

# 基于四十二国样本的 工业化、城市化与耕地变化机制研究

王成军，费喜敏  
(浙江农林大学 经济管理学院,浙江 临安 311300)

**摘要:** 为了深入研究工业化、城市化与耕地变化之间的相互影响及工业化、城市化对耕地变化的相对贡献,从世界 200 多个国家中选取 42 个国家和 27 年(1982—2008)的时间段作为样本,运用 PVAR 模型进行实证分析。结果表明,工业化、城市化的发展是耕地减少的原因之一,耕地增加、城市化发展对工业化发展具有促进作用,耕地增加、工业化发展可以促进城市化发展。从方差分解的结果看,工业化、城市化对耕地减少作用有限,工业化、城市化的快速发展不是耕地面积加速减少的必然条件;耕地自身冲击对耕地变化贡献占近 70%,说明耕地变化的主要驱动力来自于工业化、城市化发展之外。

**关键词:** 工业化;城市化;耕地变化;PVAR 模型  
**中图分类号:** F301.24      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1003-2363(2013)04-0117-06

## 0 引言

工业化和城市化是一个国家或地区实现现代化的必由之路,也是经济社会发展的必然趋势<sup>[1]</sup>。在工业化、城市化过程中,耕地资源也不可避免地发生动态变化<sup>[2]</sup>。耕地在工业化、城市化过程中呈现什么样的变化规律?工业化、城市化发展对耕地变化(耕地变化一般包括质量变化和数量变化两个方面,由于耕地质量变化的数据难以获得,本研究中的耕地变化仅仅指数量变化)存在何种作用形式?其对耕地变化的主要贡献如何?此类问题一直以来是国内外学者研究的热点之一。例如,X. Li 等<sup>[3]</sup>、叶嘉安等<sup>[4]</sup>、朱丽芬等<sup>[5]</sup>、Zhang Xiaobo 等<sup>[6]</sup>、陈志刚等<sup>[7]</sup>、刘庆等<sup>[8]</sup>研究了中国工业化、城市化过程中耕地变化现象以及工业化、城市化发展对耕地变化的影响。Deller Steven<sup>[9]</sup>、王家庭等<sup>[10]</sup>研究了美国工业化、城市化与耕地变化之间的关系。贾绍凤等<sup>[11]</sup>、郝寿义等<sup>[12]</sup>、孙强等<sup>[13]</sup>研究了日本工业化、城市化过程中耕地变化及其驱动因素。黄大全等<sup>[14]</sup>、刘新卫<sup>[15]</sup>通过多国对比的方式研究了台湾、日本和欧美等主要资本主义国家工业化、城市化过程中耕地变化现象。然而,在这些众多的研究中,得出的结论却存在很大的差异性,

大致可以归纳为 3 种类型:一是认为由于工业化、城市化发展需要占用大量的耕地,在此过程中耕地必然大量减少;二是认为工业化、城市化对土地的利用集约程度较高,在此过程中随着产业和农村劳动力向城市的集中,农村大量的建设用地复垦为耕地,耕地最终可以出现增加或者基本不变;三是认为在工业化、城市化发展初期,工业化与城市化的粗放发展,需要占用大量耕地,到了后期工业化与城市化集约发展,同时农村建设用地复垦,耕地出现增加,因此,认为工业化、城市化的发展使耕地呈现“U”型变化现象。以往的研究之所以会出现不同甚至截然相反的结论,本研究认为其主要原因存在两个方面:一是以往的研究样本主要是某个国家或局部地区,研究多数针对工业化、城市化过程的某个阶段,研究的对象具有特殊性,而研究中又无法剔除不同地区的特殊性的影响;二是在研究方法的使用上基本上只是关注了工业化、城市化发展对耕地变化的单方向影响,很少注意到耕地变化对工业化、城市化反馈作用和对自身变化的强化作用。因此,本研究拟从世界整体中选出具有一般代表性的样本,使用面板数据向量自回归模型(panel vector auto-regression, PVAR)方法,将工业化、城市化对耕地变化的影响及耕地变化对工业化、城市化的反馈作用纳入研究框架,从而揭示工业化、城市化发展对耕地变化的影响及贡献。

## 1 耕地变化的驱动机制分析

城市化是指由农村经济向城市经济的转化过程(图 1)。从产业结构的角度看,是城市二三产业不断扩张的过程,从劳动力的构成角度看,是农村劳动力不断向城市部门集中的过程。在人口和产业向城市部门集中的

收稿日期: 2012-08-16; 修回日期: 2013-03-26  
基金项目: 国家自然科学基金青年基金项目(41201125);教育部人文社会科学研究青年基金项目(11YJC790172);浙江省自然科学基金项目(Y6110284)  
作者简介: 王成军(1977-),男,安徽霍邱县人,副教授,博士,主要从事土地经济研究,(E-mail) cjiang\_77@126.com。  
通讯作者: 费喜敏(1977-),女,吉林长春市人,讲师,硕士,主要从事农业经济研究,(E-mail) helenfxm@sina.com。

过程中,往往导致城市部门“房地产热”、“开发区热”,在发展的中前期,城市会“摊煎饼”式外延发展,这必然会导致大量耕地流失<sup>[5]</sup>。其次,工业化是指一个国家和地区国民经济中工业生产活动逐步取得主导地位的发展过程,是指工业(特别是其中的制造业)产值在国民生产总值中比重不断上升的过程。随着工业的扩张,工业用地也必然增加,导致大量的耕地被占用。再次,耕地也会反过来对工业化、城市化发展产生重要影响。耕地是非农建设用地的主要来源,充足的耕地可以减轻非农建设用地增长的阻力,有利于非农产业和城市部门扩张,而非农产业发展和城市的扩张必须有充足的粮食供给等物质保障,这又必须以耕地为基础。因此,充足的耕地资源供给将有利于工业化和城市化快速发展,否则将阻碍工业化、城市化的发展。另外,工业化、城市化之间也是相辅相成的。城市化发展除了表现为城市的扩张外,还表现为人口大量向城市集中,这种集中往往需要工业部门提供充分的工作机会,否则将造成城市人口的大量失业,阻碍城市化的进程;而集中于城市部门工业的发展,一方面需要城市空间提供便利的基础设施,另一方面需要城市劳动市场提供大量的劳动力,这又必须借助于城市化的充分发展。

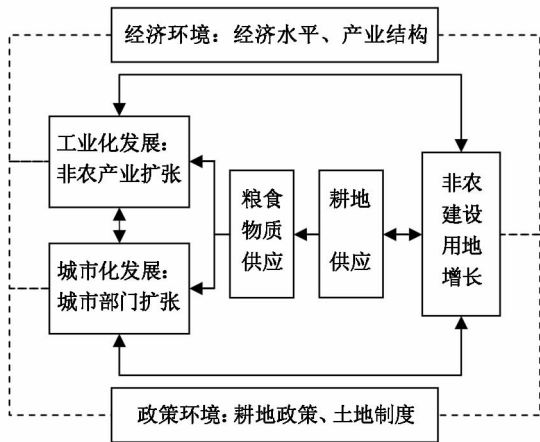


图 1 工业化、城市化与耕地变化相互作用机制  
Fig. 1 The function of industrialization urbanization and arable land conversion

由上述分析可知,耕地变化、工业化和城市化之间存在相互作用机制,从长期看,工业化、城市化和耕地变化之间应该存在相互牵制的均衡关系,从短期看,耕地、工业化和城市化三者之间任何一个发生变化,将会通过三者间的均衡机制对其他两个产生冲击。工业化、城市化对耕地变化的影响正是通过这种关系产生的。

## 2 基于 PVAR 模型的实证

### 2.1 研究方法与指标、样本的选取

由于耕地变化、工业化和城市化之间存在相互影响关系,在实证分析中对模型进行估计和做外推时可能遇到内生性解释变量的问题,采用联立的结构方程模型进

行分析虽然可以解决此问题,但缺乏支撑建立联立方程模型所需要的经济理论,VAR 模型为解决这一问题提供了很好的途径。由于受时间的限制,基本的 VAR 模型很难做大样本的分析,起始于 20 世纪 80 年代的 PVAR 模型可以克服上述问题。

PVAR 模型的研究起始于 Chamberlain<sup>[16]</sup> 基于混合数据(pool data)的向量自回归模型的研究,Holtz-Eakin 等<sup>[17]</sup>进一步研究了时变系数的 PVAR 模型,但是此时 PVAR 模型内生变量只有一个,严格意义上说只是一个分布滞后模型,Pearan 等<sup>[18]</sup>开创性地将内生变量拓展到多个,经过 Canva 等<sup>[19]</sup>的进一步发展,PVAR 模型才逐步成熟,最近几年该方法逐渐为国内学者使用。

本研究构建一个三阶滞后的面板数据 VAR 模型,从实证的角度检验工业化、城市化与耕地变化之间的相互作用,从而分析工业化、城市化发展对耕地变化的影响。模型的基本设定如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j Y_{i,t-j} + D_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中:  $Y_{i,t}$  为第  $i$  个国家在  $t$  年的可观察随机变量耕地变化量、工业化、城市化等  $3 \times 1$  向量;  $D_i$  为第  $i$  个国家 3 个不可观察的固定效应的  $3 \times 1$  向量;  $\alpha_0$  为 3 个常数项的  $3 \times 1$  向量;  $\alpha_i$  为 3 个内生变量的估计系数的  $3 \times 1$  向量;  $q$  为内生变量的滞后阶数;  $\varepsilon_{i,t}$  为 3 个随机扰动项的  $3 \times 1$  向量。模型中存在不可观察的固定效应  $D_i$ ,在估计模型前需要消除它们。本研究采用 Helmert 方法将固定效应从模型中消除,即采用每个变量的  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T-1$ ) 时期值均减去其后各个时期耕地的平均值,采用差分后的值作为新的变量进行回归,根据式(1),固定效应被差分消除,新的变量计算公式如下:

$$Y_{i,t}^* = [(T-t)/(T-t+1)] \times [Y_{i,t} - (Y_{i,t} + Y_{i,t+1} + \dots + Y_{i,T})/(T-t)] \quad (2)$$

采用 Helmert 方法对所有变量进行前向均值差分,此变换不改变各个变量之间以及滞后变量之间的正交性,所以对变换后的模型仍可采用系统广义矩法(GMM)进行估计。变换后的模型如下:

$$Y_{i,t}^* = \sum_{j=1}^q \alpha_j Y_{i,t-j}^* + \varepsilon_{i,t}^* \quad (3)$$

本研究中选用城市人口占总人口比( $U$ )表示城市化变量,用非农产业产值占总 GDP 的比重( $I$ )表示工业化变量,用各国年耕地变化面积( $G$ )表示耕地变量。各国的非农产业产值采用第二与第三产业产值加总获得,年耕地面积变化量采用人均耕地面积与各国总人口计算出总耕地面积,根据各国耕地统计具有周期性特点,对总耕地面积进行 5 年移动平均,再进行相邻两年耕地总面积差分获得。样本数据来自世界银行数据库提供的各国年度数据。样本的选取分 3 步进行。首先,基于数据的可获取性以及能够将中国、印度、俄罗斯等典型大国包括在样本中,增强样本的代表性,选取 1982—2008 年

表1 42个样本国及耕地分布情况

Tab.1 The distribution of the samples of 42 countries and their arable land

指标	按照收入分组的分布				按照各大洲分组的分布					
	低收入	下中等收入	上中等收入	高收入	亚洲	欧洲	北美洲	南美洲	非洲	大洋洲
样本国家数/个	2	12	10	18	9	14	7	7	3	2
耕地总量/10 <sup>6</sup> hm <sup>2</sup>	182	166	248	363	331	207	254	96	184	48
耕地占同类国比重/%	49.68	61.12	73.61	97.34	73.04	76.99	97.02	93.27	7.68	99.04

指标	按照城市化程度分组的分布				按照世界银行分组的分布					
	城市化初期	城市化中期	城市化后期	拉美和加勒比地区	OECD 国家	欧洲和中亚	东亚和太平洋地区	南亚	中东和北非	
样本国家数/个	12	15	15	12	18	2	4	2	4	
耕地总量/10 <sup>6</sup> hm <sup>2</sup>	112	380	370	124	353	133	186	182	14	
耕地占同类国比重/%	48.53	72.17	95.42	89.49	98.58	57.55	76.40	90.35	27.70	

为研究的时间段。其次,在世界 200 多个国家中,选出处于工业化、城市化进程阶段的国家。最后,根据各指标数据的可获取性,最终确定 42 个国家作为样本,样本分布情况见表 1。由表 1 可知,所选取的样本无论是在总面积上,还是在地区分布以及各组分布中对世界整体均具有充分的代表性。

2.2 单位根与协整检验

为了避免耕地变化 ( $G$ )、工业化( $I$ )、城市化( $U$ ) 等序列不稳定产生伪回归,本研究使用 IPS (im pearan shin)单位根检验方法,对  $G,I,U$  等指标进行面板数据单位根检验,检验结果见表 2。结果显示, $G,U$  是平稳的,而  $I$  非平稳,因此,需要对变量进行协整检验。本研究使用 Eviews 6.0 自带的 Panel Data 协整检验功能进行协整检验,该检验将不同国家间的自回归系数分为同质和异质的两种情况,同质性检验又按照国家间加权和不加权两种方式处理,采用  $V,RHO,PP,ADF$  这 4 个统计进行检验,异质性检验没有加权之分,因此,没有  $V$  统计量和加权的结果。由于检验的序列少于 7 个,所以选择基于 E-G(Engle-Granger) 两步法的 Pedroni 方法进行协整检验,检验结果见表 3。

表2 1984—2010 年 IPS 单位根检验结果

Tab.2 The test of unit

root of IPS during 1984—2010

指标名称	IPS 统计量值	伴随概率
耕地变化量	-4.84	0.00
城市人口占比	-2.28	0.01
非农产业产值占比	1.22	0.88

说明:检验的原假设是序列存在单位根过程中。

由表 3 可知,只有加权的面板 ADF 统计量检验的显著水平略高,其余统计量检验均在 0.01 的水平上显著。因此,可以认为各国年耕地变化量、各国的城市化人口占总人口的比重、非农产业产值占总 GDP 比重之间存在协整关系,可以进行面板数据向量自回归(PVAR)分析。

2.3 PVAR 估计、脉冲响应及方差分解结果

协整检验结果说明工业化、城市化与耕地变化之

表3 各变量间 Pedroni 协整检验结果

Tab.3 The Pedroni cointegration test between variables

AR 系数假设	统计量	统计量值	伴随概率	加权统计量值	伴随概率
同质	V	7.08	0	3.15	0
	RHO	-8.26	0	-4.57	0
	PP	-12.38	0	-10.53	0
	ADF	-0.90	0.16	-4.10	0
异质	RHO	-3.10	0.01		
	PP	-15.55	0		
	ADF	-3.05	0.000 7		

说明:检验原假设是变量间不存在协整关系。

间的长期均衡关系,为了进一步分析各变量之间的关系,本研究采用系统广义矩 (generalized method of moments,GMM)方法对 42 个样本国 27 年的耕地变化量、非农产业产值占比、城市人口占比进行 PVAR 模型估计,在此基础上估算脉冲响应函数和进行方差分解,进一步分析工业化、城市化和耕地变化受到冲击时的波动过程和各冲击对波动的贡献,结果见表 4 和图 2。

表4 面板数据 VAR 模型的广义矩估计结果

Tab.4 GMM estimation results of panel data VAR model

自变量	模型 1 (被解释变量: $G$ )		模型 2 (被解释变量: $I$ )		模型 3 (被解释变量: $U$ )	
	系数	$t$ 值	系数	$t$ 值	系数	$t$ 值
$L_1G$	0.20	0.04	0	-0.79	0	-0.71
$L_1I$	-24.02	-0.78	0.590	2.56	0.010	0.48
$L_1U$	-69.81	-0.93	2.420	0.79	1.870	10.91
$L_2G$	0.07	1.06	0	-1.67	0	-0.99
$L_2I$	-1.24	-0.28	0.043	0.51	0.001	0.41
$L_2U$	-72.02	-0.92	2.320	0.65	0.870	4.37
$L_3G$	-0.17	-1.51	0	-0.64	0	-0.40
$L_3I$	-3.16	-0.35	0.100	1.22	0	0.09
$L_3U$	-89.77	-0.86	0.190	0.23	0.010	0.12

说明:  $L_1,L_2,L_3$  分别表示滞后 1 期、2 期、3 期。

依据表 4 和图 2 可知: 1) 城市化发展促使耕地减少但其作用强度呈现倒“U”型关系。表 4 的模型 1 中  $U$  的滞后 1 ~ 3 期的边际影响系数,及图 2(a) 中  $U$  对  $G$  的冲

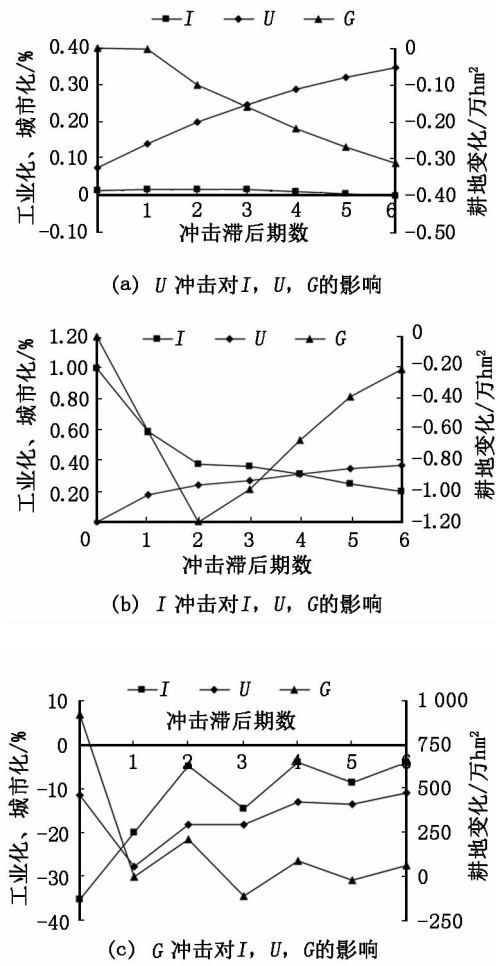


图 2 工业化、城市化和耕地变化的一个单位标准差冲击的影响  
Fig.2 Impact of unit standard industrialization, urbanization and arable land conversion deviation

击始终为负,且图 2(a)中 U 对 G 的冲击作用逐渐增大,后期有所下降,说明城市化发展对耕地的占用越来越强,随着城市化发展到一定阶段,这种占用开始减弱。这与城市化发展的“S”型过程相一致。城市化发展进入中期阶段以后逐步加快,为了容纳大量的进城人口,城市需要大量的扩张,这种扩张来源于两个方面:一是人口的集中使城市的生产部门获得了劳动力,取得了更高的利润,从而积极扩张生产空间,出现城市化起始及中前期阶段的“开发区热”;二是为了给进城者提供居住场所,建设大量的住宅,又产生了“房地产热”。但是,到了中后期阶段城市化速度开始放慢,劳动者的迁移数量逐步下降,城市劳动者的居住也得到了改善,进城劳动者的工资也逐步提升,生产扩张的阻力增大,房地产开发的积极性也开始下降。2) 工业化发展促使耕地减少但其作用强度逐步减弱。模型 1 中 I 滞后 1~3 期的边际影响系数,及图 2(b)中 I 对 G 的冲击始终为负, I 对 G 的冲击作用在到第 3 期以后逐渐减小。这是因为在工业化的前中期非农产业的发展主要依赖于粗放式经营,依靠各种生产要素的大量投入获得发展,而到中后期,随着

产业结构的转型升级,非农产业的发展越来越多地依赖于集约化经营和要素使用效率的提高。因此,在前中期非农部门表现出对资金、劳动和土地的大量使用,而到了中后期则表现为技术的更新和投入。3) 耕地自身变化的影响具有不确定性。模型 1 中 G 的滞后 1 期和 2 期对当期的影响为正,滞后 3 期的影响为负,图 2(c)中 G 对自身的冲击呈现很大波动性,而且 3 期后呈现正负交叉波动。这是因为在本研究的 PVAR 模型中,耕地及其滞后变量代表了除工业化、城市化之外的因素对耕地变化的影响和冲击,其中包括了经济、政治、自然、环境等多种因素,而这些因素的变化往往会出现很大的波动性。

另外,表 4 和图 2 还表明:1) 城市化发展和工业化自身的发展对工业化均具有促进作用,而耕地面积增长对工业化发展具有一定的限制作用。表现为表 4 中模型 2 的非农产业产值占总 GDP 比重、城市人口占总人口比重的滞后 1,2,3 期的边际影响系数均为正,而耕地变化量滞后 1,2,3 期的系数均为负,图 2 中(a),(b)表明单位标准差工业化、城市化冲击对工业化波动的影响始终为正,而(c)表明单位耕地变化标准差冲击对工业化波动的影响始终为负。2) 城市化自身发展和工业化发展对城市化均有促进作用,而耕地面积的增长对城市化的发展具有一定的限制作用。表现为表 4 中模型 3 的非农产业产值占总 GDP 比重、城市人口占总人口比重的滞后 1,2,3 期的边际影响系数均为正,而耕地变化量滞后 1,2,3 期的系数均为负,图 2 中(a),(b)表明单位标准差工业化、城市化冲击对城市化波动的影响始终为正,而(c)表明单位耕地变化标准差冲击对城市化波动的影响始终为负。

尽管 PVAR 模型的方程及脉冲响应函数显示了各因素独立冲击对工业化、城市化、耕地变化的作用形式,但是工业化、城市化、耕地变化的实际表现是各种冲击共同起作用的结果,因此,工业化、城市化、耕地变化的最终形式将取决于各种冲击对它们相对贡献大小。为此,在 PVAR 模型的基础上,采用蒙特卡洛方法模拟系统在各因素综合冲击下的波动反映,并利用方差分解方法,把系统内每个内生变量的波动按其成因分解为各种冲击的相对贡献,从而揭示各内生变量最终变化的形成原因。各变量方差分解结果见表 5。

从表 5 可知,在滞后第 10,20 和 30 期的方差分解中,工业化发展和城市化发展都对耕地变化作出了一定的贡献,其中,工业化对耕地变化的贡献 3 期均为 15%,城市化对耕地变化的贡献为 17%~18%。这说明工业化发展和城市化发展是耕地变化的原因。另外,在模拟中,尽管把各因素对耕地变化的共同影响归属于工业化和城市化,但是,耕地自身的冲击仍然是耕地变化的最主要原因,从分解的结果看,耕地自身的贡献在 67%~68%。根据方差分解的结果,耕地变化的最终形态将主要取决于耕地自身变化冲击,这种冲击来自于一国的经

表5 基于PVAR模型的方差分解

Tab.5 Variance decomposition of PVAR model

变量	滞后期数	工业化贡献/%	城市化贡献/%	耕地变化贡献/%	累计贡献/%
I	10	65	34	1	100
U		0	99	1	100
G		15	17	68	100
I	20	48	51	1	100
U		1.5	97	1.5	100
G		15	18	67	100
I	30	47	52	1	100
U		2	96	2	100
G		15	18	67	100

说明:使用 Stata 11 通过 Monte 方法模拟 500 次获得的结果。程序中只报告了滞后 10,20,30 期的脉冲相应方差分解值。

济、政治、自然、环境等多种复杂因素,在工业化、城市化发展过程中其变化具有不确定的波动性。因此,可以推断,各国在工业化、城市化发展过程中,耕地变化也应该具有不确定性的波动性。各国的耕地变化实践也印证了本研究推断的正确性。例如,美国在 1880—1920 年间耕地面积从 6 700 万 hm<sup>2</sup> 一路攀升到 1.6 亿 hm<sup>2</sup>,20 世纪 30 年代减少了 1.7 万 hm<sup>2</sup>,1950 年至今变化不大;英国在 1688—1795 年间,耕地面积增加了 162 万 hm<sup>2</sup>,1871—20 世纪中期,减少了近 200 万 hm<sup>2</sup>,从 1960 年至今,又开始不断增长;日本在 1880—1920,1930—1940,1950—1960 年期间耕地面积曾 3 次增长(根据世界经济千年史和 FAO 提供的数据资料计算)。我国从建国至 20 世纪 60 年代,耕地面积一直增加,但是到后期却快速减少。

### 3 结论与启示

从理论分析看,工业化、城市化与耕地变化之间具有相互影响的作用机制,工业化、城市化的发展促使耕地减少,耕地变化也反作用于工业化、城市化发展,耕地变化的最终形态取决于各种因素综合作用的结果。采用世界银行数据库提供的 1984—2010 年的四十二国数据,利用 PVAR 模型估计程序进行模拟,以及通过脉冲响应函数分析和方差分解发现:1)工业化、城市化发展是耕地减少的原因,而充足的耕地非农化供给反过来增进了工业化、城市化的发展。2)在工业化、城市化过程中,尽管工业化、城市化发展促使耕地面积减少,但是,这并不是耕地减少的主要原因,从耕地变化波动的贡献上,工业化、城市化贡献总和没有超过 40%,耕地变化的贡献更多地是由耕地变化自身冲击引起的,这说明耕地自身冲击所代表的因素是影响耕地变化的最主要因素。3)在工业化、城市化、耕地变化构成的系统内,各国耕地既没有表现为普遍减少,也没有表现为普遍增长或者维持不变,而是表现为阶段性波动形态。

基于上述的理论分析和实证检验的结论,在工业

化、城市化发展过程中,工业化、城市化发展对耕地的流失产生了一定的作用,加强对工业发展用地和城市扩张用地的管理,提高非农用地的集约化利用程度,是长期内减少耕地流失的重要措施之一。但是,在工业化、城市化发展过程中,工业化、城市化发展不是导致耕地大量流失的最主要原因,有效抑制耕地流失的手段应该更多地着眼于工业化、城市化之外的因素。从已有的研究结果看,采取合理的工业化、城市化发展模式,采用有效的经济发展政策、对外贸易政策、积极的农业生产政策和耕地保护政策等都是有效地抑制耕地减少的重要手段。只是针对不同的国情,各种因素的耕地变化的相对重要性可能存在差别。在什么样的社会经济背景下采取何种措施更有效,这将是需要进一步研究的重要课题。

致谢:本研究中 PVAR 模型的估计程序是世界银行 I. Love 博士免费提供的,在此表示感谢!

### 参考文献:

[1] Harris J R, Todaro M P. Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis[J]. American Economic Review, 1970, 60(1): 126 - 142.

[2] Huang J, Rozelle S. Environmental Stress and Grain Yields in China[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1995, 76(4): 853 - 864.

[3] Li X, Sun L. Driving Forces of Arable Land Conversion in China[R]. New York: Cornell University, 1997.

[4] 叶嘉安,黎夏.珠江三角洲经济发展、城市扩张与农田流失研究——以东莞市为例[J].经济地理,1999,19(1): 67 - 72.

[5] 朱丽芬,黄季焜.城镇化对耕地影响的研究[J].经济研究,2007(2): 137 - 145.

[6] Zhang Xiaobo, Mount T D, Boisvert R N. Industrialization, Urbanization and Land Use in China[D]. New York: Cornell University, 2008.

[7] 陈志刚,曲福田,韩立.工业化、城镇化进程中的农村土地问题:特征、诱因与解决路径[J].经济体制改革,2010(5): 93 - 98.

[8] 刘庆,陈利根,何长元.长株潭城市群耕地动态变化及驱动力实证研究[J].地域研究与开发,2010,29(4): 122 - 126.

[9] Steven Deller. Urban Growth, Rural Land Conversion and the Fiscal Well-being of Local Municipalities [D]. New York: Cornell University, 2003.

[10] 王家庭,张焕兆.工业化、城市化与土地制度的互动关系:美国的经验[J].亚太经济,2009(4): 52 - 56.

[11] 贾绍凤,张军岩.日本城市化中的耕地变动与经验[J].中国人口·资源与环境,2003,13(1): 31 - 34.

[12] 郝寿义,王家庭,张焕兆.工业化、城市化与农村土地制度演进的国际考察——以日本为例[J].上海经济研究,2007(1): 40 - 50.

[13] 孙强,蔡运龙.日本耕地保护与土地管理的历史经验

及其对中国的启示[J]. 北京大学学报(自然科学版),2008,44(2):249-256.

[14] 黄大全,郑伟元. 海外城市化与耕地保护对中国的启示[J]. 中国土地科学,2005,19(3):38-43.

[15] 刘新卫. “黄金发展阶段”日本、韩国和中国台湾土地利用浅析[J]. 国土资源情报,2006(2):50-56.

[16] Chamberlain G. Panel Data in the Handbook of Econometrics Volume II [M]. Amsterdam:North-Holland Publishing Company,1983.

[17] Holtz-Eakin D, Newey W, Rosen H. Estimating Vector Autoregression with Panel Data [J]. Econometrica, 1962,30(4):34-53.

[18] Pesaran H, Smith R. Estimating Long Run Relationships for Dynamic Heterogenous Panels[J]. Journal of Econometrics, 1995,68(10):79-113.

[19] Canova F, Ciccarelli M. Forecasting and Turning Point Predictions in A Bayesian Panel VAR Model[J]. Journal of Econometrics, 2004,120(5):327-359.

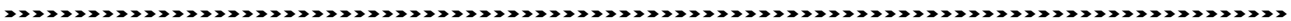
Study on Industrialization, Urbanization and Mechanism of Arable Land Conversion Based on 42 Countries Samples

Wang Chengjun , Fei Ximin

(School of Economy and Management, Zhejiang Agriculture & Forestry University, Lin'an 311300, China)

**Abstract:** This paper explain the mutual function of industrialization and urbanization to arable land changing, and analyze the contribution of industrialization and urbanization to arable land changing. Forty-two countries and twenty-seven years are selected from all countries as the samples and PVAR model method is used to the study. The result show that industrialization and urbanization are the reason of the arable land reduction, arable land increasing and urbanization development push ahead on industrialization, and arable land increasing and industrialization development push ahead on urbanization. According to the result of variance decomposition, the contribution of industrialization and urbanization to the arable land reduction is limited. The rapid development of industrialization and urbanization are not necessary condition of the arable land reduction, the contribution of arable land itself changing get up to about seventy percent, these show that the main driving force of arable land changing comes from other aspects.

**Key words:** industrialization; urbanization; arable land conversion; PVAR model



(上接第 116 页) Research on Evaluation of Ancient Village's Integrated Value of the Protection and Development: A Case Study of Pan'an County of Zhejiang Province

Yang Liting<sup>1</sup>, Zeng Zhen<sup>2</sup>

(1. Center for Historical Geography, Fudan University, Shanghai 200433, China;  
2. Wenchang Senior High School, Hangzhou 311121, China)

**Abstract:** Based on the combination of AHP and linear weighted function method, an ancient village's integrated value model of protection and development is built in this paper. Through determining the weights of evaluation targets with Delphi method, it combines the qualitative analysis and quantitative analysis efficiently which will make a contribution to strengthen the scientificness, objectivity and veracity of the evaluation and serve for the decision-making of ancient village tourism development. The research showed that the factor of the architectural remains makes the greatest influence on ancient village's integrated value, and the ranking of the integrated value cannot completely represent the real situation of the ancient villages. A thorough analysis should be made using the data and targets. Taking Pan'an County of Zhejiang Province as an example, this paper gives an integrated evaluation about 19 typical ancient villages in the county. Based on the evaluation result of the county's ancient village tourism development, the paper analyzes the reference value and the guiding significance. At last, a number of advices are put forward on the protection and development of ancient villages in Pan'an County.

**Key words:** ancient village; evaluation of integrated value; tourism development; AHP; linear weighted function method; Pan'an County of Zhejiang Province