沈 园,康 平,刘琰琰,等.气象和人类活动对长江经济带植被固碳的影响 [J]. 中国环境科学, 2025,45(12):6943-6953.
Shen Y, Kang P, Liu Y Y, et al. Impacts of meteorological factors and human activities on vegetation carbon sequestration in the Yangtze River Economic Belt [J]. China Environmental Science, 2025,45(12):6943-6953.

气象和人类活动对长江经济带植被固碳的影响

沈 园[1],康 平[1,2],刘琰琰[1,2*],冯浩鹏[1,3,4],李路丹[1],秦文霜[1],修 蒙[1,2] (1.成都信息工程大学大气科学学院,复杂地形区域气候变化与资源利用四川省重点实验室,四川 成都 610225；2.成都平原城市气象与环境四川省野外科学观测研究站,四川 成都 610225；3.中国民用航空局空中交通管理局航空气象中心,北京 100122；4.中国民用航空华北地区空中交通管理局气象中心,北京 100621)

摘要：基于 2001~2020 年的植被遥感数据和气象数据,利用趋势分析、变异系数、二阶偏相关等方法对长江经济带植被固碳能力(CSC)的时空变化特征及影响因子进行了分析,并结合偏导数方法定量评估具体气象因子(气温、降水、辐射)及人类活动对长江经济带不同区域 CSC 的贡献量.结果表明:①近 20 年来长江经济带多年平均 CSC 为 2505.4gCO_2/m^2,CSC 整体呈波动上升趋势,多年平均增长趋势为 8.9gCO_2/(m^2·a),其中极显著增长区域(P<0.01)的面积占比 25.6%.②长江经济带气温和降水均在 16.0%以上的区域表现为显著增加趋势,与 CSC 的关系主要为正偏相关性;辐射则在 6.3%的区域表现为显著减少趋势,且辐射与 CSC 的关系主要为负偏相关性.③气象因子和人类活动在整体上对 CSC 均表现为正贡献(使 CSC 增加),其中人类活动的贡献量最大,达到了+16.35gCO_2/(m^2·a) (86.7%);其次是降水的贡献(+1.28gCO_2/(m^2·a),6.77%),在上游省份均表现为正贡献,在中、下游省份则更多表现为负贡献;辐射与气温对于 CSC 的贡献均较少,辐射在贵州与上海两省表现为负贡献,气温则在所有省份均表现为正贡献.

关键词：植被固碳能力；长江经济带；定量贡献评估；偏导数方法
中图分类号：X171,P966.1/.7 **文献标识码**：A **文章编号**：1000-6923(2025)12-6943-11

Impacts of meteorological factors and human activities on vegetation carbon sequestration in the Yangtze River Economic Belt. SHEN Yuan[1], KANG Ping[1,2], LIU Yan-yan[1,2*], FENG Hao-peng[1,3,4], LI Lu-dan[1], QIN Wen-shuang[1], XIU Meng[1,2] (1.Climate Change and Resource Utilization in Complex Terrain Regions Key Laboratory of Sichuan Province, School of Atmospheric Sciences, Chengdu University of Information Technology, Chengdu 610225, China；2.Chengdu Plain Urban Meteorology and Environment Observation and Research Station of Sichuan Province, Chengdu 610225, China；3.Aviation Meteorological Center Air Traffic Management Bureau, CAAC, Beijing 100122, China；4.Meteorological Center of North China Air Traffic Management Bureau, CAAC, Beijing 100621, China). *China Environmental Science*, 2025,45(12)：6943~6953

Abstract：Based on vegetation remote sensing and meteorological data from 2001 to 2020, the spatiotemporal variations and influencing factors of vegetation carbon sequestration capacity(CSC) in the Yangtze River Economic Belt(YREB) were analyzed using trend analysis, coefficient of variation, and second-order partial correlation. Furthermore, the partial derivative method was applied to quantitatively assess the contributions of specific meteorological factors (temperature, precipitation, radiation) and human activities to CSC across different sub-regions of the YREB. The results showed that: (1) The multi-year average CSC in the YREB was 2505.4gCO_2/m^2, with an overall fluctuating upward trend and a multi-year average growth rate of 8.9gCO_2/(m^2·a). Areas with extremely significant increases (P<0.01) accounted for 25.6% of the region. (2) Significant increased trends in both temperature and precipitation were observed in more than 16.0% of the area, and they were mainly positively correlated with CSC. In contrast, a significant decreased trend in radiation was observed in 6.3% of the area, and it was mainly negatively correlated with CSC. (3) Both meteorological factors and human activities exerted overall positive contributions to CSC (leading to increases in CSC), among which the largest contribution was attributed to human activities (+16.35gCO_2/(m^2·a), 86.7%), followed by precipitation (+1.28gCO_2/(m^2·a), 6.77%), which contributed positively in the upstream provinces but negatively in the middle and lower reaches. Smaller contributions were attributed to radiation and temperature; a negative contribution of radiation was observed in Guizhou and Shanghai, while positive contributions of temperature were found in all provinces.

Key words：vegetation carbon sequestration capacity(CSC)；Yangtze River Economic Belt；quantitative contribution assessment；partial derivative method

收稿日期：2025-05-20
基金项目：四川省科技教育联合基金(2025NSFSC2047);四川省重点研发项目(2023YFG0129);四川省科普培训项目(2025JDKP0028);四川海聚计划高端人才引进项目(25RCYJ0053,24RCYJ0018)

* 责任作者, 副教授, liuyy@cuit.edu.cn

在全球气候变暖的大趋势下,如何正确处理好发展与碳排放的问题受到诸多国家与地区关注[1-2].我国政府于 2020 年 9 月在第七十五届联合国大会上提出了“二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值,努力争取 2060 年前实现碳中和”的目标[3].为实现全球升温控制在 1.5℃以内的目标,植被固碳作为一种相对廉价便利并直接可行的方法受到关注,《中国林业和草原统计年鉴》表明,近 50 年间中国森林平均资源碳储量为 15.6Gt,并且与其他固碳方法相比,植被进行固碳的同时还可优化生态环境,亦不会产生二次污染[4].

植被固碳能力(CSC)指的是某一地区植被在单位面积、单位时间内所固定空气中 CO_2 的质量,其既可以表示一个地区过去的固碳量,也可以在一定程度上反映植被未来的固碳潜力[5].CSC 的计算方法通常是将植被净初级生产力(NPP)与光合作用化学方程式相结合,通过对 NPP 数据乘以一个转化系数得出[5-6].随着遥感技术的发展以及遥感数据的积累,基于多种模型的 NPP 计算方法得以发展,Lieth 等[7]根据平均蒸发量与气温、降水和植被之间的关系提出了 Thornhwaite-Memorial 气候模型;朱文泉等[8]根据区域蒸散模型来模拟水分胁迫因子,改进 CASA(Carnegie-Ames-Stanford Approach)光能利用模型计算了中国陆地 NPP.这些进展使得直接采用遥感 NPP 数据计算 CSC 的科学性和可行性获得广泛认可,尤其在森林碳汇监测、碳中和评估等应用中,遥感驱动的 NPP-CSC 框架已成为国际主流范式[5].

长江经济带横跨我国东、中、西三大区域,其生态系统类型丰富,植被种类多样,是我国重要的陆地生态碳汇区[9],长江经济带的土地覆盖变化、生态状况等受到国内外学者的广泛关注[10-11].要深入、细致地探究长江经济带植被碳汇基本特征,量化区域内植被固碳的稳定性和持续性,并明确气象因子和人类活动对植被固碳的定量贡献,有必要以长江经济带 CSC 为直接切入点,深入研究其时空演变规律,以及气象因子与人类活动对其时空演变的影响[5,12-13].

本研究基于 2001~2020 年的 MODIS-MOD17 植被遥感数据以及气象因子等数据,对 20 年间长江经济带 CSC 的时空变化特征及其稳定性进行研究,分析 CSC 时空变化对于气象因子和人类活动的响应机制,定量评估各因子对于 CSC 增减变化的贡献程度,厘清长江经济带植被固碳增汇潜力及风险.本研究有助于积累复杂地形区域植被碳循环的基本理论和研究方法体系,为长江经济带生态屏障建设和生态修复提供决策参考,同时亦可为中国陆地生态系统增汇的系统管理优化方案提供科学支撑.

1 研究区概况与研究方法

1.1 研究区概况

长江经济带共覆盖我国 11 个省及直辖市,总面积约为 205.23 万平方公里,占我国国土面积的 21.4%,在 2023 年其生产总值占全国的 46.7%,是我国经济发展中极为重要的一部分[14].同时,长江经济带具有丰富的生物多样性,涵盖了从热带雨林到高山草甸的多种生态系统,是众多珍稀动植物的家园,形成了独特的生物链和生态平衡[15].为了促进长江经济带的可持续发展,并保护其珍贵的生态环境及生物多样性,2016 年 9 月,《长江经济带发展规划纲要》正式印发,确立了长江经济带的发展新格局,并明确了其生态环境保护的重要地位[16].

1.2 数据来源

植被净初级生产力数据来源于中分辨率成像光谱仪(MODIS)的 MOD17A3NPP 数据集(https://search.earthdata.nasa.gov/search?q=C2565791034-LPCLOUD),时段为 2001~2020 年,空间分辨率为 500m,以年为时间步长,使用 MRT(MODIS Reprojection Tool)工具来进行拼接、重投影,并对数据进行重采样及质制.气温与降水数据来自国家青藏高原数据中心(https://data.tpdc.ac.cn/home),空间分辨率为 0.0083°(约 1km),以月为时间步长;辐射数据来自欧洲中期天气预报中心发布的 ERA5 数据(https://cds.climate.copernicus.eu/datasets/reanalysis-era5-land-monthly-means?tab=overview),空间分辨率为 0.1°,以月为时间步长.通过重采样、空间插值将以上数据均统一至逐年 1km 空间分辨率,并进行精确时空匹配.

1.3 研究方法

1.3.1 植被固碳能力计算 植被净初级生产力(NPP)表示植被固定的有机碳总量减去其呼吸作用消耗的部分,结合光合作用反应方程式:$6CO_2+6H_2O \rightarrow C_6H_{12}O_6+6O_2$,可通过 NPP 计算单位面积内植被所固定的 CO_2 量,从而定量计算出植

被固碳能力[5,17].

$$CSC(x,t)=1.62\times NPP(x,t)\times 2.2 \quad (1)$$

式中:CSC(x,t)表示在像元 x 中,单位面积单位时间内所固定的 CO_2 的质量(gCO_2/m^2),其物理意义是 x 像元处植被的固碳能力.由于考虑到农作物籽粒或果实部分收获后被重新利用,使得短时间内会将固定的 CO_2 重新释放回大气中[18],故在计算时剔除了集中农作物的 CSC 数据.

1.3.2　植被固碳能力变化趋势分析及显著性检验　Theil-Sen Median 趋势分析通过计算所有数据逐两者的斜率,对得出的 $n(n-1)/2$ 个斜率选取中位数作为整体的变化趋势,其计算公式为:

$$\beta=\text{Median}\left(\frac{x_j-x_i}{j-i}\right),2001\leqslant i\leqslant j\leqslant 2020 \quad (2)$$

式中:β表示所有数据斜率的中值,符号的正负表示变化趋势的方向β>0 时表示正趋势,反之则是负趋势,β的大小表示平均变化率,值越大表示变化幅度越大.

Mann-Kendall 是一种非参数统计检验方法,用来判断趋势的显著性,适用于长时间序列数据的趋势显著性检验.其计算公式为:

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

$$\text{sgn}(x_j-x_i)=\begin{cases}+1, x_j-x_i>0\\ 0, x_j-x_i=0\\ -1, x_j-x_i<0\end{cases} \quad (4)$$

式中:S 为检验统计量,不同长度的时间序列,对于显著性检验统计量的选取有所不同,对于 $n\geqslant 10$ 的时间序列来说,统计量S近似服从正态分布,检验统计量Z可以由以下公式计算得出:

$$Z_S=\begin{cases}\dfrac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, S>0\\ 0, S=0\\ \dfrac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, S<0\end{cases} \quad (5)$$

$$\text{Var}(S)=\frac{n(n-1)(2n+5)-\sum_{i=1}^{m}t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (6)$$

式中:m 表示时间序列中出现相同数据组的个数,t_i表示第 i 组重复数据组中重复数据的个数.采用双边趋势检验,对于给定的显著性水平 α,若$|Z_s|\leqslant Z_{1-\alpha/2}$,则认为趋势不显著,反之则认为检验出的趋势显著[19].本研究中 1.96 和 2.58 分别表征 95%和 99%显著性检验临界值.

1.3.3　稳定性分析方法　变异系数(C_v)是一个无量纲量,当所涉及的数据度量单位平均值相同时,可直接凭借标准差来直观评判数据的稳定性,因其能够反映数据相对于均值的绝对离散状况.然而,在实际研究场景中,常常会遭遇度量单位平均值各异的情况,此时,变异系数便能凸显其独特优势[20].变异系数计算公式如下:

$$C_v=\frac{\sigma}{\bar{x}} \quad (7)$$

式中:C_v 为变异系数,对 CSC 进行变异系数的计算时,σ 表示 CSC 的标准差, $\bar{x}$ 表示 CSC 的多年平均值,C_v 越小表明 CSC 的变化波动越稳定,C_v 越大则表明 CSC 的变化波动越不稳定[21].

1.3.4　相关性分析　植被固碳能力(CSC)受多种因子影响,并且不同影响因子对于 CSC 的影响程度不尽相同,文中使用了二阶偏相关系数来计算单一气象因子在排除其他因子的影响下,单独与 CSC 的相关性[22].为了得到二阶偏相关系数,首先得出气温、降水、辐射三个因子与 CSC 的相关系数,以及三个因子相互间的相关系数,即共需计算 6 组相关系数,其中原始相关性计算的公式如下:

$$R_{i,j}=\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2}} \quad (8)$$

式中:R_{ij} 表示两组变量之间的相关性,在得出原始相关系数之后,进一步进行一阶偏相关计算:

$$R_{ij,k}=\frac{R_{ij}-R_{ik}R_{jk}}{\sqrt{(1-R_{ik}^2)}\sqrt{(1-R_{jk}^2)}} \quad (9)$$

式中:$R_{ij,k}$ 表示在排除 k 变量的影响之后,i 因子与 j 因子两组数据之间一阶相关性,由于本文需要排除两个因子之后的偏相关性,于是继续进行二阶偏相关计算:

$$R_{ij,kl}=\frac{R_{ij,k}-R_{il,k}R_{jl,k}}{\sqrt{(1-R_{il,k}^2)}\sqrt{(1-R_{jl,k}^2)}} \quad (10)$$

式中:$R_{ij,kl}$ 表示排除了 k、l 两组变量之后,i 因子与 j 因子两者间的二阶偏相关系数,最后得出了三组数据,分别为气温、降水以及辐射在排除了另外两个因子之后得出的与 CSC 的二阶偏相关系数.

1.3.5　基于偏导数的影响因子贡献定量评估　为

了能够定量的统计气象因子与人类活动对于 CSC 增减变化的贡献量,采用构建偏导数方法来评估气温、降水、辐射以及人类活动对于 CSC 增减变化的贡献量,具体的公式如下:

$$\frac{\mathrm{dVar}}{\mathrm{d}t} \approx S_{\mathrm{c}} + P_{\mathrm{c}} + T_{\mathrm{c}} + H_{\mathrm{c}} = \frac{\delta \mathrm{Var}}{\delta S} \times \frac{\mathrm{d}S}{\mathrm{d}t} + \frac{\delta \mathrm{Var}}{\delta P} \times \frac{\mathrm{d}P}{\mathrm{d}t} + \frac{\delta \mathrm{Var}}{\delta T} \times \frac{\mathrm{d}T}{\mathrm{d}t} + H_{\mathrm{c}} \quad (11)$$

式中:公式左侧项近似表示为 CSC 在时间上的变化趋势,即计算其与年份变化的一元线性方程式的斜率项.S_C、P_C、T_C、H_C 则分别表示为辐射、降水、气温以及其他因素对于 CSC 的贡献程度,通常认为人类活动是其他因素中最重要的成分,因此本研究中将其他因素近似为人类活动的影响[5,23].

2 结果与分析

2.1 长江经济带植被固碳时空变化特征

2001~2020 年,长江经济带年均 CSC 为 2505.4gCO$_2$/m^2,CSC 整体表现为逐年波动上升的趋势(图 1),多年平均增长趋势为 8.9gCO$_2$/(m^2·a),长江经济带上中下游的 CSC 多年平均值分别为 2657.4、2303.4、2177.8gCO$_2$/m^2.尽管 CSC 的平均值由上游到下游有明显的递减趋势,但三者 CSC 整体均为波动上涨的趋势,多年平均增长趋势分别为 9.5、8.5、7.0gCO$_2$/(m^2·a).长江经济带 11 个省份 CSC 增长趋势(表 1)结果各省份差异明显,其中增长趋势最大的地区为湖北省[14.7gCO$_2$/(m^2·a)],增长趋势最小的为江西省[2.5gCO$_2$/(m^2·a)].

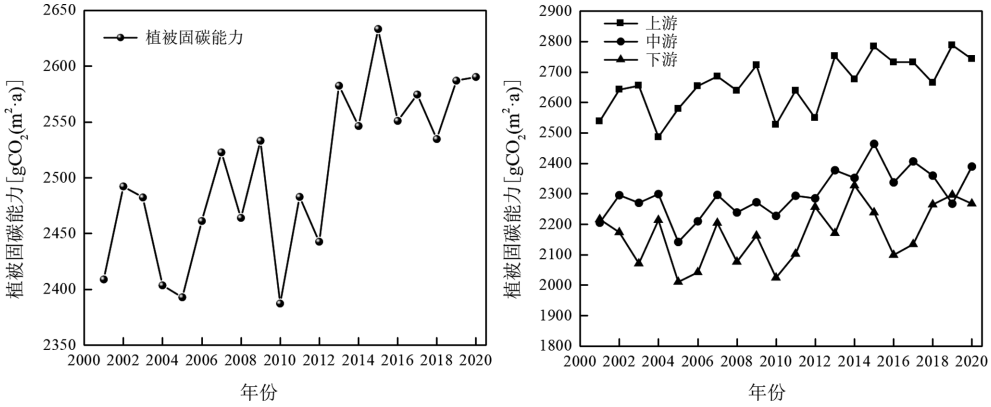


图 1 2001~2020 年长江经济带植被固碳能力(CSC)年际变化

Fig.1 Interannual variability of vegetation carbon sequestration capacity (CSC) in the Yangtze River economic belt during 2001~2020

表 1 2001~2020 年长江经济带各省/直辖市 CSC 增长趋势

Table 1 CSC growth trends in provinces/municipalities of the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

省份	增长趋势[gCO$_2$/(m^2·a)]	省份	增长趋势[gCO$_2$/(m^2·a)]
湖北	14.70	贵州	7.27
安徽	12.83	上海	6.87
江苏	11.49	重庆	4.82
浙江	10.88	湖南	4.52
四川	8.56	江西	2.56
云南	8.27		

受地形、海拔和气候等因素影响,长江经济带 CSC 空间分布差异较明显(图 2a),总体呈现南高北低的趋势,高值区集中在云南、贵州,其多年 CSC 平均值分别为 3731.4 与 2886.9gCO$_2$/m^2,对比之下四川 CSC 较小,多年平均值为 1814.8gCO$_2$/m^2.分析长江经济带 CSC 多年变化趋势(图 2b),发现长江经济带 CSC 整体上表现为增加的趋势,增加区域面积占比 74.5%;CSC 增长最显著的地区集中在四川盆地附近,CSC 明显减少的区域则集中在云南南部原始林区.对比 CSC 多年平均的结果可以看出 CSC 较低的区域往往具有较强的固碳增汇潜力,而云南等 CSC 较高的区域则有着固碳能力减少的风险结合 2001~2020 年长江经济带 CSC 变化趋势分析及显著性检验结果(图 3a)可以看出,长江经济带 CSC 极显著增加(P<0.01)的面积占 25.6%,并且在四川盆地地区有较为明显的集中.长江经济带上中下游 CSC 增加的面积分别占 75.4%、75.2%和 75.7%,结果较为一致,均为 CSC 增加面积为主.在上中下游 CSC 增加的区域中,极显著与显著增加面积之和与不显著增加的

面积之比分别为 0.76、1.14 和 0.74,表示仅在中游地区显著增加的面积大于不显著增加的面积,在上下游地区两者面积接近.在 CSC 减少的区域中,主要以不显著减少为主,极显著与显著减少的面积之和与不显著减少的面积之比分别为 0.23、0.29 和 0.31,表明过去 20 年间 CSC 显著减少的区域占比很小.从变异系数(图 3b)可以看出,长江北部较长江南部有着更大的变异系数,这说明长江北部地区的 CSC 变化相对不稳定,CSC 波动较大,这在四川盆地地区表现最为明显,结合趋势分析及显著性检验结果表明该地区 CSC 的增长是在某个时段爆发式增加,而非全时段平稳增加.

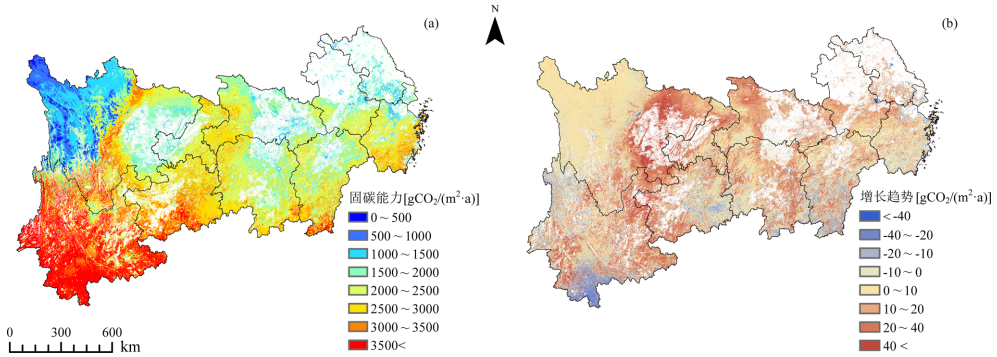


图 2　2001~2020 年长江经济带多年平均 CSC 空间分布(a)和 CSC 增长趋势(b)

Fig.2　Spatial distribution of multi-year average CSC (a) and CSC growth trends (b) in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

审图号:GS(2019)1822

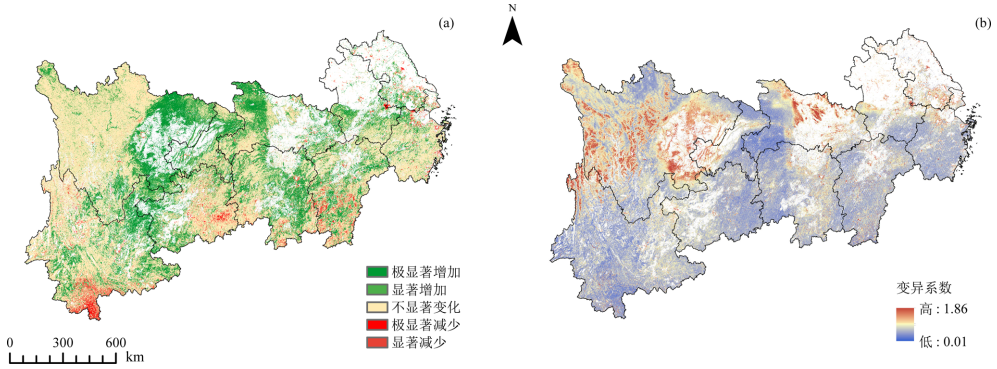


图 3　2001~2020 年长江经济带 CSC 趋势分析和显著性检验(a)以及变异系数(b)

Fig.3　Trend analysis and significance test of CSC (a) and coefficient of variation (b) in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

2.2　植被固碳时空变化的驱动因子分析

通过分析长江经济带2001~2020年CSC变化的驱动因子(图 4)可以看出,导致 CSC 增加的驱动因子主要为人类活动.人类活动驱动 CSC 增加的区域在上中下游面积占比分别为 41.0%、73.9%和 74.8%.其次是共同作用(气象因子+人类活动共同驱动)因子,且其主要对上游地区 CSC 的增加有显著驱动作用,占上游地区总面积的 31.3%,在中、下游面积占比均小于 1%,这可能与人口密度、气候因素以及植被种类有关,上游地区的人口数量相对较少,相对于中下游而言更易受到气象因素的影响,同时上游地区的植被类型较中下游而言种类相对较少,对气候因子的响应情况会更明显[24].气象因子单独驱动 CSC 增加的情况,仅在上游有 2.8%的面积占比,在中、下游面积占比均小于 1%.

导致 CSC 减少的驱动因子主要为共同作用和气象因子单独驱动.共同作用驱动的情况下,在长江上中下游 CSC 减少的区域面积占比分别为 12.3%、13.0%和 10.8%;气象因子单独驱动 CSC 减少的区域在长江上、中、下游的面积占比分别为 6.6%、11.6%、

13.7%;共同作用驱动 CSC 减少的区域面积在上游相对于气象因子单独驱动 CSC 减少的区域面积更大,在下游地区则相反,但两者总体面积占比相当.人类活动单独驱动 CSC 减少仅在上游有较为明显的面积占比,达到了 5.8%,在中、下游面积占比均小于 1%.

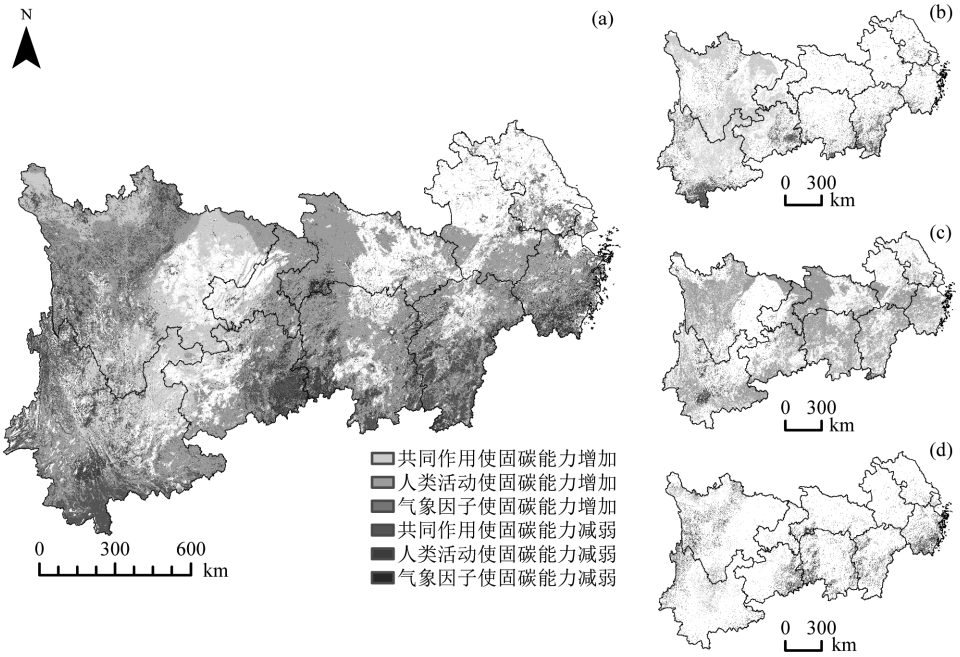


图 4 2001~2020 年长江经济带 CSC 驱动因子空间分布特征

Fig.4 Spatial distribution characteristics of CSC driving factors in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

a.所有影响因子,b.共同作用,c.人类活动,d.气象因子

2.3 气象因子对植被固碳的影响

2.3.1 气温对植被固碳的影响 长江经济带 2001~2020 年的气温变化趋势如图 5(a)所示,整体上 16.7%的地区表现为显著升温趋势,并且升温的面积与幅度自上游向下游均表现为递增的态势,上中下游区域显著升温区域的面积分别为 14.7%、17.4%和 25.7%,平均增长幅度为每年 0.027℃.对于气温变化趋势减弱的地区,主要集中在长江上中游省份,尤其是四川北部,以及湖北和湖南地区.结合气温与 CSC 变化的偏相关系数(图 5b)可以看出,研究区域的偏相关系数介于−0.86~0.97,且以正相关为主,面积占比为 68.8%,其中上游地区的正相关面积占比最大,占上游面积的 72.3%,这可能是由于上游地区的年平均气温相对较低,植被对于气温升高的响应更为敏感[25-27].

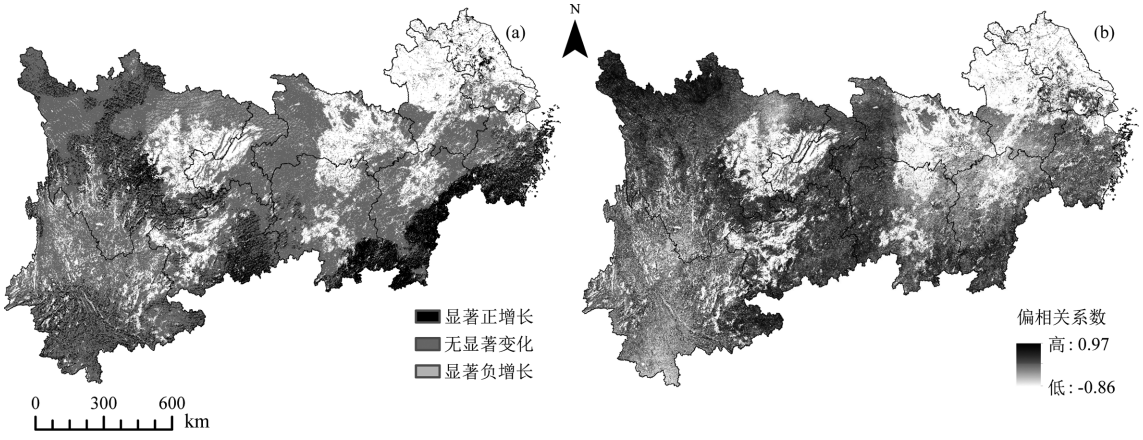


图 5 2001~2020 年长江经济带气温空间变化趋势(a)及其与 CSC 变化的偏相关系数(b)

Fig.5 Spatial variation trends of temperature (a) and its partial correlation coefficients with CSC Changes (b) in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

2.3.2　降水对植被固碳的影响　2001~2020 年降水的变化趋势如图 6(a)所示,整体上长江经济带 16.2%的地区表现为降水显著增加趋势,与气温不同的是,降水显著增加的面积主要集中在上游与下游,分别为 22.2%和 24.8%,具体体现在上游的四川、重庆、贵州交界地区与中、下游的浙江、江西、安徽交界地区,中游显著增长面积小于 1%;降水显著减少的地区主要集中在云南北部以及四川西南部.分析降水与 CSC 变化的偏相关系数(图 6(b)),上游地区有明显的东西差异,即东部以正相关为主,西部以负相关为主,这可能与海拔因素以及降水平稳度有关,四川西部等地海拔较高,植被类型多以草地为主,降水越均匀越有利于草地的生长,而川西地区近些年的降水表现为非平稳状态[28-29].在中、下游地区降水与 CSC 的偏相关性则表现为明显的南北差异,长江以北多为正相关,南部地区则以负相关为主,其中负相关的高值区集中在江西省附近,这可能与该地区近些年的极端降水增加有关[30].

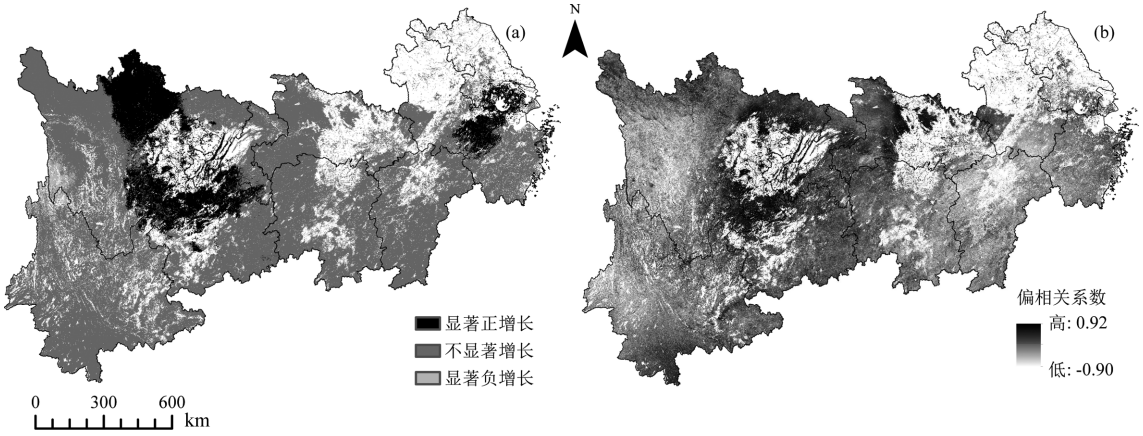


图 6　2001~2020 年长江经济带降水空间变化趋势(a)及其与 CSC 变化的偏相关系数(b)

Fig.6　Spatial variation trends of precipitation (a) and its partial correlation coefficients with CSC changes (b) in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

2.3.3　辐射对植被固碳的影响　2001~2020 年辐射的变化趋势如图 7(a)所示,长江经济带整体上辐射量表现为不显著变化的趋势,其面积占比为 93.6%,仅在四川西部部分地区以及浙江、江西、安徽有较为明显的显著减少趋势.相对于气温、降水与 CSC 变化的偏相关性,辐射与 CSC 变化的偏相关性分布较为离散,在上游省份,正相关面积较大,占比 60.2%,主要集中在四川西部以及贵州地区.在中、下游地区,相关性则以负相关为主,中下游地区的负相关面积占比分别为 68.7%与 71.4%,这可能与中、下游地区的植被类型有关,对于耐阴植被,减少辐射的直射,有利于其 CSC 的增强[31].

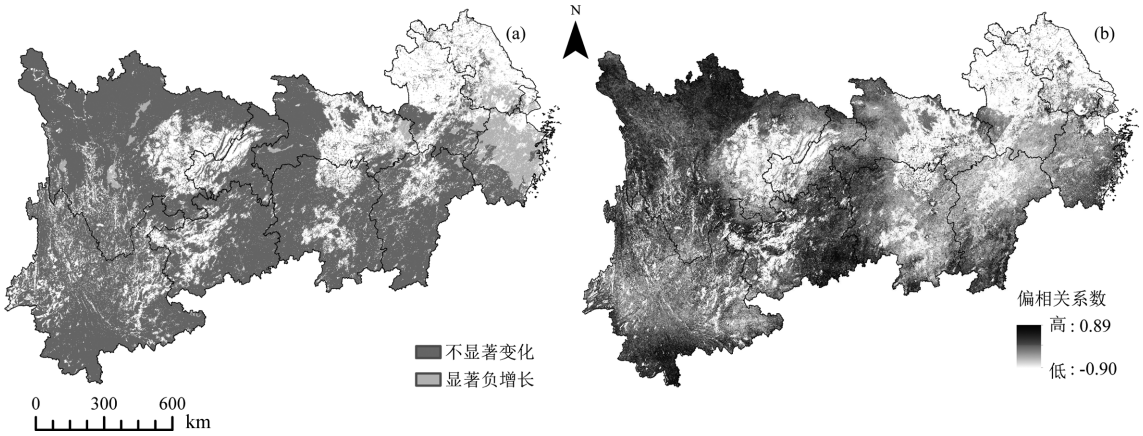


图 7　2001~2020 年长江经济带辐射空间变化趋势(a)及与 CSC 变化的偏相关系数(b)

Fig.7　Spatial variation trends of solar radiation (a) and its partial correlation coefficients with CSC changes (b) in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

2.4 气象因子和人类活动对植被固碳的定量贡献评估

在前文研究的基础上,本节进一步基于偏导数方法对长江经济带气象因子和人类活动对 CSC 增减变化的贡献程度进行定量评估.

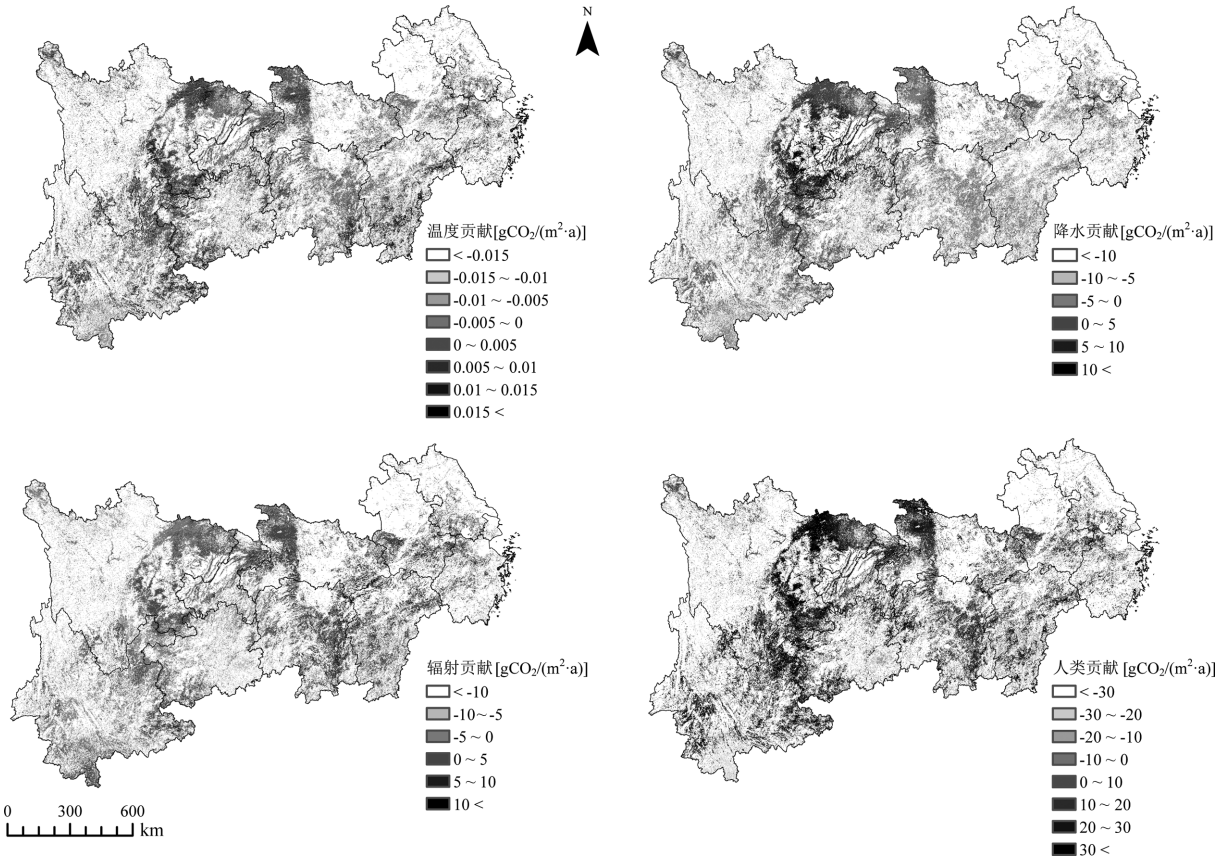


图 8 2001~2020 年长江经济带气温、降水、辐射、人类活动对 CSC 增减变化贡献量的空间分布特征

Fig.8 Spatial distribution characteristics of contributions from temperature, precipitation, solar radiation, and human activities to CSC changes in the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

表 2 2001~2020 长江经济带各省/直辖市气象因子和人类活动对 CSC 变化的贡献量[$gCO_2/(m^2·a)$]

Table 2 Contributions of meteorological factors and human activities to CSC changes in provinces/municipalities of the Yangtze River Economic Belt during 2001~2020

省份	气温	降水	辐射	人类活动
长江经济带整体	0.0033(0.018%)	1.28(6.77%)	1.23(6.51%)	16.35(86.71%)
云南	0.0037(0.021%)	0.39(2.20%)	0.46(2.58%)	16.82(95.20%)
贵州	0.0043(0.025%)	2.46(14.23%)	−1.12(−6.49%)	15.95(92.23%)
四川	0.0043(0.017%)	3.98(15.59%)	0.05(0.19%)	21.48(84.20%)
重庆	0.0021(0.009%)	4.32(19.11%)	0.96(4.26%)	17.31(76.62%)
湖南	0.0023(0.013%)	−0.22(−1.28%)	2.93(16.81%)	14.71(84.46%)
湖北	0.0011(0.006%)	0.39(2.06%)	2.32(12.36%)	16.06(85.57%)
江西	0.0036(0.029%)	−1.67(−13.20%)	2.97(23.43%)	11.37(89.74%)
安徽	0.0012(0.007%)	−0.62(−3.69%)	4.08(24.29%)	13.33(79.39%)
浙江	0.0058(0.046%)	0.21(1.64%)	2.04(16.13%)	10.38(82.19%)
江苏	0.0043(0.040%)	0.93(8.64%)	1.74(16.09%)	8.14(75.23%)
上海	0.0029(0.072%)	2.22(54.82%)	−1.24(−30.68%)	3.07(75.79%)

注:括号内百分数表示单一因子对CSC变化的贡献率.

如图 8 所示,长江经济带气温、降水、辐射以及人类活动对于 CSC 变化都表现为正贡献(使 CSC 增加),正贡献的面积占比分别为 58.7%、59.8%、60.0%、87.5%.其中,人类活动的贡献量最大,达到了 +16.3$gCO_2/(m^2·a)$(86.7%),在四川盆地、贵州西部以及云南东部有较强的正贡献聚集,在云南南部的原始森林地区则有较强的负贡献(使 CSC 减少);降水的贡献次之,+1.28$gCO_2/(m^2·a)$(6.77%),且其空间分布高度集中,强正贡献集中在四川盆地附近,强负贡献集中在江西、安徽、浙江的交界区域;辐射的贡献也相对集中,表现为上游负贡献居多,中下游省份以正贡献为主;气温所带来的贡献最少,分布也较为均匀,无特别明显的正/负贡献集中区域.从长江经济带各省/直辖市的各项因子定量贡献(表 2)可以看出,人类活动与气温对于 CSC 变化均为正贡献,降水在浙

江、江西、湖南三个中下游省份表现为负贡献,辐射仅在贵州、上海两个城市表现为负贡献.

3　讨论

近年来,中国陆地植被固碳量整体呈现上升趋势,并且空间上的区域差异表现为“扩大—缩小—扩大”的变化趋势,正在从两极化转化为多极化,植被固碳量的区域差异正在逐渐减小[32].本研究显示,2001~2020年长江经济带整体植被固碳量表现为波动上升的趋势,与全国的植被固碳量变化一致,并且显著增加的面积占比为 38.4%.

在气象要素的响应方面,气温、降水以及辐射因子都会对 CSC 产生影响[33].本研究表明,长江经济带大部分地区气温、降水与CSC均表现为正相关关系,但辐射有所不同,在中下游地区有较为明显的负偏相关区域,这可能与该地区太阳总辐射表现为降低趋势有关[34].目前已有的相关研究与本文结论类似,华北地区自 2000 年以来,降水、气温、辐射对于 CSC 多表现为正相关性,其中降水是影响华北地区 CSC 最重要的因子,达到显著相关的区域面积占华北地区的 44.7%[35].在平均海拔 4000m 以上的三江源地区,降水的增加也是导致植被固碳量增加的最主要原因[36].而在广东省,对植被生长最为显著的气象因子是气温,最大相关系数达到了 0.915,其次才是降水与日照时数[17].

在对于 CSC 变化的定量贡献评估方面,本研究表明,整体上人类活动是首要因素,贡献率达到了 86.7%,人类活动贡献率最低的省份是江苏省,贡献率亦高达 75.2%.这与国内相关研究结论类似,在太行山地区,人类活动的贡献最低为 64.4%[37].在黄河三角洲地区,植被恢复区的人类贡献相较于植被退化区的人类贡献较小,但都远大于气象因子的贡献率[38].人类活动对于 CSC 变化较大的贡献率说明在近 20 年间,由于生态修复、护林还林以及草原保护等政策措施对于 CSC 的增加起到了极大的作用,也进一步说明了可持续发展的重要性与可行性[39].

进一步参考已有研究可知,人类活动引起的不同土地利用行为对植被的碳储量影响具有显著差异性.城市化过程中,建设用地扩张通常伴随着林地、耕地等高固碳能力土地的减少,从而导致区域碳汇能力下降.如黄乾元[40]在对珠三角地区的研究中指出,2000 年~2020 年,珠三角城市群生态系统碳储量损失总量达 1.25TgC.王艳芳[41]研究发现,河南省退耕还林工程表现出较大的碳汇潜力,同时对退耕还林工程所种树木实施适度的采伐可以提高其碳汇能力.因此,尽管本研究中未对人类活动类型进行更细化量化,但相关研究结果在一定程度上支持了我们对于人为活动贡献率显著的结论,也为后续构建更具机制识别能力的 CSC 驱动因子模型提供理论支撑.

当前基于偏导数的 CSC 量化模型考虑到的气象因素大多仅有气温、降水与辐射因子[5,35-36].但在已有研究中,CSC 的变化还与土壤盐分、空气湿度等因素有关[34].在对于人类活动的贡献方面,量化模型也仅是将人类活动作为一个整体因素进行分析,未能将其进一步细化为农田扩张、退耕还林、城市扩展等具体的行为方式.因此,在后续研究中需拓展 CSC 的影响因素,特别是需要对人类活动的具体行为影响贡献进行更细化的区分和识别,进一步完善 CSC 影响贡献评估的量化模型.

4　结论

4.1　长江经济带多年平均 CSC 为 2505.4gCO_2/m^2,CSC 整体表现为逐年波动上升的趋势,多年平均增长趋势为 8.9gCO_2/(m^2·a);CSC 空间分布上表现为南高北低的趋势,极大值与极小值分别在云南省与四川西部地区,且长江北部地区的 CSC 变化相对不稳定.

4.2　气象因子对于CSC的影响方面,长江经济带近 20 年来,气温和降水均在 16.5%以上的区域表现为显著增加趋势,与 CSC 的关系主要为正偏相关;辐射的整体显著变化较小,仅有 6.3%的区域表现为显著减少趋势,主要集中在长江下游地区,且与 CSC 的关系主要以负偏相关为主.

4.3　在CSC的定量评估方面,整体上各气象因子与人类活动对于CSC变化均表现为正贡献(使CSC增加),其中人类活动是最主要的贡献因子,对 CSC 的增加贡献率为 86.7%;其次最主要的贡献因素是降水,在长江经济带上游省份均表现为正贡献,在中下游省份则更多表现为负贡献;辐射与气温对于 CSC 的贡献均较少,辐射在贵州与四川两个省份表现为负贡献,气温在所有省份均表现为正贡献.

参考文献：

[1] 曹建飞,韩延玲,刘慧龙.数字经济发展如何影响城市碳排放？——来自中国 283 个地级市的经验数据 [J]. 生态经济, 2024,40(2):39-51.
Cao J F, Han Y T, Liu H L, et al. Can the development of the digital economy affect carbon emissions?: An empirical evidence from 288 prefecture-level cities in China [J]. Ecological Economy, 2024,40(2):39-51.

[2] 宋 梅,王子莎,陈 晨,等.“双碳”目标下黄河流域资源型城市碳足迹时空特征及组态路径 [J]. 中国环境科学, 2025,45(8):4677-4687.
Song M, Wang Z S, Chen C, et al. Spatiotemporal characteristics and configuration paths of carbon footprint in resource-based cities of the Yellow River Basin under the “dual-carbon” goal [J]. China Environmental Science, 2025,45(8):4677-4687.

[3] 胡鞍钢.中国实现 2030 年前碳达峰目标及主要途径 [J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2021,21(3):1-15.
Hu A G. China’s achievement of carbon peak by 2030 and major pathways [J]. Journal of Beijing University of Technology (Social Sciences Edition), 2021,21(3):1-15.

[4] 张祥华.碳中和目标下森林碳汇供给的潜力与优化路径 [D]. 哈尔滨:东北林业大学, 2023.
Zhang X H. Potential and optimization path of forest carbon sink supply under the carbon neutrality goal [D]. Harbin: Northeast Forestry University, 2023.

[5] Feng H P, Kang P, Deng Z C, et al. The impact of climate change and human activities to vegetation carbon sequestration variation in Sichuan and Chongqing [J]. Environmental Research, 2023,238:117138.

[6] 李 媛.陆地植被净初级生产力估算及影响因素研究现状 [J]. 宁夏大学学报(自然科学版), 2018,39(4):362-366.
Li Y. Estimation of terrestrial vegetation net primary productivity and research status of influencing factors [J]. Journal of Ningxia University (Natural Science Edition), 2018,39(4):362-366.

[7] Lieth H, Whittaker R H. Primary productivity of the biosphere [M]. New York: Springer-Verlag, 1975.

[8] 朱文泉,潘耀忠,张锦水.中国陆地植被净初级生产力遥感估算 [J]. 植物生态学报, 2007,31(3):413-424.
Zhu W Q, Pan Y Z, Zhang J S. Remote sensing estimation of terrestrial vegetation net primary productivity in China [J]. Acta Phytoecologica Sinica, 2007,31(3):413-424.

[9] 唐 霞.长江经济带植被生态系统 NEP 指数时空特征及预测研究 [D]. 荆州:长江大学, 2023.
Tang X. Spatio-temporal characteristics and prediction study of vegetation ecosystem NEP index in the Yangtze River Economic Belt [D]. Jinzhou: Yangtze University, 2023.

[10] 屈志光,杨伯元,胡李丹,等.长江经济带土地利用模拟与扩绿增长协同发展 [J]. 中国环境科学, 2025,45(1):465-476.
Qu Z G, Yang B Y, Hu L D, et al. Simulation of land use and synergistic development between promoting green expansion and economic growth in the Yangtze River Economic Belt [J]. China Environmental Science, 2025,45(1):465-476.

[11] 林明裕,崔兴华.碳排放绩效的空间关联网络结构及其形成机制——以长江经济带为例 [J]. 中国环境科学, 2024,44(5):2867-2878.
Lin M Y, Cui X H. The spatial correlation network structure and formation mechanism of carbon emission performance: A case study of the Yangtze River Economic Belt [J]. China Environmental Science, 2024,44(5):2867-2878.

[12] Chu X, Zhan J Y, Li Z H, et al. Assessment on forest carbon sequestration in the Three-North Shelterbelt Program region, China [J]. Journal of Cleaner Production, 2019,215:382-389.

[13] Dai E, Huang Y, Wu Z, et al. Analysis of spatio-temporal features of a carbon source/sink and its relationship to climatic factors in the Inner Mongolia grassland ecosystem [J]. Journal of Geographical Sciences, 2016,26(3):297-312.

[14] 王 君.2023 年长江经济带区域拉动全国经济增长 2.6 个百分点 [N]. 中国信息报, 2024-02-20(01).
Wang J. The Yangtze River Economic Belt Region drove national economic growth by 2.6percentage points in 2023 [N]. China Information News, 2024-02-20(01).

[15] 范育蕾,夏哲一,魏 雪,等.四个时期长江经济带湿地生态系统服务对景观格局响应研究 [J]. 湿地科学, 2024,22(1):139-147.
Fan Y L, Xia Z Y, Wei X, et al. Response of wetland ecosystem services to landscape patterns in the Yangtze River Economic Belt across four periods [J]. Wetland Science, 2024,22(1):139-147.

[16] 周 泓,刘 洋,张雪瑶,等.生态优先推动长江经济带绿色发展——《长江经济带发展规划纲要》初步解读 [J]. 环境与可持续发展, 2016,41(6):191-192.
Zhou H, Liu Y, Zhang X Y, et al. Ecological priority promotes green development in the Yangtze River Economic Belt: A preliminary interpretation of the “Yangtze River Economic Belt Development Plan Outline” [J]. Environment and Sustainable Development, 2016,41(6):191-192.

[17] 邓玉娇,王捷纯,徐 杰,等.广东省植被固碳量时空变化及气象贡献率研究 [J]. 生态环境学报, 2022,31(1):1-8.
Deng Y J, Wang J C, Xu J, et al. Spatio-temporal variation and meteorological contribution rate of vegetation carbon sequestration in Guangdong Province [J]. Journal of Ecology and Environment, 2022,31(1):1-8.

[18] Piao S L, Fang J Y, Ciais P, et al. The carbon balance of terrestrial ecosystems in China[J]. Nature, 2009,458(7241):1009-1013.

[19] Gocic M, Trajkovic S. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen’s slope estimator statistical tests in Serbia [J]. Global and Planetary Change, 2013,100:172-182.

[20] 王文森.变异系数——一个衡量离散程度简单而有用的统计指标 [J]. 中国统计, 2007,(6):41-42.
Wang W S. Coefficient of variation: A simple and useful statistical measure of dispersion [J]. China Statistics, 2007,(6):41-42.

[21] Forkman J. Estimator and tests for common coefficients of variation in normal distributions [J]. Communications in Statistics - Theory and Methods, 2009,38(2):233-251.

[22] Liu Q, Fu Y H, Zeng Z Z, et al. Temperature, precipitation, and insolation effects on autumn vegetation phenology in temperate China [J]. Global Change Biology, 2015,22(2):644-655.

[23] Roderick M L, Rotstayn l D, Farquhar G D, et al. On the attribution of changing pan evaporation [J]. Geophysical Research Letters, 2007,34(17):1-7.

[24] 易　浪,孙　颖,尹少华,等.2000~2019 年长江流域植被覆盖时空演化及其驱动因素 [J]. 生态学报, 2023,43(2):798−811.
Yi L, Sun Y, Yin S H, et al. Spatio−temporal evolution and driving factors of vegetation cover in the Yangtze River Basin from 2000 to 2019 [J]. Acta Ecologica Sinica, 2023,43(2):798−811.

[25] 赵乾佐,张　璇,费俊源,等.长江流域不同植被对 2022 年极端气象干旱事件的响应 [J]. 中国环境科学, 2024,44(9):5134−5144.
Zhao Q Z, Zhang X, Fei J Y, et al. Vegetation responses to extreme meteorological drought event of 2022in the Yangtze River Basin [J]. China Environmental Science, 2024,44(9):5134−5144.

[26] 郭敏杰,张亭亭,张建军,等.1982~2006 年黄土高原地区植被覆盖度对气候变化的响应 [J]. 水土保持研究, 2014,21(5):35−40,48.
Guo M J, Zhang T T, Zhang J J, et al. Response of vegetation cover to climate change in the Loess Plateau Region from 1982 to 2006 [J]. Research of Soil and Water Conservation, 2014,21(5):35−40+48

[27] 鲁铁定,章　园,曾思婷,等.江西省 NPP 估算及其与气候因子的关联分析−基于改进 CASA 模型 [J]. 中国环境科学, 2025,45(1):369−378.
Lu T D, Zhang Y, Zeng S T, et al. Estimation of net primary productivity and correlation study with climate parameters in Jiangxi Province using the enhanced CASA model [J]. China Environmental Science, 2025,45(1):369−378.

[28] 王志鹏,张宪洲,何永涛,等.2000~2015 年青藏高原草地归一化植被指数对降水变化的响应 [J]. 应用生态学报, 2018,29(1):75−83.
Wang Z P, Zhang X Z, He Y T, et al. Response of normalized difference vegetation index to precipitation change in alpine grasslands on the Qinghai−Tibet Plateau from 2000 to 2015 [J]. Acta Ecologica Sinica, 2018,29(1):75−83.

[29] 高　斌.长江上游极端降水非平稳拟合及致灾效应分析 [J]. 水利水电技术(中英文), 2025,56(2):1−14.
Gao B. Nonstationary fitting and disaster−causing effect analysis of extreme precipitation in the upper Yangtze River [J]. Hydraulic and Hydro−power Technology (Chinese−English), 2025,56(2):1−14.

[30] 贯　君,张少鹏,任　月,等.中国农业净碳汇时空分异与影响因素演进分析 [J]. 中国环境科学, 2024,44(2):1158−1170.
Guan J, Zhang S P, Ren Y, et al. Random forest model−assisted evaluation of spatiotemporal differentiation of China's agricultural net carbon sink and evolution of influencing factors [J]. China Environmental Science, 2024,44(2):1158−1170.

[31] 秦梦祯.重庆耐阴园林树种的评价及植物配置设计研究 [D]. 重庆:重庆交通大学, 2023.
Qin M Z. Evaluation of shade−tolerant garden tree species and planting design research in Chongqing [D]. Chongqing: Chongqing Jiaotong University, 2023.

[32] 郭少杰.中国陆地植被固碳量的时空演变与影响因素研究 [D]. 杨凌:西北农林科技大学, 2023.
Guo S J. Spatio−temporal evolution and influencing factors of terrestrial vegetation carbon sequestration in China [D]. Yangling: Northwest A&F University, 2023.

[33] 杨　屹,苏　越.关中平原城市群碳收支时空分异特征及碳平衡驱动因素 [J]. 中国环境科学, 2025,45(7):4034−4051.
Yang Y, Su Y. Spatial and temporal variability of carbon budget in Guanzhong Plain urban agglomeration and the driving factors of carbon balance [J]. China Environmental Science, 2025,45(7):4034−4051.

[34] 路　广.近代黄河三角洲净初级生产力时空变化分析 [D]. 济南:山东师范大学, 2018.
Lu G. Spatio−temporal analysis of net primary productivity in the Modern Yellow River Delta [D]. Jinan: Shandong Normal University, 2018.

[35] 曹　云,张称意,孙应龙,等.2000~2020 年华北地区植被固碳能力时空变化特征及其气象影响分析 [J]. 生态学报, 2023,43(9):3488−3499.
Cao Y, Zhang C Y, Sun Y L, et al. Spatio−temporal variation characteristics and meteorological impact analysis of vegetation carbon sequestration capacity in North China from 2000 to 2020 [J]. Acta Ecologica Sinica, 2023,43(9):3488−3499.

[36] 张宏思,陈之光,张　翔,等.1977~2017 年三江源区植被固碳量及影响因素评估 [J]. 南开大学学报(自然科学版), 2021,54(4):87−100,107.
Zhang H S, Chen Z G, Zhang X, et al. Assessment of vegetation carbon sequestration and its influencing factors in the Sanjiangyuan Region from 1977 to 2017 [J]. Journal of Nankai University (Natural Science Edition), 2021,54(4):87−100,107.

[37] 孔俊杰,刘海新,王　晓,等.气候变化和人类活动对太行山区植被 NPP 变化的影响 [J]. 山东林业科技, 2024,54(3):8−15,35.
Kong J J, Liu H X, Wang X, et al. Impacts of climate change and human activities on vegetation NPP Variation in the Taihang Mountain Area [J]. Shandong Forestry Science and Technology, 2024,54(3):8−15, 35.

[38] 张心茹,曹　茜,季舒平,等.气候变化和人类活动对黄河三角洲植被动态变化的影响 [J]. 环境科学学报, 2022,42(1):56−69.
Zhang X R, Cao Q, Ji S P, et al. Impacts of climate change and human activities on vegetation dynamics in the Yellow River Delta [J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 2022,42(1):56−69.

[39] 杨　丹,王晓峰.黄土高原气候和人类活动对植被 NPP 变化的影响 [J]. 干旱区研究, 2022,39(2):584−593.
Yang D, Wang X F. Effects of climate and human activities on vegetation NPP Changes in the Loess Plateau [J]. Journal of Arid Land Studies, 2022,39(2):584−593.

[40] 黄乾元.珠三角城市扩张对生态系统碳储量的影响研究 [D]. 深圳:深圳大学, 2022.
Huang Q Y. Impact of urban expansion on ecosystem carbon storage in the Pearl River Delta [D]. Shenzhen: Shenzhen University, 2022.

[41] 王艳芳.河南省退耕还林工程固碳成效及其潜力评估 [D]. 杨凌:西北农林科技大学, 2017.
Wang Y F. Evaluation of carbon sequestration efficacy and potential under grain for green programme in Henan Province, China [D]. Yangling: Northwest A&F University, 2017.

作者简介：沈　园(2003−),男,湖北黄冈人,成都信息工程大学硕士研究生,主要从事气候变化对碳汇的影响研究.shenyuana119@163.com.