

# 基于 CA-Markov 模型的中亚典型城市 土地利用变化预测分析

刘 洁, 李 宏, 马勇刚

(新疆维吾尔自治区遥感中心, 乌鲁木齐 830011)

**摘 要:**在 RS 和 GIS 技术的支持下,采用 LANDSAT 卫星 1989 年、2001 年 TM 影像,2011 年 ETM 影像,对中亚典型城市塔吉克斯坦首都杜尚别进行监督分类,以 1989 年和 2001 年分类结果来模拟 2011 年杜尚别土地利用状态,确定 CA-Markov 可行性,系统分析了 1989—2011 年间的土地利用时空变化特征,反映出城市规模增加趋势十分显著,植被和未利用地变化明显,人工河流和水体面积变化极为微小。分别利用 1989—2001 年和 2001—2011 年概率转移矩阵对 2020 年土地利用进行模拟和预测,得到两个不同时段预测出的 2020 年土地利用状态数据 2020A 和 2020B,两者之间在空间和数量上有着明显的一致性,但另一方面也存在着整体和局部上的差异性,2020A 和 2020B 的杜尚别主城区城镇及建设用地面向西方向增长明显,2020B 增长更为显著,在东北方向上主城区增长并不明显,主城区周围建设用地面积增长 2020A 较之 2020B 更为缓慢,植被面积预测结果较为一致,但是城镇及建设用地和未利用地具有显著的差异,人工水体、河流面积也存在较小的差异。原因在于在这两个不同的时间段下,其各个土地利用类型的转移方向和方式有所不同,转移程度也都有差别,加上分类精度、模型不确定性及其他因素都会对预测结果产生影响。

**关键词:**土地利用; CA-Markov 模型; 杜尚别; 趋势预测

中图分类号: F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2014)03-0051-06

## Analysis and Prediction of Land Use Change in Typical City of Central Asia Based on CA-Markov Model

LIU Jie, LI Hong, MA Yong-gang

(Xinjiang Uygur Autonomous Region Center for Remote Sensing, Urumqi 830011, China)

**Abstract:** Dushanbe is the capital of Tajikistan. It is one of the typical cities in Central Asia. Supported by the technology of remote sensing and GIS, using three periods of Landsat remote sensing image (1989 TM, 2001 TM, 2011 ETM), Dushanbe is supervised classification. Land-use change in 2011 was simulated based on the the results of the 1989 and 2001 classification with CA-Markov model and the results of classification data. The simulation result was analyzed and compared with the observed data of 2011. In 1989—2001, the land use change accorded with the applied conditions of CA-Markov model, verifying that the CA-Markov process is feasible. The variation characteristics of land use in horizontal (spatial structure) and vertical (time-series) between the years of 1989—2011 were systematically analyzed. The results reflecting the increase in the size of the city are very significant trends, the area of vegetation and unused land significantly change, the area of artificial rivers and water changes is extremely small. The status of land use change in 2020 was simulated and predicted by the 1989—2001 and 2001—2011 probabilistic transfer matrixes. Two land use status data in 2020 (2020A & 2020B) are acquired by the predicted different time periods. These predicted data from the space and the number characteristic were analyzed. They not only have a remarkable consistency, but also have an obvious difference which can be seen through the analysis of these data. Dushanbe construction land of main city grows significantly to the west, 2020B growth is more significant, the main city in the northeast of the growth is not obvious. Around the main city construction land area of 2020B grows more slowly than 2020A. Vegetation area forecast results are consistent, but construction land and unused land prediction results are

significantly different, there are still minor differences in the prediction results of artificial water and river area. The reason is that under these two different time periods, its various types of land use and the way the transfer direction are different, there are also differences in the extent of the transfer. In addition, the classification accuracy, model uncertainties and other factors have an impact on the predicted results.

**Key words:** land use; CA-Markov model; Dushanbe; trend prediction

土地利用/土地覆被变化(Land Use and Land Cover Change,简称 LUCC)被认为是能够从景观上表现人类活动最为典型的过程,它不仅客观记录了人类改变地球表面特征的空间格局,而且还再现了地球表面景观的时空动态变化过程,并且是全球环境变化的重要组成部分<sup>[1-3]</sup>。通过分析土地利用变化的特征,重建过去和预测未来的土地利用状况<sup>[4]</sup>,可以评估各项因素对土地利用发展的影响,从而把握土地利用发展趋势,对区域可持续发展提供决策依据。目前能够模拟土地利用变化的模型有很多,包括随机模型、遗传算法、元胞自动机(CA)、神经网络<sup>[5]</sup>、CA-Markov 模型<sup>[6]</sup>等等,其中 CA-Markov 模型既保留了马尔可夫模型(Markov)长期预测的优势,又综合了 CA 模型(Celluar Automata)模拟复杂时空系统变化的能力<sup>[7-8]</sup>,可以较好地时间和空间上模拟土地利用变化的情况,运用也较为广泛,能够取得较为满意的效果。

杜尚别作为塔吉克斯坦的首都,过去受前苏联影响巨大,前苏联解体之后又遭受内战影响,经济复苏后发展迅速,城市规模变化十分明显,本研究基于 CA-Markov 模型,对杜尚别 1989—2011 年土地利用变化进行分析,预测 2020 年不同时长转移概率矩阵下的土地利用状况,对土地利用变化的特征进行探讨,从而直观地了解杜尚别未来土地利用发展趋势,为杜尚别城市发展和建设提供较好的参考,而对我国与塔吉克斯坦之间的经济贸易、对话往来等提供了有利的决策依据。

## 1 研究区概况及数据来源

### 1.1 研究区概况

研究区塔吉克斯坦首都杜尚别,位于北纬 38.5°、东经 68.8°,瓦尔佐布河及卡菲尔尼甘河之间的吉尔盆地,海拔 750~930 m,主城区的面积 125 km<sup>2</sup>,人口为 76.43 万人(2013 年 1 月数据<sup>[9]</sup>),主要为地中海气候,同时受大陆性气候影响,夏季炎热干燥,最高气温可达 40℃,冬季温和湿润,最低气温 -20℃,年均降水量约 500 mm<sup>[10]</sup>,是中亚地区典型的城市之一。

### 1.2 数据来源及预处理

本研究的数据来源采用 LANDSAT 卫星 TM 影

像 1989 年 8 月 7 日,2001 年 7 月 31 日,ETM 影像 2011 年 9 月 5 日,轨道号为 154033,分辨率分别为 28.5 m,28.5 m 和 30 m,云层覆盖度小于 5%。在 ERDAS IMAGINE 软件的支持下,对三期影像进行波段合成、校正、重采样,再根据研究区的范围设立合理的 AOI 靶区,对影像进行裁剪,最终形成投影坐标系、分辨率、波段、面积统一的三期时间序列的遥感影像<sup>[11]</sup>。具体信息为:投影坐标系为 UTM WGS 84 North 42,分辨率为 28.5 m,432 波段假彩色合成、面积为 1 283.37 km<sup>2</sup> 的杜尚别遥感影像。

塔吉克斯坦的土地利用类型中农业用地为 28%,其中耕地占 6%,长期作物占 1%,草场占 21%;非农业用地 72%,其中林地占 3%<sup>[12]</sup>。而本研究区为了重点突出中亚典型城市土地利用变化情况,以土地的覆盖特征、利用方式、用途、利用效果等为具体标志,将研究区划分为植被、城镇及建设用地、人工水体、河流、未利用地 5 大类,利用 ERDAS 通过 Signature Editor 建立分类特征,对该地区进行监督分类,分类结果通过聚类统计、去除分析、重编码等,对分类结果进行分类后处理,得到最终的分类结果(见表 1),进而通过混淆矩阵和 Kappa 分析,在研究区随机选取样本点,进行精度检验,得到 1989 年、2001 年和 2011 年影像分类 Kappa 系数分别为 0.781,0.762,0.796,分类精度满足研究要求。

## 2 研究方法

### 2.1 CA 模型

元胞自动机(Cellular Automata,CA)具有强大的空间运算能力,它是一种时间、空间、状态都离散,空间相互作用和时间因果关系都为局部的网格动力学模型,具有模拟复杂系统时空演化过程的能力。CA 模型可用下式表示为:

$$S_{t+1} = f(S_t, N)$$

式中: $S$ ——元胞有限、离散的状态集合; $N$ ——元胞的邻域; $t, t+1$ ——不同的时刻; $f$ ——局部空间的元胞转换规则<sup>[13-14]</sup>。

### 2.2 Markov 模型

在事件发展过程中,如果状态转移过程无后效性,或者说,每次状态转移都与而且只与前一时刻状

态有关,则这样的过程为马尔可夫过程。即为随机过程中状态转移概率仅与转移出发态、转移步数、转移后状态有关,与转移前的初始时刻无关。这就是马尔柯夫“无后效性”。将这点用于土地利用结构变化是合适的,将某一时刻的土地利用类型对应于 Markov 过程中的可能状态,它只与其前一时刻的土地利用类

型相关,土地利用类型之间相互转换的面积数量或比例即为状态转移概率<sup>[15]</sup>。因此,可用如下公式对土地利用状态进行预测:

$$S_{t+1}=P_{ij}\times S_t$$

式中: $S_{t+1},S_t$ —— $t,t+1$  时刻土地利用系统的状态;  
 $P_{ij}$ ——状态转移矩阵。

表 1 杜尚别三期土地利用面积对比

项目		植被	城镇及建设用地	人工水体	河流	未利用地
1989 年面积/km <sup>2</sup>		304.63	145.71	2.30	30.02	800.72
2001 年面积/km <sup>2</sup>		272.51	152.51	1.45	29.04	827.86
2011 年面积/km <sup>2</sup>		261.90	201.95	1.51	32.61	785.40
1989—2001	变化面积/km <sup>2</sup>	−32.12	6.81	−0.85	−0.98	27.13
	变化幅度/%	−10.54	4.67	−36.76	−3.26	3.39
2001—2011	变化面积/km <sup>2</sup>	−10.61	49.44	0.05	3.58	−42.46
	变化幅度/%	−3.89	32.42	3.52	12.32	−5.13
1989—2011	变化面积/km <sup>2</sup>	−42.73	56.25	−0.79	2.60	−15.32
	变化幅度/%	−14.03	38.60	−34.53	8.66	−1.91

2.3 CA-Markov 预测模型

根据 CA 模型与 Markov 模型的特点,综合了 CA 模型模拟复杂系统空间变化的能力和 Markov 模型量化预测的优势,既提高景观类型转化的预测精度,又能有效地模拟景观格局的空间变化,在预处理非监督分类中得到土地利用分类图中,每一个像元就是一个元胞,每个元胞的土地利用类型为元胞的状态<sup>[16]</sup>。在 GIS 软件 IDRISI 的支持下<sup>[17]</sup>,利用转换面积矩阵和转移条件概率图像进行运算,从而确定元胞状态的转移,测算土地利用格局的变化。其具体实现过程如下:

(1) 首先确定 CA-Markov 可行性。以 1989 年和 2001 年面积来模拟 2011 年杜尚别土地利用状态,利用 Markov 分析,运算得到 1989—2001 年的转移概率矩阵和转移面积矩阵。构造 CA 滤波器,根据邻居元胞距离的远近创建具有显著空间意义的权重

因子,使其作用于元胞,从而确定元胞的状态改变<sup>[18-19]</sup>。本文采用 5×5 的滤波器,即认为一个元胞周围 5×5 个元胞组成的矩形空间对该元胞状态的改变具有显著影响。确定 2001 年为土地利用格局的起始时刻,CA 循环次数取 10,模拟 2011 年的土地利用空间格局。将结果与其实 2011 年土地利用状态相比较,利用 Kappa 系数来检验 CA-Markov 可行性,总体 Kappa 指数计算如下:

$$Kappa=\frac{P_o-P_c}{P_p-P_c}$$

式中: $P_o$ ——正确模拟的比例; $P_c$ ——随机情况下期望的正确模拟比例; $P_p$ ——理想分类情况下的正确模拟比例(即 100%)。模拟值和实际值之间的总体 Kappa 系数为 0.726,精度符合研究要求,两者一致性较好,过程符合 CA-Markov 过程,模拟预测可行,见表 2。

表 2 2011 年土地利用空间格局实际和模拟面积转移矩阵和概率

实际 预测	植被		城镇及建设用地		人工水体		河流		未利用地		合计	
	面积/km <sup>2</sup>	概率/%	面积/km <sup>2</sup>	概率/%	面积/km <sup>2</sup>	概率/%	面积/km <sup>2</sup>	概率/%	面积/km <sup>2</sup>	概率/%	面积/km <sup>2</sup>	概率/%
植被	214.95	16.75	53.66	4.18	0.18	0.01	5.91	0.46	60.28	4.70	334.98	26.10
城镇及建设用地	15.05	1.17	135.07	10.52	0.07	0.01	3.34	0.26	8.96	0.70	162.48	12.66
人工水体	0.06	0.00	0.03	0.00	0.73	0.06	0.17	0.01	0.02	0.00	1.01	0.08
河流	1.11	0.09	5.95	0.46	0.49	0.04	20.51	1.60	3.72	0.29	31.77	2.48
未利用地	30.74	2.40	7.25	0.56	0.03	0.00	2.68	0.21	712.43	55.51	753.13	58.68
合计	261.90	20.41	201.95	15.74	1.51	0.12	32.61	2.54	785.40	61.20	1283.37	100.00

(2) 分别以 2001 年和 2011 年为 CA-Markov 模型预测起始时刻,以 1989—2001 年和 2001—2011 年各土地利用之间的转换面积作为 Markov 状态转移概率矩阵的元素,以此预测基于不同概率转移矩阵条

件下 2020 年的土地利用空间格局及状态。重复前面的预测过程,同样采用 5×5 的滤波器,由于这两个时期的时长不尽相同,因此 CA-Markov 模型的循环次数也不同,1989—2001 年的 CA 循环次数取为 19,而

2001—2011 年的 CA 循环次数取为 10。由此得到以 1989—2001 年的转移面积预测模拟 2020 年土地利用状况结果 2020A,和以 2001—2011 年的转移面积的预测模拟 2020 年土地利用状况结果 2020B。

3 结果与分析

3.1 杜尚别土地利用时空变化特征分析

由表 1 分析可以得出杜尚别土地利用时空变化面积特征,城镇与建设用地面积 1989 年为 145.61 km<sup>2</sup>,2011 年为 201.95 km<sup>2</sup>,呈现显著增长状态,增长面积为 56.25 km<sup>2</sup>,增长幅度为 38.60%,1989—2001 年面积增长了 6.81 km<sup>2</sup>,增长较为缓慢,但 2001—2011 年的 10 a 间面积增长十分剧烈,面积增加了 49.44 km<sup>2</sup>,是 1989—2001 年面积增长的 8 倍,增长速度十分明显;植被面积 1989 年为 304.63 km<sup>2</sup>,2011 年为 261.90 km<sup>2</sup>,呈显示减少的状态,在 1989—2001 年面积减少 32.12 km<sup>2</sup>,减少幅度为 10.54%,到 2001—2011 年面积减少 10.61 km<sup>2</sup>,幅度为 3.89%,减少趋势较之变缓;未利用地面积 1989 年为 800.72 km<sup>2</sup>,2011 年为 785.40 km<sup>2</sup>,面积减少了 15.32 km<sup>2</sup>,幅度为 1.91%,1989—2001 年面积增加了 27.13 km<sup>2</sup>,2001—2011 年减少了 42.46 km<sup>2</sup>,呈先增加后减少的态势;人工水体面积 1989—2001 年面积少量减少,减少面积为 0.85

km<sup>2</sup>,2001—2011 年面积基本保持稳定,仅增加了 0.05 km<sup>2</sup>;河流面积 1989—2011 年面积变化比较稳定,增加了 2.60 km<sup>2</sup>,增加幅度为 8.66%。

将 1989 年、2001 年、2011 年杜尚别土地利用分类图叠加,测算其转移面积和概率(见表 3、表 4),该矩阵依赖于分类的基础数据,能较好地反映土地利用的变化情况,可以看出各种土地利用类型的转移趋向,进一步分析土地利用时空变化结构特征。

由表 3 和表 4 可以看出,1989—2001 年植被主要转变为城镇与建设用地 19.52 km<sup>2</sup>,转移概率为 1.52%,未利用地 51.30 km<sup>2</sup>,转移概率为 4.00%;城镇与建设用地主要转变为植被 26.11 km<sup>2</sup>,转移概率为 2.03%,未利用地 10.17 km<sup>2</sup>,转移概率为 0.79%;未利用地主要转变为植被 78.18 km<sup>2</sup>,转移概率为 6.09%,建设用地 8.53 km<sup>2</sup>,转移概率为 0.66%;人工水体、河流变化转移极为微小。2001—2011 年植被主要转变为城镇与建设用地 13.20 km<sup>2</sup>,转移概率为 1.03%,未利用地 57.25 km<sup>2</sup>,转移概率为 4.46%;城镇与建设用地主要转变为植被 48.27 km<sup>2</sup>,转移概率为 3.76%,未利用地 17.85 km<sup>2</sup>,转移概率为 1.39%;未利用地主要转变为植被 30.53 km<sup>2</sup>,转移概率为 2.38%,建设用地 4.10 km<sup>2</sup>,转移概率为 0.32%;人工水体、河流基本保持不变。

表 3 1989—2001 年与 2001—2011 年转移面积矩阵 km<sup>2</sup>

土地利用方式	1989—2001 年						2001—2011 年					
	植被	城镇及 建设用地	人工 水体	河流	未利 用地	合计	植被	城镇及 建设用地	人工 水体	河流	未利 用地	合计
植被	198.95	19.52	0.30	2.43	51.30	272.51	190.09	13.20	0.09	1.27	57.25	261.90
城镇及建设用地	26.11	112.14	0.18	3.91	10.17	152.51	48.27	131.21	0.08	4.55	17.85	201.95
人工水体	0.01	0.13	1.16	0.16	0.00	1.45	0.07	0.08	0.94	0.37	0.05	1.51
河流	1.39	5.38	0.61	19.98	1.68	29.04	3.55	3.92	0.32	19.76	5.05	32.61
未利用地	78.18	8.53	0.06	3.53	737.57	827.86	30.53	4.10	0.03	3.08	747.65	785.40
合计	304.63	145.71	2.30	30.02	800.72	1283.37	272.51	152.51	1.45	29.04	827.86	1283.37

表 4 1989—2001 年与 2001—2011 年转移概率矩阵 %

土地利用方式	1989—2001 年						2001—2011 年					
	植被	城镇及 建设用地	人工 水体	河流	未利 用地	合计	植被	城镇及 建设用地	人工 水体	河流	未利 用地	合计
植被	15.50	1.52	0.02	0.19	4.00	21.23	14.81	1.03	0.01	0.10	4.46	20.41
城镇及建设用地	2.03	8.74	0.01	0.30	0.79	11.88	3.76	10.22	0.01	0.35	1.39	15.74
人工水体	0.00	0.01	0.09	0.01	0.00	0.11	0.01	0.01	0.07	0.03	0.00	0.12
河流	0.11	0.42	0.05	1.56	0.13	2.26	0.28	0.31	0.02	1.54	0.39	2.54
未利用地	6.09	0.66	0.00	0.28	57.47	64.51	2.38	0.32	0.00	0.24	58.26	61.20
合计	23.74	11.35	0.18	2.34	62.39	100.00	21.23	11.88	0.11	2.26	64.51	100.00

3.2 杜尚别 2020 年模拟预测结果分析

在不同的转移面积矩阵下获取的研究区土地利用模拟结果 2020A 和 2020B,从表 5 中可以看出,两者之间有着明显的一致性,但另一方面也存在着整体

和局部上的差异性,在空间上,2020A 和 2020B 的杜尚别主城区城镇及建设用地面向西方向增长明显,2020B 增长更为显著,在东北方向上主城区增长并不明显,主城区周围建设用地面积增长 2020A 较之

2020B 更为缓慢;植被西北部山区增长明显,主城区东北侧也有部分植被增加;人工水体与河流变化不显著。在面积数量变化上,将 2020A 预测结果与 2011 年面积相比,植被面积为 324.37 km<sup>2</sup>,增加了 62.47 km<sup>2</sup>,城镇及建设用地面积为 211.90 km<sup>2</sup>,增加了 9.95 km<sup>2</sup>,未利用地面积为 710.66 km<sup>2</sup>,减少了 74.75 km<sup>2</sup>,人工水体面积减少了 0.42 km<sup>2</sup>,河流面积增加了 2.74 km<sup>2</sup>;将 2020B 预测结果与 2011 年面积相比,植被面积为 322.92 km<sup>2</sup>,增加了 61.02 km<sup>2</sup>,城镇及建设用地面积为 253.47 km<sup>2</sup>,增加了 51.52 km<sup>2</sup>,未利用地面积为 660.27 km<sup>2</sup>,减少了 125.14 km<sup>2</sup>,人工水体面积增加了 0.07 km<sup>2</sup>,河流面积增加了 12.52 km<sup>2</sup>。

表 5 不同转移概率矩阵下 2020 年土地利用预测面积 km<sup>2</sup>

类型	植被	城镇及 建设用地	人工 水体	河流	未利 用地
2020A	324.37	211.9	1.09	35.35	710.66
2020B	322.92	253.47	1.58	45.14	660.27

2020A 与 2020B 的预测结果中,植被预测结果较为一致,但是城镇及建设用地和未利用地具有显著的差异,人工水体、河流面积也存在较小的差异。借助 Kappa 系数针对 1989—2001 年和 2001—2011 年两个不同预测过程进行检验,其整体 Kappa 系数为 0.719。

这主要是由于:(1) 在 1989—2001 年和 2001—2011 年两个不同的转移矩阵下,预测 2020 年土地利用状态,其各个土地利用类型的转移方向和方式有所不同,转移程度也都有差别;(2) 在遥感数据的监督分类中,根据每一个像元的值来进行分类,而在影像中每一类土地利用类型却是多个像元组合而成的综合反映,这就会使分类结果产生一些误差和误判,影响到转移面积精度和转移方向,从而对预测结果产生影响;(3) CA-Markov 预测模型中,它的各项模型参数在 CA 内在因素中也会存在不确定性而影响预测;(4) 其他的因素也会影响预测结果,特别是 1990 年 2 月,在苏联政治动荡和中亚其他国家时有动乱发生的时候,有传言说莫斯科计划搬迁数十万亚美尼亚难民进入塔吉克斯坦,加之塔吉克斯坦对自身住房短缺担忧的推动下,杜尚别发生严重骚乱。苏联政变后,作为苏联加盟共和国之一,在 1991 年 9 月 9 日宣布独立,当年 12 月 25 日苏联正式解体,但是塔吉克斯坦的战火却因内战和经济动荡没有停止,1992—1997 年间杜尚别在内战中遭受不同程度的破坏,内战停止后塔吉克斯坦经济才开始复苏,这影响到 1989—2001 年和 2001—2011 年土地利用变化特征有所不同。所

以结合上述原因,1989—2001 年的转移面积及概率中,城镇及建筑用地增长缓慢,植被和城镇及建筑用地转入未利用地概率值高;2001—2011 年塔吉克斯坦局势逐渐稳定,经济开始复苏,城镇及建筑用地面积增长趋势剧烈,因而显示出了 2020A 和 2020B 中城镇及建筑用地、未利用地预测面积差异大。在城市中的河流和人工水体,其河道与坝体基本已经全部硬化,发生河流和人工水体转移为未利用地或其他地类的可能极为微小,而河流和人工水体的信息提取,由于受遥感影像像元大小和分类精度,以及人工水体边缘及部分河流深度和位置的像元特征较为相似的影响,在分类时会出现少许误判和划分差异,由此影响到转换面积、概率及预测精度,使得在预测中存在差异。同时考虑到 CA 模型中邻域、元胞大小、计算时间、转换规则等许多因素,使预测存在不确定性,这都增加了预测的难度,影响预测可信度。

4 结 论

(1) 通过以杜尚别 1989 年、2001 年、2011 年遥感影像分类及数据分析为基础,利用这三期解译分类数据进行叠加,探讨了杜尚别市土地利用在空间结构和时间序列上的变化,建立两种不同时间的面积转移矩阵和概率转移矩阵,运用 CA-Markov 模型预测 2020 年两期土地利用空间格局及面积数量的模拟,分析其一致性与差异性,在两期的 2020 年模拟数据中,各自具有明显特征,城镇及建设用地在数量上增长明显,在空间上,尤其是主城区面积 2020B 的向西扩张趋势更为显著,植被西北部山区增长明显,主城区东北侧也有部分植被增加,人工水体与河流变化不显著。通过这样的数据模拟更加直观地揭示了杜尚别未来的土地利用发展趋势。

(2) 在运用 CA-Markov 模型的过程中,首先模型本身存在不确定性,使得预测结果只能是反映研究区时空变化的一种可能性;其次,数据不充分,遥感影像分辨率不高,在一定程度上影响了监督分类的结果,使得土地利用变化研究的准确性受到干扰;由于缺少与三期遥感影像时间相吻合的土地利用现状图作对照,以及同物异谱、异物同谱现象的存在,会发生地物错判。在受到数据基础情况、不同时期转移的差异、模型不确定性等其他多方面因素的影响下,预测结果存在一定程度的误差和不确定性,得到的 2020 年土地利用变化情况,只能反映未来土地变化的大致趋势,为了更好地了解土地利用动态的变化趋势和预测准确性,还需要做进一步的研究和考证。

## 参考文献:

- [1] 王范霞,毋兆鹏.近 40a 来精河流域绿洲土地利用/土地覆被时空动态演变[J].干旱区资源与环境,2013,27(2):150-156.
- [2] 韩其飞,罗格平,白洁,等.基于多期数据集的中亚五国土地利用/覆盖变化分析[J].干旱区地理,2012,35(6):909-918.
- [3] 吕建树,吴泉源,张祖陆,等.基于 RS 和 GIS 的济宁市土地利用变化及生态安全研究[J].地理科学,2012,32(8):928-935.
- [4] 李志,刘文兆,郑粉莉.基于 CA-Markov 模型的黄土塬区黑河流域土地利用变化[J].农业工程学报,2010,26(1):346-352.
- [5] 郭杰,欧名豪,刘琼,等.基于 BP 神经网络的南通市建设用地需求预测[J].资源科学,2009,31(8):1355-1361.
- [6] 吴季秋,俞花美,肖明,等.基于 CA-Markov 模型的海湾土地利用动态预测[J].环境工程技术学报,2012,2(6):531-539.
- [7] 王学,张祖陆,张超.基于 CA-Markov 模型的白马河流域景观格局分析及预测[J].水电能源科学,2011,28(12):111-115.
- [8] 杨国清,刘耀林,吴志峰.基于 CA-Markov 模型的土地利用格局变化研究[J].武汉大学学报:信息科学版,2007,32(5):414-418.
- [9] Мувамматиева Б. З. 塔吉克斯坦 2013 年 1 月 1 日的人口[M].塔吉克斯坦共和国统计汇编,2013:6-8. (俄文)
- [10] From Wikipedia, the free encyclopedia. Dushanbe[EB/OL]. [2013-01-10]. <http://baike.baidu.com/view/298929.htm>
- [11] 徐涵秋. Landsat 遥感影像正规化处理的模型比较研究[J]. 地球信息科学, 2008, 10(3): 294-301.
- [12] 农业塔吉克斯坦国家统计局委员会. 统计年鉴(俄文)[M]. 杜尚别, 2007.
- [13] 汤洁,汪雪格,李昭阳,等. 基于 CA-Markov 模型的吉林省西部土地利用景观格局变化趋势预测[J]. 吉林大学学报:地球科学版, 2010, 40(2): 405-410.
- [14] 邱炳文,陈崇成,基于多目标决策和 CA 模型的土地利用变化预测模型及其应用[J]. 地理学报, 2008, 63(2): 165-174.
- [15] 徐丽,卞晓庆,刘琳,等. 马尔科夫模型在合肥市景观格局动态模拟及预测中的应用[J]. 安徽农业大学学报, 2010, 37(3): 570-574.
- [16] 郑青华,罗格平,朱磊,等. 基于 CA-Markov 模型的伊犁河三角洲景观格局预测[J]. 应用生态学报, 2011, 24(4): 873-882.
- [17] Md. Rejaur Rahman, Saha S K. Spatial Dynamics of Cropland and Cropping Pattern Change Analysis Using Landsat TM and IRS P6 LISS III Satellite Images with GIS[J]. Geo-Spatial Information Science, 2009, 12(2): 123-134.
- [18] 凌成星,鞠洪波,张怀清,等. 基于 CA-MARKOV 模型的北京湿地资源变化预测研究[J]. 中国农学通报, 2012, 28(28): 262-269.
- [19] 吴艳艳. Markov-CA 模型支持下的武汉市土地利用变化模拟与预测[D]. 武汉: 武汉理工大学, 2009.

(上接第 50 页)

## 参考文献:

- [1] 司友斌,王慎强,陈怀满. 农田氮、磷的流失与水体富营养化[J]. 土壤, 2000, 32(4): 188-193.
- [2] 谌芸,何丙辉,赵秀兰. 小江流域农地水土流失对水体富营养化的影响[J]. 水土保持学报 2010, 24(4): 32-43.
- [3] 苑韶峰,吕军,俞劲炎. 氮磷的农业非点源污染防治方法[J]. 水土保持学报 2004, 18(1): 122-125.
- [4] 刘宝元,阎百兴,沈波,等. 东北黑土区农地水土流失现状与综合治理对策[J]. 中国水土保持科学, 2008, 6(1): 1-8.
- [5] 鲍士旦. 土壤农化分析[M]. 3 版. 北京: 中国农业出版社, 2005.
- [6] 梁涛,张秀梅,章申,等. 西苕河流域不同土地类型下氮元素输移过程[J]. 地理学报, 2002, 57(4): 389-396.
- [7] 刘慧,王春丽. 水体富营养化及其防治[J]. 应用能源技术, 2006(5): 24-27.
- [8] Brubaker S C, Jones A J, Lewis D T, et al. Soil properties associated with landscape position[J]. Soil Science Society of America Journal, 1993, 57(1): 235-239.
- [9] Ovalles F A, Collins M E. Soil-landscape relationships and soil variability in north central Florida[J]. Soil Science Society of America Journal, 1986, 50(2): 401-408.
- [10] Miller M P, Singer M J, Nielsen D R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills[J]. Soil Science Society of America Journal, 1988, 52(4): 1133-1141.
- [11] Hairston A B, Grigal D F. Topographic variation in soil water and nitrogen for two forested landforms in Minnesota, USA[J]. Geoderma, 1994, 64(1): 125-138.
- [12] Zhang J, Quine T A, Ni S, et al. Stocks and dynamics of SOC in relation to soil redistribution by water and tillage erosion[J]. Global Change Biology, 2006, 12(10): 1834-1841.
- [13] 韩玉国,李叙勇. 水土保持措施对径流泥沙及养分流失的影响[J]. 中国水土保持, 2010(12): 34-36.