

# 非统计学方法在景观格局变化研究中的应用

刘明<sup>1,2</sup>, 王克林<sup>1</sup>

(1. 中国科学院亚热带农业生态研究所, 湖南长沙 410125; 2. 中国科学院研究生院, 北京 100039)

**摘要:** 景观格局变化的驱动力和生态环境响应研究中, 通常存在着数据具有不确定性, 时间序列样本量不足和“噪声”干扰等问题。系统阐述了灰色分析、最大似然法、Panel Data 模型的原理和应用背景, 并选择洞庭湖流域的入湖径流量变化, 湘水流域景观格局变化的水文响应, 以及洞庭湖流域景观格局变化的驱动力等作为实证分析对象。结果表明, 灰色分析、最大似然法和 Panel Data 模型不但可以有效解决上述问题, 而且通过与经典统计学方法相结合, 还能使研究效率进一步提高, 研究结论更加科学、直观。

**关键词:** 灰色分析; 最大似然法; Panel Date 模型; 景观格局

文献标识码: B

文章编号: 1000-288X(2008)02-0058-05

中图分类号: O211.61, X4

## Application of Non-statistical Methods to Research on Landscape Pattern Change

LIU Ming<sup>1,2</sup>, WANG Ke lin<sup>1</sup>

(1. Institute of Subtropical Agriculture, Chinese Academy of Sciences, Changsha, Hunan 410125, China;

2. Graduate School of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100039, China)

**Abstract:** There are some common problems in the study of driving forces of landscape pattern change and ecological environment effects, such as the uncertainty of data, insufficiency of sample of the time series data, and “noise” disturbance. After these questions are described, this paper explains the principles and application background of gray analysis method, maximum likelihood method, and Panel Data model. Then, dynamic of yearly runoff into the Dongting Lake, hydrology response to change of landscape pattern in Xiangjiang River basin, and driving forces of landscape pattern change in Dongting Lake watershed are selected to test the result in the use of these non-statistical methods. Results show that the methods are effective, specially when they are combined with the classical statistics methods such as correlation analysis and principal components analysis. Therefore, the research efficiency and scientific level of the results can be further improved.

**Keywords:** gray analysis; maximum likelihood method; Panel Date model; landscape pattern

景观格局研究是当前景观生态学研究的热点和重要领域<sup>[1-2]</sup>。作为其重要组成部分的驱动力和生态环境效应分析过程, 在区域生态环境质量评价、景观规划和生态治理等活动中发挥着重要作用<sup>[3-4]</sup>。比较典型的如胡志斌等对汉江上游地区景观格局变化的驱动力分析, 李晓文等对长江下游地区土地利用变化的生态环境效应分析, 陈利顶等对黄河三角洲地区人类活动的景观格局变化响应研究等<sup>[5-7]</sup>。

由于景观格局尤其是大尺度景观格局研究中通常存在着诸多的不确定性<sup>[8]</sup>, 而且影像资料解译过程复杂, 工作量大, 不可能也没有必要对每年的景观照

片进行解译, 致使景观数据在时间序列上不足。此外, 影响景观格局变化的人文因子和自然因子间相互关系复杂, 如技术进步、政治经济体制变革、文化价值观念改变等因子难以定量描述; 受外界偶然性因素干扰多, 数据信度难以保证等<sup>[1,9]</sup>。因此, 在进行景观格局变化研究时, 大多仍采取计算景观指数大小、方向及其统计学特征等, 并借助相关分析等经典统计学方法, 最后通过逻辑归纳或者案例比较, 来实现对驱动力和生态环境效应的分析和判断, 其过程与结论如各驱动因子对景观要素变化以及各景观要素变化对生态环境影响的贡献度大小等难以完全量化<sup>[10]</sup>。

收稿日期: 2007-07-24

修回日期: 2007-11-10

基金项目: 中国科学院知识创新工程重要方向资助项目(KZCX2-SW-415)

作者简介: 刘明(1972-), 男(汉族), 湖南省邵阳人, 博士研究生。主要从事区域生态与区域发展研究。E-mail: mingliu6688@163.com。

通讯作者: 王克林(1963-), 男(汉族), 湖北省襄樊市人, 研究员, 主要从事区域发展格局与农业生态建设研究。E-mail: Kelin@isa.ac.cn。

相关分析与回归分析等经典统计学方法,是景观格局变化驱动力及其生态环境效应分析最有效的工具,但它们要求样本量大,并且样本要有较好的分布规律,即呈线性或者指数和对数型,否则难以找到统计规律,甚至出现量化分析与定性分析结论不一致的情况<sup>[11]</sup>。而在具体研究中,这些要求一般很难完全满足。因此,如何借鉴其它学科的方法和手段,进一步优化分析技术,在样本代表性、一致性和独立性不足的情况下,更好地揭示出景观格局变化的驱动机制,及其对生态环境系统的影响,则仍是该方面研究的努力方向。本文以洞庭湖流域景观格局变化的驱动力和水文响应分析为例,尝试用灰色关联分析、最大似然法和 Panel Data 模型来解决当前研究中存在的上述问题,并为其它研究者提供参考。

## 1 非统计学方法应用基础和原理

### 1.1 灰色分析方法

灰色分析法把灰色系统中每一个反映映射量特征的数字,都看作为是各种自然和人为因素共同作用的结果,蕴含着各种因子在不同时期的各种映射<sup>[11]</sup>。根据系统输出的信息反馈,如各因素间发展态势的相似或相异程度来衡量各因素间的关联程度。它对样本量没有过多要求,也不需要具备典型的分布规律,并且不会出现量化分析与定性分析结论不一致的情况<sup>[12]</sup>。

自然和人为因素导致区域景观格局改变,景观格局改变也影响自然因素和人文活动的变化。影响景观格局变化的原因错综复杂,景观格局变化所导致的区域生态效应也千差万别<sup>[13]</sup>。因此,在景观格局变化与驱动力及其生态环境效应变化间,很难建立起映射关系,具有典型的灰色系统特性。此外,景观数据在时间序列上的样本量不足,受异常气象等偶然性因素影响大,部分反映生态环境变化的特征指标如水文数据变化异常等,都难以满足经典统计学方法的要求。

灰色关联分析按照规范性、偶对称性、整体性和接近性原则,对系统的变化态势进行判断。两个因素间的变化态势基本一致,则认为两者关联度较大,反之关联度就较小。如果参考数列和被比较数列个数较多,还可以通过计算参考数列和被比较数列间的关联矩阵来进行优势分析,得到影响系统变化的优势因素和潜在优势因素等<sup>[12,14]</sup>。因此,灰色分析方法特别适合于对景观格局变化及其驱动因子、生态环境效应变化等的研究。

### 1.2 最大似然法

选择水文特征样本首先必须考虑其代表性,即样本对水文现象的周期波动、丰枯交替以及特征值变化

等具有典型代表性<sup>[15]</sup>。如洞庭湖流域径流主要由降水补给,降水的年补给量、雨季迟早和降水强度等都在汛期得到充分体现,但由于受东亚季风影响较大,加之地表复杂,以及厄尔尼诺等异常气象因素影响,洞庭湖流域的降水具有显著的地区性、季节性和年际变化<sup>[16]</sup>。

此外,人类活动引发下垫面改变等,也导致各种水文现象发生变化<sup>[17]</sup>。景观格局变化对水文现象的影响是缓慢的,而异常性气候、降水强度与范围及移动路线变化等属于偶然因素,它们对水文现象变化的影响是短暂和剧烈的。受它们影响,各水文特征指标的样本很难满足规律性分布要求,如不将其影响消除,样本数据的信度和研究结论的可靠性难以保证。

最大似然法(maximum likelihood method)是一种常用的参数估计方法,它利用已知的各个参数的概率分布特性,从给定的数据集合中估计出最可能的参数值。最大似然法具有简便、直观等优点,其原理就是如下。

假定双变量模型  $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i$  中,  $Y_i$  是正态而且独立分布的,其均值为  $\beta_1 + \beta_2 X_i$ , 方差为  $\sigma^2$ 。  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  的联合概率密度函数为:

$$\begin{aligned} f(Y_1, Y_2, \dots, Y_n | \beta_1 + \beta_2 X_i, \sigma^2) \\ &= \prod_{i=1}^n f(Y_i | \beta_1 + \beta_2 X_i, \sigma^2) \\ &= \frac{1}{\sigma^n \sqrt{2\pi}^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_i)^2} \end{aligned}$$

记似然函数为

$$L_F(\beta_1, \beta_2, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma^n \sqrt{2\pi}^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_i)^2}$$

因为最大似然法计算的目的是要使给定的  $Y_i$  的概率尽可能大,则必须使似然函数达到最大值。由于对数函数是单调函数,故  $\ln L_F$  和  $L_F$  在同一点上达到最大,对上述似然函数作对数变换得

$$\ln L_F = -\frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_i)^2}{\sigma^2}$$

根据微积分原理,  $\ln L_F$  达到最大的充要条件是其对  $\beta_1, \beta_2, \sigma^2$  的偏导数为 0。

解如下方程组

$$\begin{cases} \sum Y_i = n \hat{\beta}_1 + n \hat{\beta}_2 \sum X_i \\ \sum Y_i X_i = \hat{\beta}_1 \sum X_i + \hat{\beta}_2 \sum X_i^2 \\ -\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2} \sum \frac{1}{\sigma^4} (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i)^2 = 0 \end{cases}$$

要使对数似然函数最大化,就必须使  $\frac{1}{2} \sum \frac{(Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_i)^2}{\sigma^2}$  最小化。解方程组得到如下结果。

$$\begin{cases} \hat{\beta}_2 = \frac{\sum X_i Y_i}{\sum X_i^2} \\ \hat{\beta}_1 = \bar{Y}_i - \hat{\beta}_2 \bar{X}_i \\ \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum u_i^2 \end{cases}$$

式中:  $X_i$ ——第  $i$  个自变量;  $\bar{X}_i$ ——第  $i$  个自变量  $X_i$  的均值;  $\hat{Y}_i$ ——第  $i$  个因变量  $Y_i$  的估计值;  $u_i^2$ ——残差。

最大似然法通过对参数的设定, 滤去大部分“噪声”的影响, 它在生物学、地理学等领域研究中已产生一定的应用<sup>[18]</sup>。因此, 如果把影响水文现象变化的异常因素看作为“噪声”, 通过最大似然法的“消噪”处理, 各水文特征指标值的变化将更能反映出其对景观格局变化的响应关系。

### 1.3 Panel Data 模型

Panel Data 模型也称时间序列截面数据 (time series and cross section data)。它由 Balestra 等人引入到经济学中, 用来描述一个总体中给定样本在一段时间内的变化情况, 并对每一个样本单位进行多重观察<sup>[19]</sup>。这种多重观察既包括对样本单位在某一时间点上多个特性的观察, 也包括对这些特性在一段时间内的连续观察。目前, Panel Data 模型除在经济学领域广泛应用外, 还被大量应用到医学、社会学等多个领域。与传统的截面数据或时序数据分析方法相比较, Panel Data 模型通过描述某一时期各区域样本数据的规律, 以及各区域随时间变化的规律, 使观测样本量大幅度增加, 构造出更加可靠的参数估计量, 同时减少了解释变量出现多重共线性的可能。因此, Panel Data 模型可以识别和度量一些纯截面模型和纯时间序列模型所不能识别的因素, 更好地分析变量间的关系及动态特征。此外, Panel Data 分析能够控制时间或区域分布中的恒变量, 降低估计偏差, 得到更准确的微观单位信息, 在总体数据中消去测量误差的影响<sup>[20]</sup>。

## 2 实证分析

### 2.1 数据来源

洞庭湖流域的景观数据以 Landsat TM 卫星照片解译的 1980、1995 和 2000 年 3 期土地利用数据 (1:10 万) 为基础, 数据来源于中国资源与环境数据库。研究过程中, 将洞庭湖流域分成湘、资、沅、澧 4 个小流域, 并根据当前常用的土地利用分类系统<sup>[20]</sup>, 以及该流域土地利用的实际情况, 将景观划分为水田、旱地、林地、草地、水域、城乡建设地和未利用地 7

个一级景观类, 以及水田、旱地、有林地、灌林地、疏林地、其它林地、高覆盖度草地、中覆盖度草地、低覆盖度草地、河渠、湖泊、水库坑塘、滩地、城镇建设地、农村聚落地、其它建设地 (工矿和道路交通建设地等)、沼泽地、裸土地、裸岩石砾地 19 个二级景观类。水文数据分别来源于湘潭水文站 (湘水流域)、桃江水文站 (资水流域)、桃源水文站 (沅水流域)、石门 (江口) 水文站 (澧水流域) 1950—2003 年的实测值。考虑到与景观数据对接, 计算洞庭湖流域 1975—2003 年年入湖径流和年入湖泥沙量时, 则采取将上述 4 个水文站各原始值相加的办法进行。

### 2.2 分析过程与结果

(1) 以洞庭湖流域 1975—2000 年间的年入湖径流量变化为例, 将湘、资、沅、澧 4 个流域在各年的年入湖径流量之和作为流域年入湖径流量的原始值, 运用最大似然法进行“消噪”处理。将“消噪”后的最大似然值与原始值进行比较 (见图 1), 显然, “消噪”后的数值变化较原始数据变化更为平缓。

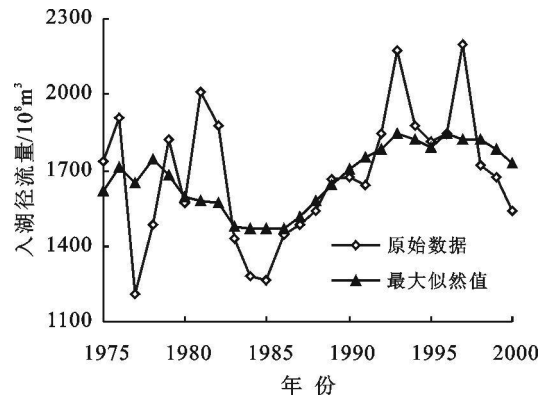


图 1 洞庭湖流域年入湖径流量原始值和最大似然值比较

(2) 以湘水流域各景观要素面积变化对年内最高洪峰水位、最大瞬时入湖 (洞庭湖) 流量、年入湖径流量、年入湖泥沙量变化的影响为例, 将 1980、1995 和 2000 年各景观要素的面积看成为参考数列, 将“消噪”后同时刻点的水文特征值作为比较数列, 计算出各景观要素面积变化与水文特征指标变化间的关联度 (表 1)。比较各关联度数据列的均值 (Mean) 和峰度系数 (Kurtosis) 发现, 第 1 列普遍大于第 2 列, 第 2 列普遍大于第 3 列, 第 3 列普遍大于第 4 列。因此, 按照优势分析原理, 湘水流域景观要素面积的变化, 对最高洪峰水位变化的影响最大, 对最大瞬时入湖流量变化的影响相对较小, 而对入湖泥沙量变化的影响最小。

与最高洪峰水位变化关联最大的是丘陵水田景观面积的变化, 关联度达 0.991; 其次是平原水田、灌林地、中覆盖度草地、河渠、有林地和蔬林地景观面积

的变化, 关联度分别达 0.983, 0.983, 0.982, 0.981, 0.961 和 0.959。与最大瞬时入湖流量变化关联度最大的是湖泊景观面积的变化, 关联度达 0.973; 其次是丘陵旱地、高覆盖度草地、平原水田、有林地和丘陵水田景观面积的变化, 关联度分别达 0.964, 0.945, 0.944, 0.928 和 0.926。

表 1 湘水流域各景观要素面积变化与水文特征指标变化间的关联度

景观类型	年内最高 洪峰水位	最大瞬 时流量	年入湖 径流量	年入湖 泥沙量
山地水田	0.884	0.876	0.718	0.796
丘陵水田	0.991	0.926	0.786	0.737
平原水田	0.983	0.944	0.773	0.743
山地旱地	0.782	0.813	0.705	0.699
丘陵旱地	0.955	0.964	0.758	0.752
平原旱地	0.878	0.89	0.714	0.794
有林地	0.961	0.928	0.785	0.737
灌林地	0.983	0.917	0.792	0.734
疏林地	0.959	0.899	0.809	0.728
其它林地	0.802	0.825	0.667	0.824
高覆盖度草地	0.896	0.945	0.773	0.744
中覆盖度草地	0.982	0.902	0.778	0.752
低覆盖度草地	0.900	0.851	0.871	0.713
河渠	0.981	0.915	0.794	0.734
湖泊	0.903	0.973	0.727	0.767
水库坑塘	0.802	0.773	0.847	0.682
滩涂	0.838	0.897	0.687	0.797
城镇建设地	0.882	0.838	0.879	0.708
农村聚落地	0.972	0.909	0.799	0.732
其它建设地	0.745	0.718	0.683	0.648

(3) 洞庭湖流域中上游地区的大尺度研究对象性质, 决定了湘、资、沅、澧 4 个小流域的自然条件和社会经济背景基本相同。因此, 借助 Panel Data 模型将 4 个小流域看成为 4 个不同的截面, 再将这 4 个截面在不同时刻点的 3 期景观指数转化到同一个时间序列数据列<sup>[21]</sup>。根据相关景观格局驱动力研究结论, 选取单位土地面积人口数、城市化水平、人口增长率、人均 GDP 及其增长率、农村人均纯收入、贫困人口比例、经济作物播种面积、农业总产值及其年增长率、生态保护投入、资源利用率、农业生产率等因子(数据来源于 1972—2002 年的湖南省统计年鉴)<sup>[6-7]</sup>, 并将它们与景观指数的变化进行灰色关联分析, 发现影响景观格局变化最主要的驱动因子就是经济作物播种面积、农村人口数、城市化水平、单位土地面积人口数、人均固定资产投资额、生态保护资金投入等, 关联度的均值分别达 0.991, 0.983, 0.978,

0.973, 0.768 和 0.661。

运用主成分分析计算各驱动因子与景观指数变化间的关系, KMO 检验值为 0.854, Bartlett 球形检验值为 0.000。结果表明, 6 个主成分中, 第 1、第 2 主成分的累计贡献率达 95.4%, 提取出的 2 个主因子可以解释大部分的变异(表 2)。计算主成分载荷矩阵(表 3), 发现第 1 主成分与单位国土面积人口数、人均固定资产投资、单位土地面积生态建设投入等驱动因子有较大的正相关, 因子载荷均在 0.896 以上; 与城市化水平有较大的负相关, 因子载荷为 0.992。第 2 主成分与农村人口数有较大的负相关, 因子载荷达 0.935; 与经济作物播种面积有较大的正相关, 因子载荷为 0.835。

表 2 特征值及主成分贡献率

主成分序列	特征值	贡献率/ %	累积贡献率/ %
1	7.501	75.010	75.010
2	2.037	20.365	95.375
3	0.307	3.075	98.450
4	0.125	1.250	99.699
5	0.025	0.260	99.959
6	0.004	0.005	100.000

表 3 主成分载荷矩阵

指标项	第 1 主成分	第 2 主成分
农村人口总数	0.074	-0.935
单位国土面积人口数	0.961	-0.257
城市化水平	-0.992	-0.011
经济作物播种面积	-0.338	0.835
人均固定资产投资	0.896	0.402
农业生态建设及项目投入	0.987	0.137

构成第 1 主成分的因子是与流域发展联系紧密的社会经济因素, 反映了研究区内人均资源占有量和流域对社会经济发展的投入程度, 构成第 2 主成分的因子主要反映农村人口和政策调整对自然生态系统造成的压力状况。因此, 研究区内景观格局变化的驱动力主要来自 3 个方面: 农村人口对自然生态系统的压力, 流域发展对自然资源的依赖度和为维持生态系统功能进行的投入、农业产业政策调整。

### 2.3 效果分析

通过上述实际应用可发现, 在景观格局变化的驱动力及其生态环境响应分析过程中, 灰色分析和 Panel Data 模型的运用, 不但可以解决研究中数据的不确定性问题, 而且还可以通过将空间数据转换成时间序列数据, 使得各景观数据在时间序列上的样本量成倍数增加, 从而让回归分析、主成分分析等经典统

计学方法的应用成为可能。尤其是最大似然法的引入,不但提高了研究的效率,而且大幅度地提高了研究结论的客观程度。从图 1 可以看出,尽管经过处理后的洞庭湖流域年入湖径流量的最大似然值未再出现异常和大幅度波动,但它与原始数据间的相关性却仍然显著,相关系数  $r$  值达 0.635 ( $p < 0.01$ )。可见,

消噪后的最大似然值曲线可以十分有效地反映出洞庭湖流域年入湖径流量的正常变化趋势。比较湘水流域景观格局变化的水文响应分析过程,显然,经过“消噪”处理的数据所得到的关联度,明显大于或小于处理前计算结果(见表 4),更加方便于对研究结论的分析。

表 4 最大似然法处理前后的关联度比较

景观要素类型	年内最高洪峰水位		最大瞬时流量		年入湖径流量		年入湖泥沙量	
	处理前	处理后	处理前	处理后	处理前	处理后	处理前	处理后
山地水田	0.763	0.884	0.740	0.876	0.727	0.718	0.648	0.796
丘陵水田	0.919	0.991	0.809	0.926	0.743	0.786	0.775	0.737
平原水田	0.925	0.983	0.804	0.944	0.750	0.773	0.771	0.743
山地旱地	0.904	0.782	0.776	0.813	0.747	0.705	0.734	0.699
丘陵旱地	0.945	0.955	0.834	0.964	0.751	0.758	0.749	0.752
平原旱地	0.797	0.878	0.682	0.890	0.706	0.714	0.626	0.794
有林地	0.941	0.961	0.837	0.928	0.760	0.785	0.734	0.737
灌林地	0.928	0.983	0.838	0.917	0.745	0.792	0.744	0.734
疏林地	0.895	0.959	0.808	0.899	0.753	0.809	0.718	0.728
其它林地	0.731	0.802	0.764	0.825	0.712	0.667	0.653	0.824
高覆盖度草地	0.861	0.896	0.736	0.945	0.733	0.773	0.686	0.744
中覆盖度草地	0.883	0.982	0.762	0.902	0.739	0.778	0.718	0.752
低覆盖度草地	0.865	0.900	0.807	0.851	0.731	0.871	0.729	0.713
河渠	0.921	0.981	0.820	0.915	0.741	0.794	0.761	0.734
湖泊	0.859	0.903	0.776	0.973	0.717	0.727	0.747	0.767
水库坑塘	0.843	0.802	0.785	0.773	0.738	0.847	0.712	0.682
滩涂	0.754	0.838	0.761	0.897	0.700	0.687	0.661	0.797
城镇建设地	0.789	0.882	0.730	0.838	0.775	0.879	0.665	0.708
农村聚落地	0.881	0.972	0.803	0.909	0.747	0.799	0.717	0.732
其它建设地	0.737	0.745	0.722	0.718	0.777	0.683	0.694	0.648

### 3 结论

景观格局变化及其驱动力分析,以及生态环境响应的研究过程等,由于涉及到自然和人文因素等多个方面,加之它们彼此间的关系复杂,异常性因素的“噪声”干扰,数据的不确定性,时间序列上样本量不足等,都导致了经典统计学方法应用困难,同时,研究结论的客观程度也受到了较大的影响。最大似然法、Panel Data 模型和灰色分析方法的综合运用,不但可以弥补经典统计学方法在具体应用时的不足,而且还可以实现对景观格局变化及其相关研究在方法和技术上的完善和优化。相关分析、回归分析、主成分分析等经典统计学方法,在理论上已经比较成熟,而且应用比较广泛。本文尝试将灰色分析、最大似然法、Panel Data 模型等非统计学方法引入到景观生态学研究中,其效果还有待于实践的进一步检验。因此,如何在具体研究中将它们与经典统计学方法有机融

合,灵活运用,最终实现对研究技术的逐步完善,也还需要做进一步的探索和努力。

#### [ 参 考 文 献 ]

- [1] 肖笃宁,李秀珍,常禹,等.景观生态学[M].北京:科学出版社,2003:1—9.
- [2] 李月辉,胡远满,常禹,等.大兴安岭呼中林业局森林景观格局变化及其驱动力[J].生态学报,2006,26(10):3347—3357.
- [3] Tischendorf L. Can landscape indices predict ecological processes consistently [J]. Landscape Ecology, 2001, 16: 235—254.
- [4] 汪朝辉,王克林,李仁东,等.水陆交错生态脆弱带景观格局时空变化分析:以洞庭湖区为例[J].自然资源学报,2004,19(2):240—247.
- [5] 胡志斌,何兴元,江晓波,等.岷江上游典型时期景观格局变化及驱动力初步分析[J].应用生态学报,2004,15(10):1797—1803.

(下转第 120 页)

(3) 黄河源区土地沙漠化是自然因素和人为因素共同作用的结果。导致区内沙漠化扩展的最主要原因是气温升高和超载过牧。

(4) 鉴于源区沙漠化的现状及近年来的扩展趋势,在黄河源区今后的沙漠化防治过程中,沙漠化快速发展的玛沁县、玛多县和曲麻莱县应为综合治理的重点区,其它如同德县沙漠化不严重的地区则应以保护为主。

#### [ 参 考 文 献 ]

- [ 1 ] 朱震达,陈广庭.中国土地沙质荒漠化[M].北京:科学出版社,1994.16—19.
- [ 2 ] 王涛,赵哈林,肖洪浪.中国沙漠化研究的进展[J].中国沙漠,1999,19(4):299—311.
- [ 3 ] Abubakar S M. Monitoring land degradation in the semiarid tropics using an inferential approach: The Kabomo Basin case study, Nigeria[J]. Land Degradation and Development, 1997, 8: 311—323.
- [ 4 ] Al Dousari A M, Misak R, Shahid S. Soil compaction and sealing in Al Salmi area, Western Kuwait[J]. Land Degradation and Development, 2005(11): 401—418.
- [ 5 ] Warren A. Land degradation is contextual[J]. Land Degradation and Development, 2002(13): 449—459.
- [ 6 ] 谢昌卫,丁永建,刘时银,等.长江—黄河源区径流时空变化特征对比[J].冰川冻土,2003,25(4):414—422.
- [ 7 ] 沙占江,曾永年,马海洲,等.遥感和GIS支持下的龙羊峡库区土地沙漠化动态研究[J].中国沙漠,2000,20(1):51—54.
- [ 8 ] 李凤霞,唐红玉,苏文将,等.青海省龙羊峡库区沙漠化遥感监测[J].中国沙漠,2003,23(6):686—690.
- [ 9 ] 丁永建,杨建平,刘时银,等.长江黄河源区生态环境范围的探讨[J].地理学报,2003,58(4):519—526.
- [ 10 ] 张玉贵.三北防护林及荒漠化遥感监测[M].北京:中国林业出版社,1999.
- [ 11 ] 吴薇.土地沙漠化监测中TM影像的利用[J].遥感技术与应用,2001,16(2):86—90.
- [ 12 ] 沙占江,曾永年,李玲琴,等.土地沙漠化动态监测的遥感和GIS一体化探讨:以龙羊峡库区为例[J].干旱区地理,2005,23(2):274—278.
- [ 13 ] 赵元杰,王让会.塔里木河中游土地沙漠化与环境因子关系研究[J].干旱区地理,1999,22(3):57—63.
- [ 14 ] 魏振铎.黄河源区沙漠化现状与防治意见[J].青海环境,1998,8(2):64—67.
- [ 15 ] 朱文琴,陈隆勋,周自江.现代青藏高原气候变化的几个特征[J].中国科学(D辑),2001,31(B12):327—334.
- [ 16 ] 姚莉,吴庆梅.青藏高原气候变化特征[J].气象科技,2002,30(3):163—165.
- [ 17 ] Wang Genxu, Qian J V, Cheng Guodong, et al. Eco-environmental degradation and causal analysis in the source region of the Yellow River[J]. Environmental Geology, 2001(40):884—890.
- (上接第62页)
- [ 6 ] 李晓文,方精云,朴世龙.近10年来长江下游地区土地利用变化及其生态环境效应[J].地理学报,2003,58(5):659—667.
- [ 7 ] 陈利顶,傅伯杰.黄河三角洲地区人类活动对景观结构的影响分析:以山东省东营市为例[J].生态学报,1996,16(4):337—344.
- [ 8 ] 陈建军,张树文,郑冬梅.景观格局定量分析中的不确定性[J].干旱区研究,2005,22(1):63—67.
- [ 9 ] 张秋菊,傅伯杰,陈利顶.关于景观格局演变研究的几个问题[J].地理科学,2003,23(3):264—270.
- [ 10 ] 穆兴民,李靖,王飞,等.基于水土保持的流域降水—径流统计模型及其应用[J].水利学报,2004(5):122—128.
- [ 11 ] 邓聚龙.灰色系统基本方法[M].武汉:华中理工大学出版社,1981:1—67.
- [ 12 ] 夏军.灰色系统理论在水科学领域的应用与展望[M].成都:成都科技大学出版社,1995:1—56.
- [ 13 ] 李景保,王克林,秦建新,等.洞庭湖年径流泥沙的演变特征及其动因素[J].地理学报,2005,60(3):503—510.
- [ 14 ] 陈意平,曲谦龙.灰色系统理论在水利工程中的应用[M].太原:山西科技出版社,1993:1—27.
- [ 15 ] 彭赤彬.湖南省年降水及径流水文系列代表性研究[J].湖南水利水电,2002(4):24—25.
- [ 16 ] 金升高,江世荣.洞庭湖湖口水文特征浅析[J].水利水电快报,2001,22(18):24—26.
- [ 17 ] 宁迈进,周北达.20世纪90年代湖南省洪灾原因分析及减灾对策[J].水文,2002,22(2):47—50.
- [ 18 ] 粟泽毅,陈阿林.独立分量分析方法及其在地理与环境科学中的应用[J].重庆师范大学学报(自然科学版),2005,22(4):16—20.
- [ 19 ] Balestra P, Melrose M. Pooling cross-section and time series data in the estimation of a dynamic economic model: the demand for natural gas[J]. Econometric, 1966, 34: 585—612.
- [ 20 ] 汪涛,饶海斌,王丽娟. Panel Data 分析和应用发展综述[OL]. <http://www.applstats.org/advanced/papers/Panel%20Data.doc>. 20070206.
- [ 21 ] 刘纪远,刘明亮,庄大方,等.中国近期土地利用变化的空间格局分析[J].中国科学(D辑),2002,32(2):1031—1040.
- [ 22 ] 吴玉鸣,徐建华.中国区域经济增长集聚的空间统计分析[J].地理科学,2004,24(6):654—659.