

基于景观结构和空间统计学的区域生态风险分析

谢花林^{1, 2}

(1. 江西财经大学资源与环境管理学院, 江西 南昌 330032; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101)

摘要:以农牧交错带的典型区域——内蒙古翁牛特旗为研究对象, 基于景观结构中的景观干扰度指数和景观脆弱度指数构建区域生态风险指数, 并借助空间统计学中的空间自相关和半方差分析方法, 进行区域生态风险空间分布和梯度变化特征分析, 得出如下结论: (1) 研究区内的生态风险度存在着一定的正相关关系, 并随着粒度增大, 呈现出下降的趋势; (2) 1985 ~ 2000 年的 15 a 中, 研究区生态环境质量整体有所下降, 生态风险指数较高的地区有所增加; (3) 研究区内的沙地坨甸区生态风险度高, 相邻区域的生态风险度也较高; (4) 研究区生态风险指数空间分异的步长都比较大, 为 410.9 km。

关键词:景观结构; 空间统计分析; 生态风险

文章编号: 1000-0933(2008)10-5020-07 中图分类号: Q146, Q149, X37 文献标识码: A

Regional eco-risk analysis of based on landscape structure and spatial statistics

XIE Hua-Lin^{1, 2}

1 College of Resource & Environment Management, Jiangxi University of Finance and Economics, NanChang City, Jiangxi Province

2 Institute of Geographical Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China

Acta Ecologica Sinica, 2008, 28(10): 5020 ~ 5026.

Abstract: This paper describes a case study of eco-risk appraisal in the Ongniud Banner, an agro-pastoral transitional area in Inner Mongolia. The appraisal was conducted based on landscape disturbance index and landscape fragility. Spatial distribution and gradient differentiation characteristics of the eco-risks in the study area were analyzed by means of spatial statistics like spatial autocorrelation and sub-analysis of variance. Conclusions from the study are as follows: (1) Eco-risk degree was positive correlation, and a decreasing trend exits with the increase of grain size of landscape patches. (2) Eco-environment quality dropt to a small extent while and the area with high eco-risk enlarged in the period from 1985 to 2000 in Ongniud Banner. (3) Eco-risk degree in the east-middle lump of sand and its peripheral regions were high. (4) The step length of the eco-risk index's spatial differentiation is quite long (410.9 km).

Key Words: landscape structure; spatial statistic analysis; eco-risk

在人为活动占优势的景观内, 不同土地利用方式和强度产生的生态影响具有区域性和累积性的特征, 并且可以直观地反映在生态系统的结构和组成上^[1]。景观本身是人类经济活动的资源和开发利用的对象, 人类的经济开发活动主要是在景观层次上进行, 因而景观成为研究人类活动对环境影响的适宜尺度^[2]。景观格局影响生态学过程(种群动态、动物行为、生物多样性、生态生理和生态系统过程等)^[3~6]。因为格局与过程往往是相互联系的, 可以通过研究空间格局来更好地理解生态学过程。因此, 基于景观格局进行生态风险

基金项目: 国家科技支撑计划资助项目(2006BAB15B02)

收稿日期: 2007-01-23; 修订日期: 2008-06-17

作者简介: 谢花林(1979 ~), 男, 江西莲花县人, 博士, 教授, 主要从事土地利用和生态安全研究。E-mail: xiehl_2000@163.com

Foundation item: The project was financially supported by Supporting Planning Project of National Science and Technology (No. 2006BAB15B02)

Received date: 2007-01-23; Accepted date: 2008-06-17

Biography: XIE Hua-Lin, Ph. D., Professor, mainly engaged in land use and ecological security. E-mail: xiehl_2000@163.com

分析,可以综合评估各种潜在生态影响类型及其累积性后果。景观格局的最大特征之一就是空间自相关性(spatial autocorrelation),景观格局中沿某一方向的高度自相关可能预示某种生态学过程在起着重要作用^[3]。因此,基于空间统计学进行生态风险分析,能准确地显示出各种生态影响的空间分布和梯度变化特征。

1 研究区概况

本研究以农牧交错带的典型区域——内蒙古自治区赤峰市翁牛特旗为研究对象,面积 11882 km²,位于地理坐标 117°49'48"~120°45'58"E, 42°27'37"~43°25'31"N。该地区位于大兴安岭隆起带东侧向辽河沉降带的过渡地段,大致可分为西部中山台地、中部低山丘陵和东部沙地坳甸 3 个类型区。平均海拔 600~800 m,最高为 2000 m。年平均气温 4.4~7.7℃,年降雨量 310~470 mm,≥10℃活动积温大多在 2200~3250℃之间,西部高寒山区低于 1500℃,年日照时数为 2650~3090 h,属于温带半干旱大陆性季风气候。

研究区具有以下 4 个典型特点:①地形地貌的多层次性:由内蒙古高原向东北平原的过渡地带,由燕山山脉向松辽平原的过渡地带,由浑善达克沙地向科尔沁沙地的过渡地带;②典型的生态脆弱区:风蚀沙化严重(沙地沙化面积占总土地面积的 46%)、水土流失严重(水土流失面积占总土地面积的 48%);③典型的干旱区:年降水少,变率大,十年九旱,特别是春旱较为严重;④典型的农牧县:2003 年农林牧渔总产值中农业产值占 41%,牧业产值占 54%。

2 研究方法

景观的空间格局是若干生态过程与非生态过程长期作用的产物,景观的空间结构影响着干扰的扩散和能量的转移,尤其是景观中某些具战略性的结构退化或破坏将对整个区域生态环境产生致命的影响^[7]。目前表征景观格局的指数有多多样性指数、镶嵌度指数、距离指数及其景观破碎度指数等^[8~11]。本研究在基本判别指标的基础上,构建了干扰度指数和景观脆弱度指数;并通过景观格局与生态环境之间的经验关系,建立景观格局指数与区域生态风险之间的定量化表达,借助空间统计学空间化变量的方法,研究翁牛特旗生态风险的空间特征。

2.1 景观生态风险指数的构建

2.1.1 景观干扰度指数

不同的景观类型在维护生物多样性、保护物种、完善整体结构和功能、促进景观结构自然演替等方面的作用是有差别的;同时,不同景观类型对外界干扰的抵抗能力也是不同的^[12]。以景观格局分析为基础,构建一个景观干扰度指数 E_i ,通过各个指数简单叠加用来反映不同景观所代表的生态系统受到干扰(主要是人类开发活动)的程度。景观干扰度指数 E_i 表达式:

$$E_i = aC_i + bS_i + cDO_i \quad (1)$$

(1) C_i 景观破碎度 景观破碎化是由于自然或人为干扰所导致的景观由单一、均质和连续的整体趋向于复杂、异质和不连续的斑块镶嵌体的过程,景观破碎化是生物多样性丧失的重要原因之一^[9],它与自然资源保护密切相关,公式为:

$$C_i = n_i / A$$

式中 C_i 为景观 i 的破碎度, n_i 为景观 i 的斑块数, A 为景观的总面积。

(2) S_i 景观分离度 指某一景观类型中不同斑块数个体分布的分离度^[9],公式为:

$$S_i = D_i / P_i$$

式中 S_i 为景观类型 i 的分离度, D_i 为景观类型 i 的距离指数, P_i 为景观类型 i 的面积指数。

(3) DO_i 景观优势度 是衡量斑块在景观中重要地位的一种指标,其大小直接反映了斑块对景观格局形成和变化影响的大小。景观优势度由斑块的频度、密度和比例决定。公式为:

$$DO_i = (\text{斑块的频度} + \text{斑块的密度} + \text{斑块的比例}) / 3$$

其中,频度 = 斑块 i 出现的样方数/总样方数;密度 = (斑块 i 的数目/斑块的总数目);比例 = 斑块 i 的面积/样方的总面积。

(4) 根据以上公式计算出 C_i 、 S_i 、 DO_i 等指标后, 由于量纲不同, 进行归一化处理。 a, b, c 为各指标的权重, 且 $a + b + c = 1$ 。三者在不同程度上反映出干扰对景观所代表的生态环境的影响, 根据分析权衡, 认为破碎度指数最为重要, 其次为分离度和优势度。以上 3 个指数分别赋以 0.5、0.3、0.2 的权值。

2.1.2 景观脆弱度指数

不同的景观类型在维护生物多样性、保护物种、完善整体结构和功能、促进景观结构自然演替等方面的作用是有差别的; 同时对外界干扰的抵抗能力也不同, 这种差异性与自然演替过程中所处的阶段有关^[13]。由于人类活动是该区生态系统的主要干扰因素之一, 而土地利用程度不仅反映了土地利用中土地本身的自然属性, 而且反映了人为因素与自然因素的综合效应。本区 6 种景观类型所代表的生态系统, 以未利用土地最为脆弱, 其次是水域, 而村镇及工矿最稳定。分别对 6 种景观类型赋以脆弱度指数: 未利用地 = 6、水域 = 5、耕地 = 4、草地 = 3、林地 = 2、居民点及工矿地 = 1, 然后进行归一化处理^[13], 得到各自的脆弱度指数 F_i 。

2.1.3 景观生态风险指数

利用上述所建立的景观干扰度指数和景观脆弱度指数, 构建景观生态风险指数, 用于描述一个样地内综合生态损失的相对大小, 以便通过采样方法将景观的空间格局转化为空间化的生态风险变量^[11]。景观生态风险指数 ERI 计算公式如下:

$$ERI = \sum_{i=1}^N \frac{S_{ki}}{S_k} \sqrt{E_i \times F_i} \quad (2)$$

式中, ERI 为景观生态风险指数; N 为景观类型的数量; E_i 为景观类型 i 的干扰度指数; F_i 为景观类型 i 的脆弱度指数; S_{ki} 为第 k 个风险小区 i 类景观组分的面积, S_k 为第 k 个风险小区的总面积。

2.2 采样方法

本研究采用 $5\text{km} \times 5\text{km}$ 的正方形样地对景观综合指数进行空间化, 采样方式为等间距系统采样法, 共有样区 473 个。计算每一样地内各类景观的综合生态风险指数, 以此作为样地中心点的生态风险水平。

2.3 空间统计学方法

2.3.1 空间自相关分析方法

空间自相关 (spatial autocorrelation) 分析的目的是确定某一变量是否在空间上相关, 其相关程度如何^[14,15]。空间自相关系数用来定量地描述事物在空间上的依赖关系。度量空间自相关性的方法和指标有很多, 如 Moran's I ^[16]、Geary's C ^[17]。这些指标都分为全局指标和局部指标两种, 全局指标用于验证整个研究区域某一要素的空间模式, 而局部指标用于反映整个大区域中, 一个局部小区域单元上的某种地理现象或某一属性值与相邻局部小区域单元上统一现象或属性值的相关程度^[18]。本研究中用全局空间自相关指标 Moran's I 和局部空间自相关指标 LISA 来分析景观生态风险指数的空间模式。关于全局空间自相关指标 Moran's I 的表达形式和局部空间自相关指标 LISA 的表达形式见相关文献^[14,15]。

2.3.2 地统计学分析方法

地统计学 (geostatistic) 是一系列监测、模拟和估计变量在空间上的相关关系和格局的统计方法, 是空间统计学的一部分^[3,19~21]。半方差分析是地统计学中的一个重要组成部分^[22]。半方差分析主要有两种用途: 一是描述和识别格局的空间结构, 二是用于空间局部最优化插值, 即克瑞金插值^[3]。景观生态风险指数作为一种典型的区域化变量, 它在空间上的异质性规律, 可以用半方差来分析:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

式中, h 为配对抽样的空间分隔距离, $N(h)$ 为抽样间距为 h 时的样点对的总数, $Z(x_i)$ 和 $Z(x_i + h)$ 分别是景观生态风险指数在空间位置 x_i 和 $x_i + h$ 上的观测值 ($i = 1, 2, \dots, N(h)$), $N(h)$ 是分隔距离为 h 时的样本对总数。

半方差是度量空间依赖型与空间异质性的一个综合性指标, 它具有 3 个重要参数: 块金值 (Nugget)、基台值 (Sill)、变程 (Rang)。当间隔距离 $h = 0$ 时, $\gamma(h) = C_0$, 该值为基台值。当 h 增大到 A_0 时, $\gamma(h)$ 从非零值达

到一个相对稳定的常数,该常数称为基台值($C_0 + C_1$), A_0 为变程。块金值(C_0)表示随机因素引起的空间异质性,较大的块金值就预示着小尺度的某种过程不可忽视;结构方差 C_1 表示空间自相关部分引起的空间异质性;基台值($C_0 + C_1$)则表示最大变异程度,基台值越大表示总的空间差异性程度越高;结构方差与基台值的比例 $C_1 / (C_0 + C_1)$ 是对变量在空间上的可预测性的一种重要度量^[23];而块金值占基台值的比例 $C_0 / (C_0 + C_1)$ 则用来估计随机因素在所研究的空间异质性中的相对重要性^[22]。

3 结果与分析

3.1 翁牛特旗生态风险度的空间自相关及其对粒度变化的响应

在各粒度水平下,1985 年和 2000 年的生态风险度以及 1985 ~ 2000 年生态风险度变化的 Moran'I 均大于 0(图 1),即研究区内的生态风险度存在着一定的正相关关系。总体而言,随着粒度增大,曲线值呈现出下降的趋势。其中 1985 ~ 2000 年的生态风险度的空间自相关性较为明显,在 35km 范围内表现出强烈的正相关($P < 0.05$),说明当粒度较小(35km)时,生态风险度在空间分布上的依赖性具有明显的尺度特征,而当粒度逐渐增加时,相邻风险度的差异急剧增加,而相似性减小。整体上来说,1985 年生态风险度的 Moran'I 大于 2000 年,而 1985 ~ 2000 年期间生态风险度变化的 Moran'I 在各粒度水平下都较小,表现出弱的正相关性。

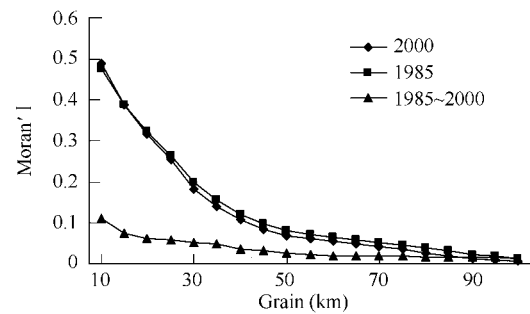


图 1 翁牛特旗生态风险指数的 Moran'I 对粒度变化的响应

Fig. 1 Moran'I of eco-risk index responds to grain changes in the study area

3.2 区域生态风险度的局部空间自相关分析

全局空间自相关指标用于验证整个研究区域某一要素的空间模式,而局部指标用反映整个区域中,一个局部小区域单元上的某种地理现象或某一属性与相邻局部小区域单元上同一现象或属性值的相关程度^[15,18]。由于全局 Moran's I 不能探测相邻区域之间生态风险度的空间关联模式,所以局部空间自相关系数是可选择的度量指标^[15,18]。根据公式(3),可以得出翁牛特旗 473 个样区 1985 年和 2000 年生态风险度的局部空间自相关 LISA 结果(图 2、图 3),以及 1985 ~ 2000 年期间生态风险度变化的局部空间自相关 LISA 结果(图 4)。

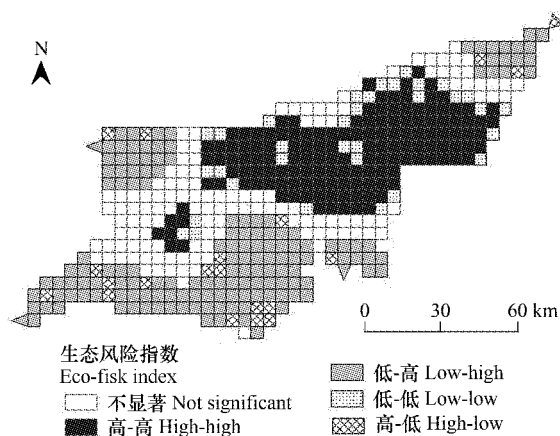


图 2 研究区 1985 年生态风险度局部空间自相关图

Fig. 2 Local spatial autocorrelation of eco-risk in 1985 in the study area

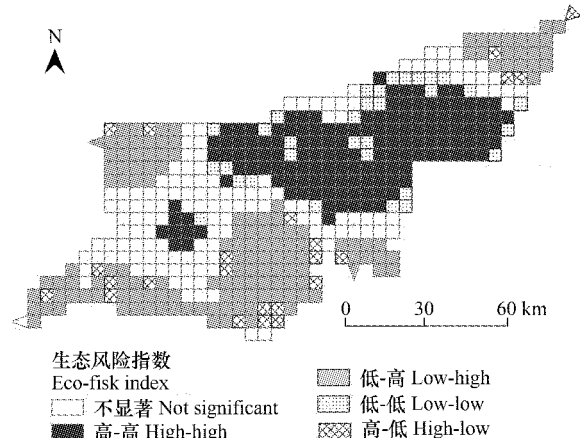


图 3 研究区 2000 年生态风险度局部空间自相关图

Fig. 3 Local spatial autocorrelation of eco-risk in 2000 in the study area

从图 2 和图 3 可以看出,研究区 1985~2000 年生态风险度的高值区明显地聚集在中东部的沙地坨甸区,这说明这些地区的生态风险度高,相邻地区的生态风险度也较高。生态风险度的低值区明显地聚集在研究区西端的中山台地区、中南部的低山丘陵区以及东端的大兴乡,这说明这些区域的生态风险度低,同时相邻地区的生态风险指数也较低。从图 4 可以看出,研究区 1985~2000 年期间大部分区域的生态风险度变化不显著。变化较显著的区域主要集中在研究区的南部,且这些区域的生态风险度变化较大,同时相邻地区生态风险度的变化也较大。

3.3 区域生态风险度的时空动态分析

3.3.1 翁牛特旗生态风险度的时序变化

采用公式(2)的方法,计算了每一个单元小区的生态风险指数,并对生态风险指数进行了分级统计(图 5)。可以看出,1985 年和 2000 年各级生态风险指数的比例存在一定的差异。1985 年生态风险指数 < 0.2 的面积占全区面积的 3.5%,而到 2000 年时,小于 0.2 的面积减为 1.7%,这说明生态风险较小的地区有所减少;虽然生态风险指数在 0.6~0.8 有所减少,但 1985 年和 2000 年生态风险指数在 0.4~0.6 的面积占全区面积接近 45%,这说明研究区的大部分区域生态风险指数还较高,即还处在生态不安全的状态。从整体上来看,1985~2000 年的 15 a 中,研究区生态环境质量整体有所下降,生态风险指数较高的地区有所增加。

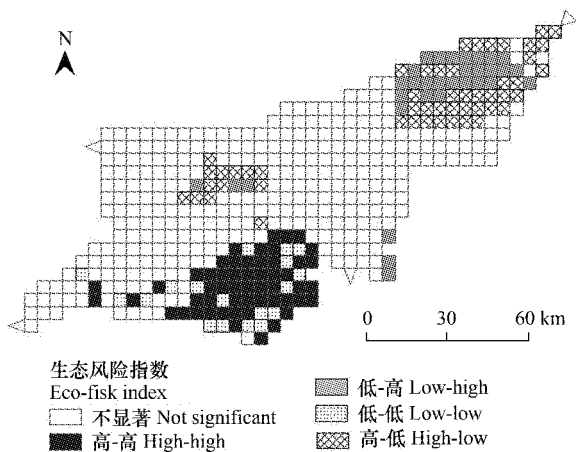


图 4 研究区 1985~2000 年生态风险度变化的局部空间自相关
Fig. 4 Local spatial autocorrelation of eco-risk change from 1985 to 2000 in the study area

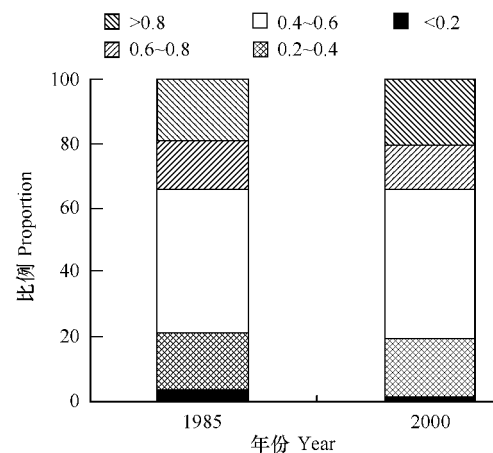


图 5 1985 和 2000 年研究区生态风险面积比例的比较
Fig. 5 Compare of area proportion of eco-risk in 1985 and 2000 in the study area

3.3.2 翁牛特旗生态风险度的空间分异

利用地统计学方法进行空间分异研究,通过对两期采样数据变异函数的计算,球状模型的拟合最为理想,因而生态风险度的空间结构分析是基于球状模型计算的(图 6)。

空间异质性主要由随机部分和自相关部分组成。块金值表示随机部分的空间异质性,较大的块金值表明较小尺度上的某种过程不可忽视。本研究中, $C_0/(C+C_0)$ 在 1985 年和 2000 年分别为 26.38% 和 27.34%。说明在所选择的 5 km 采样间距以内,还存在一些小尺度的非结构性因素影响该区生态环境的质量,但结构性因素仍然是该区生态风险指数空间分异的主导因素。变程表明了研究对象空间自相关的尺度,当取样距离大于这个尺度时,各要素是随机的。在此尺度之内,各要素的空间分布是自相关的,其主要的生态学功能、过程与格局都与该尺度有关。从图 6 可以看出,1985 年和 2000 年,研究区生态风险指数空间分异的步长都比较大,都为 410.9 km,这是因为研究区地形起伏不大,地貌相似性较大,地形地势对其空间分异的尺度效应不明显。从各向异性变异函数曲线可以看出,无论 1985 年还是 2000 年,120 km 以内各个方向受结构性因素影响差别不大,具有显著的各向同性的特点;120 km 以外曲线出现了偏离标准曲线的趋势(图 6b),且水

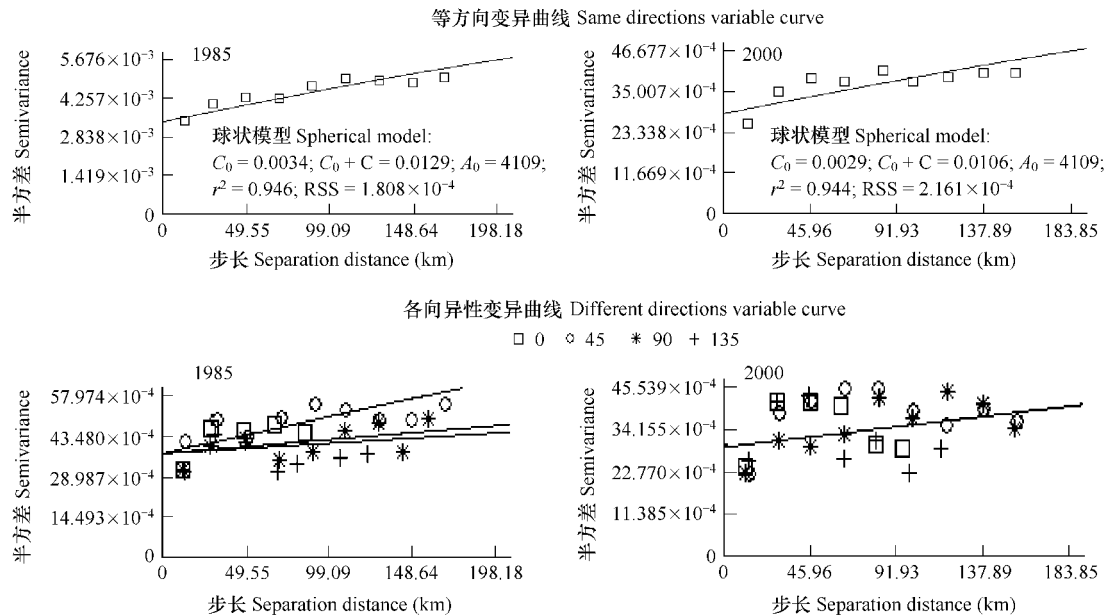


图6 1985年和2000年研究区生态风险指数的变异函数曲线

Fig.6 Variance function curve of eco-risk index among 1985 and 2000 in the study area

平方向较显著,这与研究区的形状有一定的关系。

4 结论

本研究基于景观结构的景观干扰度指数和景观脆弱度指数构建的生态风险指数,能较好地反映研究区的生态风险状况。在各粒度水平下,研究区1985年和2000年的生态风险度以及1985年至2000年期间生态风险度变化的Moran'I均大于0,即研究区内的生态风险度存在着一定的正相关关系。总体而言,随着粒度增大,曲线值呈现出下降的趋势。局部空间自相关LISA分析结果表明,研究区1985年和2000年生态风险度的高值区明显地聚集在中东部的沙地坨甸区,这说明这些区域的生态风险度高,相邻地区的生态风险度也较高。生态风险度的低值区明显地聚集分布在研究区西端的中山台地区、中南部的低山丘陵区以及东端的大兴乡。1985~2000年的15a中,研究区生态环境质量整体有所下降,生态风险指数较高的地区有所增加。1985年和2000年,研究区生态风险指数空间分异的步长都比较大,都为410.9 km,这是因为研究区地形起伏不大,地貌相似性较大,地形地势对其空间分异的尺度效应不明显。

由于区域生态风险分析是一项复杂的系统工程,本文基于景观结构和空间统计学探讨区域生态风险的状况,是一项尝试性的工作,景观结构中选取的指标可能有失偏颇,有待进一步补充和完善。

References:

- [1] Zeng H, Liu G J. Analysis of regional ecological risk based on landscape structure. *China Environment Science*, 1999, 19(5): 454—457.
- [2] Peng J, Wang Y L, Liu S, et al. Research on landscape ecology and sustainable land use. *Acta Scientiarum Universitatis Pekinensis*, 2004, 41(1): 151—160.
- [3] Wu J G. *Landscape — pattern, process, scale and grade*. Beijing: Higher Education Press, 2000.
- [4] Risser P G, Karr J R, Forman R T T. *Landscape ecology: Directions and approaches*. A workshop held at Allerton Park, Piatt; County Illinois, 1984.
- [5] Pickett S T, Cadenasso M L. Landscape ecology: spatial heterogeneity in ecological systems. *Science*, 1995, 269: 331—334.
- [6] Turner M G. Landscape ecology: the effect of pattern on process. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 1989, 20: 171—179.
- [7] Wang G X, Chen G D. Study on the landscape pattern of a Desert-Oasis Ecological system. *Arid Zone Research*, 1999, 16(3): 6—11.
- [8] Fu B J. The spatial pattern analysis of agricultural landscape in the Loess area. *Acta Ecologica Sinica*, 1996, 16(4): 337—344.
- [9] Chen L D, Fu B J. Analysis of impact of human activity on landscape structure in Yellow river delta — A case study of Dongying region. *Acta*,

Ecologica Sinica, 1996, 16 (4): 337—344.

- [10] Zhang J T, Qiu Y, Zhen F Y. Quantitative methods in landscape pattern analysis. *Journal of Mountain Research*, 2000, (8): 364—352.
- [11] Tang L J. The spatial pattern analysis of landscape and the landscape planning in the Sheshan scenic spot. *Acta Geographica Sinica*, 1998, 53(5): 429—437.
- [12] Cheng P, Pan X L. Ecological risk analysis of regional landscape in inland river watershed of arid area. *Chinese Journal of Ecology*, 2003, 22 (4): 116—120.
- [13] Xu X G, Lin H P, Fu Z Y, *et al.* Regional ecological risk assessment of wetland in the Huang River Delta. *Acta Scientiarum Naturalium Universitatis Pekinesis*, 2001, 37 (1): 111—120.
- [14] Anselin L. *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1988.
- [15] Getis A, Ord J K. Local spatial statistics: an overview. In: Lonley, P., Batty, M. eds. *Spatial Analysis: Modeling in a GIS Environment*. Geoinformation International, Cambridge, UK, 1996.
- [16] Anselin L. Estimation methods for spatial autoregressive structures. Regional science dissertation and monograph series 8. Ithaca, New York: Cornell University, 1980.
- [17] Geary R C. The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician*, 1954, 5: 115—145.
- [18] Anselin L. Local indicators of spatial association. *Geogr. Anal.*, 1995, 27: 93—115.
- [19] Journel A G, Huijbregts C G. *Mining Geostatistics*. London: Academic Press, 1978.
- [20] Isaaks E H, Srivastava R M. *An introduction to applied geostatistics*. New York. Oxford University Press, 1989.
- [21] Goovaerts P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York. Oxford University Press, 1997.
- [22] Li H B, Wang Z Q, Wang Q C. Theory and methodology of spatial heterogeneity quantification. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 1998, 9(6): 651—657.
- [23] Robertson G P, Cross K L. Assessing the heterogeneity of belowground resources: quantifying pattern and scale. In: Caldwell M M, Pearcy R W, ed. *Exploitation of environmental heterogeneity by plants: ecophysiological above-and-belowground*. San Diego: Academic Press, 1994.

参考文献:

- [1] 曾辉, 刘国军. 基于景观结构的区域生态风险分析. *中国环境科学*, 1999, 19(5): 454~457.
- [2] 彭建, 王仰麟, 刘松, 等. 景观生态学与土地可持续利用研究. *北京大学学报(自然科学版)*, 2004, 40 (1): 154~160.
- [3] 邬建国. *景观生态学——格局、过程、尺度与等级*. 北京: 高等教育出版社, 2000.
- [7] 王根绪, 程国栋. 荒漠绿洲生态系统的景观格局分析. *干旱区研究*, 1999, 16 (3): 6~11.
- [8] 傅伯杰. 黄土区农业景观空间格局分析. *生态学报*, 1995, 15 (2): 113~120.
- [9] 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. *生态学报*, 1996, 16 (4): 337~344.
- [10] 张金屯, 邱扬, 郑凤英. 景观格局的数量研究方法. *山地学报*, 2000, (8): 364~352.
- [11] 唐礼俊. 余山风景区景观空间格局分析及其规划初探. *地理学报*, 1998, 53(5): 429~437.
- [12] 陈鹏, 潘晓玲. 干旱区内陆河流域区域景观生态风险分析. *生态学杂志*, 2003, 22 (4): 116~120.
- [13] 许学工, 林辉平, 付在毅, 等. 黄河三角洲湿地区域生态风险评价. *北京大学学报(自然科学版)*, 2001, 37 (1): 111~120.
- [22] 李海滨, 王政权, 王庆成. 空间异质性定量研究理论与方法. *应用生态学报*, 1998, 9(6): 651~657.