

DOI:10.13869/j.cnki.rswc.2023.05.020.

钱方艳, 兰安军, 范泽孟, 等. 贵州省2000—2020年NPP时空变化特征及影响因素[J]. 水土保持研究, 2023, 30(5): 408-416, 426.

QIAN Fangyan, LAN Anjun, FAN Zemeng, et al. Spatiotemporal Variation Characteristics and Influencing Factors of NPP in Guizhou Province from 2000 to 2020[J]. Research of Soil and Water Conservation, 2023, 30(5): 408-416, 426.

贵州省2000—2020年NPP时空变化特征及影响因素

钱方艳¹, 兰安军¹, 范泽孟², 王仁儒¹, 陶倩¹, 邹永偲¹, 徐晶姝¹

(1. 贵州师范大学地理与环境科学学院, 贵阳 550025;

2. 中国科学院地理科学与资源研究所资源与环境信息系统国家重点实验室, 北京 100101)

摘要: [目的] 如何利用长时序遥感数据信息对贵州省植被净初级生产力(Net Primary Productivity, NPP)的时空变化特征及影响因子进行定量分析, 对喀斯特区域生态质量评估和监测具有典型意义, 可为该区域的碳平衡和生态保护研究提供科学依据。 [方法] 综合利用 Theil-Sen 趋势分析法、Mann-Kendall 检验法、相关性分析法和地理探测器等模型方法, 基于2000—2020年MODIS NPP数据, 以及DEM、气温、降水、人口密度等多源数据, 定量计算和解析贵州省NPP的时空演变特征及其影响因子。 [结果] 贵州省NPP的空间分布呈现中南和西南部高、北部和东部低的空间异质性特征。近20年来, 贵州省NPP总体呈波动上升趋势, 增长区主要分布在西部和西南部, 减少区主要分布在中部及东南部。气温和降水对NPP的影响最为显著, 其与NPP的正相关水平分别达85.27%和63.35%, 升温对NPP有促进作用, 而降水过多则对NPP有阻碍作用。 [结论] 单因子分析表明降水对NPP影响最大, 而任意两个因子交互的影响力计算显示, 降水与气温是2000—2020年对贵州省NPP影响作用最大的交互因子。

关键词: 植被净初级生产力(NPP); Theil-Sen 趋势; Mann-Kendall 检验; 地理探测器

中图分类号: Q948.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2023)05-0408-09

Spatiotemporal Variation Characteristics and Influencing Factors of NPP in Guizhou Province from 2000 to 2020

QIAN Fangyan¹, LAN Anjun¹, FAN Zemeng², WANG Renru¹, TAO Qian¹, ZOU Yongcai¹, XU Jingshu¹

(1. College of Geography and Environmental Sciences, Guizhou Normal University,

Guiyang 550025, China; 2. State Key Laboratory of Resources and Environmental Information System, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China)

Abstract: [Objective] How to quantitatively analyze the spatiotemporal variation characteristics and impact factors of net primary productivity (NPP) of vegetation in Guizhou Province using long-term remote sensing data is of typical significance in ecological quality assessment and monitoring in karst regions, and can provide scientific basis for research on carbon balance and ecological protection in this region. [Methods] Model methods such as Theil Sen trend analysis, Mann Kendall test, correlation analysis, and geographic detectors were utilized to quantitatively calculate and analyze the spatiotemporal evolution characteristics and impact factors of NPP in Guizhou Province based on MODIS NPP data from 2000 to 2020, as well as multi-source data such as DEM, temperature, precipitation, and population density. [Results] The spatial distribution of NPP in Guizhou Province showed a spatial heterogeneity characteristic of high level in the south central and southwest, and low level in the north and east. In the past 20 years, the overall NPP of Guizhou Province had shown a fluctuating upward trend, with growth areas mainly distributing in the west and southwest,

收稿日期: 2022-08-02

修回日期: 2022-09-04

资助项目: 国家自然科学基金“生态过渡带土地覆盖变化情景模拟及归因研究”(41971358)

第一作者: 钱方艳(1998—), 女, 贵州盘州人, 硕士研究生, 主要研究方向为地理信息系统与遥感。E-mail: 2310173155@qq.com

通信作者: 兰安军(1974—), 男, 贵州黔南人, 硕士, 副教授, 主要从事喀斯特环境遥感研究。E-mail: 493486980@qq.com

<http://stbcj.paperonce.org>

decrease areas mainly distributing in the central and southeast. Temperature and precipitation had the most significant impact on NPP, with a positive correlation level of 85.27% and 63.35%, respectively. Warming up could promote NPP, while excessive precipitation could hinder NPP. [Conclusion] Single factor analysis showed that precipitation had the greatest impact on NPP, while the calculation of the interaction between any two factors showed that precipitation and temperature were the most influential interaction factors on NPP in Guizhou Province from 2000 to 2020.

Keywords: net primary productivity (NPP); Theil Sen trend; Mann Kendall test; geographical detectors

植被净初级生产力(Net Primary Productivity, NPP)是植物群落在其所处环境条件下生产能力的直接反映,指绿色植物在单位面积、单位时间内累积的有机物数量^[1-2]。植被净初级生产力是地表碳循环的重要组成部分,可用于评价区域生态系统功能,有效反映陆地土地覆盖、生态系统质量等情况,是陆地生态系统可持续发展评价的重要指标^[3-5]。因此,在全球气候变化、生态保护和可持续发展的背景下,研究植被 NPP 的时空变化及其影响因素对陆地生态系统的变化以及陆地碳平衡有着重要的意义^[6]。

对于 NPP 的计算方法上,分为传统的实地采样测量^[7]和模型估算^[8]。然而实地采样方法仅适用于小尺度区域,对于大尺度区域的采样测量则难以实现^[9]。所以现有的对大尺度区域的 NPP 估算,一般采用模型模拟方法进行。NPP 估算方法主要有统计模型、参数模型和过程模型这 3 种^[10]。其中被运用得最多的就是 CASA 模型,该方法能较好地估算区域植被净初级生产 NPP,具有广泛的适用性^[11]。例如,国内学者张鑫形等^[12]、耿笛等^[13]和董晓宇等^[14]基于 CASA 模型分别模拟了云南断陷盆地 2000—2019 年、徐州城区 2018 年 9 月和内蒙古荒漠草原 2000—2017 年的 NPP。国外学者 F Hadian 等^[15]和 N Dugarsuren 等^[16]采用 CASA 模型分别模拟了伊朗塞米罗姆县和蒙古国的 NPP。此外,也有许多学者通过 GEE(Google Earth Engine)平台或者美国国家航空航天局平台获取 MODIS 数据集,从不同范围尺度对 NPP 和不同因子之间的相关性进行研究^[17,18,19,20,21]。MODIS 产品采用了基于过程的 Biome-BGC 生态模型来进行 NPP 的估算,为年度所有 8 d 净光合作用产品(net photosynthesis, PSN)的总和^[22]。与传统的回归模型相比, Biome-BGC 过程模型使用了更多的参数和更精密的估算方法,提高了净第一生产力的估算精度^[23]。

目前,关于西南地区植被 NPP 时空变化及影响因素的研究已有诸多成果^[24,25,26,27],而对于西南地区中某个省份的研究还较少,尤其是关于贵州省的植被 NPP 长时间序列的相关研究还未见报道。贵州省是

西南地区云贵高原生态屏障的重要组成部分,境内碳酸盐岩广布、地质基础脆弱,喀斯特地貌显著,强烈的人类活动导致水土资源分布不均,生态遭受破坏,石漠化和水土流失等生态环境问题严重^[28]。鉴于此,本文特以贵州省为例,基于 Theil-Sen Median 趋势分析法、Mann-Kendall 检验法、相关性分析法和地理探测器,探究地形因素(海拔、坡度、坡向)、气象因素(气温、降水)、人类活动因素(人口密度、土地利用类型)对贵州省 2000—2020 年 NPP 时空变化的影响。以期为西南地区进行区域性生态治理,因地制宜实施生态建设工程提供一定理论依据,为贵州省生态修复提供一定参考。

1 研究区概况

贵州省位于中国西南的东南部,介于东经 103°36′—109°35′、北纬 24°37′—29°13′,国土面积为 176 167 km²。地势西高东低,平均海拔 1 100 m 左右,主要为高原、山地、丘陵和盆地,其中 92.5% 的面积为山地和丘陵^[29]。地处亚热带湿润地区,具有良好的水热资源条件。森林覆盖率 52%,植被资源丰富,具有明显的亚热带性质^[30]。喀斯特地貌发育非常典型,喀斯特(出露)面积 109 084 km²,占全省国土总面积的 61.9%。土层薄、肥力低,致使植被生长困难,喀斯特石漠化效应突出。

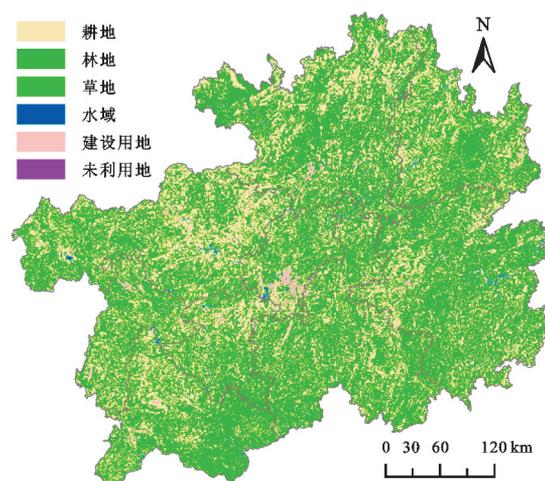


图 1 贵州省土地利用

2 数据来源与研究方法

2.1 数据来源及处理

NPP 数据来源于美国国家航空航天局(<https://search.earthdata.nasa.gov/>)的 MODIS 产品 MOD17A3HGF,空间分辨率为 500 m,时间分辨率为 1 a,范围是 2000—2020 年。DEM 数据来源于地理空间数据云网站(<http://www.gscloud.cn/search>);人口密度数据来自世界人口数据集(<https://www.worldpop.org>),空间分辨率为 100 m,时间为 2000—2020 年。2000 年、2005 年、2010 年、2015 年、2020 年共 5 期的土地利用类型数据来源于中国科学院资源环境科学与数据中心(<https://www.resdc.cn/>),分辨率为 1 km。气象数据来自国家地球系统科学数据中心(<http://www.geodata.cn/>),空间分辨率为 1 km,时间为 2000—2020 年。为减少研究数据因空间分辨率和坐标系等问题产生误差,本文将所有数据统一投影至 WGS84/UTM48 N 坐标系,统一分辨率为 500 m,以进行数据的处理及分析。

2.2 研究方法

2.2.1 Theil-Sen Median 趋势分析法 Theil-Sen-Median 方法^[31]又被称为 Sen 斜率估计,是一种稳健的非参数统计的趋势计算方法。该方法计算效率高,对于测量误差和离群数据不敏感,常被用于长时间序列数据的趋势分析中。Sen 斜率估计用于计算趋势值,通常与 Mann-Kendall 非参数检验法结合使用。即首先计算 Sen 趋势值,然后使用 MK 方法判断趋势显著性。

$$\beta = \text{mean} \frac{x_j - x_i}{j - i}, \forall j > i \quad (1)$$

式中: x_j 和 x_i 为时间序列数据。 β 大于0表示时间序列呈现上升趋势; β 小于0表示时间序列呈现下降趋势。

2.2.2 Mann-Kendall 检验法 Mann-Kendall 是一种非参数统计检验方法^[32],其优点是不需要测量值服从正态分布,也不要求趋势是线性的,并且不受缺失值和异常值的影响,在长时间序列数据的趋势显著检验中得到了十分广泛的应用。其统计检验方法如下:

对于时间序列 $X_i, i=1, 2, \dots, n$ 。定义标准化检验统计量 Z :

$$Z = \begin{cases} \frac{S}{\sqrt{\text{var}(S)}} & (S > 0) \\ 0 & (S = 0) \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & (S < 0) \end{cases} \quad (2)$$

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (3)$$

$$E(S) = 0 \quad (4)$$

$$\text{var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (5)$$

式中: x_j 和 x_i 为时间序列数据, n 为数据个数;当 $n \geq 8$ 时,检验统计量 S 近似为正态分布,其均值和方差如下:

在给定显著性水平 α 下,如果 $|Z| > Z_{1-\alpha/2}$ 表明不存在趋势的假设被拒绝,时间序列数据存在明显的趋势变化。 $Z_{1-\alpha/2}$ 为在置信水平 α 下,标准正态函数分布表对应的值。当 Z 的绝对值大于1.65,1.96,2.58时,表示趋势分别通过了信度为90%,95%和99%的显著性检验。本文根据 Sen 趋势分析结果及 MK 检验结果将贵州省 2000—2020 年 NPP 趋势变化按照表 1 的标准分为 7 种类别。

表 1 趋势变化显著性检验依据

NPP 变化趋势	Sen 趋势	Z 值
极显著减少	<0	$Z < -2.58$
显著减少	<0	$Z < -1.96$
轻微减少	<0	$Z < -1.65$
基本稳定	=0	$-1.65 \leq Z \leq 1.65$
轻微增长	>0	$Z > 1.65$
显著增长	>0	$Z > 1.96$
极显著增长	>0	$Z > 2.58$

2.2.3 相关性分析 采用 Matlab 软件,实现 NPP 与逐年气温、降水、人口密度数据的相关性分析,分别探讨 NPP 与这三者的相关性强弱关系,相关系数越大说明相关性越强。相关系数计算具体公式如下:

$$R_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n [(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})]}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (6)$$

式中: R_{xy} 为净初级生产力 NPP 与降水量(气温、人口密度)的相关系数; x_i 为第 i 年的 NPP; y_i 为第 i 年的多年平均降水量(气温、人口密度)均值; \bar{x} 为多年平均 NPP; \bar{y} 为多年平均降水量(气温、人口密度); n 为样本数量。

为深入探究气象因素对研究区 NPP 变化的影响,基于式(6)算出的简单相关系数,进一步使用偏相关分析方法,此方法可以在多要素系统中在不考虑其他要素影响的情况下研究某一要素对另一要素的影响,偏相关系数计算公式为:

$$r_{xy,z} = \frac{r_{xy} - r_{xy}r_{yz}}{\sqrt{(1-r_{xz}^2)(1-r_{yz}^2)}} \quad (7)$$

式中: r_{xy} 是变量 x 和 y 的简单相关系数; r_{xz} 是变量 x 和 z 的简单相关系数; r_{yz} 是变量 y 和 z 的简单相关系数。本文的 x, y, z 分别代表 NPP、气温和降水。

2.2.4 地理探测器 地理探测器由王劲峰等^[33]提

出,是一种可以探测空间变异性以及揭示其背后驱动力的一组统计学方法。其理论核心是通过空间异质性来探测因变量与自变量的空间分布格局的一致性,据此度量因变量对自变量的解释度,即 q 值,并解释因子与分析变量之间的相互关系, q 值计算方法见式(8)。

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2} \quad (8)$$

式中: q 为分异性因子, q 越大表示数据的分异性在空间上更明显; σL 为变量类别数; $h=1, 2, \dots, L$ 为具体某一类型; N_h 和 N 分别表示 h 类别单元数和全区单元数; σ_h 和 σ 分别为 h 类别的方差和全区的方差。

地理探测器还具有交互探测的功能,用以识别不同风险因子 X_n 之间的交互作用,即评估因子 X_1 和 X_2 共同作用时是否会增加或减弱对因变量 Y 的解释力,或这些因子对 Y 的影响是相互独立的。

3 结果与分析

3.1 贵州省 NPP 时空变化特征分析

3.1.1 NPP 空间分布特征 根据贵州省 2000—2020 年的 NPP 年均最低值到年均最高值区间的距离,采用等间隔划分法将多年 NPP 均值划分为 7 个等级(图 2)。多年 NPP 均值分布具有显著的空间异质性,整体呈现中南部、西南部高、北部和东部低的特点。年均 NPP 高值区整体分布于黔南州和黔西南州地区,低值区分布于遵义市、贵阳市及毕节市地区。21 a 间的总体均值为 785.32 $\text{gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$,年均最低值为 166.23 $\text{gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$,最高值为 1 418.80 $\text{gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$ 。NPP 从 2000 年的 707.90 $\text{gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$ 到 2020 年的 811.427 $\text{gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$,整体呈波动上升趋势,平均增长速率为 4.93 $\text{gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$ 。多年 NPP 均值变化情况在 2011 年出现明显分界(图 3),在 2011—2020 年,西北部的毕节市与西部的六盘水市 NPP 均值相比 2000—2010 年有所增加,而研究区中部的贵阳市、北部的遵义市和铜仁市的 NPP 均值在两段时间内都属于较低的值(图 4)。

3.1.2 NPP 空间变化特征 贵州省 21 a 的 NPP 变化趋势中(表 2),极显著减少、显著减少、轻微减少、基本稳定、轻微增长、显著增长和极显著增长分别占总变化趋势的 2.33%,2.57%,1.55%,43.18%,6.18%,12.93%,31.27%。减少趋势占 6.45%,增长趋势占 50.37%,不显著趋势基本稳定型占 43.18%,可知,贵州省 21 a 间 NPP 总体呈增长趋势。减少趋势类型主要集中在研究区中部和东部(图 5)。基本稳定无明显趋势类型则大面积覆盖研究区东南部。增长趋势类型分布地

理集中性显著,主要分布在研究区的西部,其余分布在东北部,其中,毕节市、六盘水市和黔西南州的增长趋势最为明显。2000—2010 年,NPP 呈增长变化趋势占总趋势的 26.98%,减少趋势占 2.38%,不显著趋势占 70.63%,增长趋势的区域主要分布在西北部的毕节市和六盘水市,减少趋势区域分布较零星。2011—2020 年,增长趋势占 12.56%,减少趋势占 1.49%,不显著趋势基本稳定型占 85.95%,增长趋势的区域集中分布于研究区西部,减少趋势主要分布在研究区中部的贵阳市和东南部的黔东南州,研究区 2011—2020 年的 NPP 变化幅度和变化区域相较 2000—2010 年均发生一定改变(图 6)。

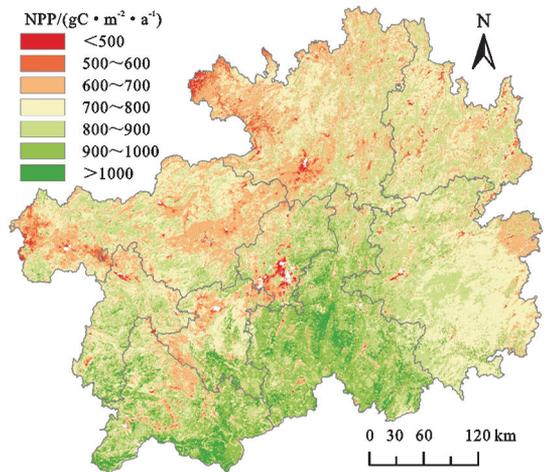


图 2 贵州省 2000—2020 年 NPP 均值空间分布

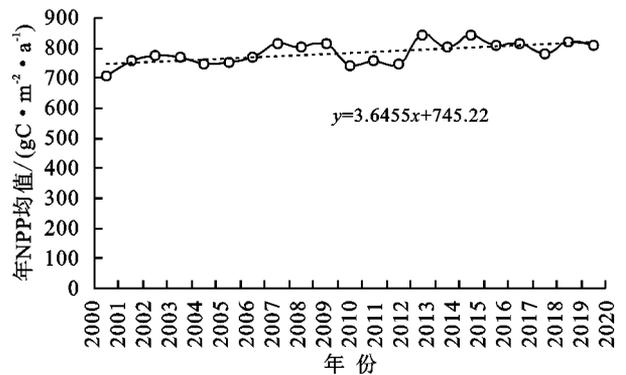


图 3 贵州省 2000—2020 年 NPP 均值变化

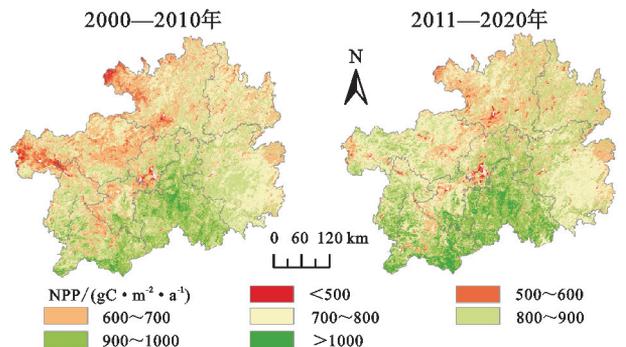


图 4 贵州省分段 NPP 均值空间分布

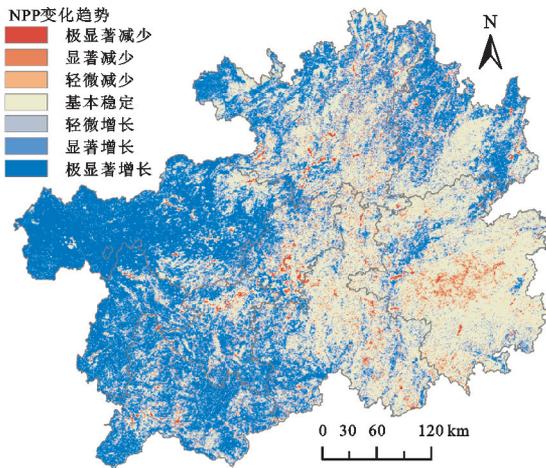


图5 贵州省2000—2020年NPP变化趋势显著性

表2 多年趋势变化显著性检验占比 %

变化趋势	趋势类型	变化年份		
		2000—2020年	2000—2010年	2011—2020年
减少趋势	极显著减少	2.33	0.38	0.15
	显著减少	2.57	1.04	0.82
	轻微减少	1.55	0.96	0.52
不显著趋势	基本稳定	43.18	70.63	85.95
	轻微增长	6.18	9.03	3.16
增长趋势	显著增长	12.93	12.07	7.35
	极显著增长	31.27	5.88	2.05

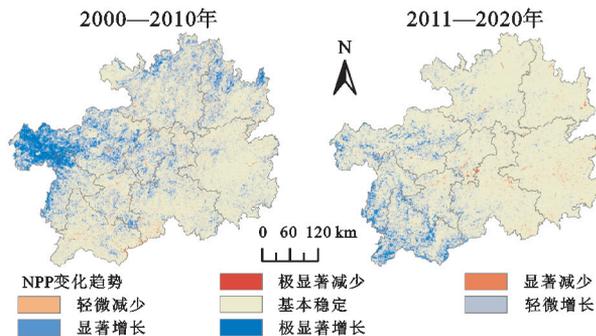


图6 分时段NPP变化趋势显著性

3.2 贵州省NPP驱动因素分析

3.2.1 地形因素 将研究区NPP变化类型及NPP均值分别与各地形因子(高程、坡度、坡向)进行空间分析,得到其在各地形因子上的分布情况(图7,图8,图9),探究和分析其分布特征。

高程因素上:贵州省多年NPP均值随着高程的增加呈现先上升后下降的变化,在500~1000m区间时最大,为794.196 gC/(m²·a),大于2000m区间时最小,为739.45 gC/(m²·a)。NPP呈增长趋势最大占比出现在>2000m高程区间,最小占比出现在500~1000m高程区间。NPP均值较高的高程区间建设用地占比小,植被覆盖度大,较低值区间植被稀疏,岩石裸露率高,不同高程区间会对NPP的储量和变化产生一定影响。

坡度因素上:坡度>35°时,多年NPP均值最大,为805.33 gC/(m²·a),0°~3°时最低,为730.497 gC/(m²·a)。在8°~15°坡度区间NPP呈增长趋势占比最高,0°~3°区间最低。较低坡度区间人类活动强度较高,大量建设活动在此坡度区间进行,受到人为干扰导致NPP值较低,而在8°~15°坡度区间的土地利用类型多为林地,植被覆盖良好,>35°区间人类活动影响减弱,故NPP在这两个坡度区间的值较高,变化也向好趋势发展。随着坡度增加,贵州省多年NPP均值呈上升趋势。

坡向因素上:研究区在平面方向的多年NPP均值呈现出最小值,为666.79 gC/(m²·a)。呈增长变化趋势的占比在平面方向也最小,在其他方向上的变化趋势无太大差异。原因可能是贵州省独特的地势情况,大多数建设用地都位于平缓地势处,导致平面坡向区域的植被减少,故平面区域NPP均值呈现最低值,NPP增长变化趋势较其他方向最低。

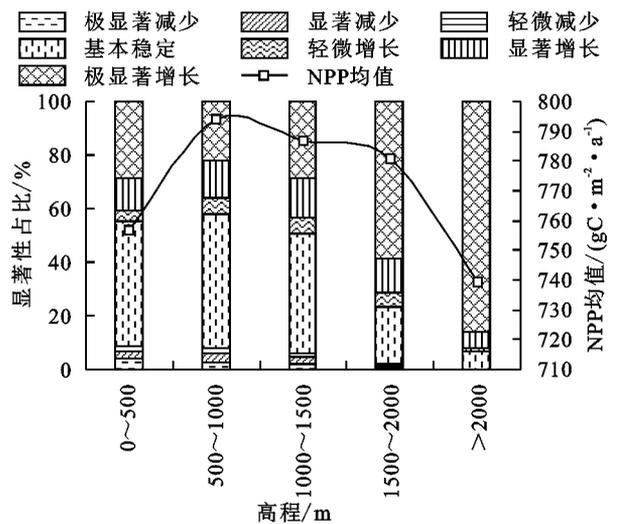


图7 不同高程NPP均值分布

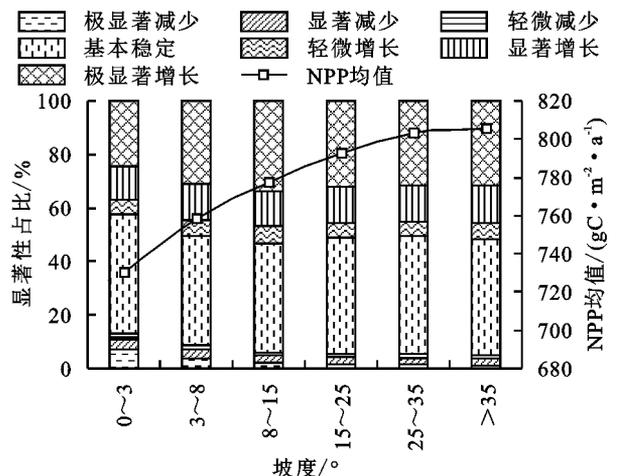


图8 不同坡度NPP均值分布

3.2.2 气象因素 NPP对气温的偏相关系数在-0.806~0.923,其中,显著负相关、负相关、正相关、

显著正相关的占比分别为 0.29%, 14.43%, 64.63% 和 20.64%, 整体呈现 85.27% 的正向相关性, 14.73% 的负向相关性。正向相关性区域大面积散布于研究区各州市内, 显著正相关性区域主要分布于研究区中部以西及东北部区域, 负向相关性区域主要分布于研究区的黔东南州、毕节市以及黔南州, 其他市域零星分布少许(图 10)。结合贵州省 2000—2020 年的多年平均气温结果(图 11)可知, 多年平均气温为 16.01°C, 呈负向相关性的区域年均气温较低, 在 8~15°C, 呈正向相关性的区域年均气温较高, 在 15~22°C, 可知升温对 NPP 有正向作用, 温度适当的生长对植被的光合作用有促进作用^[34]。

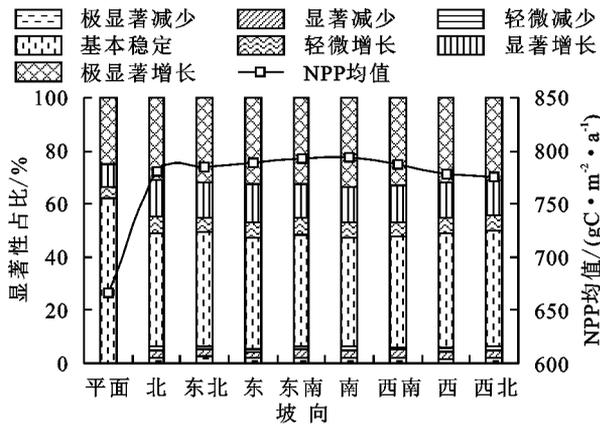


图 9 不同坡向 NPP 均值分布

NPP 对降水的偏相关系数在 -0.826~0.907, 其中, 显著负相关、负相关、正相关、显著正相关的占比分别为 0.47%, 36.19%, 59.14% 和 4.21%, 整体呈现 63.35% 的正向相关性, 36.65% 的负向相关性。NPP 与降水呈正向相关性区域主要分布于研究区中部以北、西北及西南地区, 负向相关性区域主要分布于研究区的黔东南州、黔南州及中部, 在其他市域内零散均匀分布。结合多年降水均值结果得出, 负向相关性区域的降水均值分布不均, 一些降水量高的地方 NPP 和降水的偏相关性反而呈现负向, 而正相关或显著正相关的降水均值大都处于最低值到最高值的中间。因为在湿润地区, 当降水量达到一定阈值后 NPP 会随降水量增长而下降^[35]。因此, 过多或者过少的降水量都会影响植被光合作用, 从而阻碍 NPP 的增长。

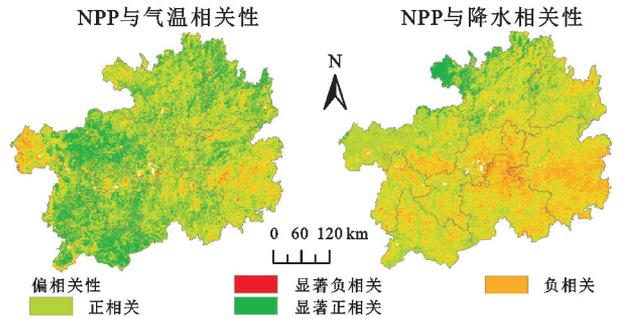


图 10 NPP 与降水及气温偏相关性

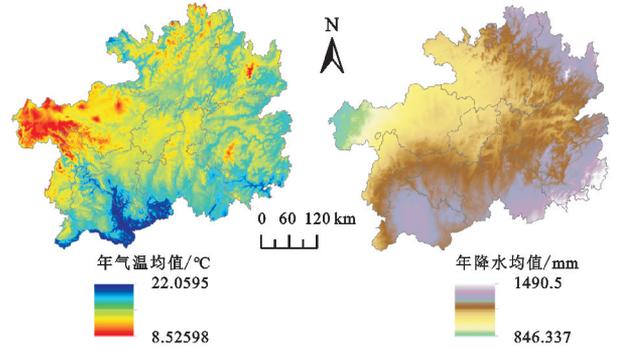


图 11 多年气温、降水均值空间分布

3.2.3 人类活动因素

(1) 土地利用变化因素。2000—2020 年贵州省各地类面积均发生一定变化, 耕地、林地、草地、未利用地覆盖面积减少, 分别减少 1 127.26 km², 573.06 km², 781.23 km², 10.02 km², 水域和建设用地增加, 分别增加 706.34 km², 1 785.24 km²。2000—2020 年耕地变化为林地和草地的占比最高, 分别为 68.62% 和 26.14%。转化导致林地增加最多的两种地类是耕地和草地, 其分别占增长面积的 67.48% 和 31.73%(表 3)。

地类变化造成的 NPP 总量变化如表 4 所示, 近 20 年来地类转化导致贵州省植被 NPP 总量变化了 6.742 9 TgC, 其中, 仅向建设用地转化时造成了 NPP 总量减少, 其他 5 种地类在转化过程中 NPP 总量均有所增长。转化过程中, NPP 总量变化占比最大的土地利用类型为林地, 占 39.28%, 耕地次之, 占 35.64%。可知, 在不同土地利用变化情况下, 林地、耕地面积的增加会促进贵州省 NPP 总量的增长, 而建设用地的增加则会导致贵州省 NPP 总量的减少。

表 3 2000—2020 年土地利用转移矩阵

km²

2000 年	2020 年					
	耕地	林地	草地	水域	建设用地	未利用地
耕地	22527.86	16546.47	6301.97	264.63	991.97	7.14
林地	16486.88	71942.71	7566.68	467.70	568.37	4.21
草地	6325.48	7780.04	16805.15	186.56	437.80	9.09
水域	64.48	100.77	40.89	160.15	10.87	
建设用地	102.81	77.26	40.70	4.32	304.48	
未利用地	5.26	16.25	7.50	0.14	1.31	9.09

表 4 2000—2020 年土地利用转化下 NPP 总量变化矩阵

TgC

2000 年	2020 年						行变化量
	草地	建设用地	耕地	林地	水域	未利用地	
草地		-0.005	0.781	0.868	0.0113	0.0012	1.6565
建设用地	0.0023		0.004	0.0054	0.0002	0	0.0119
耕地	0.8051	-0.0302		1.6196	0.008	0.0008	2.4033
林地	0.9281	0.0086	1.6895		0.0219	0.0003	2.6484
水域	0.0035	-0.0001	0.006	0.0101		0	0.0195
未利用地	0.0011	0.0001	0.0005	0.0016	0		0.0033
列变化量	1.7401	-0.0266	2.481	2.5047	0.0414	0.0023	6.7429

注:列变化量表示一整行所有地类总的变化量(整行相加),行变化量表示一整列所有地类总的变化量(整列相加)。

贵州省 2000 年的未利用地为裸土地和裸岩石地,2020 年的未利用地为裸岩石地和沼泽地。6 种地类中的 NPP 均值在 21 a 以来都有所增长(图 12),因 2020 年的未利用地中少了裸土地而多了沼泽地这一类型,沼泽地表层生长湿生植物,裸土地的植被覆盖度在 5% 以下,沼泽地的植被生产力较裸土地高,故未利用地中的 NPP 均值呈增长状态,2020 年比 2000 年增加了 $126.06 \text{ gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$ 。耕地、林地、草地虽然面积减少,但是由于多年来的水热条件导致植被光合作用的效率高于 2000 年,土壤水分提高并加速植被干物质的积累,因此这 3 种用地类型的 NPP 总量仍表现为增加^[36]。建设用地的 NPP 均值最低且增长速率也最小,这是因为受到建设活动的影响,人类活动强度高,且本身植被分布也较为稀疏,因此,此地类上的 NPP 均值最低。

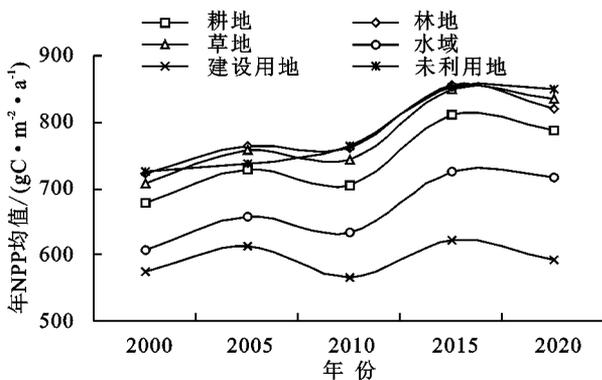


图 12 不同土地利用类型 NPP 均值分布

(2) 人口密度因素。NPP 和人口密度的简单相关系数在 $-0.967 \sim 0.941$, 其中,显著负相关、负相关、正相关、显著正相关的占比分别为 11.68%, 51.42%, 32.39% 和 4.51%, 整体呈现 36.90% 的正向相关性, 63.10% 的负向相关性。正向相关性的区域在研究区中部、东南部及西北部的毕节市较为显著, 负向相关性的区域则在研究区的东北部、西部及西南部表现较为明显(图 13)。可知人类活动行为对 NPP 的变化及分布存在一定影响。

3.2.4 各因素与 NPP 交互作用探测分析 为了确保地理探测器输入数据的一致性,除已按地类分为 6 类的土地利用数据外,其他 6 个因子数据均采用自然断点法分为 9 类,并根据研究区大小,对重分类后的数据创建 $5 \text{ km} \times 5 \text{ km}$ 的渔网,提取渔网中心点的像元值,剔除无效值后,共计 8 849 个格点数据,输入至地理探测器工具中,得到结果 q 因子解释力和交互作用的结果。 q 值越大表示该因子对应变量空间分布的解释力越强,从图 14 的探测结果来看,各代表年份的主导因子均为降水,代表年份解释力分别为 0.228, 0.058 0, 0.118, 0.064 7 和 0.062。5 个时段年份的 q 均值大小分别是降水(0.106 2) > 气温(0.071 2) > 高程(0.037 8) > 人口密度(0.024 0) > 土地利用(0.015 7) > 坡度(0.003 4) > 坡向(0.000 8),除主要驱动因子降水外,气温也是影响研究区 NPP 变化的重要驱动因子。

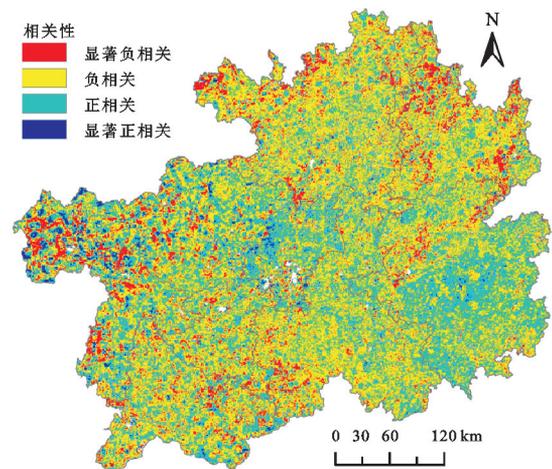


图 13 NPP 与人口密度相关性

交互作用结果表明,任意两个因子交互的影响力都高于单因子,均呈现出非线性增强的结果,进一步说明 NPP 变化不仅是受某个因子主导影响,而是多种因子协同影响,根据主导交互因子影响值(表 5)的排列顺序可看出,2000 年、2020 年和 2020 年降水加上气温交互后有最高解释力,分别为 0.277, 0.154, 0.138, 而 2005 年和 2015 年是气温和高程交互后有着最高解释力,分别

是 0.118,0.125。由表 5 可知,降水因子虽然一直是 NPP 变化的主导因子,但随着时间变化,气温加上高程/土地利用交互解释力成为主导交互因子的次数增加,而降水和高程交互后的解释力也在 2000 年、2005 年、2020 年和 2020 年分别排主导交互因子 2 和主导交互因子 3 的位置,进一步说明了不仅水热条件是 NPP 变化的重要因子,人类活动和地形因素对研究区 NPP 变化的影响也是不容小视的。

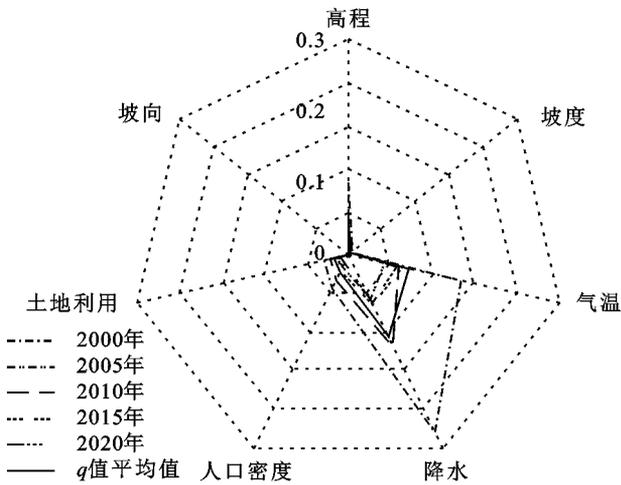


图 14 代表年份不同因子解释力分布

表 5 代表年份主导交互因子情况

年份	主导交互因子 1	主导交互因子 2	主导交互因子 3
2000	降水∩气温 0.277	降水∩高程 0.268	降水∩人口密度 0.261
2005	气温∩高程 0.118	降水∩高程 0.103	降水∩气温 0.096
2010	降水∩气温 0.154	降水∩高程 0.148	降水∩土地利用 0.144
2015	气温∩高程 0.125	降水∩气温 0.109	气温∩土地利用 0.087
2020	降水∩气温 0.138	气温∩高程 0.136	降水∩高程 0.105

4 讨论与结论

4.1 讨论

利用 MOD17A3 产品 NPP 数据对贵州省植被 NPP 时空变化趋势及影响因素进行分析,得到贵州省 21 a 间 NPP 总体均值为 785.32 gC/(m²·a),高于张继等^[37]研究的贵州 2000—2014 年的 NPP 均值 426.77 gC/(m²·a),但 NPP 的总变化趋势与之一致,说明模型计算的 NP_p 值与遥感 NP_p 值存在异同。结果与何宏昌等^[19]、茆杨等^[26]采用 MOD17A3 数据对西南地区 NPP 的估算结果基本相近。与林晓扬等^[38]基于 CASA 模型估算的结果相近,都得出

2000—2010 年贵州省植被 NPP 较高值的区域在黔东南州,较低值在毕节市的结论。研究期间的 NPP 变化总体呈增长趋势,在东南部呈下降趋势,这与洪辛茜等^[25]、冯婉等^[39]的研究结果一致。贵州省气温与 NPP 的相关性比降水高,且过于丰富的降水会间接对植被生长造成胁迫,这与兰小丽等^[21]、顾羊羊等^[40]的研究结果一致。土地利用变化过程中:林地、草地和耕地等高植被生产力的地类向建设用地、水域等低植被生产力的地类转化时会造成 NPP 总量减少,相反则会使 NPP 总量增加,这与姜春等^[41]的研究一致。这些结果都一定程度上验证了本文研究的准确性。表明了,在退耕还林、石漠化治理等政策下,贵州省植被覆盖情况向好趋势发展。

由地理探测结果可知,贵州省植被 NPP 的空间分异受到地形、水热条件及人类活动强度等因素共同影响,总体上自然因素对植被 NPP 的影响力要大于人类活动因素,但随着时间的推移,人类活动的影响开始越来越强。气象因子可以直接影响植被的光合、呼吸和蒸腾等代谢过程,因而对研究区整体植被 NPP 的空间分异解释力相较于其他因子的高,这与已有研究结果一致^[27,39,40]。本文所引用的土地利用数据分辨率为 1 km,用来表征人类活动对植被 NPP 产生的影响会具有一定的误差,若进行更精细的分析,则需要精度更高的数据。除本文引进的影响因子以外,GDP、城市分布、地表蒸散发量等的自然因子或人文因子也会对 NPP 的变化起到干扰作用。同时,本文未对各因子交互作用的影响进行深入分析,不足之处仍有待进一步探索和研究。所以在后续研究中,若要全面精准地得到研究结果,应获取更高精度分辨率一致的数据,除了常见的影响因素以外,也应该积极探索引起 NPP 变化的其他因子,从而为贵州省的生态修复和水土保持治理等工程提供更加完备且科学的数据支撑。

4.2 结论

(1) 贵州省在 2 000~2 020 的植被 NPP 均值为 707.90 gC/(m²·a)~811.427 gC/(m²·a),整体呈波动上升趋势,平均增长速率为 4.93 gC/(m²·a)。表现为中南部和西南部高,北部和东部低的空间分布特征,2011—2020 年整体均值较 2000—2010 年高。

(2) 植被 NPP 的各变化趋势类型中,减少趋势占 6.45%,主要分布在研究区中部及东南部,增长趋势占 50.37%,主要分布在西部和西南部。毕节市、六盘水市和黔西南州的增长趋势最为明显。

(3) 随着高程的增加, NPP 均值呈现先上升后下降的趋势, 在高程 500~1 000 m 区间时最大。随着坡度增加 NPP 呈上升趋势, 坡度 $>35^\circ$ 时最大。除平面方向外, NPP 大小与变化情况在其他坡向上无太大差异。植被 NPP 与气温和降水呈现 85.27% 和 63.35% 正向相关性, 对温度的相关程度要强于降水。当土地利用类型向林地、耕地和草地转变时 NPP 总量增加显著, 向建设用地转变时 NPP 总量下降。人口密度与 NPP 的负向相关性达 63.10%。整体而言, NPP 与各类因素均呈现一定相关性。

(4) 探测结果显示: 降水是影响研究区 NPP 变化的主要驱动因子, 其次是气温。各年份因子影响力大小分别是降水 $>$ 气温 $>$ 高程 $>$ 人口密度 $>$ 土地利用 $>$ 坡度 $>$ 坡向。水热条件是 NPP 变化的重要因素, 但人类活动因素和地形因素对研究区 NPP 变化的影响也在逐渐增强。

参考文献:

- [1] 栗忠飞, 王小莲, 徐钰涛, 等. 1996—2015 年滇西北香格里拉植被净初级生产力变化[J]. 生态学报, 2022, 42(1): 266-276.
- [2] 李传华, 殷欢欢, 朱同斌, 等. 干旱对河西走廊植被净初级生产力的影响[J]. 中国沙漠, 2021, 41(1): 145-155.
- [3] 王娟, 何慧娟, 董金芳, 等. 黄河流域植被净初级生产力时空特征及自然驱动因子[J]. 中国沙漠, 2021, 41(6): 213-222.
- [4] 蒋爱萍, 靳甜甜, 张丽萍, 等. 西南地区道路建设对植被净初级生产力的影响[J]. 生态学报, 2022, 42(9): 3624-3632.
- [5] 李传华, 朱同斌, 周敏, 等. 河西走廊植被净初级生产力时空变化及其影响因子研究[J]. 生态学报, 2021, 41(5): 1931-1943.
- [6] 王金杰, 赵安周, 张兆江, 等. 2000—2018 年京津冀地区植被净初级生产力时空演变及其驱动因素[J]. 生态科学, 2021, 40(1): 103-111.
- [7] 周福芳, 史秀华, 邱国玉, 等. 深圳湾不同生境湿地大型底栖动物次级生产力的比较研究[J]. 生态学报, 2012, 32(20): 6511-6519.
- [8] 罗玲, 毛德华, 张柏, 等. 芦苇湿地植被 NPP 估算方法探索与应用[J]. 遥感技术与应用, 2021, 36(4): 742-750.
- [9] 邵嘉豪, 李晶, 闫星光, 等. 基于地理探测器的山西省 2000—2020 年 NPP 时空变化特征及驱动力分析[J]. 环境科学, 2023, 44(1): 312-322.
- [10] 张城芳, 董恒. 基于高光谱数据的作物净初级生产力估算方法[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(22): 260-263.
- [11] 田义超, 杨豪, 徐欣. 北部湾典型入海流域植被净初级生产力时空分布特征及其影响因素[J]. 生态环境学报, 2021, 30(5): 938-948.
- [12] 张鑫彤, 吴秀芹. 基于 CASA 模型的 2005—2019 年云南断陷盆地 NPP 时空变化研究[J]. 地球学报, 2021, 42(3): 426-434.
- [13] 耿笛, 梁亮, 黄婷, 严娟, 王家慧, 邱思怡, 王李娟. 利用改进的 CASA 模型估算城市尺度 NPP: 以徐州城区为例[J]. 测绘通报, 2021(01): 78-83.
- [14] 董晓宇, 姚华荣, 戴君虎, 等. 2000—2017 年内蒙古荒漠草原植被物候变化及对净初级生产力的影响[J]. 地理科学进展, 2020, 39(1): 24-35.
- [15] Hadian F, Jafari R, Bashari H, et al. Estimation of spatial and temporal changes in net primary production based on Carnegie Ames Stanford Approach (CASA) model in semi-arid rangelands of Semirom County, Iran[J]. Journal of Arid Land, 2019, 11(4): 477-494.
- [16] Dugarsuren N, Lin C. Simulation of net primary productivity in Mongolia using CASA model, during 2000-2004 [J]. Mongolian Journal of Biological Sciences, 2016, 14(1/2): 43-51.
- [17] 谷雷, 岳彩荣, 张国飞, 等. 基于 Google Earth Engine 平台的大湄公河次区域 2001—2019 年植被 NPP 时空变化分析[J]. 西部林业科学, 2021, 50(2): 132-139.
- [18] 胡砚霞, 王长青. 汉江流域耕地生产力变化趋势与持续性分析[J]. 长江流域资源与环境, 2022, 31(6): 1249-1261.
- [19] 何宏昌, 马炳鑫, 靖娟利, 等. 近 20 年西南喀斯特地区植被 NPP 时空变化及自然因素地理探测[J]. 水土保持研究, 2022, 29(3): 172-178, 188.
- [20] 王新闯, 王世东, 张合兵. 基于 MOD17 A3 的河南省 NPP 时空格局[J]. 生态学杂志, 2013, 32(10): 2797-2805.
- [21] 兰小丽, 孙慧兰, 许玉凤. 贵州植被 NPP 时空格局及其对气候变化的响应[J]. 安徽农学通报, 2020, 26(18): 162-166.
- [22] Running S W, Nemani R R, Heinsch F A, et al. A continuous satellite-derived measure of global terrestrial primary production [J]. Bioscience, 2004, 54(6): 547-560.
- [23] 李登科, 范建忠, 王娟. 基于 MOD17 A3 的陕西省植被 NPP 变化特征[J]. 生态学杂志, 2011, 30(12): 2776-2782.
- [24] 张梦宇, 张黎, 任小丽, 等. 中国西南地区土地利用/覆盖变化对净初级生产力的影响: 以环江毛南族自治县为例 (英文) [J]. Journal of Resources and Ecology, 2020, 11(6): 606-616.
- [25] 茆杨, 蒋勇军, 张彩云, 等. 近 20 年来西南地区植被净初级生产力时空变化与影响因素及其对生态工程响应[J]. 生态学报, 2022, 42(7): 2878-2890.
- [26] 洪辛茜, 黄勇, 孙涛. 我国西南喀斯特地区 2001—2018 年植被净初级生产力时空演变[J]. 生态学报, 2021, 41(24): 9836-9846.
- [27] 徐勇, 黄雯婷, 郑志威, 等. 基于空间尺度效应的西南地区植被 NPP 影响因子探测[J]. 环境科学, 2023, 44(2): 900-911.

- [26] 安国强,秦晓敏,许霄霄,等.山东省生态用地变化及驱动因素影响评价[J].中国农业资源与区划,2020,41(9):45-54.
- [27] 管青春,郝晋珉,石雪洁,等.中国生态用地及生态系统服务价值变化研究[J].自然资源学报,2018,33(2):195-207.
- [28] 陈瑜琦,张智杰,郭旭东,等.中国重点生态功能区生态用地时空格局变化研究[J].中国土地科学,2018,32(2):19-26.
- [29] 徐建英,樊斐斐,刘焱序,等.汶川县生态系统服务对景观格局及其变化的响应[J].生态学报,2020,40(14):4724-4736.
- [30] 张月,张飞,王娟,等.近40年艾比湖湿地自然保护区生态干扰度时空动态及景观格局变化[J].生态学报,2017,37(21):7082-7097.
- [31] 罗红,陈磊,姜运力,等.自然保护地整合优化的景观格局变化分析:以贵州省思南县为例[J].生态学报,2021,41(20):8076-8086.
- [32] 吴健生,罗可雨,赵宇豪.深圳市近20年城市景观格局演变及其驱动因素[J].地理研究,2020,39(8):1725-1738.
- [33] 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.
- [34] 张华玉,秦年秀,汪军能,等.广西海岸带土地利用时空格局及其驱动因子[J].水土保持研究,2022,29(3):367-374.
- [35] 李颖,冯玉,彭飞,等.基于地理探测器的天津市生态用地格局演变[J].经济地理,2017,37(12):180-189.
- [36] 黄木易,岳文泽,方斌,等.1970—2015年大别山区生态服务价值尺度响应特征及地理探测机制[J].地理学报,2019,74(9):1904-1920.
- [37] Zhang W, Wang L, Xiang F, et al. Vegetation dynamics and the relations with climate change at multiple time scales in the Yangtze River and Yellow River Basin, China [J]. Ecological Indicators, 2020, 110: 105892.
- [38] 赖国华,胡宝清,李敏,等.桂西南—北部湾地区“三生”用地演变及其驱动力的地理探测[J].水土保持研究,2021,28(4):236-243.
- [39] Feng R, Wang F, Wang K, et al. Quantifying influences of anthropogenic-natural factors on ecological land evolution in mega-urban agglomeration: A case study of Guangdong-Hong Kong-Macao greater Bay area [J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 283: 125304.
- [40] Ruan W Q, Li Y Q, Zhang S N, et al. Evaluation and drive mechanism of tourism ecological security based on the DPSIR-DEA model [J]. Tourism Management, 2019, 75: 609-625.

~~~~~

(上接第416页)

- [28] 翟香,兰安军,廖艳梅,等.基于生态安全格局的国土空间生态修复关键区域定量识别:以贵州省为例[J].水土保持研究,2022,29(6):322-329,343.
- [29] 廖艳梅,兰安军,尹林江,等.喀斯特山区农村居民点空间分布特征及其影响因素[J].水土保持研究,2021,28(6):233-241.
- [30] 刘炜,焦树林,安全,等.气候变化及人类活动对贵州省1998—2018年NDVI的影响[J].长江流域资源与环境,2021,30(12):2883-2895.
- [31] Liu Y, Li Y, Li S, et al. Spatial and temporal patterns of global NDVI trends: correlations with climate and human factors [J]. Remote Sensing, 2015, 7(10): 13233-13250.
- [32] 吴奕,宋瑞鹏,张红卫,等.河南省降水量、地表水资源量变化趋势及演变关系[J].人民黄河,2021,43(11):92-96.
- [33] 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.
- [34] 刘曦,国庆喜,刘经伟. IBIS 模拟东北东部森林 NPP 主要影响因子的敏感性[J].生态学报,2011,31(7):1772-1782.
- [35] 丁庆福,王军邦,齐述华,等.江西省植被净初级生产力的空间格局及其对气候因素的响应[J].生态学杂志,2013,32(3):726-732.
- [36] 闫立男,王新军,陈蓓等.稀疏植被净初级生产力时空变化及气象因素关系分析[J].测绘通报,2022(3):1-6.
- [37] 张继,周旭,蒋啸,等.贵州高原不同地貌区和植被类型水分利用效率的时空分异特征[J].山地学报,2019,37(2):173-185.
- [38] 林晓扬,蔡雄飞,王济,等.2000—2010年贵州省植被净初级生产力时空变化研究[J].环境保护科学,2015,41(2):91-95,136.
- [39] 冯婉,谢世友.长江流域片2000—2015年植被NPP时空特征及影响因子探测[J].水土保持研究,2022,29(1):176-183.
- [40] 顾羊羊,邹长新,乔旭宁,等.2000—2015年黔西南州植被覆盖时空变化及影响因素分析[J].生态与农村环境学报,2021,37(11):1413-1422.
- [41] 姜春,吴志峰,程炯,等.广东省土地覆盖变化对植被净初级生产力的影响分析[J].自然资源学报,2016,31(6):961-972.