



水土保持学报
Journal of Soil and Water Conservation
ISSN 1009-2242, CN 61-1362/TV

《水土保持学报》网络首发论文

题目: 松花江流域哈尔滨段三生空间演变的生态环境效应及驱动因素分析
作者: 盖兆雪, 陈旭菲, 杜国明, 王洪彦
收稿日期: 2021-08-03
网络首发日期: 2021-12-13
引用格式: 盖兆雪, 陈旭菲, 杜国明, 王洪彦. 松花江流域哈尔滨段三生空间演变的生态环境效应及驱动因素分析[J/OL]. 水土保持学报.
<https://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1362.TV.20211210.1451.019.html>



网络首发: 在编辑部工作流程中, 稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定, 且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式(包括网络呈现版式)排版后的稿件, 可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定; 学术研究成果具有创新性、科学性和先进性, 符合编辑部对刊文的录用要求, 不存在学术不端行为及其他侵权行为; 稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准, 正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性, 录用定稿一经发布, 不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容, 只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认: 纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社有限公司签约, 在《中国学术期刊(网络版)》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版, 以单篇或整期出版形式, 在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊(网络版)》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物(ISSN 2096-4188, CN 11-6037/Z), 所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

松花江流域哈尔滨段三生空间演变的生态环境效应及驱动因素分析

盖兆雪, 陈旭菲, 杜国明, 王洪彦

(东北农业大学公共管理与法学院, 哈尔滨 150030)

摘要：探索三生空间演变的生态环境效应及驱动因素,可为国土空间优化及生态环境保护的实施提供科学依据。以松花江流域哈尔滨段为例,运用网格单元法,结合生态环境质量指数、全局自相关模型、核密度函数等方法分析 1986—2016 年三生空间演变的生态环境效应时空分异特征,并借助地理探测器模型揭示生态环境质量空间分异的驱动因素。结果表明:(1)1986—2016 年研究区三生空间以生产空间为主,其中农业生产空间和林业生态空间所占比重最大,呈现生产空间和生态空间减少,生活空间增加的变化趋势;(2)研究期内生态环境质量基本稳定,整体上略呈下降趋势,预示着生态环境质量有所恶化。空间分布上,生态环境质量指数存在显著的、正向的空间自相关性,总体呈现“南密北疏”、“边密中疏”的空间格局,且在空间上出现集聚现象;(3)生态环境质量空间分异的主控因子为到水域距离和到乡级以上道路距离,各因子之间的交互作用以非线性增强为主,且社会经济因子内部的交互作用明显强于自然因子和社会经济因子之间的交互作用。多因子共同作用导致了研究区生态环境质量的空间分异差异。

关键词：三生空间; 生态环境效应; 驱动因素; 松花江流域哈尔滨段

中图分类号：F301.24

文献标识码：A

Analysis on Eco-environmental Effects and Driving Factors of Ecological-production-living Spatial Evolution in Harbin Section of Songhua River Basin

GAI Zhaoxue, CHEN Xufei, DU Guoming, WANG Hongyan

(School of Public Administration and Law, Northeast Agricultural University, Harbin 150030)

Abstract: In order to explore the eco-environmental effects and formation mechanism of land spatial transformation, taking Harbin section of Songhua River Basin as an example, the grid element method was used to analyze the temporal and spatial differentiation characteristics of eco-environmental effects of land spatial transformation by combining eco-environmental quality index, global autocorrelation model and kernel density function. The driving mechanism of spatial differentiation of eco-environmental quality was revealed with the geographic detector model from 1986 to 2016. The results showed that: (1) Ecological-production-living space was mainly production space, in which agricultural production space and forestry ecological space accounted for the largest proportion. The production space and ecological space decreased, and the living space increased in study area from 1986 to 2016; (2) During the study period, the eco-environmental quality was basically stable and showed a slight downward trend as a whole, indicating that the eco-environmental quality had deteriorated. In terms of spatial distribution, the eco-environmental quality index had significant and positive spatial autocorrelation, showing a spatial pattern of “dense in the South and sparse in the north”, “dense in the edge and sparse in the middle”, and there was a phenomenon of agglomeration in space; (3) The main controlling factors of spatial differentiation of eco-environmental quality were the distance to water area and the distance to roads above township level. The interaction between various factors was mainly non-

收稿日期: 2021-08-03

资助项目: 国家自然科学基金项目(41461040); 黑龙江省自然科学基金项目(LH2019D012); 东农学者计划项目(19QC37)

第一作者: 盖兆雪(1990—), 女, 讲师, 博士, 主要从事土地/耕地资源优化配置研究。E-mail: gaizhaoxue@163.com

通信作者: 杜国明(1978—), 男, 教授, 博士, 主要从事土地资源优化配置与农村发展研究。E-mail: nmgdgm@126.com

linear enhancement, and the interaction within socio-economic factors was obviously stronger than that between natural factors and socio-economic factors. The combined action of multiple factors led to the spatial differentiation of eco-environmental quality in the study area.

Keywords: ecological-production-living spatial; eco-environmental effect; driving factor; Harbin Section of Songhua River Basin

随着社会经济的快速发展,土地利用变化日益明显,同时也引发一系列生态环境问题,如气候变暖、水土流失、土壤污染等^[1-2]。土地利用/覆被变化作为地球系统功能的核心部分与生态环境变化密切相关,而三生空间演变是土地利用/覆被变化研究的新途径^[3]。继而,三生空间演变的生态环境变化受到广泛关注^[4]。当前中国正处于城镇化、工业化的快速发展阶段,三生空间开发利用产生的生态环境问题日益严峻,开展三生空间演变的生态环境效应研究,可为国土空间规划的制定奠定基础,对实现生态文明建设具有理论和实践意义。

目前关于土地利用变化对生态环境效应的研究主要集中于对碳排放^[5]、生物多样性^[6]、生态服务价值^[7]和景观格局^[8]等影响。在研究尺度上,重点关注全国^[9]、流域^[10]、省域^[11]和县域^[12]等区域。影响因素方面,多围绕人类活动对生态环境的直接或间接影响^[13];少数学者从自然、社会 2 个方面^[14-15]采用计量模型^[16]和地理加权回归模型^[17]等方法探讨生态环境效应的影响因素。自十八大报告中提出“生产空间集约高效、生活空间宜居适度、生态空间山清水秀”的发展目标以来,“三生空间”协调发展已成为国土空间开发的新方式。继而,“三生空间”演变引发的生态环境问题逐渐受到各界广泛关注,但相关文献相对较少。以往研究鲜有打破行政界线,以网格为单元开展三生空间演变的生态环境质量研究,且生态环境效应的空间表达不足,影响因素方面忽略了其空间分布上的差异,且采用交互作用探测模型深入探讨因子之间交互作用强度的研究尚不多见。鉴于此,本研究以松花江流域哈尔滨段为研究区,基于 1986 年、1996 年、2006 年和 2016 年 4 期遥感解译数据,借鉴“三生空间”分类研究成果,揭示 1986—2016 年松花江流域哈

尔滨段三生空间演变特征,打破行政界限,基于网格单元法,结合生态环境质量指数测度方法、空间自相关模型、核密度函数法分析生态环境效应的时空分异特征,并借助地理探测器模型探讨生态环境效应的驱动因素,以期为保护生态环境提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

松花江流域哈尔滨段位于 125°42′00″—130°10′00″E,44°04′00″—46°40′00″N,地处松嫩平原,黑龙江省南部,是黑龙江省重要的粮食生产基地,是东北城镇化进程较快和资源环境变化的典型区域,同时也是“东北振兴”和“一带一路”倡议的重要地区。土地资源丰富,土地利用类型多样,耕地面积比重较大,土壤类型较多,土地面积为 7 067 km²,地势从东南向西北倾斜。松花江流域哈尔滨段土地利用程度正处于加深阶段,生态系统抗干扰能力下降,生态安全及经济社会发展受严重威胁^[18]。

1.2 数据来源

土地利用数据来源于中国科学院资源环境科学数据中心(<http://www.resdc.cn>),选取月份区间为 6—9 月云覆盖率小于 10% 的 Landsat TM/OLI 遥感影像,空间分辨率为 30 m,通过几何校正、镶嵌、图像增强等预处理,采用监督分类、人工目视解译及野外调查,并对分类结果进行精度检验(kappa 系数均大于 0.88),最终生成 1986 年、1996 年、2006 年和 2016 年 4 期土地利用现状数据。在土地利用分类体系的基础上,借鉴相关研究成果^[19-20],划分三生空间分类体系。参考已有研究^[21-22]成果,制定不同二级地类的生态环境质量指数,采用加权法对“三生空间”分类的生态环境质量指数进行赋值(表 1)。

表 1 三生空间用地主导功能分类及生态环境指数

一级分类	二级分类	土地利用/覆盖遥感监测数据分类	生态环境指数
生产空间	农业生产空间	水田、旱地	0.275
	工业生产空间	其他建设用地(交通建设用地、设施农用地等)	0.019
	草地生态空间	高覆盖地草地、中覆盖地草地、低覆盖地草地	0.493
生态空间	林地生态空间	有林地、灌木林、疏林地、其他林地	0.768
	水域生态空间	河渠、湖泊、水库坑塘滩涂、滩地	0.571
	其他生态空间	裸土地、其他未利用地	0.115
生活空间	城镇生活空间	城镇用地	0.092
	农村生活空间	农村居民点	0.091

1.3 研究方法

基于生态环境指数定量刻画松花江流域哈尔滨段三生空间演变的生态环境质量时空演化过程。借助空间自相关模型揭示某一要素点与其相邻空间点上的生态环境质量指数是否存在相关性,并结合核密度估计方法探究高值和低值在空间上的集聚特征。运用地理探测器识别影响研究区生态环境质量空间分异的关键因子。

1.3.1 生态环境质量指数 利用 ArcGIS 10.2 软件,结合研究区实际情况以及研究目的,经反复试验,确定最适宜的网格单元为 1 km×1 km,将研究区边缘少于半个格网面积的不规则地块并入相邻的规则格网,得到约 7 067 个网格单元,并将所需研究数据转入到对应的网格单元中。以“三生空间分类”为基础,定量表示不同单元研究区生态环境质量^[23],公式为:

$$EV_i = \frac{\sum_{k=1}^n S_{ki} R_i}{\sum_{k=1}^n S_k}$$

式中: EV_i 为 t 个单元的生态环境质量指数; n 为单元三生空间用地类型数量; S_{ki} 和 S_k 分别为该区域第 t 个单元中第 i 种用地类型的面积和单元总面积(hm^2); R_i 为第 i 种用地类型的生态环境指数。

1.3.2 全局自相关模型 在网格单元生态环境质量指数的基础上,采用 Moran's I 指数来反映整个研究区域的空间相关关系。Moran's I 在标准化下取值 $[-1,1]$,大于 0 表示空间正相关,表示相似属性值的空间单元分布趋向于聚集在同一区域;小于 0 为空间负相关,表示不同属性值的空间单元趋向于聚集在同一区域;等于 0 表示空间单元彼此不相关^[24]。计算公式为:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m W_{ij}}$$
$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$
$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

式中: S^2 为方差; x_i 为第 i 个单元的观测值; n 为栅格数; W_{ij} 为二进制的邻接空间权重矩阵。 $i=1,2,\dots,n$; $j=1,2,\dots,m$;当区域 i 和区域 j 相邻时, $W_{ij}=1$;当区域 i 和区域 j 不相邻时, $W_{ij}=0$ 。

1.3.3 核密度估计 核密度估计主要是根据输入要素计算整个区域的数据集聚状态,从而产生一个连续的密度表面,客观反映生态环境质量的空间分布^[25]。借助 ArcGIS 10.2 软件,根据网格单元的大小和研究区实际情况,分别设置 1,2,5,8 km 的搜索半径进行对比分析,结合核密度估计结果的整体效应和局部识别效果,最终选取 2 km 作为搜索半径。计算公式为:

$$f(x) = \frac{1}{nr} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x-x_i}{r}\right)$$

式中: $f(x)$ 为 x 处的核密度估计值; r 为搜索半径(km); n 为样本总数; $x-x_i$ 为 2 个点之间的距离(km); k 为核密度函数。

1.3.4 地理探测器 利用地理探测器定量评估影响研究区生态环境效应的因素及因素的影响强度,因子探测用于探测 Y 的空间分异性以及某因子 X 多大程度上解释了属性 Y 的空间分异^[26]。结合研究区特点以及数据的可获取性,从自然和社会经济 2 个方面选取生态环境效应的驱动因子,将生态环境质量指数和驱动因子进行空间匹配,具体为将网格单元生态环境质量指数进行空间离散化,并与各个驱动因子进行叠加,提取每个离散点上因变量和自变量。具体指标见表 2。计算公式为:

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2}$$

式中: q 为驱动因素解释力,值域为 $[0,1]$, $q=0$ 说明生态环境质量呈随机分布, q 值越大表明驱动因素的解释力越强; L 为分区数; N_h 和 N 分别为次一级样本单元和整个研究单元数; σ_h^2 和 σ^2 分别为次一级和整个研究单元的生态环境指数方差。

交互作用探测主要为判断各因子对因变量是独立产生影响的还是相互作用后产生影响,影响的作用力是减弱还是增强,2 个因子之间的关系可分为以下 5 类:

- (1) $q(X1 \cap X2) < \text{Min}(q(X1), q(X2))$,非线性减弱
- (2) $\text{Min}(q(X1), q(X2)) < q(X1 \cap X2) < \text{Max}(q(X1), q(X2))$,单因子非线性减弱
- (3) $q(X1 \cap X2) > \text{Max}(q(X1), q(X2))$,双因子增强
- (4) $q(X1 \cap X2) = q(X1) + q(X2)$,独立
- (5) $q(X1 \cap X2) > q(X1) + q(X2)$,非线性增强

2 结果与分析

2.1 三生空间结构演变特征分析

松花江流域哈尔滨段三生空间以生产空间为主,其次为生态空间(表 3)。1986—1996 年生产空间和生态空间减少,而生活空间增加,其中生产空间中农业生产空间下降幅度最大,减少了 1.22%,生活空间中城镇生活空间增加幅度最大,增加了 1.84%。主要是随着研究区社会经济的逐渐发展,经济开发区和居住用地等的建设占用大量耕地,导致农业生产空间减少。另外,西泉眼水库的建立占用大量水域和未利用地,导致水域生态空间和其他生态空间减少。1996—2006 年“三生空间”变化程度相对较小,总体变化为

生产空间减少,生态空间和生活空间增加。具体为农业生产空间、水域生态空间、其他生态空间、农村生产空间呈下降趋势,其中水域生态空间下降最为明显,减少 2.94%,主要由于马家沟橡皮大坝、水上风景区等的建立占用大量的水域生态空间。工业生产空间、草地生态空间、林地生态空间、城镇生活空间呈上升趋势,草地生态空间上升幅度最大,增加 2.64%。归因于随着人们生活水平的提高,大量人口涌入城市,部分耕地被占用,用于居住用地的建设,造成城镇生活空间增加,同时退耕还草、还林工程的有效实施,导致生态空间增加。2006—2016 年“三生空间”变化趋势与 1986—1996 年相符,但变化趋势明显增强,其中农业生产空间减少幅度最大,达到 3.59%,城镇生活空间增加幅度最大,增加了 4.33%。主要由于为了保障国家粮食安全,大量草地、林地被开垦为耕地,导致

草地生态空间和林地生态空间减少,且随着城镇化、工业化进程的不断加快,大量耕地被占用,建设用地扩张明显,导致城镇生活空间增加显著,农业生产空间下降剧烈。总体而言,1986—2016 年生产空间逐渐减少,其中农业生产空间减少幅度最大,而工业生产空间呈增加趋势;生态空间呈波动变化,其中林地生态空间总体上增加,草地生态空间、水域生态空间和其他生态空间减少,其他生态空间减少幅度最大;生活空间呈增加趋势,其中城镇生活空间呈上升趋势,农村生活空间反之。农业生产空间减少和城镇生活空间增加,主要因为“东北振兴”和“一带一路”倡议的实施,工业、住宅用地需求的不断增加;与此同时,农村人口流失严重,部分宅基地荒废或复垦,导致农村生活空间减少;林地生态空间的增加主要得益于退耕还林政策的实施。

表 2 驱动机理数据来源及处理方法

一级指标	二级指标(变量)	处理方法
自然环境	坡度(X1)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/表面分析/坡度进行处理提取
	海拔(X2)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/区域分析进行处理
	地形起伏度(X3)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/邻域分析/焦点统计进行处理
	年平均气温(X4)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/区域分析进行处理
	年平均降水量(X5)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/区域分析进行处理
	人口密度(X6)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/区域分析进行处理
	地均 GDP(X7)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/Spatial Analyst Tool/区域分析进行处理
社会经济	土地利用强度(X8)	借助庄大发等 ^[27] 所提出的土地利用程度测度模型,测度在社会因素影响下土地系统自然平衡保持状态
	到水域距离(X9)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/分析工具/邻域分析/近邻分析进行处理
	到乡级以上道路距离(X10)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/分析工具/邻域分析/近邻分析进行处理
	到城镇中心距离(X11)	借助 ArcGIS 10.2 中 ArcToolbox/分析工具/邻域分析/近邻分析进行处理

表 3 1986—2016 年研究区三生空间结构及变化

单位: %

年份	生产空间		生态空间				生活空间	
	农业	工业	草地	林地	水域	其他	城镇	农村
1986	64.75	1.01	1.95	16.14	5.01	2.69	3.06	5.39
1996	63.53	1.23	1.94	16.61	4.94	1.99	4.90	4.86
2006	62.94	1.64	4.58	17.22	2.00	1.74	5.35	4.53
2016	59.35	2.80	1.84	16.37	4.50	1.14	9.68	4.32
1986—1996	-1.22	0.22	-0.01	0.47	-0.07	-0.70	1.84	-0.53
1996—2006	-0.59	0.41	2.64	0.61	-2.94	-0.25	0.45	-0.33
2006—2016	-3.59	1.16	-2.74	-0.85	2.50	-0.60	4.33	-0.21
1986—2016	-5.40	1.79	-0.11	0.23	-0.51	-1.55	6.62	-1.07

2.2 三生空间演变的生态环境质量时间变化特征

从网格单元生态环境质量指数来看,1986—2016 年松花江流域哈尔滨段生态环境质量基本稳定,生态环境质量指数整体上略呈下降趋势,由 0.373 减少到 0.367,减少 0.006,说明生态环境质量水平有所恶化(表 4)。1986—1996 年生态环境质量指数有所提高,提高 0.002,这与“三北防护林”、退耕还林等重大环境保护工程密不可分。1996—2006 年生态环境质

量指数由 1996 年的 0.375 下降到 2006 年的 0.374,主要归因于工业用地、居住用地,防洪、供水、蓄水大坝,水上游乐设施等的建设占用大量耕地和水域,导致生态环境质量指数下降。2006—2016 年生态环境质量指数下降速度最为剧烈,由 2006 年的 0.374 减少到 2016 年的 0.367,减少 0.007,此阶段工业化和城镇化进程的大力推进,耕地非农化明显,建设用地扩张显著,人地矛盾日益严重,导致生态环境质量

下降。从市辖区生态环境质量指数来看,1986—2016 年呼兰区生态环境质量保持最好,生态环境质量指数的变化极差值仅为 0.004,且均稳定在 0.305 以上。相反,道里区生态环境质量指数变化最大,由 1986 年的 0.316 下降到 2016 年的 0.275,这也与道里区作为哈尔滨市经济发展的主力区之一不无关系。1986—1996 年道外区生态环境质量基本保持平稳,甚至有小幅度的升高,但 2006 年出现急剧下降,直至 2016 年又有所回升。松北区生态环境质量指数由 1986 年的 0.312 下降到 2016 年的 0.284,极差为 0.027,归因

于松北区作为哈尔滨市的开发新区,建设用地面积不断增加,导致生态环境质量降低。南岗区与阿城区的生态质量变化幅度较小,但两个区生态环境质量截然相反,南岗区生态环境质量最差且逐渐恶化,由 1986 年的 0.253 下降到 2016 年的 0.233,减少 8.15%,而阿城区生态环境质量最高,源于退耕还林工程以及等高栽植、修筑梯田、挖鱼鳞坑等水土保持措施的有效实施。平房区与香坊区生态环境质量指数均呈下降趋势,其中平房区的生态环境质量指数降比达到 11.52%。

表 4 研究区生态环境质量指数

年份	平房区	南岗区	道里区	香坊区	道外区	阿城区	松北区	呼兰区	研究区
1986	0.271	0.253	0.316	0.267	0.294	0.479	0.312	0.309	0.373
1996	0.270	0.253	0.310	0.265	0.298	0.486	0.306	0.308	0.375
2006	0.266	0.248	0.302	0.263	0.264	0.494	0.302	0.305	0.374
2016	0.243	0.233	0.275	0.246	0.283	0.484	0.284	0.309	0.367

2.3 三生空间演变的生态环境质量空间分异特征

2.3.1 区域尺度生态环境质量空间分异特征 松花江流域哈尔滨段的生态环境质量指数整体上呈现“南北高,中间低”的空间格局(图 1)。较高的生态环境质量集中分布在南部的阿城区,因其大力执行植树种草、防护林网等措施,并建立防风固沙防护体系,生态环境质量保持较好,其次是北部的呼兰区和松北区。西南部的平房区、南岗区以及中心老城区香坊区生态

环境质量指数较小,生态环境质量指数的大小与哈尔滨的发展过程较为契合,与城市经济发展的范围也较为一致。1986 年和 1996 年生态环境质量空间变化一致,阿城区生态环境质量最高,总体呈现中间低,南北高的空间格局。2006 年生态环境质量空间格局发生明显改变,其中香坊区和平房区生态环境质量提高。2016 年生态环境质量空间呈现西部和中部偏低,北部和南部偏高的空间格局。

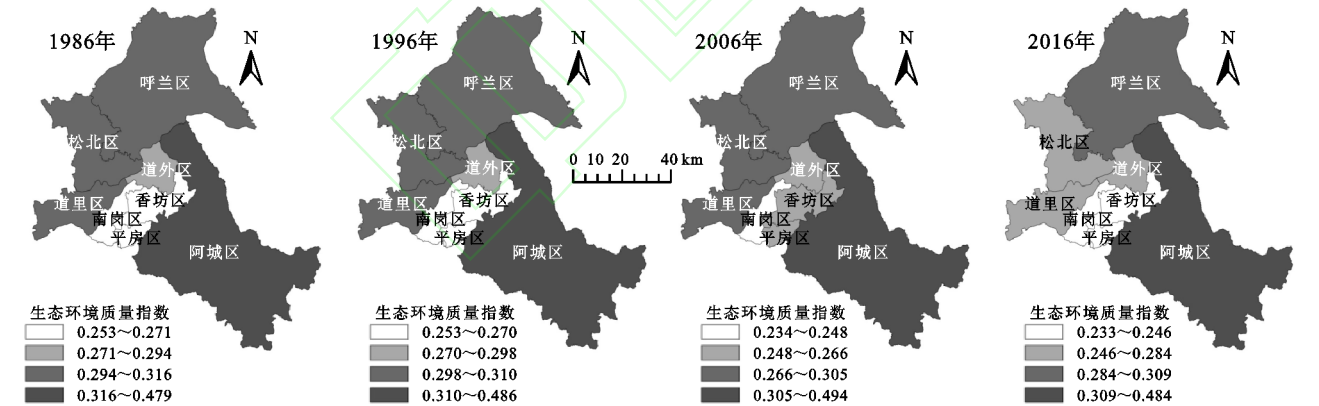


图 1 研究区生态环境质量指数空间分布

2.3.2 生态环境质量变化核密度格局演化特征 在单元网格生态环境质量指数的基础上,运用 ArcGIS 10.2 软件的全局空间自相关工具揭示生态环境质量的空间格局。由表 5 可知,1986 年、1996 年、2006 年和 2016 年的 Moran's I 指数分别为 0.8399,0.8032,0.8356,0.7248,且均有 99% 的置信度,表明研究区的生态环境质量指数存在显著的、正向的空间自相关性,在空间上呈现出集聚现象。但从指数变化来看,研究单元的全局 Moran's I 指数总体呈现波动下降的趋势,表明随着时间的推移,各研究单元之间的生态环境质量指数关联程度减弱,由强聚集转为弱聚集的态势。

表 5 生态环境质量指数的全局 Moran's I 估计值

项目	1986 年	1996 年	2006 年	2016 年
Moran's I	0.8399	0.8032	0.8356	0.7248
Z 值	20.5680	19.0100	20.2990	6.0970
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

为了更加直观地反映不同时点研究区域生态环境质量指数的空间分布状况,基于网格单元生态环境质量指数,运用 ArcGIS 10.2 中核密度分析工具,进行局部空间自相关分析。采用自然断点法,依据生态环境质量指数的大小划分为 3 个等区:高密度区、中密度区、低密度区(图 2)。

1986—2016 年松花江流域哈尔滨段生态环境质

量核密度整体呈现“南密北疏”、“边密中疏”的分布格局,除阿城区以外的其他区域集聚差异逐步缩小。高密度区主要集中分布在最南端的,且核密度最大值呈现波动下降趋势,聚集程度逐渐变弱。中密度区主要为水域生态用地及草地生态用地的集聚区,主要分布在呼兰区和道里区。低密度区在中部香坊区、平房区和南岗区广泛均匀分布。具体而言,1986 年生态环境质量整体密度较小,呈现“单核集聚”的片状分布格

局,中部和边缘等出现几个副集聚区。1996 年生态环境质量明显上升,高集聚区逐渐向北部移动,空间分布从核心向中心扩散,点状分布较为明显,出现了“多核集聚”的片状、带状和点状共存的空间分异特征。2006 年生态环境质量呈现“多核集聚”的点状和片状分布格局,高集聚区减少。2016 年生态环境指数的集聚差异进一步加大,东南部依然是核心集聚区,点状分布格局不明显,但核密度指数明显下降。

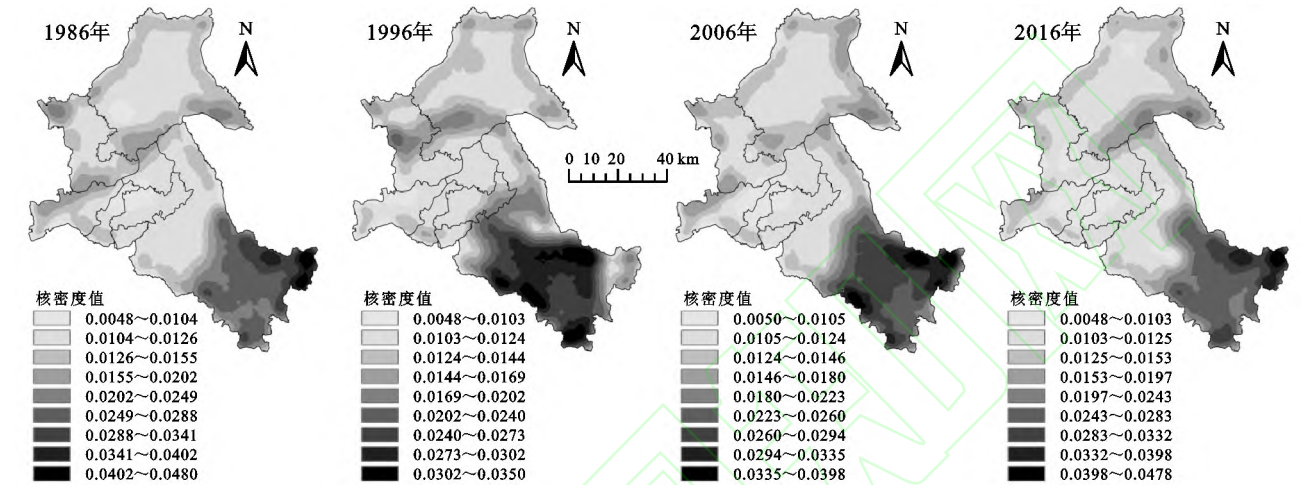


图 2 生态环境质量核密度空间分布

2.4 生态环境质量形成机理分析

2.4.1 关键驱动因子识别 由于不同时期驱动因子对生态环境质量的影响具有相似性,因此以 2016 年为目标年进行生态环境分析。通过因子探测器获得研究区生态环境质量空间差异驱动因子的影响强度。由图 3 可知,到水域距离对生态环境质量空间差异的影响最强,说明研究区生态环境质量容易受到到水域距离的干扰,其次为到乡级以上道路距离和年平均降水量,可见水资源、区位条件对研究区生态环境质量的影响较大。除此之外,土地利用强度对研究区生态环境质量也有一定的影响,主要是由于研究区是重要的经济中心、对俄合作中心,人类活动对土地的干扰与投入越大,土地利用强度就越大,原有生态系统越容易打破,对生态环境造成巨大压力。其他影响因子对生态环境质量的影响从大到小依次为:地均 GDP、年平均气温、到城镇中心距离。而地形起伏度、海拔和人口密度对生态环境质量的影响强度较小。总体而言,社会经济因子对生态环境质量的影响最大,其中到水域距离、乡级以上道路、年平均降水量是生态环境质量的主控因子,这与研究区三生空间开发特点一致。

2.4.2 驱动因子作用机制分析 不同因子对生态环境质量的影响不尽相同,因子之间存在着相互作用的复杂关系,进而会导致影响因子的作用大小、强度和方向存在差异,因子之间相互作用可能会加大对生态环境质量的影响。因此,借助地理探测器模型中的交

互探测模型,分析因子之间交互作用对生态环境质量的影响,主要包括非线性增强作用和双因子增强作用,但前者强于后者。由表 6 可知,因子之间的相互作用强度明显高于单一因子的作用强度,其中到水域距离与其他因子之间的交互作用强度大于其他因子之间的交互作用强度。社会经济因子中到水域距离和到城镇中心距离之间的交互作用最强,其次为到乡级以上道路距离和到城镇中心距离,表现出显著的非线性增强效应。自然因子中坡度和降水之间的交互作用最强,表现出显著的双因子增强效应。而自然因子与社会经济因子交互作用最强的因子为地形起伏度和到水域距离。总体而言,社会经济因子内部的交互作用明显强于自然因子和社会经济因子之间的交互作用,归因于研究区地域辽阔、地形平坦、气候类型较为简单,但社会经济发展较为活跃,导致社会因子之间的交互作用强度较为突出。

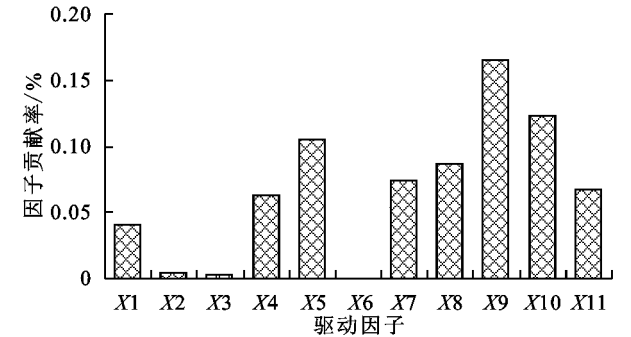


图 3 影响因子贡献率

表 6 生态环境质量交互探测结果

项目	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
X1	0.0402										
X2	0.0500+	0.0036									
X3	0.0742 *	0.0373 *	0.0033								
X4	0.1132+	0.0769+	0.0712+	0.0629							
X5	0.1497+	0.1149+	0.1120+	0.1122+	0.1048						
X6	0.0827 *	0.0470 *	0.0946 *	0.0778 *	0.1259 *	0.0004					
X7	0.1609 *	0.1252 *	0.1756 *	0.1285+	0.1668+	0.0801+	0.0736				
X8	0.1356+	0.0962+	0.0930+	0.0925+	0.1289+	0.1056 *	0.1563+	0.0861			
X9	0.2947 *	0.2973 *	0.3217 *	0.1714 *	0.1850+	0.2070 *	0.2433+	0.1940+	0.1656		
X10	0.2082 *	0.1888 *	0.2036 *	0.1294+	0.1801+	0.1622 *	0.2015+	0.1440+	0.2847+	0.1233	
X11	0.1236 *	0.1044 *	0.0941 *	0.0739+	0.1401	0.1576 *	0.2198 *	0.1005+	0.5398 *	0.3959 *	0.0673

注: * 表示两两因子的交互作用为非线性增强; + 号表示为双因子增强。

3 讨论

从网格单元生态环境质量测算结果来看,1986—2016 年松花江流域哈尔滨段生态环境质量指数呈下降趋势,这与研究区生产空间、生态空间减少,生活空间增加密不可分,主要因为受空港新区、松北科技创新城、北国水城、开发区等项目建设的影 响,导致大量水域和耕地被占用。根据生态环境指数可知,水域、耕地生态环境指数相对较高,水域和耕地数量的减少,必然对研究区生态环境质量产生较大影响^[21-22],因此,研究结果具有较高的可信度。目前关于影响生态环境质量的关键因子尚未达成一致,主要是由于研究尺度不同,且不同地理单元的地形地貌、气候条件、社会经济等状况也不同。本文研究表明,到水域距离对生态环境质量的影响力最强,其次是到乡级以上道路距离和年平均降水量。研究区近 30 年社会经济发展规划为重点开展高新技术开发区、经济技术开发区和利民经济技术开发区 3 个国家级开发区的建设,同时大力修筑田坎、沟渠、防护堤、防护林等农业基础设施,或者育秧棚、晒水池、晾晒场、农机站等附属设施,以提高农田灌溉能力、耕作便捷程度、农田防护水平^[18]。人类的生 产、生活离不开水资源,建设用地较多分布于距道路、水域距离较近的地带,方便出行也减少运输成本。因此,与道路、水域距离越近,三生空间变化越明显,生态环境质量指数就会发生改变。综上所述,研究结果具有一定的可靠性。

此外,在影响因素选取方面仅从社会、经济两个方面探讨不同因素对生态环境质量的影响,缺乏对微观因素如土壤质量、管理方式、政策背景的探讨。未来需要从隐性和显性形态 2 个方面揭示三生空间演变的生态环境质量时空分异特征和驱动机理。

4 结论

(1)松花江流域哈尔滨段三生空间类型以生产空

间为主,说明研究区经济发展以农业生产为主。其中生产空间和生态空间减少,生活空间增加。

(2)1986—2016 年研究区生态环境质量基本稳定,生态环境指数整体上略呈下降趋势,预示着生态环境质量有所恶化。空间分布上,生态环境质量指数存在显著的、正向的空间自相关性,总体呈现“南密北疏”、“边密中疏”的空间格局,且在空间上出现集聚现象,除阿城区以外的其他区域集聚差异逐步缩小。

(3)研究期内到水域距离对生态环境质量空间差异的影响力最强,其次是到乡级以上道路距离和降水。社会经济因子中到水域距离和到城镇中心距离交互作用最强,自然因子中坡度和降水之间的交互作用最强。社会经济因子内部的交互作用明显强于自然因子和社会经济因子之间的交互作用。

参考文献:

[1] 焦庚英,杨效忠,黄志强,等.县域“三生空间”格局与功能演变特征及可能影响因素分析:以江西婺源县为例[J].自然资源学报,2021,36(5):1252-1267.

[2] 戴文远,江方奇,黄万里,等.基于“三生空间”的土地利用功能转型及生态服务价值研究:以福州新区为例[J].自然资源学报,2018,33(12):2098-2109.

[3] 路昌,周浩,张凤,等.基于地学信息图谱的山东省国土空间转型分析[J].农业机械学报,2021,52(7):222-230.

[4] 贾琦.山区县域“生产—生活—生态”空间格局演化及其生态环境效应:以豫西登封市为例[J].中国农业大学学报,2021,26(7):191-203.

[5] 魏燕茹,陈松林.福建省土地利用碳排放空间关联性与碳平衡分区[J].生态学报,2021,41(14):5814-5824.

[6] 刘春艳,朱康文,刘吉平.三峡库区重庆段土地覆盖和生物多样性功能演化及预测[J].农业工程学报,2017,33(19):258-267.

[7] 李子,张艳芳.基于 InVEST 模型的渭河流域干支流生态系统服务时空演变特征分析[J].水土保持学报,2021,35(4):178-185.

[8] 李明珍,李阳兵,冉彩虹.土地利用转型背景下的乡村景

- 观格局演变响应:基于草堂河流域的样带分析[J].自然资源学报,2020,35(9):2283-2298.
- [9] 陈万旭,李江风,曾杰,等.中国土地利用变化生态环境效应的空间分异性与形成机理[J].地理研究,2019,38(9):2173-2187.
- [10] 韩美,孔祥伦,李云龙,等.黄河三角洲“三生”用地转型的生态环境效应及其空间分异机制[J].地理科学,2021,41(6):1009-1018.
- [11] 吕立刚,周生路,周兵兵,等.区域发展过程中土地利用转型及其生态环境响应研究:以江苏省为例[J].地理科学,2013,33(12):1442-1449.
- [12] 郭丽英,狄黎平,李刚,等.GIS支持下黄土高原土地利用转型探测研究:以陕西延安宝塔区为例[J].地理学报,2015,25(12):1467-1478.
- [13] 徐晓宇,郭萍,张帆,等.政策驱动下石羊河流域生态效应变化分析[J].水土保持学报,2020,34(6):185-191.
- [14] 荣芳,赵文鹏,田晓磊,等.祁连山地区生态系统服务间权衡的社会:生态环境响应机制研究[J].冰川冻土,2021,43(3):928-938.
- [15] 杨清可,段学军,王磊,等.长三角地区城市土地利用与生态环境效应的交互作用机制研究[J].地理科学进展,2021,40(2):220-231.
- [16] 曹君,张正栋,崔峰艳,等.1996—2015年纽约湾区生态系统服务对景观格局变化的响应[J].世界地理研究,2021,30(4):826-838.
- [17] 孔冬艳,陈会广,吴孔森.中国“三生空间”演变特征、生态环境效应及其影响因素[J].自然资源学报,2021,36(5):1116-1135.
- [18] 盖兆雪,孙萍,张景奇.松花江流域土地利用变化及形成机理:以哈尔滨段为例[J].水土保持研究,2019,26(4):314-320.
- [19] 张永蕾,栾乔林,熊昌盛,等.基于多源空间数据的“三生”空间异质性评价与分区划定[J].农业工程学报,2021,37(10):214-223,317.
- [20] 宋永永,薛东前,夏四友,等.近40年黄河流域国土空间格局变化特征与形成机理[J].地理研究,2021,40(5):1445-1463.
- [21] 杨清可,段学军,王磊,等.基于“三生空间”的土地利用转型与生态环境效应:以长江三角洲核心区为例[J].地理科学,2018,38(1):97-106.
- [22] 高星,刘泽伟,李晨曦,等.基于“三生空间”的雄安新区土地利用功能转型与生态环境效应研究[J].生态学报,2020,40(20):7113-7122.
- [23] 刘莹,耿文亮,邵静文,等.“三生空间”视角下土地利用变化与生态系统服务价值响应:以黄河下游地区为例[J].地域研究与开发,2021,40(4):129-135.
- [24] 董建红,张志斌,笪晓军,等.“三生”空间视角下土地利用转型的生态环境效应及驱动力分析:以甘肃省为例[J].生态学报,2021,41(15):5919-5928.
- [25] 匡兵,卢新海,周敏,等.中国地级以上城市土地经济密度差异的时空演化分析[J].地理科学,2017,37(12):1850-1858.
- [26] 王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望[J].地理学报,2017,72(1):116-134.
- [27] 庄大方,刘纪远.中国土地利用程度的区域分异模型研究[J].自然资源学报,1997,12(2):105-111.