

文章编号:1004-8227(2011)01-0033-07

中国经济增长与耕地资源数量变化阶段性特征研究 ——协整分析及 Granger 因果检验

李永乐, 吴 群*

(南京农业大学土地管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要:利用 Eviews 6.0 软件, 基于协整分析与 Granger 因果关系检验方法, 探讨经济增长和耕地资源数量变化的相互关系和相互作用, 以协调耕地保护和经济发展的矛盾。研究结果表明, 不同经济增长阶段, 我国耕地资源数量变化与经济增长存在长期均衡关系; 自 1952 年以来, 我国经济增长和耕地资源数量变化经历了 3 个阶段, 具体表现为: (1) 互为因果(1952~1978 年), 这一阶段农业在国民经济中具有重要地位, 耕地的产出在经济增长中占据较大的份额; (2) 前者是后者的 Granger 原因(1978~1992 年), 此阶段耕地资源投入量顺应了经济增长的要求, 发挥了自己应有的作用; (3) 后者是前者的 Granger 原因(1992~2008 年), 耕地资源作为要素投入支撑了经济的低质量增长, 由此产生了重复建设、土地低效利用等问题。因此, 关注经济增长和耕地资源数量变化在不同经济发展阶段的均衡关系, 发现其中的规律, 掌握其中的因果变化趋势, 适时调整土地政策以适应经济增长的要求是亟待解决的战略问题。

关键词:经济增长; 耕地资源数量变化; 协整分析; Granger 因果检验

文献标识码: A

耕地作为人类不可代替的自然资源的基础, 其数量和质量的特征决定着一个国家或地区的社会的可持续发展^[1]。在追求经济增长的同时, 漠视耕地保护, 其结果可能造成耕地数量急剧减少耕地质量严重退化, 势必引起粮食安全和社会震荡等问题, 这反过来又影响长期可持续经济增长的数量和质量, 成为经济发展的制约因素。近期一项研究^[2]发现, 经济增长“慢—快—平稳”的过程与耕地资源“保守—激进—合理”的变化趋势相对应, 不同的经济增长阶段, 耕地资源数量变化的特征不同。但不同阶段所体现的耕地资源数量变化不同特征背后的原因是什么? 两者之间到底存在怎样的因果关系, 即不同经济增长阶段, 到底是经济增长引起了耕地数量变化还是耕地数量变化导致了经济增长? 本文试就这一问题进行深入探讨。

目前, 国内外学者基于土地利用变化数据和经济发展数据从全国和地区尺度^[2~8]对耕地资源数量变化和经济增长之间的关系进行了大量的研究。多

数研究认为经济发展是导致耕地资源减少的原因, 利用回归模型得到国家或地区层面经济发展和耕地资源数量变化的数量关系式^[2~7], 耕地消耗已成为经济发展的代价^[2], 但也有研究^[8]发现, 1978~2004 年, 我国耕地数量减少对经济发展在统计上并不显著, 推断不出耕地资源数量变化引起经济发展的结论。

本文采用协整理论和 Granger 因果关系检验方法考察耕地资源数量变化与经济增长之间是否存在一种长期的均衡关系, 并在协整分析的基础上对二者的因果关系做出判断, 这样可以避免直接利用线性回归可能产生的“伪回归”问题, 但与现有的相关研究(如龙开胜^[8], 叶浩^[9]等)有 3 点不同, 第一, 本文采用全国宏观数据, 样本时间跨度为 1952~2008 年, 并根据耕地数量变化特征进行分段研究, 样本区间的选择可能影响实证结果^[10], 本文的结论证实了这一点; 第二, 本文采用人均 GDP 代表经济增长水平, 原因有二, 一是与 GDP 总量相比, 人均 GDP 更

收稿日期: 2010-03-04; 修回日期: 2010-05-17

基金项目: 国家自然科学基金项目(71073082); 国家社会科学重大项目(09&ZD046); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(09YJA790104)

作者简介: 李永乐(1984~), 男, 山东省枣庄人, 博士研究生, 主要从事土地经济与管理方面的研究。E-mail: liyonglenau@163.com

* 通讯作者 E-mail: wuqun@njau.edu.cn

能体现经济增长的水平^[11],二是人均 GDP 数据易于比 GDP 总量数据出现更少的错误,因为一些影响 GDP 水平的估计也影响人口的估计,这样错误可以被抵消^[12]。第三,为消除时间序列存在的异方差现象,对所使用的经济增长和耕地数据进行对数化处理,这样同时可以得到经济增长和耕地资源数量变化之间的弹性。

研究经济增长和耕地资源数量变化之间的因果关系对我国现阶段实现经济又好又快发展具有重要的政策含义,2004 年土地成为宏观调控的重要杠杆可见一斑。如果耕地资源数量变化主要是经济增长的结果,那么就应该适当调整经济发展政策,在保持经济快速发展的同时使耕地的数量变化保持在一个适度的范围;如果耕地资源数量变化直接导致经济的过快增长,就应重点改革和调整土地政策,注重发挥其他经济要素的优势,转变经济发展方式,推行土地集约型经济发展模式。

1 研究方法与数据处理

1.1 研究方法^[13]

传统的计量经济学建模时使用的数据要求必须是平稳的,如果是不平稳的,将会产生“伪回归”,进而导致错误的结论。虽然通过差分方法消除序列中含有的非平稳趋势,使得序列平稳化后建立模型,但是变换后的序列限制了所讨论经济问题的范围,并且有时变换后的序列由于不具有直接的经济意义,使得化为平稳序列后所建立的时间序列模型不便于解释。近年来,发展起来的协整分析方法为解决此问题提供了有利的工具。

1.1.1 单位根检验

如果一个时间序列的均值或自协方差函数随时间而改变,那么这个序列就是非平稳时间序列。如果一个非平稳时间序列经过一次差分成为平稳过程,即:

$$y_t - y_{t-1} = (1-B)y_t = \epsilon_t$$

则时间序列 y_t 称为一阶单整序列,记作 $I(1)$ 。一般地,如果非平稳时间序列 x_t 经过 d 次差分达到平稳,则称其为 d 阶单整序列,记作 $I(d)$ 。协整分析的前提是两个变量必须是同阶单整的。

1.1.2 协整分析

两种最常用的协整分析方法是基于回归残差的 EG 检验法(Engle and Granger, 1987)和基于回归系数的 JJ 极大似然法(Johansen, 1988; Johansen

and Juselius, 1990, 1992)。本文采用 EG 检验法,具体步骤如下:

(1)若 k 个序列 y_{1t} 和 $y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{kt}$ 都是 d 阶单整序列,建立回归方程:

$$y_{1t} = \beta_2 y_{2t} + \beta_3 y_{3t} + \dots + \beta_k y_{kt} + u_t$$

模型估计的残差为:

$$\hat{u}_t = y_{1t} - \hat{\beta}_2 y_{2t} - \hat{\beta}_3 y_{3t} - \dots - \hat{\beta}_k y_{kt}$$

(2)检验残差序列 \hat{u}_t 是否平稳,也就是判断序列 \hat{u}_t 是否含有单位根。通常用 ADF 检验来判断残差序列 \hat{u}_t 是否是平稳的。

(3)如果残差序列 \hat{u}_t 是平稳的,则可以确定回归方程中的 k 个变量 ($y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{kt}$) 之间存在协整关系,并且协整向量 $(1, -\hat{\beta}_2, -\hat{\beta}_3, \dots, -\hat{\beta}_k)$; 否则 ($y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{kt}$) 之间不存在协整关系。

1.1.3 因果关系检验

协整分析得出的经验方程只是表示变量之间存在某种相关关系,只能说明至少在一个方向上存在因果关系(Granger, 1988),并不能说明变量之间因果关系的方向。Granger 因果关系检验实质上是检验一个变量的滞后变量是否可以引入到其他变量方程中。一个变量如果受到其他变量的滞后影响,则称它们具有 Granger 因果关系。采用的方法是:先估计当前的 y 值被其自身滞后期取值所能解释的程度,然后验证通过引入序列 x 的滞后值是否可以提高 y 的被解释程度。如果是,则称序列 x 是 y 的 Granger 成因,此时 x 的滞后期系数具有统计显著性。一般地,还应该考虑问题的另一方面,即序列 y 是否是 x 的 Granger 成因。检验方法如下:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k}$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_k x_{t-k} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k}$$

式中 k 为最大滞后阶数,通常可以取稍大一些。检验的原假设是序列 $x(y)$ 不是序列 $y(x)$ 的 Granger 成因,即: $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ 。如果不能拒绝原假设,则序列 $x(y)$ 不是序列 $y(x)$ 的 Granger 成因,如果拒绝原假设,则序列 $x(y)$ 是序列 $y(x)$ 的 Granger 成因。

1.2 数据来源和处理

(1) 经济增长指标(lnE)

本研究采用人均国内生产总值(取对数)衡量经济增长水平。为消除价格因素的影响对 GDP 造成的剧烈波动,将各年 GDP 折算为 1952 年可比价,折算公式为: $GDP_t = GDP_{1952} \times (t \text{ 年 GDP 指数} /$

100)。然后除以 t 年总人口即得到 t 年可比人均 GDP,并作对数处理,表示为 $\ln E$ 。数据来源于《新中国统计资料五十五年汇编》和 2006、2007、2008、2009 年《中国统计年鉴》。

(2) 耕地资源数量指标 ($\ln L$)

受人类活动影响,耕地资源数量的增减变化特别频繁,加上由于多种原因造成我国对于耕地资源

数量的统计在不同时段统计范围与口径的差异很大,国家统计局的耕地面积数据被广泛认为总数偏小^[14],国际应用系统分析研究所(IIASA)甚至认为中国耕地面积统计数据有可能存在 40%左右的误差。本文采用与吴群等^[2]相同的方法对 1952~2004 年的耕地数据进行梳理和重建并扩展到 2008 年(图 1),作对数处理,表示为 $\ln L$ 。

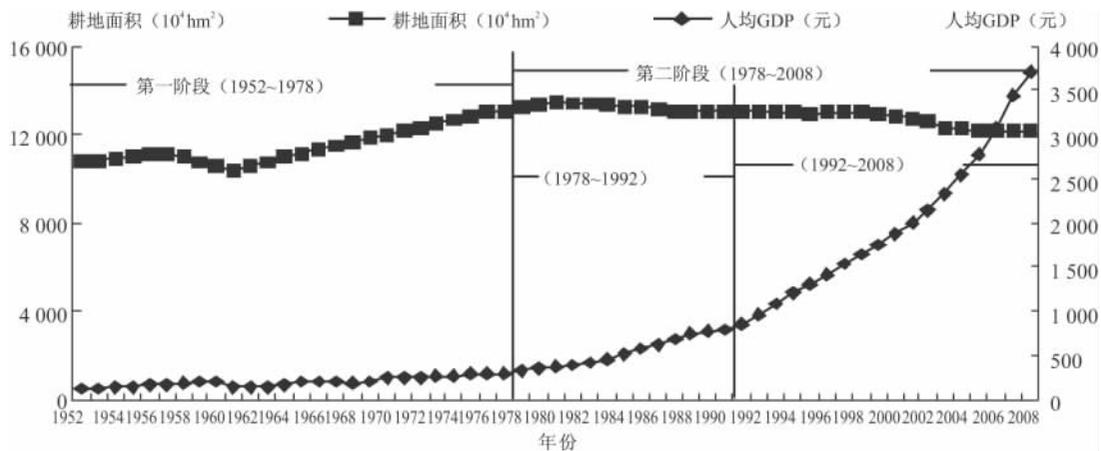


图 1 经济增长与耕地资源数量变化趋势图

Fig. 1 Tendency of Economic Growth and Change of Cultivated Land Quantity

2 检验结果与经济解释

2.1 经济增长与耕地资源数量变化阶段划分

2.1.1 初步观察与阶段划分

耕地资源数量变化与经济增长具有一定的阶段性趋势特征(图 1)。具体来说,分两个阶段,第一阶段(1952~1970 年代末),耕地资源数量与经济增长呈现相同的先上升后下降再上升趋势。此阶段我国处在计划经济时期,经济增长缓慢,可比人均 GDP 从 1952 年的 118 元(1952 年为基期,下同)提高到 1977 年的 302 元,经历了人均 GDP100~300 元的阶段。从 1952~1978 年,耕地资源共增加 $2\,398.7 \times 10^4 \text{ hm}^2$,平均每年增加 $88.84 \times 10^4 \text{ hm}^2$ 。第二阶段(1980 年代初到 2008 年),耕地面积持续下降而经济高速增长,呈现相反的变化趋势。此阶段又可根据经济增长变化及耕地变化特征分为两个时期,即 1978~1992 年和 1992~2008 年。前一时期耕地资源平均每年减少 $10.89 \times 10^4 \text{ hm}^2$,可比人均 GDP 经历了 300~1 000 元的阶段(1992 年为 960 元),后一时期耕地资源平均每年减少 $52.81 \times 10^4 \text{ hm}^2$,是前一时期的 4.85 倍,1993 年可比人均 GDP 超过

1 000 元,并以平均每年约 10%的速度增长。

2.1.2 结构稳定性的 Chow 检验

根据图 1 可根据我国经济增长和耕地资源数量变化趋势初步分为 3 个阶段。时间序列回归很有可能遇到回归模型的结构性问题,需要作结构稳定性检验与诊断。Chow 检验可以实现对回归方程是否存在结构变化的结论,因此本文将通过对初步划分的阶段进行 Chow 检验,以期在统计意义上检验经济增长和耕地资源数量变化之间的关系是否发生了变化。在 E-views 中 Chow 检验主要分为两个步骤,一是建立回归方程,二是进行 Chow 断点检验(Chow Breakpoint Test)。

(1)1952~2008 年:

$$L = 12\,050.27 + 0.277\,681E (R^2 = 0.072\,331, F = 4.288\,372)$$

$$(72.326\,30 \text{ ***}) (0.134\,091 \text{ **})$$

1978~2008 年:

$$L = 13\,484.96 - 0.402\,312E (R^2 = 0.933\,372, F = 406.250\,4)$$

$$(403.628\,3 \text{ ***}) (-20.155\,65 \text{ ***})$$

(2)Chow 断点检验结果(表 1)

通过 F 统计量的相伴概率,可以在 5%的显著

性水平上拒绝在 1978 年(1952~2008 年)和 1992 年(1978~2008 年)前后两个子样本拟合的方程无显著性差异的零假设,即经济增长对耕地资源数量变化的方程中存在跨时期结构变动,以上 3 个阶段划分具有统计上的意义。此外,阶段划分考虑的是经济增长与耕地资源数量之间的关系,而不仅仅考虑耕地数量变化趋势。

表 1 Chow 断点检验结果

Tab. 1 Results of Chow Breakpoint Test

Chow breakpoint test 1978		Equation Sample: 1952 2008	
F-statistic	293.631 6	Prob. F(2,53)	0.000 0
Log likelihood ratio	142.020 5	Prob. Chi-Square(2)	0.000 0
Wald Statistic	587.263 2	Prob. Chi-Square(2)	0.000 0
Chow breakpoint test 1992		Equation Sample: 1978 2008	
F-statistic	3.606 914	Prob. F(2,53)	0.043 4
Log likelihood ratio	7.365 748	Prob. Chi-Square(2)	0.025 2
Wald Statistic	7.213 828	Prob. Chi-Square(2)	0.027 1

2.2 单位根检验

在进行协整分析前,必须检验变量是否是平稳的。表 2 分别给出了各变量的水平值和差分的 ADF、PP 的单位根检验结果。 $\ln E$ 和 $\ln L$ 的检验结果都说明这两个变量在各阶段是 $I(1)$ 的,即他们的水平值是非平稳的,但其一阶差分是平稳的。

2.3 协整分析

平稳性检验结果表明 $\ln E$ 和 $\ln L$ 都是一阶单整的,符合协整分析的前提条件。为探寻经济增长和耕地资源数量变化之间的长期均衡关系,采用 EG 两步法进行检验,利用 OLS 对两者进行回归得到各

阶段的协整方程如下:

$$1952\sim 1978\text{年:}\ln L=8.150\ 973+0.227\ 061\ln E(R^2=0.76,F=78.17)\quad (\text{I})$$

$$(59.823\ 21^{***})(8.841\ 558^{***})$$

$$1978\sim 2008\text{年:}\ln L=9.743\ 838-$$

$$0.039\ 685\ln E(R^2=0.85,F=165.57)\quad (\text{II})$$

$$(450.377\ 8^{***})(-12.867\ 52^{***})$$

$$1952\sim 2008\text{年:}\ln L=9.137\ 506+$$

$$0.044\ 413\ln E(R^2=0.33,F=26.74)\quad (\text{III})$$

$$(169.265\ 4^{***})(5.170\ 973^{***})$$

式中***表示 1% 的显著性水平,括号内为 t 检验值,上述 3 个回归方程的残差依次为 e_1, e_2, e_3 , 将得到的残差进行 ADF 检验,如果残差序列是平稳的,则表明 $\ln E$ 和 $\ln L$ 之间存在长期均衡关系。表 3 结果显示,前两个回归方程的残差序列均为 5% 的显著性水平下检验值小于临界值,因此残差 e_1, e_2 是平稳序列,表明 $\ln E$ 和 $\ln L$ 存在长期均衡关系,而 e_3 是非平稳序列,表明 1952~2008 年, $\ln E$ 和 $\ln L$ 之间不存在长期均衡关系。因此,经济增长不同阶段内经济增长和耕地资源数量变化存在长期均衡关系,而在整个经济增长过程中两者之间并不存在长期均衡关系。由式(I)和式(II)可以看出,经济增长对我国耕地资源数量变化的弹性小于 1,表明在我国,耕地是保障经济增长所必需的。具体来看,1952~1978 年和 1978~2008 年,经济增长对耕地资源数量变化的弹性由正变负,表明经济增长在

表 2 序列的 ADF 检验、PP 检验结果

Tab. 2 Result of ADF Test and PP Test of Every Variable

区间	变量	ADF 检验			PP 检验		
		检验值(C, T, L)	临界值	结论	检验值	临界值	结论
1952~1978 年	$\ln E$	-0.431 989(C, 0, 3)	-2.638 752(10%)	非平稳	-1.096 694	-2.629 906(10%)	非平稳
	$\Delta \ln E$	-4.318 504(0, 0, 2)	-3.752 946(1%)	平稳	-3.478 319	-2.660 720(1%)	平稳
	$\ln L$	-2.265 074(C, T, 0)	-3.243 079(10%)	非平稳	-1.418 235	-3.233 456(10%)	非平稳
	$\Delta \ln L$	-1.671 437(0, 0, 1)	-1.609 070(10%)	平稳	-1.737 494	-1.609 070(10%)	平稳
1978~2008 年	$\ln E$	0.695 310(C, 0, 2)	-2.619 160(10%)	非平稳	-0.426 345	-2.619 160(10%)	非平稳
	$\Delta \ln E$	-4.226 027(C, 0, 1)	-3.661 661(1%)	平稳	-2.991 775	-2.960 411(5%)	平稳
	$\ln L$	-2.7827 92(C, T, 1)	-3.215 276(10%)	非平稳	-2.468 017	-3.215 276(10%)	非平稳
	$\Delta \ln L$	-2.313 574(0, 0, 1)	-1.952 066(5%)	平稳	-2.313 574	-1.952 066(5%)	平稳
1952~2008 年	$\ln E$	-0.981 609(C, T, 1)	-3.177 579(10%)	非平稳	-0.629 002	-3.174 802(10%)	非平稳
	$\Delta \ln E$	-5.405 759(C, 0, 1)	-3.557 472(1%)	平稳	-4.966 581	-3.555 023(10%)	平稳
	$\ln L$	-1.860 901(C, 0, 1)	-2.595 565(10%)	非平稳	-1.564 285	-2.595 033(10%)	非平稳
	$\Delta \ln L$	-2.634 453 (0, 0, 1)	-2.607 686(1%)	平稳	-2.781 602	-2.607 686(1%)	平稳

注: $\Delta \ln E$ 与 $\Delta \ln L$ 分别为 $\ln E$ 和 $\ln L$ 的一阶差分; (C, T, L) 中 C 表示单位根检验包含截距, T 表示包含时间趋势, L 表示包含的滞后阶数, C 或 T 为 0 表示不含截距或时间趋势; ADF 检验法滞后阶数按照 AIC 结合 SC 信息准则判断; PP 检验法的截尾期为 2, 由系统根据序列样本量自动推荐; % 表示检验的显著水平。

表 3 残差序列 e_1, e_2, e_3 的 ADF 检验结果
Tab. 3 Result of ADF Test of Series e_1, e_2, e_3

序列	ADF 检验值	检验形式	显著水平 (%)	临界值
e_1 (1952~1978)	-2.515 764	(0,0,1)	1	-2.660 720
			5	-1.955 020
			10	-1.609 070
e_2 (1978~2008)	-8.120 711	(0,0,1)	1	-2.641 672
			5	-1.952 066
			10	-1.610 400
e_3 (1952~2008)	-1.418 682	(0,0,1)	1	-2.607 686
			5	-1.946 878
			10	-1.612 999

不同阶段对耕地资源数量的作用方向不同,表现出不同的特征。

2.4 因果关系检验

协整检验的结果表明,经济增长和耕地资源数量变化在经济增长不同阶段内存在长期均衡关系,但不能说明变量之间必然存在因果关系以及因果关系的作用方向如何。

表 4 可以发现,1952~1978 年,经济增长与耕地资源数量变化互为因果;通过对 1978~2008 年的分段研究发现,1992 年前,经济增长为耕地资源数量变化的单向 Granger 原因,1992 年后,耕地资源数量变化成为经济增长的单向 Granger 原因,这一结果与我国社会主义市场经济体制正式确立的时间一致,1992 年以后我国经济的快速增长与土地要素

的大量投入分不开。通过对建国 50 多 a 来的分段研究可以得到以下几点结论:一是在经济发展初级阶段(1952~1978 年),经济增长与耕地资源数量互动协调发展,两者互为因果,这一阶段,我国长期实行高度的计划经济模式,经济增长比较缓慢,经济增长水平也处于较低水平,工业基础还比较薄弱,农业在国民经济中占据了主导地位,耕地资源在得到保护的前提下发展经济,体现了“经济不发达、低增长、耕地低减少(甚至增加)”的特征,与目前非洲一些不发达国家经济增长和耕地资源数量变化的现状基本一致^[2]。二是改革开放以后到我国社会主义市场经济体制正式确立之前(1978~1992 年),经济增长成为耕地资源数量减少的主要原因,说明此阶段耕地资源投入量顺应了经济增长的要求,土地是经济增长所必须投入的要素之一,发挥了自己应有的作用。三是 1992 年社会主义市场经济制度正式确立以后(1992~2008 年),经济增长出现前所未有的高速度,工业化城市化进程加快,开发区、工业园区大量出现,占用了大量耕地资源,耕地资源作为要素投入支撑了经济的快速增长,但由此产生了重复建设、土地低效利用等问题,耕地消耗已成为经济增长的代价,应该注重土地要素使用效率的提高,提升经济增长质量,摒弃低质量的经济扩张,实现经济又好又快发展。

表 4 Granger 因果检验结果
Tab. 4 Results of Granger Causality Test

区间和滞后期	原假设	lnL 不是 lnE 的原因		lnE 不是 lnL 的原因	
		F 值	P 值	F 值	P 值
1952~1978 年	1	13.615 8	0.001 2	2.521 12	0.097 1
	2	7.048 44	0.004 8	4.081 27	0.032 6
	3	4.896 47	0.012 4	3.490 54	0.038 7
	4	5.934 53	0.005 2	2.540 72	0.086 5
1978~2008 年	1	1.10510	0.3021	11.0591	0.0025
	2	1.081 06	0.354 0	3.133 63	0.060 4
	3	0.722 85	0.548 2	2.318 94	0.100 9
	4	0.789 22	0.544 6	1.565 66	0.218 5
1978~1992 年	1	0.004 32	0.948 7	26.013 8	0.000 3
	2	0.897 84	0.437 9	3.733 49	0.061 5
	3	1.081 18	0.410 5	2.897 02	0.099 1
	4	0.903 69	0.517 1	3.215 69	0.098 0
1992~2008 年	1	47.638 7	0.000 0	1.181 71	0.295 4
	2	14.521 1	0.000 6	1.405 25	0.282 9
	3	5.733 54	0.015 1	1.201 46	0.358 7
	4	5.353 03	0.0214	1.3238 2	0.339 9

3 简要结论与政策含义

3.1 简要结论

1952~2008年,我国经济增长对耕地资源数量变化的弹性由1952~1978年的“正”转变为1978~2008年的“负”。在整个发展过程中,经济增长对耕地资源数量变化的弹性小于1,说明耕地减少是经济增长过程中不可避免的现象,经济增长要以牺牲土地(耕地)为代价。

1952~2008年,我国经济增长与耕地资源数量变化的因果关系经历了3个阶段:互为因果(1952~1978年),前者是后者的原因(1978~1992年),后者是前者的原因(1992~2008年)。值得注意的是后两阶段经济增长与耕地资源数量变化的因果关系发生了变化。1978~1992年,耕地的需求也是正常经济扩张下所必须的,耕地资源投入量顺应了经济增长的要求;1992~2008年,工业化、城市化快速发展阶段,耕地资源作为投入要素支撑了经济的快速增长,对耕地资源相对稀缺的我国,以牺牲大量耕地资源换取经济低质量扩张的方式不利于经济可持续发展和农地可持续利用。

3.2 政策含义

由于耕地数量变化与经济增长是密切相联的,不同经济增长阶段存在长期均衡关系,目的在于提高经济效率的经济改革和产业结构调整可以节省土地尤其是耕地资源,采取耕地保护措施和提高土地集约节约利用效率,有利于促进长期可持续的经济增长。

现阶段,我国以牺牲耕地资源换取经济增长,耕地减少成为经济增长的原因。从短期来看,在城乡土地市场尚未建立的情况下,实行世界上最严格的耕地保护政策仍然有效,同时,土地管理部门应建立一个科学、有效的耕地经济生态预警系统。从长期

来看,关注经济增长和耕地资源数量变化在不同经济发展阶段的均衡关系,发现其中的规律,掌握其中的因果关系变化趋势,适时调整土地政策以适应经济增长的要求是亟待解决的战略问题。

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说及验证[J]. 资源科学,2004,26(5):62~67.
- [2] 吴群,郭贵成,万丽平. 经济增长与耕地资源数量变化:国际比较及其启示[J]. 资源科学,2006,28(4):45~51.
- [3] 杨桂山. 长江三角洲近50年耕地数量变化的过程与驱动机制研究[J]. 自然资源学报,2001,16(2):121~127.
- [4] 黄贤金,濮励杰,周峰. 长江三角洲地区耕地总量动态平衡政策目标实现的可能性分析[J]. 自然资源学报,2002,17(6):670~676.
- [5] 汪朝辉,王克林,熊鹰. 湖南省耕地动态变化及驱动力研究[J]. 长江流域资源与环境,2004,13(1):53~59.
- [6] 孔伟,欧名豪. 山东省耕地资源态势分析及可持续利用研究[J]. 中国人口·资源与环境,2006,16(4):44~48.
- [7] 宋戈,吴次芳,魏东辉. 哈尔滨市城乡结合部土地利用结构成因及优化对策[J]. 经济地理,2006,26(2):313~317.
- [8] 龙开胜,陈利根. 耕地资源数量与经济发展和城乡收入关系的计量分析[J]. 资源科学,2007,29(4):139~145.
- [9] 叶浩,濮励杰. 江苏省耕地面积变化与经济增长的协整性及因果关系分析[J]. 自然资源学报,2007,22(5):766~774.
- [10] 林伯强. 电力消费与中国经济增长[J]. 管理世界,2003(11):18~27.
- [11] 刘荣茂,张莉侠,孟令杰. 经济增长与环境质量:来自中国省际面板数据的证据[J]. 经济地理,2006,26(3):374~377.
- [12] 张嫫,方天堃. 我国城乡收入差距变化与经济增长的协整及因果关系分析[J]. 农业技术经济,2007(3):38~43.
- [13] 易丹辉. 数据分析与Eviews应用[M]. 北京:中国统计出版社,2002.
- [14] FROLKING S, QIU J J, BOLES S. Combining remote sensing and ground census data to develop new maps of the distribution of rice agriculture in China[J]. Global Biogeochem Cycles,2002,16(4):1091.

ECONOMIC GROWTH AND QUANTITY CHANGE OF CULTIVATED LAND —CO-INTEGRATION ANALYSIS AND GRANGER CAUSALITY TEST

LI Yong-le, WU Qun

(Land Management College of Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this paper is to explore the relationship and interactions between quantity change of cultivated land and economic growth, and to ease the conflicts between cultivated land protection and economic growth. Methods of co-integration analysis and granger causality test were used. The empirical research shows that there were long equilibrium relationships between cultivated land quantity and economic growth at different economic growth periods. Since 1952, the changes of economic growth and cultivated land experienced three periods. The relationship of economic growth and cultivated land quantity reflected mutual causality from 1952 to 1978. Agriculture played an important role in the national economy at this phase. Economic growth was the cause of the reduction of cultivated land quantity from 1978 to 1992. In this period, the amount of cultivated land conversion conformed to the requirements of economic growth. Economic growth was supported by the input of cultivated land from 1992 to 2008. This resulted in inefficient use of land and other issues. Paying more attention to the equilibrium relationships between cultivated land quantity and economic growth at every different economic growth times, finding their change law, grasping the tendency of causal relationship, and rearranging the policy of land management were all used to adapt to the change of economic growth. In summary, easing the conflicts between cultivated land protection and economic growth is an urgent problem to settle.

Key words: economic growth; change of cultivated land quantity; co-integration analysis; granger causality test