

湖北省城市土地集约利用与 社会经济因素的计量分析

徐小伟, 陈银蓉, 陈 昱

(华中农业大学 土地管理学院, 湖北 武汉 430070;
华中农业大学 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070)

摘 要:在测度 2001—2009 年湖北省城市土地集约利用水平的基础上,选取经济发展、人口增长和城市化率为社会经济因素,采用计量经济模型分析城市土地集约利用与社会经济因素的相互作用。结果表明:城市集约利用水平与经济发展、人口增长和城市化均为一阶单整序列;经济发展、人口增长、城市化和城市土地集约利用之间存在单项因果关系;城市土地集约度与社会经济因素之间存在长期的稳定关系,短期波动向长期均衡趋近的调整幅度达到 68.36%。因而,政府应采取长期和短期结合的策略,加大城市建设的投入,加强土地利用管理,提高城市土地集约利用水平,使经济和城市化有序发展。

关键词:土地集约利用;协整检验;Granger 检验;误差修正模型;湖北省

中图分类号:F301.24(263)

文献标识码:A

文章编号:1009-4210(2012)04-053-07

经济的快速增长和城市化进程的加快引致对土地的大量需求,进而占用城市周边大量耕地资源,城市建设用地扩张惊人,严重威胁我国粮食安全和生态安全。同时,在城市化过程中,城市的无序扩张及城市土地的粗放利用造成 40% 左右的城市土地被低效利用^[1]。因此探索城市化与土地集约利用的关系,协调经济发展和城市土地集约利用成为当今学者研究的重点课题之一^[2-5]。有学者采用回归分析方法分析城市化与城市土地集约利用程度的关联性^[6]、运用主成份分析方法分析城市化过程中城市土地利用集约度^[2]及选用计量经济模型分析城市土

地集约利用与经济发展关系^[7]。尽管简单的回归分析方法能够说明两变量之间的相关关系,但在未判断序列平稳性的前提下进行回归分析,可能会导致结果出现偏差,不能从本质上解释土地集约利用和社会经济因素之间的内在联系,而本文选用的动态计量经济模型能对两者之间的因果关系进行分析和验证。

近年来,湖北省作为中部发展最快的省份,经济发展迅速,城市化程度逐渐提高。处理好城市土地集约利用与经济发展、城市化的关系,关系到能否成功建设“两型”社会,发展可持续经济,因此为探析城

收稿日期:2012-03-12

基金项目:国家自然科学基金(70473029);国家社会科学基金(09BZZ024)

作者简介:徐小伟(1987—),男,硕士研究生,从事土地利用规划与土地经济研究。

通讯作者:陈银蓉(1963—),女,教授,从事土地法学与土地利用规划研究。E-mail:chyinrong@126.com

市土地集约利用与人口增长、经济发展水平、城市化的内在联系,利用计量经济模型进行实证分析,以期由政府制定相应政策,编制土地利用规划和城市规划提供参考。

1 研究方法

传统的研究方法是将城市土地集约度进行计算并用人口增长、经济发展水平、城市化率等因素作为自变量进行回归分析,进行回归分析的前提是各时间序列变量须是平稳序列,否则,将会产生“伪回归”,进而导致错误的结论。近年发展起来的协整理论为解决此类问题提供了有利的工具,其分析主要包括平稳性检验、协整关系检验、Granger 因果关系检验、误差修正模型的建立 4 个步骤。本文将借助 Eviews 6.0 软件,利用协整理论分析湖北省城市土地集约度与人口增长、经济发展水平、城市化的内在联系。

1.1 平稳性检验

在进行协整关系检验前,为避免序列的非平稳性给研究结论带来的不利影响,采用 ADF 检验方法对各序列做平稳性检验,通常对序列的 ADF 检验的一般形式为^[8]:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

式中: Y_t 为待检验的时间序列; α 为常数项; β 为时间效应; γ 为前期 Y 的大小对 ΔY_{t-1} 的影响; t 为时间趋势; P 为滞后值; ϵ_t 为随机误差项。

根据 t 统计值来判定序列有无单位根,从而判定序列的平稳性。若序列平稳,记为 $I(0)$;若序列经过一次差分后变为平稳序列,则称该序列为一阶单整序列,记作 $I(1)$;若序列经过 d 次差分后变为平稳序列,则称该序列为 d 阶单整序列,记作 $I(d)$ 。

1.2 协整检验

协整是指两个或两个以上同阶单整的非平稳时间序列的线性组合是平稳时间序列,则这些变量之间的关系就是协整的^[9]。本文采用常用的基于回归

残差的 EG 检验法,具体步骤如下:

(1)若 m 个时间序列 Y_{1t} 和 $Y_{2t} \cdots Y_{mt}$ 同为 d 阶单整序列,则建立回归方程

$$Y_{1t} = \beta_2 Y_{2t} + \beta_3 Y_{3t} + \cdots + \beta_m Y_{mt} + \mu_t \quad (2)$$

模型估计的残差为:

$$\hat{\mu}_t = Y_{1t} - \hat{\beta}_2 Y_{2t} - \hat{\beta}_3 Y_{3t} - \cdots - \hat{\beta}_m Y_{mt} \quad (3)$$

(2)运用 ADF 检验法检验残差序列 $\hat{\mu}_t$ 是否平稳,若平稳,则可以确定回归方程中的 m 个变量之间不存在协整关系,否则变量之间不存在协整关系。

1.3 Granger 因果检验

协整分析得出的经验方程只表示变量之间存在某种因果关系,但是不能得出变量之间因果关系的方向。为此,笔者选用 Granger 因果检验法分析变量间的内在联系,其模型如下:

$$y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} x_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$x_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} y_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

若 β_{1i} 显著不为 0,则表明 x 是 y 的 Granger 因;若 β_{2i} 显著不为 0,则表明 y 是 x 的 Granger 因;若 β_{1i} 和 β_{2i} 都显著不为 0,则表明 x 与 y 之间是互动关系,存在反馈作用。

1.4 误差修正模型

误差修正模型中如果非平稳变量之间存在协整关系,则必然可以建立误差修正模型,即

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + recm_{t-1} + \epsilon_t \quad (0 < r < 1) \quad (6)$$

式中: y_t 、 x_t 为待检验序列; $recm_{t-1}$ 称为误差修正项; ϵ_t 为随机误差。

2 研究区概况及数据说明

2.1 研究区概况

湖北省位于我国中南部、长江中游,作为中部地区的农业大省和全国粮食主产区,在协调耕地保护和社会经济发展之间的关系方面具有重要的责任和

历史使命。全省总人口从 2001 年的 5 974.56 万增长到 2009 年的 6 141.88 万;城市化率从 2001 年的 40.80% 增长到 2009 年的 46.00%;全省生产总值从 2001 年的 3 880.53 万亿元增长到 2009 年的 12 961.10 万亿元。

2.2 数据来源及说明

所用数据来源于《2010 年湖北省统计年鉴》、《新中国 55 年统计资料汇编》、《2010 中国统计年鉴》及《2010 中国城市统计年鉴》。为消除异方差性以及使模型更有实际意义,本文对所有数据均进行对数变换^[10],分别将城市土地集约度、经济发展、人口增长、城市化记为 $\ln ULIU$ 、 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 、 $\ln UR$ 。

(1) 城市土地集约利用水平。根据城市土地集约利用的内涵及影响因素,遵循指标的科学性、系统性和可获取性的原则,通过对国内外相

关学者^[1,5,11-13]对城市土地集约利用理论以及评价方法的学习,构建了由土地投入水平、土地利用程度、土地利用效率和土地利用可持续度 4 个指标层、16 个因素层组成的评价指标体系。具体指标包括地均固定资产投资、人均道路与广场用地面积、城市人口用水普及率、城市人均住宅面积、每万人拥有公共车辆数、城市建城区人口密度、人均建设用地面积、单位面积职工人数、地均 GDP、地均财政收入、地均社会消费品零售总额、地均工业总产值、建城区绿地覆盖率^[14]、人均公共绿地面积、工业废水排放达标率、工业二氧化硫排放量。因选取的因素较多,经检验,各因素间存在较严重的共线性,因此本文选取主成分分析法确定评价指标体系权重,并利用综合得分值法计算每年各主成分得分^[15,16],进而得出 2001—2009 年湖北省城市土地集约利用度(表 1)。

表 1 湖北省 2001—2009 年城市土地集约利用度

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
集约度	65.40	67.80	68.57	63.00	65.96	68.67	74.20	80.04	85.85	103.00

(2) 城市化水平。城市化主要体现在城镇的发展壮大,人口由农村向城镇转移、城镇规模扩大的过程。关于衡量城市化水平,学者们提出许多不同的观点,但大多数是采用人口角度的衡量方法,因此,本文研究的城市化水平用城市化率表示,即城镇人口占总人口的比重。

3 实证分析

3.1 平稳性检验

本文采用 ADF 检验方法,运用 Eviews6.0 软件对 $\ln ULIU$ 、 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 的平稳性进行检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 各变量平稳性检验结果

变量	ADF 统计量值	检验形式(C, T, L)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
$\ln ULIU$	-1.229 2	(C, T, 1)	-6.292 1	-4.450 4	-3.701 5	非平稳
$\ln PG$	0.024 2	(C, N, 0)	-4.582 6	-3.321 0	-2.801 4	非平稳
$\ln PL$	-2.005 9	(C, N, 0)	-6.292 1	-4.450 4	-3.701 5	非平稳
$\ln UR$	-2.755 8	(C, T, 1)	-6.292 1	-4.450 4	-3.701 5	非平稳
$\Delta \ln ULIU$	-4.621 2	(C, T, 0)	-6.292 1	-4.450 4	-3.701 5	平稳
$\Delta \ln PG$	-9.108 9	(C, T, 4)	-6.292 1	-4.450 4	-3.701 5	平稳
$\Delta \ln PL$	-1.841 3	(N, N, 0)	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	平稳
$\Delta \ln UR$	-7.375 8	(C, T, 1)	-7.006 3	-4.773 2	-3.877 7	平稳

注: Δ 表示一阶差分; (C, T, L) 中, C 表示截距项, T 表示趋势项, L 表示滞后阶数; N 表示不包含截距项或趋势项; 滞后阶数 L 由 Eviews 6.0 软件根据 SCI 准则确定。

由平稳性检验结果可知, $\ln ULIU$ 、 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 的 ADF 统计量值分别为 $-1.229\ 2$ 、 $0.024\ 2$ 、 $-2.005\ 9$ 和 $-2.755\ 8$, 在 10% 的显著性水平下, 临界值分别为 -3.7015 、 $-2.801\ 4$ 、 $-3.701\ 5$ 和 $-3.701\ 5$ 。可以看出, ADF 统计量值均大于临界值, 从而不能拒绝存在单位根的原假设, 即 $\ln ULIU$ 、 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 为非平稳序列。对 4 个序列做一阶差分处理, 差分后的序列分别记为 $\Delta \ln ULIU$ 、 $\Delta \ln PG$ 、 $\Delta \ln PL$ 和 $\Delta \ln UR$, 差分后序列的 ADF 统计量值分别为 $-4.621\ 2$ 、 $-9.108\ 9$ 、 $-1.841\ 3$ 和 $-7.375\ 8$ 。 $\Delta \ln ULIU$ 、 $\Delta \ln PG$ 和 $\Delta \ln UR$ 均小于 1% 显著性水平的临界值, $\Delta \ln PL$ 小于 7% 的显著性水平下临界值, 可知一阶差分后的序列为平稳序列, 即 $\ln ULIU - I(1)$, $\ln PG - I(1)$, $\ln PL - I(1)$, $\ln UR - I(1)$ 。

3.2 协整检验

平稳性检验证明 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 、 $\ln UR$ 和 $\ln ULIU$ 均为一阶单整序列, 可以进行协整检验分析。为探索城市土地集约度与经济发展、人口增长和城市化率之间的长期均衡关系, 采用“E-G”两步法对回归残差进行检验。然而, 经济变量变化趋势往往具有“共向性”存在, 从而引起共线性, 因此有必要首先对 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 进一步做共线性诊断(表 3)。

表 3 变量多重共线性诊断

自变量	共线性指标	
	VIF	CI
$\ln PG$	142.088 9	1.000 0
$\ln PL$	10.281 7	4.081 1
$\ln UR$	197.798 3	31.183 2

结合 VIF 和 CI, 由表 3 可知, 解释变量之间存在严重的多重共线性^[17]。如果直接进行回归, 会导致增大最小二乘法估计的方差, 使得回归模型缺乏稳定性或导致与实际经济意义不符, 而如果通过剔除变量的方法消除共线性, 会使研究失去意义。因此, 本研究通过主成分回归法来解决这一问题。

首先对对数化后变量做标准化处理, 采用主成分分析, 对 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 提取主成分(表 4)。

表 4 特征根及各主成分贡献率

主成分	特征根	初始特征根		
		方差贡献差	贡献率/%	累计贡献率/%
1	2.827 3	2.657 5	94.24	94.24
2	0.169 8	0.166 9	5.66	99.90
3	0.002 9		0.10	100

第一个特征根所对应的累计方差贡献率虽已达到 94.24%, 但为了研究更加精确可靠, 保留前两个主成分。第一个特征根对应的单位特征向量 $u_1 = (0.583\ 5, 0.562\ 4, 0.585\ 8)$, 第二个特征根对应的单位特征向量 $u_2 = (-0.432\ 4, 0.825\ 8, -0.362\ 1)$, 前两个主成分可分别表示为:

$$Z_1 = 0.583\ 5\ln PG + 0.562\ 4\ln PL + 0.585\ 8\ln UR \quad (6)$$

$$Z_2 = -0.432\ 4\ln PG + 0.825\ 8\ln PL - 0.362\ 1\ln UR \quad (7)$$

然后运用普通最小二乘法对 $\ln ULIU$ 和 Z_1 、 Z_2 进行回归可得:

$$\ln ULIU = 0.507\ 2Z_1 - 0.190\ 5Z_2 + e_t \quad (8)$$

运用 SAS 软件进行回归分析, 并用 t 检验法做显著性检验, 可以得到变量 Z_1 、 Z_2 的标准误差分别为 0.024 4、0.073 6, t 检验值分别为 20.797 3、 $-2.588\ 5$, 拟合系数 R^2 为 0.909 2。运行结果显示, 模型拟合优度较好, 参数显著性为极显著。进而将 Z_1 、 Z_2 代入主成分回归模型, 可得最终模型为:

$$\ln ULIU = 0.378\ 4\ln PG + 0.128\ 0\ln PL + 0.366\ 1\ln UR + e_t \quad (9)$$

令 $e_t = \ln ULIU - 0.378\ 4\ln PG - 0.128\ 0\ln PL - 0.366\ 1\ln UR$, 则 e_t 为回归方程的残差序列, 对残差序列 e_t 做平稳性检验, 检验结果如表 5 所示。

表 5 变量协整回归方程残差序列平稳性检验结果

变量	ADF 统计量值	检验形式(C,T,L)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
e_t	-2.9955	(N,N,0)	-3.0074	-2.0212	-1.5979	平稳

由表 5 可知,残差序列 ADF 统计量为 -2.995 5,小于 5%显著性水平临界值 -2.021 2,可以得出残差序列为平稳序列的结论,说明湖北省 $\ln ULIU$ 与 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 存在协整关系,即长期均衡的稳定关系。

由回归方程可以看出, $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 对 $\ln ULIU$ 具有正向的促进作用: $\ln PG$ 每增加 1 个百分点, $\ln ULIU$ 会增加 0.378 4 个百分点,说明湖北省为提高城市土地集约利用水平的资金投入已经取得了显著的成效; $\ln PL$ 每增加 1 个百分点, $\ln ULIU$ 会增加 0.128 0 个百分点,人口的增长并没有导致城市土地集约利用度的下降,说明城市发展模式已经开始由外延扩张向内涵挖潜转变,而不是简单地靠大量扩张城市土地来满足人口增长的需要; $\ln UR$

每增长 1 个百分点, $\ln ULIU$ 会增加 0.362 1 个百分点,说明城市化进程的加快并没有导致城市建设用地的无序扩张,湖北省实施的一系列旨在促进城市土地集约度提高的政策措施已经起到了积极的作用。

从长期来看,加快农村剩余劳动力的转移,促进城市化率的提高,加大城市建设资金的投入,满足城市发展的需要,将会是提高城市土地集约利用度的重要切入点。

3.3 Granger 因果关系检验

为更好的揭示 $\ln ULIU$ 、 $\ln PG$ 、 $\ln PL$ 和 $\ln UR$ 之间是否存在实质上的因果关系,采用 Granger 因果检验进行分析,检验结果如表 6 所示。

表 6 变量 Granger 因果检验结果

变量	原假设	滞后阶数	F 统计量	概率
$\ln UR \rightarrow \ln ULIU$	$\ln UR$ 不是 $\ln ULIU$ 的 Granger 原因	2	1 192.33	0.000 8
$\ln ULIU \rightarrow \ln UR$	$\ln ULIU$ 不是 $\ln UR$ 的 Granger 原因	2	0.870 9	0.534 5
$\ln PG \rightarrow \ln ULIU$	$\ln PG$ 不是 $\ln ULIU$ 的 Granger 原因	2	14.980 2	0.062 6
$\ln ULIU \rightarrow \ln PG$	$\ln ULIU$ 不是 $\ln UL$ 的 Granger 原因	2	3.222 2	0.236 8
$\ln PL \rightarrow \ln ULIU$	$\ln PL$ 不是 $\ln ULIU$ 的 Granger 原因	2	11.970 3	0.077 1
$\ln ULIU \rightarrow \ln PL$	$\ln ULIU$ 不是 $\ln PL$ 的 Granger 原因	2	0.380 4	0.724 4
$\ln PG \rightarrow \ln UR$	$\ln PG$ 不是 $\ln UR$ 的 Granger 原因	2	2.220 9	0.310 5
$\ln UR \rightarrow \ln PG$	$\ln UR$ 不是 $\ln PG$ 的 Granger 原因	2	6.925 2	0.126 2
$\ln PL \rightarrow \ln UR$	$\ln PL$ 不是 $\ln UR$ 的 Granger 原因	2	3 352.79	0.000 3
$\ln UR \rightarrow \ln PL$	$\ln UR$ 不是 $\ln PL$ 的 Granger 原因	2	0.874 6	0.533 4
$\ln PL \rightarrow \ln PG$	$\ln PL$ 不是 $\ln PG$ 的 Granger 原因	2	27.373 7	0.035 2
$\ln PG \rightarrow \ln PL$	$\ln PG$ 不是 $\ln PL$ 的 Granger 原因	2	2.052 5	0.327 6

Granger 因果检验结果显示,在 1%的显著性水平下,城市化是城市土地集约利用的 Granger 原因;在 7%的显著性水平下,经济发展是城市土地集约利用的 Granger 原因;在 8%的显著性水平下,人口增长是城市土地集约利用的 Granger 原因。而城市

土地集约利用却不是经济发展、人口增长和城市化的 Granger 原因,即经济发展、人口增长、城市化和城市土地集约利用度之间存在单向因果关系。

随着经济发展水平的提高,政府将更多的人力、物力和财力来改善人民生活条件、提高城市基础设施

施完备度、美化城市环境、调整土地利用结构,从而使得城市土地集约利用度逐步提高,而城市土地集约利用度提高给经济发展带来的促进作用,如投资环境改善带来的经济效益的提高等却需要较长时间才能显现。在经济发展与城市化的因果关系上,城市化对经济发展的带动作用较经济发展对城市化的带动作用更为明显,说明政府应进一步加大投资,使经济发展的成果惠之于民;人口增长显著地带动了城市化率的提高,反之则不成立,说明越来越多的农村剩余劳动力开始转移至城市,这也说明政府应继续关注城市居住、就业、基础设施建设以及环境保护等问题;人口增长显著地促进了经济的发展,说明目前湖北省经济的发展仍然是靠劳动力的增加来带动,大部分产业仍属于劳动密集型产业,而政府应升级产业结构,加大对新技术的投入力度,引进高新技术产业,促使经济发展方式从劳动密集型向技术密集型和资本密集型转变,增加经济发展的后劲和活力,促进经济的健康协调发展。

3.4 误差修正模型

协整检验已经证明了湖北省城市土地集约利用度与经济发展、人口增长、城市化率之间存在(1,1)协整关系,可知前一期非均衡误差为:

$$e_{t-1} = \ln ULIU_{t-1} - 0.3784 \ln PG_{t-1} - 0.1280 \ln PL_{t-1} - 0.3661 \ln UR_{t-1} \quad (10)$$

将其带入误差修正模型,并应用最小二乘法估计其参数,可得到城市土地集约度和经济发展、人口增长、城市化率之间的误差修正模型:

$$\Delta \ln ULIU_t = 0.4766 \Delta \ln PG_t - 0.4090 \Delta \ln PL_t + 0.2145 \Delta \ln UR_t - 0.6836 e_{t-1} \quad (11)$$

误差修正项系数为-0.6836,说明误差反向修正机制成立,湖北省城市土地集约度与经济发展、人口增长、城市化之间存在长期的稳定关系,但是短期内会偏离这种均衡,当期偏离程度的68.36%将在下一期被修正。 $\Delta \ln PL$ 的系数为负数,说明短期内,人口的增长会导致城市土地集约利用度的降低。

经济发展和城市化对城市土地集约利用度的提高虽然有正向促进作用,但是未通过显著性检验,说明短期内,对城市建设的投入以及城市人口的大量增加对城市土地集约利用的提高作用并不能马上体现,如果政府缺乏长远考虑,则较易忽视对城市建设的投入以及对农村剩余劳动力的转移。

4 结论与政策启示

(1)城市土地集约利用度与经济发展、人口增长和城市化率均为一阶单整序列。

(2)经济发展、人口增长、城市化和城市土地集约利用度之间存在单向因果关系。

(3)城市土地集约利用度与经济发展、人口增长和城市化率之间存在协整关系,即长期均衡的稳定关系,短期内会偏离这种均衡。

上述结论表明,在一个长期过程中,城市化、经济水平的发展和人口的增加都能提高湖北省城市土地集约利用水平,但是短期内的人口增加会降低城市土地集约利用水平,而政府财政投入效果在短期内不能显现,需要经过一个长期的过程。因此,在推进城市化的进程中,政府在积极推动农村劳动力转移的同时应制定相应政策应对城市人口的急剧增加。在处理经济发展和城市土地集约利用的关系上,政府应该具有长远眼光,采取长期、有效的投资;制定科学合理的土地利用总体规划和城镇规划,有效控制城市建设用地,提高土地利用强度;升级产业结构,积极引进高新技术产业;注重城市内涵的发展,注重企业集聚发展,优化城市土地布局,促进单位土地收益的增加,提高土地集约利用水平。

参考文献:

- [1] 吴郁玲,曲福田.中国城市土地集约利用的影响机理:理论与实证研究[J].资源科学,2007,29(6):106—113.
- [2] 潘竟虎,石培基,董晓峰.甘肃省城市化发展与土地集约利用研究[J].干旱区域资源与环境,2008,22(4):28—33.

- [3] 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.
- [4] 王筱明,吴泉源. 城市化建设与土地集约利用[J]. 中国人口·资源与环境, 2001, 11(52): 5—6.
- [5] 潘竟虎,郑凤娟,杨东. 甘肃省土地集约利用与经济发展的时空差异分析[J]. 资源科学, 2011, 33(4): 684—689.
- [6] 王丽娟. 城市化进程中的城市土地集约利用研究——以江苏省南京市为例[D]. 南京:南京农业大学, 2006.
- [7] 何萍. 城市土地集约利用与经济发展关系实证研究——以四川省为例[D]. 雅安:四川农业大学, 2011.
- [8] 叶浩,濮励杰. 江苏省耕地面积变化与经济成长的协整性与因果关系分析[J]. 自然资源学报, 2007, 22(5): 766—744.
- [9] 张龙. 计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社, 2010.
- [10] 胡伟艳,张安录. 人口城镇化与农地非农化的因果关系——以湖北省为例[J]. 中国土地科学, 2008, 22(6): 33—35.
- [11] 夏燕榕,曲福田,姜海,等. 基于集约评价的城市开发区规模计量研究——以南京市省级以上开发区为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(2): 37—42.
- [12] 王家庭,张换兆. 动态空间城市化与土地集约利用模型的构建[J]. 山西财经大学学报, 2007, 29(7): 10—16.
- [13] 姜海,曲福田. 县域建设用地集约水平影响因素计量分析——以江苏省为例[J]. 中国土地科学, 2008, 22(8): 4—10.
- [14] 朱天明,杨桂山,苏伟忠,等. 兴化市小城镇土地集约利用综合评价研究[J]. 长江流域资源与环境, 2010, 19(1): 24—29.
- [15] 卢纹岱. SPSS for Windows 统计分析[M]. 北京:电子工业出版社, 2004.
- [16] 缪仁炳,徐朝晖. 信息能力国际比较的主成分分析法[J]. 数理统计与管理, 2002, 21(2): 1—5.
- [17] 陈昱,陈银蓉,马文博. 基于 Logistic 模型的水库移民安置区居民土地流转意愿分析——四川、湖南、湖北移民安置区的调查[J]. 资源科学, 2011, 33(6): 1 178—1 185.

Econometric Analysis of Urban Land Intensive Use and Socio-Economic Factors in Hubei Province

XU Xiao-wei, CHEN Yin-rong, CHEN Yu

(College of Land Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;
Hubei Rural Development Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: Based on the measurement of the urban land intensive utilization of Hubei Province during 2001 to 2009, using economic development, population increase and urbanization level as socio-economic factors, this paper employs the method of econometrics model to analyze the interaction between urban land intensive utilization and socio-economic factors. The results show that urban land intensive utilization, economic development, population increase and urbanization level are of the first-order sequence, that there is a single causal relation between the economic development, population increase and urbanization level and the urban land intensive utilization, and that there is a long-term stable relationship between the urban land intensive utilization and socio-economic factors, the range of short term equilibrium close to long term equilibrium being 68.36%. Therefore, it is necessary for the government to take both short-term and long-term measures, such as increasing urban construction cost, strengthening management for land utilization, improving the urban land intensive utilization, to make the gross regional product and urbanization develop constantly.

Key words: land intensive use; co-integration test; Granger test; error correction model; Hubei Province