

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

何宏昌¹, 马炳鑫¹, 靖娟利^{1,2}, 徐勇¹, 窦世卿¹, 刘兵¹

(1. 桂林理工大学 测绘地理信息学院, 广西 桂林 541006; 2. 广西空间信息与测绘重点实验室, 广西 桂林 541006)

摘要: 植被净初级生产力(Net Primary Production, NPP)是表征植物活动的重要变量,分析植被 NPP 时空变化及驱动力对生态保护及植被恢复建设具有重要意义。基于 2000—2019 年 MOD17A3 的 NPP 数据,结合基于站点的气象数据、DEM 等数据,运用趋势分析、Mann-Kendall 检验、R/S 分析及地理探测器等方法,定量分析了西南喀斯特地区植被 NPP 空间分布、时空变化及未来趋势,进一步探讨了自然因子对西南地区植被 NPP 的驱动作用。结果表明:(1) 2000—2019 年西南喀斯特地区植被 NPP 空间分布上呈南高北低的空间分布格局,总体均值为 $751.37 \text{ gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$ 。(2) 从时间尺度看,20 a 间研究区植被 NPP 总体呈上升趋势,上升速度为 $3.67 \text{ gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$;从空间尺度看,20 a 间西南喀斯特地区植被 NPP 呈上升趋势的面积占总面积的 78.10%,呈显著上升的区域占 42.14%,主要分布在四川盆地、乌蒙山一带。(3) 未来研究区内植被 NPP 以上升趋势为主,呈持续上升趋势的面积占比为 76.97%,呈强持续显著上升的面积占 30.67%,主要分布在四川盆地及乌蒙山一带。(4) 地理探测显示,影响西南喀斯特地区 NPP 变化的主导因子为湿度、生物温暖指数、日照时数和气温,其 q 均值均超过 0.3;各因子交互作用表现为双因子增强或非线性增强,其中高程与生物温暖指数的 q 值最高,为 0.498。综上,研究结果表明高程和生物温暖指数的共同作用对西南喀斯特地区的 NPP 影响最大。

关键词: 西南喀斯特地区; NPP; 趋势分析; Mann-Kendall 检验; R/S 分析; 地理探测器

中图分类号: P931.5

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2022)03-0172-07

Spatiotemporal Changes of NPP and Natural Factors in the Southwestern Karst Areas from 2000 to 2019

HE Hongchang¹, MA Bingxin¹, JING Juanli^{1,2}, XU Yong¹, DOU Shiqing¹, LIU Bing¹

(1. College of Geomatics and Geoinformation, Guilin University of Technology, Guilin, Guangxi 541006, China; 2. Guangxi Key Laboratory of Spatial Information and Geomatics, Guilin, Guangxi 541006, China)

Abstract: Net primary production is an important variable that characterizes plant activities. Analyzing the spatiotemporal changes and driving forces of NPP is of great significance to ecological protection and vegetation restoration. Based on MOD17A3 NPP, site-based meteorological data, DEM and other datas, we used trend analysis, Mann-Kendall test, R/S analysis and geographic detector methods to analyze the temporal and spatial changes and future trends of NPP, and to further explore the driving effects of natural factors on NPP in southwest China. The results show that: (1) the NPP of the study area was higher in the south and lower in the north, with an overall average value of $751.37 \text{ gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$; (2) from 2000—2019, the average annual NPP for the study period showed an overall upward trend, with a rising rate of $3.67 \text{ gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$; the areas with an increasing trend accounted for 78.10% of the total study area, in which 42.14% of those areas showed a significant increase, mainly distributed in the Sichuan Basin and Wumeng Mountain area; (3) furthermore, the areas expected to maintain an increasing trend in the future, accounted for 76.97% of the total study area, in which the areas expected to show a strong, continuous and significant increase accounted for 30.67%, which mainly distributed in the Sichuan Basin and around Wumeng Mountain; (4) the humidity, biological warmth index, sunshine hours and temperature were the controlling factors affecting the change of

收稿日期: 2021-05-07

修回日期: 2021-05-25

资助项目: 广西八桂学者专项项目; 国家自然科学基金项目(42061059); 广西青年资助项目(2020GXNSFBA297160); 广西空间信息与测绘重点实验室资助课题(191851016); 桂林理工大学科研启动资助项目(GUTQDJJ2019046, GUTQDJJ2019172)

第一作者: 何宏昌(1960—), 男, 吉林四平人, 博士学位, 教授, 主要从事遥感应用方面研究。E-mail: hhe@glut.edu.cn

通信作者: 靖娟利(1977—), 女, 陕西西安人, 硕士, 副教授, 主要从事环境遥感方面研究。E-mail: 2003080@glut.edu.cn

NPP in the geographical exploration, the average q of above driving factors was greater than 0.3; the interaction between each two factors presented double-factor enhancement and non-linearity enhancement, among which the interaction q value of elevation and BWI was the highest with a magnitude of 0.498. It suggests that the combined effect of elevation and biological warmth index has the greatest influence on NPP in the southwestern karst area.

Keywords: southwest karst area; NPP; trend analysis; Mann-Kendall test; R/S analysis; geographic detector

植被净初级生产力(Net Primary Production, NPP),是指单位时间、单位面积上植被固定的有机干物质的总量^[1-2]。植被 NPP 是表征植物活动的重要变量,是陆地碳循环的重要组成部分,它不仅反映了植被在自然环境下的恢复和退化情况,也是判定生态系统中碳循环过程的主要因子,在全球气候变化中扮演着重要角色^[3-5]。近年来,通过植被 NPP 动态变化来反映生态系统功能成为了生态研究的热点,监测植被 NPP 的动态变化并探索其影响因素,已经成为了未来生态保护研究的重点^[6-7]。

关于植被 NPP 的研究开始于 19 世纪 80 年代^[8]。Nemani 等^[1]通过研究全球植被 NPP 的变化情况,发现全球气候朝着有利于植被生长的方向发展;Peng 等^[9]分析了加拿大中部植被 NPP 分布特征,指出气候变化、碳含量等因素与植被 NPP 变化密切相关。我国对植被 NPP 的研究起源于二十世纪八十年代,国内学者使用不同数据源对不同区域进行了净初级生产力的时空动态及气候影响因子研究。陶波等^[2]利用 CEVSA 模型探讨了 1981—1998 年中国植被 NPP 的时空变化格局,指出了气候因子中的降水是影响植被 NPP 时空分布的关键性因素;刘恒等^[10]利用 MOD17A3 数据集分析了武陵山区植被 NPP 的时空动态特征及变化趋势,并利用地理探测器的方法解析了气温是影响该区域植被 NPP 变化的主要因子。

西南喀斯特地区位于中国南部亚热带季风气候区,是世界著名的喀斯特地貌区域,山多地少,土层薄、土质差,并且有石漠化现象^[11-12],生态环境问题已成为影响该地区社会经济发展的瓶颈,受到了学者们的广泛关注。谷晓平等^[13]利用 AVIM2 模型模拟了西南地区植被 NPP 的空间分布格局和多年变化,发现西南地区植被 NPP 的空间分布与降水量呈显著正相关,与海拔高度呈负相关;李燕丽等^[14]基于光能利用率模型对广西植被 NPP 进行估算,发现广西植被 NPP 总体呈现增加趋势,并指出人类活动正在逐渐成为植被 NPP 变化的主要因素;左丽媛等^[15]基于地理探测器方法对 2015 年贵州三岔河流域植被 NPP 进行定量归因,发现植被覆盖度和温度是植被 NPP 的显著控制因子。上述研究为阐明西南地区植被 NPP 的空间分布特征、动态变化奠定了基础,并在探

索植被 NPP 的驱动力机制上做出了探索。然而,目前大多数研究时间较短,范围较小,且大多数的研究集中于探讨植被 NPP 与降水及气温之间的关系,对于植被 NPP 与其他自然因子之间的研究较少。

鉴于此,本文基于长时间序列 MOD17A3 数据集、基于站点的气象数据和 DEM 数据,运用趋势分析、Mann-Kendall 检验、R/S 分析及地理探测器方法研究西南喀斯特地区植被 NPP 时空格局及变化趋势,探讨自然因子对植被 NPP 的影响程度,以期为该区域环境保护和生态系统变化提供科学依据。

1 研究区概况

研究区位于中国西南部,包含 3 个省级行政区、1 个自治区和 1 个直辖市,分别为四川、云南、贵州、广西壮族自治区及重庆。地理位置介于 $97^{\circ}21'—112^{\circ}04'E$, $20^{\circ}54'—34^{\circ}19'N$ 。东临南岭山脉、鄂西山地,西起青藏高原,北依秦岭淮河一带,南毗邻越南、老挝、濒临于北部湾和南海;区域总面积 137.63 万 km^2 ,占全国陆表总面积的 14.34%。该区域地势自西向东阶梯式降低,地形地貌复杂,是世界著名的喀斯特地貌区,其中包含横断山脉、云贵高原、四川盆地、广西丘陵等,气候条件以亚热带季风气候和热带季雨林气候为主,年均温为 $12\sim 27^{\circ}C$,年降水量为 1 000~1 300 mm,受季风气候影响,水热条件良好,适合植物生长发育,降水自东南向西北方向递减,受地形因素影响很大(图 1)。

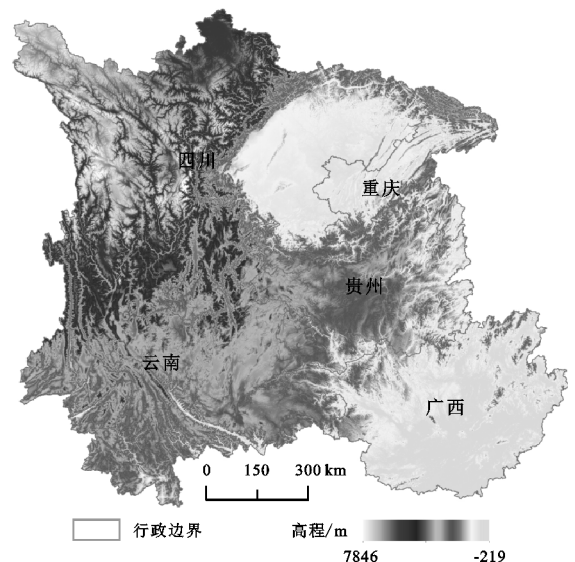


图1 研究区概况

2 数据与方法

2.1 数据来源及预处理

植被 NPP 数据为 MOD17A3 数据集,该数据时间跨度为 2000—2019 年,空间分辨率为 500 m,时间分辨率为 1 a,数据来源于美国国家航空航天局(<http://lpdaac.usgs.gov>)。DEM 数据来源于地理空间数据云(<http://www.gscloud.cn/search>),空间分辨率为 30 m,主要用于提取研究区高程、坡度及坡向等数据。同期气象数据包括全国 613 个站点在的逐月气温、降水、湿度和日照时数数据,源于国家地球系统科学数据共享服务平台(<http://www.geodata.cn/>),该数据经剔除无效值,利用 ArcMap10.8 软件的 IDW 工具进行插值,得到空间分辨率为 500 m 的栅格数据。

2.2 研究方法

2.2.1 植被 NPP 变化动态分析 一元线性回归趋势分析能逐像元分析研究区植被 NPP 的波动规律和动态变化^[16],计算过程如下:

$$T = \frac{n \sum_{i=1}^n i \times NPP_i - \sum_{i=1}^n i \sum_{i=1}^n NPP_i}{n \sum_{i=1}^n i^2 - (\sum_{i=1}^n i)^2} \quad (1)$$

式中: T 为植被 NPP 变化的趋势和强度; n 表示估算年数; NPP_i 为第 i 年植被 NPP 值。若 $T > 0$, 表示此区域植被 NPP 值呈增加趋势, 反之减少, 且 T 绝对值越大, 变化趋势越明显。

2.2.2 植被 NPP 变化显著性检验 本文采用 Mann-Kendall(MK)趋势检验方法对植被 NPP 的变化趋势的显著性进行检验。MK 检验是一种非参数检验方法,在气象与水文研究中广泛使用,其优点是计算样本不用遵循特定的规律分布,且不受少数异常值的影响^[17-19]。

该方法通过计算检验值(Z)判断时间序列变化趋势是否显著,标准化后 Z 值为标准正态分布排列,根据标准正态分布表采用置信度 95% 的条件下对应的值,即 $|Z| > 1.96$ 的区域表示具有显著的变化趋势,反之表示趋势变化不显著,计算公式详见参考文献^[20]。根据研究区 2000—2019 年植被 NPP 数据,使用 MATLAB 2020 年软件编程实现植被 NPP 逐像元计算。

2.2.3 植被 NPP 变化持续性分析 R/S 分析法(rescaled range analysis),又称为重新标度极差分析法,最先被用于水文研究,经过多国学者进行完善,已经成为了研究水文学、气候学等方面长时间序列数据的经典方法,并相较于传统的残差方差法、聚合方差法准确性更高^[21-23]。通过计算赫斯特指数(H)来分

析研究区植被 NPP 变化趋势的持续性,计算方法详见参考文献^[21]。

2.2.4 地理探测器法 地理探测器法,最早由中国学者王劲峰等^[24]提出并使用,是一种探测空间要素成因和机理的重要方法,已经被广泛应用到社会经济、风险评估、人类健康等相关领域中^[25-27]。该方法不仅可以探测空间分异性的,还可用于识别不同因子之间的交互作用,即评估双因子对植被 NPP 共同作用时是否会增加或减弱对植被 NPP 的解释力,其具体计算公式详见参考文献^[24]。空间分异性是由地理探测器的 q 值来衡量的, q 的取值范围为 $[0,1]$,当 q 值越大时,表明该因子对 NPP 的影响越大,反之则影响越小。本文选取高程(AL)、坡度(SL)、坡向(AS)、生物温暖指数(BWI)、生物寒冷指数(BCI)、生物干湿度指数(BK)、湿度(H)、日照时数(S)、降水(P)、气温(T)共计 10 种自然因子(其中 BWI,BCI,BK 计算方法详见参考文献^[28-30])。研究过程中,研究区划分为 $2\text{ km} \times 2\text{ km}$ 的栅格点,各因素进行重分类后将其与植被 NPP 空间关系进行一一对应,以格网为基本单元,对研究区逐年进行因子影响力探测。

3 结果与分析

3.1 植被 NPP 空间分布特征

基于西南喀斯特地区 2000—2019 年的植被 NPP 数据逐像元计算近 20 a 年均植被 NPP,计算结果见图 2。从图 2 可以看出,研究区年均植被 NPP 分布呈现出明显的空间异质性,20 a 间总体均值为 $751.37\text{ gC}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$,空间分布总体呈北低南高,造成这种分布的原因可能与气候变化、人类活动、土壤类型、地形、植被类型等因素有关。

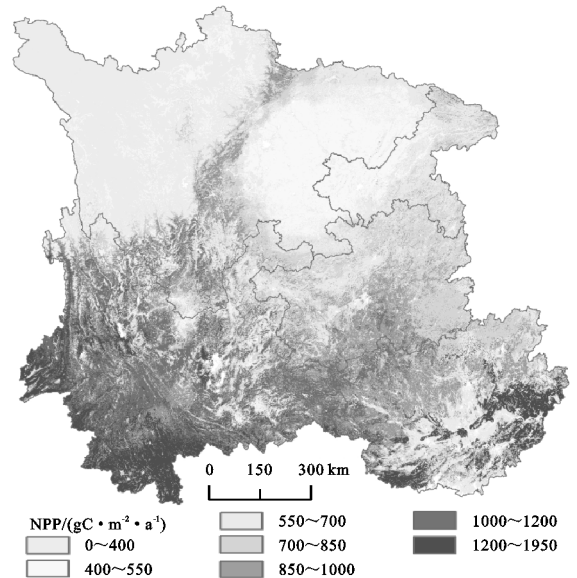


图 2 2000—2019 年西南喀斯特地区年均 NPP 空间分布

为了进一步分析西南喀斯特地区年均植被 NPP 空间分布格局,将年均 NPP 分为 7 个等级(分级规律见参考文献[14])。从图 2 可以看出,大部分区域植被 NPP 值在 $550\sim1\,000\text{ gC}/(\text{m}^2\cdot\text{a})$; 低值区 $[0\sim550\text{ gC}/(\text{m}^2\cdot\text{a})]$ 占研究区面积的 26.55%, 主要分布在横断山脉和四川盆地, 这些区域植被 NPP 值较低的原因主要有两点, 一部分地区平均海拔较高, 自然环境恶劣, 植被覆盖相对较低, 另外一部分区域地处盆地平原, 城镇建设面积大, 受人类活动影响较大。高值区 $[1\,000\sim1\,950\text{ gC}/(\text{m}^2\cdot\text{a})]$ 占研究区面积的 19.19%, 主要分布在云贵高原南部区域, 如云南西双版纳傣族自治州、德宏傣族景颇族自治州及其附近区域, 广西防城港市、大桂山一带也有零星分布, 这些区域植被类型主要为针叶林及阔叶林, 因此其植被 NPP 较高。

3.2 植被 NPP 时空变化特征

3.2.1 植被 NPP 时间变化特征 从时间上来看(图 3), 西南喀斯特地区 2000—2019 年植被 NPP 年际变化特征明显, 20 a 间研究区植被 NPP 介于 $706.28\sim793.57\text{ gC}/(\text{m}^2\cdot\text{a})$, 波动幅度为 $87.29\text{ gC}/(\text{m}^2\cdot\text{a})$, 最小值出现在 2000 年, 最大值出现在 2015 年, 整体呈现上升趋势, 年均上升速率为 $3.67\text{ gC}/(\text{m}^2\cdot\text{a})$ 。从总体变化趋势来看, 2000—2003 年、2005—2009 年和 2012—2018 年植被 NPP 呈现波动上升趋势, 2004—2005 年和 2009—2010 年植被 NPP 出现明显降低。其中植被 NPP 下降原因可能与 2004 年南方大旱以及 2009 年间西南旱情致使降雨不足, 温度升高, 植被生长受限, 西南地区生态被破坏有关^[31]。

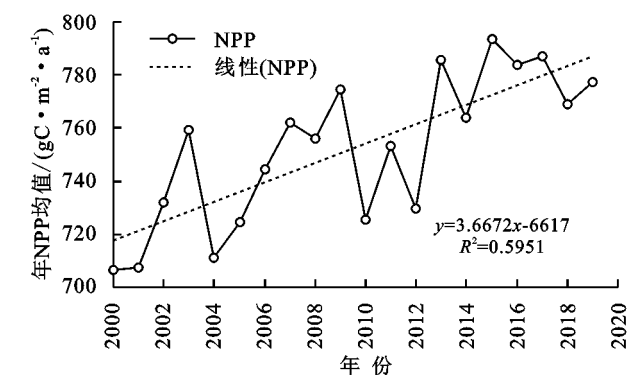


图 3 2000—2019 年西南喀斯特地区年际 NPP 变化趋势

3.2.2 植被 NPP 空间变化特征 基于一元线性回归趋势方法, 对西南喀斯特地区 2000—2019 年植被 NPP 进行逐像元趋势分析, 并结合 MK 检验, 得到近 20 a 研究区植被 NPP 变化趋势(图 4)。从图 4 可以看出, 植被 NPP 呈增加趋势的占比为 78.10%, 其中呈显著增加趋势($|Z|>1.96, T>0$)的区域占 42.14%, 主要分布在四川盆地、乌蒙山一带, 广西丘陵及云贵高原西部也有少量分布。植被 NPP 呈减少

趋势的占比为 21.90%, 其中呈显著减少趋势($|Z|>1.96, T<0$)的区域占 3.90%, 主要分布在云南西双版纳傣族自治州、普洱市附近, 广西丘陵也有呈零星分布的显著减少区域。总体来看, 研究区植被 NPP 呈增加趋势的区域远大于呈减少趋势的区域, 由于气候变化和人类活动的影响, 各地区植被 NPP 变化存在显著的空间差异。

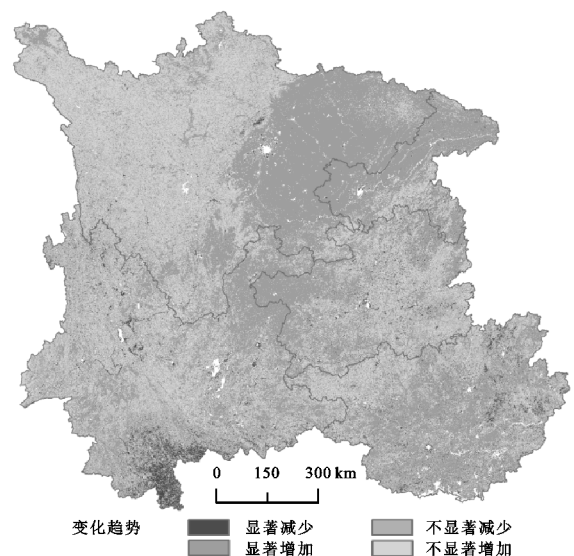


图 4 2000—2019 年西南喀斯特地区植被 NPP 变化趋势

3.3 植被 NPP 未来变化趋势分析

为探究西南喀斯特地区植被 NPP 未来变化趋势, 对研究区植被 NPP 进行 R/S 分析, 并参考文献^[32]将分析结果分为 3 个等级, 反持续($H<0.5$), 弱持续($0.5<H<0.75$)和强持续($H>0.75$), 并将分级结果与变化趋势进行叠加分析, 得到 12 种未来变化趋势。如图 5 所示, $H>0.5$ 的区域占比为 94.93%, 说明研究区未来植被 NPP 变化趋势具有较高的持续性, 其中呈强持续的面积占比为 48.23%, 主要分布在嘉陵江东部及长江重庆段上游地区, 乌蒙山一带及广西盆地、都阳山附近也有大量分布。由表 1 可知, 研究区未来植被 NPP 以增加趋势为主; 未来呈增加趋势的面积占比为 76.97%, 其中呈强持续增加的面积占 30.67%, 主要分布在四川盆地、五莲峰、乌蒙山一带, 广西河池市及南宁市附近地区, 其他地区有零星分布; 未来呈减少趋势的面积占 23.03%, 主要分布在云贵高原南部及横断山脉等地。

3.4 植被 NPP 驱动因素分析

3.4.1 植被 NPP 自然因子影响力分析 植被 NPP 变化是多个因子协同作用后的结果, 应综合考虑自然因素对植被 NPP 的影响。基于地理探测器方法, 本文选取高程(AL)、坡度(SL)、坡向(AS)、生物温暖指数(BWI)、生物寒冷指数(BCI)、生物干湿指数(BK)、湿度(H)、日照时数(S)、降水(P)、气温(T)

共计 10 种自然因素,对影响植被 NPP 变化的因素进行了探测。如表 2,表 3 所示,不同年份驱动因子 q 值不同(除坡向外其余各因子 p 检验值均小于 0.01),说明不同年份,驱动因子对植被 NPP 解释力强度不同。20 a 间,湿度、生物温暖指数、日照时数和气温是影响西南喀斯特地区植被 NPP 空间分布差异的主要因素, q 均值分别为 0.405,0.351,0.350,0.308;降水、高程、生物寒冷指数、生物干湿指数是造成研究区年均 NPP 空间差异的次要因素,其 q 均值均超过了 0.2;坡度 q 均值小于 0.1,说明坡度在一定程度上影响植被 NPP 空间分布差异,但影响程度较小;坡向 q 均值接近于 0, p 检验值大于 0.01,说明坡向与植被 NPP 无明显的线性及非线性关系。

表 1 西南喀斯特地区植被 NPP 未来变化趋势

变化类型	T	$ Z $	H	面积占比/%
强持续显著增加	>0	>1.96	>0.75	30.67
强持续不显著增加	>0	<1.96	>0.75	9.56
反持续显著减少	<0	>1.96	<0.5	0.02
弱持续不显著增加	>0	<1.96	0.5~0.75	23.50
弱持续显著增加	>0	>1.96	0.5~0.75	11.23
反持续不显著减少	<0	<1.96	<0.5	2.00
反持续不显著增加	>0	<1.96	<0.5	2.98
弱持续不显著减少	<0	<1.96	0.5~0.75	10.84
强持续不显著减少	<0	<1.96	>0.75	5.22
反持续显著增加	>0	>1.96	<0.5	0.07
弱持续显著减少	<0	>1.96	0.5~0.75	1.13
强持续显著减少	<0	>1.96	>0.75	2.78

表 2 2000—2019 年自然因子对西南喀斯特地区植被 NPP 影响力

年份	BK	BCI	BWI	H	P	S	T	SL	AS	AL
2000	0.155	0.200	0.343	0.447	0.278	0.305	0.246	0.032	0.000	0.181
2001	0.179	0.214	0.333	0.498	0.411	0.369	0.283	0.015	0.001	0.220
2002	0.075	0.212	0.339	0.477	0.321	0.413	0.282	0.021	0.002	0.236
2003	0.251	0.225	0.365	0.453	0.198	0.323	0.300	0.019	0.000	0.215
2004	0.191	0.215	0.367	0.345	0.278	0.307	0.308	0.018	0.000	0.248
2005	0.222	0.198	0.332	0.285	0.209	0.321	0.272	0.020	0.001	0.240
2006	0.176	0.173	0.234	0.354	0.311	0.444	0.221	0.029	0.001	0.213
2007	0.117	0.198	0.332	0.372	0.376	0.303	0.284	0.022	0.001	0.247
2008	0.160	0.233	0.372	0.390	0.339	0.325	0.303	0.023	0.001	0.258
2009	0.227	0.204	0.334	0.339	0.122	0.320	0.282	0.018	0.001	0.237
2010	0.190	0.217	0.379	0.369	0.270	0.385	0.338	0.017	0.001	0.214
2011	0.214	0.200	0.341	0.377	0.158	0.344	0.274	0.018	0.000	0.217
2012	0.309	0.239	0.405	0.438	0.125	0.387	0.360	0.012	0.001	0.264
2013	0.214	0.215	0.312	0.449	0.288	0.423	0.320	0.019	0.001	0.234
2014	0.259	0.247	0.402	0.400	0.241	0.330	0.353	0.017	0.000	0.275
2015	0.197	0.267	0.350	0.417	0.327	0.373	0.343	0.018	0.001	0.288
2016	0.184	0.253	0.350	0.424	0.329	0.345	0.341	0.018	0.001	0.255
2017	0.249	0.262	0.384	0.453	0.335	0.366	0.362	0.011	0.000	0.267
2018	0.239	0.280	0.387	0.447	0.315	0.395	0.343	0.014	0.001	0.277
2019	0.332	0.244	0.367	0.372	0.075	0.218	0.339	0.015	0.001	0.282

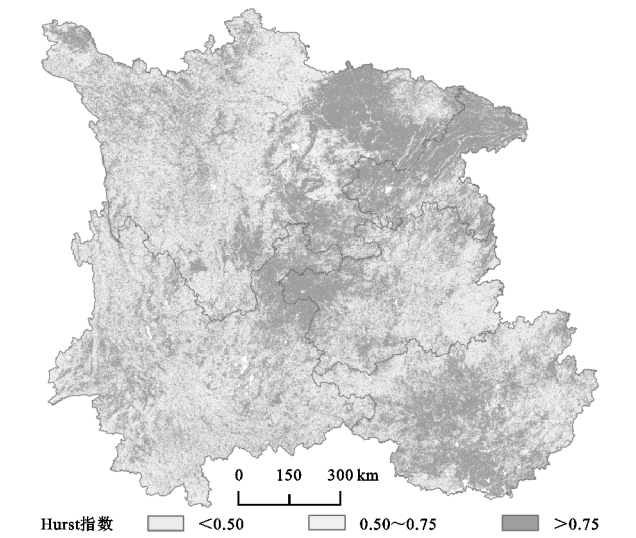


图 5 西南喀斯特地区植被 NPP Hurst 指数

3.4.2 植被 NPP 自然因子交互作用探测分析 使用地理探测器交互作用模块对植被 NPP 的驱动因子进行交互作用探测,用来评估双因子共同作用时是否会增强或减弱对植被 NPP 解释力,或者这些因子对植被 NPP 作用是否是相对独立的。见表 3,不存在相互独立对植被 NPP 起作用的因子,并且双因子交互作用 q 值均大于单因子 q 值,说明双因子交互作用对植被 NPP 作用均表现为双因子增强或非线性增强。其中,湿度、生物温暖指数、日照时数、气温及高程与其他因子交互作用较强,其中高程 \cap 生物温暖指数、高程 \cap 湿度和湿度 \cap 日照时数的 q 值最高,分别为 0.498,0.493,0.482。双因子对研究区植被 NPP 的作用并非简单相加,而是一种双因子增强或非线性增强的关系。

表 3 双因子交互作用对西南喀斯特地区植被 NPP 的解释力

因子	BK	BCI	BWI	H	P	S	T	SL	AS	AL
BK	0.207									
BCI	0.294	0.225								
BWI	0.400	0.377	0.351							
H	0.441	0.428	0.470	0.405						
P	0.393	0.341	0.413	0.461	0.265					
S	0.402	0.394	0.442	0.482	0.442	0.350				
T	0.350	0.331	0.365	0.447	0.378	0.409	0.308			
SL	0.246	0.278	0.398	0.441	0.306	0.388	0.362	0.019		
AS	0.209	0.226	0.353	0.407	0.267	0.352	0.309	0.021	0.001	
AL	0.355	0.330	0.498	0.493	0.433	0.446	0.453	0.275	0.246	0.244

4 讨论

西南喀斯特地区气候多变,地形复杂,大范围监测西南喀斯特地区植被 NPP 变化及驱动因素的研究相对较少。鉴于此,本文基于 MOD17A3 NPP 数据,揭示西南喀斯特地区植被 NPP 年际变化趋势及驱动力,选取 10 种自然因子,以便更好的分析研究区植被 NPP 空间分布差异的驱动因素。研究发现,20 a 间西南喀斯特地区植被 NPP 总体均值为 751.37 gC/(m²·a),高于李登科等^[33]研究得出的中国陆地植被 NPP 均值的 273.5 gC/(m²·a)及陶波等^[2]研究得出的 342 gC/(m²·a),这主要与西南地区水热条件良好,适合植物生长,植被覆盖度高有关。研究结果与董丹等^[34]基于改进的 CASA 模型研究得出的 1999—2003 年西南地区的植被 NPP 估算结果相近,且都得出西南喀斯特地区植被 NPP 在 2000—2002 年呈持续上升趋势,在 2003 年呈下降趋势;研究结果与黄晓云等^[35]研究结果相同,均得出 2006—2011 年西南喀斯特地区植被 NPP 呈波动下降趋势。这些结果从侧面验证了本文研究结果的准确性,一定程度表明了近年来西南喀斯特地区植被覆盖度增加,生态环境得到改善,退耕还林、还草政策已对植被 NPP 增加起到了促进作用。

本文运用地理探测器的方法分析了西南喀斯特地区植被 NPP 空间差异的主要因素,发现湿度、生物温暖指数及日照时数在 10 种驱动因子中解释力较高,这 3 种驱动因子与气温具有较大的线性关系,研究结果同样表明降水解释力($q=0.265$)低于气温解释力($q=0.308$),此研究结果与黄晓云等^[35]一致,降水与植被 NPP 的相关性低于气温与植被 NPP 的相关性,这可能与西南地区降水充沛,降水量对不同地区的植被生长存在促进与抑制的作用有关。本文研究结果中气温解释力大于降水解释力与谷晓平等^[13]研究结果不同,其原因可能与 NPP 估算模型和驱动

数据的不同及研究区域及研究时段的不同有关。此外,植被 NPP 变化是受气候变化及人类活动的共同影响,有研究表明^[36-37],西南喀斯特地区随着人类退耕还林、还草政策的实施,人类活动对 NPP 的影响力逐渐上升。本研究只基于自然因子对植被 NPP 的变化进行驱动力分析,并未对人类活动对植被 NPP 的影响进行探究,此方面将作为下一步的研究内容。

5 结论

- (1) 近 20 a 西南喀斯特地区植被 NPP 总体均值为 751.37 gC/(m²·a),空间分布上呈南高北低的分布格局,植被 NPP 较高的区域主要分布在云贵高原西部及广西丘陵一带,较低的区域主要分布于横断山脉及四川盆地等地,植被 NPP 分布格局主要与地理环境、人类活动、植被类型及气候变化有关。
- (2) 从时间变化看,近 20 a 研究区植被 NPP 整体呈上升趋势,增长速度为 3.67 gC/(m²·a);从空间变化看,植被 NPP 呈上升趋势的面积占 78.10%,呈显著增加的区域占 42.14%,主要分布在四川盆地、乌蒙山一带;呈下降趋势的占 21.9%,主要分布在云南西双版纳傣族自治州、普洱市等地。
- (3) 从未来趋势分析来看,植被 NPP 以上升趋势为主,呈上升趋势的区域占 76.97%,其中呈强持续增加的面积占 30.67%,主要分布在四川盆地及乌蒙山一带;呈下降趋势的面积占 23.03%,主要分布在云贵高原南部及横断山脉附近地区。
- (4) 驱动因子影响力分析结果表明,影响西南喀斯特地区植被 NPP 的主导因子为湿度、生物温暖指数、日照时数和气温,其 q 均值均超过 0.3;次要因子为降水、高程、生物寒冷指数、生物干湿度指数, q 均值均超过了 0.2。各因子交互作用之间表现为双因子增强或非线性增强,其中高程∩生物温暖指数、高程∩湿度和湿度∩日照时数的 q 值最高,分别为 0.498, 0.493, 0.482。

参考文献:

- [1] Nemani R R, Keeling C D, Hashimoto H, et al. Climate-driven increases in global terrestrial net primary production from 1982 to 1999[J]. *Science*, 2003, 300(5625):1560-1563.
- [2] 陶波, 李克让, 邵雪梅, 等. 中国陆地净初级生产力时空特征模拟[J]. *地理学报*, 2003, 58(3):372-380.
- [3] Field C B, Behrenfeld M J, Randerson J T, et al. Primary production of the biosphere: integrating terrestrial and oceanic components[J]. *Science*, 1998, 281(5374):237-240.
- [4] Piao S, Sitch S, Ciais P, et al. Evaluation of terrestrial carbon cycle models for their response to climate variability and to CO₂ trends[J]. *Global Change Biology*, 2013, 19(7):2117-2132.
- [5] Liu Q, Cai H Y, Jin G Z. Effects of selective cutting on the carbon density and net primary productivity of a mixed broadleaved-Korean pine forest in Northeast China[J]. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2013, 24(10):2709-2716.
- [6] 何云玲, 张一平. 云南省自然植被净初级生产力的时空分布特征[J]. *山地学报*, 2006, 24(2):193-201.
- [7] 刘婧, 汤峰, 张贵军, 等. 2000—2015年滦河流域植被净初级生产力时空分布特征及其驱动因子分析[J]. *中国生态农业学报:中英文*, 2021, 29(4):659-671.
- [8] 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.
- [9] Peng C, Apps M J. Modelling the response of net primary productivity(NPP) of boreal forest ecosystems to changes in climate and fire disturbance regimes[J]. *Ecological Modelling*, 1999, 122(3):175-193.
- [10] 刘恒, 汤弟伟, 宋鄂平, 等. 2000—2015年武陵山区植被净初级生产力的时空动态特征及其驱动因子[J]. *水土保持研究*, 2020, 27(6):218-225.
- [11] 李镇清, 富兰克. 中国西南岩溶地区的植被资源[J]. *草业科学*, 2008, 25(9):51-53.
- [12] 宋同清, 彭晚霞, 杜虎, 等. 中国西南喀斯特石漠化时空演变特征、发生机制与调控对策[J]. *生态学报*, 2014, 34(18):5328-5341.
- [13] 谷晓平, 黄玫, 季劲钧, 等. 近20年气候变化对西南地区植被净初级生产力的影响[J]. *自然资源学报*, 2007, 22(2):251-259.
- [14] 李燕丽, 潘贤章, 王昌昆, 等. 2000—2011年广西植被净初级生产力时空分布特征及其驱动因素[J]. *生态学报*, 2014, 34(18):5220-5228.
- [15] 左丽媛, 高江波. 基于地理探测器的喀斯特植被 NPP 定量归因[J]. *生态环境学报*, 2020, 29(4):686-694.
- [16] Stow D, Daeschner S, Hope A, et al. Spatial-temporal trend of seasonally-integrated normalized difference vegetation index as an indicator of changes in Arctic Tundra vegetation in the early 1990s[C]//Igarss 2001. Scanning the Present and Resolving the Future. Proceedings. IEEE 2001 International Geoscience and Remote Sensing Symposium (Cat. No. 01 Ch37217). IEEE, 2001.
- [17] Masroor M, Rehman S, Avtar R, et al. Exploring climate variability and its impact on drought occurrence: Evidence from Godavari Middle sub-basin, India[J]. *Weather and Climate Extremes*, 2020, 30:doi. org/10.1016/j. wace.2020.100277.
- [18] Du S, Gu H, Wen J, et al. Detecting flood variations in Shanghai over 1949—2009 with Mann-Kendall tests and a newspaper-based database[J]. *Water*, 2015, 7(5):1808-1824.
- [19] Xu C, Chen Y, Li W, et al. Climate change and hydrologic process response in the Tarim River Basin over the past 50 years[J]. *Chinese Science Bulletin*, 2006, 51(A01):25-36.
- [20] Vicente M, Begueria S, Lopez I. A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index [J]. *Journal of Climate*, 2010, 23(7):1696-1718.
- [21] Rao A R, Bhattacharya D. Hypothesis testing for long-term memory in hydrologic series [J]. *Journal of Hydrology*, 1999, 216(3):183-196.
- [22] 江田汉, 邓莲堂. Hurst 指数估计中存在的若干问题: 以在气候变化研究中的应用为例[J]. *地理科学*, 2004, 24(2):177-182.
- [23] 梅丽明, 沈正, 陈伯海, 等. 海浪波高序列的长期相关性及其自仿射结构[J]. *海洋学报*, 1995, 17(4):11-21.
- [24] 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.
- [25] 王欢, 高江波, 侯文娟. 基于地理探测器的喀斯特不同地貌形态类型区土壤侵蚀定量归因[J]. *地理学报*, 2018, 73(9):1674-1686.
- [26] Wang J F, Li X H, Christakos G, et al. Geographical detectors-based health risk assessment and its application in the neural tube defects study of the Heshun Region, China[J]. *International Journal of Geographical Information Science*, 2010, 24(1):107-127.
- [27] 李佳洺, 陆大道, 徐成东, 等. 胡焕庸线两侧人口的空间分异性及其变化[J]. *地理学报*, 2017, 72(1):148-160.
- [28] 徐文铎. 吉良的热量指数及其在中国植被中的应用[J]. *生态学杂志*, 1985, 3(3):215-222.
- [29] 刘春迎. KIRA 指标在中国植被与气候关系研究中的应用[J]. *植物生态学报*, 1999, 23(2):30-36.

- 46(6):687-698.
- [11] Feng P, Han S, Li S F. Method of distinguishing hydrologic drought for water supply system[J]. Transactions of Tianjin University, 2005,11(5):371-375.
- [12] 周玉良,周平,金菊良,等.基于供水水源的干旱指数及在昆明干旱频率分析中应用[J].水利学报,2014,45(9):1038-1047.
- [13] Shiau J T. Fitting drought duration and severity with two dimensional copulas[J]. Water Resources Management, 2006,20(5):795-815.
- [14] 杨星星,杨云川,邓思敏,等.基于 SPEI 的广西干旱综合特征及农业旱灾风险研究[J].水土保持研究,2020,27(4):113-121.
- [15] 肖名忠,张强,陈晓宏.基于多变量概率分析的珠江流域干旱特征研究[J].地理学报,2012,67(1):83-92.
- [16] 涂新军,陈晓宏,赵勇,等.变化环境下东江流域水文干旱特征及缺水响应[J].水科学进展,2016,27(6):810-821.
- [17] 陶新娥,陈华,许崇育.基于 SPI/SPEI 指数的汉江流域 1961—2014 年干旱变化特征分析[J].水资源研究,2015,4(5):404-415.
- [18] 陈燕飞,熊刚,刘伟.基于标准化降水指数的汉江流域干旱时空分布特征[J].中国农村水利水电,2016,58(4):82-88.
- [19] 田晶,郭生练,刘德地,等.气候与土地利用变化对汉江流域径流的影响[J].地理学报,2020,75(11):2307-2318.
- [20] 李敏,李建柱,冯平,等.变化环境下时变标准化径流指数的构建与应用[J].水利学报,2018,49(11):1386-1395.
- [21] 邵进,李毅,宋松柏.标准化径流指数计算的新方法及其应用[J].自然灾害学报,2014,23(6):79-87.
- [22] Edwards D C, McKee T B. Characteristics of 20 th century drought in the United States at multiple time scales[R]. Fort Collins: Department of Atmospheric Science, Colorado State University, 1997,18-21.
- [23] Yevjevich V. Objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts [D]. Fort Collins: Colorado State University, 1967.
- [24] Zhang L, Singh V P. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas[J]. Journal of Hydrology, 2007,332(26):93-109.
- [25] 王晓峰,张园,冯晓明,等.基于游程理论和 Copula 函数的干旱特征分析及应用[J].农业工程学报,2017,33(10):206-214.
- [26] 龙瑞昊,畅建霞,张鸿雪,等.基于 Copula 的澜沧江流域气象干旱风险分析[J].北京师范大学学报:自然科学版,2020,56(2):265-274.
- [27] 姚曼飞,党素珍,孟美丽,等.基于 Copula 函数的泾河流域水沙丰枯遭遇频率分析[J].水土保持研究,2019,26(1):192-202.
- [28] 李计,李毅,宋松柏,等.基于 Copulas 函数的二维干旱变量联合分布[J].水文,2012,32(1):43-49.
- [29] 代萌,黄生志,黄强,等.干旱多属性风险动态评估与驱动力分析[J].水力发电学报,2019,38(8):15-26.
- [30] 马建琴,和鹏飞,彭高辉,等.基于三维 Copula 函数的沙颍河流域水文干旱频率分析[J].灌溉排水学报,2017,36(9):102-107.
- [31] 穆兴民,张秀勤,高鹏,等.双累积曲线方法理论及在水文气象领域应用中应注意的问题[J].水文,2010,30(4):47-51.

(上接第 178 页)

- [30] 倪健. KIRA 指标的拓展及其在中国植被与气候关系研究中的应用[J].应用生态学报,1997,8(2):161-170.
- [31] 赵志平,吴晓蕾,李果,等.2009—2011 年我国西南地区旱灾程度及其对植被净初级生产力的影响[J].生态学报,2015,35(2):350-360.
- [32] 冯新灵,冯自立,罗隆诚,等.青藏高原冷暖气候变化趋势的 R/S 分析及 Hurst 指数试验研究[J].干旱区地理,2008,31(2):175-181.
- [33] 李登科,王钊.基于 MOD17A3 的中国陆地植被 NPP 变化特征分析[J].生态环境学报,2018,27(3):397-405.
- [34] 董丹,倪健.利用 CASA 模型模拟西南喀斯特植被净第一性生产力[J].生态学报,2011,31(7):1855-1866.
- [35] 黄晓云,林德根,王静爱,等.气候变化背景下中国南方喀斯特地区 NPP 时空变化[J].林业科学,2013,49(5):10-16.
- [36] 盛叶子,曾蒙秀,林德根,等.2000—2014 年人类活动对贵州省植被净初级生产力的影响[J].中国岩溶,2020,39(1):62-70.
- [37] 金芳芳.西南山区生态特征的变化及其与人类活动的关系[D].河南开封:河南大学,2018.