主成分分析法广为采用,少量文献运用时间序列分析法和面板数据分析法。少有研究考察城市化和城市建设用地二者的长期均衡和短期动态关系,分析城市用地扩张对城市化的影响。本文结合时间序列分析中的协整分析与误差修正模型,利用中国大陆地区 1982—2011 年的数据,考察城市化与城市建设用地之间的关系。

二、研究方法、变量选取与数据来源

1. 研究方法

本研究采用时间序列分析中的协整理论和方法,对城市化与城市建设用地之间的关系进行检验,采用的主要计量方法有:(1)首先采用 ADF 法和 PP 法对城市化与城市建设用地两个时间序列的平稳性进行检验,以确定单整阶数。(2)如上述检验结果表明两个序列同阶单整,则利用 EG 两步法检验城市化与城市建设用地间的协整关系,如两个序列非同阶单整,经过差分变换后再进行处理。(3)在城市化与城市建设用地之间存在协整关系的前提下,建立

误差修正模型,考察二者之间的短期动态关系。
(4)利用 Granger 因果关系检验来判断城市化与城市建设用地之间的因果关系。

2. 变量选取与数据来源

(1)城市化(UR)。测度城市化的指标有很多,包括城市化水平与城市化质量两大类。前者的测度指标体系较为成熟,后者的测度指标处于不断完善中。城市化水平测度指标分为单一指标法与复合指标法,其中采用城市人口占总人口的比重测度城市化水平的方法被世界各国广为采用,也有学者选取不同时期城市建设用地占土地总面积的比重或一定时期内非城市性地域(主要是农业用地)转变为城市性地域的比率来测度城市化水平。考虑到数据的可获取性及权威性,本文选取城市人口占总人口比重测度城市化水平。城市化水平数据来源于《中国统计年鉴2012》。我国政府对城市人口的统计范围不仅包括城市,还包括县城和建制镇,因此城市化也可以理解为城镇化。

中国1982—2011年城市化率变化趋势如图1。将1982—2011年分为2个时间段:第一阶段为1982—1995年,第二阶段为1996—2011年。第一阶段内,城市化率从21.13%提高到29.04%,提高了7.91%,年均城市化水平增长0.61%,该阶段仍存在着大量制度性障碍阻碍城市化进程;第二阶段内,随着农业机械化水平的提高,更多农村富余劳动力到城市工作、安家,以寻求更好的工作机会与更高的收入水平;地方政府逐渐放开对农民工的落户条件,推行户籍制度改革和公共服务的均等化,城市化水平进一步提高到51.27%,达到世界平均水平,城市化率年均提高1.39个百分点,表现出明显的加速特征。

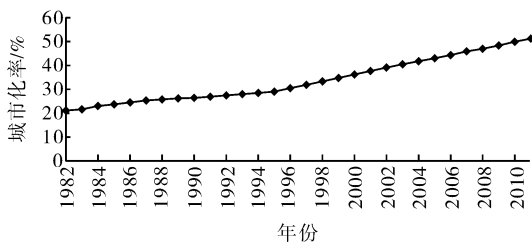


图1 中国大陆1982—2011年城市化率

(2)城市建设用地(LAND)。该变量选取城市建成区面积(km^2)作为测度指标,数据来源于《中国城市建设统计年鉴2011》。城市建成区是指一个市政区范围内经过征用的土地和实际建设发展起来的非农业生产建设的地段,包括市区集中连片的部分

以及分散在近郊区域与城市有密切联系,具有基本完善的市政公用设施的城市建设用地(如机场、污水处理厂、通讯设施等),建成区能客观反映城市建设发展在地域上的分布,标志着城市不同发展时期建设用地状况的规模和大小,因此选取建成区面积测度城市建设用地规模具有合理性。中国1982—2011年建成区面积变化趋势如图2,图2表明在研究期内,城市建设用地一直呈扩张态势,1982年全国建成区面积为7862.1 km^2 ,2011年扩张到43603.2 km^2 ,扩张了4.55倍,年均扩张率5.78%。将研究期分为3个时间段。第一阶段为1982—1992年,此时间段内,城市用地年均扩张率最高,达6.64%。第二阶段为1993—2004年,1992年,我国明确提出建立社会主义市场经济体制,2002年国土部出台《招标投标挂牌出让国有土地使用权规定》,但直到2004年8月31日,该规定并未得到切实执行。该时间段内,城市用地年均扩张率为5.66%。第三阶段为2005—2011年,该时间段内所有经营性土地必须实行招拍挂出让制度,经营性土地价格大幅度上涨,城市用地年均扩张率5.01%,比前2个时间段略有降低。

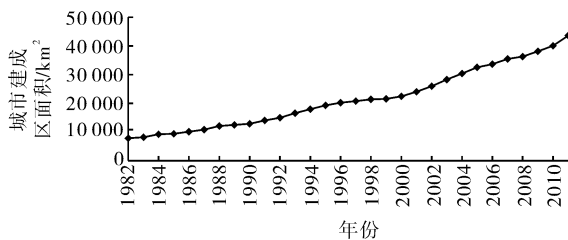


图2 中国大陆1982—2011年城市建成区面积

三、实证分析

为尽可能消除异方差,研究分别对UR和LAND 2个时间序列进行了对数化处理,新序列为 $\ln UR$ 和 $\ln LAND$,这样处理并不改变二者之间的关系。计量分析软件采用的是Eviews 6.0。

1. 平稳性检验

传统计量经济学方法适合处理平稳数据,而现实中时间序列与面板数据多存在着非平稳问题,如果直接对非平稳数据进行回归就可能导致伪回归,使得分析偏离正确的轨道,甚至失去意义。本文中使用的城市化($\ln UR$)与城市建设用地($\ln LAND$)均为时间序列数据,因此必须首先对这2个时间序列进行平稳性检验。

平稳性检验有很多方法,其中以单位根检验最为常用,研究选择单位根检验中的 ADF 检验和 PP 检验考察 lnUR 与 lnLAND 序列的平稳性,检验结果见表 1。

表 1 中的 ADF 和 PP 检验结果表明,即使在 10% 的显著性水平上,lnUR 与 lnLAND 序列的检验值也都大于临界值,即检验值的绝对值小于临界值的绝对值,而这 2 种检验方法均为左侧单侧检验,

因此检验结果为 lnUR 与 lnLAND 序列非平稳。lnUR 的一阶差分序列 dlnUR 的 ADF 与 PP 检验值的绝对值均大于 5% 显著性水平的临界值的绝对值,因此 dlnUR 在该显著性水平上平稳。dlnLAND 序列的 ADF 检验与 PP 检验结果支持该序列在 1% 显著性水平上平稳。因此 lnUR 和 lnLAND 序列都是一阶单整序列,即 $\ln UR \sim I(1)$, $\ln LAND \sim I(1)$ 。

表 1 变量的单位根检验结果

变量	ADF 检验			PP 检验		
	检验值(C,T,L)	临界值	结论	检验值(C,T,L)	临界值	结论
lnUR	-0.133(C,0,1)	-2.625 *	非平稳	-0.109(C,0,3)	0.213 *	非平稳
dlnUR	-3.169(C,0,0)	-2.972 **	平稳	-3.327(C,0,3)	-2.972 **	平稳
lnLAND	-2.461(C,T,1)	-3.225 *	非平稳	-2.155(C,T,2)	-3.222 *	非平稳
dlnLAND	-4.980(C,0,0)	-3.689 ***	平稳	-5.024(C,0,2)	-3.689 ***	平稳

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。dlnUR、dlnLAND 为 lnUR、lnLAND 序列的一阶差分序列;(C,T,L) 表示 ADF 检验时包含常数项、时间趋势项和滞后阶数,滞后阶数由 EViews6.0 软件根据 SIC 准则自动给出;括号中的百分比为检验的显著性水平;(C,T,B) 表示 PP 检验时包含常数项、时间趋势项和采用 Bartlett kernel 估计方法时根据 Andrews Bandwidth 选择的带宽。

2. 协整关系检验

时间序列通常非平稳,经济领域的变量多为一阶单整序列,少部分变量为二阶单整序列,ADF 检验和 PP 检验结果表明 lnUR 与 lnLAND 序列即为一阶单整序列。在此条件下,如果直接对这 2 个序列进行回归分析,仍然可能是伪回归,若同阶单整序列间存在协整关系,回归结果则变得有意义。因此在对非平稳的时间序列进行回归分析时,除进行单位根检验外,还须进行协整关系检验。

Engle 和 Grange 指出两个或多个非平稳的时

间序列的线性组合可能是平稳的,假如这样一种平稳的或 $I(0)$ 的线性组合存在,这些非平稳(有单位根)时间序列之间被认为具有协整关系^[19]。协整关系检验主要有 2 种方法:EG 两步法与 JJ 检验法,前者基于残差进行检验,后者基于回归系数进行检验,研究选取 EG 两步法对 lnUR 与 lnLAND 之间的协整关系进行考察。

首先,将城市建设用地作为被解释变量,以城市化作为解释变量进行回归分析,得到回归方程:

$$\ln LAND = 3.65 + 1.79 \ln UR + [AR(1) = 1.44] + [AR(2) = -0.58]$$

(1)

$$t = (5.85) \quad (10.36) \quad (8.33) \quad (-3.32)$$

$$AdjR^2 = 0.996, F = 2249.56, DW = 2.34$$

式(1)各回归系数的 t 值及整个模型的 F 值的 P 值均低于 1%,因此各回归系数的 T 统计量和 F 统计量高度显著,整体拟合优度达到 0.996,DW 值为 2.34,残差不存在自相关,回归结果较为满意。

其次,令 e_t 表示回归方程(1)的残差,利用 ADF 法对残差进行平稳性检验。根据 EG 两步法原理,

如 e_t 平稳,则城市化水平与城市建设用地之间存在协整关系;反之,两变量间不存在协整关系。表 2 为 e_t 的 ADF 检验结果,检验结果表明在 1% 显著性水平上残差序列平稳。

EG 两步法检验结果表明,lnUR 与 lnLAND 间存在协整关系,即长期稳定的均衡关系。

表 2 回归残差 e_t 的 ADF 检验结果

序列	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	检验形式	检验结果
e_t	-5.304	-2.647	-1.953	-1.610	(0,0,5)	平稳

注:检验形式(0,0,5)表明在对残差序列进行平稳性检验时方程无常数项、无时间趋势项,滞后期由 EViews6.0 根据 SIC 准则自动给出。

EG 两步法检验结果表明 lnUR 与 lnLAND 序列间存在协整关系,即长期均衡关系。式(1)中城市化的建设用地弹性系数为 1.79,即长期内,城市化

水平每提高 1%,城市用地将扩张 1.79%,可见城市化对城市用地扩张的拉动作用非常大,原因在于:城市化水平的提高,主要表现在城市人口规模增加,为

满足新增人口生活、生产用地需求,城市必然不断向外扩张。

3. 误差修正模型

协整检验证明城市化与城市建设用地之间存在长期均衡关系,格兰杰表述定理表明,若两个变量协整,则二者之间的关系可由 ECM(误差修正模型)表述^[20],为考察变量之间的短期动态关系,应建立误差修正模型。 $\ln UR$ 和 $\ln LAND$ 的误差修正模型如下:

式(2)与式(3)中 ECM_{t-1} 为误差修正项。式(2)中各回归系数 T 统计量均在 5%水平上显著,

$$\begin{aligned} \ln LAND &= 1.59 \ln UR - 0.368 ECM_{t-1} + 0.70 AR(1) \\ t &= (4.10) \quad (-2.68) \quad (4.93) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Adj\ R^2 &= 0.25; \quad Log\ likelihood = 61.15; \quad DW = 1.51; \quad AIC = -4.15; \quad SIC = -4.01 \\ \ln UR &= 0.02 + 0.14 \ln LAND - 0.01 ECM_{t-1} + 0.64 AR(1) \\ t &= (3.21) \quad (1.94) \quad (-0.09) \quad (3.81) \end{aligned}$$

$$Adj\ R^2 = 0.26; \quad F = 4.10; \quad Prob. = 0.018; \quad DW = 1.71$$

式(3)模型的拟合优度为 0.26, F 值为 4.10,显著性水平为 0.018, DW 值为 1.71,无自相关,除误差修正项回归系数的 t 值不显著,其余变量的 P 值均低于 0.07,表明模型对数据拟合的结果在可接受范围内。 $\ln LAND$ 的回归系数为 0.14,表明短期内城市用地的扩张有利于城市化进程,城市用地每扩张 1%,将促进城市化水平提升 0.14%,虽然这种影响很小,但城市用地扩张对城市化促进作用不容忽视。城市化水平的提升需要相关配套制度的改革,也需要大量资金对城市基础设施进行改造和完善,城市用地扩张仅是城市化的必要条件,而不是充分条件。此外,式(3)中的城市建设用地变量仅考虑其规模,并未将新增城市用地(包括增量或存量建设

DW 值表明不存在自相关, AIC 值、 SIC 值分别为 -4.15 与 -4.01 ,模型整体效果较好。式(2)中 $\ln UR$ 项系数为 1.59,表明短期内,城市化率每提高 1%,将推动城市用地扩张 1.59%,城市化对城市用地扩张的短期影响略小于长期影响,在长期内还将进一步释放,最终使得城市用地扩张 1.79%。式(2)中误差修正项系数为 -0.368 ,其 P 值为 0.013,在 2%显著性水平上显著,符合反向修正机制,表明城市用地在上期偏离均衡的部分或波动将在本期会有 36.8%被调整到均衡状态。

用地)通过招拍挂市场出让方式对城市财政的收入贡献纳入方程,可能导致在估计城市用地扩张对城市化的影响时偏小。最后,虽然式(3)误差修正项系数为负,符合反向修正机制,但数值较小,仅为 -0.01 ,统计上不显著,表明城市化偏离均衡时,其与城市用地构成的系统并不能对偏离产生调节作用,完全需要系统外部力量进行调整。

4. Granger 因果关系检验

Granger 因果关系检验要求待检验序列必须平稳,不平稳序列可以通过差分或其他变换转为平稳序列后再进行检验,或者虽序列不平稳,但序列间存在协整关系,通过误差修正模型进行 Granger 因果关系检验。检验结果见表 3。

表 3 Granger 因果关系检验结果

原假设滞后阶数	dlnUR 不是 dlnLAND 的 Granger 原因			dlnLAND 不是 dlnUR 的 Granger 原因		
	F	$Prob.$	结论	F	$Prob.$	结论
1	5.067	0.033	拒绝	4.411	0.046	拒绝
2	2.203	0.134	接受	1.530	0.239	接受
3	0.838	0.490	接受	1.809	0.180	接受
4	1.860	0.167	接受	1.049	0.413	接受
5	7.936	0.001	拒绝	1.048	0.431	接受
6	5.520	0.009	拒绝	0.798	0.593	接受
7	3.581	0.057	接受	2.648	0.111	接受
8	8.724	0.026	拒绝	4.883	0.071	接受

注:检验结论在 5%显著性水平上得出。

由表 3 可知,在滞后 1 阶时,即短期内,城市化不是城市建设用地变化的 Granger 原因应该被拒绝,拒绝真实假设的概率低于 5%,城市建设用地变化不是城市化水平变化的 Granger 原因也应该被拒绝,即短期内城市化与城市建设用地变化互为

Granger 因。在滞后 2—4 阶时,城市化与城市建设用地之间统计上相互独立,二者互不为对方的 Granger 因。而在滞后 5—6 阶、8 阶时,即较长时期内,存在从城市化到城市建设用地扩张的 Granger 因, P 值均低于 0.03,即使在滞后 7 阶时,城市化不

是城市建设用地扩张的 Granger 因的 P 值也仅略高于 0.05, 为 0.057, 若将显著性水平设定为 6%, 也能够得到上述结论。在滞后 5—8 阶时, 城市化是城市用地扩张的 Granger 原因, 但城市建设用地扩张不是城市化水平提升的 Granger 原因。

Granger 因果关系检验结果表明: 短期内, 城市化与城市建设用地扩张互为 Granger 因; 长期内只存在从城市化到城市建设用地扩张的单向因果关系。式(2)与式(3)误差修正模型也支持上述结论。

四、结论与讨论

研究利用中国大陆 1982—2011 年数据, 采用时间序列数据分析方法, 对城市化与城市建设用地之间的关系进行了检验, 得到以下主要结论。

(1) 城市化与城市建设用地间存在协整关系, 即长期均衡关系。短期内, 城市化对城市建设用地扩张有正影响, 但力度低于长期影响, 表明城市化对城市用地扩张的影响需要经过一段时间才能完全释放。长期内, 城市化水平每提高 1%, 将推动城市用地扩张 1.79%, 城市化对城市用地的影响力度较大。无论长期与短期, 城市化都将推动城市用地扩张, 因此, 我国应实施节地型的城市化战略, 并形成一整套完备的政策体系, 以促进城市建设用地的集约利用, 严格控制城市向外围扩张。在城镇体系中, 大城市用地扩张速度快于中小城市与镇建设用地扩张速度, 但大城市人均建设用地规模低于中小城市及镇的平均水平, 显现出更高的经济集聚性, 应严格控制中小城市、县城及建制镇人均建设用地规模。在不同的主体功能区划内, 应实施差别化的城市用地扩张管控政策。

(2) 城市化与城市建设用地之间存在短期动态关系, 城市建设用地偏离均衡时, 下期将会有 36.80% 被调整到均衡状态。而城市化模型的误差修正系数为负, 统计上不显著, 偏离均衡时, 需要完全依赖外部力量对失衡进行调节。政府应对城市化进程进行干预, 城市化进程的实质是农村人口向城市转移的过程, 分为跨区域转移与就地城镇化, 但无论哪种转移方式, 农民都需要转变户籍, 享受到与城市居民同等的公共服务。由于我国长期实行城乡二元分割体制, 农村经济落后且中央财政转移支付力度不足, 农民享受不到与城市居民同等的公共服务, 因此, 城市化需要地方政府有足够财力解决农民身份转变所引起的养老、医疗、教育等成本。现阶段,

各级政府应积极推进财政体制改革, 推进公共服务的均等化, 促进半城市化问题尽快解决, 使农民工转变身份成为市民, 激励他们放弃农村承包地与宅基地, 减少农村建设用地面积, 积极稳妥推进城乡建设用地的增减挂钩。

(3) Granger 因果关系检验结果表明: 短期内, 城市化与城市建设用地互为 Granger 因果关系; 长期内, 城市化是城市建设用地变化的 Granger 原因, 反向关系得不到实证支持。从短期看, 地方政府, 尤其是城市政府依赖土地财政带动投资, 的确促进了城市化进程与经济发展, 但长期内, 依赖土地财政发展地方经济的模式不具有可持续性, 支撑城市化发展的因素仍然也必然是经济发展本身。首先, 中央政府应改革对地方官员的考核机制, 积极推动土地税制改革, 降低地方政府对土地财政的依赖, 使地方政府注意力转移到发展实体经济。实体经济发展起来, 有利于增加地方政府财力, 从而减少地方政府对土地的依赖。其次, 应改变政府职能, 建设服务型政府, 减少政府对经济的直接干预, 降低对财政收入的依赖。

上述结论建立在对中国大陆总体水平数据分析的基础上, 并没有考虑区域差异。我国东部、中部与西部地区之间, 即使省份或城市之间的发展差距十分明显, 处于不同经济发展阶段城市化与城市用地之间的关系可能存在差异, 进一步的研究可以基于全国省、市、自治区的面板数据分析城市化与城市建设用地的关系, 有助于制定出差别化的城市用地扩张管控政策。进一步的研究也可以考察发达国家的城市化经验以及与城市用地扩张的相关性, 预测中国大陆地区未来城市化与城市用地的发展趋势, 以制定相关政策。

参 考 文 献

- [1] 张占录. 北京市城市用地扩张驱动力分析[J]. 经济地理, 2009, 29(7): 1182-1185.
- [2] 宋金平, 赵西君, 王倩. 北京市丰台区土地利用变化及社会经济驱动力分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2008, 18(2): 171-175.
- [3] 邓胜华, 梅昀, 陈曲, 等. 基于对应分析的城市建设用地扩张研究——以武汉市为例[J]. 资源科学, 2010, 32(9): 1746-1751.
- [4] 梅昀, 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[J]. 中国土地科学, 2010, 24(2): 9-14.
- [5] 刘诗苑, 陈松林. 基于重心测算的厦门市建设用地时空变化驱动力研究[J]. 福建师范大学学报: 自然科学版, 2009, 25(2): 108-112.
- [6] 居玲华, 石培基, 邝广路, 等. 张掖绿洲耕地和建设用地变化驱

动力比较研究[J].水土保持通报,2009,29(5):156-159.

[7] 曹银贵,周伟,乔陆印,等.青海省 2000—2008 年间城镇建设用地变化及驱动力分析[J].干旱区资源与环境,2013,27(1):40-46.

[8] 苑韶峰,杨丽霞.建设用地与社会经济关系的局域空间计量分析——基于浙江省 69 县市的实证研究[J].中国土地科学,2013,27(6):79-85.

[9] 赵可,李平,张安录.经济增长质量对城市建设用地扩张的影响分析——基于全要素生产率视角[J].华中农业大学学报:社会科学版,2012(2):53-57.

[10] 赵可,张安录.城市建设用地、经济发展与城市化关系的计量分析[J].中国人口·资源与环境,2011,21(1):7-12.

[11] 蒋南平,曾伟.土地资源与城市化发展:理论分析与中国实证研究[J].经济学家,2012(4):52-62.

[12] 吴次芳,陆张维,杨志荣,等.中国城市化与建设用地增长动态关系的计量研究[J].中国土地科学,2009,23(2):18-23.

[13] 赵岑,冯长春.我国城市化进程中城市人口与城市用地相互关系研究[J].城市发展研究,2010,17(10):113-118.

[14] 梁进社,王旻.城市用地与人口的异速增长和相关经验研究[J].地理科学,2002,22(6):649-654.

[15] 李郇,陈刚强,许学强.中国城市异速增长分析[J].地理学报,2009,64(4):399-407.

[16] 杨艳昭,封志明,赵延德,等.中国城市土地扩张与人口增长协调性研究[J].地理研究,2013,32(9):1668-1678.

[17] 尹宏玲,徐腾.我国城市人口城镇化与土地城镇化失调特征及差异研究[J].城市规划学刊,2013(2):10-15.

[18] 郑蔚,梁进社,张华.中国省会城市紧凑程度综合评价[J].中国土地科学,2009,23(4):11-17.

[19] 高铁梅.计量经济分析方法与建模:EvIEWS 应用及实例[M].北京:清华大学出版社,2006.

[20] [美]达摩达尔·N·古扎拉蒂.计量经济学基础[M].4 版.费剑平,译.北京:中国人民大学出版社,2005.

An Empirical Analysis on Relationship between Urbanization and Urban Construction Land

——Based on Time Series Data from 1982 to 2011 in Mainland China

ZHAO Ke¹, ZHANG Xiong², ZHANG Bing-xin³

(1. School of Humanities and Law, Northeastern University, Shenyang, Liaoning, 110819;
2. Economic and Social Development Research Center of Ethnic Minority Areas of South-central University for Nationalities, Wuhan, Hubei, 430074;
3. Department of Management, Guangdong AIB Polytechnic College, Guangzhou, Guangdong, 510507)

Abstract The purpose of this study is to discuss the relationship between urbanization and urban land. Time serial analysis methods such as unit root test, co-integration test, error correction model, and Granger causality test were used to analyze the data of china from 1982 to 2011. The result shows that there was equilibrium between urbanization and urban land, and urbanization played a large role in urban land expansion because urban land would be sprawled by 1.79 percent if urbanization rate increased by 1 percent. Error correction model proved that 36.8 percent of deviation would be adjusted to equilibrium when urban land deviation from equilibrium happened, but urbanization couldn't be adjusted little to the equilibrium. Granger causality test showed that there existed Granger causality between urbanization and urban land mutually in short term, but there only existed Granger cause from urbanization to urban land expansion in long time. Firstly, strategy of land-saved-based urbanization should be implemented, and land per capita should be strictly controlled in medium and small cities, counties and towns. Secondly, the supporting measures should be perfected to actively solve the peri-urbanization and steadily promote urban land acquisitions for city development. Thirdly, differential policies for controlling urban land expansion should be implemented in principle function regions. Finally, local official assessment mechanism should be reformed to crack the dependence on land finance of local governments.

Key words land economy; urbanization; urban construction land; time series analysis