

长武县“耕地—果园”数量变动与经济发展关系分析

梅 花¹, 王继军^{1,2}

(1. 西北农林科技大学资源环境学院, 陕西 杨凌 712100; 2. 中国科学院水利部水土保持研究所, 陕西 杨凌 712100)

摘 要: 利用 1985—2008 时间、空间序列数据, 采用趋势分析、协整分析和 Granger 因果分析和区位熵评价法分析长武县耕地、果园数量与经济发展之间的关系。研究时段内, 可得到果业面积和经济发展的长期均衡模型和短期波动的误差修正模型; 由于人均耕地面积为非稳定序列, Granger 因果检验可探究耕地数量与经济发展关系, 其结果显示长武县的经济并非以耕地为代价, 经济发展对耕地面积影响不大。此外, 从空间角度探讨长武县果业发展和耕地减少之间的关系, 区位熵评价结果说明各乡镇果业发展与耕地面积减少的协调度不同, 存在空间差异。

关键词: 耕地面积变动; 经济发展; 协整分析; Granger 因果检验; 区位熵; 长武县

中图分类号: F301.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-7601(2012)03-0214-07

近年来, 长武县耕地大量转化为苹果园, 与区域经济发展的互动过程形成了农业生态经济系统的主要特色, 并对经济发展起到了促进作用。“耕地—果园”与区域经济发展的数量化关系目前尚不明确, 制约了区域可持续发展方案的制定和土地结构调整, 为此在定性关系明确的前提下, 需要研究其量化关系。

目前, 土地利用方式改变的研究主要集中在农用地向非农用地转移方面, 大量的研究侧重于耕地资源和经济增长之间的关系探究, 而耕地转化为果园从而带动经济发展方面的研究较少。部分学者的研究结论表明耕地资源与经济增长之间存在很强的相关关系^[1-5], 一是经济增长与耕地面积减少存在显著的负相关; 二是经济增长与耕地变化之间的规律较为复杂, 经济发展对耕地变化不仅有负面作用, 某一时期在一定程度上也存在着正向作用, 如例“U”型理论^[6-7]和耕地非农化的库兹涅茨曲线假说^[8], 之后许多学者论证了该曲线的存在^[9-11]。在研究方法上, 现今的大多数学者采用时间序列数据与截面数据, 结合回归分析等数学方法, 拟合出指数方程、对数线性方程、一元二次线性方程或多元线性方程等数学关系式^[12-14], 或采用相关分析法来探讨耕地数量、果园数量与经济发展之间的长期静态关系^[15]。

这些研究成果揭示了耕地变动与经济发展关系的一般规律, 并为之提供理论参考和切实有效的政策建议。但对于世界各国, 尤其是像我国这样的地

域辽阔、要素禀赋差异大的国家, 各区域间的规律不可能是完全一致的。因此, 本文借鉴各个学者的研究成果, 结合长武县的果业优势, 对其历史与现状进行分析、评价。在研究方法上, 现有研究不足之处在于: 对于时间序列数据来说, 无论是相关分析, 还是回归分析, 都假定这些时间序列数据是平稳的, 即没有随机趋势或确定趋势, 这样就存在“伪回归”(spurious regression)的可能。在现实中的时间序列通常是非平稳的, 可对它进行差分把它变平稳, 但这样会失去对分析问题来说必要的长期信息。在目前宏观经济计量分析中, Granger(1987)所提出的协整方法能克服这一缺陷, 已成为了分析非平稳经济变量之间数量关系的最主要工具之一。此外, 大多研究都以时间尺度分析耕地变动与经济发展关系, 涉及空间角度的较少, 因此本文以乡镇为单元, 从空间角度分析两者之间关系。

1 研究区域及资料来源

1.1 研究区域概况

长武县位于陕西省黄土高原沟壑区, 介于东经 107°38' 至 58', 北纬 34°59' 至 35°18' 之间, 是渭北与陇东高原结合部的过渡地带, 海拔在 847 ~ 1 274 m, 总面积 56 710 hm², 年平均气温 9.1℃, 年积温 2 994℃, 无霜期 171 d, 年均降水量 584 mm。据统计年鉴资料显示, 长武县现人口为 18 万, 90% 以上为农业人口。长武县气候条件独特, 是苹果的最佳优生区, 在土地利用总体规划作用下, 使产投比较高的果园得

收稿日期: 2011-12-30

基金项目: 中国科学院重大项目“耕地保育与持续高效现代农业试点工程”(KSCX-YW-09-07); 国家科技支撑课题(2006BAD09B10)

作者简介: 梅 花(1988—), 女, 江苏常州人, 硕士研究生, 研究方向为土地资源利用管理与空间信息技术。E-mail: meihua3180690@sina.com。

* 通讯作者: 王继军(1964—), 男, 陕西渭南人, 研究员, 研究方向为生态经济。E-mail: jjwang@ms.iswc.ac.cn。

到迅速发展,该县的耕地面积不断减少,经济发展较快。

1.2 研究方法

针对长武县苹果产业和经济的可持续发展的需要,通过对长武县耕地减少、苹果面积增加和经济发展情况进行分析,利用时间序列数据构建长期的协整方程和短期的误差修正模型,同时,利用截面数据从空间角度分析耕地面积和苹果面积之间的协调关系,以此明确三者之间的定性及定量关系。

以时间尺度分析区域耕地面积变化、苹果面积变化和 GDP 之间的关系,本文采用的为协整分析并获得误差修正模型^[16],其基本步骤如下:

(1) 检验序列的平稳性

检验变量间是否具有协整关系之前,首先要检验数据的平稳性。如果一个时间序列具有稳定的均值(Mean)、方差(Variance)和自协方差(Auto-covariance),则这个序列就是稳定的,否则就是不稳定的。如果一个非平稳时间序列的数值在经过 d 次差分后成为平稳序列,则该序列被称为 d 阶单整(integration),记为 I(d)。一个具有一阶或更高阶单整的序列就是非平稳序列。单位根是表示非平稳性的一种方式,单位根方法将对非平稳性的检验转化为对单位根的检验。若变量 Y_t 的一阶差分是稳定的,则称变量 Y_t 有单位根,检验变量是否稳定的过程称为单位根检验。本文采用 ADF(Augment Dickey - Fuller)检验法,ADF 检验通过三个模型来完成:

$$\text{模型 1: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{模型 2: } \Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{模型 3: } \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

模型 3 中, Y_t 是待检验的时间序列, α, β, δ 是参数, t 为时间趋势, m 是滞后值, ε_t 是随机误差项。原假设是 $H_0: \gamma = 0$, 备选假设是 $H_1: \gamma < 0$ 。如果在序列无差分的情况下, t 统计值小于临界值, 序列无单位根, 是稳定的 I(0) 序列; 如果在序列无差分情况下不能拒绝检验, 但在一阶差分情况下拒绝检验, 则原序列是 I(1) 序列。3 个模型的差别在于是否包含常数项和趋势项。检验时, 从模型 3 开始, 然后模型 2, 再到模型 1。只要其中有一个模型的检验结果拒绝了零假设, 就可以认为时间序列是平稳的。

(2) 协整分析

建立误差修正模型, 需要首先对变量进行协整分析, 以发现变量之间的协整关系, 即长期均衡关

系, 并以这种关系构成误差修正项。在对时间序列进行平稳性检验的基础上, 要检验 2 个时间序列是否存在协整关系。本文中所用的是 Engle 和 Granger 于 1987 年提出的 Engle - Granger 检验:

第一步, 用 OLS 方法估计方程 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ 并计算非均衡误差, 得到: $\hat{Y}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_t$; $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{Y}_t$ 称为协整回归(Cointegrating)或静态回归(Static Regression)。第二步, 检验 $\hat{\varepsilon}_t$ 的单整性, 方法即是 DF 检验或者 ADF 检验。如果 $\hat{\varepsilon}_t$ 为稳定序列, 则认为变量 Y_t, X_t 为 (1,1) 阶协整; 如果 $\hat{\varepsilon}_t$ 为 1 阶单整, 则认为变量 Y_t, X_t 为 (2,1) 阶协整。

(3) 误差修正模型

按照 Granger 表述定理, 如果变量序列 Y_t 和 X_t 是协整的, 则它们之间存在长期均衡关系, 则它们的短期不均衡关系的动态结构可以由误差修正模型(Error Correction Model, ECM) 来描述。这一联系变量的短期和长期行为的误差修正模型如下:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y, \Delta X) - \lambda \cdot \text{ecm}_{t-1} + \mu_t, \quad 0 < \lambda < 1$$

式中, Δ 表示序列的一阶差分, ecm_{t-1} 是误差修正项, 表示非均衡程度。误差修正模型的优点在于它提供了揭示长期关系和短期关系的途径, 还可推断变量之间的长期和短期的 Granger 因果关系。

由于各个区域差异较大, 为了反映不同区对耕地面积变化、苹果产业、经济发展的影响关系, 可利用各乡镇截面数据探讨耕地数量变化与果业发展关系的区域差异。在对截面数据进行分析时, 本文通过引进区位熵概念, 挖掘耕地减少和苹果面积增加的深层关系。区位熵是哈盖特(P. Haggett) 首先提出并运用于区位分析之中^[17]。其公式为:

$$T_i = \frac{\Delta P_i}{\sum_{i=1}^n \Delta P_i}$$

$$S_i = \frac{\Delta G_i}{\sum_{i=1}^n \Delta G_i}$$

$$Q_i = \frac{T_i}{S_i}$$

式中, ΔP_i 为 i 乡镇苹果增加面积; ΔG_i 为 i 乡镇同期耕地减少面积; T_i 为 i 乡镇苹果增加面积占全县苹果增加面积的比例; S_i 为 i 乡镇耕地减少面积占全县耕地减少面积的比例; Q_i 为 i 乡镇苹果面积增加与耕地面积减少的区位熵值(关联度)。

1.3 变量选取与资料来源

结合长武实际和实地调查与分析, 本文采用国内生产总值、耕地面积、苹果面积等变量为主要驱动

力因素,研究耕地、果园数量与经济发展的关系。为了剔除人口增长的影响,文中采用的变量为人均国内生产总值(GDP)、人均耕地面积(G)、人均苹果园面积(P)。

本文所收集的数据均来自于长武县统计年鉴,跨度为 1985—2008 年。为了有效消除时间序列异方差,对各时间序列数据进行自然对数变换,形成 LNG、LNGDP、LNP。预处理后,相应的系数具有良好的经济学意义,可视为弹性系数。本文所用软件为 EViews 5.0。此外,在“耕地—果园”空间布局分析过程中,由于统计资料对于各乡镇的数据统计只有 1985—1992 年,因此,文中运用该方法对早期数据做了分析比较,旨在找出一个简单、直观的方法分析耕地果业关系。

2 研究结果

2.1 耕地—果园与 GDP 演变过程

长武县大量耕地转化为果园,苹果成为该地区的支柱产业,极大地推动了该县的经济增长。根据长武县统计年鉴,1985 年耕地面积为 23 364.78 hm^2 ,人均耕地面积为 0.161 hm^2 ;2008 年长武县耕地面积为 11 454 hm^2 ,人均耕地面积 0.063 hm^2 。除 1997 年和 2006 年外,长武县二十余年来耕地面积呈现逐年减少的趋势。2005 年耕地总量减少到 10 610 hm^2 ,人均耕地面积为 0.0613 hm^2 。二十几年来,耕地数量共减少 12 754.8 hm^2 ,平均每年减少 531.47 hm^2 ,人均耕地面积减少 60.6%。由图 1 可以看出,1985—2008 年,长武县耕地面积的减少趋势可以分为 3 个阶段:1985—2001 年为耕地数量缓慢减少时期,平均年减少耕地 277.93 hm^2 ,耕地变化主要由于

苹果种植;2001—2005 年耕地减少较为剧烈,主要受退耕还林影响,2005 年耕地数量达到研究时段内最低,人均耕地面积为 0.06 hm^2 ;2006—2008 年中,在“十一五”规划指导下,以继续实施“稳粮、优果、兴牧”为中心,政府加大了耕地保护力度,积极开展农田整理,使耕地面积持续下滑趋势得到遏制,保持在一个相对稳定状态。此外,耕地面积与人均耕地面积基本保持一致则说明耕地变化与人口变化关系不大。

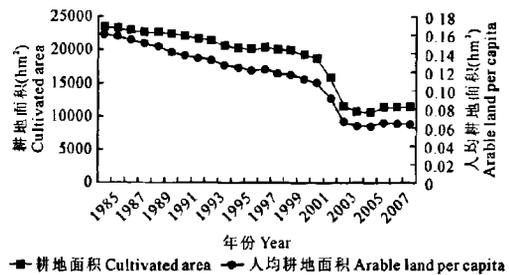


图 1 1985—2008 年耕地面积与人均耕地面积

Fig.1 Cultivated area and arable land per capita from 1985—2008

自 1985 年以来,长武县苹果面积呈波动上升趋势,从 1985 年的 447.7 hm^2 到 2008 年的 14 333 hm^2 ,翻了五番。此外,人均 GDP 也在稳步上升。(见图 2)。根据 2008 年对 109 户农户的调查结果(见图 3),种植苹果的家庭有 80 户,占 73.4%,其中 2007 年新增果树比例占 18.75%。对 65 户 2007 年挂果的家庭来说,果树收入占家庭收入小于 10% 的有 5 户,占 7.7%;大于 50% 有 28 户,占 43.1%。由此可见,苹果产业是长武县农户经济收入的主要来源。长武县经济也保持着良好的发展势头,GDP 从 1985 年的 0.42 亿元到 2008 年的 10.99 亿元。

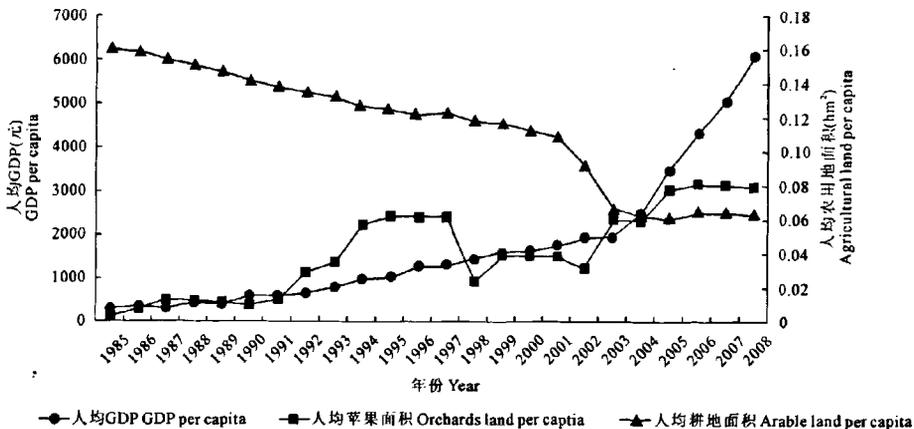


图 2 1985—2008 年人均 GDP 耕地面积与果园面积示意图

Fig.2 Arable land and orchard per capita and GDP per capita from 1985—2008

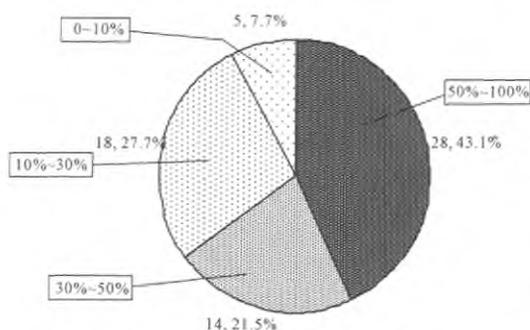


图3 苹果收入占家庭收入比例图

Fig.3 Proportion of the income from apple in the total income of a family

2.2 耕地—果园面积及经济发展数量关系模型分析

2.2.1 平稳性的单位根检验 文中采用单位根检

表1 各序列的 ADF 检验结果

Table 1 Result of ADF test of every variable

变量 Variable	检验形式 (C, T, L)	ADF 值 Result of ADF test	1% 临界值 1% Level	5% 临界值 5% Level	10% 临界值 10% Level	检验结果 Result
LNG	(C, T, 1)	-2.493900	-4.440739	-3.632896	-3.254671	Non-stable
LNGDP	(C, 0, 0)	-3.847056	-2.669359	-1.956406	-1.608495	Stable
LNP	(C, N, 0)	-2.947679	-3.752946	-2.998064	-2.638752	Stable
D(LNG)	(C, N, 0)	-2.794655	-3.769597	-3.004861	-2.642242	Stable

注:检验形式(C,T,L)中,C、T、L分别代表常数项、时间趋势和滞后阶数。ADF检验法滞后阶数按照AIC信息准则判断。

Note: C, T and L stand respectively for constant term, time trend and lagging order. The lagging order of ADF test is judge with AIC information criterion.

2.2.2 协整分析 因为 LNG、LNGDP 是同阶单整的,对于两个一阶单整变量组成的单方程系统,本文采用 E-G 两步法。首先对 LNP、LNGDP 进行协整回归(OLS 法),再提取残差序列进行平稳性检验,若残差序列为平稳序列,则该协整关系成立。建立 LNP、LNGDP 的回归模型:

$$\ln GDP_t = -4.62 + 0.12 \ln P_t + \hat{\mu}_t \quad (1)$$

(0.30) (0.09)

$$R^2 = 0.97 \quad DW = 2.08$$

(1)式可初步认为是 LNP、LNGDP 的长期稳定关系。残差项的稳定性检验结果见表2。

表2 e 序列的 ADF 检验结果

Table 2 Result of ADF test of e

序列 Sequence	ADF 检验值 Result of ADF test	显著水平 Level	临界值 Test critical value
E	-4.769914	1%	-2.674290
		5%	-1.957204
		10%	-1.608175

验的具体方法是 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 检验法。对变量 LNG、LNGDP、LNP 以及一次性差分序列进行平稳性检验。检验结果如表1所示。

由表1可知,在10%的显著水平下 LNG 的 ADF 检验值大于临界值,不能拒绝含有一个单位根的假设,表明是非平稳序列,而 LNP、LNGDP 拒绝含有一个单位根的假设,表明是平稳序列;LNG 的一次性差分序列在10%的显著性水平下 ADF 检验值均小于临界值,拒绝含有单位根的假设,为平稳序列。综上可知,耕地面积是一阶单整 I(1)序列,而苹果面积、GDP 是水平平稳序列。因此,耕地数量呈非平稳波动趋势,在这种情况下,如果直接对耕地面积、GDP、苹果面积等序列进行回归分析很有可能得到虚假的结果,从而产生的结论是不可靠的。

由表2可知,e 序列在1%的显著性水平下拒绝单位根假设,为平稳序列,则(1)式为耕地数量和 GDP 存在长期均衡关系。上式中, $R^2 = 0.97$,表明拟合效果较好; $DW = 2.08$,对残差序列的 LM 检验结果显示该模型不存在自相关,因此该模型的设定是正确的;长期弹性系数为0.12,说明苹果面积增加对经济发展起到正向促进作用,苹果面积每增长1个百分点,GDP 增长0.12个百分点。

2.2.3 误差修正模型 上文得到的稳定的时间序列 \hat{e}_t 作为误差修正项,可建立如下误差修正模型:

$$\ln GDP = 0.11 + 0.12 \Delta \ln P_{t-1} - 0.05 \Delta \ln GDP_{t-1} + 0.06 \Delta \mu_{t-1} \quad (2)$$

(0.04) (0.07) (0.23) (0.05)

图4为特征根分布图,在单位圆内或圆上则表示模型的建立是正确的,P值均较小,说明模型对各变量的解释较为显著。(2)式中,误差修正项的系数为0.06,这说明长期均衡对短期波动的影响不大。苹果的系数为0.12,说明苹果对GDP短期也为正向促进作用,与长期影响较一致,且符合现实情

况。该模型可用来预测短期苹果发展情况或 GDP 值。

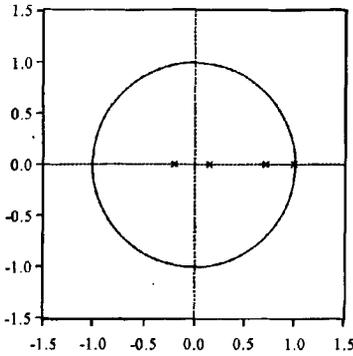


图 4 特征多项式的特征根分布图

Fig.4 Inverse roots of characteristic polynomial

2.2.4 Granger 因果关系检验 从协整检验和误差分析的结果得知,经济增长和苹果面积之间存在协整关系,且得出两者的长期和短期均衡关系。下文主要探讨经济增长和耕地面积之间是否存在因果关系以及因果关系的方向如何,即经济的发展促使耕地面积的减少,还是耕地面积的减少带动经济的发展。ADF 检验时,已经得到平稳的一阶差分序列,对这两个差分序列进行 Granger 因果检验。检验结果如表 3 所示。

表 3 Granger 因果关系检验结果

Table 3 Granger causality test result

原假设滞后阶 Original assumption	GDP 不是 G 变化的 Granger 原因 GDP is not Granger cause of G		G 不是 GDP 变化的 Granger 原因 G is not Granger cause of GDP	
	F.	PRO.	F.	PRO.
	1	0.49291	0.49072	9.44999
2	2.04557	0.15994	4.50638	0.02690
3	1.00624	0.41910	2.65925	0.08871
4	0.60100	0.66979	1.77220	0.20462
5	0.43136	0.81527	1.51386	0.28640
6	0.48658	0.79694	4.19932	0.06842

由表 3 可知,耕地数量变动与经济发展存在着单向因果关系。在滞后阶 1~6 时,“耕地数量变化不是经济增长的 Granger 原因”的原假设概率均较小,拒绝原假设,即耕地数量变化是经济增长的 Granger 原因。在滞后阶 1~6 时,“经济增长不是耕地数量变化的 Granger 原因”的 P 统计值均不显著,则无法说明经济增长与耕地数量变化的关系。

各项研究表明,耕地数量呈现出不同的变化特征表明了不同发达程度、不同发展水平的国家经济

发展对耕地资源数量变化的影响机理是不同的,且说明了耕地资源变化与经济发展之间的关系规律比较复杂^[19]。在经济发展迅速的主要大中城市,耕地非农化现象严重,用于各项建设都要以土地为载体,不可避免地占用了大量耕地,同时,我国土地利用粗放使得耕地面积减少。

对长武县耕地变化与经济发展的关系分析发现,在研究时间区间内,长武县的经济发展和耕地消耗之间的关系有异于以上规律。长武县不同于上述地区,它自身特点非常突出:首先,长武县地形主要以黄土高原沟壑为主,城市化水平低,90%以上为农业人口。其次,按照生物学特性,世界苹果的适生区和优生区在北纬 40°左右,海拔 1 000 m。“中国果树所”对全国苹果的区划报告中指出,以陕西渭北旱原为代表的西北黄土高原是全球惟一 7 项指标全部达标的苹果最佳适生区,其中包括长武县^[20]。大量的耕地转为林地和园地后,能够产生经济效益的途径(苹果)对经济发展起到了良好的推动作用。综上所述,长武县耕地大量转化为苹果园,逐步发展成为我国重要的果粮基地,带动了当地经济的增长,但 Granger 因果检验显示经济增长对耕地资源影响不大,也就是说经济增长并不完全依赖于耕地。

2.3 耕地、苹果面积空间布局分析

图 5 反映了长武县 1985 年耕地面积减少与苹果面积增加关联度。 $Q_i < 0$,说明 i 乡镇苹果增加与耕地减少的关联度低于全县水平,可适量增加果树种植; $0 < Q_i < 1$,说明 i 乡镇苹果增加与耕地减少协调度良好; $Q_i > 1$,说明 i 乡镇苹果增加与耕地减少的关联度高于全县水平,即乡镇的苹果园发展迅猛,耕地面积减少过多。1985 年苹果产业在长武县得到初步发展,1992 年为果树发展盛期,又因统计资料限制,下文分别以 1985 和 1992 年为例,算出耕地减少与苹果面积增加的区位熵值,并将长武县分为 3 类地区:A 类地区,区位熵 < 0 ; B 类地区, $0 < \text{区位熵} < 1$; C 类地区,区位熵 > 1 。(在 Arcgis 中成图) A 类地区只有地掌乡,说明该年各乡镇耕地数量普遍减少并转化为果园。B 类地区有彭公乡、芋元乡、相公镇、冉店乡、亭口乡、路家乡、巨家镇、枣元乡、丁家镇,该类地区果业发展对耕地资源的影响较全县水平低,二者协调度高。C 类地区主要是昭仁镇、罗峪乡、洪家镇、马寨乡。该类地区苹果产业的发展对耕地资源的影响较大。

图 6 反映了长武县 1992 年耕地面积减少与苹果面积增加关联度。A 类地区主要是亭口乡、路家乡、彭公乡、相公镇。这些乡镇区位熵为负值,说明

耕地在该年没有减少,且有少量增加。其中彭公乡的区位熵值为-17.2,该年苹果增加面积仅为5 hm²,相对于全县来说,苹果面积增加较少。B类地区主要是巨家镇、枣元乡、洪家镇、马寨乡、地掌乡。该类地区果业发展对耕地资源的影响较全县水平低,二者协调度高,可在保护耕地基础上,适当增加苹果面积。C类地区主要是昭仁镇、罗峪乡、冉店乡、丁家镇、芋元乡。该类地区,苹果产业的发展对耕地资源的影响较大。其中罗峪乡、丁家镇的区位熵值均较高,可见此类地区应加大耕地保护力度,使得耕地资源与果业发展可持续协调发展,进而促进区域经济发展。

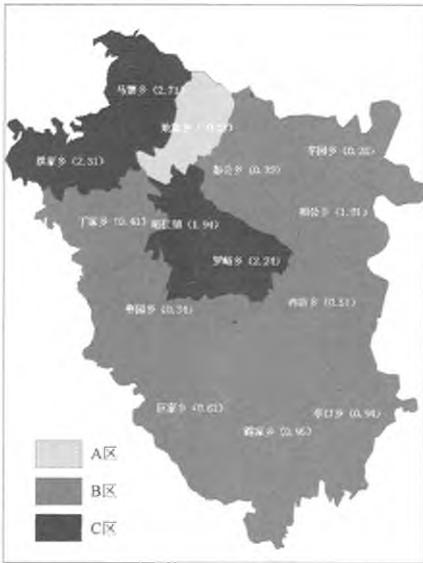


图5 1985年长武县各乡镇区位熵图

Fig.5 Location entropy of each township of Changwu in 1985

对比图5、图6,长武县在苹果发展初期即1985年,多数乡镇区位熵介于0-1之间,属于B类地区,A类、C类地区的区位熵绝对值也较小,说明该时期耕地增加与苹果发展的协调度总体良好。1992年,个别乡镇耕地增加与苹果发展的协调度较差。从局部来看,昭仁镇、罗峪乡的区位熵值在1985和1992年均大于1,说明这二者果业发展迅猛,相对于全县的耕地面积减少较多,应注重耕地保护。综上所述,在苹果产业发展过程中,对耕地资源影响较大,各乡镇的果业发展和耕地减少情况差异较大。

3 结论与讨论

耕地数量变化是一个十分复杂的问题。本文主

要根据长武县的实际情况:苹果产业是长武县主要经济增长的推动力,着重分析了耕地面积、果业面积和经济增长(以GDP为指标)三者之间的关系,但不可避免地忽略了其他因素的影响。

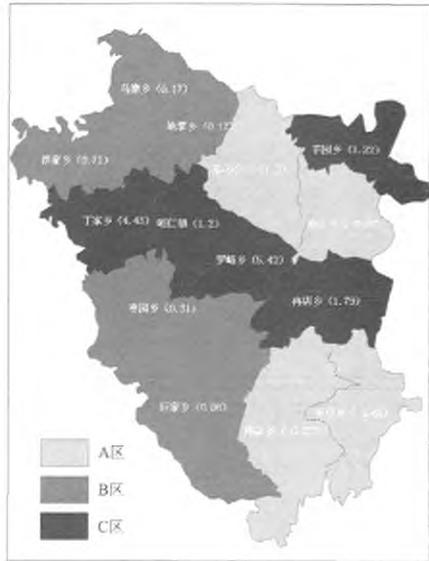


图6 1992年长武县各乡镇区位熵

Fig.6 Location entropy of each township of Changwu in 1992

(1) 长武县自1985年以来,耕地面积呈持续下降趋势,从粮食安全角度来说,保护耕地资源刻不容缓。

(2) 通过农业结构调整,从1985—2008年耕地大量流向园地,苹果面积从477.7 hm²增加到14 333 hm²,翻了五番,年平均增长率为16.27%;由此和其他要素共同影响,长武县GDP增长了36.7%。根据协整检验,长武县的苹果面积和GDP都具有平稳性,它们之间存在长期稳定的协整关系,苹果面积增加对经济发展起到正向促进作用,苹果面积每增长1个百分点,GDP增长0.12个百分点。误差修正项的系数为0.06,则长期均衡对短期波动的影响不大且短期影响与长期影响较一致,利用误差修正模型可进行短期预测。

(3) 在研究时段内,Granger因果检验结果显示:耕地资源减少是经济增长的单向Granger原因。这说明耕地资源以果园为中介是影响经济增长的重要因素,但长武县经济增长对耕地减少的直接影响不大,也就是说经济增长不依赖于耕地,农民并没有受利益驱使对耕地进行盲目的开发和利用。笔者通过实地农户调查,总结原因有以下两点:一是受当地气

候、地形影响,粮食产量并不很高,各家各户保留足够耕地才能满足农户基本生活需要。农户只有在保证口粮的条件下才会考虑发展其他产业;二是苹果产业投入较高,又因为受技术、气候、劳动力等条件限制,农户的苹果种植面积较为有限。

综上所述,经济发展对耕地减少的直接影响较小,影响经济发展的其他要素和其量化关系有待今后研究,但耕地资源大幅度减少仍是不容忽视的现实问题。这就要求,为了实现粮食安全,必须探讨长武县区域定位,保护适度耕地数量,完善耕地战略储备制度、耕地总量平衡制度和耕地产权制度等,同时强化苹果产业内涵发展,从而加快县域经济发展。

参考文献:

- [1] 张琦,金继红,张坤,等.日本和韩国土地利用与经济发展关系实证分析及启示[J].资源科学,2007,(2):149-155.
- [2] 张琦.韩国工业化推进过程中的土地利用与经济发展关系分析研究[J].中国人口·资源与环境,2007,(3):81-84.
- [3] 郭贯成.耕地面积变化与经济发展水平的相关分析——以江苏十三个市为例[J].长江流域资源与环境,2001,(5):440-447.
- [4] 李兆富,杨桂山.湖州市耕地资源变化与经济发展关系分析[J].中国生态农业学报,2007,(3):146-149.
- [5] 张永民,赵士洞.近50年赤峰市耕地动态变化研究[J].资源科学,2002,24(5):19-25.
- [6] 王青.经济发展与耕地变化的关系——以江苏省为例[J].资源开发与市场,2004,20(4):284-286.
- [7] 李丹,刘友兆.我国城市发展与耕地变动关系研究[J].经济纵横,2003,(1):13-15.
- [8] 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,2005,26(5):61-67.
- [9] 董国新,邹江.耕地减少对经济增长贡献的实证分析——以浙江省为例[J].华南农业大学学报(社会科学版),2006,(3):41-47.
- [10] 蔡银莺,张安录.耕地资源流失与经济发展的关系分析[J].中国人口·资源与环境,2005,(5):52-57.
- [11] 何蓓蓓,刘友兆,张健.中国经济增长与耕地资源非农流失的计量分析——耕地库兹涅茨曲线的检验与修正[J].干旱区资源与环境,2008,(6):21-26.
- [12] 高雅,杜辉.城镇化进程对耕地面积变动影响的计量分析[J].北方经济,2007,7:13-15.
- [13] 赵敏宁,邢娟.基于因子分析的陕西省耕地数量变化驱动因素研究[J].咸阳师范学院学报,2008,23(6):80-82.
- [14] 卞德鹏,常庆瑞.黄土丘陵沟壑区耕地数量动态变化及其驱动力分析[J].干旱地区农业研究,2009,27(3):245-248.
- [15] 陈利根,龙开胜.耕地资源数量与经济发展关系的计量分析[J].中国土地科学,2007,21(4):4-10.
- [16] 李子奈,潘文卿.计量经济学[M].北京:高等教育出版社,2005.
- [17] 李连杰,夏鸿雁.河北省第三产业发展区位评价——基于第一次经济普查资料的实证分析[J].河北学刊,2006,26(6):194-197.
- [18] 梁流涛,马凯,杨渝红.经济增长与工地消耗的关系研究——基于协整理论的分[J].2009,28(6):63-67.
- [19] 纪昌品,欧名豪.湖北省经济发展与耕地戏院变化的关系[J].长江流域资源与环境,2009,18(8):693-697.
- [20] 刘轶,何淑辉.发展陕西果业壮大县域经济[J].陕西省经济管理干部学报,2004,18(2):54-56.

Research on relationship between dynamical change of “arable land – fruit orchard” and economic development

MEI Hua¹, WANG Ji-jun^{1,2}

(1. Northwest A & F University, Yangling, Shaanxi 712100, China;

2. Institute of Soil and Water Conservation, CAS & MWR, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: We use the temporal and spatial series data from 1985—2008 and apply trend analysis, co-integration, Granger causality analysis and location entropy evaluation to analyze the relationship between the arable land, the orchard number and the economic development of Changwu County. Through the ADF test, we get the long-term equilibrium model and the short-term dynamical balance relationship of the available space of fruit industry and economic development. As the arable land per capita is in non-stable sequence, Granger causality test can explore the relationship between the arable land and the economic development. The results show that the county's economic development is not at the expense of arable land and the economic development has little effect on the cultivated area. The method of location entropy evaluation can be introduced to investigating the relationship between the development of fruit industry and the reduction of arable land in Changwu from the perspective of space. The results of location entropy evaluation demonstrate that the coordination of development of fruits industry is different from that of the cultivated area while space diversity exists.

Keywords: change of cultivated land; economic growth; co-integration test; Granger causality; location entropy; Changwu County