

# 甘肃省城镇工矿用地变化与经济发展关系的计量研究

谢保鹏<sup>1,2,3</sup> 朱道林<sup>1,2\*</sup> 陈英<sup>3</sup> 徐思超<sup>1,2</sup> 白志远<sup>3</sup>

(1. 中国农业大学 资源与环境学院,北京 100193;

2. 国土资源部 农用地质量与监控重点实验室,北京 100193;

3. 甘肃农业大学 资源与环境学院,兰州 730070)

**摘要** 为揭示甘肃省城镇工矿用地规模变化与经济发展的关系,借助计量经济分析方法对2001—2011年的相关数据进行了检验和分析。研究结果表明:1)二者不存在长期均衡的关系,但不可否认,2001—2011年二者的相关性较强;2)滞后1、2期时,城镇工矿用地变化是经济增长的Granger因,滞后2期时,经济增长是城镇工矿用地变化的Granger因;二三产业发展不是城镇工矿用地变化的Granger因,城镇工矿用地变化是二三产业发展的Granger因;城市化进程和城镇工矿用地变化没有明显的Granger因果关系;3)城镇工矿用地对经济增长的贡献较小,其解释力度不到1%,而经济增长对城镇工矿用地变化的影响一直呈现较高水平,解释力度均高于90%,但总体趋势逐渐减弱;二三产业发展对城镇工矿用地变化的影响逐渐加强,同时城镇工矿用地对二三产业的发展具有很强的贡献作用;城市化发展对城镇工矿用地变化的贡献作用并不明显。而城镇工矿用地变化对城市化发展的冲击相对较大且有微弱的增大趋势。

**关键词** 城镇工矿用地;经济发展;动态效应;甘肃省

中图分类号 F 301.23

文章编号 1007-4333(2014)03-0208-08

文献标志码 A

## Dynamic effect of urban-industrial land and economic development in Gansu Province

XIE Bao-peng<sup>1,2,3</sup>, ZHU Dao-lin<sup>1,2\*</sup>, CHEN Ying<sup>3</sup>, XU Si-chao<sup>1,2</sup>, BAI Zhi-yuan<sup>3</sup>

(1. College of Resources and Environmental Sciences, China Agricultural University, Beijing 100193, China;

2. Key Laboratory of Agricultural Land Quality, Monitoring and Control, Ministry of Land and Resources, Beijing 100193, China;

3. College of Resources and Environmental Sciences, Gansu Agricultural University, Lanzhou 730070, China)

**Abstract** Urban-industrial land is an important carrier of economic development. In order to reveal the relationship between the land and economy, the econometric analysis method was used to check and analyse the relationship from 2001 to 2011 in Gansu Province. The results showed that there was not any long-run equilibrium relationship between the two objects. But it was undeniable that they had a strong correlation from 2001 to 2011. The change of urban-industrial land was the Granger causality of economic growth at the first delaying period. There was a two-way causality the change of urban-industrial land and the economic growth at the second delaying period. The secondary and tertiary industry development was not the Granger causality of the urban-industrial land change. The urban-industrial land change was the Granger causality of the secondary and tertiary industry development. But urbanization and urban-industrial land change was not a significant Granger causality. Urban-industrial land contributed little, less than 1%, to the economic growth. In contrast, the economic growth greatly influenced the change of urban industrial land scale, accounting for more than 90%, which overall showing gradual decrease trend. The development of secondary and tertiary industries increasingly and strongly influenced urban-industrial land. Vice versa, urban-industrial land stimulated

收稿日期: 2013-12-15

基金项目: 国土资源部公益项目(201411010)

第一作者: 谢保鹏, 博士研究生, E-mail: xiebp@cau.edu.cn

通讯作者: 朱道林, 教授, 博士生导师, 主要从事土地经济与土地管理研究, E-mail: dlzhu@cau.edu.cn

secondary and tertiary industries. Urbanization's contribution had obvious influence in the use change of urban-industrial land. The use change of urban- industrial land largely and increasingly influenced urbanization.

**Key words** urban industrial land; economic development; dynamic effects; Gansu Province

土地要素是经济增长的重要因素,城镇工矿用地作为与社会经济发展关系最为密切的用地类型,其生产要素的特性在不断显化和突出。正是因为建设用地规模的扩大一定程度上可以促进经济发展,各地争相申报较多的建设用地指标,注重规模的扩大而轻建设用地的利用效率提升,这不利于土地资源的可持续利用。建设用地尤其是城镇工矿用地的限制供应已经成为我国宏观调控的重要手段。因此,对城镇工矿用地与经济发展相互影响机理研究有助于明确城镇工矿用地对经济发展推动作用大小以及城镇工矿用地在经济发展过程中的利用效率。目前国内部分学者从全国层面分析和探讨耕地、农地非农化与经济发展、经济增长的关系。如曲福田等<sup>[1]</sup>为了揭示我国经济增长与耕地非农化的一般规律做了库兹涅茨曲线假设并进行了验证,结果表明在经济发展初期,建设占用耕地是必然的,当经济发展到一定阶段后,耕地损失率逐渐减小。谭荣等<sup>[2]</sup>等采用基尼系数、加权变异系数以及泰尔指数分析了耕地非农化对经济增长贡献的地区差异,不同省际耕地非农化对经济增长贡献的差异较大。刘庆等<sup>[3]</sup>采用计量方法检验了1986—2006年耕地非农化数量与经济发展水平之间的动态演进关系,认为耕地非农化数量变化对来自经济发展的冲击响应强烈,而经济发展对来自耕地非农化数量的冲击响应微弱,耕地非农化资源消耗量的增加对经济的促进作用十分有限。也有部分学者从地方层面采用计量分析方法对耕地、农地非农化与经济发展、经济增长的关系展开了探讨。童立里等<sup>[4]</sup>分析了四川省农地非农化对经济增长的贡献得出农地非农化是四川省经济增长的一个重要源泉的结论。徐艳等<sup>[5]</sup>通过对山西省耕地非农化与经济增长的Granger因果关系的研究,认为经济增长对耕地非农化的影响并不显著,同时耕地非农化也不是经济增长的Granger因。朱剑峰等<sup>[6]</sup>通过对安徽省阜阳市农地非农化的调查与分析探寻中部地区农地非农化状况与其经济发展的关系,认为耕地面积随人均GDP增加呈指数递减趋势,但土地资源的利用效率呈下降趋势。宋戈等<sup>[7]</sup>分析了黑龙江省耕地非农化与经济发展Granger因果关系,结果表明,GDP是耕地非农化的

Granger因,而耕地非农化不是GDP的Granger因,既黑龙江省耕地非农化并不能直接为经济增长贡献力量,原因是建设用地粗放。

本研究认为城镇工矿用地是社会经济活动最重要的载体<sup>[8-9]</sup>,将其从建设用地剥离,研究其与经济发展的关系不仅是细化建设用地与经济发展关系研究,而且一定程度上丰富了土地供给与经济发展关系的研究成果,具有很重要的理论意义。同时,深入研究城镇工矿用地与经济发展之间的关系、影响机理及动态效应,可为制定合理的建设用地供应政策提供理论依据。

此外,甘肃省为我国典型的经济欠发达地区,而现有对于经济发展与建设用地关系的研究多集中在经济发达地区。通过本研究,旨在一方面填补经济欠发达地区无建设用地与经济发展关系研究的空白;另一方面,帮助其他经济欠发达地区更好的掌握经济发展与建设用地关系及其相互影响机理。

## 2 相关概念界定

### 2.1 城镇工矿用地

本研究所指的城镇工矿用地是指《关于印发市县乡级土地利用总体规划基础转换与各类用地布局指导意见(试行)的通知》(国土资发[2009]10号文)和2010年发布的《土地利用总体规划编制规程》确定的规划分类体系中的城市用地、建制镇用地和采矿用地的集合。

### 2.2 经济发展内涵

经济发展的内涵随着社会发展与科技的不断进步而不断丰富,可以理解为一个国家或地区摆脱贫困落后状态逐渐走向经济和社会生化现代化的过程。经济发展不仅仅意味着经济规模的扩大,更意味着经济和社会生活素质的提高。所以经济发展涉及的内容超过了单纯的经济增长,还包括经济结构的改善和优化以及经济发展质量的改善和提高。经济发展经常与经济增长、工业化、城市化和产业结构紧密相连。本研究定义经济发展为以经济增长为核心,集工业化、城市化和产业结构为一体的一个集合体。经济发展的过程往往同时伴随着经济总量的增长,产业结构的优化升级、城市化率和工业化率的不断

断提高。随着经济的不断发展,各种生产要素在各产业、各部门之间重新配置,促进了产业结构的调整,推动了经济总量的增长,从而加快工业化和城市化步伐,而城市化和工业化是促进经济结构调整和产业结构优化升级的主要影响因素,因此可以认为经济增长、产业结构、工业化和城市化是相互作用和相互促进的。

### 3 研究方法 with 变量选取及说明

#### 3.1 研究方法

本研究主要采用 VAR 模型<sup>[10]</sup>的相关理论和方法来分析经济发展与城镇工矿用地变化之间的动态效应关系。所采用的主要计量方法有:1)采用 ADF 检验方法对经济发展指标和城镇工矿用地变化时间序列的平稳性进行单位根检验,确定其单整阶数;2)在 ADF 检验结果表明 2 个序列同阶单整的基础上采用 AEG 进行协整检验,分析二者是否存在协整关系,即长期均衡关系;3)在长期均衡关系的基础上建立误差修正模型(VEC)来判断各变量之间的长期和短期关系;4)建立 VAR 模型,采用脉冲响应函数分析方法分析 2 个变量的相互影响关系,并采用方差分解分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度,进一步评价不同结构冲击的重要性。

#### 3.2 数据来源

城镇工矿用地面积来自甘肃省土地利用变更数据中的城市用地、建制镇用地和采矿用地之和。社会经济数据均来自于《甘肃省统计年鉴》(2002—2012)。

#### 3.3 变量选取及说明

采用 2001—2011 年的时间序列数据为样本,分析甘肃省城镇工矿用地变化、经济增长、产业结构和城市化四者的动态关系。

经济增长反映的是国家或地区在一定时期内

产品量和服务量的增加,一般采用 GDP 增长率或 GDP 总值来衡量。本研究采用国内生产总值(GDP)来衡量经济增长。为了消除价格因素对 GDP 的影响,需要将名义 GDP 通过平减指数计算转换成以 2001 年为基期的实际 GDP,用“G”来表示。

采用二三产业产值来衡量二三产业的发展状况并探讨其变化过程,同经济增长指标一样消除了价格因素对二三产业产值的影响,用“*I*”表示。

在综合各类指标之后,采用了应用比较广泛且有权权威数据来源的“城镇人口占总人口的比重”这一指标来衡量城市化,单位为“%”,用“*U*”来表示。

城镇工矿用地面积来自甘肃省土地利用变更数据中的城市用地、建制镇用地和采矿用地之和。单位为“hm”,用“*C*”表示。

### 4 结果分析

为了消除异方差,使结果有实际意义,首先分别对 GDP、*I*、*U* 和 *C* 4 个变量进行了对数处理,分别用 lnG、ln*I*、ln*U* 和 ln*C* 表示,计量分析软件采用 Eviews 6.0

#### 4.1 单位根检验

借助 Eviews6.0 软件采用 ADF 检验方法对经济增长(lnG)、产业结构(ln*I*)、城市化(ln*U*)和城镇工矿用地(ln*C*)4 个变量进行单位根检验。根据检验结果,lnG、ln*I*、ln*U* 和 ln*C* 检验值均大于 10% 显著性水平下的临界值,接受原假设,变量存在单位根,是非平稳的。将变量通过一阶差分以后依然没有通过检验。在经过二阶差分后,可以发现  $\Delta^2 \ln G$ 、 $\Delta^2 \ln I$ 、 $\Delta^2 \ln U$  和  $\Delta^2 \ln C$  在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,接受不存在单位根的结论,它们的变化为平稳序列。因此可以确定 lnG、ln*I*、ln*U* 和 ln*C* 4 个序列均为二阶单整序列(表 1)。

表 1 序列的 ADF 检验

Table 1 Sequence ADF test

变量 Variables	检验类型 Test type (C, T, K)	检验值 Value of test	显著性水平下的临界值 Critical value of under the different significant level			检验结果 Result of test
			1%	5%	10%	
			lnG	(0, 0, 1)	3.470 6	
$\Delta \ln G$	(0, 0, 1)	-0.779 5	-2.886 1	-1.995 8	-1.599 0	非平稳
$\Delta^2 \ln G$	(0, 0, 1)	-3.620 9	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	平稳

表1(续)

变量 Variables	检验类型 Test type (C,T,K)	检验值 Value of test	显著性水平下的临界值 Critical value of under the different significant level			检验结果 Result of test
			1%	5%	10%	
			lnI	(0,0,1)	-2.016 9	
$\Delta$ lnI	(0,0,1)	-2.190 9	-2.847 2	-1.988 2	-1.600 1	非平稳
$\Delta^2$ lnI	(0,0,1)	-3.872 9	-2.886 1	-1.997 8	-1.559 9	平稳
lnU	(0,0,1)	-5.299 7	-2.816 7	-1.982 3	-1.601 1	非平稳
$\Delta$ lnU	(0,0,1)	-0.381 0	-2.886 1	-1.995 8	-1.599 1	非平稳
$\Delta^2$ lnU	(0,0,1)	-4.972 3	-2.886 1	-1.995 9	-1.599 1	平稳
lnC	(0,0,1)	1.553 1	-2.847 2	-1.988 2	-1.600 1	非平稳
$\Delta$ lnC	(0,0,1)	0.078 9	-2.847 2	-1.988 2	-1.600 1	非平稳
$\Delta^2$ lnC	(0,0,1)	-3.047 7	-2.886 1	-1.995 8	-1.599 1	平稳

#### 4.2 协整检验

协整检验的目的是判断一组非平稳序列的线性组合是否具有协整关系,从检验对象上可以分为2种:一种是基于回归系数的检验;另一种是基于回归残差的协整检验<sup>[10]</sup>。本研究采用后者进行检验,其主导思想是检验一组变量之间是否存在协整关系等同于检验回归方程的残差序列是否是一个平稳序列。

由上文可知,lnG、lnI、lnU和lnC是一组非平稳序列,根据协整检验思路,借助Eviews 6.0软件分别估计lnG与lnI、lnG与lnU和lnG与lnC的回归方程。

城镇工矿用地与城市化回归方程:

$$\ln C = 0.8162 \times \ln U + 12.7849 \quad (1)$$

其中, $R^2=0.8693$ , $DW=0.72105$ ,回归效果不太明显。

城镇工矿用地与二三产业产值回归方程:

$$\ln C = 0.2847 \times \ln I + 9.6995 \quad (2)$$

其中, $R^2=0.9216$ , $DW=0.4982$ ,回归效果良好。

城镇工矿用地与经济增长回归方程:

$$\ln C = 0.3139 \times \ln G + 9.4411 \quad (3)$$

其中, $R^2=0.9168$ , $DW=1.1835$ ,回归效果良好。

对以上3式的残差进行单位根检验确定其是否为一个平稳序列。结果表明,其残差序列在1%的显著性水平下接受原假设,说明该残差序列为非平稳序列,进而说明城镇工矿用地变化与城镇化、产业结构和经济增长不存在长均衡关系。这也说明城镇

工矿用地与经济发展的关系并非存在长期固定的关系,这与经济发展对土地要素的需求规律以及土地利用政策相吻合,在经济发展初期,对城镇工矿用地的依赖程度较高,但随着技术进步等其他生产要素的替代,经济发展对土地的依赖程度会逐渐下降。同时,集约利用土地的用地政策也要求在经济过程中注意土地的节约集约利用。政策因素和技术进步及其他生产要素的替代使得城镇工矿用地与经济发展不可能存在长期协整关系。

但是,从方程回归系数可以看出在研究期内城镇工矿用地与二三产业产值、经济增长具有很强的相关性,相关系数达到0.9以上,足以说明2001—2011年甘肃省城镇工矿用地与经济发展的关系极其密切,城镇工矿用地对经济增长的贡献较高。城镇工矿用地与城市这一指标化的相关性相对较弱,这与城市化指标采用人口城市化有很大关系,能从一定程度说明单位城镇工矿用地的城市人口相对较少,从人均城镇工矿用地来看,用地不集约,人均城镇工矿用地面积较大。

#### 4.3 Granger 因果检验

判断一个变量的变化是否是另一个变量变化的原因是计量经济学中的常见问题。对于城镇工矿用地与城市化、二三产业产值和经济增长的Granger因果关系判断,是城镇工矿用地与经济发展关系判断的主要问题之一。借助Eviews6.0软件分别作城镇工矿用地变化与城市化、城镇工矿用地变化与二三产业产值以及城镇工矿用地变化与经济增长的

Granger 因果检验。

由检验结果可知:对于城镇工矿用地与经济增长之间的因果关系,在滞后1期时,不能拒绝lnG不是lnC的Granger因,接受原假设,所以在滞后1期时经济增长不是城镇工矿用地变化的Granger因,而在滞后2期时,lnG不是lnC的Granger因可以在5%的显著性水平下拒绝假设,所以在滞后2期时,经济增长是城镇工矿用地变化的Granger因。不论在滞后1期还是2期,lnC不是lnG的Granger因可以在10%的显著性水平下拒绝假设,城镇工矿用地是经济增长的Granger因。

在滞后1期和滞后2期均都不能拒绝lnI不是lnC的Granger因,接受假设,二三产业发展不是城镇工矿用地变化的Granger因,在滞后2期时,lnC不是lnI的Granger因可以在10%的显著性水平下拒绝假设,城镇工矿用地变化是二三产业发展的Granger因。

不论在滞后1期还是滞后2期均不能拒绝lnU不是lnC的Granger因和lnC不是lnU的Granger因,说明城镇工矿用地变化城市化之间的Granger因果关系并不明显。

#### 4.4 脉冲响应分析

脉冲响应函数是分析当一个误差项发生变化时或者模型受到某种冲击是对系统的动态响应<sup>[10]</sup>。可以借助脉冲响应函数分析城镇工矿用地变化与经济增长、二三产业产值变化、城市化的动态影响关系,在自回归模型的基础上建立3个冲击响应模型。

通过前文单位根的检验可知,lnG、lnI、lnU和lnC均为二阶单整序列,所以是对原始数据进行二次差分后( $\Delta^2 \ln G$ 、 $\Delta^2 \ln I$ 、 $\Delta^2 \ln U$ 和 $\Delta^2 \ln C$ )建立冲击响应模型。利用Eviews 6.0估计的结果是:

城镇工矿用地变化与经济增长的VAR模型

$$\begin{aligned} \Delta^2 \ln G = & -1.4424 \times \Delta^2 \ln G + 1.0622 \times \\ & \Delta^2 \ln G(-2) - 0.0623 \times \Delta^2 \ln C(-1) + \\ & 1.3958 \times \Delta^2 \ln C(-2) + 0.0058 \quad (R^2 = 0.9227) \\ \Delta^2 \ln C = & 4.4483 \times \Delta^2 \ln C(-1) - 3.0540 \times \\ & \Delta^2 \ln G(-2) + 1.5160 \times \Delta^2 \ln C(-1) - \\ & 3.4910 \times \Delta^2 \ln C(-2) - 0.0120 \quad (R^2 = 0.9895) \end{aligned}$$

城镇工矿用地变化与二三产业产值变化的VAR模型

$$\begin{aligned} \Delta^2 \ln C = & -0.3099 \times \Delta^2 \ln C(-1) + 0.6695 \times \\ & \Delta^2 \ln C(-2) + 0.0601 \times \Delta^2 \ln I(-1) - 3.0265 \times \\ & \Delta^2 \ln I(-2) - 0.0202 \quad (R^2 = 0.7783) \end{aligned}$$

$$\Delta^2 \ln I = 0.9829 \times \Delta^2 \ln C(-1) + 2.4312 \times$$

$$\Delta^2 \ln C(-2) - 1.1945 \times \Delta^2 \ln I(-1) - 2.4682 \times \Delta^2 \ln I(-2) + 0.0023 \quad (R^2 = 0.9589)$$

城镇工矿用地变化与城市化的VAR模型:

$$\begin{aligned} \Delta^2 \ln C = & -0.61975 \times \Delta^2 \ln C(-1) - 0.2264 \times \\ & \Delta^2 \ln C(-2) + 0.6496 \times \Delta^2 \ln U(-1) + 0.9369 \times \\ & \Delta^2 \ln U(-2) - 0.01631 \quad (R^2 = 0.8519) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta^2 \ln U = & -0.3271 \times \Delta^2 \ln C(-1) - 0.5176 \times \\ & \Delta^2 \ln C(-2) - 0.5151 \times \Delta^2 \ln U(-1) - 0.2172 \times \\ & \Delta^2 \ln U(-2) + 0.0053 \quad (R^2 = 0.5279) \end{aligned}$$

通过以上建立的城镇工矿用地变化与经济发展的自回归模型可以对它们做脉冲响应分析,进而观察城镇工矿用地变化与经济发展的相互影响和相互作用方向。借助Eviews 6.0软件做出脉冲响应图(图1),图中横坐标为追踪期,纵坐标表示因变量对解释变量的响应程度。

图1(a)为城镇工矿用地变化与经济增长的响应情况及路径图:经济增长1个标准差给城镇工矿用地变化带来的冲击在研究期内虽然一直保持正向,但冲击幅度特别小。而城镇工矿用地1个标准差给经济增长带来的冲击较大,而且反应迅速,但是波动较大,在3、4、6、9和10期时为负效应,表明经济增长是城镇工矿用地变化的主要原因,而城镇工矿用地变化对经济增长的影响较小,但一直为正效应,表明城镇工矿用地对经济增长的贡献较小但其贡献程度一直在缓慢增加。图1(b)为城镇工矿用地与二三产业产值变化的响应情况及影响路径图:可以看出从第6期开始,二三产业发展1个标准差对城镇工矿用地的冲击有了明显的变化,6、7和8期基本为正效应,9和10期为负效应,说明二三产业发展对城镇工矿用地的影响程度有减弱的趋势;城镇工矿用地一个标准差对二三产业发展的冲击除在第8期为负效应外,7和8期呈现明显的正效应,但是在第10期,城镇工矿用地对二三产业的冲击为0,说明城镇工矿用地对二三产业的影响呈波动变化,可以认为城镇工矿用地是促进二三产业发展的主要因素。图1(c)为城镇工矿用地与城市化的响应情况及影响路径图:可以判断在较多的时期,城市化进程对城镇工矿用地变化的冲击为正效应,而且在9、10期出现上升趋势,说明城市化促进城镇工矿用地规模的变化。同时,城镇工矿用地变化对城市化的冲击同样呈现正负效应波动变化态势,但是波动幅度较小,同样出现冲击效应上升趋势,说明

城市化进程与城镇工矿用地变化互相影响,但是从影响效应的波动幅度可以看出城市化对城镇工

矿用地的影响强于城镇工矿用地变化对城市化的影响。

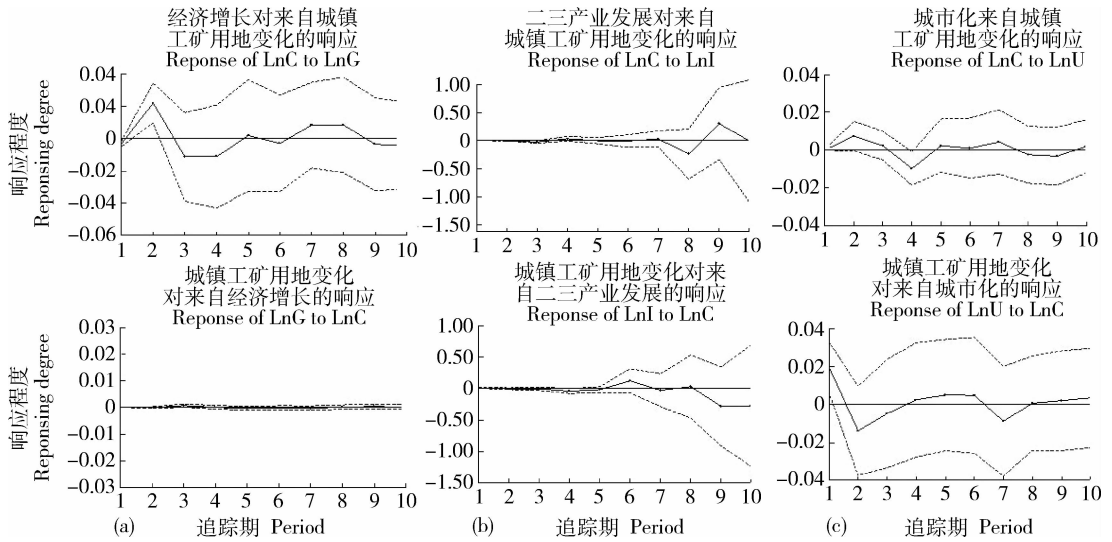


图1 脉冲响应曲线图

Fig.1 Cure graph of reponse

4.5 预测方差分解

基于回归自向量模型(VAR)来进行预测方差分解来衡量城镇工矿用地与经济增长、二三产业产值以及城市化的相互影响程度有多大。

由表2可知:在第1期经济增长并没有收到来自城镇工矿用地变化的冲击和影响,但是随着时间推移,城镇工矿用地对经济增长的冲击力逐渐增大,10

期时达到0.23%,城镇工矿用地变化对经济增长的冲击程度总体较小,说明城镇工矿用地对经济增长的贡献较小,城镇工矿用地粗放。但是对城镇工矿用地变化的冲击从第1期的97.71%到第10期的99.73%,说明经济增长对城镇工矿用地变化的影响一直呈现较高水平接近100%,但是值得注意的是从第9期开始,经济增长对城镇工矿用地变化的影响在减弱。

表2 经济增长的方差分解表

Table 2 Variance decomposition table of economic growth

经济增长的方差分解( $\Delta^2 \ln G$ )				城镇工矿用地变化的方差分解( $\Delta^2 \ln C$ )			
Variance decomposition of $\Delta^2 \ln G$				Variance decomposition of $\Delta^2 \ln C$			
Period	SE	$\Delta^2 \ln G$	$\Delta^2 \ln C$	Period	SE	$\Delta^2 \ln G$	$\Delta^2 \ln C$
1	0.006 0	100.00	0.000 0	1	0.003 3	97.713 5	2.286 4
2	0.010 5	99.999	0.000 9	2	0.022 2	99.8244	0.175 5
3	0.016 5	99.813	0.186 6	3	0.025 1	99.772 2	0.227 7
4	0.017 0	99.821	0.178 5	4	0.027 6	99.766 3	0.233 6
5	0.018 6	99.814	0.185 5	5	0.027 6	99.765 0	0.234 9
6	0.018 6	99.800	0.199 0	6	0.027 8	99.767 9	0.232 0
7	0.019 1	99.794	0.205 8	7	0.029 0	99.738 9	0.261 0
8	0.019 1	99.788	0.211 6	8	0.030 1	99.742 7	0.257 2
9	0.020 2	99.773	0.226 1	9	0.030 4	99.740 4	0.259 5
10	0.020 3	99.771	0.228 1	10	0.030 8	99.730 0	0.269 9

注:SE是在给定预测水平下变量的预测误差。下同。

Note:The "SE" which in the above three tables represent the predictive encoding under the given prediction level. The same below.

由表3可知:在研究初期,二三产业产值变化对城镇工矿用地的冲击为0,随着时间推移,二三产业产值变化对城镇工矿用地变化的影响逐渐加强,在第9期为最高水平,达55.31%,第10期有所回落。城镇工矿用地变化对二三产业产值变化的贡献率从1期的77.26%到10期的71.67%,经历2次有规律的周期波动变化,城镇工矿用地变化对二三产业产值变化的贡献率开始下降,但总体来看,城镇工矿用地对二三产业的发展具有很强的贡献作用。综合以上

分析可知,城镇工矿用地对于二三产业发展的影响强于对经济增长的影响,对于经济增长而言,城镇工矿用地利用粗放,而对于二三产业的发展而言,城镇工矿用地利用相对比较集约,而后集约程度在下降;经济增长对城镇工矿用地的影响弱于二三产业发展对城镇工矿用地的影响,这是因为经济增长指标考虑了第一产业,而城镇工矿用地是二三产业发展的载体,所以城镇工矿用地变化重点影响二三产业的发展,与实际情况相符。

表3 二三产业产值变化的方差分解表

Table 3 Variance decomposition table of secondary industry output value change

%

经济增长的方差分解( $\Delta^2 \ln C$ )				城镇工矿用地变化的方差分解( $\Delta^2 \ln I$ )			
Variance decomposition of $\Delta^2 \ln C$				Variance decomposition of $\Delta^2 \ln I$			
Period	SE	$\Delta^2 \ln I$	$\Delta^2 \ln C$	Period	SE	$\Delta^2 \ln I$	$\Delta^2 \ln C$
1	0.015 6	0.000 0	100.000 0	1	0.016 4	22.732 1	77.267 7
2	0.016 6	0.080 3	99.919 6	2	0.018 9	41.241 4	58.758 5
3	0.042 2	29.569 1	70.430 8	3	0.020 8	51.150 4	48.849 5
4	0.056 5	56.300 6	43.699 3	4	0.045 1	15.527 3	84.472 6
5	0.059 7	50.486 7	49.513 2	5	0.049 0	18.225 9	81.774 0
6	0.145 0	8.636 8	91.363 1	6	0.153 3	25.917 2	74.082 7
7	0.148 7	12.234 8	87.765 1	7	0.170 1	37.482 5	62.517 4
8	0.396 3	37.042 8	62.957 1	8	0.192 7	48.422 1	51.577 8
9	0.524 7	55.311 5	44.688 4	9	0.361 1	23.414 9	76.585 0
10	0.613 9	40.412 1	59.587 8	10	0.494 0	28.324 1	71.675 8

由表4可知:城镇工矿用地变化对城市化的冲击相对较大,在研究期内始终在77%左右波动,而且其影响程度有微弱的增大趋势,表明城镇工矿用地变化影响城市化的发展,城镇工矿用地规模的扩大推动二三产业的发展,充分发挥经济的规模效应和集聚效应,不断吸引更多的农业人口成为城市人

口,扩大了就业人数并加快农业人口向非农人口转移,促进城市化发展。城市化发展对城镇工矿用地变化的冲击作用并不明显,贡献率基本保持在20%左右,说明在城镇工矿用地的供给中,并没有充分考虑到城市人口对城镇工矿用地的实际需要,可以说说明人均城镇工矿用地面积较大。

表4 城市化方差分解表

Table 4 Variance decomposition table of urbanization

%

经济增长的方差分解( $\Delta^2 \ln C$ )				城镇工矿用地变化的方差分解( $\Delta^2 \ln U$ )			
Variance decomposition of $\Delta^2 \ln C$				Variance decomposition of $\Delta^2 \ln U$			
Period	SE	$\Delta^2 \ln U$	$\Delta^2 \ln C$	Period	SE	$\Delta^2 \ln U$	$\Delta^2 \ln C$
1	0.012 7	0.000 0	100.000 0	1	0.022 5	25.483 0	74.516 9
2	0.015 4	22.795 9	77.204 0	2	0.027 2	22.021 5	77.978 4
3	0.015 9	23.452 1	76.547 8	3	0.027 8	21.643 9	78.356 0
4	0.027 1	21.133 1	78.866 8	4	0.028 0	22.054 8	77.945 1
5	0.028 4	19.912 4	80.087 6	5	0.028 6	22.706 2	77.293 7
6	0.028 8	19.507 7	80.492 2	6	0.029 1	22.939 0	77.060 9
7	0.029 2	20.996 6	79.003 3	7	0.030 7	22.120 3	77.879 6
8	0.029 6	21.121 61	78.878 3	8	0.030 7	22.141 6	77.858 3
9	0.030 5	21.190 9	78.809 1	9	0.030 8	22.074 7	77.925 2
10	0.031 2	20.624 6	79.375 3	10	0.031 1	22.389 9	77.610 1

## 5 结论与启示

通过借助计量经济分析方法,从向量自回归模型角度分析了甘肃省城镇工矿用地与经济发展的动态效应关系并得出以下重要结论。

1)通过协整分析发现甘肃省城镇工矿用地变化与经济发展之间并没有存在长期的均衡关系,二者关系的变动受到外来因素的影响,城镇工矿用地供给具有的较强的行政命令性质决定了城镇工矿用地规模增长的无规律性和不确定性,导致了二者关系的不均衡性。但是不可否定的是在研究期内(2001—2011)城镇工矿用地与经济发展的相关性较强。

2)通过 Granger 因果检验分析得出不论在滞后 1 期还是 2 期,城镇工矿用地是经济增长的 Granger 因,在滞后 2 期时,经济增长是城镇工矿用地的 Granger 因。二三产业不是城镇工矿用地变化的 Granger 因,在滞后 2 期时,城镇工矿用地是二三产业的 Granger 因;城市化和城镇工矿用地没有明显的 Granger 因果关系。

3)通过脉冲响应函数和预测方差分解分析可以推断城镇工矿用地对经济增长的贡献较小,城镇工矿用地粗放。经济增长对城镇工矿用地变化的影响一直呈现较高水平,但影响程度在减弱。二三产业产值变化对城镇工矿用地变化的影响逐渐加强,同时城镇工矿用地对二三产业的发展具有很强的贡献作用。城镇工矿用地变化对城市化的冲击相对较大,且有微弱的增大趋势,而城市化发展对城镇工矿用地变化的冲击作用并不明显。

根据计量研究发现,甘肃省城镇工矿用地规模呈现不断扩张的趋势,城镇工矿用地规模扩大是二三产业发展的主要推动因素,城镇工矿用地对二三产业的贡献作用不断加强,而二三产业是国民经济的主要组成部分,可以推断在今后很长的一段时期内,甘肃省经济发展很大程度上依赖于城镇工矿用地

规模的扩张,城镇工矿用地规模的扩张成为一种必然趋势,在此期间会占用大量的优质耕地。因此,甘肃省在今后较长的时期内,保护优质耕地与保障经济发展的矛盾依然是今后土地管理工作中的主要矛盾,正确协调城镇工矿用地扩张、二三产业发展和耕地保护之间的关系将是各级政府部门及土地管理部门的主要任务。研究结果表明甘肃省的现实情况为城镇工矿用地扩张是拉动二三产业发展的主要因素,而二三产业发展并不是推动城镇工矿用地扩张的主要因素,所以应根据二三产业发展目标配置城镇工矿用地,而非应城镇工矿用地扩张来发展二三产业,以此来扭转二者的不合理关系。

## 参 考 文 献

- [1] 曲福田,吴丽梅. 经济增长与耕地非农化的库兹涅茨曲线假设及验证[J]. 资源科学, 2004, 26(5): 61-67
- [2] 谭荣,曲福田,郭忠兴. 中国耕地非农化对经济增长贡献的地区差异分析[J]. 长江流域资源与环境, 2005, 14(3): 277-281
- [3] 刘庆,陈利根,张凤荣. 中国 1986 年至 2006 年耕地非农化数量与经济发展关系的计量研究[J]. 资源科学, 2009, 31(5): 787-793
- [4] 童立里,肖红安,李建强. 农地非农化对经济增长的贡献研究[J]. 经济师, 2007, (5): 52-54
- [5] 徐艳,南灵. 陕西省耕地非农化与经济增长的 Granger 因果关系研究[J]. 生态经济, 2012, (2): 259-262
- [6] 朱剑峰,邹红艳,程文青. 农地非农化与中部地区经济发展关系的研究:对安徽省阜阳市农地非农化的调查与分析[J]. 阜阳师范学院学报:社会科学版, 2010, 134(2): 95-100
- [7] 宋戈,吴次芳,王杨. 黑龙江省耕地非农化与经济发展的 Granger 因果关系研究[J]. 中国土地科学, 2006, 20(3): 33-37
- [8] 谢保鹏,陈英,张文斌,等. 甘肃省县区单元城镇工矿用地经济密度区域差异及动态演变特征分析[J]. 干旱区资源与环境, 2012, 26(11): 12-19
- [9] 谢保鹏,陈英,白志远等. 甘肃省县区单元城镇工矿用地与二三产业耦合状态的时空变化研究[J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(9): 18-25
- [10] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社, 2009

责任编辑:王燕华