

# 安徽省城镇化与耕地利用集约化的动态响应关系

吴 红<sup>1</sup>, 张晓玲<sup>2</sup>

(1. 安徽机电职业技术学院, 芜湖 241002; 2. 中国土地勘测规划院, 北京 100035)

**摘 要:** 为分析城镇化与耕地利用集约化的动态关系, 促进新型城镇化与农业现代化协调发展, 该文在构建城镇化与耕地利用集约化动态响应关系理论框架的基础上, 基于传统农区安徽省 1998—2014 年相关数据, 建立向量自回归 (vector autoregression VAR) 模型, 检验两者之间的协整关系, 并在此基础上运用脉冲响应分析和方差分解分析城镇化与耕地利用集约化的互馈关系。结果表明, 复种指数对城镇人口比例冲击的响应先为负向后为正向, 贡献率为 14.4%; 对二三产业比例和土地城镇化则均产生负向响应, 并呈先增加后减少的趋势, 贡献率分别为 10.4%、15.6%。化肥投入对城镇人口比例的冲击产生正向的响应, 贡献率为 12.1%; 对二三产业比例有正向和负向响应, 反应强度先增加后减少, 解释水平为 1.2%; 对土地城镇化产生先增加后趋于平稳的负向响应, 贡献率为 22.3%。农业机械总动力对城镇人口比例的反应为正向的先增加后趋于平稳, 贡献率为 20.3%; 对二三产业比例的负向响应的解释水平为 2.4%; 对土地城镇化的冲击呈现负向增加的响应, 且贡献率高达 66.3%。总体来看, 城镇化水平的提高对耕地利用集约化有正向推动作用, 但集约化需要适度发展, 过快的城镇化不利于可持续集约化的实现; 耕地利用集约化对城镇化的影响程度相对较低, 说明耕地集约利用水平的提高仅可在一定程度上支持城镇化的发展。

**关键词:** 土地利用; 整治; 模型; 城镇化; 耕地利用集约化; VAR 模型; 脉冲函数

doi: 10.11975/j.issn.1002-6819.2017.12.034

中图分类号: F301.21

文献标志码: A

文章编号: 1002-6819(2017)-12-0262-08

吴 红, 张晓玲. 安徽省城镇化与耕地利用集约化的动态响应关系[J]. 农业工程学报, 2017, 33(12): 262—269. doi:

10.11975/j.issn.1002-6819.2017.12.034 <http://www.tcsae.org>

Wu Hong, Zhang Xiaoling. Dynamic response relationship between urbanization and cultivated land use intensification in Anhui province[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE), 2017, 33(12): 262—269. (in Chinese with English abstract) doi: 10.11975/j.issn.1002-6819.2017.12.034 <http://www.tcsae.org>

## 0 引 言

当前, 中国的城镇化已迈入快速发展轨道, 并促使土地利用在深度和广度上呈现剧烈转型<sup>[1-2]</sup>。尤其城镇化带来的建设用地急剧扩张导致耕地面积不断减少, 影响农业供给侧结构变动<sup>[3]</sup>, 给粮食安全带来巨大挑战<sup>[4]</sup>。在耕地数量不断减少的形势下, 耕地利用集约化可以带来明显的单位面积产量增加<sup>[5-6]</sup>, 在满足粮食需求刚性增长中扮演着重要的角色<sup>[7-10]</sup>。因此, 耕地利用集约化成为中国在人地矛盾尖锐、粮食安全压力下的最佳选择。然而, 快速的经济社会发展进程中, 城镇化与耕地利用集约化的关系是怎样的? 在经济“新常态”、农业现代化、新的消费结构与需求等新形势下, 城镇化与耕地利用集约化的良好互动关系已然成为协调经济社会发展与粮食安全的关键。

目前, 相关研究主要集中在城镇化对耕地集约利用的影响机制<sup>[11-12]</sup>, 城镇化与耕地集约利用的时空差异分析<sup>[13-14]</sup>等方面。彭冲等认为新型城镇化对土地集约利用有显著的正向影响<sup>[1]</sup>; 朱莉芬等以中国东部 14 省 (市) 为

例实证了城镇化对耕地的影响, 认为总体经济增长是影响耕地变化的主要因素, 城镇化对耕地减少起到一些缓解的作用<sup>[15]</sup>。然而, 郭丽英等通过对环渤海地区耕地变化动态特征的定量分析, 发现随着城镇化进程不断加快, 耕地非农化及其利用非粮化呈现加剧趋势<sup>[16]</sup>。此外, 有研究表明城镇化与化肥的使用强度呈正相关, 城镇化带来农业生产中农药化肥使用增加, 产生了一系列负面环境效应<sup>[17-19]</sup>。可见, 城镇化与耕地利用集约化之间不一定是必然的因果关系。然而, 关于两者动态响应关系的机理剖析与量化研究仍相对较少, 有必要在明确二者互馈机制的基础上开展深入的系统分析, 为解析新型城镇化背景下的土地利用问题、推动五化协同提供科学依据。

安徽省地跨长江、淮河南北, 是中国中部的农业大省, 属于典型的传统农区。近年来, 安徽经济快速增长、城镇化快速发展, 城镇人口的比例从 1998 年的 22.3% 增加到 2014 年的 49.2%。作为中国十三个粮食主产区之一, 2014 年全省粮食产量达到 1 399.95 万 t, 农业总产值为 4 223.73 亿元, 在全国排名 11 位。但是, 同期耕地面积却减少 6.36 万  $\text{hm}^2$ , 化肥施用量增加 8.46 万 t。可见, 伴随着经济增长与快速城镇化, 耕地面积减少、投入快速增长 2 种形势并存。鉴于此, 本文在分析城镇化与耕地利用集约化相互影响机制的基础上, 以安徽省作为典型案例区, 基于城镇化与耕地利用集约化的时间序列数据 (1998-2014 年), 建立 (vector autoregression VAR) 模型,

收稿日期: 2016-12-16 修订日期: 2017-05-21

基金项目: 国土资源部公益性行业科研专项“新型城镇化的区域国土空间利用质量提升技术”(201411014)

作者简介: 吴 红, 女, 副教授, 主要从事经济地理与新型城镇化研究, 芜湖 安徽机电职业技术学院, 241002。Email: ahjdwh@126.com。

检验两者之间的协整关系，并在此基础上运用脉冲响应分析和方差分解分析安徽省城镇化与耕地利用集约化的互馈关系，以期为促进新型城镇化与农业现代化协同发展提供科学依据。

## 1 城镇化与耕地利用集约化的相互影响机制

城镇化通过人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化和土地城镇化等方面影响着耕地利用集约化水平的各个方面<sup>[9,17]</sup>。人口城镇化的过程中，农村人口向城镇转移，农村劳动力减少，农民人均耕地面积提高，对耕地集约化过程产生积极影响。然而，农村劳动力的大量转移，势必导致耕地利用的劳动力投入不足，进而可能通过大规模的机械化投入替代劳动力，带来集约化结构改变。经济城镇化则通过产业结构、经济发展水平、农业种植结构的变化影响耕地利用中劳动力、资本的投入及产出情况。社会城镇化过程中，由于人们生活生产方式的转变，现代生产要素和经营模式势必对传统的经营方式产生冲击，进而产生耕地集约利用程度与方式的变化。城乡空间结构变化带来的土地城镇化过程，导致耕地面积持续减少，进而引致耕地利用方式和集约化水平发生变化。

耕地利用集约化通过投入强度、利用程度、产出效果和持续状况等影响城镇化。其中投入强度主要包括化肥、农药、地膜以及农业机械等物质投入的持续增加，利用程度包括复种指数和耕地数量，产出效果包括地均产值和废水废气等排放物，持续状况包括劳均产值和人均劳动力耕地面积。综合来看，城镇化和耕地利用集约化之间存在着相互促进和相互制约的复杂互馈关系（图 1）。

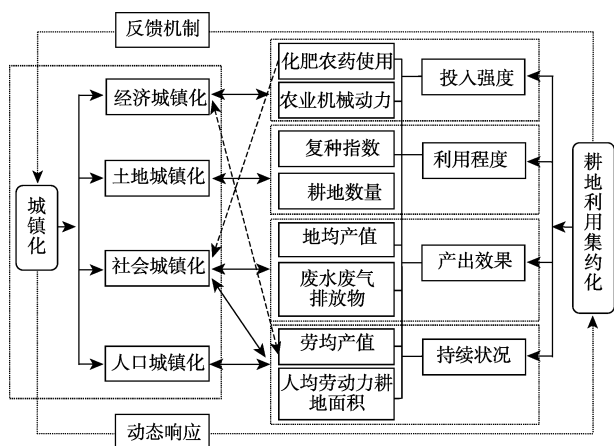


图 1 城镇化与耕地利用集约化动态响应关系的理论框架

Fig.1 Theoretical framework of dynamic response of urbanization and cultivated land use intensification

城镇化和耕地利用集约化表现为 2 个交织影响的动态过程，不同的城镇化类型形成不同的集约化格局，二者呈现对立统一的关系。城镇化与耕地利用集约化均属于不同的系统，二者之间进行物质要素与能量的交换与流动。其中，城镇化从供给和需求 2 方面对耕地利用集约化有正向促进作用。反之，耕地利用集约化为城镇化的健康发展提供经济基础和物质保障。同时，不同形态类型城镇化与耕地利用集约化在运行方式和动力机制等

方面达到一种动态平衡，促进城镇化与耕地利用集约化的协同发展，最终实现新型城镇化与农业现代化的协调可持续发展。

## 2 研究方法数据来源

### 2.1 研究方法

#### 2.1.1 模型选择

向量自回归模型简称 VAR (vector autoregression) 模型，主要用来捕捉动态随机扰动对变量的影响，解释每个变量基于自身的滞后和其他变量的滞后情况<sup>[20-21]</sup>。基于时间序列的 VAR 模型，假设变量的时间序列是稳定的，但非平稳序列可能会产生虚假回归现象。所以，需先对时间序列进行平稳性检验。如果原始时间序列并不是静止的，应该做协整检验来确定一个时间序列是否运行平衡。与此同时，利用 Granger 因果检验来考察内生变量之间因果关系的方向。由于 Granger 因果检验的任何一种检验结果都和滞后期的选择有关，因此通常对不同的滞后长度进行试验。

VAR 模型的数学公式：

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + HX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中  $Y_t$  是  $k$  维内生变量列向量， $X_t$  是  $d$  维外生变量列向量， $p$  是滞后阶数， $T$  是样本个数。 $K \times K$  维矩阵  $\Phi_1, \dots, \Phi_p$  和  $k \times d$  维矩阵  $H$  是待估计的系数矩阵。 $\varepsilon_t$  是  $k$  维扰动列向量，它们相互之间可以同期相关，但不与自己的滞后值相关且不与等式右边的变量相关，假设  $\Sigma$  是  $\varepsilon_t$  的协方差矩阵，是一个  $(k \times k)$  的正定矩阵。

#### 2.1.2 变量说明

城镇化水平的测度方法多样，有的以单一的城镇人口比例或非农业人口比例来衡量城镇化水平，有的从经济、社会、环境、土地等方面选择多项指标进行综合测度<sup>[22-23]</sup>。本文选择城镇人口比例、二三产业比例、土地城镇化作为城镇化的表征指标（表 1）。耕地集约利用实质上是增加单位耕地面积的劳动和资本投入以期获得更多经济产出的过程<sup>[24-27]</sup>。概括而言，耕地集约利用的测度主要有 3 种方式：1) 使用复种指数衡量耕地集约利用水平<sup>[28]</sup>；2) 从单位耕地面积的产出测度耕地集约利用水平<sup>[29]</sup>；3) 从投入强度、利用程度和利用效率等方面构建指标体系测度耕地集约利用水平<sup>[28,30]</sup>。复种指数是指农作物播种总面积与耕地面积的比值。由于自然地理条件差异，不同区域的作物结构有相当大的变化。同样的粮食产量，但作物构成在中国南、北方之间却截然不同。而种植频率提供了一个利用相对标准来衡量整体土地利用强度的方式，因此本文将复种指数作为测度耕地利用集约化的一个指标。其次，分别选择化肥、农业机械总动力两个投入指标代表增产性投入和省工性投入（表 1）。

### 2.2 数据来源

本文相关数据均是安徽省 1998—2014 年省级尺度的数据。其中，所涉及的基础数据主要有城镇人口、总人口、GDP、二三产业 GDP、城镇建成区面积、复种指数、化肥施用量、农业机械总动力等，均来自安徽省统计年鉴（1999—2015 年）。

表 1 VAR 模型中变量说明  
Table 1 Variables declaration in VAR model

变量 Variables	代码 Code	内涵说明 Declaration	单位 Unit	
城镇化 Urban- ization	城镇人口比例	UP(urban population)	城镇人口占总人口的比例	%
	二三产业比例	STP (secondary and tertiary industry proportion)	二三产业产值占国民生产总值的比例	%
	土地城镇化	LU (land urbanization)	人均建成区面积	hm <sup>2</sup>
集约化 Inten- sific- ation	复种指数	CI (cropping index)	=全年农作物播种总面积/耕地面积	%
	化肥投入	CUI (chemical fertilizer use intensity)	单位面积化肥施用量	kg
	农业机械总动力	TPAM (total power of agricultural machinery)	单位面积耕地的农业机械总动力	kW

3 结果与分析

3.1 单根检验

为避免伪回归现象的发生，需要首先对时间序列进行单位根检验，以判断时间序列的平稳性。本文采用 ADF 检验时间序列 UP、STP、LU、TE、PA、CUI、TPAM 的平稳性。从检验结果来看（表 2），UP 的 ADF 检验值为 0.898，分别大于 1%显著水平下临界值-3.959、5%显著水平下临界值-3.081 以及 10%显著水平下临界值-2.681，说明该序列不稳定。对 UP 进行二阶差分后，即 D（UP）的 ADF 检验值为-4.219，分别小于 1%、5%、10%显著水平下的临界值-4.122、-3.145、-2.714，说明该序列为平稳序列。STP、LU 的 ADF 检验值均大于 5%、10%的显著性水平上的临界值，说明 STP 和 LU 序列是平稳的。同理，CI、CUI 和 TPAM 是非平稳的，分别对 CI 一阶差分，CUI 和 TPAM 二阶差分后，原假设分别在 1%、10%、1%的显著性水平上被拒绝，即序列是平稳的。

表 2 变量序列单位根检验（ADF）结果  
Table 2 Variables sequence of unit root test results (ADF)

变量 Variables	检验类型 Test type	ADF 检验值 statistic	各显著性水平下的临界值 Critical values at each significant level			结果 Result
			1%	5%	10%	
UP	(C, 0, 0)	0.898	-3.959	-3.081	-2.681	不平稳
D (UP)	(C, 0, 2)	-4.219	-4.122	-3.145	-2.714	平稳***
STP	(C, 0, 0)	-3.640	-4.004	-3.099	-2.690	平稳**
D (STP)	(C, T, 0)	-6.004	-4.992	-3.875	-3.388	平稳***
LU	(C, T, 0)	-3.952	-4.992	-3.875	-3.388	平稳**
D (LU)	(C, 0, 0)	-4.189	-4.122	-3.145	-2.714	平稳***
CI	(C, T, 0)	-0.941	-4.800	-3.791	-3.342	不平稳
D (CI)	(C, T, 1)	-5.490	-5.295	-4.008	-3.461	平稳***
CUI	(C, T, 0)	-2.471	-4.886	-3.829	-3.363	不平稳
D (CUI)	(0, 0, 2)	-1.942	-2.755	-1.971	-1.604	平稳*
TPAM	(C, T, 0)	-1.737	-4.728	-3.760	-3.325	不平稳
D (TPAM)	(C, 0, 2)	-5.962	-4.058	-3.120	-2.701	平稳***

注：（1）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著；（2）D（UP）为 UP 的差分变量，下同；（3）在检验类型列，C（Constant）代表检验模型中含有常数项；T（Trend）代表检验模型中含有趋势变量；T 后的数字是检验模型中的滞后阶数。  
Note: (1)\*\*\*、\*\*、\*represent significant differences at 1%, 5%, 10% levels. (2) The D(UP) represents the difference variable of UP in the variable cell column. (3) In test type, C represents the constant in test mode, T represents the trend in test mode, the number behind T represents lag order in the test mode.

3.2 Johansen 协整检验

若多个非平稳时间序列的线性组合能构成平稳的时间序列，则称这些非平稳时间序列是协整的，从而说明这些变量之间存在长期的均衡关系。本文用 Johansen 协整检验方法，首先构建向量自回归模型（VAR），根据赤池信息准则（Akaike information criterion, AIC）与施瓦茨准则（Schwarz criterion, SC），AIC 和 SC 的值越小，模型拟合效果越好。AIC 与 SC 值在滞后 3 期的值较小，拟合效果较好；选择不同检验类型进行协整估计，得到协整检验结果（表 3）。从表 3 可见，各变量之间协整检验的 P 值均在 5%的显著水平，即在 95%的置信度下存在一个协整方程，说明城镇化与耕地利用集约化之间存在协整关系，即城镇化与耕地利用集约化之间存在长期的均衡关系，具有长期的一致性。

表 3 协整检验结果  
Table 3 Result of co-integration test

变量关系 Variable relationship	检验类型 Test type	P 值 Value of P	协整关系 Co-integration relationship
UP-CI	(C, 0, 0)	0.029**	存在
UP-CUI	(C, 0, 2)	0.002**	存在
UP-TPAM	(C, 0, 2)	0.002**	存在
STP-CI	(C, T, 1)	0.009**	存在
STP-CUI	(0, 0, 2)	0.003**	存在
STP-TPAM	(0, 0, 2)	0.030**	存在
LU-CI	(C, T, 0)	0.002**	存在
LU-CUI	(0, 0, 0)	0.049**	存在
LU-TPAM	(C, T, 2)	0.016**	存在

注：（1）\*\*表示在 5%的水平下显著；（2）检验类型中，C（Constant）代表检验模型中含有常数项，T（Trend）代表检验模型中含有趋势变量，T 后的数字是检验模型中的滞后阶数。  
Note: (1)\*\* represent significant differences at 5% levels. (2) In test type, C represents the constant in test mode, T represents the trend in test mode, the number behind T represents lag order in the test mode.

3.3 Granger 因果关系检验

通过初步建立 VAR 模型已经确定城镇化与耕地利用集约化之间存在长期均衡关系，下面采用 Granger 检验进一步探明城镇化与耕地利用集约化的传导关系。

由表 4 可见，原假设“UP 不是 CI 的格兰杰原因”，滞后 3 期与 2 期的 P 值为 0.032、0.033，均小于 0.05，协整检验中 AIC 的值在滞后 3 期最小，即拟合效果最好，因此，在 5%的显著水平下，滞后 3 期，原假设不成立，即 UP 是 CI 的格兰杰原因；同理，原假设“CI 不是 UP 的格兰杰原因”未被拒绝，说明 UP 和 CI 的因果关系是单向的。UP 和 CUI 在滞后 4 期，10%的显著水平下，存在格兰杰因果关系，即 UP 是 CUI 的格兰杰原因。滞后 1 期，10%的显著水平下，UP 是 TPAM 的格兰杰原因。假设 STP 不是 CI 的格兰杰原因，在滞后期 2，P 值为 0.039，在 5%显著水平下，STP 是 CI 的格兰杰原因，但 CI 不是 STP 的格兰杰原因。STP 和 CUI、TPAM 之间不存在格兰杰因果关系。滞后 3 期，10%的显著水平下，

CI 是 LU 的格兰杰原因。滞后 4 期, 5% 的显著水平下, LU 是 CUI 的格兰杰原因。滞后 2 期, 10% 的显著水平下, LU 是 TPAM 的格兰杰原因。总体来看, UP 和 TPAM、LU 和 TPAM、UP 和 CI、STP 和 CI、UP 和 CUI、LU 和 CUI 之间均存在格兰杰因果关系, 即表明城镇化会影响耕地利用集约化, 耕地利用集约化也会反作用于城镇化。

表 4 Granger 因果关系检验结果  
Table 4 The result of Granger causality test

原假设 Original hypothesis	统计检验 Statistical tests	滞后 1 期 Lag stage 1	滞后 2 期 Lag stage 2	滞后 3 期 Lag stage 3	滞后 4 期 Lag stage 4
UP 不是 CI 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.266 0.615	5.123 0.033	5.871 0.032**	0.114 0.969
CI 不是 UP 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	4.547 0.054	1.177 0.352	1.191 0.390	2.247 0.266
UP 不是 CUI 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	1.246 0.286	0.822 0.470	2.636 0.144	8.540 0.055*
CUI 不是 UP 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.345 0.568	0.533 0.604	0.278 0.839	0.394 0.805
UP 不是 TPAM 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	3.867 0.073*	1.601 0.254	1.141 0.406	2.018 0.295
TPAM 不是 UP 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	1.361 0.266	1.110 0.371	1.012 0.450	0.772 0.609
STP 不是 CI 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	2.609 0.930	4.753 0.039**	0.850 0.515	1.086 0.493
CI 不是 STP 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.008 2.609	0.240 0.791	1.037 0.441	2.433 0.246
STP 不是 CUI 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	2.418 0.146	1.591 0.256	1.259 0.369	0.294 0.866
CUI 不是 STP 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.012 0.913	0.458 0.646	0.342 0.796	2.849 0.208
STP 不是 TPAM 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.007 0.993	0.020 0.980	0.026 0.994	0.080 0.983
TPAM 不是 STP 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	1.986 0.184	1.289 0.322	1.484 0.311	3.176 0.866
LU 不是 CI 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	2.495 0.140	1.262 0.329	0.423 0.743	0.673 0.654
CI 不是 LU 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.108 0.748	1.568 0.261	3.438 0.093*	1.450 0.396
LU 不是 CUI 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.561 0.468	1.610 0.253	1.662 0.273	15.175 0.025**
CUI 不是 LU 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	2.049 0.178	0.264 0.774	1.506 0.306	2.260 0.265
LU 不是 TPAM 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	3.540 0.084	3.894 0.061*	2.134 0.197	1.317 0.428
TPAM 不是 LU 的 格兰杰原因	<i>F</i> 统计量 <i>P</i> 值	0.521 0.484	0.674 0.534	1.215 0.382	1.072 0.497

注: \*\*, \* 分别表示在 5%、10% 的水平下显著。

Note: \*\*, \* represent significant differences at 5%, 10% levels.

### 3.4 脉冲响应函数

进一步对建立的 VAR 模型进行检验, 检验结果如图 2。图 2 中, 横坐标表示滞后期, 纵坐标表示各变量响应的根模的倒数, 圆点为方程的特征根。对于 VAR 模型而言, 所有根模的倒数小于 1, 即方程的特征根位于单位圆内, 则该模型是稳定的。因此, 通过图 2 可以判定所建的 VAR 模型是稳定的, 可进一步进行脉冲响应分析。脉冲响应函数分析方法用来描述一个内生变量对由误差项所带来冲击的反应, 即在随机误差项上施加一个标准大小的冲击后, 对内生变量的当期值和未来值所产生的影响程度。

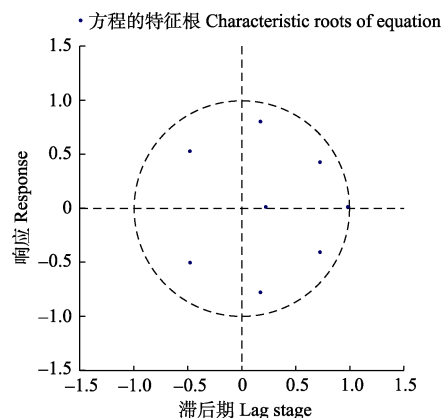


图 2 VAR 模型稳定性检验结果

Fig.2 Result of VAR model stability test

图 3 横轴表示冲击作用的滞后期数, 纵轴表示被解释变量的变化响应程度。蓝线表示脉冲响应函数, 两侧红线表示正负两倍标准差偏离带, 即该图表示给解释变量一个冲击后, 被解释变量的变化。从图 3a 可以看出, CI 对 UP 的冲击中前 5 期为负值, 第 6 期既有正值又有负值, 在前期城镇人口比例的冲击引起复种指数的负响应, 减小到 -0.019, 但它上升到大约 0 后冲击趋于平稳, 主要是因为农村人口大量向城镇迁移可能导致撂荒、减少种植面积等, 导致复种指数减小。图 3b 显示了 CI 对 STP 的冲击, 复种指数对二三产业比例的影响为一次性正面冲击; 二三产业比例对复种指数的积极响应, 峰值为第 4 期的 0.006, 之后, 反应减弱。可见, 二三产业比例的增加表示着非农经济的快速发展, 往往带来耕地面积的快速减少, 在总的播种面积不变的情况下, 复种指数增大。图 3c 显示了 CI 对 LU 的冲击, 土地城镇化对复种指数冲击的积极响应, 响应峰值为第 4 期的 0.015, 之后, 反应减弱并趋于 0。由此表明, 人均建成区面积的增加使耕地面积减少, 在总的播种面积不变的情况下, 复种指数增大。图 3d 为 CI 对 CI 的冲击, 在最初的冲击之后, 响应峰值为第 2 期的 0.036, 之后的 8 个时期复种指数的积极作用强度逐渐减弱。这表明, 复种指数的强度不断增长的势头在早期, 后期其强度逐渐减缓。

图 3e 为 CUI 对 UP 的冲击, 在前 2 个时期, 城镇人口比例对化肥投入强度的冲击产生负响应, 峰值为第 2 期的 -0.101, 之后上升到 1 后逐渐趋于平缓。主要是农村人口大量向城市迁移, 城镇人口比例增加, 农村劳动力减少, 势必通过增加化肥投入来增加农作物产量。图 3f 为 CUI 对 STP 的冲击, 在前 2 个时期, 二、三产业比例对化肥投入强度的冲击产生负响应, 峰值为第 2 期的 -0.802。第 3、4 期化肥投入对二、三产业比例是正向冲击, 之后维持在 0.50 的平稳状态。这表明, 在前期城镇人口比例增加使化肥投入强度增加, 但是后期由于生产成本上升对农户额外的压力, 所以他们选择降低化肥的使用。图 3g 为 CUI 对 LU 的冲击, 在前 2 个时期, 城镇人口比例对土地城镇化产生负响应逐渐增强, 峰值为第 2 期的 -3.7, 之后减弱为 3 并趋于平稳。图 3h 为 CUI 对 CUI 的冲击, 在最初的冲击之后, 响应峰值为第 1 期的 7.4, 之后减小到第 2 期的 5.4, 然后上升到第 3 期的 5.8, 后 7 个时期化肥投入强度逐渐减弱。这表明, 在早期化肥投入强度先增加后减小, 后期其强度逐渐减缓并趋于平稳。



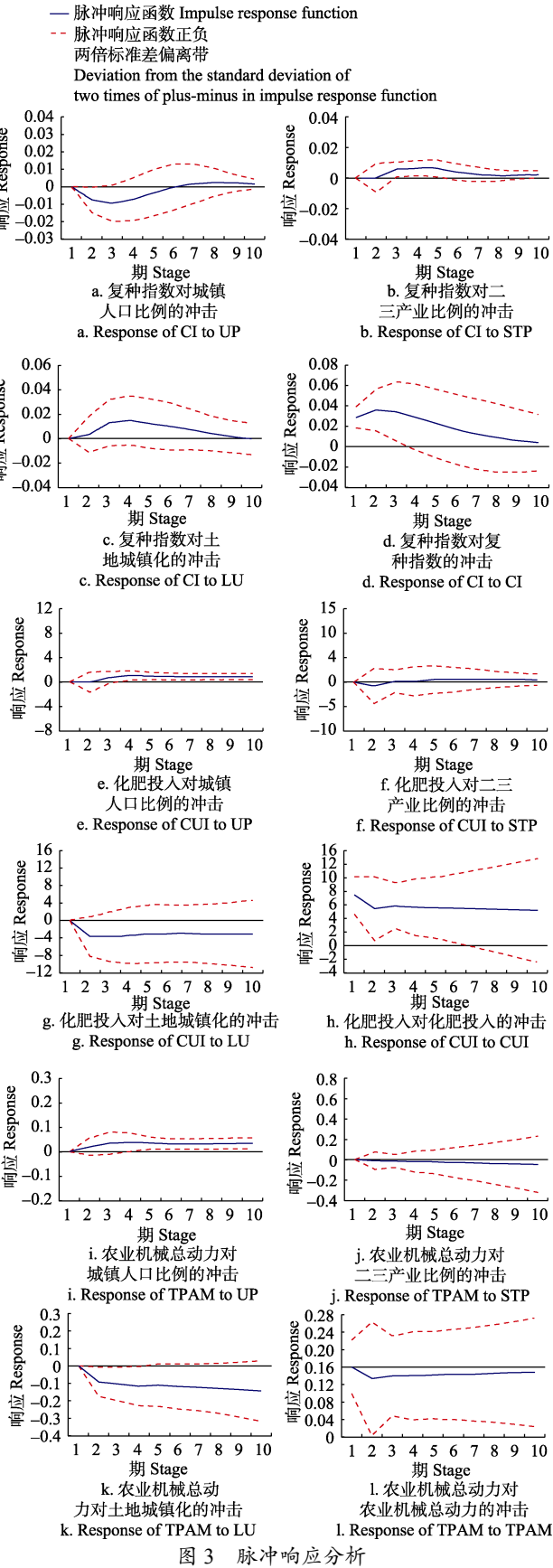


图3 脉冲响应分析

Fig.3 Analysis of impulse response function

图 3i 中 TPAM 对 UP 为正向冲击, 即城镇人口比例对农业机械总动力产生积极响应。前 4 期的冲击逐渐增强到峰值 0.041 后趋于平缓, 主要是由于城镇人口比例的增加, 在农业生产中会通过增加农业机械总动力的投入来

替代农村劳动力的投入。图 3j 中 TPAM 对 STP 的冲击为负向冲击, 二、三产业比例对农业机械总动力的响应并不明显, 在整个时期内仅变化了 0.053。随着二、三产业比例的增加, 农业机械的加工与制造更加完善, 同时, 部分农户转变就业方式, 农村劳动力数量相对减少, 因此会选择增加农业机械的投入。图 3k 中 TPAM 对 LU 的冲击为负向冲击, 土地城镇化对农业机械总动力的冲击产生负向的响应, 人均建成区面积的增加造成耕地面积的减少, 农业生产中通过增加农业机械的投入来增加产量。图 3l 为 TPAM 对 TPAM 的冲击, 最初的冲击之后, 在第 2 期达到一个最低峰值 0.133, 之后, 土地城镇化对自身的积极响应在 0.144 上趋于平稳。这表明, 在早期土地城镇化的响应先减小, 后期逐渐减缓并趋于平稳。依据图 3 的脉冲响应分析, 得出城镇化与耕地利用集约化的动态响应关系演化, 具体见表 5。

表 5 城镇化与耕地利用集约化的动态响应关系演化  
Table 5 Dynamic response relationship between urbanization and intensive use of cultivated land

变量单元 Variable cell	响应方向 Response direction	变化趋势 Variation trend
复种指数 (CI) ↔ 城镇人口比例 (UP)	+	先增加后减小到零, 后增加并平稳
复种指数 (CI) ↔ 二三产业比例 (STP)	+	先增加后平稳
复种指数 (CI) ↔ 土地城镇化 (LU)	+	先增加后减小
化肥投入 (CUI) ↔ 城镇人口比例 (UP)	+	先增加后平稳
化肥投入 (CUI) ↔ 二三产业比例 (STP)	-	先增加再减小到零, 后增加并平稳
化肥投入 (CUI) ↔ 土地城镇化 (LU)	-	先增加后平稳
农业机械总动力 (TPAM) ↔ 城镇人口比例 (UP)	+	先增加后平稳
农业机械总动力 (TPAM) ↔ 二三产业比例 (STP)	-	增加
农业机械总动力 (TPAM) ↔ 土地城镇化 (LU)	-	增加

3.5 方差分解

在 VAR 模型的基础上, 进行预测方差分解, 进一步分析不同结构冲击的重要性。脉冲响应函数是分析当一个误差项发生变化或者模型受到冲击时对系统的动态影响, 而方差分解描述的是 VAR 模型中各变量的冲击对系统变量动态变化的相对重要性。由图 4a-d 可以看出, 首先, 城镇人口比例、二三产业比例、土地城镇化的冲击对复种指数解释的水平不同。结果表明, 复种指数预测误差方差受自身冲击而影响较大, 解释水平基本保持在 86.2%左右, 城镇人口比例缓慢上升到第 5 期后达到 14.4%, 二三产业比例的解释率在第 7 期之后达到 10.4%, 后期趋于平稳。与此同时, 土地城镇化的贡献率在第 9 期达到 15.6%。其次, 城镇人口比例、二三产业比例、土地城镇化对化肥投入冲击的贡献率不同 (图 4e-h)。化肥投入强度的贡献率为 77.7%, 城镇人口比例持续上升到第 10 期后达到 12.1%, 二三产业的比例基本保持在 1.2%的贡献不变, 土地城镇化的贡献率在第 4 期达到 22.3%后趋于平稳。此外, 城镇人口比例、二三产业比例、土地城镇化对农业机械总动力冲击的贡献率差异较大 (图 4i-l)。

农业机械总动力对自己的冲击的贡献率为 78.4%，城镇人口比例持续上升到第 10 期后达到 20.3%，二三产业比例的贡献率在第 7 期之后达到 2.4%，后期不变。相比较而言，土地城镇化的贡献率最大，且呈不断增加的趋势，在第 10 期达到 66.3%。总体来看，方差分析和脉冲响应分析的具有一致性。

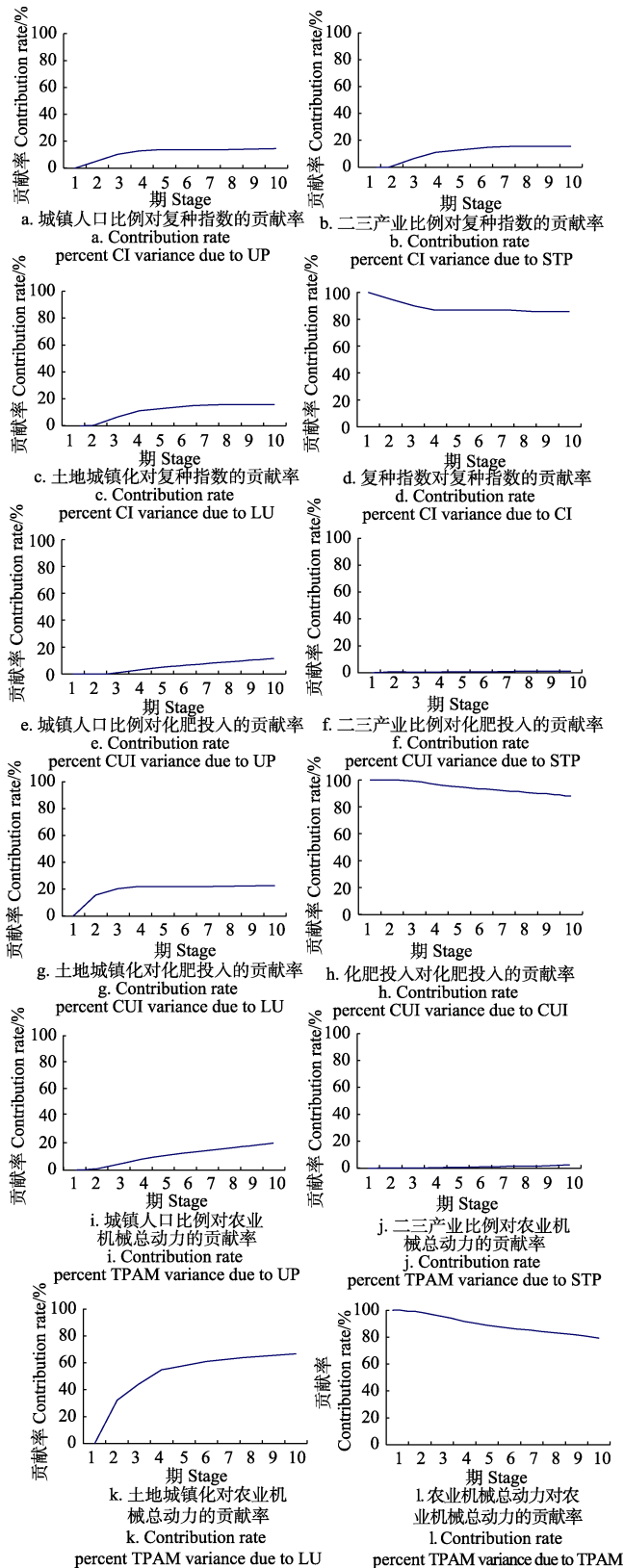


图 4 方差分解

Fig.4 Analysis of the variance decomposition

## 4 结论与讨论

### 4.1 结论

本文选择城镇人口比例、二三产业比例及人均建成区面积分别代表人口城镇化、产业城镇化及土地城镇化，选择复种指数、化肥投入和农业机械总动力综合表征耕地利用集约化水平，基于 VAR 模型分析城镇化与耕地利用集约化之间的动态响应关系，主要得出以下结论：

1) 复种指数对城镇人口比例冲击的响应有正向和负向，对二三产业比例和土地城镇化产生负向响应并呈先增加后减少的趋势。复种指数预测误差方差解释自己的冲击的贡献率高达 86.2%，但对城镇人口比例、二三产业比例和土地城镇化的贡献均相对较小，分别为 14.4%、10.4%、15.6%。

2) 化肥投入对城镇人口比例的冲击产生正向的响应，且在前期积极回应，后期趋于平稳；对二三产业比例有正向和负向响应，反应强度先增加后减少；对土地城镇化产生先增加后趋于平稳的响应。化肥投入的方差分解解释了 10 年期间自己的冲击的贡献达 77.7%，城镇人口比例的贡献度为 12.1%，土地城镇化的贡献率相对较大，并在第 4 期达到 22.3%，对二三产业比例冲击的解释水平最低，为 1.2%。

3) 农业机械总动力对城镇人口比例的冲击呈现先增加后趋于平稳的正向响应，但对二三产业比例和土地城镇化的响应是相反的，其中，二三产业比例对农业机械总动力的负向冲击是呈逐渐增加趋势的，而土地城镇化的冲击是先快速增加后缓慢增加的。农业机械总动力对自己的冲击的贡献率为 78.4%，土地城镇化对农业机械总动力的冲击的贡献率高达 65.1%，城镇人口比例的贡献率持续上升到第 10 期后达到 20.3%，而二三产业比例的贡献率为 2.4%。土地城镇化对耕地利用集约化的影响更为显著，贡献率达 66.3%。

4) 综合来看，城镇化与耕地利用集约化之间呈现短期内正向和负向的动态响应，长期趋于均衡的趋势。耕地利用集约化与城镇化之间相互作用的影响程度存在明显差异，城镇化水平的提高对耕地利用集约化有较大正向推动作用，但耕地利用集约化对城镇化影响程度相对较低。

### 4.2 讨论

本文探索性的分析了区域城镇化与耕地利用集约化之间的动态响应关系，对推动耕地利用集约化动态过程与效应的研究具有一定的价值。但在二者关系内涵的理解以及实证结果分析的深化等方面还存在一定的不足，尤其是在新型城镇化、“五化同步”、耕地保护、土地整治等诸多国家战略实施下，有待通过进一步的研究继续完善。在考察已有相关研究成果的基础上，本文认为未来可能需重点回答下列科学问题：1) 解析新型城镇化、农业现代化背景下耕地利用集约化对城镇化的响应机制。耕地利用集约化与城镇化之间存在复杂的耦合关系，如何从影响城镇化的众多机制中把二者的相互影响分离出来，进一步深入研究城镇化与耕地利用集约化耦合响应，是未来研究的核心问题。2) 揭示耕地利用的集约化与城镇化的响应过程对人对地关系地域系统的反馈机制。在深入研究城镇化与耕地利用集约化耦合响应的基础上，如何评价二者对人对地关系地域系统产生的影响，如何定量评估不同环境条件和空间尺度的耕地利用集约化

与城镇化协同发展的可持续性, 实现耕地利用的可持续集约化和绿色城镇化, 亟需重点关注。3) 由于土地城镇化对耕地利用集约化的影响更为显著, 城镇化进程中应尽量减少土地城镇化, 避免其造成耕地的过度流失, 否则即使耕地利用集约化程度再高, 也无法弥补因耕地流失造成的粮食安全的缺口, 对粮食安全、农业现代化及新型城镇化的实现产生不利的影响。因此, 有待选取适宜尺度、典型区域, 构建城镇化与耕地利用集约化研究体系, 进一步探索二者之间演化的过程、格局、效应和趋势, 提出促进新型城镇化与耕地利用可持续集约化协同发展的典型模式和特色路径。

### 参 考 文 献

- [1] 彭冲, 陈乐一, 韩峰. 新型城镇化与土地集约利用的时空演变及关系[J]. 地理研究, 2014, 33(11): 2005—2020.  
Peng Chong, Chen Leyi, Han Feng. The analysis of new-type urbanization and the intensive urbanland use: Spatial-temporal evolution and their relationship[J]. Geographical Research, 2014, 33(11): 2005—2020. (in Chinese with English abstract)
- [2] 刘永强, 龙花楼. 黄淮海平原农区土地利用转型及其动力机制[J]. 地理学报, 2016, 71(4): 666—679.  
Liu Yongqiang, Long Hualou. Land use transitions and their dynamic mechanism in the Huang-Huai-Hai plain[J]. Acta Geographica Sinica, 2016, 71(4): 666—679. (in Chinese with English abstract)
- [3] 罗富民. 城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响: 基于分布滞后模型的实证[J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2017, (2): 52—59.  
Luo Fumin. The influence of urbanization on agricultural supply-side structure change: Empirical analysis based on distributed lag model[J]. Journal of Huazhong Agricultural University: Social Science Edition, 2017, (2): 52—59. (in Chinese with English abstract)
- [4] 陈欣. 快速城镇化进程对我国粮食生产影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2015, (6): 124—126.
- [5] Brian Petersen, Sieglinde Snapp. What is sustainable intensification? Views from experts[J]. Land Use Policy, 2015, (46): 1—10.
- [6] Yiorgos Gadanakis, Richard Bennett, Julian Park, et al. Evaluating the sustainable intensification of arable farms[J]. Environmental Management, 2015, (150): 288—298.
- [7] He Chunyang, Liu Zhifeng, Xu Min, et al. Urban expansion brought stress to food security in China: Evidence from decreased cropland net primary productivity[J]. Science of the Total Environment, 2017, (576): 660—670.
- [8] 于元赫, 李子君. 山东省耕地利用集约度时空变化及政策启示[J]. 中国土地科学, 2017, 31(4): 52—60.  
Yu Yuanhe, Li Zijun. Temporal and spatial variation of cultivated land use intensity and policy implications in Shandong province[J]. China Land Sciences, 2017, 31(4): 52—60. (in Chinese with English abstract)
- [9] Demessie A, Ram Singh B, Lal R. Land degradation and soil carbon pool indifferent land uses and their implication for food security in southern Ethiopia[C]//Lal R, Singh B R, Mwaseba D L, et al. Sustainable Intensification to Advance Food Security and Enhance Climate Resilience in Africa. Cham: Springer International Publishing, 2015, 45—62.
- [10] David Tilman, Christian Balzer, Jason Hill, et al. Global food demand and the sustainable intensification of agriculture[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2011, 108(50): 20260—20264.
- [11] 柯新利, 马才学. 城镇化对耕地集约利用影响的典型相关分析及其政策启示[J]. 中国土地科学, 2013, 27(11): 4—10.  
Ke Xinli, Ma Caixue. Canonical correlation analysis on impacts of urbanization on cultivated land use intensity and its policy implications[J]. China Land Sciences, 2013, 27(11): 4—10. (in Chinese with English abstract)
- [12] 王雨竹, 徐培玮. 京津冀地区城市土地集约利用与城镇化耦合协调关系研究[J]. 水土保持研究, 2016, 23(1): 200—204.  
Wang Yuzhu, Xu Peiwei. Coupling coordination between urbanization and intensive urban land use in Beijing-Tianjin-Hebei area[J]. Research of Soil and Water Conservation, 2016, 23(1): 200—204. (in Chinese with English abstract)
- [13] 牛乐德, 彭籽明, 熊理然, 等. 昆明市城镇化对土地利用效率影响的实证分析[J]. 中国农学通报, 2015, 31(4): 286—290.  
Niu Lede, Peng Ziming, Xiong Liran, et al. The positive analysis of the effect of urbanization on land utilization efficiency in Kunming[J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2015, 31(4): 286—290. (in Chinese with English abstract)
- [14] 孟鹏, 郝晋珉, 周宁, 等. 黄淮海平原城镇化对耕地变化影响的差异性分析[J]. 农业工程学报, 2013, 29(22): 1—10.  
Meng Peng, Hao Jinmin, Zhou Ning, et al. Difference analysis of effect of rapid urbanization on cultivated land changes in Huang-Huai-Hai plain[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE), 2013, 29(22): 1—10. (in Chinese with English abstract)
- [15] 朱莉芬, 黄季焜. 城镇化对耕地影响的研究[J]. 经济研究, 2007, (2): 137—145.  
Zhu Lifen, Huang Jikun. Urbanization and cultivated land changes in China[J]. Economic Research Journal, 2007, (2): 137—145. (in Chinese with English abstract)
- [16] 郭丽英, 李刚. 环渤海地区城镇化进程中耕地面积及其重心转移格局分析[J]. 中国农业资源与区划, 2013, 34(4): 32—36.  
Guo Liying, Li Gang. Analysis of spatial pattern on farmland area change and the gravity center transfer under urbanization of Bohai Rim[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2013, 34(4): 32—36. (in Chinese with English abstract)
- [17] You Heyuan. Impact of urbanization on pollution related agricultural input intensity in Hubei, China[J]. Ecological Indicators, 2016, (62): 249—258.
- [18] Li Jiang, Deng Xiangzheng, Karen C. Seto. The impact of urban expansion on agricultural land use intensity in China[J]. Land Use Policy, 2013, (35): 33—39.
- [19] 孙黄平, 黄震方, 徐冬冬, 等. 泛长三角城市群城镇化与生态环境耦合的空间特征与驱动机制[J]. 经济地理, 2017, 32(2): 163—186.  
Sun Huangping, Huang Zhenfang, Xu Dongdong, et al. The spatial characteristics and drive mechanism of coupling relationship between urbanization and eco-environment in the Pan Yangtze River Delta[J]. Economic Geography, 2017, 37(2): 163—186. (in Chinese with English abstract)
- [20] 鲍超, 方创琳. 干旱区水资源对城市化约束强度的时空变化分析[J]. 地理学报, 2008, 63(11): 1140—1150.  
Bao Chao, Fang Chuanglin. Temporal and spatial variations of water resources constraint intensity on urbanization in Arid Area[J]. Acta Geographica Sinica, 2008, 63(11): 1140—1150. (in Chinese with English abstract)
- [21] 余长坤, 宋文博, 吴次芳, 等. 河南省农用地集约利用对农民收入影响实证研究: 1978—2012[J]. 经济地理, 2014, 34(5): 123—149.  
Yu Changkun, Song Wenbo, Wu Cifang, et al. Empirical analysis on relationship between agricultural land intensive utilization and income growth of rural residents in Henan Province: 1978—2012[J]. Economic Geography, 2014, 34(5): 123—149. (in Chinese with English abstract)
- [22] 刘传江, 黄桂然. 农村劳动力转移与区域竞争力的动态关系研究: 以重庆市为例的实证分析[J]. 中国人口资源与环境, 2013, 23(7): 116—121.  
Liu Chuanjiang, Huang Guiran. Analysis on relation of rural

- labor transfer and regional competitiveness: An empirical analysis by taking Chongqing as an example[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2013, 23(7): 116—121. (in Chinese with English abstract)
- [23] 吕炎, 李江风. 环鄱阳湖城市群土地城市化水平及时空特征评价[J]. *中国国土资源经济*, 2015, (12): 43—47, 62. Lü yan, Li Jiangfeng. Evaluation of land urbanization and its temporal and spatial characteristics of urban agglomeration surrounding Poyang Lake area[J]. *Natural Resource Economics of China*, 2015, (12): 43—47, 62. (in Chinese with English abstract)
- [24] 陈彦光, 罗静. 城市化水平与城市化速度的关系探讨: 中国城市化速度和城市化水平饱和值的初步推断[J]. *地理研究*, 2006, 25(6): 1063—1072. Chen Yanguang, Luo Jing. Derivation of relations between urbanization level and velocity from logistic growth model[J]. *Geographical Research*, 2006, 25(6): 1063—1072. (in Chinese with English abstract)
- [25] 郭欢欢, 张孝成, 李仕川. 土地集约利用评价中适度指标标准化方法改进研究: 以人口密度指标为例[J]. *地理科学*, 2016, 36(3): 367—374. Guo Huanhuan, Zhang Xiaocheng, Li Shichuan. Improvement of the method to standardize moderate indicators in the evaluation of intensive land use: Population density as an example[J]. *Geographical Research*, 2016, 36(3): 367—374. (in Chinese with English abstract)
- [26] 吕晓, 牛善栋, 李振波, 等. 中国耕地集约利用研究现状及趋势分析[J]. *农业工程学报*, 2015, 31(18): 212—224. Lü Xiao, Niu Shandong, Li Zhenbo, et al. Present situation and trends in research on cultivated land intensive use in China[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering(Transactions of the CSAE)*, 2015, 31(18): 212—224. (in Chinese with English abstract)
- [27] 王国刚, 刘彦随, 陈秋分. 中国省域耕地集约利用态势与驱动力分析[J]. *地理学报*, 2014, 69(7): 907—915. Wang Guogang, Liu Yansui, Chen Yangfen. Dynamic trends and driving forces of land-use intensification in the cultivated land of China[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2014, 69(7): 907—915. (in Chinese with English abstract)
- [28] 牛善栋, 吕晓, 李振波. 中国耕地集约利用研究的文献计量分析[J]. *土壤*, 2016, 48(2): 306—313. Niu Shandong, Lü Xiao, Li Zhenbo. Quantitative analysis of literature on intensive use of cultivated land in China[J]. *Soils*, 2016, 48(2): 306—313. (in Chinese with English abstract)
- [29] 褚纪来, 董杰, 许玉凤, 等. 济南市历城区农用地集约利用研究[J]. *中国农学通报*, 2012, 28(8): 228—234. Chu Jilai, Dong Jie, Xu Yufeng, et al. Research on the intensive use of agricultural land in Licheng District of Jinan City[J]. *Chinese Agricultural Science Bulletin*, 2012, 28(8): 228—234. (in Chinese with English abstract)
- [30] 于尚云, 郭建科. 辽宁省城市土地利用集约度测定及其时空差异[J]. *经济地理*, 2014, 34(11): 140—145. Yu Shangyun, Guo Jianke. The measurement and variation analysis of urban land intensive utilization degree in Liaoning Province[J]. *Economic Geography*, 2014, 34(11): 140—145. (in Chinese with English abstract)

## Dynamic response relationship between urbanization and cultivated land use intensification in Anhui province

Wu Hong<sup>1</sup>, Zhang Xiaoling<sup>2</sup>

(1. *Anhui Technical College of Mechanical and Electrical Engineering, Wuhu 241002, China;*

2. *China Land Surveying and Planning Institute, Beijing 100035, China)*

**Abstract:** Land use issue under the background of new-type urbanization has attracted serious attention in the land management discipline. The research is focusing on analyzing the dynamic relationship between the urbanization and the intensification use of cultivated land and promoting the coordinated development of new-type urbanization and agricultural modernization. Firstly, the research established a theoretic framework of dynamic response relationship between urbanization and cultivated land use intensification based on Anhui Province, which is a traditional agriculture area. The research built up a vector autoregression (VAR) model with the data from 1998 to 2014 in terms of social economic development and land use. And the co-integration relationship between urbanization and cultivated land use intensification is verified by taking impulse response analysis and variance decomposition analysis, and finally the dynamic response relationship of urbanization and intensification of cultivated land use is elaborated. The results show that: First, the multiple cropping index has significant response to the impact of urban population proportion, in both positive and negative aspects, and the contribution rate is 14.4%. It has negative response to the secondary and tertiary industry proportion and the transformation of agricultural land to non-agricultural land, and the response effect has a volatility change in time series that increases in the early stage and declines later. The contribution rate is 10.4% and 15.6% accordingly. Second, the intensity of chemical fertilizer use has a positive response to the impact of urban population proportion and a contribution rate of 12.1%. However, the intensity of chemical fertilizer use has both positive and negative response to the secondary and tertiary industry proportion, and the intensity rises and then decreases and the construal level is 1.2%. Regarding the transformation of agricultural land to non-agricultural land, the response is negative and the response is going up in the early stage and then keeps stable and the contribution rate is 22.3%. Third, the total power of agricultural machinery shows a positive response to urban population proportion with a trend of increasing first and remaining stable later on. The contribution rate is 20.3%. However, the construal level is 2.4% with a negative response to the secondary and tertiary industry proportion. It has a negative impact on the transformation of agricultural land to non-agricultural land and the contribution rate is 66.3%. In general, the level of urbanization and the intensive use of cultivated land have very obvious inter-influence for each other. The outcome of this research shows the improvement of urbanization level actively promotes the intensive use of cultivated land to some extent. However, the inter-influence between them is not a simple linear relation, if the urbanization process was too fast; it would go against the concept of sustainable intensive use of cultivated land, and even lead to the extensive use of cultivated land. The outcome of the research shows that the intensive use of cultivated land has an impact on urbanization, whereas, the impact is relatively low, which indicates that the improvement of intensive use of cultivated land can facilitate the urbanization development to some extent.

**Keywords:** land use; consolidation; models; urbanization; cultivated land use intensification; vector autoregression model; impulse response function