华南农业大学学报(社会科学版)
2011 年第 2 期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2011
(第 10 卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 10)

# 耕地非农化与农业经济增长的协整与 ECM 模型分析

## ——基于安徽省 1990—2009 年时间序列数据的实证研究

鲍步云

(安徽科技学院 经济管理学院,安徽 凤阳 233100)

**摘 要**:耕地是最基本的农业生产要素,是实现农业经济增长的物质保障。近年来,由于城市化、工业化、农业结构调整、生态环境变化等原因,大量耕地从原有农业生产领域退出,对农业经济增长和农民生活带来了一定的影响。以安徽省 1990—2009 年时间序列数据为例,采用协整理论及 Granger 因果检验,对耕地非农化与农业经济增长的依存关系及因果性的研究表明,耕地非农化与农业产值变动之间构成反向的动态线性关系,耕地面积与农业产值之间存在单向 Granger 因果关系,而耕地非农化与农业产值变动之间不存在 Granger 因果关系。其政策含义是:政企银多方合力,通过确立主导产业、培养龙头企业、建立健全农村市场经济体系,推进农业产业化;在现有的土地产权制度条件下,通过健全和完善土地流转机制和农村社会保障机制,确保耕地的合理流转。

**关键词**:耕地非农化;农业经济增长;协整分析;ECM 模型;Granger 因果检验

**中图分类号**:F323.2 **文献标识码**:A **文章编号**:1672 - 0202(2011)02 - 0041 - 07

耕地是农业生产不可缺少的自然资源,是确保国家粮食安全的重要保障。近年来,由于我国城市化和工业化进程的推进以及农业结构调整、生态环境变化等原因,耕地面积逐年减少。国家统计局公布的数据表明,全国 2009 年初耕地面积总量为 18.26 亿亩,已逼近《全国土地利用总体规划纲要(2006—2020 年)》设定的 18 亿亩耕地"红线"。耕地退出原有农业生产领域的过程称为耕地非农化,耕地非农化在为工业化发展提供土地要素的同时,所引发的失地农民、征用制度、补偿标准以及环境退化等一系列问题,引起了学术界和政府部门的高度关注。安徽是中部农业主产区,明确耕地非农化与农业经济增长的长期依存关系和动态机制,对于当前合理流转和配置耕地资源,统筹农业生产和工业化发展具有现实意义。

## 一、文献综述及研究方法

### (一)文献综述

耕地非农化是各国城市化和工业化进程中的普遍现象。城市化和工业化所产生的大量土地需求往往由城市边缘地区来满足[1-5],这些流转过来的耕地用于住宅开发、园区规划、交通设施或工矿建设[6-7]。我国的耕地非农化过程既符合非农化的一般规律,又具有自身的特殊性。我国的土地所有权具有二元性,即农村及城郊土地归集体所有,城市及其他非集体所有的土地归国家所有。集体所有的耕地需流转为国有土地才能投入城市化和工业化建设中,而耕地流转所产生的增值收益往往由于农民集体行为的困境和政府收益分配调整政策的缺位等原因,无法得到合理的分

**收稿日期**:2011 - 03 - 07

**基金项目**:安徽省哲学社会科学规划项目(AHSK09 - 10D54);安徽省教育厅人文社会科学研究项目(2011sk321);农业部全国农业和农村经济"十二五"规划重点研究项目(200908)

**作者简介**:鲍步云(1960—),男,江西万载人,安徽科技学院经济管理学院院长,主要研究方向为农业经济管理.

配[8]。完善耕地流转制度,合理补偿失地农民,是当前耕地流转工作的重点。

我国从"九五"开始加快土地流转,到2010年初,我国城镇化率达到46%,居世界首位,全国规模以上企业43.44万个,实现工业总产值54.83万亿元,已步入工业化中期后半阶段。城市化和工业化已经接近或达到西方国家水平,土地流转甚至已经"过度非农化"[9]。因此,寻求合理耕地非农化的度,对于当前保障农业生产和国家粮食安全,推进城市化和工业化进程具有重要意义[10]。

从国内现有的文献统计资料看,耕地非农化的研究主要集中在流转市场、流转制度和失地农民上[11-13],而关于耕地面积变化与经济增长的关系研究则主要集中在与GDP总量的关系探讨上。曲福田、吴丽梅以上海、天津、江苏、山东、广东、福建为代表,研究耕地损失趋势,认为我国耕地损失与经济增长之间存在库兹涅茨曲线关系[14]。谭荣、曲福田、郭忠兴根据东、中、西部地区1989—2001年数据,研究耕地非农化对经济增长贡献的地区差异,通过对泰尔指数的因素分解得出三大区域差异的主要来源和变化趋势,并认为区域内部差异是总体差异的主要来源[15]。张基凯、吴群、黄秀欣采用1995—2006年面板数据,从资源配置效率的视角,对山东17个地级市耕地非农化对经济增长贡献的区域差异进行分析,提出了各地级市耕地非农化的最优配置数量[16]。从现有的文献来看,耕地非农化与农业经济增长关系的研究,尤其是计量经济与实证研究较少。鉴于此,本文拟以安徽省1990—2009年时间序列数据为例,采用协整理论研究耕地非农化与农业经济增长的长期均衡关系,结合Granger因果检验明确耕地非农化与农业经济增长的因果性,以期为耕地非农化的政策调控研究提供理论参考。

**(二)协整理论与ECM模型方法**

本文拟通过E-G检验法检验安徽省耕地面积和农业经济增长变量之间的协整关系。首先,采用OLS法对变量进行协整回归:

$$\ln AY_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln AL_t + \hat{\varepsilon_t} \tag{1}$$

其中$AY_t$和$AL_t$为第$t$年农业产值和耕地面积,$\hat{\alpha}$、$\hat{\beta}$为OLS估计量,$\hat{\varepsilon_t}$为非标准误差。然后,用以下回归式对$\hat{\varepsilon_t}$进行单位根检验:

$$\triangle \hat{\varepsilon_t} = \alpha_0 + \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{k=1}^{p} \lambda_k \triangle \hat{\varepsilon}_{t-k} + \mu_t \tag{2}$$

其中$\alpha_0$和$\sum_{k=1}^{p} \lambda_k \triangle \hat{\varepsilon}_{t-k}$为位移项和滞后项。

如果说协整理论解决了时间序列间的长期均衡关系的问题,那么基于协整理论的ECM(误差修正模型)模型则通过引入误差修正机制,在体现时间序列长期均衡关系的同时,反映短期波动对长期均衡的影响,从而进一步提高了协整检验的稳健性。C. W. J. Granger将误差修正模型的理论和方法推向了一个全新的高度,成为最重要的误差修正模型方法,其定理可表述为:给定$N \times 1$阶向量$x_i$:$I(1)$。若$x_i$可表示为如下形式:

$$(1-L)x_t = C(L)e_t \tag{3}$$

其中$x_t$:$CI(1,1)$,$e_t$为$N \times 1$阶白噪音,$C(L) = I + C_1 L + C_2 L^2 + \mathrm{L} + C_k L^k$是$N \times N$阶多项式矩阵,$E(e_t) = 0$,$\mathrm{var}(e_t) = \Omega$(满足弱条件),则

(1)$x_t$的ARMA表达式一定存在

$$A(L) = d(L)e_t \tag{4}$$

(2)$x_t$的*ECM*表达式一定存在

$$A(L)(1-L)x_t = -\gamma\beta' x_{t-1} + d(L)e_t \tag{5}$$

其中L为滞后算子(Lag Operator),$A(L)$和$d(L)$为多项式矩阵和滞后多项式矩阵,$\beta$和$\gamma$分别为协整向量(长期参数)和短期参数向量[17]。

本文拟对安徽省耕地面积和农业经济增长两时间序列进行协整分析,确定其协整关系后设定

ECM 模型回归式进行参数估计,明确时间序列之间的长期均衡关系及短期动态修正机制,并借助 Grange 因果检验进一步分析其因果性,以期探索其中的政策含义。

## 二、数据来源与处理

根据耕地非农化的内涵及安徽省耕地面积变化情况,可将每年耕地非农化面积表示如下:

$$FC_t = E_t - R_t = -(AL_t - AL_{t-1}) = -\triangle AL_t \quad (6)$$

其中 $FC_t$、$R_t$、$E_t$ 为安徽省第 $t$ 年耕地非农化面积、复垦面积和征退面积(建设征用、农业结构调整、生态退耕及灾毁等原因征用或退出农业生产领域的耕地面积),复垦面积极小且复垦对耕地面积的影响实际上可以看成负向非农化。由于耕地非农化事实上可用当年耕地面积变化(差分)来衡量,与农业产值变化同阶,故分别选取年底耕地面积统计量 AL 和农业产值 AY 为解释变量和被解释变量。为消除价格对模型的影响,被解释变量按可比价格计算,以 1990 年为基期。由于统计年鉴价格定基指数按 1990 = 1 计算,时间序列跨度取 1990—2009 年,年底耕地面积和农业产值数据来自《安徽统计年鉴》。

**表 1　安徽耕地面积及农业产值时间序列**

| 年 份 | 耕地面积 AL /万公顷 | 农业产值 AY /亿元 | 居民 CPI | 年 份 | 耕地面积 AL /万公顷 | 农业产值 AY /亿元 | 居民 CPI |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1990 | 436.5 | 246.10 | 100.0 | 2000 | 423.0 | 348.00 | 210.4 |
| 1991 | 435.3 | 179.55 | 106.1 | 2001 | 421.9 | 354.64 | 211.5 |
| 1992 | 433.4 | 200.78 | 114.8 | 2002 | 417.8 | 358.09 | 209.4 |
| 1993 | 431.5 | 215.64 | 131.7 | 2003 | 408.5 | 358.60 | 213.0 |
| 1994 | 430.3 | 201.26 | 167.3 | 2004 | 410.9 | 418.88 | 222.6 |
| 1995 | 429.1 | 303.02 | 191.8 | 2005 | 409.3 | 425.17 | 225.7 |
| 1996 | 428.0 | 315.63 | 210.8 | 2006 | 411.7 | 449.74 | 228.4 |
| 1997 | 426.1 | 342.82 | 213.6 | 2007 | 414.4 | 505.07 | 240.5 |
| 1998 | 425.2 | 346.28 | 213.6 | 2008 | 414.5 | 555.25 | 255.4 |
| 1999 | 424.2 | 354.81 | 208.9 | 2009 | 417.1 | 590.91 | 253.1 |

为减少异方差性,我们将原解释变量和被解释变量取自然对数。从图 1 来看,lnAL 和 lnAY 具有较高的相关性,表明两者之间可能存在一定的依存关系。但经济变量时间序列往往具有非平稳性,因此进行协整分析之前需要进行单整性检验。

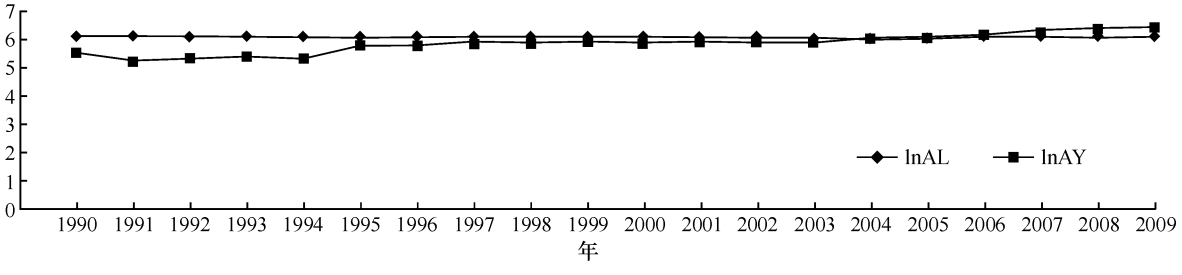



**图 1　lnAL 和 lnAY 趋势图**

检验单整性一般采用单位根检验法。若检验表明时间序列存在一个单位根则拒绝原假设,从而时间序列非平稳,反之则平稳。本文采用如下模型进行单位根检验:

$$\triangle x_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \rho x_t + \sum_{i=1}^{k} \lambda_t \triangle x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中 $\gamma_0$、$\gamma_1 t$ 、$\sum_{i=1}^{k} \lambda_t \triangle x_{t-i}$ 分别为位移项、趋势项和滞后项,且有 $\varepsilon_t$: $IID(0,\sigma^2)$ 。

Eviews 提供了多种单位根检验的方法,此处选 ADF (Augmented Dickey-Fuller)法,滞后项和位移项按 SIC 准则确定。经过分析,lnAL 和 lnAY 单整性检验结果如表2:

**表2 时间序列平稳性检验结果**

| 时间序列 | | ADF 统计量 | D.W.值 | 5%临界值 | 检验结果 |
|---|---|---|---|---|---|
| 原水平 | lnAL | -1.5129 | 1.7294 | -3.0300 | 不平稳 |
| | lnAY | -0.2084 | 1.9695 | | 不平稳 |
| 一阶差分 | △lnAL | -3.3499 | 1.9483 | -3.0404 | 平稳 |
| | △lnAY | -6.7792 | 2.1525 | | 平稳 |

由表2可知,在原水平上,时间序列 lnAL 的 ADF 统计量 -1.5129 大于5%临界值,表明 lnAL 具有1个单位根,从而原假设成立,lnAL 非平稳;同样,原水平上 lnAY 也是非平稳的。但 lnAL 和 lnAY 的一阶差分检验中,两时间序列的 ADF 统计量均小于其相应的5%临界值,表明△lnAL 和△lnAY 都是平稳的。因此,lnAL 和 lnAY 都是一阶单整的。

## 三、耕地面积与农业经济增长的关系

### (一)协整关系及 ECM 模型

lnAL 和 lnAY 均为一阶单整时间序列,根据 R.F.Engle 和 C.W.J. Granger 的协整理论,可进行线性协整检验[18]。按照式(1)进行协整回归后发现回归方程的 D.W.值为0.7290,说明模型存在严重的自相关,可通过足够多的滞后项进行消除。增加滞后项重新进行协整回归得出以下估计长期均衡关系式:

$$\ln AY_t = 32.2876 + 0.6772\ln AY_{t-1} + 2.8024\ln AL_t - 7.8250\ln AL_{t-1} \quad (8)$$

$$(1.9787) \quad (3.9702) \quad (0.5809) \quad (-1.5493)$$

$$R^2 = 0.8854,\ \overline{R^2} = 0.8625,\ D.W. = 1.7231$$

各项参数表明,协整回归模型具有较高的拟合优度。为了进一步判断回归模型的稳定性,对其残差进行 AEG 检验,得到以下回归方程式:

$$\triangle e_t = 0.0159 - 1.0427 e_{t-1} \quad (9)$$

$$(-5.2117)^* \quad D.W. = 1.9170$$

由式(9)知,AEG 值为 -5.2117,小于5%临界值 -3.0404,且小于1%临界值 -3.8574,故而 lnAL 和 lnAY 之间存在协整关系。

协整回归得到的是时间序列之间的长期均衡关系,并不能反映时间序列短期波动时各序列之间的动态作用机制。由 Granger 定理我们知道,存在协整关系的时间序列必然可建立 ECM(误差修正模型)模型,通过 ECM 模型可明确短期波动对长期均衡的修正机制,并有利于提高协整参数估计的精确度,因此建立以下 ECM 模型回归式:

$$\triangle \ln AY_t = \hat{\beta_0} + \hat{\beta_1} \triangle \ln AL_t + \hat{\beta_3} e_{t-1} \quad (10)$$

经分析得出 ECM 模型:

$$\triangle \ln AY_t = 0.0480 + 3.7218 \triangle \ln AL_t - 0.3306 e_{t-1} \quad (11)$$

$$t:(1.5813) \quad (0.8406) \quad (-1.9883) \quad D.W. = 1.6830$$

回归系数通过了显著水平检验,lnAY 和 lnAL 的短期关系(系数值3.7218)表明 lnAL 的短期变动对 lnAY 存在正向影响。误差修正系数(-0.3306)较为显著,表明每年发生的 lnAL 与其长期

均衡值的偏差中的33.06%被修正。此外,修正系数为负表明修正是反向的,符合修正原理。结合式(6)可知,耕地非农化与农业产值变动之间存在动态线性关系。再对 $FC_t$ 和 $\ln AY_t$ 进行平稳性检验表明两变量均为平稳变量,不存在虚假回归现象,我们采用OLS方法对其进行回归得出以下方程式:

$$FC_t = 1.5281 - 0.0279 \triangle AY_t \qquad (12)$$

$$t:(-2.2497)\quad (1.5755)\quad D.W. = 1.7509$$

(二)Granger 因果检验

Granger因果检验是C. W. J. Granger提出的一种统计意义因果关系检验方法。该方法提出以来,学者们围绕时间序列的稳定性、相关性以及滞后期数选择等方面开展了广泛和深入的研究。C. M. Hurvich针对小样本时间序列,提出了基于最小AIC准则的最优预存模型[19]。周建、李子奈基于Monte Carlo模拟方法对在小样本下Granger因果检验适用性的研究表明,随着稳定性的提高和样本容量的增大,时间序列被检验为存在因果关系的概率显著提高[20]。刘洋、庄新田认为在Granger因果检验时,选择尽可能多的滞后期数有利于完整地反映模型的动态特征[21]。黄凌云、陈明强、陈刚以无约束自回归模型为例,通过对残差自相关、分布情况及异方差性的检验来选择最佳滞后期[22]。K. B. Luintel证实了Granger方法在检验不相关时间序列时的不适应性[23]。

综合考虑AIC、SC、相关性和动态性等因素,我们选择滞后期数为1,对时间序列lnAL、lnAY进行了检验得出检验情况如表3。

对滞后期为1时lnAL与lnAY、FC与△AY进行Granger因果检验,结果表明,至少在95%的显著水平下,lnAL是lnAY的Granger成因,从而耕地面积是农业产值的Granger成因;lnAY不是lnAL的Granger成因,从而农业产值不是耕地面积的Granger成因。而耕地非农化FC和农业产值变化△AY没有必然的Granger因果关系。

表3　Granger 因果检验

| 滞后期数 | 观测期数 | 零假设 | F统计量 | 概 率 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 19 | lnAL不是lnAY的Granger成因 | 4.5719 | 0.0483 |
| | | lnAY不是lnAL的Granger成因 | 0.0108 | 0.9185 |
| 1 | 18 | FC不是△AY的Granger成因 | 0.0031 | 0.9564 |
| | | △AY不是FC的Granger成因 | 0.3126 | 0.5844 |

## 四、结论与启示

耕地非农化是耕地退出农业生产领域的过程,表现为建设占用、农业结构调整、生态退耕、灾难毁损等形式,是各国城市化和工业化进程中的必然现象。耕地非农化在提供宅基地和生产要素的同时,也给农业、农村、农民带来了一定的影响,因而不仅具有表现在耕地面积变化上的外显性,更具有深层次的经济和社会内涵。以耕地面积和农业产值两个时间序列为变量的协整和ECM模型分析以及Granger因果检验得出了以下结论与启示:

**(一)耕地面积与农业产值间存在协整关系,耕地非农化与农业产值变动间存在动态线性关系**

单位根检验表明,耕地面积和农业产值均具有一阶单整性,而耕地非农化属于平稳变量。协整关系及ECM模型的进一步分析表明,对耕地面积和农业产值进行协整回归后,得出两变量之间的1阶滞后回归模型,AEG检验否定了"虚假回归"的存在。误差修正模型(ECM)反映变量间短期动态调整过程,也肯定了耕地非农化与农业产值变化之间动态线性关系的存在,采用OLS方法的回归结果表明两者之间存在反向线性关系。这表明,耕地面积(耕地非农化)与农业产值(变动)之间存在着协整(高度相关)的关系,反映了相应时间序列变量之间的均衡机制(经济规律)。

**(二)耕地面积与农业产值之间存在单向因果关系**

本研究的 Granger 因果检验表明,至少在 95% 的显著水平下,耕地面积是农业产值的 Granger 成因,而农业产值不是耕地面积的 Granger 成因。从而,安徽省耕地面积由 1990 年的 436.5 万公顷减至 2009 年的 417.1 万公顷,是影响其农业产值不高的原因。因此,耕地是农业经济增长的必不可少的限制性资源,耕地资源的限制必然对农业经济增长产生"增长尾效"[24]。

**(三)耕地非农化与农业产值变动之间不存在因果关系**

耕地非农化是影响其农业产值的重要原因,但不是农业产值变动的根本原因,表明随着农业生产中劳动、资本等要素效率的提高,土地对农业产值的主导性贡献已经弱化。该结论印证了邓大才关于粮食增产并不源于耕地、粮食播种面积及国际贸易,而源于技术和生产条件的观点[25]。同样,耕地非农化的原因也不在于农业产值变动,而在于工农业用地生产率的差异、建设用地需求的增加、技术进步以及土地政策等因素[26-28],其本质是耕地资源在农业生产和非农领域的重新配置,符合产业演进的一般规律。当前耕地非农化与农业产值变动之间的这种特殊关系对农业产业发展和耕地流转提出了新的更高的要求。一是要政府、企业、银行多方合力,通过确立主导产业、培养龙头企业、建立健全农村市场经济体系,推进农业产业化,从而实现农业内部结构优化及农业经济增长。二是要在现有的土地产权制度条件下,通过健全和完善土地流转机制和农村社会保障机制,确保耕地的合理流转。

**参考文献:**


[1] HEALEY P,BARRET S M. Structure and Agency in Land and Property Development Processes: Some Ideas for Research[J]. Urban Studies,1990,27(1): 89-104.

[2] HEALEY P. Models of the Development Process: a Review[J]. Journal of Property Research, 1991,(8): 219-238.

[3] HEILIG G K. Neglected Dimensions of Global Land-use Change: Reflections and Data[J]. Population and Development Review,1994,20(4): 831-859.

[4] INGRAM G K. Patterns of Metropolitan Development: What Have We Learned? [J]. Urban Studies,1998,(35): 1019-1035.

[5] GUY S,HENNEBERRY J. Understanding Urban Development Processes: Integrating the Economic and the Social in Property Research[J]. Urban Studies, 2002,37(13):2399-2416.

[6] HEILIG G K. Anthropogenic Factors in Land-use Change in China[J]. Population and Development Review,1997,23(1):139-168.

[7] SMIL V. China's Aagricultural Land[J]. The China Quarterly,1999,15(8): 414-429.

[8] 王紫东,杨江潮. 我国农地非农化中政府行为分析[J]. 广东农业科学,2010,(4):367-368.

[9] 李燕琼,嘉蓉梅. 城市化过程中土地征用与管理问题的理性反思——对我国东、中、西部 1538 个失地农户的调查分析[J]. 经济学家, 2006,(5):5-12.

[10] 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):50-60.

[11] 祝志勇. 农村土地流转制度的政治经济学分析[J]. 改革, 2003 ,(1):117-121.

[12] 林玉妹. 农村耕地流转市场的发育程度及其特征——对福建省和江西省 46 个自然村(村民小组)的调查[J]. 福建师范大学学报(社会科学版),2005,(3):25-29.

[13] 金 晶,曲福田. 农地非农化的政策演进:1949-2007[J]. 改革,2010,(9):86-92.

[14] 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):61-67.

[15] 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,(3):277-281.

[16] 张基凯,吴 群,黄秀欣. 耕地非农化对经济增长贡献的区域差异研究——基于山东省 17 个地级市面板数据的分析[J]. 资源科学 2010,32(5):959-969.

[17] 赵庆祥. 计量经济学(第三版)[M]. 北京:中国人民大学出版社,2008:282.
[18] ENGLE R F,GRANGER C W J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276.
[19] HURVICH C M. Improved Estimators of Kullback-Leibler Information for Autoregressive Model Selection in Small Samples[J]. Biometrika,1990,(77):709-719.
[20] 周　建,李子奈. Granger因果关系检验的适用性[J]. 清华大学学报(自然科学版),2004,(3):358-361.
[21] 刘　洋,庄新田. 沪市认购权证与其标的股票价格走势的Granger因果检验[J]. 管理学报,2006,(6):697-702.
[22] 黄凌云,陈明强,陈　刚. 外商直接投资与中国进出口贸易的区域差异研究——基于省级面板数据的单位根、协整与Granger因果检验[J]. 世界经济,2007,(8):57-64.
[23] LUINTEL K B. Non-causality due to Irrelevant Lag Polynomials[J]. Applied Economics Letters,2002,(6):17-20.
[24] ROMER D. Advanced Macroeconomics[M]. New York: McGraw-Hill,1996:37-41.
[25] 邓大才. 粮食安全:耕地、贸易、技术与条件——改革开放30年粮食安全保障的途径研究[J]. 财经问题研究,2010,(2):43-47.
[26] LEE L. Factors Affecting Land Use Change at the Urban-rural Fringe[J]. Growth and Change,1979,10(4):25-31.
[27] ZHAI G F,IKEDA S. An Empirical Model of Land Use Change in China[J]. Reviews of Urban & Regional Development Studies,2000,12(1):36-53.
[28] SETO K C,KAUFMANN R K. Modeling the Drivers of Urban Land Use Change in the Pearl River Delta,China:Integrating Remote Sensing with Socioeconomic Data[J]. Land Economics,2003,79(1):106-121.

# Cointegration and ECM Analysis of Arable Land Conversion and Agricultural Economic Growth
## ——An Empirical Study Based on Anhui's Time Series Data from 1990 to 2009

BAO Bu-yun
(*School of Economics and Management*, *Anhui Science and Technology University*, *Fengyang* 233100, *China*)

**Abstract**: As an indispensable basic resource, arable land is an important material guarantee for agricultural economic growth. In recent years, a large number of arable lands withdraw from agricultural production because of urbanization, industrialization, agricultural restructuring, changes in the ecological environment and other reasons, which have caused damage to agriculture economic growth and rural life. Taking Anhui Province as an example, this paper carries cointegration theory and Grange causality test to analyze the dependencies and causality between arable land area conversion and agricultural economic growth with the time series from 1990 to 2009. The result shows that there is a reverse dynamic linear relationship rather than causality between them, and one-directional causality between Anhui province's arable land area and agricultural output. The policy implications are agricultural industrialization promotion and arable land conversion rationalization by ways of establishing the leading industries, developing leading enterprises and optimizing the rural market economy, land conversion and social security systems.

**Key Words**: arable land conversion; agricultural economic growth; cointegration analysis; error correction model; grange causality test