

长沙市耕地时空动态变化及驱动力研究

洪鸿加^{1,2}, 彭晓春¹, 陈志良¹, 张杏杏^{1,2}, 刘强^{1,2}, 曾东^{1,2}

(1. 湖南农业大学, 湖南长沙 410128; 2. 环境保护部华南环境科学研究所, 广东广州 510655)

摘要: 基于 1990—2006 年期间耕地和社会经济发展历史数据, 分析长沙市耕地资源的发展现状和时空变化特点, 并运用主成分分析法和多元回归分析法对长沙市耕地非农化的驱动力进行研究。结果表明, (1) 长沙市耕地面积在 1990—2003 年呈逐步下降趋势, 年均耕地递减率约为 0.26%; 2003—2006 年耕地呈小幅度增长趋势。(2) 区域差异度计算结果表明, 长沙市不同的区县耕地变化速度和区域差异明显, 耕地变化较为剧烈的地区为社会经济发展较为快速的区县。(3) 主成分分析表明, 长沙市耕地变化的驱动因子主要可以总结为经济发展水平因子和农业科技水平因子, 其中经济发展水平因子是最为关键因素。(4) 多元回归分析也表明, 经济因素是长沙市耕地变化最为重要影响因素。

关键词: 耕地; 动态变化; 驱动力; 长沙市

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2010)03-0224-06

中图分类号: F301.21

Characteristics and Driving Forces of Cultivated Land Dynamic Change in Changsha City

HONG Hong-jia^{1,2}, PENG Xiao-chun¹, CHEN Zhi-liang¹, ZHANG Xin-xing^{1,2}, LIU Qing^{1,2}, ZENG Dong^{1,2}

(1. Hunan Agricultural University, Changsha, Hu'nan 410128, China; 2. South China Institute of Environmental Sciences, Ministry of Environmental Protection, Guangzhou, Guangdong 510655, China)

Abstract: Based on the historical data of cultivated land and economic development in 1990 - 2006, the paper analyzed the spatiotemporal change characteristics of cultivated land in Changsha City. The main factors to driving forces in cultivated land change were then analyzed by the principal component analysis and multiple regression analysis. Results showed that (1) the cultivated land in Changsha City presented a downward trend in 1990—2003 and a slight rising trend in 2003 - 2006. The annual decline percentage between 1990 and 2006 was about 0.26%. (2) Regional difference between regions was obvious. (3) The principal component analysis indicated that economic factor and agricultural factor could be summed up as the two main factors to reducing cultivated land in Changsha City and the economic factor was the key one. (4) Multiple regression analysis also indicated that the economic factor was the most important influence factor to the change of cultivated land in Changsha City.

Keywords: cultivated land; dynamic change; driving force; Changsha City

耕地是农业最基本的生产资料,可以满足人类生存和发展等基本需求。保护耕地,事关国家粮食安全,事关社会经济可持续发展。耕地在提供食物,保护环境和维持生态平衡方面也有着重大贡献^[1]。尽管我国政府将保护耕地作为一项基本国策,但从总体上看,在我国经济快速发展阶段的耕地非农化趋势尚未逆转^[2]。

近年来,国内外学者对典型地区的耕地面积变化与人口、城市化及经济发展的关系进行了相关研究,已取得一定的研究成果^[3-7]。

湖南省省会长沙市,曾为全国有名的“四大米市”之一,是我国中部名副其实的“粮仓”。20世纪90年代以来,长沙市处于城市化和工业化快速发展时期,随着非农业用地开发规模的不断扩大,该地区的景观结构、功能和动态特征均出现许多新的变化特点。因此,开展长沙市耕地的时空动态变化和驱动机制方面的研究非常必要,研究结论对合理利用耕地资源,控制耕地资源的快速减少有一定的参考意义。本文以1990—2006年长沙市耕地面积、人口数据和社会经济发展统计数据为基础,在主成分分析法和多元回归

收稿日期: 2009-05-16

修回日期: 2009-06-03

资助项目: “十一五”国家科技支撑重点项目资助(2007BAC16B08)

作者简介: 洪鸿加(1984—),男(汉族),广东省普宁市人,硕士研究生,主要从事 3S 技术在环境规划与管理中的应用研究。E-mail: hhj37@163.com。

通信作者: 彭晓春(1973—),男(汉族),湖南省邵阳市人,副研究员,主要从事环境规划与管理的研究。E-mail: xchpeng@126.com。

分析法的基础上分析了长沙市耕地资源变动的驱动因素,为管理部门制定合理的耕地资源保护措施提供一定的参考依据。

1 长沙市概况

长沙市位于中国中南部长江以南地区,湖南的东部偏北,地域范围为东经 $111^{\circ}53' - 114^{\circ}15'$,北纬 $27^{\circ}51' - 28^{\circ}41'$ 。全市土地面积 $11\,819\text{ km}^2$,其中市区面积 556.33 km^2 ,市区建成区面积约 200 km^2 。长沙市地处中亚热带气候带,是南北冷暖气团交汇和过渡地带,气候温和,年平均气温 17°C ,无霜期 286 d ,年降雨量约 $1\,500\text{ ml}$,气候适合各种农作物的生长,历史上素有“鱼米之乡”美称。

近 10 a 来长沙市区经济社会快速发展,年均 GDP 增长率达 13.1% 。按 2000 年可比价计算,人均 GDP 由 1995 年的 $13\,184$ 元增长为 2005 年的 $30\,472$ 元,总人口则由 160.38 万人增至 2005 年的 208.65 万人,经济社会的快速发展导致长沙市区土地利用大幅变化^[8]。

2 数据来源和分析方法

2.1 数据来源

本研究采用的数据包括 1990—2006 年长沙市耕地资源变化数据、人口数据和经济社会发展统计数据,主要来源于湖南年鉴、长沙年鉴、长沙市国民经济和社会发展统计公报以及相关研究文献。

2.2 分析方法

利用 1990—2006 年长沙市耕地统计数据,对研究区耕地总量及人均占有耕地量进行分析,获取 17 a 来长沙市耕地的时空动态变化特征;运用统计学方法对 17 a 来长沙市耕地资源变化及经济社会发展统计数据进行处理,分析长沙市耕地非农化的驱动力因素。自变量不仅与因变量之间存在着相关关系,而且相互之间耦合关联,如果直接用于分析,可能会带来严重的共线性问题。主成分分析方法,将若干自变量压缩成几个独立成分,可以减弱自变量间的相关干扰。回归分析是研究因变量和自变量之间数量变化规律,并通过一定的数学表达式来描述这种关系,进而确定一个或几个自变量的变化对因变量的影响程度。因此,本研究主要采取主成分分析法和多元回归分析法进行数据处理。

(1) 指标因子筛选。将选取指标进行相关关系分析,剔除与耕地变化相关性不大的指标。

(2) 原始数据标准化处理。标准化公式如下:

$$x_{ij} = (x_{ij} - \bar{x}_j) / s_j \quad (1)$$

式中: x_{ij} —— x_{ij} 的标准化数据; \bar{x}_j 和 s_j —— 分别是第 j 项评价因子的样本均值和样本标准差。

(3) 计算相关系数矩阵 R , 计算特征值和特征向量。求出累积贡献率达到 85% 以上的前几个主成分,计算主成分因子负载矩阵。

(4) 进行多元线性回归分析和模型检验,得出结论。

3 结果和讨论

3.1 耕地面积动态变化

图 1 为长沙市 17 a 来耕地总量变化和人均耕地面积变化情况。由图 1 可知,1990—2003 年长沙市耕地面积呈缓慢减少趋势,由 1990 年的 $2.48 \times 10^5\text{ hm}^2$ 下降到 2003 年的最低点 $2.37 \times 10^5\text{ hm}^2$, 年均耕地递减率为 0.26% 。为实现耕地占补平衡和耕地总量动态平衡的目标,2003 年以来长沙市投资大量资金用于土地整理工作,对沙滩、河滩、废弃茶园利用技术手段再开发成耕地,对工矿建设造成的土地废弃、闲置以及地质灾害地开垦成耕地。随着土地整理、复垦等工作的不断推进,2004 年耕地面积比 2003 年增加约 $9.69 \times 10^3\text{ hm}^2$ 。但由于受自然条件的限制,城市补充耕地潜力有限,2004—2006 年耕地面积略呈递升态势,但趋势并不显著。长沙市人均耕地面积总体上表现为逐年下降的趋势,由 1990 年的 $0.045\text{ hm}^2/\text{人}$ 降至 2003 年最低点 $0.039\text{ hm}^2/\text{人}$ 。2004 年随着土地整理、复垦等工作的实施,人均耕地面积有一定的增长。但由于 2004—2006 年长沙市人口增加速度比耕地增加速度快,人均耕地面积继续保持下降趋势,2006 年人均耕地面积与最低点 2003 年持平。

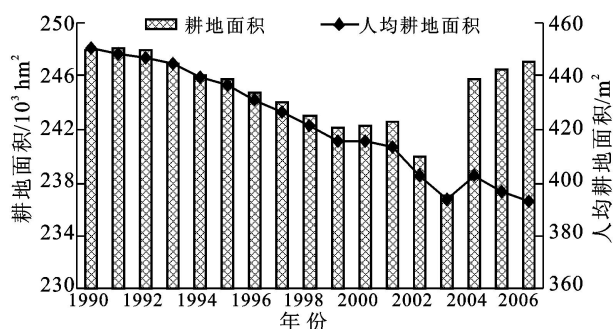


图 1 长沙市 17 a 来耕地总量和人均耕地面积变化

3.2 耕地面积动态度

土地利用动态度可定量描述区域土地利用变化的速度,它对比较土地利用变化的区域差异和预测未来土地利用变化趋势都具有积极的作用^[9]。

土地利用动态表达式为:

$$K = \frac{U_b - U_a}{U_a} \times \frac{1}{T} \times 100\% \quad (2)$$

式中: K ——研究时段内某一种土地利用类型的年变化率; U_a, U_b ——研究期初及研究期末某一种土地利用类型的数量; T ——研究时段长。

根据式(2),长沙市及其下辖区(区、县)1990—1999年耕地年变化率分别为:全市-0.23,长沙县-0.97,望城县-0.41,宁乡县-0.04,浏阳市-0.31。可以看出,长沙市及其下辖区在90年代耕地面积均呈现不同程度的减少趋势,其中长沙县减少速度最快,年平均减少速率为0.97%。2000—2006年耕地年变化率分别为:全市-0.20,市区-4.74,长沙县-0.09,望城县-0.12,宁乡县0.32,浏阳市-0.24。可以看出,2000年以来,长沙市耕地总面积继续呈减少趋势,年减少速率达到0.2%。市区耕地面积减少速度明显快于其它市县,宁乡县则是惟一耕地面积呈增加的地区。

3.3 耕地变化区域差异

相对变化率能较好地反映土地利用变化区域差异。本研究引入单一土地利用类型相对变化率来反映土地利用数量变化的区域差异^[10],其表达式为:

$$R = \frac{|K_b - K_a| \times C_a}{K_a \times |C_b - C_a|} \quad (3)$$

式中: K_a, K_b ——区域某一特定土地利用类型研究期初及研究期末的面积; C_a, C_b ——整个研究区耕地研究初期及研究末期的面积。

耕地相对变化率 R 大于 1 的区域,表明其耕地变化幅度大于整个研究区耕地的变化,反之则小于整个研究区耕地的变化。根据式(3),长沙市及其下辖区(区、县)1990—1999年耕地相对变化率分别为:全市1.00,长沙县4.16,望城县1.77,宁乡县0.19,浏阳市1.34。2000—2006年耕地相对变化率分别为:全市1.00,长沙县0.42,望城县0.61,宁乡县1.56,浏阳市1.20。结果表明,长沙市各下辖区耕地面积的变化存在明显的区域差异。1990—1999年,长沙县耕地变化速度最大,相对变化率达到4.16;2000—2006年,宁乡县耕地变化速度最大,相对变化率达到1.56。

4 驱动力分析

4.1 指标选取和评价

影响耕地面积变化的因素归纳起来有自然因素和经济社会因素两方面,其中自然因素对耕地面积的

变化在短时间尺度上一般不予考虑。本研究结合长沙市现有资料情况,以1990—2006年的统计数据作为分析样本,选取人口指标(人口总数 X_1 ,城市化率 X_2);经济社会指标(GDP总值 X_3 ,工业总产值 X_4 ,农业总产值 X_5 ,财政收入 X_6 ,财政支出 X_7 ,固定资产投资额 X_8);农业指标(粮食总产量 X_9 ,农机总动力 X_{10})和生活水平指标(农民人均纯收入 X_{11} ,恩格尔系数 X_{12})对耕地面积变化的驱动机制进行分析。

主成分/因子分析有一个默认的前提条件就是各变量间必须存在相关性,否则认为各变量间没有共享信息,不应该有公因子需要提取,这是主成分/因子分析最为严格的前提要求,可以通过 KMO 统计量和 Bartlett's 球形检验加以判定^[11]。一般认为,KMO 统计量大于 0.9 时效果最佳,0.7 以上时效果良好,0.6 以上时效果一般,0.5 以下时不适宜做因子分析。本研究选取指标的 KMO 统计量和 Bartlett's 球形检验值见表 1 所示。由表 1 可知,KMO 统计量达到 0.836,Bartlett's 球形检验值卡方统计值为 507.245(自由度为 55),显著性水平小于 0.05,达到统计学水平,适合进行因子分析。

表 1 KMO and Bartlett's 检验

指标	检验参数	统计量
KMO 统计量	—	0.836
Bartlett's	卡方统计值	507.245
球形检验值	自由度	55.000
	显著性	0.000

4.2 主成分分析

采用 SPSS 因子分析中的 Varimax(最大方差正交旋转法)得到相关分析结果,相关系数矩阵、主成分分析结果和主成分载荷矩阵分别见表 2—4。

由表 2 相关系数矩阵可以看出,影响耕地面积的 16 个指标因子中存在不同程度的相关,相关系数达 0.99 以上的因子共有 6 对,其中 X_6 与 X_7 , X_6 与 X_8 , X_7 与 X_8 之间相关系数更高,达 0.998,0.997 和 0.998。指标之间存在较大的相关性,信息存在重叠,也进一步说明进行主成分分析是非常有必要的。根据表 3,第一和第二主成分的累计贡献率达到 96.285%,第三主成分的特征值为 0.358,小于 1.000,说明该主成分的解释力度还不如直接引入原变量大。

因此,只需提取二个主成分就能够概括原指标大部分的信息。

表 2 耕地变化驱动力变量相关系数矩阵

因子	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂
X ₁	1.000											
X ₂	0.955	1.000										
X ₃	0.987	0.936	1.000									
X ₄	0.978	0.927	0.996	1.000								
X ₅	0.984	0.921	0.990	0.989	1.000							
X ₆	0.954	0.919	0.983	0.988	0.968	1.000						
X ₇	0.966	0.938	0.988	0.992	0.972	0.998	1.000					
X ₈	0.957	0.938	0.980	0.984	0.961	0.997	0.998	1.000				
X ₉	-0.172	-0.349	-0.083	-0.081	-0.071	-0.048	-0.101	-0.112	1.000			
X ₁₀	0.987	0.964	0.964	0.955	0.961	0.918	0.937	0.926	-0.259	1.000		
X ₁₁	0.989	0.921	0.982	0.971	0.986	0.937	0.947	0.932	-0.095	0.976	1.000	
X ₁₂	-0.887	-0.835	-0.823	-0.809	-0.849	-0.729	-0.756	-0.735	0.323	-0.927	-0.891	1.000

表 3 主成分分析结果

主成份	特征值	贡献率	累计贡献率
F ₁	10.429	86.910	86.910
F ₂	1.125	9.375	96.285
F ₃	0.358	2.985	99.270
F ₄	0.045	0.375	99.646
F ₅	0.019	0.162	99.808
F ₆	0.012	0.096	99.904
F ₇	0.006	0.054	99.957
F ₈	0.002	0.017	99.975
F ₉	0.002	0.016	99.991
F ₁₀	0.001	0.007	99.997
F ₁₁	0.000	0.002	99.999
F ₁₂	0.000	0.001	100.000

表 4 主成分载荷矩阵

因子	第一主成分	第二主成分
X ₁	0.985	-0.145
X ₂	0.929	-0.311
X ₃	0.997	-0.038
X ₄	0.995	-0.030
X ₅	0.993	-0.035
X ₆	0.983	0.022
X ₇	0.986	-0.034
X ₈	0.977	-0.040
X ₉	-0.040	0.984
X ₁₀	0.960	-0.446
X ₁₁	0.982	-0.078
X ₁₂	-0.823	0.367

由表 4 可知,人口总数、城市化率、GDP 总值、工业总产值、农业总产值、财政收入和农民人均纯收入等因子的载荷系数分别达到 0.985,0.929,0.997,0.995,0.993,0.986 和 0.982,与第一主成分高度相

关,可以代表当地经济发展水平,归纳为经济发展水平因子;第二主成分与粮食总产量和农业机械总动力有较大相关性,可归纳为农业科技水平因子。因此长沙市耕地面积变化的驱动因子可以归纳为经济发展水平因子和农业科技水平因子,其中经济发展水平因子是最为关键因素。

4.3 计算因子得分

因子得分系数矩阵是进行主成分分析的最终结果,通过该系数矩阵可以将所有主成分表示为各个向量的线性组合。估计因子得分的方法有回归法、Bartlette 法、Anderson—Rubin 法等。本研究采用回归法计算因子得分,具体数值见表 5。

表 5 因子得分矩阵

因子	第一主成分 F ₁	第二主成分 F ₂
X ₁	0.093	-0.022
X ₂	0.070	-0.174
X ₃	0.106	0.072
X ₄	0.107	0.079
X ₅	0.106	0.074
X ₆	0.111	0.123
X ₇	0.105	0.074
X ₈	0.104	0.068
X ₉	0.100	0.856
X ₁₀	0.080	-0.114
X ₁₁	0.100	0.036
X ₁₂	-0.052	0.234

由表 5 得到因子得分函数如下所示:

$$F_1 = 0.093 X_1 + 0.070 X_2 + 0.106 X_3 + 0.107 X_4 + 0.106 X_5 + 0.111 X_6 + 0.105 X_7 + 0.104 X_8 + 0.100 X_9 + 0.080 X_{10} + 0.100 X_{11} - 0.052 X_{12} \quad (4)$$

$$F_2 = -0.022 X_1 - 0.174 X_2 + 0.072 X_3 + 0.079 X_4 + 0.074 X_5 + 0.123 X_6 + 0.074 X_7 + 0.068 X_8 + 0.856 X_9 - 0.114 X_{10} + 0.036 X_{11} + 0.234 X_{12} \quad (5)$$

以每个主成分所对应的特征值占所提取主成分总的特征值之和的比例作为权重计算主成分综合评价模型(式 6),对影响长沙市耕地变化的 2 个公共因子进行加权汇总,得出长沙市各年份的耕地利用变化驱动力的综合得分如图 3 所示。

$$F = \frac{1}{1+2} F_1 + \frac{1}{1+2} F_2 \quad (6)$$

式中: i ——第 i 主成分因子的特征值 ($i = 1, 2$)。

由图 2 可知,1990—2006 年影响长沙市耕地非农化的驱动力综合得分逐渐增加。1990—2003 年驱动力综合得分均为负值,分别为 -1.064, -0.992, -0.961, -0.891, -0.785, -0.646, -0.415, -0.229, -0.180, -0.037。2000—2006 年驱动力综合得分均为正值,分别为 0.072, 0.317, 0.410, 0.636, 1.084, 1.601, 2.080。1995—2002 年驱动力综合得分增长较为缓慢。2003—2006 年驱动力综合得分增加迅速,表明影响长沙市耕地非农化的综合驱动力逐渐加强。

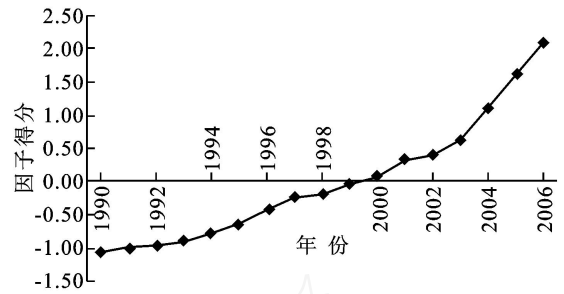


图 2 因子综合得分

4.4 多元线性回归

为减弱各指标之间的共线性关系对多元回归分析产生的影响,本研究通过主成分分析提取各类指标主成分后再用于回归分析。各类指标的主成分分别为: X_{pop1} (人口指标), X_{eco1} (经济指标), X_{agri1} (农业指标), X_{incl1} (生活水平指标),其累计贡献率分别达到了人口指标、经济指标、农业指标和生活水平指标的 97.73%, 98.81%, 96.15% 和 94.53%,可以代表原来各类指标的主要特征。利用 SPSS 软件对每类因子的主成分与耕地面积(标准化后数据 Y) 进行多元线性回归分析,分析结果见表 6。

表 6 多元线性回归分析结果

模型	非标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计量容差
	B	标准误差	Beta			
常量	-1.397	0.193	—	-7.246	0.000	0.018
X_{pop1}	1.270	0.522	0.844	2.434	0.038	0.008
X_{eco1}	-4.873	1.054	-2.346	-4.624	0.001	0.190
X_{agri1}	-0.124	0.108	-0.122	-1.144	0.282	0.023
X_{incl1}	-0.779	0.371	-0.644	-2.102	0.065	0.018

注:复相关系数 $R = 0.990$; 显著性水平 $P = 0.000$; $F = 113.492$ 。

由表 6 可得到标准化后的多元线性回归模型,如式(7)所示。

$$Y = 0.844 X_{pop1} - 2.346 X_{eco1} - 0.122 X_{agri1} - 0.644 X_{incl1} \quad (7)$$

模型的复相关系数 $R = 0.990$,调整后的判定系数 $R^2 = 0.972$,通过 0.001 显著性水平检验,即模型回归效果具有高度显著性。回归方程的系数大小反映了耕地变化对驱动因子的敏感性,从式(7)可以看出,经济指标与研究区耕地的变化关系最为密切且呈负相关关系,人口指标次之,农业指标对其影响关系最弱。随着经济和人民生活水平的提高,工业对建设用地的需求和人们对居住条件的要求不断提高,直接导致了建设用地占用耕地面积的增加,导致耕地不断减少。因此,经济因素是长沙市耕地变化最为重要的影响因素。

5 结论

本文基于 1990—2006 年期间长沙市耕地和社会经济发展历史数据,分析长沙市耕地资源的发展现状和时空变化特点,并运用主成分分析法和多元回归分析法对耕地非农化的驱动力进行综合定量研究。研究表明,近 17 a 来长沙市耕地总体上呈递减趋势,年均递减率约为 0.26%。2003 年耕地面积达到最小值,人均占有耕地面积由 90 年代初的 0.045 hm^2 /人降至 2003 年最低点 0.039 hm^2 /人。为实现耕地占补平衡和耕地总量动态平衡的目标,近年来长沙市投入大量资金用于土地整理。2004 年长沙市耕地面积比 2003 年增加约 $9.69 \times 10^3 \text{ } hm^2$,耕地资源得到一定的补充。动态度和区域差异度计算结果表明长沙市不同的区县耕地变化速度和区域差异明显。

主成分分析将长沙市耕地面积变化的驱动因素归纳为经济发展水平因子和农业科技水平因子,其中经济发展水平因子是最为关键因素。

为了保证耕地总量动态平衡,保障粮食安全,不能简单地因发展经济的需要而牺牲耕地数量。一方面应该严格执行国家耕地保护的法律法规与政策,另一方面还必须重视规划的作用,并通过土地整理工作,不断补充耕地数量。

[参 考 文 献]

- [1] 杨桂山. 长江三角洲耕地数量变化趋势及总量动态平衡前景分析[J]. 自然资源学报, 2002, 17(5): 525-532.
- [2] 欧小鸥. 经济快速发展阶段耕地非农化有关问题分析[J]. 湖南农业大学学报:社会科学版, 2003, 4(1): 18-21.
- [3] Greene R P, Stager J. Rangeland to cropland conversion as replacement land for prime farmland lost to urban development [J]. The Social Science Journal, 2001, 38(4): 543-555.
- [4] Murakami A, Zain A M, Taakeuchi K. Trends in urban-

ization and patterns of land use in the Asia mega cities Jakarta, Bangkok, and Metro Manila [J]. Landscape and Urban Planning, 2005, 70(3): 251-259.

- [5] 李景刚, 何春阳, 史培军, 等. 近 20 年中国北方 13 省的耕地变化与驱动力[J]. 地理学报, 2004, 59(2): 274-282.
- [6] 蔡银莺, 张安录. 武汉市耕地资源非农化过程的时间变化特征分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2004, 14(6): 115-119.
- [7] 宋开山, 刘殿, 王宗明, 等. 三江平原过去 50 年耕地动态变化及其驱动力分析[J]. 水土保持学报, 2008, 22(4): 75-82.
- [8] 王良健, 陈秧分, 林目轩, 等. 近十年长沙市区建设用地扩张的理性思考[J]. 地理与地理信息科学, 2007, 23(1): 50-55.
- [9] 王秀兰, 包玉海. 土地利用动态变化研究方法探讨[J]. 地理科学进展, 1999, 18(1): 81-86.
- [10] 朱会义, 李秀彬, 何书金, 等. 环渤海地区土地利用的时空分析[J]. 地理学报, 2001, 56(3): 253-259.
- [11] 张文彤. SPSS 统计分析教程高级篇[M]. 北京: 北京希望电子出版社, 2002: 190-192.

(上接第 189 页)

3 结 论

(1) 从土地利用结构变化来看, 在江苏省各经济发展阶段, 建设用地的比重均呈增加趋势, 只是各自变动的幅度不同, 农用地和未利用地的比重不断下降。

(2) 从农地非农化速度来看, 随着经济发展阶段的推进, 从前工业化阶段向工业化高级阶段, 农地非农化的速度是逐渐下降的; 各种地类中, 城市用地和工矿用地占用耕地扩展速度是最快的。

(3) 随着经济发展阶段从前工业化阶段向工业化高级阶段不断演进的过程中, 农地非农化相对于 GDP, 二三产业产值的不平衡性在不断增加, 而相对于二三产业从业人员的平衡性则有所减缓。从总体上来说, 江苏省农地非农化的地域差异与各地的经济发展条件基本上是相适应的。

在我国快速城市化、工业化进程中, 农地非农化一直被作为经济增长的重要物质来源, 而往往忽视了不同的经济发展阶段农地非农化所具有的规律和特征, 从而有可能导致大量的过渡性农地非农化, 产生

资源配置效率损失。本文通过对江苏省农地非农化与经济发展阶段之间关系的实证研究, 为分析国家层面农地非农化和经济发展阶段之间的关系提供一定的经验借鉴, 对农地资源非农化配置的宏观决策, 也有一定的参考价值。

[参 考 文 献]

- [1] 胡文政. 现行土地配置制度的弊端与成因[J]. 中国房地产, 2005(7): 61-64.
- [2] 曲福田, 冯淑怡. 制度安排、价格机制与农地非农化研究[J]. 经济学(季刊), 2004, 4(1): 229-248.
- [3] 陈江龙, 曲福田, 陈雯. 农地非农化效率的空间差异及其对土地利用政策调整的启示[J]. 管理世界, 2004(8): 37-42.
- [4] 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, 14(3): 15-19.
- [5] 周一星. 城市地理学[M]. 北京: 商务印书馆, 2003: 104-105.
- [6] 钱纳里 H. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 上海: 三联书店, 1993: 85-86.