

1993—2015 年中国草地净初级生产力格局及其与水热因子的关系

刘雪佳¹, 赵杰², 杜自强², 张红¹

(1. 山西大学 环境与资源学院, 山西 太原 030006; 2. 山西大学 黄土高原研究所, 山西 太原 030006)

摘要: [目的] 估算 1993—2015 年中国草地净初级生产力(net primary productivity, NPP), 分析其时空变化格局及与水热因子的关系, 了解这一时期中国草地生态系统的生产力水平及其对水热因子变化的响应。[方法] 基于长时间序列遥感数据, 气象数据和植被类型数据, 运用 CASA 模型(Carnegie-Ames-Stanford Approach)估算草地净初级生产力, 利用一元线性回归、二阶偏相关分析以及 GIS 空间分析方法, 探讨草地 NPP 的变化趋势以及与水热因子的关系。[结果] ①1993—2015 年, 中国草地 NPP 年均总量为 7.595×10^{14} g(以 C 计), 单位面积 NPP 均值为 $296.76 \text{ g/m}^2/\text{a}$ 。总体上, 草地 NPP 呈现从东部到西部、从南部到北部逐渐减少的空间分布特征。②1993—2015 年草地 NPP 总量以 $-1.415 \times 10^{12} \text{ g/a}$ 的线性速率($p > 0.05$)波动式下降。其中, 1993—2010 年草地 NPP 总量以 $-2.312 \times 10^{12} \text{ g/a}$ 的线性速率($p < 0.05$)显著降低, 2011—2015 年草地 NPP 总量以 $7.00 \times 10^{11} \text{ g/a}$ 的线性速率($p > 0.05$)波动式上升。1993—2015 年, NPP 呈减少态势的面积大于 NPP 呈增加态势的面积且 40.40% 的草地 NPP 呈现显著性变化。③年际变化上, 除去 2011 年以来草地 NPP 的波动性变化, 草地 NPP 与太阳总辐射和降水量的二阶偏相关性显著, 与年平均气温没有表现出显著的相关关系。空间分布上, 草地 NPP 与太阳辐射显著偏相关的面积 > 与降水显著偏相关的面积 > 与气温显著偏相关的面积。[结论] 1993—2015 年, 中国草地 NPP 总体上呈现普遍降低、局部改善的变化特征。这种变化主要受到太阳总辐射和降水量的影响, 受温度变化的影响较弱。

关键词: CASA 模型; 草地; 净初级生产力; 时空格局; 水热因子

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2018)01-0299-07

中图分类号: P942

文献参数: 刘雪佳, 赵杰, 杜自强, 等. 1993—2015 年中国草地净初级生产力格局及其与水热因子的关系 [J]. 水土保持通报, 2018, 38(1): 299-305. DOI: 10.13961/j.cnki.stbctb.2018.01.052. Liu Xuejia, Zhao Jie, Du Ziqiang, et al. Net primary productivity pattern of grassland in China and its relationship with hydrothermal factors during 1993—2015 [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2018, 38(1): 299-305.

Net Primary Productivity Pattern of Grassland in China and Its Relationship with Hydrothermal Factors During 1993—2015

LIU Xuejia¹, ZHAO Jie², DU Ziqiang², ZHANG Hong¹

(1. College of Environment and Resources, Shanxi University, Taiyuan,

Shanxi 030006, China; 2. Institute of Losses Plateau, Shanxi University, Taiyuan, Shanxi 030006, China)

Abstract: [Objective] To estimate the net primary productivity (NPP) of grassland in China during the period from 1993 to 2015, and analyze the relationship between NPP and hydrothermal factors, in order to understand the productivity of grassland and the impacts of climate change on ecosystems. [Methods] Based on long-term remote sensing data, meteorological data and vegetation type data, we used CASA model

收稿日期: 2017-05-25

修回日期: 2017-07-02

资助项目: 国家自然科学基金项目“基于长时间序列 NDVI 数据的草地植被变化及人为影响研究”(41161066), “极端气候变化下生态工程建设对区域植被变化的影响研究”(41401643), “山西主要粮食作物碳足迹优化及其对气候变化的效应研究”(41401053); 山西省十二·五科技重大专项(201211010111)

第一作者: 刘雪佳(1994—), 女(汉族), 山西省长治市人, 硕士研究生, 主要从事植被与生态遥感和土地变化科学方面的研究工作。E-mail: chrxuejia@163.com.

通讯作者: 杜自强(1974—), 男(汉族), 陕西省宝鸡市人, 博士, 副教授, 研究生导师, 主要从事植被与生态遥感、土地变化科学与全球变化生态学方面的研究工作。E-mail: duzq@sxu.edu.cn.

(Carnegie-Ames-Stanford approach) to estimate the NPP of grassland in China. The variation of NPP and the responses of NPP to hydrothermal factors were calculated by using one-way linear regression, second-order partial correlation analysis and GIS spatial analysis. [Results] ① The total annual NPP of grassland was 7.60×10^{14} g (measured in term of carbon), and the annual average NPP per unit area was $296.76 \text{ g}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$. The NPP of grassland decreased gradually from south to north, and from east to west in China. ② The total NPP of grassland in China decreased undulately with the linear rate of $-1.415 \times 10^{12} \text{ g/a}$ ($p > 0.05$) from 1993 to 2015. The total NPP of grassland decreased significantly at a rate of $-2.312 \times 10^{12} \text{ g/a}$ ($p < 0.05$) from 1993 to 2010, while increased at a rate of $7.00 \times 10^{11} \text{ g/a}$ ($p > 0.05$) from 2011 to 2015. In total, the area of grassland with decreasing NPP was larger than that with increasing NPP, and the NPP in 40.40% grassland changed significantly. ③ Annually, the second-order partial correlation between NPP and total solar radiation and precipitation was statistically significant, while that between NPP and annual mean temperature was insignificant. In terms of area, the significant partial correlation area between NPP and solar radiation was the biggest, followed by that between NPP and precipitation, and the significant partial correlation area between NPP and annual mean temperature was the smallest. [Conclusion] Grassland NPP in China declined widely while increased locally from 1993 to 2015. This variation was mainly affected by total solar radiation and precipitation.

Keywords: CASA model; grassland; net primary productivity; spatio-temporal pattern; hydrothermal factor

植被净初级生产力 (net primary productivity, NPP) 是指绿色植物在单位时间和单位面积上通过光合作用所积累的有机干物质的总量, 代表着包括人类在内的地球生物实体的食物能源的净主要来源^[1], 是陆地碳循环和生态系统过程的关键组成部分^[2]。陆地 NPP 将气候, 生态和人为因素对全球碳循环的影响进行了独特的整合, 其变化极大地影响了土地与大气之间的 CO_2 交换与全球气候变化^[3]。定量估算区域到全球尺度的 NPP 对于了解生态系统结构和功能的变化、生态系统管理和碳循环研究、确定可持续利用自然资源等有着十分重要的意义^[1], 因此也一直受到学术界和政府机构的高度重视^[2]。此外, NPP 对温度、降水和太阳辐射等要素的变化较为敏感, 其对气候因子的响应也一直是全球气候变化研究的焦点之一^[2-3]。

中国草地的分布地区主要有北方温带大陆干旱气候区、青藏高原高寒气候区以及受季风气候控制的暖温带和热带小而不连续的地区^[4], 这些草地分布辽阔的区域多处于生态环境脆弱区, 对全球气候变化十分敏感, 因此也往往成为植被对气候变化响应研究的理想场所。

研究表明, 中国的年平均气温自 1980 年开始显著上升 (增暖趋势为 $0.26 \text{ }^\circ\text{C}/10 \text{ a}$), 年降水量在 1960 年出现由湿润到干旱的突变 (变化率为 $-6.7 \text{ mm}/10 \text{ a}$)^[5]。而太阳总辐射在 1990—2000 年略有上升, 2001—2014 年又有下降^[6]。1993—2015 年, 中国草地分布区域的年平均气温呈显著上升趋势 (变化率为

$0.23 \text{ }^\circ\text{C}/10 \text{ a}$, $p < 0.05$)、年降水量在波动中增加 (变化率为 $4.9 \text{ mm}/10 \text{ a}$, $p > 0.05$)、年太阳总辐射量波动式下降 (变化率为 -3.25 MJ/a , $p > 0.05$)。这些变化都会对陆地净初级生产力产生不同的影响。针对中国草地 NPP 的模拟以及其与水热因子的关系分析, 多年来学者们已经开展了广泛研究^[7-10], 但是由于数据来源的不同, 研究时段和研究区域等方面的差异, 草地 NPP 的模拟结果及其对气候水热因子的响应也具有明显的差异性^[11]。本文拟采用新一代的遥感时间序列数据, 模拟近 23 a 来的草地植被生产力状况以及气候因子对其的影响, 以期对前人研究案例进行有益补充, 进一步理解气候变化对陆地生态系统植被动态的作用机制。

1 材料与方 法

1.1 数据来源

1.1.1 遥感数据及处理 遥感数据是美国国家航空航天局 (NASA) 全球监测与模型研究组 (GIMMS) 提供的新一代 NOAA/AVHRR 遥感数据 (NDVI 3g)。时间序列为 1982—2015 年, 空间分辨率约为 8 km , 时间分辨率为 15 d , 该数据集是目前最长时间序列的 NDVI 数据。该数据集消除了太阳高度角、传感器灵敏度随时间变化等的影响, 并结合交叉辐射定标的方法, 增强了数据的精度, 被广泛应用于区域与全球尺度植被覆盖研究中。进一步采用最大值合成法^[12] 消除了一部分云、大气的干扰, 并减少月内物候循环的影响, 得到了每月的 NDVI 数据集。

1.1.2 气象数据及处理 太阳总辐射、月平均气温、月降水量等气象数据采用的是中国气象科学数据共享服务网提供的中国地面气候资料月值数据集。通过反距离权重法^[13]对各个气象因子进行空间插值,生成气象栅格数据,与 NDVI 数据具有相同的空间分辨率和投影方式。

1.1.3 植被类型数据 植被类型数据来源于中国科学院资源环境科学数据中心《1:100 万中国植被类型图集》。该植被分类图集包含 11 个植被类型组,54 个植被型的 796 个群系和亚群系植被单位的分布状况,水平地区性和垂直地区性分布规律。根据此植被图集,草地包括了草甸、草丛和草原 3 种植被类型,这 3 种植被类型的面积占中国有植被区域的 30.82%。

1.2 研究方法

1.2.1 草地 NPP 的估算 净初级生产力很难在区域或全球尺度上进行直接测量,因此 NPP 预测模型已经成为调查净初级生产力规模和地域分布的有力工具^[14]。在所有模拟 NPP 的模型中,基于卫星遥感数据的 NPP 模拟模型提供了一种有效的方法来探索 NPP 在不同尺度上的动态变化^[4]。其中,基于光能利用率原理的 CASA (carnegie-ames-stanford approach)模型被认为是一个较为符合实际的模型,因此也被广泛应用于草地生产力的估算^[3,7-14]。

本文利用 CASA 模型来估算中国草地 1993—2015 年的年 NPP。该模型主要涉及 2 个变量,分别为植被吸收的光合有效辐射 (APAR) 和光能利用率 (ϵ)。公式如下:

$$NPP(x,t) = APAR(x,t) \times \epsilon(x,t) \quad (1)$$

式中:APAR(x,t)—— t 月份像元 x 处吸收的光合有效辐射 (MJ/m^2); $\epsilon(x,t)$ —— t 月份像元 x 处的实际光能利用率 (g/MJ , 以 C 计)。

光合有效辐射计算如下:

$$APAR(x,t) = SOL(x,t) \times FPAR(x,t) \times 0.5 \quad (2)$$

式中:SOL(x,t)—— t 月份像元 x 处的太阳总辐射量 (MJ/m^2); FPAR(x,t)——植被层对入射光合有效辐射的吸收比例; 0.5——植被能利用的太阳有效辐射 (波长 $0.4 \sim 0.7 \mu\text{m}$) 占太阳总辐射的比例。

FPAR 由 NDVI 和植被类型来表示,并不超过 0.95。

$$FPAR = \min \left[\frac{SR(x,t) - SR_{\min}}{SR_{\max} - SR_{\min}}, 0.95 \right] \quad (3)$$

式中:SR(x,t)—— t 月份像元 x 处的比值指数; SR_{\min} 取值为 1.08, SR_{\max} 的大小与植被类型相关,取值范围在 4.14~6.17 之间。SR(x,t) 由 NDVI(x,t) 求得:

$$SR(x,t) = \frac{1 + NDVI(x,t)}{1 - NDVI(x,t)} \quad (4)$$

光能利用率 (ϵ) 受温度和水分条件的影响,它指的是植被将吸收到的光合有效辐射 (PAR) 转化为有机碳的效率,计算公式如下:

$$\epsilon(x,t) = T_{\epsilon_1}(x,t) \times T_{\epsilon_2}(x,t) \times W_{\epsilon}(x,t) \times \epsilon_{\max} \quad (5)$$

式中: $T_{\epsilon_1}(x,t)$, $T_{\epsilon_2}(x,t)$ ——温度对光能利用率的影响 (无单位); W_{ϵ} ——水分对光能利用率的影响 (无单位); ϵ_{\max} ——理想状态下的最大光能利用率 (g/MJ , 以 C 计)。

(1) 温胁迫因子的估算。 $T_{\epsilon_1}(x,t)$ 和 $T_{\epsilon_2}(x,t)$ 反映温度对光能利用率的影响。

$$T_{\epsilon_1}(x,t) = 0.8 + 0.02 \times T_{\text{opt}}(x) - 0.0005 \times [T_{\text{opt}}(x)]^2 \quad (6)$$

式中: $T_{\text{opt}}(x)$ ——某一区域一年内 NDVI 值达到最高时的当月平均气温 ($^{\circ}\text{C}$), 当某月的平均气温小于或等于 -10°C 时, $T_{\text{opt}}(x)$ 取 0。

$$T_{\epsilon_2}(x,t) = \frac{1.184}{1 + \exp\{0.2 \times [T_{\text{op}}(x) - 10 - T_{x,t}]\}} \times \frac{1}{1 + \exp\{0.3 \times [T_{\text{op}}(x) - 10 + T_{x,t}]\}} \quad (7)$$

如果某月的平均温度 $T_{(x,t)}$ 高于最适温度 $T_{\text{opt}}(x)$ 10°C 或低于 $T_{\text{opt}}(x)$ 13°C 时, 则这月的 $T_{\epsilon_2}(x,t)$ 值是月平均温度 $T(x,t)$ 为 $T_{\text{opt}}(x)$ 时 $T_{\epsilon_2}(x,t)$ 的 1/2。

(2) 水分胁迫因子的估算。 $W_{\epsilon}(x,t)$ 反映的是水分对植物光能利用率的影响, 随着环境中有效水分的增加, $W_{\epsilon}(x,t)$ 逐渐增大, 它的取值范围为 0.5 (在极端干旱条件下) 到 1 (非常湿润条件下)。

$$W_{\epsilon}(x,t) = 0.5 + 0.5 \times E(x,t) \times E_p(x,t) \quad (8)$$

式中: $E(x,t)$ ——区域实际蒸散量 (mm), 可根据周广胜和张新时建立的区域实际蒸散模型求取^[15]; $E_p(x,t)$ ——区域潜在蒸散量, 可根据 Boucher 提出的互补关系求取^[16]。

(3) 最大光能利用率的确定。朱文泉^[17]根据误差最小原则, 利用中国的 NPP 实测数据, 模拟了各植被类型的最大光能利用率, 该研究成果在估算中国植被 NPP 时得到广泛应用。本文 ϵ_{\max} 的取值也参照这一成果, 其中草地 ϵ_{\max} 为 0.542 g/MJ 。

1.2.2 草地 NPP 变化趋势分析 采用最小二乘法拟合净初级生产力的时间序列变化速率, 即净初级生产力 y 随时间 t 变化的线性回归系数, 可采用一元一次方程表示^[14]:

$$y = at + b \quad (9)$$

式中: t ——时间序列的年份; a ——回归系数, 表示

NPP的年变化率； b ——回归常数项。通过 t 检验来检验线性回归系数的显著性； $p < 0.05$ 表示回归系数显著； $p < 0.01$ 表示回归系数极显著。采用一元线性回归方法，基于1993—2015年草地NPP每一像元逐年均值，逐像元计算净初级生产力的变化率；并根据同期草地NPP年总量，计算NPP总量的年变化率。

1.2.3 NPP与水热因子的关系分析 采用二阶偏相关分析法，消除其他变量的干扰来研究水热因子对净初级生产力的影响^[13]。基于草地NPP，太阳总辐射、气温和降水的逐像元年均值，逐像元计算NPP与太阳总辐射、气温和降水的二阶偏相关系数。其中，通过限制太阳总辐射和降水计算净初级生产力和气温的二阶偏相关系数；限制太阳总辐射和气温计算净初级生产力和降水的二阶偏相关系数；限制气温和降水量计算净初级生产力和太阳总辐射的二阶偏相关系数。

二阶偏相关系数通过一阶偏相关系数计算得到，而计算一阶偏相关系数需要首先计算相关系数。相关系数的计算公式为：

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (10)$$

一阶偏相关系数的计算公式为：

$$r_{xy \cdot 1} = \frac{r_{xy} - r_{x \cdot 1} r_{y \cdot 1}}{\sqrt{1 - r_{x \cdot 1}^2} \sqrt{1 - r_{y \cdot 1}^2}} \quad (11)$$

二阶偏相关系数的计算公式为：

$$r_{xy \cdot 12} = \frac{r_{xy \cdot 1} - r_{x2 \cdot 1} r_{y2 \cdot 1}}{\sqrt{1 - r_{x2 \cdot 1}^2} \sqrt{1 - r_{y2 \cdot 1}^2}} \quad (12)$$

式中： x, y ——需要进行偏相关系数计算的要素；1, 2——控制变量。偏相关系数的显著性检验，一般采用 t 检验法， $p < 0.05$ 表示相关性显著， $p < 0.01$ 表示相关性极显著。

2 结果与分析

2.1 中国草地NPP的时空格局

2.1.1 中国草地NPP的空间分布特征 1993—2015年中国草地NPP年总量分布在 $7.17 \times 10^{14} \sim 8.18 \times 10^{14}$ g/a之间，年际波动较大。其中1993, 1994, 1998, 2002, 2013年的NPP总量值较高，分别为 7.95×10^{14} , 8.01×10^{14} , 8.18×10^{14} , 7.86×10^{14} , 7.95×10^{14} g/a。

1993—2015年中国草地NPP年均总量为 $7.60 \times$

10^{14} g/a, 单位面积年均NPP为 296.76 g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)。沈海华等^[12]基于文献资料得到中国天然草地NPP为 $89 \sim 320$ g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)，本文结果与之类似。周伟等^[7]、朱文泉^[17]、高艳妮等^[18]运用CASA模型估算的中国草地NPP单位面积年平均值分别为 $282.0, 231, 217.90$ g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)，本文估算结果与其相近，差异可能是由于采用的草地分类标准、数据来源和研究时段不同造成的。空间上，中国草地NPP呈现从东部到西部、从南部到北部逐渐减少的分布特征(附图14)。从单位面积年均NPP的分布状况看，NPP低于 100 g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)的区域约占中国草地面积的 30.85% ，主要集中在青藏高原西北部、昆仑山及阿尔金山等高海拔山地。常年气温很低、热量条件不足、生长季很短是这些区域草地生产力形成的主要限制因素。NPP介于 $100 \sim 300$ g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)的区域占中国草地总面积的 26.17% ，主要位于蒙古高原的内蒙中部、鄂尔多斯高原，西藏和青海中部地区，大致与中国 400 mm等降雨量线重合，处于中国季风区和非季风区的分界地区。NPP介于 $300 \sim 500, 500 \sim 700$ g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)的区域沿中国西南—东北走向依次分布，其面积分别占中国草地总面积的 $20.06\%, 15.73\%$ ，分布在中国的呼伦贝尔高原、天山北麓、青藏高原东南部、大兴安岭西侧、小兴安岭以及山西省、内蒙古东部四盟市地区，这些地区水热组合条件较好。NPP介于 $700 \sim 900$ g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)的区域主要分布在南岭、云贵高原东北部、江西和川西高原部分地区，面积占中国草地总面积的 4.87% ，这些地区位于中国的亚热带季风气候区，月平均气温普遍在 0 °C以上，降水丰富，干湿差别不大，有利于草地的生长；平均NPP介于 $900 \sim 1300$ g/($\text{m}^2 \cdot \text{a}$)的草地集中分布在云南省，面积仅占中国草地总面积的 2.3% 。

2.1.2 中国草地NPP的时间变化特征 1993—2015年中国草地年均NPP总量总体上呈现波动式降低态势(年变化率 -1.415×10^{12} g/a, $p > 0.05$)。其中，1993—2010年草地NPP总量呈现显著降低趋势(年变化率 -2.312×10^{12} g/a, $p < 0.05$)，而2011—2015年草地NPP总量则在波动中有所增加(年变化率 0.700×10^{12} g/a, $p > 0.05$)(图1)。除人为因素影响外，NPP年际变化可能由于影响草地生长的自然因子(如气温、降水、太阳辐射、植被生长状况等)的年际变化所致^[2,7,11,17]。除去2011—2015年时间段的NPP年际波动可能受偶然因素影响外，1993—2010年草地NPP的显著降低趋势跟同期的

水热因子变化密切相关。比如,除了降水量以 -0.59 mm/a 的线性速率波动式降低外,和同期的 NPP 年际变化趋势相似,1993—2010 年太阳总辐射以 -12.28 MJ/a 的线性速率显著减少($p < 0.01$) (图 1)。而且,统计分析表明同期草地 NPP 与年太阳总辐射的二阶偏相关系数为 0.664 ($p < 0.01$),与年降水量的二阶偏相关系数为 0.745 ($p < 0.01$),而与年

平均气温没有表现出显著的统计学意义。这说明在水热因子中,这一时期草地 NPP 的变化主要受太阳辐射和降水量变化的影响,温度对其的影响并不显著。当然,鉴于数据的可获得性和本文讨论范围的局限,本文并未分析引起草地 NPP 的变化的其他众多原因。厘清草地生产力变化的原因是草地管理的基础,这方面的研究还有待于深入讨论^[11]。

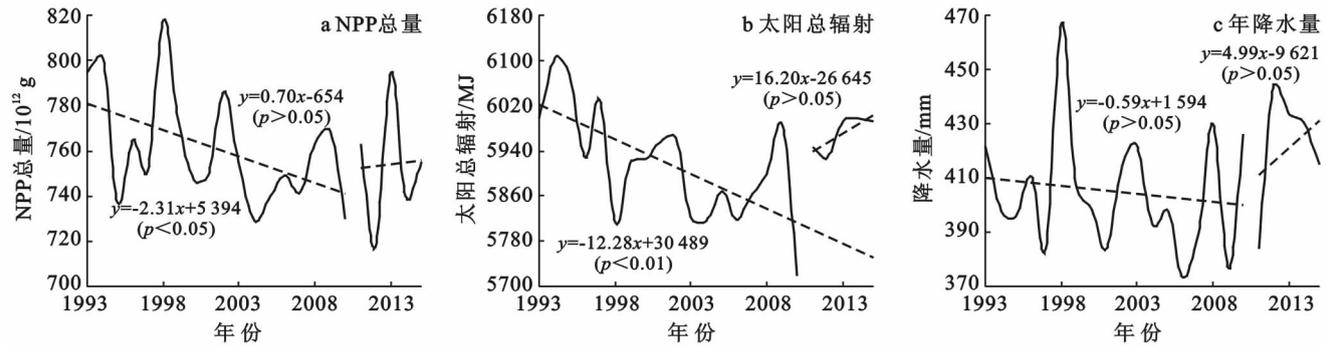


图 1 1993—2015 年中国草地 NPP 总量、太阳总辐射、年降水量的年际变化

2.1.3 中国草地 NPP 的空间变化特征 1993—2015 年中国草地 NPP 年际变化速率的空间分布显示:近 23 a 来草地 NPP 的年变化速率在 $-24.67 \sim 37.62 \text{ g/m}^2$ 之间,平均减少速率为 -0.55 g/m^2 。

NPP 年际变化率的显著性检验显示:草地 NPP 呈现降低态势的区域占草地总面积的 61.04% 。其中,NPP 极显著减少($p < 0.01$)的面积占草地总面积的 17.46% ,主要集中分布在大兴安岭以西浑善达克沙地以北、西藏中部和青海高原、天山、阿尔泰山地区;NPP 呈显著减少($p < 0.05$)的面积仅占草地面积的 9.76% ,分布范围与 NPP 呈极显著减少的分布范围类似,除此之外,在江西省东南部和川西高原也有分布;NPP 降低不显著的面积占草地总面积的 33.82% 。草地 NPP 呈增加态势的区域占草地总面积的 38.96% 。其中 NPP 呈极显著增加($p < 0.01$)的面积占草地总面积的 8.06% ,主要集中分布在鄂尔多斯高原、山西省和西藏北部;NPP 呈显著($p < 0.05$)增加的面积占草地总面积的 5.12% ,零星分布在西藏、云贵高原、鄂尔多斯高原等地区;NPP 增加不显著的面积占中国草地总面积的 25.78% 。 40.40% 的中国草地 NPP 变化具有统计学的显著性, 59.60% 的草地变化没有统计学意义。总体上 1993—2015 年,中国草地 NPP 减少的面积多于 NPP 增加的面积,表明近 23 a 来中国草地植被生产力呈现总体下降,局部上升的发展态势。

2.2 草地 NPP 与水热因子的关系

从草地 NPP 与年太阳总辐射相关性的空间分布

来看,NPP 与年太阳总辐射的相关系数为 $-0.79 \sim 0.96$ 。NPP 与年太阳总辐射呈负相关的区域集中分布在大兴安岭以西阴山燕山以北、青海省西南部和鄂尔多斯高原西南部。其中,NPP 与年太阳总辐射呈显著负相关($p < 0.05$)的区域仅占草地面积的 0.14% 。NPP 与年太阳总辐射呈正相关的区域主要集中布在新疆伊宁、阿尔泰山、天山、内蒙古的呼伦贝尔高原和鄂尔多斯高原以及阿尔山、青海、祁连山、西藏和青海大部分地区,零星分布在山西省、陕西省、云南省、广西、四川省、江西省和贵州南部。其中,NPP 与年太阳总辐射呈显著($p < 0.05$)和极显著($p < 0.01$)相关的比例占到草地总面积的 15.94% ,略高于 NPP 和年降水呈显著和极显著相关的比例。作为驱动光合作用过程的能量来源,太阳总辐射是 NPP 的重要资源^[19],但近 23 a 来降水的增加会导致太阳总辐射的减少,这可能会削弱太阳辐射对植被的影响。

从草地 NPP 与年降水量相关性的空间分布来看,NPP 与年均降水的相关系数在 $-0.72 \sim 0.93$ 之间。NPP 与年降水量呈负相关的区域主要分布在青海省南部和西藏东北部。原因可能是这些区域属于高海拔的冷湿环境,且近 23 a 来降水量增加,降水量的增加意味着温度的降低,从而抑制植被的生长,因而 NPP 与降水量之间负相关关系的真正作用机制是受温度的影响。其中,NPP 与年降水量呈显著负相关($p < 0.05$)的区域不足草地总面积的 0.02% 。NPP 与年降水量呈正相关的区域集中分布在内蒙古的呼

伦贝尔高原、西藏中西部、大兴安岭以西阴山燕山以北、鄂尔多斯高原、甘肃省和青海省交界处、阿尔泰山、新疆伊宁和天山地区,山西省、陕西省、云南省、广西和江西省也有分布。其中,NPP与年降水量呈显著和极显著正相关的区域占草地总面积的15.48%。总体来看,草地NPP与年降水量显著和极显著相关的面积比例明显多于NPP与气温的相关性比例,即降水对草地NPP的影响比气温的影响区域更为广泛。草地NPP与降水呈正相关的主要原因在于降水增加改善了土壤水分供给条件,增强了光合速率,从而提高了生产力,同时高原山地地区较低的温度能够减少蒸散,从而减少可利用水分的散失,有利于植被生长^[20]。

从草地NPP与年均气温相关性的空间分布来看,NPP与年均气温的偏相关系数在-0.81~0.82之间。NPP与年均气温呈负相关的区域主要分布在内蒙古锡林浩特北部、云南省、江西省、准格尔盆地周边、西藏西南部和青海中西部地区。这些区域可能由于其本身年均气温较高,使土壤蒸发加剧,植被可利用水分减少,植物生长受到抑制,从而影响植被NPP的积累速度。其中,极显著负相关($p < 0.01$)和显著负相关($p < 0.05$)的区域仅占草地总面积的0.14%。NPP与年均气温呈正相关的区域主要集中分布在新疆中部、青藏高原东北部西南部、内蒙古阿拉善以东、鄂尔多斯高原北部、青海东部和西藏北部地区。这些区域可能是由于气候相对较为湿润,土壤水分条件较好,温度成为植物生长的主要限制因子^[21]。其中,极显著正相关($p < 0.01$)和显著正相关($p < 0.05$)的区域仅占草地总面积的0.89%。总体来看,草地NPP与气温呈不显著相关的比例占到了中国草地总面积的98.97%。这也表明空间上,气温对草地NPP的影响普遍较小,不是NPP变化的主要制约因素^[22]。尽管温度会随着太阳辐射能量的积累而升高,但本文的年均气温和年太阳总辐射并没有显著的相关性($p > 0.05$)。另外,太阳辐射是叶片白天能量输入的主要来源。其中光合有效辐射是植被生产力构成的直接因子,而温度主要通过季节性变化影响草地植物的生理生化过程从而改变草地NPP,而且不同草地类型对温度变化的敏感性也不同。本文采用年际尺度上的平均气温和草地植被的平均生产力可能会削弱温度对草地植被的影响。这些都可能是草地NPP受太阳辐射影响较大,而温度对其影响较小的原因。

总体上,从草地NPP与水热因子关系的空间分布来看,NPP与太阳总辐射和年降水量的偏相关性通过显著性检验的面积远大于与温度偏相关性的面

积。这也从另一个方面印证了草地NPP年际变化的可能原因,即近23a来草地NPP的变化与太阳辐射和年降水量的年际变化密切相关,而与年均气温的关系甚微。当然,由于研究时段、研究数据、模型的选取和参数的界定等原因,得到草地NPP与气候要素的关系也会有所差异^[11,18]。因此,量化不同因素对NPP的影响仍然是未来气候变化对陆地生态系统影响研究的挑战^[4]。

3 结论

(1) 1993—2015年,中国草地NPP年均总量为 7.595×10^{14} g,单位面积NPP均值为 $296.76 \text{ g}/(\text{m}^2 \cdot \text{a})$ 。草地NPP呈现从东部到西部、从南部到北部逐渐减少的空间分布特征。

(2) 从年际变化来看,1993—2015年中国草地NPP总体以 $-1.415 \times 10^{12} \text{ g/a}$ 的线性速率($p > 0.05$)波动式下降。其中,1993—2010年草地NPP总量以 $-2.312 \times 10^{12} \text{ g/a}$ 的线性速率($p < 0.05$)显著降低,2011—2015年草地NPP总量在以 $7.00 \times 10^{11} \text{ g/a}$ 的线性速率($p > 0.05$)波动式上升。从空间变化来看,40.40%的草地NPP变化具有统计显著性,59.60%的草地呈现不具备统计学意义的波动性变化;总体上,同期中国草地NPP呈现普遍下降、局部改善的变化特征。尽管未来随着环境变化和人为原因,草地的面积会发生变化^[11],但从2011年以来的气温、降水和太阳辐射的波动式上升态势来看,草地的生产力也可能会随之提高。

(3) 从草地NPP与水热因子的关系来看,年际变化上,除去草地NPP的波动性变化,草地NPP与太阳总辐射和降水量的二阶偏相关性具有显著的统计学意义,与年平均气温没有表现出显著的相关关系。具有统计学显著意义的偏相关性的空间分布上,与太阳辐射偏相关性的面积比例>与降水偏相关性的面积比例>与气温偏相关性的面积比例。这从2个方面印证了最近23a中国草地NPP的变化主要受到太阳总辐射和降水量的影响,而受温度变化的影响相对较弱。

[参 考 文 献]

- [1] Bao Gang, Bao Yuhai, Qin Zhihao, et al. Modeling net primary productivity of terrestrial ecosystems in the semi-arid climate of the Mongolian Plateau using LSWI-based CASA ecosystem model[J]. International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, 2016,46:84-93.

- [2] Gao Tian, Xu Bin, Yang Xiuchun, et al. Aboveground net primary productivity of vegetation along a climate-related gradient in a Eurasian temperate grassland: Spatiotemporal patterns and their relationships with climate factors[J]. *Environmental Earth Sciences*, 2017,76(1): 56.
- [3] Piao Shilong, Fang Jingyun, Zhou Liming, et al. Changes in vegetation net primary productivity from 1982 to 1999 in China[J]. *Global Biogeochemical Cycles*, 2005, 19(2):1605-1622.
- [4] Ni Jian. Carbon storage in grasslands of China[J]. *Journal of Arid Environments*, 2002,50(2):205-218.
- [5] 吴娴,王玉,庄亮. 基于高分辨率格点数据集的中国气温与降水时空分布及变化趋势分析[J]. *气象与减灾研究*, 2016,39(4):241-251.
- [6] 陶苏林,戚易明,申双和,等. 中国 1981—2014 年太阳总辐射的时空变化[J]. *干旱区资源与环境*, 2016,30(11): 143-147.
- [7] 周伟,牟凤云,刚成诚,等. 1982—2010 年中国草地净初级生产力时空动态及其与气候因子的关系[J]. *生态学报*, 2017,37(13):1-11.
- [8] 张美玲,蒋文兰,陈全功,等. 基于 CSCS 改进 CASA 模型的中国草地净初级生产力模拟[J]. *中国沙漠*, 2014, 34(4):1150-1160.
- [9] 陈世荣,王世新,周艺. 基于遥感的中国草地生产力初步计算[J]. *农业工程学报*, 2008,24(1):208-212.
- [10] 胡中民,樊江文,钟华平,等. 中国温带草地地上生产力沿降水梯度的时空变异性[J]. *中国科学(D辑):地球科学*, 2006,36(12):1154-1162.
- [11] 沈海花,朱言坤,赵霞,等. 中国草地资源的现状分析[J]. *科学通报*, 2016,61(2):139-154.
- [12] 石志华,刘梦云,吴健利,等. 基于 CASA 模型的陕西省植被净初级生产力时空分析[J]. *水土保持通报*, 2016, 36(1):206-211.
- [13] 赵杰,刘雪佳,杜自强,等. 昼夜增温速率的不对称性对新疆地区植被动态的影响[J]. *中国环境科学*, 2017,37 (6):2316-2321.
- [14] Cramer W, Kicklighter D W, Bondeau A, et al. Comparing global models of terrestrial net primary productivity (NPP): Overview and key results [J]. *Global Change Biology*, 1999,5(S1):1-15.
- [15] 周广胜,张新时. 自然植被净第一性生产力模型初探[J]. *植物生态学报*, 1995,19(3):193-200.
- [16] 周广胜,张新时. 全球变化的中国气候—植被分类研究[J]. *植物学报*, 1996,38(1):8-17.
- [17] 朱文泉. 中国陆地生态系统植被净初级生产力遥感估算及其与气候变化关系的研究[D]. 北京:北京师范大学, 2005.
- [18] 高艳妮,于贵瑞,张黎,等. 中国陆地生态系统净初级生产力变化特征:基于过程模型和遥感模型的评估结果[J]. *地理科学进展*, 2012,31(1):109-117.
- [19] Ruimy A, Kergoat L, Bondeau A. Comparing global models of terrestrial net primary productivity (NPP): Analysis of differences in light absorption and light-use efficiency[J]. *Global Change Biology*, 1999,5(S1):56-64.
- [20] 穆少杰,李建龙,周伟,等. 2001—2010 年内蒙古植被净初级生产力的时空格局及其与气候的关系[J]. *生态学报*, 2013,33(12):3752-3764.
- [21] 吴楠,高吉喜,苏德毕力格,等. 长江上游植被净初级生产力年际变化规律及其对气候的响应[J]. *长江流域资源与环境*, 2010,19(4):389-396.
- [22] 张峰,周广胜,王玉辉. 基于 CASA 模型的内蒙典型草原植被净初级生产力动态模拟[J]. *植物生态学报*, 2008,32(4):786-797.