

# 基于 Logistic-Markov 方法的土地利用结构变化 多因素驱动预测模型研究与应用

余德贵<sup>1</sup>, 吴群<sup>2</sup>

(1. 南京农业大学 人文与社会发展学院, 江苏 南京 210095; 2. 南京农业大学 土地管理学院, 江苏 南京 210095)

**摘要:** [目的] 探索土地利用结构变化的驱动规律及其预测方法, 为在社会经济快速发展背景下抑制建设用地扩张、优化城乡土地利用等提供决策参考。[方法] 利用主成分分析, Logistic, Markov 等方法研究土地利用结构变化的驱动力, 分析土地利用结构状态转移矩阵与驱动因素的数量关系, 构建基于多因素驱动的土地利用结构变化预测模型。[结果] 以地处“长三角”经济区的江苏省泰兴市为例, 测算了城镇发展、经济发展和管理政策等土地利用结构变化驱动力, 其中城镇工矿用地扩张的驱动力增加了 25.85%, 耕地减少的驱动力则降低了 22.21%, 并预测分析了 2010—2020 年的土地利用结构变化特征, 预测精度相对提高了 0.52%。[结论] 多因素驱动的土地利用结构变化预测方法, 能够科学地诠释土地利用结构变化及其驱动力的作用机理, 可以提高预测精度, 为分析区域土地利用变化规律提供一种新方法。

**关键词:** 土地利用结构变化; 主成分分析; Logistic-Markov model; 多因素驱动; 预测模型

**文献标识码:** B

**文章编号:** 1000-288X(2017)01-0149-06

**中图分类号:** F301.24

**文献参数:** 余德贵, 吴群. 基于 Logistic-Markov 方法的土地利用结构变化多因素驱动预测模型研究与应用[J]. 水土保持通报, 2017, 37(1):149-154. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.01.027; Yu Degui, Wu Qun. Application of multiple driving-factors prediction model for land use structure change based on Logistic-Markov model[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2017, 37(1):149-154. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.01.027

## Application of Multiple Driving-Factors Prediction Model for Land Use Structure Change Based on Logistic-Markov Model

YU Degui<sup>1</sup>, WU Qun<sup>2</sup>

(1. College of Humanities & Social Development, Nanjing Agricultural

University, Nanjing, Jiangsu 210095, China; 2. College of Land

Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing, Jiangsu 210095, China)

**Abstract:** [Objective] The objective of the paper is to investigate the changes in land use structure and driving forces of land use change, and develop predicting method. It will provide a reference for land use decision, especially for inhibiting construction land expansion and optimizing urban & rural land use structure with social and economic development. [Methods] We used principal component analysis (PCA), Logistic and Markov methods to detect the driving forces of land use change, and developed predicting methods based on mechanism and relations of state transition probability matrix of land use structure and driving factors. [Results] At Taixing City of Jiangsu Province, which is located in the “Yangtze River Delta” economic region, we measured the multiple driving-forces of changes in land use structure including urban development, economic policy, market and management. The land expansion by the urban industrial and mining increased by 25.85%, and the cultivated land was reduced by 22.21%. We also predicted the land use struc-

收稿日期: 2016-05-08

修回日期: 2016-06-09

资助项目: 国家自然科学基金(重点)项目“我国土地资源效率提升能力与系统建设研究: 基于转变经济发展方式的视角”(71233004); 南京农业大学中央业务费专项“互联网+背景下的江苏现代农业发展模式与增效途径”(SKZK2015008); 江苏省科技计划“基于全供应链协同的东台市绿色食品电子商务平台”(BN2014156)。

第一作者: 余德贵(1976—), 男(汉族), 云南省镇雄县人, 博士, 副教授, 主要从事土地模拟决策、农业互联网经济与技术的研究。E-mail: yudgu@njau.edu.cn。

通讯作者: 吴群(1964—), 男(汉族), 江苏省泰州市人, 博士, 教授(博导), 主要从事土地经济与管理研究。E-mail: wuqun@njau.edu.cn。

ture in 2010—2020, and the prediction accuracy was increased by 0.52% in study area. [Conclusion] The prediction model based on multiple driving-factors can explain relations between land-use change and its driving forces, improve prediction accuracy, and provide a new method for analyzing regional land use change.

**Keywords:** land use structure change; principal component analysis; Logistic-Markov model; multiple driving-forces; prediction model

以适应社会经济快速发展需要的土地利用变化,表现为土地利用系统结构及功能的调整和优化<sup>[1]</sup>,包含土地用途转化和土地利用规模结构变化等特征<sup>[2]</sup>。研究土地利用结构变化特征及其规律,是开展土地资源优化配置和合理调控的理论基础和关键内容,对于区域产业结构转型升级和土地资源可持续利用具有重要的理论和指导意义。

目前,利用基于 GIS 技术的地图代数理论和方法<sup>[3]</sup>,以计算土地利用状态转移概率矩阵为基础的马尔科夫(Markov)链模型,作为状态空间的预测方法具有较高的准确度,已经广泛应用到土地利用变化的相关预测和优化分析研究之中<sup>[4-6]</sup>。然而,从土地系统变化的因果关系来看,土地利用状态转移概率矩阵只能表达相关驱动因素的平均数量特征,还不能很好地阐明多因素差异及其变化对于土地利用结构变化的作用机理,因此,基于多因素驱动的土地利用结构变化预测研究引起有关学者的关注<sup>[7]</sup>。中国国民经济正处于工业化、城市化的快速度发展时期,经济发展与耕地保护、农业发展与环境保护的矛盾日益突出,这些矛盾加剧了土地利用变化的速度。由于影响土地利用结构变化的因素较多,主要是社会经济等人文因素,这需要对 Markov 模型方法进行改进<sup>[8-9]</sup>,实现状态转移概率矩阵的动态调整,以便找到土地利用结构变化与驱动因素的数量关系。

本文拟以经济快速发展地区的土地利用系统为研究对象,利用主成分分析(principal component analysis, PCA),Logistic,Markov 等模型或方法,建立土地利用结构变化的驱动力模型,在研究土地利用结构状态转移概率矩阵与驱动因素数量关系的基础上,构建基于多因素驱动的土地利用结构变化预测方法,并以地处“长三角”经济区的泰兴市为典型研究区,以其土地利用结构变化预测进行分析验证,以期为区域土地利用调控特别在抑制建设用地扩张、优化城乡土地利用等方面提供决策参考。

## 1 基于 Logistic 的土地利用结构变化驱动力模型

### 1.1 土地利用结构变化的驱动因素

从经济与市场因素<sup>[10]</sup>、人口与政策因素<sup>[11]</sup>、城

市化水平<sup>[12]</sup>这 3 个方面,结合研究区的实际情况,主要选取以下 8 个指标作为土地利用结构变化的驱动因素:

国内生产总值( $y_1$ , 亿元)、人口总量( $y_2$ , 万人)、固定资产投资( $y_3$ , 亿元)、非农业产值比重( $y_4$ , %), 城镇化水平( $y_5$ , %)、粮食单产水平( $y_6$ , kg/hm<sup>2</sup>)、农业产业结构( $y_7$ , %)、耕地保护政策( $y_8$ )。其中, $y_1$ 至 $y_7$ 通过研究区(泰兴市)2001—2010 年度的《统计年鉴》计算获得;城镇化水平( $y_5$ )利用非农产业产值占总 GDP 的比重、非农人口占总人口的比重分别赋予 0.25, 0.75 的权重计算;农业产业结构( $y_7$ )以耕地占农用地比重来表示;耕地保护政策( $y_8$ )根据研究区耕地面积减少时所指定相关保护力度,并咨询土地管理部门和专家设定,取值为“1”时表示作用较小,取值为“10”时表示作用较大。

由于驱动因素存在相关性,本文在主成分分析(PCA)的基础上,利用新成分变量  $F_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, q$ )代替原来的驱动因素  $y_j$ , 并说明  $F_i$  所荷载的哪些主要驱动因素。

根据研究区土地利用现状及其结构变化情况,本文确定了耕地  $l_1$ , 园林地(园地和林地)  $l_2$ , 其他农用地  $l_3$ , 城镇工矿用地(城市、建制镇用地和独立工矿用地)  $l_4$ , 农村居民点  $l_5$ , 交通水利用地及其他建设用地  $l_6$ , 水域  $l_7$ , 滩涂沼泽自然保留地  $l_8$  等地类,利用研究区 2001—2010 年的土地利用现状数据,预测分析 8 个地类规模和结构的变化规律。

### 1.2 土地利用结构变化的驱动力模型

本文所提出的土地利用结构变化驱动力,是指多因素驱动土地利用结构变化综合能力的大小  $c_i$  (值在 0~1 之间),假设土地利用结构按照状态转移矩阵所确定平均趋势发生变化,并通过驱动因素进行动态调整。令  $C_t = (c_1, c_2, \dots, c_8)_t$  为  $t$  时刻地类结构变化的驱动力集合,  $F_t = (F_1, F_2, \dots, F_q)_t$  为  $t$  时刻代替原来驱动因素  $y_j$  的前  $q$  个新主成分无量纲集合,利用 Logistic 模型<sup>[13]</sup>表示  $F_t$  与  $C_t$  的数量关系:

$$\ln\left(\frac{c_i}{1-c_i}\right) = \delta_i + \sum_{j=1}^q \omega_{ij} \cdot F_j \quad (1)$$

式中:  $c_i$  ——在  $F_t$  变化时地类  $l_i$  (其中  $i, j=1, 2, 3, \dots, 8$ )发生变化的概率;定义土地利用结构变化率

$\left| \frac{\Delta x_i}{x_i} \right| \geq \lambda_i$  时  $c_i = 1$ , 反之  $c_i = 0$ , 其中  $\lambda_i$  为  $t$  时刻第  $i$  个地类的面积比例  $x_i$  (%) 变化的控制参数, 以一定时期  $x_i$  变化率的平均值来表示。利用 S-Plus 2000 统计软件的 Logistic 回归方法来确定式中参数  $\omega_{ij}$ ,  $\delta_i$ , 并利用统计量  $Wald\chi^2$  来分析变量  $F_j$  对事件预测的贡献力。

在确定预测期  $t$  时刻的驱动力  $C_t$  后, 结合状态转移概率矩阵, 建立基于多因素驱动的土地利用结构变化预测模型。

## 2 基于多因素驱动的土地利用结构变化预测方法

### 2.1 基于 Markov 的土地利用结构变化预测模型

Markov 状态空间模型要求系统中的状态变量, 在相互随转化过程中<sup>[14]</sup>  $t+1$  时刻状态只受到  $t$  时刻状态的影响, 与过去的状态无关, 它可以作为一种基于栅格的地图空间统计概率模型, 常用于具有无后效性特征地理事件的预测<sup>[3]</sup>。

令  $x_i(t)$  为土地利用系统的状态变量, 表示  $t$  时刻 8 个地类中第  $i$  个地类  $l_i$  的面积比例(%),  $X_t = (x_1, x_2, \dots, x_8)_t$  为  $t$  时刻区域土地利用结构状态, 且  $\sum_{i=1}^8 x_i(t) = 1$ , 为方便符号  $t$  略写。假设  $X_t$  未来变化满足  $P(X_{t+k} | X_t) = \{p_{ij}\}$ , 在确定土地利用系统状态变量的状态转移概率矩阵后, 就可以对土地利用结构  $X_t$  进行预测:

$$X_{t+k} = X_t \cdot P \left( \sum_{j=1}^8 p_{ij} = 1, 0 \leq p_{ij} \leq 1 \right) \quad (2)$$

式中:  $k$ ——预测的时间间隔(a), 状态转移概率矩阵  $P$  的元素为地类  $l_i$  转化为地类  $l_j$  的概率矩阵, 它决定了土地利用结构变化的平均趋势。若经过有限  $n$  步运算后有  $P^n = \{p_{ij}^n\}$ , 则  $P$  为正规矩阵, 并存在唯一的稳定概率, 即

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^n = \{p_{ij}^n\}_{\infty} = P^{\infty} \quad (3)$$

$P^{\infty}$  一般通过有限  $n$  步运算后估计<sup>[9]</sup>, 主要说明式(2)进行预测后稳定状态, 即  $X_t$  在经过一段时间后的结果, 在结构优化中可以作为调控的目标, 本文利用 GIS 技术的地图代数方法来计算状态转移概率矩阵, 该方法是以一定尺度空间内网格点集的变化和运算, 解决地理信息的图形符号可视化及空间分析相关问题<sup>[3]</sup>。

### 2.2 基于多因素驱动的土地利用结构变化预测模型

式(2)只能按照当前系统相关驱动要素的平均趋势进行预测分析, 由于诸多驱动因素的作用, 将会不

断的改变状态转移概率矩阵,  $P$  应该是一个多因素影响的实变矩阵, 同时也要测算多因素的驱动能力, 因此, 研究并建立  $P$  与驱动力  $C_t$  的关系是利用 Markov 模型预测的关键, 令

$$P_t = P + \Delta P_t \quad (4)$$

式中:  $\Delta P_t$ ——状态转移变化强度, 为  $P$  在  $C_t$  影响下的变化情况, 即为  $C_t = (c_1, c_2, \dots, c_m)_t$  ( $m=8$ ) 所构成的矩阵:

$$\Delta P_t = \begin{bmatrix} \epsilon_1 \cdot c_1 & -\frac{\epsilon_1 \cdot c_1}{m-1} & \dots & -\frac{\epsilon_1 \cdot c_1}{m-1} \\ -\frac{\epsilon_2 \cdot c_2}{m-1} & \epsilon_2 \cdot c_2 & \dots & -\frac{\epsilon_2 \cdot c_2}{m-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ -\frac{\epsilon_m \cdot c_m}{m-1} & -\frac{\epsilon_m \cdot c_m}{m-1} & \dots & \epsilon_m \cdot c_m \end{bmatrix} \quad (5)$$

由式(5)易知  $P_t$  也为状态转移概率矩阵, 其中的  $C_t$  为驱动因素  $Y_t$  对于状态变量  $X_t$  的直接干预能力<sup>[6]</sup>,  $\epsilon_i = (1 - R_{nd})^{\epsilon}$  为随机变量表示土地利用结构变化的随机性,  $R_{nd}$  为 0~1 之间的随机数。

土地利用系统按照当前趋势以及未来驱动因素确定的  $\Delta P_t$  趋势共同作用下发生变化, 其中  $C_t$  根据式(1)来确定, 此时基于多因素驱动的土地利用结构变化预测模型为:

$$X_{t+k} = X_t (P_t + \Delta P_t) \quad (6)$$

定义式(6)预测精度<sup>[9,15]</sup>  $R_{t+k}$  为:

$$R_{t+k} = \frac{1}{t+k} \sum_{i=1}^{t+k} -S_i \ln(S_i) \quad (7)$$

$$(S_i = 1 - \frac{\|X_i^* - X_i\|}{\|X_i\|})$$

式中:  $R_{t+k}$ —— $(t+k)$  时刻式(6)的预测精度;  $X_i^*$ ——土地利用结构向量实际值或参考值;  $S_i$ ——预测均匀度。

## 3 分析验证

### 3.1 研究区概况

研究区泰兴市, 位于江苏省中部, 土地总面积 1 172.25 km<sup>2</sup>, 是“长三角”经济区的重要组成部分。2005 年农用地比例(占土地总面积)为 71.03%; 建设用地比例为 17.43%; 其它土地比例为 11.54%; 全市人口 119.90 万人, 实现 GDP 174.31 亿元。自 1997 年以来, GDP 年均增速 13.2%, 建设用地固定资产投资为 3 974 万元/hm<sup>2</sup>; 地均 GDP 1 389.83 万元/km<sup>2</sup> 增幅 168%; 农业地均产值 2.56 万元/hm<sup>2</sup>, 增幅 46%; 二、三产业地均产值 69.03 万元/hm<sup>2</sup>, 增幅 198%。基本形成了“一区四园”的空间发展格局, 预

计 2011—2020 年 GDP 年均增长率为 14%，经济社会环境进入全面协调发展的新格局。

### 3.2 研究区土地利用结构变化的驱动力模型

为了消除各驱动因素量纲以及变化数量差异的影响,先将各年度的驱动因素指标值按  $y_i =$

$\frac{y_i - \min(y_i)}{\max(y_i) - \min(y_i)}$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, 8$ ) 进行标准化,再利用主成分分析(PCA)方法消除指标  $y_i$  与  $y_j$  的相关性,选择累计方差贡献率达到 98.43% 的前  $q=3$  个主成分  $F_i$  ( $i=1, 2, 3$ ),相关结果见表 1。

表 1 研究区土地利用结构变化驱动因素的主成分系数

| 主成分   | $y_1$ | $y_2$  | $y_3$ | $y_4$  | $y_5$  | $y_6$  | $y_7$  | $y_8$ |
|-------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|
| $F_1$ | 0.312 | -0.417 | 0.340 | 0.352  | 0.288  | 0.225  | 0.139  | 0.272 |
| $F_2$ | 0.174 | 0.205  | 0.157 | 0.112  | 0.209  | -0.114 | -0.954 | 0.100 |
| $F_3$ | 0.103 | 0.152  | 0.145 | -0.236 | -0.621 | 0.215  | 0.208  | 0.409 |

根据表 1 中  $F_i$  所荷载因子的大小,将土地利用结构变化驱动因素分为 3 类,其中  $F_1$  主要来自固定资产投资( $y_3$ )、国内生产总值( $y_1$ )、非农业产值比重( $y_4$ )等“经济发展”因素,经济、市场的发展能够进一步释放农村劳动力,缓人口增长带来的土地利用结构转化压力,对于推进农村居民点整理,加强对农业产业结构调整贡献较大; $F_2$  主要来自城镇化水平( $y_5$ )、人口总量( $y_2$ )等“城镇发展”因素,将促进经济增长方式的转变,实现工业项目向园区集中,盘活存量用地挖潜是有效调控建设用地扩张;主成分  $F_3$  主要来自耕地保护政策( $y_8$ )、农业产业结构( $y_7$ )、粮食单产水平( $y_6$ )等“管理政策”因素,有助于实现差别化的空间土地管理措施,合理引导土地利用方向,提高土地利用效率。

根据 2001—2020 年土地利用现状统计数据,确定土地利用结构的变化情况(见表 2)。对表 2 和新驱动因素  $F_1, F_2, F_3$  按式(1)进行回归分析,

获得土地利用结构变化驱动力模型参数  $w_{ij}, \delta_i$ , 通过  $w_{ij}$  判断主要驱动因素及作用机制,相关结果见表 3。

表 2 研究区 2001—2020 年土地利用结构的变化情况

| 年份            | 土地利用类型 |       |       |       |       |       |       |       |
|---------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|               | $l_1$  | $l_2$ | $l_3$ | $l_4$ | $l_5$ | $l_6$ | $l_7$ | $l_8$ |
| 2002          | 1      | 1     | 1     | 0     | 1     | 1     | 1     | 0     |
| 2003          | 0      | 0     | 0     | 1     | 0     | 1     | 0     | 1     |
| 2004          | 0      | 1     | 1     | 0     | 1     | 0     | 1     | 1     |
| 2005          | 1      | 0     | 0     | 0     | 0     | 1     | 0     | 1     |
| 2006          | 0      | 1     | 0     | 1     | 1     | 0     | 0     | 0     |
| 2007          | 0      | 0     | 0     | 1     | 0     | 0     | 0     | 1     |
| 2008          | 1      | 1     | 0     | 0     | 0     | 1     | 1     | 1     |
| 2009          | 0      | 1     | 1     | 1     | 0     | 0     | 0     | 0     |
| 2010          | 1      | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 0     | 0     |
| $\lambda_i^*$ | 0.20   | 0.28  | 0.33  | 1.77  | 0.31  | 0.73  | 0.42  | 1.88  |

注:  $\lambda_i$  为判断  $x_i$  变化的平均变化率;  $l_1$  为耕地;  $l_2$  为园林地;  $l_3$  为其他农用地;  $l_4$  为城市工矿用地;  $l_5$  为农村居民点;  $l_6$  为交通用地及其他建设用地;  $l_7$  为水域;  $l_8$  为滩涂沼泽自然保留地。

表 3 研究区土地利用结构变化驱动力模型的参数  $w_{ij}$  和  $\delta_i$

| 地类变化趋势   | 经济发展<br>$F_1$ 系数 | 城镇发展<br>$F_2$ 系数 | 管理政策<br>$F_3$ 系数 | 常数项    | 准确度/<br>% | 主要驱动因素及作用 |      |
|----------|------------------|------------------|------------------|--------|-----------|-----------|------|
|          |                  |                  |                  |        |           | 促进作用      | 抑制作用 |
| $l_1(-)$ | -0.002           | 0.001            | 0.081            | -1.241 | 90        | 管理政策      | 经济发展 |
| $l_2(-)$ | 0.011            | -0.006           | 0.132            | -1.552 | 90        | 管理政策      | 城镇发展 |
| $l_3(-)$ | -0.001           | 0.012            | 0.088            | -0.541 | 80        | 管理政策      | 经济发展 |
| $l_4(+)$ | 0.016            | 0.015            | -0.049           | -0.239 | 90        | 经济发展      | 管理政策 |
| $l_5(-)$ | -0.010           | 0.005            | 0.073            | -0.317 | 80        | 管理政策      | 经济发展 |
| $l_6(+)$ | -0.010           | -0.004           | 0.090            | -0.163 | 90        | 管理政策      | 经济发展 |
| $l_7(-)$ | -0.037           | -0.119           | 0.285            | -4.976 | 80        | 管理政策      | 城镇发展 |
| $l_8(-)$ | -0.003           | -0.002           | 0.087            | -1.711 | 80        | 管理政策      | 经济发展 |

注:地类变化趋势中“(-)”为减少趋势,“(+)”为增加趋势;准确度(%)是按照表 2 拟合样本变化检验的准确率;除了个别地类外表中回归系数检验水平显著。

根据表 3 和式(1)确定驱动因素  $F_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) 对于土地利用结构变化的综合驱动力  $C_i$ , 相关结果见表 4。对 2001—2010 年的 8 个地类共 80 个样本变化进行判断检验,准确率达到 85.00%。由表 3—4

可以看出,在经济发展、城镇发展、管理政策等诸多驱动因素的影响下,结合土地利用结构的变化情况,城镇工矿用地( $l_4$ )、交通水利及其他用地( $l_6$ )再次增加的趋势较大,经济发展、城镇发展是主要驱动因素,也

是耕地和园林地减少的主要原因,例如城镇工矿用地驱动力从 2002 年的 0.639 8 增加到 2020 年 0.805 2,增加了 25.85%,耕地( $l_1$ )、园林地( $l_2$ )等农用地减少趋势较明显,耕地驱动力从 2002 年的 0.652 8 降低到 2020 年 0.507 8,降低了 22.21%。

### 3.3 研究区土地利用结构变化预测

以 2001—2005 年和 2005—2010 年为 2 个时段,将研究区土地利用现状图进行网格代数运算和统计分析,建立  $k=5$  年的土地利用结构平衡表,并以 2010 年土地利用结构为初值,计算状态转移概率矩阵  $P$  的元素  $p_{ij}$  (见表 5)。表 5 将作为研究区 2015, 2020 年土地利用结构变化预测模型的参数。

表 4 研究区土地利用结构变化的驱动力

| 驱动力 $C$ | 2002 年  | 2005 年  | 2010 年  | 2015 年  | 2020 年  |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| $c_1$   | 0.652 8 | 0.627 5 | 0.553 3 | 0.506 4 | 0.507 8 |
| $c_2$   | 0.456 5 | 0.454 8 | 0.532 3 | 0.530 6 | 0.530 6 |
| $c_3$   | 0.503 3 | 0.398 2 | 0.479 9 | 0.487 6 | 0.488 0 |
| $c_4$   | 0.639 8 | 0.838 9 | 0.783 9 | 0.806 7 | 0.805 2 |
| $c_5$   | 0.237 2 | 0.165 3 | 0.229 2 | 0.213 7 | 0.215 4 |
| $c_6$   | 0.223 0 | 0.496 9 | 0.485 1 | 0.425 9 | 0.428 0 |
| $c_7$   | 0.291 8 | 0.029 4 | 0.088 1 | 0.073 1 | 0.074 2 |
| $c_8$   | 0.354 6 | 0.065 8 | 0.132 1 | 0.112 6 | 0.114 1 |

表 5 研究区土地利用结构变化状态转移概率矩阵  $P$

| 地类              | $l_1$ | $l_2$ | $l_3$ | $l_4$ | $l_5$ | $l_6$ | $l_7$ | $l_8$ | %     |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 耕地 $l_1$        | 98.89 | 0.06  | 0.21  | 0.72  | 0.07  | 0.04  | 0.00  | 0.00  | 0.00  |
| 园林地 $l_2$       | 1.88  | 96.34 | 0.00  | 1.77  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  | 0.00  |
| 其他农用地 $l_3$     | 1.57  | 0.00  | 96.96 | 1.02  | 0.33  | 0.08  | 0.01  | 0.02  | 0.02  |
| 城镇工矿用地 $l_4$    | 0.93  | 0.00  | 0.01  | 99.05 | 0.01  | 0.01  | 0.00  | 0.00  | 0.00  |
| 农村居民点 $l_5$     | 0.08  | 0.00  | 0.00  | 0.13  | 99.78 | 0.01  | 0.00  | 0.00  | 0.00  |
| 交通水利及其他用地 $l_6$ | 0.07  | 0.00  | 0.01  | 0.09  | 0.01  | 99.82 | 0.00  | 0.00  | 0.00  |
| 水域 $l_7$        | 0.15  | 0.00  | 0.08  | 0.17  | 0.00  | 0.02  | 99.58 | 0.00  | 0.00  |
| 滩涂沼泽自然保留地 $l_8$ | 4.87  | 0.00  | 0.76  | 2.08  | 0.06  | 0.08  | 0.00  | 0.00  | 92.15 |

利用式(6)、表 5 以及土地利用结构变化驱动力模型参数表 4,确定 2010—2020 年土地利用结构变化状态转移矩阵表(见表 6)以及预测结果(见表 7)。

按照(3)式可以确定如此趋势变化后的土地利用结构变化稳定状态,Markov 链有限序列  $X_t$  当  $t=7k$  时为该系统结构达到稳定状态(见表 7)。

表 6 研究区 2010—2020 年土地利用结构变化状态转移矩阵

| 地类              | $l_1$ | $l_2$ | $l_3$ | $l_4$   | $l_5$ | $l_6$ | $l_7$ | $l_8$ | 合计      |
|-----------------|-------|-------|-------|---------|-------|-------|-------|-------|---------|
| 耕地 $l_1$        | 0.0   | 84.1  | 294.3 | 1 009.1 | 98.1  | 56.1  | 0.0   | 0.0   | 1 541.6 |
| 园林地 $l_2$       | 49.0  | 0.0   | 0.0   | 46.1    | 0.0   | 0.0   | 0.0   | 0.0   | 95.0    |
| 其他农用地 $l_3$     | 230.8 | 0.0   | 0.0   | 149.9   | 48.5  | 11.8  | 1.5   | 2.9   | 445.4   |
| 城镇工矿用地 $l_4$    | 87.7  | 0.0   | 0.9   | 0.0     | 0.9   | 0.9   | 0.0   | 0.0   | 90.6    |
| 农村居民点 $l_5$     | 30.0  | 0.0   | 0.0   | 48.7    | 0.0   | 3.7   | 0.0   | 0.0   | 82.4    |
| 交通水利及其它用地 $l_6$ | 3.5   | 0.0   | 0.5   | 4.5     | 0.5   | 0.0   | 0.0   | 0.0   | 9.0     |
| 水域 $l_7$        | 34.9  | 0.0   | 18.6  | 39.6    | 0.0   | 4.7   | 0.0   | 0.0   | 97.8    |
| 滩涂沼泽自然保留地 $l_8$ | 89.2  | 0.0   | 13.9  | 38.1    | 1.1   | 1.5   | 0.0   | 0.0   | 143.8   |
| 合计              | 525.1 | 84.1  | 328.3 | 1 336.0 | 149.2 | 78.6  | 1.5   | 2.9   | 2 505.6 |

由表 7 可以看出,无论是否增加驱动因素变化对于土地利用结构变化的影响,2010—2020 年研究区建设用地增加、农用地和未利用地减少的趋势不可避免,随着产业结构的调整以及经济转型升级,该趋势还是有可能达到稳态。但从研究区实际变化趋势来看,多因素驱动下的整体预测精度提高了 0.52%,更能够反映研究区土地利用变化趋势。

(1) 农用地。2010—2015 年农用地减少 660.1  $hm^2$ ,年均减少约 130  $hm^2$ ,其中耕地减少 544.0  $hm^2$ ,年均减少约 110  $hm^2$ ,其他农用地减少 22  $hm^2$ ; 2010—2020 年农用地减少 1 252.7  $hm^2$ ,年均减少约 120  $hm^2$ ,其中耕地 1 041.3  $hm^2$ ,年均减少 100  $hm^2$ ,其他农用地减少 161.6  $hm^2$ ,随着经济增长方式转变,减少趋势有所缓解。

(2) 建设用地。2010—2015 年建设用地规模将增加 856.9 hm<sup>2</sup>, 年均增加约 170 hm<sup>2</sup>, 其中城镇工矿用地增加 759.2, 年均增加约 150 hm<sup>2</sup>, 农村居民点减少 15.4 hm<sup>2</sup>, 交通水利及其它用地增加 113.1 hm<sup>2</sup>; 2010—2020 年建设用地规模将增加 1 472.8 hm<sup>2</sup>, 年均增加约 140 hm<sup>2</sup>, 其中城镇工矿用地增加 1 412.8 hm<sup>2</sup>, 年均增加约 140 hm<sup>2</sup>, 农村居民点减少

34.0 hm<sup>2</sup>, 交通水利及其他建设用地增加了 247.6 hm<sup>2</sup>, 随着建设用地的集约利用和存量盘活, 建设用地扩张趋势将有所抑制。

(3) 其他土地。2010—2015 年未利用地将减少 196.8 hm<sup>2</sup>, 年均减少 39.0 hm<sup>2</sup>; 2010—2020 年未利用地减少 373.9 hm<sup>2</sup>, 年均减少约 37.3 hm<sup>2</sup>。

表 7 研究区 2015—2020 年土地利用结构变化预测结果对比分析

hm<sup>2</sup>

| 地类    | 2010 年现状 | 2015 年   |          |          | 2020 年   |          |          |            | 驱动稳态值    |
|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|------------|----------|
|       |          | 实际值*     | 无驱动预测值   | 驱动预测值    | 调控值*     | 无驱动预测值   | 驱动预测值    | 比 2010 年增减 |          |
| $l_1$ | 70 346.7 | 69 027.4 | 69 828.8 | 69 802.7 | 69 180.9 | 69 317.8 | 69 305.4 | -1 041.3   | 67 346.8 |
| $l_2$ | 1 312.9  | 1 304.5  | 1 308.8  | 1 290.9  | 1 307.4  | 1 304.5  | 1 263.1  | -49.8      | 1 279.5  |
| $l_3$ | 7 396.9  | 7 317.4  | 7 336.4  | 7 302.8  | 7 333.7  | 7 276.1  | 7 235.3  | -161.6     | 7 041.3  |
| 农用地   | 79 056.5 | 77 649.3 | 78 474.0 | 78 396.4 | 77 822.0 | 77 898.4 | 77 803.8 | -1 252.7   | 75 667.6 |
| $l_4$ | 4 337.3  | 5 562.6  | 4 967.3  | 5 096.5  | 5 521.8  | 5 585.4  | 5 750.1  | 1 412.8    | 7 966.1  |
| $l_5$ | 18 732.6 | 18 921.1 | 18 769.5 | 18 717.2 | 18 782.3 | 18 800.8 | 18 698.6 | -34.0      | 18 928.0 |
| $l_6$ | 2 438.3  | 2 804.3  | 2 474.6  | 2 551.4  | 2 783.7  | 2 510.4  | 2 685.9  | 247.6      | 2 654.5  |
| 建设用地  | 25 508.2 | 27 288.0 | 26 211.4 | 26 365.1 | 27 087.8 | 26 896.6 | 27 134.6 | 1 626.4    | 29 548.6 |
| $l_7$ | 11 687.3 | 11 492.4 | 11 641.4 | 11 604.6 | 11 518.0 | 11 595.6 | 11 509.8 | -177.5     | 11 405.4 |
| $l_8$ | 973.0    | 795.3    | 898.3    | 858.9    | 797.1    | 829.4    | 776.6    | -196.4     | 603.2    |
| 其他土地  | 12 660.3 | 12 287.8 | 12 539.7 | 12 463.5 | 12 315.1 | 12 425.0 | 12 286.4 | -373.9     | 12 008.6 |
| 预测精度  | —        | —        | 98.42    | 98.61    | —        | 96.69    | 97.21    | —          | —        |

注: \* 实际值为 2015 年的年初值, 调控值为 2020 年土地利用总体规划的参考值; 并按照行政区划调整后修正的相关数值; 随着时间的增加, 预测精度逐渐下降。

## 4 讨论与结论

(1) 利用主成分分析(PCA), Logistic 等模型方法, 筛选分析了土地利用变化相关的经济发展、城镇发展、管理政策等人文驱动因素, 测算了相关因素的贡献力大小, 其样本检验准确率达到 85.00%; 其中固定资产投资、国内生产总值、非农业产值比、城镇化水平、人口总量等经济与城镇发展因素, 是促进耕地减少与建设用地增加的主要因素; 而耕地保护政策、农业产业结构、粮食单产水平等管理政策则是抑制相关变化趋势关键因素。

(2) 利用 Logistic-Markov 方法, 建立的多因素驱动下的土地利用结构变化预测方法, 除了 Markov 模型预测土地利用结构有较高的准确度之外, Logistic 模型还能够分析土地利用结构状态转移概率矩阵与驱动因素之间数量关系, 其中城镇工矿用地变化(增加)的驱动力从 2002 年的 0.639 8 增加到 2020 年的 0.805 2, 增加了 25.85%, 而耕地变化(减少)驱动力则从 2002 年的 0.652 8 减少到 2020 年 0.507 8, 降低了 22.21%。研究表明, 相关方法能够很好的

阐明土地利用结构变化及其驱动力的数量特征, 使得多因素驱动下的预测方法其整体精度提高了 0.52%, 这为研究区域土地利用变化提供一种新方法, 也具有一定理论意义和应用价值。

(3) 从 2010—2020 年的土地利用结构的预测结果来看, 无论是否增加驱动因素对于土地利用结构变化的影响, 建设用地增加、农用地和未利用地减少的趋势不可避免, 随着产业结构的调整以及经济转型升级, 该趋势还是有可能达到稳态, 对照相关土地利用控制指标, 如果按此趋势发展, 控制目标很难实现, 今后研究区土地利用结构优化和调控任务艰巨。

(4) 本文以 Markov 模型的“齐次性”作为预测方法的基础, 也未考虑相关驱动因素的时滞性等, 另外选择的驱动因素较少也不能很好说明土地利用系统的复杂性, 对制定区域土地利用变化的目标调控策略有一定的影响, 这需要后续研究改进。

### [参 考 文 献]

- [1] 郭洪峰, 许月卿, 田媛. 张家口市土地利用结构特征及其动态变化[J]. 水土保持通报, 2013, 33(3): 259-264.

(下转第 160 页)

- [4] 关元秀,刘高焕. 区域土壤盐渍化遥感监测研究综述[J]. 遥感技术与应用, 2001, 16(1): 40-44.
- [5] Dehaan R L, Taylor G R. Field-derived spectra of salinized soils and vegetation as indicators of irrigation-induced soil-salinization[J]. Remote Sensing of Environment, 2002, 63(2): 406-417.
- [6] Kirkby S D. Integrating a GIS with an expert system to identify and manage dryland salinization[J]. Applied Geograph, 1996, 16(4): 289-303.
- [7] Taylor G R, Mah A H, Kruse F A, et al. Characterization of saline soils using airborne radar imagery[J]. Remote Sensing of Environment, 1996, 57(3): 127-142.
- [8] 张恒云,尚淑招. NOAA/AVNRR 资料在监测土壤盐渍化程度中的应用[J]. 遥感信息, 1992, 10(1): 24-26.
- [9] 刘庆生,骆剑承,刘高焕. 资源一号卫星数据在黄河三角洲地区的应用潜力初探[J]. 地球信息科学, 2000, 2(2): 56-57.
- [10] 何祺胜,塔西甫拉提·特依拜,丁建丽. 基于决策树方法的干旱区盐渍地信息提取研究:以渭干河—库车河三角洲绿洲为例[J]. 资源科学, 2006, 28(6): 134-140.
- [11] 许迪,王少丽,蔡林根,等. 利用 NDVI 指数识别作物及土壤盐碱分布的应用研究[J]. 灌溉排水学报, 2003, 22(6): 5-8, 32.
- [12] 陈实,高超,徐斌,等. 新疆石河子农区土壤含盐量定量反演及其空间格局分析[J]. 地理研究, 2014, 33(11): 2135-2144.
- [13] 林年丰,汤洁,斯嵩,等. 松嫩平原荒漠化的 EOS-MODIS 数据研究[J]. 第四纪研究, 2006, 26(2): 265-273.
- [14] 孙红雨,王长耀,牛铮,等. 中国地表植被覆盖变化及其与气候因子关系:基于 NOAA 时间序列数据分析[J]. 遥感学报, 1998, 2(3): 204-210.
- [15] Shi Z, Li Y, Wang R C, et al. Assessment of temporal and spatial variability of soil salinity in a coastal saline field[J]. Environmental Geology, 2005, 48(2): 171-178.
- [16] 王佳丽,黄贤金,钟太洋,等. 盐碱地可持续利用研究综述[J]. 地理学报, 2011, 66(5): 673-684.
- [17] 陈建军,张树文,陈静,等. 大庆市土地盐碱化遥感监测与动态分析[J]. 干旱区资源与环境, 2003, 17(4): 101-107.
- [18] 卢远,林年丰,汤洁,等. 松嫩平原西部土地退化的遥感动态监测研究:以吉林省通榆县为例[J]. 地理与地理信息科学, 2003, 19(2): 24-27.

(上接第 154 页)

- [2] Braimoh A K, Vlek P L G. Land-Cover Dynamics in an Urban Area of Ghana[J]. Earth Interactions, 2004, 8(1): 2688-2691.
- [3] 卜坤,张树文,张宇博. 基于 IDL 的栅格地图代数实现与应用[J]. 计算机工程与应用, 2008, 44(9): 174-176.
- [4] 石忆邵,吴婕. 上海城乡经济多样化测度方法及其演变特征[J]. 经济地理, 2015, 35(2): 7-13.
- [5] 霍明明,张轶莹,陈伟强. 基于 CA-Markov 的土地利用变化及预测研究:以巩义市鲁庄镇为例[J]. 中国农学通报, 2015, 31(12): 279-284.
- [6] 余德贵,吴群. 基于碳排放约束的土地利用结构优化模型研究及其应用[J]. 长江流域资源与环境, 2011, 20(8): 911-917.
- [7] 肖翔,李扬帆,朱晓东. 基于土地利用驱动力的马尔科夫模型及其应用[J]. 土壤, 2011, 43(5): 822-827.
- [8] Ching W K, Ng M K, Ching W. Markov Chains: Models, Algorithms and Applications (International Series in Operations Research & Management Science)[M]. New York: Springer-Verlag Incorporated Inc., 2006.
- [9] 刘慧璋,郭青霞,王曰鑫,等. 基于 Markov 的山西盆地小流域土地利用变化预测[J]. 山西农业大学学报:自然科学版, 2012, 32(1): 53-57.
- [10] 刘飞跃,万哨凯. 吉安市土地利用变化的驱动因素分析[J]. 安徽农业科学, 2010, 38(9): 4738-4740.
- [11] 欧聪,张坤. 城市土地利用结构演变分析及其驱动机制研究:以长沙市为例[J]. 上海国土资源, 2015, 36(3): 39-43.
- [12] 陈志刚,曲福田,韩立,等. 工业化、城镇化进程中的农村土地问题:特征、诱因与解决路径[J]. 经济体制改革, 2010(5): 93-98.
- [13] 邢容容,马安青,张小伟,等. 基于 Logistic-CA-Markov 模型的青岛市土地利用变化动态模拟[J]. 水土保持研究, 2014, 21(6): 111-114.
- [14] 居玲华,石培基. 基于 Markov 和 GM(1,1) 模型的土地利用结构预测[J]. 农业系统科学与综合研究, 2009, 25(2): 138-141.
- [15] Cabral P, Zamyatin A. Markov processes in modeling land use and land cover changes in Sintra-Cascais, Portugal[J]. DYNA, 2009, 76(158): 191-198.