

# 经济增长、农地资源保护与农地非农化最优规模

吴晓忠, 倪志良

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

**摘要:**经济增长和农地资源保护是当前农地非农化过程中需要权衡的两大内容。文章基于我国 1997—2012 年省际土地数据和边际收益理论,运用动态面板和门限面板模型,实证分析了兼顾经济增长和农地资源保护的农地非农化最优规模。研究结果表明:依赖土地调节而提升经济增长的政策忽视了农地资源的生态和社会成本,致使我国农地过度非农化;农地非农化虽在短期内促进经济增长,但长期内由于资源约束效应而抑制经济增长,其最优规模应该不超过实际非农化的 73.56%。因此,在保持经济稳定增长的新常态时期,为了减少农地过度非农化以及保护农地资源,应完善资源补偿机制以及建立城乡统一建设用地市场,减少对土地价格的行政干预。

**关键词:**经济增长;农地资源保护;农地非农化;最优征地规模;门限面板模型

**中图分类号:**F301 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2015)01-0052-10

## 一、引言与文献综述

近年来,随着深化改革和城镇化进程的推进,土地调节对经济发展以及国家财政的影响越来越大,逐渐成为国家优化资源配置、调节宏观经济和形成政府收入的重要手段。由此产生了“农地非农化”过程和多级土地价格体系:(1)国家经济发展和城乡二元结构转型,必然推动城镇化进程;(2)伴随着城镇化进程,出现了土地需求增加和土地征收等问题;(3)农村土地被征用为国有土地后,地方政府代表国家以出让或划拨的方式将土地使用权转让给土地使用者,完成农业用地向建设用地的转变;(4)新的土地使用者在一定条件下将拥有的土地再转让到其他土地使用者手中,形成多级土地市场体系和相应的土地价格体系。

但在当前的财政分权模式下,农地非农化也引发了一系列矛盾:一方面,农地在农业部门和非农业部门之间存在边际报酬差异,外加地方政府追求当地经济增长的绩效目标,存在着农地资源向建设用地转变的情况;另一方面,农地非农化是农地资源消耗的过程,而伴随该过程的是生态环境的破坏、失地农民社会保障等亟须解决的问题。因此,农地非农化过程中的经济增长与农地资源保护之间需要权衡:是将更多的农地资源转变为建设用地,以此来促进经济增长,还是通过限制农地非农化,以此来保护人类社会最基本的生存环境。对此,党的十八届三中全会指出:“加快建立生态文明制度,健全国土空间开发、资源节约利用、生态环境保护的体制机制,推动形成人与自然和谐发展现代化建设新格局。”这对于“经济新常态”战略前提下保护农地生态资源、健全政府宏观调控体系具有重要意义。

对于农地非农化过程中经济增长和农地资源保护问题,国内外学者从宏观和微观两方面做了

收稿日期:2014-09-30

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“我国经济社会协调发展与缩小收入分配差距研究”(11JJD790038)。

作者简介:吴晓忠(1986—),男,江苏常州人,南开大学经济学院博士研究生;

倪志良(1966—),男,内蒙古赤峰人,南开大学经济学院教授,博士生导师。

大量研究。宏观上主要是从环境库兹涅茨曲线入手,研究经济增长与耕地资源流失的关系,研究表明:随着农地非农化的推进,经济增长和耕地资源损失之间呈现倒U形关系(Suri和Chapman,1998;Gylfason,2001),而Stijns(2005)、Papyrakis和Gerlagh(2007)则进一步研究了经济增长和资源流失的权衡关系,即在初期耕地资源损失与经济增长为正相关关系,但随着农地非农化的推进,两者呈负相关关系。国内学者主要在研究方法上进行了创新,如运用经验模态分解法(张衍广等,2007)、退耦法(郭琳和严金明,2007)和空间面板(许恒周等,2014)等方法来研究经济增长与农地资源损失的关系,其结论一致认为这两者之间存在一个阈值,超过该阈值农地资源的损失对经济增长起到抑制作用。微观上主要是从边际角度着手,特别是在Costanza等(1997)提出的资源生态收益核算方法的基础上,根据边际收益等于边际成本的原理来确定征地最优问题(Perman等,2003)。这一方面国内学者的研究文献较多,如谭荣和曲福田(2006)通过拟合农地非农化的边际收益和边际成本,核算出1989—2003年兼顾经济增长和生态保护的农地非农化程度不应超过实际非农化数量的78%;王良健等(2013)研究发现,由于耕地边际效益增长速度小于建设用地边际效益增长速度,使得帕累托最优耕地面积与保障粮食安全耕地面积之间的差额逐步增大,降低了耕地资源的配置效率。

为了更深入地了解农地非农化过程中如何在经济增长和资源保护之间达成平衡,本文在研究农地非农化过程中全面考虑了农地的生态价值、社会保障价值和粮食安全等因素,并在已有文献的静态角度基础上融入动态因素,通过动态面板和门限面板模型来研究农地非农化的最优规模。

## 二、经济增长与农地非农化的理论模型

本文首先构建资源约束与经济增长模型,考察农地非农化对经济增长的影响。假设:(1)生产函数为Cobb-Douglas形式: $Y(t) = A(t)K(t)^\alpha R(t)^\beta L(t)^{1-\alpha-\beta}$ ,其中 $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$ , $A$ 代表技术进步, $K$ 代表资本, $R$ 代表农地, $L$ 代表劳动;(2)在经济规模足够大的情况下,资本、劳动、土地的规模报酬不变;(3)劳动力按恒定比率 $n$ 增长;(4)储蓄率 $s$ 和资本折旧 $\delta$ 外生给定;(5)技术进步率为 $g$ 。

根据假设,可得到资本积累的动态方程为: $\dot{K} = I - \delta K(t) = sY(t) - \delta K(t)$  (1)

由于劳动力增长率为 $n$ ,则劳动积累的动态方程为: $\dot{L}(t) = nL(t)$  (2)

由于技术进步率是 $g$ ,则技术进步的动态方程为: $\dot{A}(t) = gA(t)$  (3)

对于农地数量,其每期农地按一定的比例 $b$ 消耗,则: $\frac{\dot{R}}{R} = -b, 0 < b < 1$  (4)

因此农地资源存储量呈现指数式衰减,即 $R(t) = R_0 e^{-bt}$ ,每期农地资源损耗量 $E = bR(t) = bR_0 e^{-bt}$ , $R_0$ 为农地初始量。

对式(1)中生产函数取对数后关于 $t$ 求导:

$$g_Y(t) = g_A(t) + \alpha g_K(t) + \beta g_R(t) + (1 - \alpha - \beta) g_L(t) \quad (5)$$

$$\text{将式(2)、式(3)、式(4)代入式(5)可得: } g_Y(t) = g + \alpha g_K(t) - \beta b + (1 - \alpha - \beta)n \quad (6)$$

根据新古典增长理论,均衡时资本存量和总产量同比率增长( $g_K = g_Y$ ),将这一条件代入式(6),可得均衡增长路径上总产量增长率: $g_Y^{bgp} = \frac{g - \beta b + (1 - \alpha - \beta)n}{1 - \alpha}$  (7)

另外考虑到农地资源在不同地区的丰裕程度,可采用人均农地拥有量来表示(Papyrakis和Gerlagh,2007)。根据式(7),可以得到人均产出增长率: $g_{Y/L}^{bgp} = g_Y^{bgp} - g_L^{bgp} = \frac{g - \beta b - \beta n}{1 - \alpha}$  (8)

根据式(7)和式(8)可得到以下结论:(1)一国的总产出和人均产出增长率是技术进步率、农地资源消耗率以及人口增长综合作用的结果;(2)在  $\alpha$  一定的情况下,农地资源对经济增长的影响取决于农地资源的消耗率  $b$  以及农地资源的产出份额  $\beta$ ,因此国家经济过度依赖农地资源可能会抑制经济增长。

但在农地非农化过程中,划拨和协议价格一般是政府定价,其价格由于易受政府“以地引资”和官员“寻租”的影响而较低。因此,政府为了不使自身利益受损,易凭借自身垄断地位压低征地补偿、过度依赖土地资源进行宏观调控,这可由图 1 来分析。其中  $AD$  是地方政府农地需求曲线, $MSC$  是征地的边际社会成本, $MPC$  是征地的边际私人成本。从社会角度看,根据边际社会成本  $MSC$  与需求曲线  $AD$  的交点,最优征地数量为  $Q_1$ ,征地价格为  $P_1$ ,社会福利为  $AOE_1$ 。从市场角度看,政府征地时只考虑土地的经济收益,不考虑土地的非经济收益(谭荣和曲福田,2006),相应的边际成本为  $MPC$ ,征地数量为  $Q_2$ ,征地价格为  $P_2$ ,社会福利损失为  $FE_1E_2$ 。如果政府为促进地方经济增长并形成地方财政收入而过度依赖土地财政,则可能导致农地的过度征收,如图 1 中  $E_3$  位置,损失达到了  $E_1E_3G$ 。

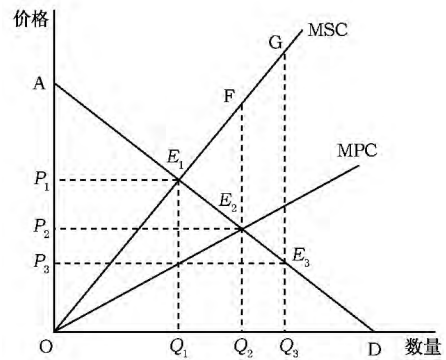


图 1 农地非农化过程与福利损失

因此,农地非农化中需考虑农地资源保护等因素,本文据此考虑该因素并进一步说明农地非农化对经济增长的影响路径。假设:(1)在期初  $t_0$  农地面积为  $S_0$ ,在  $t$  时农地面积为  $S_t$ ,则  $S_t = S_0 - \int_0^t E(t) dt$ ,其中  $E$  为  $t$  时农地流转速度;(2)农地资源的收益包括经济收益、生态价值、粮食安全价值等,且是农地面积  $S_t$  的函数;(3) $t$  时刻政府社会目标既包括地方经济增长( $g_t$ ),也包括农地资源保护问题,即社会效用函数为  $U(S_t, g_t)$ ;(4)由于政府拥有的土地越多(相应的财力也越多),进行宏观调控的能力就越大,因此地方经济增长与农地转变为建设用地的面积( $\Delta S_t = E dt$ )以及农地溢价( $e^{\alpha} P$ )所形成的收入( $R_t = E e^{\alpha} P$ )有关,即  $g_t = f(E e^{\alpha} P)$ ,其中  $P$  为初期农地价格,且  $g_t$  是政府收入的增函数,则社会效用函数可表示为  $U(S_t, E e^{\alpha} P)$ ;(5)考虑的时间段为  $[0, T]$ ,时间折现率为  $\rho$ 。由此政府最优控制问题为:

$$\max \int_0^T U(S_t, E e^{\alpha} P) e^{-\rho t} dt \quad \text{s. t.} \begin{cases} \dot{S}_t = -E \\ S_{t=0} = S_0, S_{t=T} = S \geq 0 \end{cases} \quad (9)$$

汉密尔顿方程为:  $H = U(S_t, E e^{\alpha} P) e^{-\rho t} + \lambda(t)(-E)$ ,分别对协状态变量、状态变量和控制变量求导:

$$\begin{cases} \frac{\partial H}{\partial \lambda} = -E = \dot{S}_t \\ \frac{\partial H}{\partial S_t} = e^{-\rho t} U'_{S_t} = -\dot{\lambda} \\ \frac{\partial H}{\partial E} = e^{(\alpha-\rho)t} P U'_{R_t} - \lambda \end{cases}$$

根据最值条件,令  $\frac{\partial H}{\partial E} = 0$ ,则可以得到:

$$\begin{cases} \dot{g} = -e^{-\rho t} U'_{S_t} \\ \lambda = e^{(\alpha-\rho)t} P U'_{R_t} \end{cases}$$

$$\text{由 } [e^{(r-\rho)t} P U'_{C_t}]' = -e^{-\rho t} U'_{S_t} \text{ 可知, 政府收入为 } Ee^{\rho t} P = \frac{E U'_{S_t}}{(\rho-r) U'_{R_t} - U''_{R_t}} \quad (10)$$

根据式(10),随着农地非农化流转,农地面积越来越少,其外部性收益也越来越小,农地的边际效用  $U'_{S_t}$  越来越大;同样农地非农化给政府带来收入,其效用是增加的,但边际效用是递减的,因此  $U'_{R_t}$  为正,而  $U''_{R_t}$  为负且绝对值可能逐渐减少。因此式(10)右边可能增加或减少,甚至不变,而根据  $g_t = f(Ee^{\rho t} P)$ ,经济增长数值的大小也是不确定的。

而由前文分析可知,政府在农地非农化过程中,易忽视农地的生态价值等因素,导致式(10)中农地带来的实际边际效用  $U'_{S_t}$  小于理论上社会效用函数中考虑生态价值等因素的边际效用。因此在农地非农化过程中经济增长可能存在如下路径:在农地非农化初期,由于农地少量流转,现有农地给农民带来的边际效用与农地流转带来的政府收入的边际效用是对等的;随着农地非农化过程的推进,农地的外部性损失越来越大,特别是在政府过度征地的情况下,农地给农民带来的边际效用和农地给政府带来的边际效用两者之间严重失调,表现在式(10)中为先增大后减少;在短期内农地非农化能促进经济增长,但长期内表现为抑制作用。这也从另一方面说明农地非农化存在一个兼顾经济增长和资源保护的最优规模。

### 三、基于静态视角的农地非农化最优规模测算

#### (一)研究方法和数据来源

根据前文,非农业部门由于生产效率高于农业部门,其收益代表经济增长的效益,农业部门由于拥有丰富的农地资源,其收益代表农地资源的经济和非经济收益,因此静态角度研究农地非农化最优规模主要是从农地收益和成本角度考虑的。本文设定的农地收益包括农地生态收益、农地社会收益和农地经济收益,选取1997—2012年的耕地数据作为农地的代表来进行研究,<sup>①</sup>相关其他变量数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及中国太平洋保险公司养老保险趸缴费率标准等资料。

#### 1. 农地生态收益的核算

谢高地等(2003)建立了中国陆地生态系统单位面积生态服务价值评估体系,该研究借鉴了Costanza等(1997)的核算方法,全面考虑了农地资源在供给(食物、原材料生产)、调节(大气调节、净化环境)、支持(土壤保持)等方面的价值,考虑因素较为全面。因此本文也采用该核算方法,并用价格修正指数修正到以2012年为可比较的历年单位面积耕地的生态服务价值。

#### 2. 农地社会收益的核算

本文认为农地的社会收益主要有两方面:一方面,农地吸纳了农村大量的农业劳动力,同时农地也是农民收入的主要保障,因此农地具有养老和就业保障的功能;另一方面,农地生产的粮食关系到国家经济安全和社会稳定,因此农地社会收益也包括粮食安全价值。

对于农地的养老保障和就业保障价值,采用王仕菊等(2008)的市场替代法进行测算,该方法基于整个农民生命周期角度考虑了农地给予农民的养老保障和就业保障的价值。其相关核算方法

<sup>①</sup> 由于部分农地(如果园、草地等)数据的不易获得性,本文只分析耕地的情况。1997—1998年相关耕地数据没有汇编成册,对于这两年数据本文参考了彭开丽(2012)提供的数据;而《中国国土资源统计年鉴》没有公布各省份2008年以后的耕地数据,本文采用的做法是:如果相关省份年鉴公布该数据则采用该年鉴数据,如果未公布则采用农作物总播种面积与复种指数之比来计算。最后,为了保证前后数据的口径的一致性,本文使用了指数平滑等方法予以处理,并根据王良健等(2013)提供的耕地面积估算模型进行验证,发现大部分结果通过检验,说明数据前后口径保持了一致。

为:  $V_{s_0} = \frac{I_1 \times (E_1 + E_2)}{I_2} \times \frac{1}{S}$ , 其中  $V_{s_0}$  为单位面积农地的养老和就业保障收益,  $I_1$  和  $I_2$  分别表示农村居民家庭人均纯收入和城镇居民家庭人均可支配收入,  $E_1$  表示人均社会养老保险价值(以当地人口平均年龄为  $a$  时的个人保险费趸缴金额代替),  $E_2$  表示各地区城镇居民最低生活保障标准,  $S$  表示地区人均农地面积; 对于粮食安全价值, 采用陈江龙和曲福田(2006)的计算方法: 其等于单位耕地面积粮食产量  $\times$  粮食平均单价, 其中单位耕地面积粮食产量 = 粮食作物播种面积比重  $\times$  复种指数  $\times$  单位播种面积粮食产量。

### 3. 农业部门和非农业部门的经济收益核算

本文使用 C-D 生产函数来模拟两部门的生产过程:

$$Y_{agr} = AK_{agr}^{\alpha_1} L_{agr}^{\beta_1} Land_{agr}^{\gamma_1} \quad (11)$$

$$Y_{nonagr} = BK_{nonagr}^{\alpha_2} L_{nonagr}^{\beta_2} Land_{nonagr}^{\gamma_2} \quad (12)$$

其中,  $Y$  为部门总收益,  $K$  为资本投入,  $L$  为劳动投入,  $Land$  为土地资源的投入;  $A$ 、 $B$  代表技术进步率; 下标  $agr$  和  $nonagr$  分别为农业部门和非农业部门。农业部门的总收益采用第一产业 GDP 数值, 资本投入为农林牧渔业固定资产投资, 考虑到近年来第一产业劳动、土地投入产出弹性系数为负的情况, 本文分别以人均农业机械总动力和农作物播种面积来表示。非农业部门的总收益采用第二产业和第三产业 GDP 之和, 1997—2003 年资本投入为国民经济各行业基本建设新增固定资产、更新改造新增固定资产和城镇集体各单位固定资产投资之和, 2004—2012 年的资本投入为各地区按行业区分的城镇新增固定资产, 劳动力投入为第二产业和第三产业从业人员的数量, 土地资源投入为建设用地的面积。

#### (二) 农地非农化最优规模与福利测算

分别对式(11)和式(12)取对数, 即  $\ln Y_{agr} = \ln A + \alpha_1 \ln K_{agr} + \beta_1 \ln L_{agr} + \gamma_1 \ln Land_{agr}$ ,  $\ln Y_{nonagr} = \ln B + \alpha_2 \ln K_{nonagr} + \beta_2 \ln L_{nonagr} + \gamma_2 \ln Land_{nonagr}$ , 建立双对数面板计量模型。为了消除异方差和内生性等影响, 采取 Cross-section SUR 加权方式并运用广义 GLS 法进行估计, ①相应结果见表 1。

表 1 1997—2012 年农业部门与非农业部门 C-D 函数估计结果

系数	农业部门			系数	非农业部门		
	东部地区	中部地区	西部地区		东部地区	中部地区	西部地区
$\ln A$	-2.072*** (-2.36)	2.110*** (2.79)	0.481*** (2.43)	$\ln B$	3.950*** (52.29)	3.882*** (13.58)	3.283*** (18.25)
$\alpha_1$	0.093*** (24.06)	0.118*** (22.14)	0.120*** (47.17)	$\alpha_2$	0.081*** (28.13)	0.125*** (18.65)	0.123*** (23.91)
$\beta_1$	0.508*** (7.56)	0.231*** (2.81)	0.633*** (22.81)	$\beta_2$	0.185*** (20.15)	0.165*** (9.289)	0.261*** (20.78)
$\gamma_1$	0.725*** (6.11)	0.287*** (6.27)	0.056*** (3.36)	$\gamma_2$	0.390*** (59.87)	0.256*** (4.55)	0.102*** (2.62)
$R^2$	1.00	0.99	0.98	$R^2$	1.00	1.00	1.00

注: 括号内数据是相应统计检验的  $t$  值, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著, 下同。

农业部门边际经济收益为  $MC = \gamma_1 AK_{agr}^{\alpha_1} L_{agr}^{\beta_1} Land_{agr}^{\gamma_1 - 1}$ , 边际经济收益与边际生态收益之和为  $MC' = MC + R_{En}$ , 边际经济收益、边际生态收益与边际社会收益之和为  $MC'' = MC + R_{En} + V_{s_0}$ ; 非农业部门边际收益为  $MR = \gamma_2 BK_{nonagr}^{\alpha_2} L_{nonagr}^{\beta_2} (Land - Land_{agr})^{\gamma_2 - 1}$ , 其中  $Land$  为农地和建设用地面积

① 考虑到各省份经济发展和农地非农化政策的不同, 本文将其划分为东、中、西三个区域, 其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南; 西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、广西、陕西、甘肃、青海、宁夏、西藏、新疆和内蒙古。

总和。分别将  $MR=MC$ ,  $MR=MC'$ ,  $MR=MC''$ , 进而可以得到 1997—2012 年各省份历年农地的次优存量、最优存量 I (考虑农地生态价值) 和最优存量 II (同时考虑农地生态和社会价值), 相关结果见表 2。再对比各省份农地最优存量和实际存量, 可以核算出 1997—2012 年各省份农地过度流转总量以及社会福利损失。根据表 2 的计量结果, 相对于最优流转规模, 我国农地存在过度非农化现象, 农地向非农业部门转移, 虽然经济效益提高了, 但社会和生态效益损失巨大, 1997—2012 年达到了 1 798 亿元。

表 2 1997—2012 年农地过度流转量和社会福利损失

单位:公顷、万元

	最优平均存量 II	最优平均存量 I	次优平均存量	实际平均存量	过度流转量	最优流转量	福利损失
北京	269 246	281 439	279 869	264 880	69 856	53 205	189 380
天津	460 091	459 321	458 494	457 599	39 872	30 908	155 427
河北	6 542 974	6 537 348	6 532 403	6 529 564	214 560	157 890	514 449
辽宁	4 113 890	4 103 632	4 091 078	4 108 964	78 816	53 210	249 344
上海	273 821	272 854	271 104	270 472	53 582	30 896	1 422 675
江苏	4 881 782	4 874 634	4 870 652	4 866 870	238 597	195 430	2 672 528
浙江	2 007 150	2 001 619	1 999 210	1 997 994	146 488	126 340	1 597 806
福建	1 362 010	1 361 891	1 359 815	1 358 248	60 192	54 389	294 413
山东	7 578 440	7 575 892	7 573 289	7 571 338	113 632	98 574	992 961
广东	3 018 104	3 012 380	3 007 549	3 001 469	266 165	191 375	840 800
海南	741 042	740 643	739 786	738 189	45 643	38 532	209 185
山西	4 234 196	4 231 248	4 227 654	4 224 491	155 287	125 328	155 758
吉林	5 547 450	5 546 328	5 545 780	5 544 121	53 271	41 845	187 235
黑龙江	11 779 591	11 773 808	11 768 385	11 764 940	234 421	194 784	535 320
安徽	5 832 837	5 826 492	5 819 642	5 812 972	317 843	283 834	1 423 619
江西	2 887 196	2 884 478	2 880 076	2 878 749	135 154	88 759	747 374
河南	7 993 661	7 988 324	7 983 278	7 980 153	216 127	159 452	648 680
湖北	4 773 231	4 767 653	4 760 267	4 756 811	262 725	167 832	924 824
湖南	3 849 949	3 847 873	3 842 149	3 840 513	150 970	98 756	656 720
内蒙古	7 345 223	7 337 903	7 329 643	7 323 949	340 382	240 964	341 135
广西	4 304 019	4 298 598	4 297 317	4 295 709	132 958	94 367	414 031
重庆	2 359 398	2 354 732	2 351 028	2 348 840	168 932	133 429	606 980
四川	6 182 991	6 177 753	6 171 682	6 166 001	271 836	198 654	665 825
贵州	4 623 322	4 618 127	4 612 987	4 609 662	218 554	186 987	350 100
云南	6 206 369	6 201 238	6 197 429	6 193 703	202 654	185 329	484 672
西藏	362 245	361 929	361 764	361 669	9 211	3 753	27 995
陕西	4 386 539	4 383 034	4 381 457	4 378 602	126 996	98 568	242 396
甘肃	4 789 158	4 787 084	4 785 879	4 783 925	83 734	62 653	100 268
青海	591 346	589 734	588 921	588 266	49 282	29 548	93 950
宁夏	1 178 829	1 177 934	1 178 079	1 176 063	44 255	28 643	56 415
新疆	4 119 568	4 116 975	4 113 734	4 111 857	123 368	85 437	184 169

注:(1)过度流转量=(最优平均存量 II - 实际平均存量)×年数;(2)最优流转量=实际流转量-过度流转量, 实际流转量为审批建设用地占用耕地数量;(3)社会福利损失=过度流转量×(农地平均生态价值+农地平均社会价值)。

#### 四、基于动态视角的农地非农化最优规模分析

对于动态视角下核算农地非农化最优规模的思路, 首先使用动态面板数据研究农地非农化对

经济增长的短期和长期影响,再利用门限面板模型研究农地非农化最优征收率。相关动态面板模型为:

$$g_{it} = \alpha g_{it-1} + \beta_1 nagr_{it} + \beta_2 nagr_{it-1} + \dots + \beta X + \eta_i + u_{it} \quad (13)$$

其中, $i$ 为省份, $t$ 为年份,以我国31个省份1997—2012年的面板数据为基准; $g_{it}$ 为经济增长度量指标, $nagr_{it}$ 为农地非农化指标, $X$ 为一组控制变量。农地非农化指标当期系数 $\beta_1$ 表示农地非农化对经济增长的短期影响,而滞后一期系数 $\beta_2$ 表示长期影响。相关变量定义见表3。

表3 变量定义及说明

变量名称	符号	变量描述
经济增长(元/人)	g	以反映经济增长总量和质量的人均实际GDP表示(Suri和Chapman,1998)
农地非农化(公顷)	nagr	与前文一致,以审批建设用地占用耕地的面积来表示
人口自然增长率	pop	根据人口理论,当人口规模小于环境承载能力时,人口增长会促进经济发展,反之会抑制经济增长(Gylfason,2001)
固定资产投资比重	inv	以实际固定资产投资占实际GDP的比重来衡量(Gylfason和Zoega,2006)
人力资本投资	hum	以大专及以上学历在校人数占总人口比重来衡量(Fleisher等,2010)
技术创新水平	tec	以每百人科技活动人员拥有专利授权数来衡量(Fukuyama和Weber,2009)
地方政府干预力度	gov	以地方政府财政支出占GDP的比重来衡量(Barro,2000)
地方产业结构	indr	以各省份第二产业和第三产业总值占当地GDP的比重来表示
城乡收入差距	theil	以泰尔指数来衡量区域城乡收入差距(Shorrocks,1980)
外资依存度	fdir	以外商直接投资占GDP的比重来衡量(Stijns,2005)
居民消费价格指数	cpi	以居民消费价格指数来衡量通胀程度

为了消除量纲和异方差的影响,本文对带有量纲的变量取对数,并对各变量进行面板单位根检验,经检验所有变量都是平稳的。考虑到两步GMM估计对截面相关和有偏性有较好效果,本文使用两步系统GMM逐步估计农地非农化的长期和短期影响,相关回归结果见表4。表4显示,人口自然增长率、政府干预程度、城乡收入差距对经济增长的影响为负:(1)我国人口基数过于庞大,超过了社会和环境的承载能力;(2)我国相对于市场经济完善的国家还存在较大程度的政府干预,这不利于市场充分发挥资源配置机制;(3)城乡收入差距过大影响社会生产和资源配置,最终也会影响经济增长,而固定资产投资比例、人力资本投资、产业结构、技术创新水平、外商投资和通胀指数的系数为正;(4)我国经济增长是投资推动型的,固定投资、外商投资和人力资本投资对促进经济增长具有重要作用,同样,技术创新所带来的科技进步也是促进经济增长的重要源泉;(5)适度的通胀也会对我国经济增长有促进作用,这也体现了我国政府近年来宏观调控的效果;(6)根据刘易斯—费景汉—拉尼斯模型(Jorgenson,1961),以农业为代表的传统部门生产率和工资率都低于以工业为代表的现代部门,这种差异造成人力资源流动和产业结构转移,优化资源配置并促进经济增长。

表4 动态面板估计结果

	估计1	估计2	估计3	估计4	估计5	估计6	估计7	估计8
$\ln g_{it-1}$	0.942***	0.934***	0.833***	0.847***	0.942***	0.862***	0.926***	0.854***
$\ln nagr_{it}$	0.010***	0.008**	0.006***	0.005***	0.007**	0.005**	0.004**	0.005**
$\ln nagr_{it-1}$	-0.009***	-0.007***	-0.004***	-0.003***	-0.005***	-0.003**	-0.002	-0.001
$\ln pop_{it}$	—	-0.471***	-0.443***	-0.421***	-0.461***	-0.396***	-0.365***	-0.303***
$\ln inv_{it}$	—	—	0.430**	0.481***	0.436***	0.414*	0.406	0.424*
$\ln hum_{it}$	—	—	0.129***	0.167***	0.117*	0.104	0.102	0.072
$\ln fdir_{it}$	—	—	0.014***	0.012*	0.015**	0.009*	0.008	0.010*
$\ln tec_{it}$	—	—	—	0.427***	0.417**	0.424***	0.416*	0.431***
$\ln gov_{it}$	—	—	—	—	-0.024***	-0.019*	-0.025***	-0.022*
$\ln indr_{it}$	—	—	—	—	—	0.323***	0.245*	0.142

	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5	估计 6	估计 7	估计 8
theil <sub>it</sub>	—	—	—	—	—	-0.061	-0.085	-0.074
cpi <sub>it</sub>	—	—	—	—	—	—	0.005***	0.004**
常数项	0.159**	0.226***	0.648***	0.597***	0.159***	0.237***	-0.318**	0.036
Sargan	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.000	1.000
AR(1)	0.0072	0.0060	0.0001	0.0010	0.0023	0.0000	0.0010	0.0017
AR(2)	0.3628	0.1147	0.8763	0.6638	0.8923	0.8513	0.8134	0.7347

另外,表 4 中农地非农化对经济增长的当期系数为正,滞后一期系数为负,说明农地非农化对经济增长短期内有促进效应,而长期则为抑制效应。进一步可以推测:基于资源保护的农地非农化过程存在最优征收率,超过该最优征收率,农地非农化对经济增长将起抑制作用。可运用门限面板模型来进一步分析:

$$\ln g_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln nagr_{it} I(opt_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln nagr_{it} I(\gamma_1 < opt_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 \ln nagr_{it} I(\gamma_2 < opt_{it}) + \dots + \beta X + u_{it} \quad (14)$$

其中,*i* 为省份,*t* 为年份;*g<sub>it</sub>* 为经济增长度量指标,*nagr<sub>it</sub>* 为农地非农化变量,*opt<sub>it</sub>* 为农地的过度征收率(以 1 减去耕地最优流转数量/审批建设用地占用耕地数量来表示);*X* 为控制变量, $\gamma_1$  和  $\gamma_2$  为门限参数。对于模型(14),本文根据 Caner 和 Hansen(2004)处理内生性技术,采用二阶段合并最小二乘估计(Two-Stage Pooled Ordinary Least Square)来估计其门限值,估计结果见表 5。

表 5 门限面板估计结果

变量	系数	OLS 标准差	变量	系数	OLS 标准差	
pop <sub>it</sub>	-0.5566***	0.1306	tec <sub>it</sub>	0.4325*	0.2142	
inv <sub>it</sub>	0.0776***	0.0244	gov <sub>it</sub>	-0.2087***	0.0492	
hum <sub>it</sub>	0.2885***	0.0493	indr <sub>it</sub>	0.4202***	0.0787	
theil <sub>it</sub>	-0.1617***	0.0708	lnnagr <sub>it</sub> ( $opt_{it} \leq \gamma_1$ )	0.0057***	0.0024	
fdir <sub>it</sub>	0.2556***	0.0903	lnnagr <sub>it</sub> ( $\gamma_1 < opt_{it} < \gamma_2$ )	0.0023	0.0022	
cpi <sub>it</sub>	0.0035***	0.0007	lnnagr <sub>it</sub> ( $\gamma_2 < opt_{it}$ )	-0.0018	0.0022	
假设检验			LR 值	10%	5%	1%
H <sub>0</sub> : 没有门限 H <sub>1</sub> : 存在单一门限			113.9050***	64.3238	71.6433	85.6908
H <sub>0</sub> : 存在单一门限 H <sub>1</sub> : 存在两个门限			19.6096**	16.3712	19.1483	21.3596
H <sub>0</sub> : 存在两个门限 H <sub>1</sub> : 存在三个门限			5.1246	13.7667	24.9718	27.9289
Bootstrap 次数	1000	门限值 $\gamma_1$	0.1558	置信区间	[0.1359,0.1830]	
		门限值 $\gamma_2$	0.2644	置信区间	[0.2633,0.2750]	

根据表 5,模型存在两个门限值 0.1558 和 0.2644,把农地非农化对经济增长的影响划分为三个区制:当农地过度征收率小于 15.58%时,农地非农化对经济增长的系数为 0.0057;介于 15.55%和 26.44%之间时,系数为 0.0023,农地非农化对经济增长的促进作用有所减小;而大于 26.44%时,系数为-0.0018,即农地非农化对经济增长起抑制作用。换言之,农地非农化初期,适度的农地非农化可以促进经济社会的发展;随着农地非农化进程的推进,环境和农地资源因素的影响越来越重要,导致农地非农化的促进作用有所减少;过度的农地非农化则会使社会环境恶化、农地资源流失而最终抑制经济的增长。

### 五、结论及政策建议

首先,农地非农化虽然提高了经济效益,但生态效益和社会效益损失巨大,导致整个社会福利的损失。这主要是因为农地的生态收益和社会收益虽被社会共享却不能体现在市场交易中,具有一定的外部性。因此需要加强实行土地资源的有偿使用制度和社会保障制度:一方面补偿要以土地市场价值为基础,充分考虑农地的机会成本和生态价值等;另一方面,为了减少征地的外部性,可通过建立



多方资金支持和实现资金保值增值的商业保险模式,多元化、多层次实现农地的社会保障价值。

其次,适度合理的农地非农化数量是缓解农地资源保护和经济增长矛盾的一种方法,其分配原则是农地资源在农业和非农业部门的边际收益相等。因此鉴于当前城乡二元土地制度改革的难度,可以在符合国家规划和用途管制前提下,逐步建立城乡统一的建设用地市场;农地所有者以农地所有权作为股份,把土地资本投入到土地股份合作社或农业合作社,以此获得股份红利;待土地市场发育到一定程度时,再促使土地所有权、使用权遵循市场规律,实现横向自由转移。

最后,从动态角度看,农地过度征收率应该小于 26.44%,即农地非农化最优规模不应超过实际非农化数量的 73.56%。过度的农地非农化一方面会使征地价格下降,与土地的出让价格形成鲜明对比;另一方面,易造成农地资源的过度性损失,最终会抑制社会 and 经济发展。因此,在当前“经济新常态”下需要转变政府职能,使市场在资源配置中起决定性作用,即不断加大农地非农化市场化改革力度,引入竞争和谈判机制;土地补偿费、青苗及建筑物补偿费等应参照土地市场价格,逐步缩小征地价格与出让价格的差距。

#### 主要参考文献:

- [1]张衍广,林振山,李茂玲,等.基于 EMD 的山东省 GDP 增长与耕地变化的关系[J].地理研究,2007,(6).
- [2]郭琳,严金明.中国建设占用耕地与经济增长的退耦研究[J].中国人口·资源与环境,2007,(5).
- [3]许恒周,吴冠岑,郭玉燕.耕地非农化与中国经济增长质量的库兹涅茨曲线假说及验证[J].中国土地科学,2014,(1).
- [4]谭荣,曲福田.中国农地非农化与农地资源保护:从两难到双赢[J].管理世界,2006,(12).
- [5]王良健,李辉,禹诚,等.耕地征收最优规模的理论与实证研究[J].中国土地科学,2013,(1).
- [6]谢高地,鲁春霞,冷允法,等.青藏高原生态资产的价值评估[J].自然资源学报,2003,(2).
- [7]王仕菊,黄贤金,陈志刚,等.基于耕地价值的征地补偿标准[J].中国土地科学,2008,(11).
- [8]陈江龙,曲福田.农地非农化与粮食安全:理论与实证分析[J].南京农业大学学报,2006,(2).
- [9]彭开丽.农地城市流转的社会福利效应[M].北京:科学出版社,2012.
- [10]Barro R. Inequality and Growth in a Panel of Counties[J]. Journal of Economic Growth, 2000, 5(1): 5-32.
- [11]Camer M., Hansen B. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model[J]. Econometric Theory, 2004, 20(5): 813-843.
- [12]Costanza R., D'Arge R., Groot R., et al. The Value of the World's Ecosystem Services and Natural Capital [J]. Nature, 1997, 387(15): 253-260.
- [13]Fleisher B., Li H. Z., Zhao M. Q. Human Capital, Economic Growth and Regional Inequality in China[J]. Journal of Development Economics, 2010, 92(2): 215-231.
- [14]Fukuyama H., Weber W. A Directional Slacks-Based Measure of Technical Inefficiency[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2009, 43(4): 274-287.
- [15]Gylfason T. Natural Resources, Education and Economic Development[J]. European Economic Review, 2001, 45(4): 847-859.
- [16]Gylfason T., Zoega G. Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment[J]. World Economy, 2006, 29(8): 1091-1115.
- [17]Jorgenson W. The Development of a Dual Economy[J]. The Economic Journal, 1961, 282(71): 309-334.
- [18]Papyrakis E., Gerlagh R. Resource Abundance and Economic Growth in the United States[J]. European Economic Review, 2007, 51(4): 1011-1039.

(下转第 69 页)

also influence choices for non-farm activities to some extent.

**Key words:** non-farm business; rural labor force; housing property; land; opportunity cost

(责任编辑:喜 雯)

(上接第 60 页)

[19]Perman R. , Ma Y. , McGilvray J. , et al. Natural Resource and Environmental Economics[M]. Addison Wesley, 2003.

[20]Shorrocks F. The Class of Additively Decomposable Inequality Measures[J]. *Econometrica*, 1980, 48(3): 613—626.

[21]Stijns J—P. C. Natural Resource Abundance and Economic Growth Revisited[J]. *Resources Policy*, 2005, 30(2): 107—130.

[22]Suri V. , Chapman D. Economic Growth, Trade and Energy: Implication for the Environmental Kuznets Curve [J]. *Ecological Economics*, 1998, 25(2): 195—208.

## Economic Growth, Farmland Resources Protection and Optimal Non-agricultural Scale of Farmland

Wu Xiaozhong, Ni Zhiliang

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** Economic growth and farmland resources protection are two issues weighted by non-agricultural process of farmland. Based on provincial land data from 1997 to 2012 and marginal income theory, this paper uses dynamic and threshold panel models to empirically analyze the optimal non-agricultural scale of farmland taking consideration of economic growth and farmland resources protection. It comes to the following conclusions that: firstly, the policy of promoting economic growth through land regulation ignores ecological and social costs of farmland resources, resulting in excessive land expropriation; secondly, the non-agriculturalization of farmland promotes economic growth in the short run, but restricts economic growth in the long run owing to resources constraints; optimal non-agricultural scale of farmland should not exceed 73.56% of real non-agriculturalization of farmland. Therefore, besides the maintenance of stable economic growth, in order to reduce excessive non-agriculturalization of farmland and protect farmland resources, China should perfect resources complementation mechanism, establish untied urban-rural construction land market and reduce administration intervention in land prices.

**Key words:** economic growth; farmland resources protection; non-agriculturalization of farmland; optimal land expropriation scale; threshold panel model

(责任编辑:喜 雯)