

胶东半岛低山丘陵区景观格局变化及其社会经济驱动力研究

——以山东招远市为例

刘坤¹, 刘贤赵¹, 孔伟²

(1. 鲁东大学 地理与资源管理学院, 山东 烟台 264025; 2. 南京农业大学 土地管理学院, 南京 210095)

摘要:以招远市为例, 基于1986年和2000年两期TM影像, 综合运用RS和GIS技术及景观生态学的基本原理与方法, 研究胶东半岛低山丘陵区景观格局变化, 并采用偏最小二乘回归模型对景观格局变化的驱动力进行定量分析。结果表明: 14 a 间, 研究区的景观格局变化显著。从景观整体尺度看, 整个区域景观趋于集中化分布, 景观形状更趋复杂, 景观异质化程度增大, 景观类型有向多元化和均衡化方向发展的趋势。从景观类型尺度看, 园地面积显著增加, 分布趋于集中, 连通性增强; 城镇用地、农村居民点及交通工矿用地类型面积增加, 斑块形状趋于复杂, 连通性增强; 林地、水域、耕地和未利用地类型面积减少, 斑块更为琐碎和分散, 斑块形状变得更复杂。景观类型主要表现为耕地、林地和未利用地向园地、城镇用地、农村居民点及交通工矿用地转移。人口增加、工矿业和果树产业迅速发展, 基本建设投资扩大是景观格局变化的主要社会经济驱动因子。

关键词:胶东半岛; 低山丘陵; 景观格局; 驱动力; 招远

中图分类号: Q149; Q948

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2007)05-0193-05

Changes of Landscape Pattern and Its Driving Forces in Low Hilly Region of Jiaodong Peninsula ——A Case Study of Zhaoyuan City, Shandong Province

LIU Kun¹, LIU Xian-zhao¹, KONG Wei²

(1. College of Geography and Resource Management, Ludong University, Yantai, Shandong 264025, China;

2. College of Land Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Based on two phases of TM images in 1986 and 2000 and integrating with the technology of RS and GIS as well as the theory of landscape ecology on a case study of Zhaoyuan, the authors studied the changes of landscape pattern in low hilly region of Jiaodong peninsula and quantitatively analyzed its driving forces by partial least-squares regression model. The results show that the pattern of the landscape pattern changed significantly from 1986 to 2000. The whole landscape tended to congregate, the connectedness and heterogeneity were stepped up, the landscape class had the trend of diversification and balanced development. During the study phase, the orchard patches' area increased significantly, their shape became normative and their connectedness was intensified. Whereas patches' area of urban land, residential and mining land decreased, their patches congregated, their shape become more complex and their connectedness was much more intensified, however, woodland, water area, cultivated land and abandoned land were petty and separated and the shape of their patches tended to be normative. The tendencies of conversion of landscape classes were from cultivated land, woodland and abandoned land to orchard land, urban land, residential and mining land. The landscape dynamic change were mainly influenced by human activities, and its major driving forces were growth of population, development of mining industries and orchard, fundamental construction investment.

Key words: Jiaodong Peninsula; low hill; landscape pattern; driving forces; Zhaoyuan

景观格局变化是景观生态学研究的核心内容之一,也是土地利用/土地覆盖变化研究的重要组成部分。进行景观格局变化分析的意义在于理解景观形成的机制,尤其是理解人类活动与景观结构之间的关系,为人类定向影响生态环境并使其向良性方向演化提供依据^[1]。

胶东半岛地处山东省东部沿海区,包括青岛、烟台、威海三市。胶东半岛东北部属典型的低山丘陵地貌,改革开放以来,伴随着城市化进程的加快,人类活动加强,该区域的景观格局发生了显著变化。招远市地处胶东半岛低山丘陵区,城市化水平较高,其自然、经济和社会特性在胶东半岛具有代

收稿日期: 2006-07-06

基金项目: 国家自然科学基金项目(40101005)

作者简介: 刘坤(1982—),男,青岛崂山人,在读硕士研究生,主要从事水土资源与区域可持续发展研究。

表性。目前,虽有不少研究者利用景观和土地利用/覆被变化转移矩阵来分析景观格局的动态变化^[2~5],但时空动态变化相结合的研究及对景观格局变化驱动力的定量研究不多,且对胶东半岛景观格局的定量研究很少。鉴于此,本文以招远市作为研究区,从景观类型尺度和景观整体尺度上分析研究区景观格局变化,并采用偏最小二乘回归模型对景观格局变化的社会经济驱动力进行定量分析,深入了解景观格局与人类活动之间的关系,确定人类的干扰活动导致该地区景观格局改变的强度和方向及其有效性,从而可为该区域可持续发展提供决策依据。

1 研究区概况

招远市地处胶东半岛西北部(图 1),位于东经 120°08′~120°38′,北纬 37°05′~37°33′之间,东接栖霞市,西靠莱州市,南与莱阳、莱西两市接壤,北与龙口市为邻,西北濒临渤海,海岸线长 13.5 km。东西最大横距 28 km,南北最大纵距 51 km。全市总面积 1 433.18 km²,其中山地 472 km²,占总面积的 32.9%;丘陵 550 km²,占总面积的 38.4%;平原 328 km²,占总面积的 22.9%;洼地 83 km²,占总面积的 5.8%,境内山峦起伏,沟壑纵横,是典型的低山丘陵地貌。地势东北部、中部和西部偏高,西北部和东南部偏低。该区属暖温带季风区大陆性气候,年均气温 11.5℃,年均降雨量 671.1 mm,四季分明,气候宜人。

招远市现辖 4 个街道办事处、10 个镇和 1 个省级经济开发区,724 个行政村,总人口 56.3 万。2005 年实现 GDP 总量 197 亿元人民币,同比增长 20.7%,综合实力在全国百强县(市)位列第 59 位。先后被国家黄金协会、农学会授予“中国金都”、“中国粉丝之都”的称号。

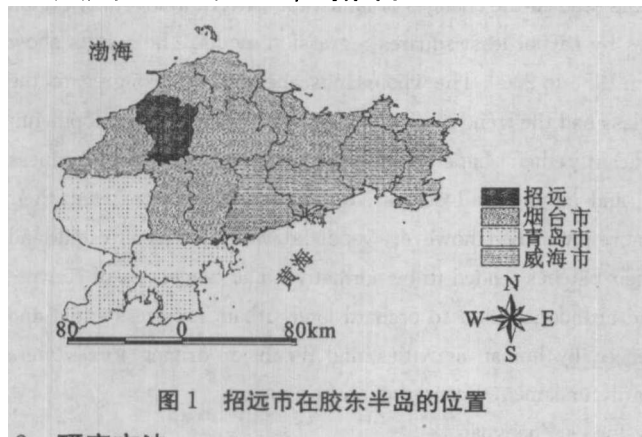


图 1 招远市在胶东半岛的位置

2 研究方法

2.1 数据来源与处理

本研究数据源主要来自 1986 年和 2000 年两期 LANDSAT TM 影像,其分辨率为 30 m×30 m,时相分别为 6、7 月份,还收集了研究区 1:5 万地形图、1:5 万土地利用图及相关统计资料辅助景观格局分析。

考虑到景观类型与土地利用类型的相关性及遥感影像特点,将景观分为园地、林地、水域(包括天然水域、水库和水产养殖用地)、城镇用地、农村居民点及交通工矿用地、耕地(包括旱地、水浇地)、未利用地共 7 种类型。

在 ERDAS 软件支持下,对两期 TM 影像依据地形图进

行几何纠正、检验配准和标准化、行政区边界矢量化及对图像进行剪裁,结合研究区的土地利用图和地形图,采取人机交互式解译,并经野外实地校正,得到 1986 年和 2000 年的景观格局矢量图。

2.2 分析方法

2.2.1 景观指数

景观指数是指能够高度浓缩景观格局信息并反映其结构组成和空间配置等方面特征的定量指标。用景观指数描述景观格局及其变化,建立格局与景观过程之间的联系,是景观生态学最常用的定量化研究方法。本研究首先利用 ARCVIEW 3.2 软件将景观类型矢量图转换为景观类型栅格图(图 2),而后基于 FRAGSTAS 3.3 软件,从景观类型尺度和景观整体尺度上进行景观指数的计算。在景观类型尺度上选取斑块面积 PA/hm^2 、斑块平均面积 PAA/hm^2 、破碎化指数(FN)、最大斑块指数(LPI)、最大形状指数(LSI)、周长面积比分维数($PAFRAC$)、聚集度(AI)、散布与并列指数(IJI)共 8 项指标,在景观整体尺度上选取最大斑块所占景观面积比例(LPI)、面积加权平均形状指数($AWMSI$)、边缘密度(ED)、散布与并列指数(IJI)、周长面积比分维数($PAFRAC$)、香农多样性指数($SHDI$)、香农均匀度指数($SHEI$)、优势度指数(D)共 8 项指标。破碎化指数(FN):

$$FN = \frac{\sum_{i=1}^m n_i}{\sum_{i=1}^m A_i} \quad (1)$$

式中: n_i ——景观斑块总个数; A_i ——景观总面积。

优势度指数(D):

$$D = H_{\max} + \sum_{i=1}^m (P_i) \log_2(p_i) \quad (2)$$

式中: D ——景观优势度; $H_{\max} = -m \cdot (1/m \cdot \log_2 m) = \log_2 m$ ——最大均匀性条件下多样性指数; m ——景观类型数目; P_i ——第 i 类景观类型所占的面积比例。通常较大的 D 对应于一个或少数几个斑块类型占主导地位的景观。其它指数算法参见 FRGSTAS3.3。

2.2.2 偏最小二乘回归模型

景观格局变化的驱动力分析是总结景观格局演变驱动机制的基础。目前对景观格局驱动力的定量研究不多,定量研究的模型主要有多元线性回归模型、主成分分析、典型相关分析等方法,并且在数据充分的情况下研究效果较好^[7,8]。本文采用偏最小二乘回归模型,对景观格局变化驱动力进行定量分析。

偏最小二乘回归模型(Partial Least-Squares Regression, PLS)是一种新型的多元数据分析方法,它将多元线性回归分析、变量的主成分分析和变量间的典型相关分析有机结合起来,能充分利用样本信息,在样本容量小、自变量多且存在严重多重相关的条件下进行回归建模。如用 $X_{n \times m}$ 表示解释变量,用 $Y_{n \times k}$ 表示反应变量,这里 n 是样本个数, m 是解释变量(自变量)的个数, k 是反应变量(因变量)的个数。PLS 的目的是将数据集投影到一系列的潜变量 t_j 和 u_j ($j=1, 2, \dots, A$),这里 A 是潜变量的个数,然后在 t_j 和 u_j 之间建立回归方程:

$$u_j = b_j t_j + e_j \quad (3)$$

式中: e_j ——误差向量; b_j ——未知参数。 t_j 和 u_j 满足, ①最大可能地包含数据表 X 和 Y 的信息; ②相关程度最大。 偏最小二乘回归分析过程, 对潜变量 t_j 和 u_j 在迭代过程中依次被提取, 然后计算提取后的残差, 并对每一步的残差再继续进行分析, 直至根据某种准则确定提取潜变量的对数 (A)。 确定要提取的潜变量对数一般是应用预测残差平方和 $PRESS$ (Predicted Residual Sum of Squares), 即在每一步分别计算去掉 1 个样本点后反应变量预测估计值和实际观测值的残差平方和:

$$PRESS_{(j)} = \sum_{k=1}^n y_{k*} - y_{k(-i)}^2$$

(4)

式中: $PRESS_{(j)}$ ——第 j 步的预测残差平方和; $y_{k(-i)}$ ——第 i 步的反应变量预测估计值; y_{k*} ——第 i 步的反应变量实际观测值。 如果 $PRESS_{(j)} - PRESS_{(j-1)}$ 小于预定精度, 那

么迭代过程结束, 否则继续提取潜变量进行迭代运算。 若最终对自变量集提取了 r 个成分, 偏最小二乘回归将通过建立 y_1, \dots, y_q 与 t_1, \dots, t_r 的回归, 再表达成 y_1, \dots, y_q 与原自变量的回归方程。

另外, 利用变量投影重要性指标 VIP 来测度自变量对因变量的解释能力, 其定义为:

$$VIP = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^r R^2(y, t_j) W_{jb}^2}{\sum_{j=1}^r R^2(y, t_j)}} \quad (b = 1, 2, \dots, m)$$

(5)

式中: $R^2(y, t_j) = r^2(y, t_j)$ ——提取相应组分时模型的拟和决定系数; W_{jb} ——轴 W_j 的第 b 个分量, 用于衡量 x_b 对构造 t_j 成分的贡献大小。 $r(y, t_j)$ ——因变量 y 和成分 t_j 的相关系数。



图 2 1986 年和 2000 年研究区景观格局图

3 结果与分析

3.1 景观类型尺度的动态变化分析

从研究区景观类型尺度的景观指标分析(表 1)可见: 从 1986~2000 年, 园地、城镇用地和农村居民点及工矿用地 的斑块面积均显著增加, 其它类型的斑块面积均有所下降。 园地的斑块平均面积减小, 破碎化指数减小, 聚集度增大, 表明 园地分布趋于集中, 而周长面积比、分维数、最大斑块指数减 小, 最大形状指数增大, 表明其形状趋于规则, 散布与并列指 数增大, 表明园地与其它景观类型的分布关系变得复杂, 连 通性增强。 林地的破碎化指数、周长和面积比、分维数增大, 最大形状指数、最大斑块指数、聚集度减小和散布与并列指 数减小, 表明林地分布更为分散琐碎, 其斑块形状变得更为 复杂。 城镇用地的平均面积增大, 最大斑块指数和聚集度增 大, 而农村居民点及交通工矿用地的平均面积减小, 最大斑 块指数降低、聚集度增大, 表明城镇用地的扩张, 使得原来分 散的城区与工矿用地逐渐连成了一片, 散布与并列指数增 大, 表明连通性增强, 周长面积比、分维数增大也表明其形状 更加不规则。 水域的斑块平均面积减小, 破碎化指数增大、最 大形状指数、最大斑块指数、周长面积比、分维数、聚集度、散 布与并列指数均减小, 表明水域的分布更分散, 形状趋于规 则, 相互连通性更差。 耕地的破碎化指数大幅度增大, 斑块 平均面积减小, 表明耕地的斑块更加破碎, 分布更为分散, 散 布与并列指数减小也表明其与其它景观类型的分布关系变

得简单, 连通性降低。 周长面积比、分维数增大表明其形状更 为复杂。 而未利用地在人类的开发下, 面积减少, 变得更破 碎, 复杂性和连通性降低。

3.2 景观整体尺度的动态变化

从研究区景观整体尺度上的景观指标分析(表 2)可见: 从 1986~2000 年, 研究区景观的最大斑块指数增大, 表明景 观趋于集中化分布。 形状指数、边缘密度、周长面积比、分维 数和面积加权平均形状指数增大, 表明景观形状更趋于复 杂, 人类活动对研究区的景观影响增强。 散布与并列指数增 大, 表明整个区域景观的连通性增强。 香农多样性指数和均 匀度指数增加, 优势度指数减小, 表明景观异质化程度逐渐 增高, 景观类型有向多样化和均衡化方向发展的趋势。

3.3 景观格局时空分析

将研究区 1986 年和 2000 年景观格局图(图 2)在 ARC-VIEW 下叠加, 得到 1986~2000 年景观类型面积转移矩阵, 由景观类型面积转移矩阵可得景观转移概率矩阵(表 3), 由 表 3 可见: 截止 2000 年, 研究区景观类型面积增加最多的是 园地, 比 1986 年增加了 4 404.97 hm², 其次是城镇用地和农 村居民点及交通工矿用地, 分别比 1986 年增加了 1 800 hm² 和 1 181.31 hm², 而林地、耕地、水域和未利用地面积分别 比 1986 年减少了 4 331.46 hm², 1 039.55 hm², 1 218.06 hm² 和 798.04 hm²。

表 1 景观类型尺度的景观指标分析

年份	土地利用类型	PA/hm ²	PAA/hm ²	FN	LPI	LSI	PAFRAC	AI	IJI
1986	园地	8840.12	43.75	0.17	0.45	20.19	1.43	51.87	55.32
	林地	12136.7	60.13	0.05	0.67	15.2	1.36	64.5	79.22
	城镇用地	1835.54	120.48	0.49	0.3	5.84	1.27	72.12	60.21
	农村居民点及 交通工矿用地	2885.17	23.35	0.38	0.17	14.7	1.33	38.5	75.32
	水域	2378.82	40.55	0.03	0.26	9.51	1.4	58.27	89.22
	耕地	92815.94	108.25	0.002	32.37	19.38	1.6	86.04	86.46
	未利用地	22179.4	34.78	0.05	4.25	16.83	1.42	75.2	81.34
2000	园地	13133.58	42.77	0.12	0.35	22.18	1.45	57.6	60.79
	林地	6392.73	63.35	0.07	0.26	14.22	1.39	64.1	70.64
	城镇用地	3686.9	111.62	0.52	0.95	5.7	1.35	77.24	65.18
	农村居民点及 交通工矿用地	4351.49	20.41	0.36	0.1	16.91	1.34	46.38	70.48
	水域	1408.3	39.42	0.003	0.25	9.24	1.37	66.67	71.56
	耕地	91608.08	107.73	0.03	40.95	18.66	1.58	84.22	67.35
	未利用地	22490.6	32.04	0.07	4.11	14.77	1.43	82.1	85.13

表 2 景观整体尺度的景观指标分析

年份	LPI	AWMSI	ED	IJI	PAFRAC	SHDI	SHEI	D
1986	64.34	40.55	18.01	72.23	1.39	1.15	0.55	1.52
2000	67.95	42.66	25.96	75.82	1.42	1.18	0.60	1.38

表 3 研究区 1986~2000 年景观类型面积转移矩阵和转移概率矩阵

		2000 年						
1986 年		园地	林地	城镇用地	农村居民点及 交通工矿用地	水域	耕地	未利用地
园地	1417.57	446.27	84	157.51	31.5	5943.29	687.78	
	(16.17)	(5.09)	(0.96)	(1.8)	(0.36)	(67.78)	(7.84)	
林地	409.52	3276.16	52.5	136.51	0	3900.94	4236.96	
	(3.41)	(27.27)	(0.44)	(1.14)	0	(32.47)	(35.27)	
城镇用地	94.5	5.25	1044.8	78.75	0	546.03	47.25	
	(5.20)	(0.29)	(57.51)	(4.34)	0	(30.06)	(2.60)	
农村居民点及 交通工矿用地	178.51	5.25	173.26	1081.55	68.25	1585.58	36.75	
	(5.70)	(0.17)	(5.54)	(34.56)	(2.18)	(50.67)	(1.17)	
水域	42	15.75	47.25	89.25	976.55	1186.56	115.51	
	(1.70)	(0.64)	(1.91)	(3.61)	(39.49)	(47.98)	(4.67)	
耕地	9508.22	2168.36	2105.35	2672.38	346.52	67308.3	8468.67	
	(10.27)	(2.34)	(2.27)	(2.89)	(0.37)	(72.70)	(9.15)	
未利用地	1522.57	1764.09	110.26	94.5	10.5	10889.03	7754.63	
	(6.88)	(7.97)	(0.50)	(0.43)	(0.05)	(49.17)	(35.02)	

注：括号内外的数据分别表示景观类型转移概率矩阵(%)和面积转移矩阵(km²)。

从景观类型间的相互转化来看,在 1986~2000 的 14 a 间,园地主要向耕地,农村居民点及交通工矿用地和林地转移,分别占总转移量的 67.78%,7.84%和 5.09%,园地的增加量主要来自耕地、未利用地和林地,分别为 9 508.22 hm², 1 522.57 hm²和 409.52 hm²。林地向未利用地,耕地和园地转移,分别占总转移量的 35.27%,32.47%和 3.41%,可见有大片的林地被砍伐,较大部分出现荒芜,土地退化现象较为严重,而同时有 1 764.09 hm²的未利用地进行了植树造林。城镇用地的增加主要源于侵占大片耕地和合并农村居民点及工矿用地,其数量分别为 2 105.35 hm²和 173.26

hm²。水域的减少量中有 4.67%转化为未利用地,可见部分水域出现干涸,而有 346.52 hm²的耕地转化为水域,这些主要用于发展水产养殖业。在 1986~2000 的 14 a 间,有 10.27%的耕地转化为园地,有近 5.5%的耕地转向城镇用地和农村居民点及工矿用地,而有 9.15%的耕地被撂荒。14 a 间,研究区景观的基质没有变化,均以耕地占绝对优势。总体来说,景观类型之间转化不是单一的,每种景观类型存在着转移部分和新增部分,但主要表现为耕地、林地和未利用地向园地、城镇用地、农村居民点及交通工矿用地转移,景观类型之间的转化是一种动态的变化。

4 景观格局变化的驱动力分析

根据对研究区景观格局变化的分析,园地、林地、城镇用地和耕地景观的变化是研究区景观格局变化的核心,因此,本文主要对上述 4 种景观类型利用偏最小二乘回归模型研究景观格局变化的社会经济驱动力。依据专家经验及统计年鉴的数据统计标准,采用 1986~2000 年共 15 a 的统计数据,选取 11 个社会经济指标作为自变量,即驱动因子,这些

指标反映出四方面内容:一是人口状况,包括年末总人口(x_1)和非农业人口(x_2);二是产业产值状况,包括农业产值(x_3)、林业产值(x_4)、牧业产值(x_5)、渔业产值(x_6)、工业产值(x_7)、建筑业产值(x_8)、第三产业产值(x_9);三是经济状况,包括财政总收入(x_{10})和基本建设投资(x_{11})。因变量即景观类型指标/ hm^2 : y_1 园地; y_2 林地; y_3 城镇用地; y_4 耕地。整个操作过程是在 DPS 数据处理软件上实现的。

表 4 不同潜变量个数时的数据标准化后模型分析

潜变量个数	误差平方和				决定系数 R^2				Press 统计量			
	y_1	y_2	y_3	y_4	y_1	y_2	y_3	y_4	y_1	y_2	y_3	y_4
1	0.113	0.692	0.837	0.884	0.942	0.446	0.643	0.565	2.482	1.318	1.522	1.581
2	0.008	0.006	0.005	0.003	1.000	1.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.003

表 5 变量投影重要性分析

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}
y_1	0.371	0.552	0.752	0.447	0.269	0.239	0.244	0.451	0.243	0.271	0.651
y_2	0.559	0.356	0.409	0.609	0.338	0.293	0.531	0.313	0.493	0.341	0.497
y_3	0.415	0.641	0.477	0.300	0.286	0.315	0.611	0.516	0.308	0.286	0.555
y_4	0.628	0.367	0.570	0.484	0.351	0.560	0.514	0.328	0.312	0.353	0.507

表 4 显示出提取不同潜变量个数时的数据标准化后模型误差平方和,PRESS 统计量下降情况和提取应组分时的模型的拟和决定系数 R^2 。从决定系数可以看出,提取 2 个潜变量时,各个回归模型的拟合程度都较好。根据偏最小二乘回归分析,可分别求得园地、林地、城镇用地和耕地的驱动力分析回归模型。

$$y_1 = -667.34 + 64.82x_1 + 82.40x_2 + 0.03x_3 + 3.91x_4 + 0.04x_5 + 0.06x_6 + 0.00619x_7 + 0.02x_8 + 0.009x_9 + 0.05x_{10} + 0.005x_{11}$$
$$y_2 = -606.27 - 12.94x_1 + 129.96x_2 + 0.032x_3 - 1.15x_4 + 0.09x_5 + 0.22x_6 + 0.004x_7 + 0.08x_8 + 0.008x_9 + 0.109x_{10} + 0.20x_{11}$$
$$y_3 = 994.63 + 2.80x_1 + 14.77x_2 + 0.004x_3 + 0.14x_4 + 0.009x_5 + 0.017x_6 + 0.003x_7 + 0.007x_8 + 0.007x_9 + 0.011x_{10} + 0.009x_{11}$$
$$y_4 = 80911.79 + 282.20x_1 - 320.78x_2 - 0.039x_3 + 18.78x_4 - 0.27x_5 - 1.03x_6 - 0.019x_7 - 0.29x_8 - 0.03x_9 - 0.31x_{10} - 0.54x_{11}$$

4.1 园地变化的驱动力分析

从自变量投影重要性分析(表 5)可见,自变量对园地变化有重要解释作用的排序为,农业产值(x_3)>基本建设投资(x_{11})>非农业人口(x_2)>林业产值(x_4)>建筑业产值(x_8),表明农业、基本建设投资、非农业人口的增加及建筑业的发展是园地变化的主要驱动因子。

农业产值与园地的变化呈正相关,表明农业的发展,促进园地面积的增加,近些年该区域在调整原有树种布局,优化品种结构,全面提高果品质量,实施规模化生产,已形成以苹果、大梨、葡萄和大樱桃为特色的多格局果树产业,促进了园地面积的增加。基本建设投资、建筑业产值与园地面积变化呈负相关,表明基本建设投资的加大和建筑业产值的增大导致部分果园转为建设用地。非农业人口的增加和林业产

值亦与园地面积变化呈负相关。综合以上这 5 个主要驱动因子,总的作用是使得园地面积在 14 a 里增加了 50.24%。

4.2 林地变化的驱动力分析

从自变量投影重要性分析(表 5)可见,各变量对林地变化有重要解释作用的排序为,林业产值(x_4)>年末总人口(x_1)>工业产值(x_7)>基本建设投资(x_{11})>第三产业(x_9)。说明林业发展、年末总人口、年降水量、工业发展和基本建设投资的增加是林地变化的主要驱动因子。

林业产值与林地面积变化呈正相关,表明林业的发展促进林地面积的增加。工业总产值和年末总人口与林地面积变化呈负相关,表明工业的发展占用了一定数量的林地,而总人口的增加与林地面积变化呈负相关,表明人类对林木的砍伐活动导致林地面积减少。年降水量也与林地面积的变化呈正相关,表明这阶段降水对林地面积增加有一定作用。基本建设投资的增大也是导致林地面积减少的一个重要因子。综合以上的 5 个主要驱动因子,总的作用是使得林地面积在 14 a 里减少了 36.06%。

4.3 城镇用地变化的驱动力分析

从自变量投影重要性分析(表 5)可见,各变量对城镇用地变化有重要解释作用的排序为,非农业人口(x_2)>工业产值(x_7)>基本建设投资(x_{11})>建筑业产值(x_8)>农业产值(x_3),表明非农业人口、工矿业的发展、基本建设投资的增长及建筑业、农业的发展是城镇用地变化的主要驱动因子。

非农业人口与城镇用地的变化呈正相关,说明人口增加是城镇用地扩张的一个重要驱动因子,也表明城市化进程需要以城镇用地的扩张为基础。工业总产值、基本建设投资、建筑业产值与城镇用地的面积呈正相关,说明工业的发展促进城镇用地面积的增加,招远市现已形成黄金、轮胎制造、机械制造、电子信息、食品等五大支柱产业,工矿业的发展必然促进整个区域经济的发展,而经济的发展和人口的增加势必导致工矿用地和城镇建设用地的扩张。农业产值和林业产

值与城镇用地面积变化呈负相关,表明城镇用地的扩张占用了部分农用地和林地,也间接地说明农业的发展要求限制城镇用地的扩张。综合以上5个主要驱动因子,总的作用是促使城镇用地在14 a时间里扩张1 800.84 hm²。

4.4 耕地面积变化的驱动力分析

从自变量投影重要性分析(表5)可见,自变量对城镇用地变化有重要解释作用的排序为,年末总人口(x_1)>农业产值(x_3)>渔业产值(x_6)>工业产值(x_7)>基本建设投资(x_{11})。年末总人口和农业总产值与耕地面积的变化呈正相关,表明人口的增加必然有粮食需求,而粮食需求促进了耕地面积的增加。渔业产值与耕地面积变化呈负相关,表明这个阶段渔业的发展导致了大片耕地面积的减少,近些年该区域大力发展水产养殖,挖塘养鱼占用了部分耕地。工业产值、基本建设投资均与耕地面积变化呈负相关,表明工业的发展和基本建设导致耕地面积减少。综合以上5个主要驱动因子,总的作用是使得耕地面积在14 a时间里减少了798.04 hm²。

5 结 语

(1)从1986~2000年,研究区的景观格局变化显著。整个研究区的景观趋于集中化分布,景观形状更趋复杂,连通性增强,景观异质化程度增大,整体景观有向多元化和均衡化方向发展的趋势。

(2)从景观类型看,园地、城镇用地和农村居民点及交通工矿用地类型面积显著增加,而林地、水域、耕地和未利用地的类型面积呈下降趋势。园地分布趋于集中,连通性增强;林地、水域耕地和未利用地的斑块更为琐碎和分散,斑块形状变得更复杂;城镇用地及农村和居民点及交通工矿用地面积增加,斑块形状趋于复杂,连通性增强。景观类型间的转移主要表现为耕地、林地和未利用地向园地、城镇用地及农村居民点和交通工矿用地转移。

(3)通过建立偏最小二乘回归模型对研究区的景观格局

变化的社会经济驱动力进行分析,找出了景观格局变化的主要驱动因子。景观格局变化主要受人为因素影响,其中人口增加、工矿业和果树产业迅速发展、基本建设投资的扩大是景观格局变化的主要驱动因子。随着城镇化进程的加快,人地矛盾逐渐突出,这就需要一方面要保护该区的耕地数量和提高耕地质量,大力开展植树造林与恢复植被活动,保护生态环境。另一方面要对建设用地进行合理规划,集约利用。该研究可为研究区合理利用与管理资源环境,实施区域可持续发展战略提供决策参考。

参考文献:

- [1] 邹建国. 景观生态学—格局过程、尺度和等级[M]. 北京:高等教育出版社,2000.
- [2] 欧维新,杨桂山,等. 苏北盐城海岸带景观格局时空变化及驱动力分析[J]. 地理科学,2004,24(5):610—612.
- [3] 烟台市统计局. 烟台统计年鉴[Z]. 1986~2000.
- [4] 张恒喜,郭基联,朱家元,等. 小样本多元数据分析方法及应用[M]. 西安:西北工业大学出版社,2002. 22—23.
- [5] 高群. 三峡库区景观格局变化及其影响因素[J]. 生态学报,2005,10(25):2500—2505.
- [6] 李忠武,曾光明,朱华,等. 湘中红壤丘陵区景观格局变化研究[J]. 生态学报,2006,25(4):359—363.
- [7] 邹亚荣,张增祥,周全斌,等. 中国农牧交错区土地利用变化空间格局与驱动力分析[J]. 自然资源学报,2003,18(2):222—227.
- [8] 孟平,贾保全,等. 太行山低山丘陵区景观变化特征分析[J]. 生态学报,2004,24(4):826—828.
- [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—268.
- [10] Thiam A K. The causes and spatial pattern of land degradation risk in southern Mauritania using multitemporal AV HRR—NDVI imagery and field data[J]. Land Degradation & Development,2003,14(1):133—142.
- [11] Bhuyan S J, Marzen L J, Koelliker J K, et al. Assessment of runoff and sediment yield using remote sensing, GIS and AGNPS[J]. Journal of Soil and Water Conservation,2002,57(6):351—364.
- [12] Flugel W A, Marker M, Moretti S, et al. Integrating geographical information systems, remote sensing, ground truthing and modelling approaches for regional erosion classification of semi-arid catchments in South Africa[J]. Hydrological Processes,2003,17(5):929—942.
- [13] Daughtry C S T, Hunt Jr E R, McMurtry J E. Assessing crop residue cover using shortwave infrared reflectance[J]. Remote Sensing of Environment,2004,90(1):126—134.
- [14] Arsenault E, Bonn F. Evaluation of soil erosion protective cover by crop residues using vegetation indices and spectral mixture analysis of multispectral and hyperspectral data[J]. Catena,2005,62(2—3):157—172.
- [15] Lee S. Soil erosion assessment and its verification using the Universal Soil Loss Equation and Geographic Information System; a case study at Boun, Korea[J]. Environmental Geology,2004,45(4):457—465.
- [16] Bricklemeyer R S, Lawrence R L, Miller P R. Documenting no-till and conventional till practices using Landsat ETM+ imagery and logistic regression[J]. Journal of Soil and Water Conservation,2002,57(5):267—271.
- [17] Anton Vrieling. Satellite remote sensing for water erosion assessment: A review[J]. Catena,2006,65:2—18.

(上接第192页)