DOI: 10.5846/stxb201604290822

刘刚,孙睿,肖志强,崔天翔.2001—2014年中国植被净初级生产力时空变化及其与气象因素的关系.生态学报,2017,37(15):4936-4945. Liu G,Sun R,Xiao Z Q,Cui T X.Analysis of spatial and temporal variation of net primary productivity and climate controls in China from 2001 to 2014. Acta Ecologica Sinica, 2017, 37(15):4936-4945.

2001—2014年中国植被净初级生产力时空变化及其与 气象因素的关系

刘 刚^{1,2},孙 睿^{1,2,*},肖志强^{1,2},崔天翔^{1,2}

1 北京师范大学地理学与遥感科学学院,北京 1008752 北京师范大学/中国科学院遥感与数字地球研究所,遥感科学国家重点实验室,北京 100875

摘要:植被净初级生产力(NPP)是表征植被活动的关键变量,对于评估生态系统承载力,理解陆地生态系统碳循环有着重要意义。以全球陆表特征数据集(GLASS)为基础,对 2001—2014 年中国植被 NPP 进行了估算。在此基础上,利用一元线性回归、经验正交分解(EOF)分析了我国植被 NPP 时空变化,利用逐象元相关性分析、奇异值分解(SVD)两种方法分析了我国植被 NPP 与温度、降雨量的相关性。结果表明:(1)我国植被 NPP 空间上基本呈由东南向西北递减的分布趋势,主要是由于植被分布和气候条件决定的。研究期间我国植被 NPP 呈波动增加趋势,总量在 3.02—3.49PgC/a 之间,平均约为 3.25 PgC/a。(2)一元线性回归与 EOF 分析结果较为一致,表明我国长江中下游、华北平原和东北长白山地区 NPP 呈减少趋势,而青藏高原、西北、内蒙古中部及东南沿海地区 NPP 呈增加趋势。(3) NPP 与气象要素逐象元相关性分析表明,长白山、青藏高原及南方地区 NPP 与温度呈正相关,内蒙东部和西北地区 NPP 与降雨量呈正相关,东北、长江下游地区 NPP 与降雨量呈负相关。SVD 分析结果 与逐象元分析结果基本一致表明,NPP 与温度、降雨量均存在明显相关性,长白山、内蒙古、青藏高原地区 NPP 与温度正相关,

关键词:NPP;时空变化特征;气候因素;中国

Analysis of spatial and temporal variation of net primary productivity and climate controls in China from 2001 to 2014

LIU Gang^{1,2}, SUN Rui^{1,2,*}, XIAO Zhiqiang^{1,2}, CUI Tianxiang^{1,2}

1 School of Geography, Beijing Normal University, Beijing 100875, China

2 State Key Laboratory of Remote Sensing Science, Jointly Sponsored by Beijing Normal University and the Institute of Remote Sensing and Digital Earth, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100875, China

Abstract: Net primary productivity (NPP) is a key variable in characterizing vegetation activity. NPP also plays an important role in evaluating ecosystem carrying capacity and understanding terrestrial ecosystem carbon cycle. The present study estimated the NPP in China from 2001 to 2014 based on the GLASS remote sensing dataset. We also analyzed the spatial and temporal variation of vegetation NPP in China with linear regression and Empirical Orthogonal Function (EOF) algorithms. By using correlation analysis and Singular Value Decomposition (SVD) method, the relationship between NPP and temperature and the relationship between NPP and precipitation were obtained, respectively. The results showed that (1) NPP in China revealed a decreasing pattern from southeast to northwest due to the spatial variability of vegetation and climatic characteristics. NPP also had a fluctuating increase trend during our study period with values ranging between 3.02

收稿日期:2016-04-29; 网络出版日期:2017-03-22

基金项目:国家自然科学基金(41471349);国家科技支撑计划项目(2013BAC03B02);中央高校基本科研业务费专项(2014kJJCA02)资助

^{*} 通讯作者 Corresponding author.E-mail: sunrui@bnu.edu.cn

4937

and 3.49 PgC/a. The average value was approximately 3.25 PgC/a. (2) The linear regression and EOF results are consistent. Both results indicated that NPP presented a decreasing tendency in the lower Yangtze region, North China Plain, and Changbai mountain area. In the Qinghai-Tibetan Plateau, northwest, central Inner Mongolia, and southeast coastal areas of China, NPP showed an increasing tendency. (3) The correlation analysis between NPP and meteorological elements indicated that NPP was positively correlated with temperature in the Changbai mountain area, Qinghai-Tibet Plateau, and southern area. NPP was also positively correlated with precipitation in the eastern Inner Mongolia and northwestern region. However, in the Northeast, Yangtze River, and east of the Qinghai-Tibetan Plateau area, NPP was negatively correlated with precipitation. The SVD results were consistent with the results of correlation analysis. We found significant correlations between NPP and temperature and precipitation. NPP was positively correlated with precipitation in the northwest and central Inner Mongolia, and Qinghai-Tibet Plateau area. NPP was also positively correlated with precipitation in the northwest and central Inner Mongolia, whereas it was negatively correlated with precipitation in the lower Yangtze River and northeastern area.

Key Words: NPP; spatial-temporal variation; climate controls; China

工业革命以来,人们对于环境的过度干扰与破坏已经给整个生态系统造成了巨大的压力。大量化石燃料的燃烧使得大气中 CO₂等其他温室气体浓度增加,并触发了一系列环境问题,如全球温度升高、干旱问题加剧、植被地域分布改变等^[1-2]。Zhao 等在研究全球植被净第一性生产力变化过程中发现,年际 NPP 与大气中 CO₂浓度呈现明显负相关关系,表明 NPP 在降低大气 CO₂中扮演重要作用^[3]。由此可见,NPP 在调节全球气 候变化,研究全球碳通量中扮演着重要角色^[4-6]。因此,国际生物圈计划(International Biology Plans,IBP)、世界气候研究计划(World Climate Research Programme,WCRP)、国际地圈-生物圈计划(International Geosphere-Biosphere Program,ICBP)等均将其作为核心研究内容^[7]。

植被 NPP 的研究最早可追溯到 19 世纪 80 年代,在 20 世纪 80 年代取得了长足进步^[8]。近年来,随着数 据源的丰富和研究方法的改进,植被 NPP 研究进入新的发展阶段。目前,国内外学者对我国植被 NPP 进行 了大量研究。孙睿等利用光能利用率模型估算了中国 1992 年 4 月至 1993 年 3 月的植被 NPP,并认为水分条 件是影响中国植被 NPP 的主要因素^[9]。朱文泉等利用改进的光能利用率模型估算了中国 1982 至 1999 年植 被 NPP,并认为该段时间范围内降水、温度和光照均有利于植被的生长,胁迫较弱^[10]。相同时间段内,朴世龙 等^[11]基于 Carnegie-Ames-Stanford Approach(CASA)模型的研究结果表明,中国植被 NPP 呈增加趋势,并认为 降水是主要限制因子。Liang 等基于 CASA 模型估算了 1982—2010 年我国植被 NPP 时空变化并探讨了气候 因素的影响机制^[12]。Pei 等估算了中国 2001—2010 年植被 NPP,并分析了干旱对植被 NPP 的影响^[1]。然 而,不同研究结果之间一致性较低,模拟结果在 1.43—6.13PgC 之间^[13]。同时由于数据源和方法的限制,大尺 度 NPP 研究一般空间分辨率较低,在一定程度上影响了模拟精度。时空变化及影响因素分析主要局限于定 性描述、一元线性回归和简单相关性分析等方法,分析方法较为单一。

本文基于 Cui 等^[14,15]所开发的 NPP 产品生产算法,利用 GLASS 遥感数据集空间分辨率较高、时间跨度 长、空间连续性好的特点,估算了 2001—2014 年空间分辨率为 0.01°的中国植被 NPP。利用多种方法分析了 NPP 时空变化及其对气象要素响应机制。为评价植被生产力对人类活动、气候变化的响应及制定生态环境 治理政策提供依据。

1 数据来源和数据预处理

植被 NPP 模型输入数据包括:叶面积指数(LAI)、光合有效辐射吸收比例(FPAR)、植被覆盖度(FVC)、 土地利用分类数据、森林生物量数据、气象数据以及高程数据等。

1.1 LAI、FPAR 和 FVC 数据

研究所用 2001—2014 年 LAI 数据来自于北京师范大学生产的 GLASS-LAI 数据集^[16], FPAR 和 FVC 数据 是由 GLASS-LAI 数据结合植被冠层辐射传输模型计算得到^[17-18]。GLASS 数据集是目前全世界时间跨度最长 的全球地表特征产品之一。针对不同区域不同植被类型,对 GLASS 产品进行广泛的验证结果表明, GLASS 产 品空间上完整,时间上平滑连续,产品精度较高。数据空间分辨率为 1km,时间步长为 8d,投影方式为正弦曲 线投影。本研究以 C++为平台进行批量拼接、投影转换和裁剪,从而节省计算时间。

1.2 土地利用分类数据

土地利用分类数据来自于国家基础地理中心生产的 2010 年全球 30 米分类数据^[19],该数据是全球首套 30m 分辨率地表覆盖数据,具有空间分辨率高、分类精度高等特点。本研究通过众数采样法将其重采样为 0.01°空间分辨率。该数据包括耕地、混交林、阔叶林、针叶林、草地、灌木、湿地、水域、人造覆盖、裸地以及永 久冰雪共 11 种地类。但缺少对阔叶林、针叶林和灌丛是常绿或落叶、稀疏或郁闭的细分,因而本研究以 GLASS 冬季 LAI 数据为基础对,通过自然间断点分割法分别对 3 种地类进行划分,阈值分别为 0.95、0.50 和 0.25。

1.3 生物量数据

植被生物量是估算植被自养呼吸的重要参数。本研究将植被分为非林地和林地两类。非林地植被生物 量通过 LAI 和比叶面积(Specific Leaf Area, SLA)计算。林地植被以我国第七次森林清查数据为基础,利用罗 云建所研究的森林蓄积量-生物量转换公式进行计算^[20]。具体地,假定每个栅格格点分布一棵致密程度各异 的大树,该树高度由 GLAS 冠高数据(http://webmap.ornl.gov/wesdown/dataset.jsp? ds_id=10023)表征,致密 程度由据植被覆盖产品 MOD44B (https://ladsweb.nascom.nasa.gov/data/search.html)表征。参考曾伟生等全 国立木生物量建模总体划分方案,将全国划分为六大地理区域^[21](西北、西藏、西南、南方、华北、东北),并收 集各区域代表树种立木生物量研究结果,从而建立模型所得全国森林生物量分布图。以该计算结果为纽带, 建立空间格点生物量和该省该类森林生物量均值之间的转换关系(式1)。从而通过降尺度分配得到每个栅 格象元的生物量。

$$B_i = \frac{\overline{B_{pt}} \times g_i(D \times m, H) \times n}{\sum g_i(D \times m, H)} \qquad (p = 1, 2, 3, \dots, 30) (t = 1, 2, 3) \tag{1}$$

式中,p为省份,t为植被类型(针叶林、阔叶林、混交林);i为某一个格点,D为该格点的直径(cm),m为该格 点植被的分布比例,H为该格点植被冠高,n为该类型森林的格点数; $\overline{B_{\mu}}$ 为该类型森林生物量均值, g_i 为该格 点通过生物量模型计算所得生物量, B_i 为某格点森林生物量(t/hm²)。

1.4 气象数据

气象驱动数据为全球陆地数据同化系统(Global Land Data Assimilation System, GLDAS)(http://ldas.gsfc. nasa.gov/gldas/GLDASgoals.php)数据集。主要包括气温、向下短波辐射、向下短波净辐射、长波净辐射和比湿 数据集五个子数据集。数据空间分辨率为 0.25°,时间步长为 3h。温度和比湿数据预处理是将 8d 数据累加 求平均,从而得到平均温度和平均比湿。向下短波辐射数据处理时,通过累加得到 8d 的总辐射(MJ/m²),然 后乘系数 0.5,将向下短波辐射转换成光合有效辐射。向下短波净辐射和长波净辐射的处理方法与向下短波 辐射相同。最后通过双线性法将各数据集重采样到 0.01°空间分辨率,其中温度插值时利用气温直减率进行 了高度校正。2001—2012 年降雨量数据由中国气象局提供,分辨率为 0.0625°,主要用于分析降雨量对植被 NPP 的影响。

2 研究方法

2.1 植被 NPP 模型

植被 NPP 估算模型 MuSyQ-NPP (Multi-source data Synergized Quantitative remote sensing production system-

Net Primary Productivity),将 GPP 的形成与自养呼吸过程看作两个相对独立的过程^[15]。其中,GPP 通过光能利用率模型来进行计算,主要取决于植被吸收的光合有效辐射和光能利用率。NPP 为 GPP 中扣除自养呼吸的部分:

$$GPP = \varepsilon_{\alpha} \cdot FPAR \cdot PAR \cdot f_1(T) \cdot f_2(\beta)$$
(2)

$$NPP = GPP - R_a \tag{3}$$

式中, ε_g 为最大光能利用率,本研究 ε_g 取值参考 MODIS NPP 算法取值^[3,15]。PAR 为光合有效辐射。FPAR 为 植物吸收的光合有效辐射比例,是植被冠层吸收的 PAR 占入射 PAR 的比例,与植被自身的生长状况有关。 f_1 (*T*)为温度胁迫因子,其计算参考 CASA 模型计算公式^[22]。 $f_2(\beta)$ 为水分胁迫因子,通过地表实际蒸散量与潜 在蒸散量的比值求得。其中实际蒸散量采用 Penman-Monteith 公式,结合 LAI、FVC 及比湿数据进行计算。潜 在蒸散采用 Priestley-Taylor 方程计算^[15]。 R_g 为自养呼吸:

$$R_{a} = R_{m} + R_{g} = \sum R_{m,i} + Rg$$

$$R_{m,i} = M_{i}r_{m,i}Q_{10,i}^{(T-T_{b})/10}$$

$$R_{m,i} = m_{i}(CPR - R_{m})$$
(4)
(5)
(5)
(6)

式中, R_m为维持呼吸, R_g为生长呼吸。*i*代表植被的不同部分, 包括根、茎、叶。M_i为植被*i*部分参与呼吸的生物量, r_{m,i}为植被第*i*部分的维持呼吸系数, Q_{10,i}为植被*i*部分温度敏感因子, T_b为基温, T 为平均温度。生长呼吸与温度无关, 与总初级生产力成一定的比例关系, γ为生长呼吸系数。

2.2 时空变化与影响因素分析方法

首先,本文选择逐象元一元线性回归和 EOF 分析两种方法分析中国植被 NPP 时空变化趋势。第二,引 入降雨量和年均温两个气象因子,通过逐象元相关性分析和 SVD 分析两种方法分析 NPP 对气象因素的响应 机制。

EOF 是分析要素场时空变化的重要工具^[23]。运用 EOF 分解可以将长时间序列大空间尺度的要素场分解为空间典型场和时间系数,进而反映要素的空间特性及其随时间的变化。EOF 分解得到的多个模态之间空间上相互正交,且收敛快,前几个模态即可反应原始数据大部分时空变化规律。算法以研究区中变量 X 的 n 次观测值为基础构造矩阵 $X_{m\times n}$,并对其进行标准化处理。根据矩阵 $X_{m\times n}$ 构造相关系数矩阵 $C_{m\times m}$,并对其进行对角化运算(式 7):

$$C = X \cdot X^{T} = (V \cdot T) \cdot (V \cdot T)^{T} = V \cdot \Lambda \cdot V^{T?}$$
(7)

式中, $V \in EOF$ 输入变量对应的特征向量, $\Lambda \in F$ 是特征值对角矩阵, 可根据 Λ 计算模态的贡献率。由 V 计算得 到时间系数 T(式 8), 进而将 $X_{m \times n}$ 分解为空间模态和时间系数的乘积之和(式 9):

$$T = V^T \cdot X \tag{8}$$

$$X = V \cdot T \tag{9}$$

SVD分析是提取两个要素场耦合信号的重要工具^[24]。最早主要用于气象要素场分析,近年来被引入到 地学领域。SVD分析以两个场的交叉协方差矩阵展开(式10),并对其进行广义对角化运算(式11),得到奇 异值和左右场:

$$C = F \cdot G^T \tag{10}$$

$$C = U \cdot \Lambda \cdot V^T \tag{11}$$

式中,*C* 是交叉协方差矩阵,*F*和*G*分别是两个要素场,*U*和*V*中的向量是矩阵*C*的奇异向量,*A*是对角矩阵, 对角线上的元素是奇异值,根据奇异值可以计算每一对奇异向量所代表空间模态的协方差贡献率(Squared Covariance Fraction,SCF)和累积协方差贡献率(Cumulative Squared Covariance Fraction,CSCF)。在此基础上可 计算左右场的时间系数(式 12,式 13):

$$T_f = U^T \cdot F \tag{12}$$

$$T_g = V^T \cdot G \tag{13}$$

式中,*T_f和 T_s*分别为左右奇异向量的时间系数。时间系数的相关性越大表明两个场的相关性越高。定义左场 时间系数与右场时间系数为模态时间系数,表示第 n 对模态之间的相关度。定义左(右)场时间系数与左 (右)场序列之间的时间相关系数为同性相关系数,表示一个场与其时间系数之间的相关分布。左(右)场时 间系数与右(左)场序列之间的时间相关系数为异性相关系数,表示一个场的时间系数与另一个场的相关分 布。在一对异性相关型中,当区域内左右场变化趋势一致(均为高值或低值)则表明两个场呈正相关,反之则 呈负相关。显著相关区表示两个场相互影响的关键区,由此可确定左右场的遥相关型。本文分析中主要考虑 异性相关系数。

3 研究结果与分析

3.1 NPP 估算结果

2001—2014 年 NPP 年均值分布(图 1)来看,我国植被 NPP 基本呈现由东南向西北递减的分布趋势,与前人研究结果基本一致。其中,南方地区年平均 NPP 最高,超过 700gC m⁻² a⁻¹,主要原因是这些地区水热条件较好,森林植被占有很大比例,植被覆盖度较高。西北地区年平均 NPP 较低,小于 130gC m⁻² a⁻¹,主要是由于该地区主要以荒漠和草地为主,植被生长受降水限制;东北和华北 NPP 均值则主要在 300—700gC m⁻² a⁻¹ 之间。

从植被 NPP 年际变化来看(图 2),近 14 年我国受气候影响 NPP 波动较大。研究期间我国植被 NPP 呈现波动增加趋势,增长率为 0.01 PgC/a。植被 NPP 年总量在 3.02—3.49PgC 之间,均值约为 3.25PgC。其中峰值出现在 2004、2007 和 2013 年,其中 2013 年最高为 3.49PgC。低值出现在 2003、2005 和 2009 年,其中 2009 年最低为 3.02 PgC。近年来,我国受极端天气和气候变化的影响,NPP 波动较大。2003、2005 年出现低值的可能原因是气象灾害,该年份南方降水偏少,同时夏季出现罕见干旱。2009 年出现最低值则可能是由于 2008 年底的雪灾及夏季的干旱导致的。2004、2007 和 2013 年水热条件较为适宜,因而出现高值。



同类研究中,由于模型机理、参数及数据源的不同,模型模拟结果也有所差异。本文 NPP 估算结果与前人研究结果对比如表 1 所示。从量级上来看,本研究估算结果在同类研究区间范围内,低于陈斌、陈福军等人的研究结果,高于 Pei 和高志强等人的研究结果。从变化趋势上来看,本研究与前人研究也表现出一致性,呈波动上升趋势,如 Liang 等^[11]人在研究近 30 年中国植被 NPP 时空变化中发现,在 2000—2010 年期间,中国植被 NPP 的增长率为 0.008 PgC/a;陈福军等^[23]人研究 1981—2008 年中国植被 NPP 发现 2003 年出现低值;

Liu 等^[2]人在研究 2001—2010 年中国植被 NPP 中发现,由于受极端天气影响 2009 年中国植被 NPP 出现最低值,均与本研究结果基本一致。

Table 1 Comparison of total NPP in this study and previous studies							
研究时间 Study periods	模型 Methods	NPP 变化区 间(PgC/a) NPP ranges	文献 References	研究时间 Study periods	模型 Methods	NPP 变化区 间(PgC/a) NPP ranges	文献 References
1981—2000	GLOPEM model	2.76-3.31	[25]	2003	C-Fix	4.37	[27]
2000	GEOPRO	2.241	[22]	2000—2010	BEPS model	2.63-2.84	[2]
1981—2008	CASA	3.38-4.35	[26]	2001—2014	MuSyQ-NPP	3.02-3.49	本研究
2001—2010	CASA	2.25-2.62	[1]				
						• (7

表 1 同类研究结果对比

3.2 NPP 时空变化

一元线性回归是对近 14 年年 NPP 值与年份进行线性回归,结果为 NPP 变化斜率,大于 0 则表示 NPP 增加,反之则为减少,拟合结果如图 3 所示。研究期间,59.72%的区域 NPP 有所增加,40.28%的区域 NPP 有所 减少。其中,21.35%的区域植被 NPP 显著增加(P<0.05),增加区域主要分布在青藏高原、西北、内蒙古中部 及东南沿海地区;10.51%的区域植被 NPP 显著减少(P<0.05),减少区域主要分布在长白山、华北平原和长江 中游地区。

EOF分析的前5个特征向量的方差贡献率分别为24.68%、13.76%、10.89%、10.09%和7.84%,累积方差 贡献率达到67.26%。本文主要分析第一特征向量的空间分布及其时间系数。从空间上来看(图4),高值区 主要分布在青藏高原、西北、内蒙中部、山西北部及东北大兴安岭等地区。长江中下游、华北平原、中部和东北 长白山地区 NPP 呈下降趋势,与 Liu 等人的研究结论基本一致^[2]。主要原因是浙江、福建、广东等沿海地区 已经进入工业化后期,生态环境得到修复,植被 NPP 有所增加。黄土高原、西北及东北地区植被 NPP 呈增加 趋势,表明该区域生态修复工程作用显著。华北农业区及长江中下游地区主要以农业生态系统为主,生态环 境较为脆弱,近年来频发的气象灾害是造成该区域 NPP 减少的主要原因。从该模态对应的时间系数(图略) 来看,基本呈现增加趋势,与 NPP 年际变化趋势有所差异。主要原因是进行 EOF 分析的原数据经纬度范围 为(15.85—54.50N,69.13—135.73E)的矩形,与中国行政边界有所差异,因而统计所得时间变化趋势与图2 有 所区别,下文奇异值分析所得时间系数同理。



Fig.3 NPP trends based on linear regression

图 4 EOF 分析第一特征向量空间分布 Fig.4 The spatial pattern of EOF1 for NPP in China

3.3 气象因素对 NPP 的影响

温度和降水是影响 NPP 的主要气象因子。本文选 择逐象元相关性分析和 SVD 分析两种方法分析气象要 素对植被 NPP 的影响。在 SVD 分析中,为减少计算 量,通过双线性插值法将 NPP 和气象要素重采样到 0.25°分辨率,并对 NPP 和气象要素(温度或降水)进行 标准化处理。研究以 NPP 为左场、以气象要素为右场, 对其交叉协方差矩阵进行奇异值分解,进而提取方差贡 献率、时间相关系数、异性相关性及时间系数等信息。 3.3.1 温度对 NPP 的影响

基于逐象元的 NPP 与年均温相关性如图 5 所示。 总体而言, NPP 与年均温之间正、负相关并存, 以正相 关为主, 主要分布在长白山、青藏高原以及南方地区, 负 相关区零星分布在内蒙古东部地区。总体而言, 通过显 著性检验的象元相对较少, 通过 P<0.01、P<0.05 和 P< 0. 10 置信区间的象元比例分别为 4.72%、13.13% 和 20.23%。





NPP 与年均温奇异值分解结果如表 2 所示。前三个模态的累积协方差贡献率达到 83.70%,其中第一模态的累积协方差贡献率达到 52.03%,对第一对模态进行分析即可揭示 NPP 与年均温之间的关系。前三对模态的时间相关系数分别为 0.96、0.97、0.96、均通过了显著性检验(*R*_{0.01} = 0.66),表明 NPP 与年均温之间存在明显相关性。

Table 2 The result of SVD expansion of NPP and air temperature								
模态序号	方差贡献率	累积方差贡献率	时间相关系数					
Mode	Variance contribution/%	Cumulative variance/%	Correlation coefficients					
1	52.03	52.03	0.96					
2	22.87	74.90	0.97					
3	8.80	83.70	0.96					

表 2 NPP 与温度 SVD 分析结果

从 NPP 异性相关系数分布(图 6)来看,第一模态正值区主要位于青藏高原、内蒙中部,最高值达到 0.8。 负值区主要华北和长白山地区,相关系数最高达到-0.8,其他区域相关性较低。从年均温异性相关系数分布 (图 7)来看,正值区主要位于西北、青藏高原及内蒙古中西部地区,最高达到 0.85 以上,负值区主要位于东北 和长江下游地区,最低达到-0.7。这对空间分布型表明:当长白山、内蒙古中部、青藏高原地区温度增加(减 少)时,NPP 随之增加(减少),与逐象元相关性分析结果基本一致。主要原因是由于,长白山、内蒙古等地区 温度较低,温度的增加有利于植被生长,而青藏高原海拔较高,植被蒸腾耗水量较少,植被生长主要受温度限 制。从时间序列演变曲线(图 8)来看,NPP 与温度的变化趋势基本一致,但年均温变化幅度略大于 NPP,表 明 NPP 对于温度的响应存在一定滞后。

3.3.2 降雨量对 NPP 的影响

基于象元的 NPP 与降雨量进行相关性分布结果如图 9 所示。正相关区域主要分部在内蒙古东部和西北部分地区,负相关区域零星分布在东北、长江下游、青藏高原南部等地区。通过 P<0.01、P<0.05 和 P<0.10 置信区间的象元比例分别 6.72%、15.21% 和 21.68%,通过显著性检验的象元比例较少。

将 NPP 与降雨量的交叉协方差矩阵进行奇异值分解,结果如表 3 所示。前 3 对模态累积协方差贡献率

达到 83.45%,可代表两个要素场的主要信息。前三对模态的时间相关系数均在 0.90 以上,通过了显著性检验(*R*_{0.01} = 0.62)。



图 6 第一模态 NPP 异性相关性分布

Fig. 6 Heterogenerous correlation patterns for the first mode of NPP



Fig.7 Heterogenerous correlation patterns for the first mode of air temperature



图 8 NPP 与温度时间系数

Fig.8 Time coefficients of NPP and air temperature

50°N 40° 30° 20° 0 1000 km 南海诸岛 900 1109 1200 80 1009 130°E <-0.71 -0.58 -0.50 0.50 0.58 >0.71

图 9 NPP 与降雨量相关性分布



表 3	NPP 与降雨量奇异值分解结果
-----	-----------------

	Table 3 The result of SVD ex		
模态序号 Mode	方差贡献率/% Variance contribution	累积方差贡献率/% Cumulative variance	相关系数 Correlation coefficients
1	41.46	41.46	0.95
2	14.60	56.06	0.92
3	11.79	67.85	0.94

第一对模态解释了总方差的41.46%,通过对其分析可以阐述降水对 NPP 的影响。从 NPP 异性相关性分 布(图 10)来看,高值区主要分布在内蒙中东部和西北地区,低值区主要分布在华北、南方和长白山等地区。

从降雨量异性相关性分布(图 11)来看,高值区主要分布在长江中下游、西北、东北和内蒙古中东部等地区,低 值区主要分布在云南地区。这对分布型表明:当长江中下游和东北地区降水增加(减少)时,NPP 随之减少 (增加)。西北、内蒙中东部降水增加(减少)时,NPP 随着增加(减少)。主要原因是长江中下游地区降水丰 沛,当降水增加时会减少光合有效辐射,从而减少植被 NPP。东北等冷湿地区主要限制因素是温度,夏季降 水对其影响不显著,但当冬季降水增加时,往往伴随强低温出现,从而限制植被生长。西北、内蒙古中部气候 相对干燥,降水是植被生长的主要限制因子。从时间系数来看(图 12),该模态中降雨量和 NPP 的变化趋势 较为一致,相关系数达到 0.95,通过了 P<0.01 的显著性检验。



Fig.10 Heterogenerous correlation patterns for the first mode of NPP

研究表明,对于相关性较为显著的区域,两种方法 都能够较好地反映 NPP 与气象要素间的相互关系。由 于样本量的限制相关性分析通过显著性检验的象元数 量较少,从而表现出一定的局限性。SVD 方法可以提 取时间系数,从而可以从时间角度分析两个要素场的互 动机制。

4 结论与讨论

本文基于 MuSyQ-NPP 模型估算了 2001—2014 年 中国植被 NPP。结果显示,研究期间我国植被 NPP 呈 波动增加趋势,总量在 3.02—3.49PgC/a 之间,平均约 为 3.25 PgC/a。空间上基本呈由东南向西北递减的分 布趋势,地区间变化分异明显。









一元线性回归和 EOF 分析所得结果较为一致,结果表明青藏高原、西北、内蒙古、山西北部及东北大兴安 岭等地区植被 NPP 呈增加趋势,长江中下游、华北平原、中部和东北长白山地区植被 NPP 有所下降。传统逐 象元相关性分析和 SVD 分析结果基本一致。结果表明:长白山地区、内蒙古及青藏高原地区 NPP 与年均温 呈正相关。长江中下游和东北地区 NPP 与降雨量呈负相关,西北、内蒙古中部地区 NPP 与降雨量呈正相关。

比较而言,传统相关性分析在提取变量相关信息时存在一定局限性,这种局限性主要是由于变量的变化 幅度和样本数量的限制,从而导致多数象元不能通过显著性检验。此外,传统的相关性分析无法解释变量之 间是否存在因果关系,即变量周期性变化带来的假相关。SVD分析可以从场域的角度出发,分析区域内变量的互动关系。此外 SVD分析可以通过提取时间系数分析变量之间的相互关系。然而该算法运算量较大,需要将原始数据重采样到较低分辨率,牺牲了一定的数据精度。

参考文献(References):

- [1] Pei F S, Li X, Liu X P, Wang S J, He Z J. Assessing the differences in net primary productivity between pre- and post-urban land development in China. Agricultural and Forest Meteorology, 2013, 171-172: 174-186.
- [2] Liu Y B, Ju W M, He H L, Wang S Q, Sun R, Zhang Y D. Changes of net primary productivity in China during recent 11 years detected using an ecological model driven by MODIS data. Frontiers of Earth Science, 2013, 7(1): 112-127.
- [3] Zhao M S, Running S W. Drought-induced reduction in global terrestrial net primary production from 2000 through 2009. Science, 2010, 329 (5994): 940-943.
- [4] Twine T E, Kucharik C J. Climate impacts on net primary productivity trends in natural and managed ecosystems of the central and eastern United States. Agricultural and Forest Meteorology, 2009, 149(12): 2143-2161.
- [5] 王李娟, 牛铮, 旷达. 基于 MODIS 数据的 2002—2006 年中国陆地 NPP 分析. 国土资源遥感, 2010, (4): 113-116.
- [6] 刘琳,李月臣,朱翠霞,杨扬,李琼瑶. 2001年—2010年重庆地区植被 NPP 时空变化特征及其与气候因子的关系. 遥感信息, 2013, 28 (5): 99-108.
- [7] IGBP Terrestrial Carbon Working Group. The terrestrial carbon cycle: implications for the Kyoto Protocol. Science, 1998, 280(5368): 1393-1394.
- [8] 埃塞林顿 J R. 环境和植物生态学. 曲仲湘, 译. 北京: 科学出版社, 1989.
- [9] 孙睿,朱启疆.中国陆地植被净第一性生产力及季节变化研究.地理学报,2000,55(1):36-45.
- [10] 朱文泉,潘耀忠,阳小琼,宋国宝. 气候变化对中国陆地植被净初级生产力的影响分析. 科学通报, 2007, 52(21): 2535-2541.
- [11] 朴世龙,方精云,郭庆华. 1982—1999 年我国植被净第一性生产力及其时空变化. 北京大学学报:自然科学版, 2001, 37(4): 563-569.
- [12] Liang W, Yang Y T, Fan D M, Guan H D, Zhang T, Long D, Zhou Y, Bai D. Analysis of spatial and temporal patterns of net primary production and their climate controls in China from 1982 to 2010. Agricultural and Forest Meteorology, 2015, 204: 22-36.
- [13] 高燕妮,于贵瑞,张黎,刘敏,黄玫,王秋凤.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.地理 科学进展,2012,31(1):109-117.
- [14] Zhang R H, Sun R, Du J P, Zhang T L, Tang Y, Xu H W, Yang S T, Jiang W G. Estimations of net primary productivity and evapotranspiration based on HJ-1A/B data in Jinggangshan city, China. Journal of Mountain Science, 2013, 10(5): 777-789.
- [15] Cui T X, Wang Y J, Sun R, Qiao C, Fan W J, Jiang G Q, Hao L Y, Zhang L. Estimating vegetation primary production in the heihe river basin of china with multi-scource and multi-scale data. PLoS One, 2016, 11(4); e153971.
- [16] Xiao Z Q, Liang S L, Wang J D, Chen P, Yin X J, Zhang L Q, Song J L. Use of general regression neural networks for generating the GLASS leaf area index product from time-series MODIS surface reflectance. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2014, 52(1): 209-223.
- [17] Xiao Z Q, Liang S L, Sun R, Wang J D, Jiang B. Estimating the fraction of absorbed photosynthetically active radiation from the MODIS data based GLASS leaf area index product. Remote Sensing of Environment, 2015, 171: 105-117.
- [18] Xiao Z Q, Wang T T, Liang S L, Sun R. Estimating the fractional vegetation cover from GLASS leaf area index product. Remote Sensing, 2016, 8 (4): 337.
- [19] Chen J, Chen J, Liao A P, Cao X, Chen L J, Chen X H, He C Y, Han G, Peng S, Lu M, Zhang W W, Tong X H, Mills J. Global land cover mapping at 30m resolution: a POK-based operational approach. ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing, 2015, 103: 7-27.
- [20] 罗云建,王效科,张小全,逯非.中国森林生态系统生物量及其分配研究.北京:中国林业出版社,2013.
- [21] 曾伟生. 全国立木生物量方程建模方法研究[D]. 北京: 中国林业科学研究院, 2011.
- [22] Potter C S, Randerson J T, Field C B, Matson P A, Vitousek P M, Mooney H A, Klooster S A. Terrestrial ecosystem production: a process model based on global satellite and surface data. Global Biogeochemical Cycles, 1993, 7(4): 811-841.
- [23] 张雪珍. 1982—2011 年北半球中纬度秋季植被绿度变化的主要模态. 地理科学, 2014, 34(10): 1226-1232.
- [24] 江志红, 丁裕国. 我国夏半年降水距平与北太平洋海温异常的奇异值分解法分析. 热带气象学报, 1995, 11(2): 133-141.
- [25] 高志强, 刘纪远. 中国植被净生产力的比较研究. 科学通报, 2008, 53(3): 317-326.
- [26] 陈福军, 沈彦俊, 李倩, 郭英, 徐丽梅. 中国陆地生态系统近 30 年 NPP 时空变化研究. 地理科学, 2011, 31(11): 1409-1414.
- [27] 陈斌, 王绍强, 刘荣高, 宋婷. 中国陆地生态系统 NPP 模拟及空间格局分析. 资源科学, 2007, 29(6): 45-53.