气候变化对中国陆地植被净初级生产力的影响分析

朱文泉 潘耀忠 阳小琼 宋国宝

(地表过程与资源生态国家重点实验室, 北京师范大学资源学院, 北京 100875. E-mail: zhuwq75@163.com)

摘要 近来的气候变化对陆地植被净初级生产力(NPP)产生了综合影响. 通过对 1982~1999 年的中国陆地植被 NPP 及相应的气候数据进行系统分析, 结果表明: (ⅰ) 中国近 20 a 来的气候变化使温度、降水、光照均朝着有利于植物生长的方向发展, 其胁迫作用有所减弱: 受水分限制的西北地区, 其 NPP 的增长趋势平均为 1.42%·a^{-1}; 受温度制约的东北、华北和青藏高原地区, NPP 增长趋势平均为 1.46%·a^{-1}; 华中、华东、华南受光照制约的地方, NPP 增长趋势平均为 0.99%·a^{-1}. (ⅱ) 18 a 来, 中国陆地植被 NPP 总量增加了 0.76 Pg C (24.2%), 其中由气候变化约导致 NPP 增加 0.36 Pg C (11.5%), 其他因素(气候-植被相互作用、土地利用变化、造林等)约导致 NPP 增加 0.40 Pg C (12.4%). (ⅲ) 与全球情况相比, 中国陆地植被 NPP 对气候变化的响应存在区域差异, 在 20 世纪 80 年代后期的几次厄尔尼诺事件中, 全球 NPP 均明显下降, 而中国的 NPP 因受季风影响, 情况复杂.

关键词 净初级生产力 气候变化 遥感 **NDVI** 中国

在 1980~2000 年间, 地球经历了剧烈的环境变化[1], 大气 CO_2 浓度增加了 9% (338.69~369.48 μL·L^{-1})[2], El Niño 事件、季风波动的频率和强度均明显增加, 出现了有仪器观测以来两个最温暖的年代(20 世纪 80 年代和 90 年代)[3,4]. 所有的这些变化(气候变化、生态过程变化、地球化学变化以及人为影响等)均会对陆地植被净初级生产力(net primary productivity, NPP)产生影响, 并由之综合表现出来[5]. 已有研究表明, 地球上 NPP 在这 20 a 里呈现了增长, 但原因并不一样, 对于北半球中高纬度地区, 可能是多种因素(N 沉降、CO_2 施肥、造林、气候变化)导致了 NPP 的增长, 而赤道地区则可能归功于 CO_2 施肥效应. Nemani 等人[5,6]通过对 1982~1999 年全球陆地植被 NPP 与气候数据的综合分析, 认为气候变化使气候胁迫因子得到缓解, 全球陆地植被 NPP 总量增加了 6% (3.4 Pg C, 1 Pg=10^{15} g).

在全球气候变化的大背景下, 中国的气候也发生了变化[7,8], 陆地植被 NPP 表现出了一定的增长趋势[9]. 为了更好地理解中国陆地植被 NPP 与气候变化间的关系, 本文通过对 1982~1999 年的中国陆地植被 NPP 及相应的气候数据进行系统分析, 以便找出气候变化对中国陆地植被 NPP 综合影响的量化程度, 并通过与全球研究结果的对比, 阐明气候变化对中国陆地植被 NPP 影响的区域差异.

1 数据来源与预处理

(ⅰ) 遥感数据. 本研究所用的气象卫星 NOAA/AVHRR NDVI 数据, 来源于美国地球资源观测系统(earth resources observation system, EROS)数据中心的探路者数据集(pathfinder data set, PDS), 图像空间分辨率为 8 km×8 km, 时间间隔为月, 时间序列为 1982 年 1 月~1999 年 12 月. 所有数据均进行了几何校正、大气纠正、去云处理以及传感器退化性能的订正[10~12], 使数据具有一致性和可比性. 数据最后经投影变换处理, 选取的投影方式为 Albers Conical Equal Area 投影.

(ⅱ) 气象数据. 本研究所用的气象数据来源于中国气象局. 在气候胁迫因子制图中共涉及全国 194 个标准气象站点, 数据全部为 1971~2000 年的累年月平均值, 数据内容包括月平均水汽压、月平均相对湿度、月平均总云量、月降水量、月平均气温、月平均最低气温; 在植被 NPP 计算、区域热量指数(RTI)和区域湿润指数(RMI)计算以及气候因子趋势分析时共涉及全国 726 个气象站点的数据, 时间为 1982 年 1 月~1999 年 12 月, 包括月降水量、月平均温度、月总太阳辐射. 利用地理信息系统(GIS)的插值工具, 根据各气象站点的经纬度信息, 通过对气象数据进行 Kriging 插值和基于 DEM 的插值[13], 获取像元大小与

2007-04-20 收稿, 2007-08-20 接受

国家自然科学基金(批准号: 40371001)和教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目

NDVI 数据一致、投影相同的气象要素栅格图.

(iii) 土地覆盖分类图. 土地覆盖分类图来源于欧盟联合研究中心(The Joint Research Centre, JRC), 原始分类图像由中国科学院遥感应用研究所编译, 分类用的遥感数据为 2000 年的 SPOT-VGT 1km 数据.

(iv) 大气 CO_2 数据. 大气 CO_2 数据来源于美国加利福尼亚大学的二氧化碳研究组(下载网址: http://cdiac.esd.ornl.gov/ftp/trends/co2/maunaloa.co2), 包含了 Mauna Loa(Hawaii, U.S.A.)站点 1958~2003 年的月观测数据[2].

(v) MEI(Multivariate ENSO Index)数据. MEI 数据来源于美国大气海洋局的气候诊断中心(http://www.cdc.noaa.gov/people/klaus.wolter/MEI/table.html), 包含了 1950~2004 年的每月数据[14,15].

2 方法

2.1 植被 NPP 计算

植被 NPP 由改进的光能利用率模型计算得到[16,17]. 1982~1999 年中国陆地植被 NPP 分布在 2.66~3.64 Pg C·a^{-1} 之间, 平均为 3.13 Pg C·a^{-1}, 约占全球 NPP 总量的 5.0%~5.3%(以 IPCC 第 3 次评估报告中估算的结果 59.6~62.6 Pg C 为参考). 波动幅度为 0.98 Pg C, 占 18 a 平均值的 31.3%. 18 a 间, NPP 在波动中呈现较为明显的增长趋势(0.0422 Pg C·a^{-1}, $r^2 = 0.65$, $P<0.01$)(图 1), 全国 NPP 总量增加了 24.3% (0.7596 Pg C). NPP 总量最大值出现在 1994 年, 为 3.64 Pg C·a^{-1}; 最小值则出现在 1982 年, 为 2.66 Pg C·a^{-1}. 从 NPP 平均值来看, 18 a 间中国陆地植被的碳密度在 273.7~374.3 gC·m^{-2}·a^{-1} 之间, 平均为 323.8 gC·m^{-2}·a^{-1}.

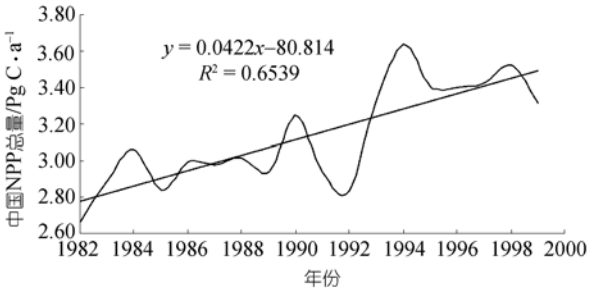

图 1 1982~1999 年中国陆地 NPP 总量变化图

2.2 潜在气候胁迫因子制图

植物生长经常受各种气候胁迫因子的影响, 如低温、水分不足、光照较弱(受云遮挡)等, 因此各生态系统的分布及产量往往与气候变量间存在某种关系. 为了综合评价植物生长的气候影响, 我们选择累年月平均最低气温、总云量和降水量作为度量因子, 它们各自表示某一月份对植物生长的潜在减弱程度. 每一度量因子均定义成 0~1 的线性斜率, 0 表示植物由于受某一因子影响而完全停止生长, 1 表示植物生长完全不受某一因子影响[5].

月平均最低气温–5℃~5℃首先被线性拉伸到 0~1, 对于每一个月份均用此线性拉伸值计算出潜在生长的天数, 1 表示这个月的每一天植物都能很好的生长, 而 0 则表示这个月的每一天植物都不能生长. 最后将每个月的潜在生长天数加起来并除以 365 就得到了一个 0~1 的温度限制因子.

降水与潜在蒸散的比值(P/PET)被用来度量水分对植物的胁迫程度. 潜在蒸散(PET)根据 Thornthwaite 方法求取[18], 0~0.75 之间的月 P/PET 比值被线性拉伸到 0~1, P/PET 比值大于 0.75 时被认为植物生长的供水充足, 由此计算得到每月的潜在生长天数, 最后将每个月的潜在生长天数加起来并除以 365 就得到了一个 0~1 的水分限制因子.

光照限制因子由累年月平均总云量换算得到. 对植物生长造成光照胁迫的临界总云量被定义为 10%, 云量在此基础上每增加 1%, 植物生长天数就减少 0.5%. 在森林中, 因光照不足而延缓植物生长是经常发生的, 尤其是当云量较大且持续时间较长时(如四川盆地和江南地区), 光照不足就成了植物生长的一个主要限制因子.

然后将这 3 个限制因子线性拉伸到 0~255, 并给水分限制因子赋予红色、光照限制因子赋予绿色、温度限制因子赋予蓝色, 最后得到一张由三原色合成的彩色图(图 2). 这张合成图的颜色由黑(无限制)到白(3 个因子均为最大限制), 3 种原色代表各自的最大限制, 3 种限制因子交叉影响则产生不同的颜色, 如: 青色(温度与光照)、洋红色(水分与温度)、黄色(水分与光照).

值得注意的是, 这些限制因子的阈值设定带有很大的人为因素, 在此仅表示各限制因子对植物生长的相对影响. 此外, 除气候条件对植物生长起限制作用外, 还有其他一些因素, 如营养物质供应状况、人为影响等.

2.3 区域热量指数和区域湿润指数计算

一个地区的植物产量主要取决于光、热、水[19],

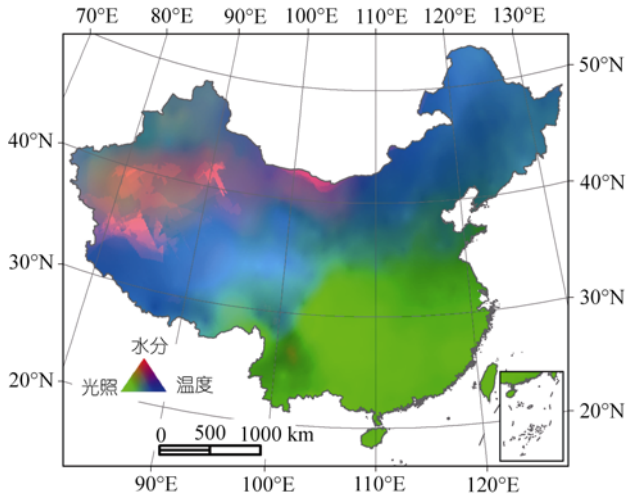

图 2 植物生长的潜在气候胁迫因子空间分布

因此我们选择区域热量指数和区域湿润指数来构建植被生长的气候空间. 周广胜和张新时[20]在研究气候-植被分类时认为, 某一地区(大尺度)的热量状况应该用区域潜在蒸散来反应, 因此将其定义为区域热量指数(regional thermal index, RTI); 而区域实际蒸散与区域潜在蒸散的比值则反映了土壤水分干湿程度, 并定义其为区域湿润指数(regional moisture index, RMI). RTI 比较好地反应了一地的热量状况, 对于寒温带, 其区域热量指数小于 360 mm, 温带为 360~650 mm, 暖温带为 650~780 mm, 亚热带为 780~1100 mm, 热带大于 1100 mm. RMI 较好地反映了一地的干湿状况, 对于荒漠, 其值小于 0.4, 草原为 0.4~0.7, 森林大于 0.7. 有关 RTI 和 RMI 的详细计算过程请参见文献[20].

2.4 线性变化趋势制图

气候因子及 NPP 线性变化趋势分布图由各个像元的 18 a(1982~1999 年)时间序列数据与年份进行最小二乘法线性拟合获得, 其相对变化趋势则由各个像元的线性斜率除以 18 a 的平均值、再乘以 100 得到.

3 结果

3.1 气候胁迫因子空间分布及其对 NPP 的综合影响

温度、水分和光照相互作用, 对不同地区的植物生长产生不同的影响. 通过构建潜在气候因子胁迫图(图 2), 我们可以看出, 全国约 28%的地区(主要分布在西北), 植物生长受水分制约; 受温度制约的地区主要分布在东北和青藏高原一带, 约占国土面积的 43%; 华东、华中、华南的大部分地区(国土面积的 29%)则主要受光照胁迫. 而且这 3 个气候胁迫因子是相互作用的, 如云南中西部的一些地区全年不受温度胁迫, 但在冬季可能受水分制约, 在夏季由于云量大而且持续时间长则受光照胁迫; 海河平原和山东丘陵地区冬季受低温胁迫, 夏秋季节则有可能因云雾遮挡而受光照制约; 河套平原在春秋季节受水分制约, 而冬季则受低温影响.

图 3 显示了 NPP 在气候空间中的分布情况, 从中可以看出, NPP 值越高, 对水热配置条件的要求也越苛刻. 对于 RTI 来说, NPP 为 100 $gC\cdot m^{-2}\cdot a^{-1}$ 以上的地区, 其 RTI 也在 100 $mm\cdot a^{-1}$ 以上; NPP 为 500 $gC\cdot m^{-2}\cdot a^{-1}$ 以上的地区, 其 RTI 则必须在 250 $mm\cdot a^{-1}$ 以上; NPP 大于 1000 $gC\cdot m^{-2}\cdot a^{-1}$ 的地区, 其 RTI 至少在 400 $mm\cdot a^{-1}$ 以上. 对于 RMI 来说, NPP 为 500 $gC\cdot m^{-2}\cdot a^{-1}$ 以上的地区, 其 *RTI* 必须在 0.3 以上; NPP 大于 1000 $gC\cdot m^{-2}\cdot a^{-1}$ 的地区, 其 *RTI* 至少在 0.6 以上. 这与周广胜和张新时[20]的气候-植被分类结果基本一致.

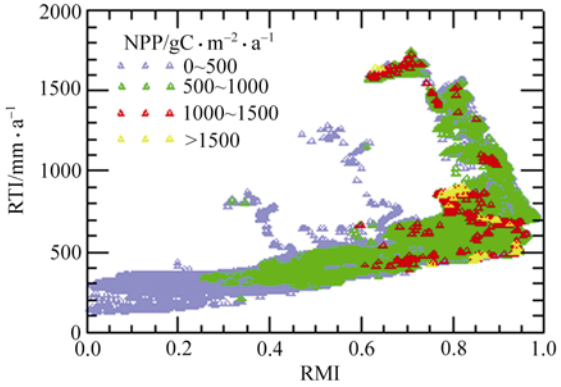

图 3 NPP 在气候空间中的分布

通过对 1982~1999 年的温度、降水和光照这 3 个气候胁迫因子的线性趋势分析, 可以看出, 受温度胁迫的东北和青藏高原广大地区, 其年平均温度得到显著升高, 使生长季得到延长(春季植物起始生长的日期推前, 秋季落叶期推后)(图 4(a)); 受水分制约的西北地区, 降水量呈明显上升趋势(图 4(b)), 但在大部分的荒漠地区, 增加的降水量还不足以启动植物生长; 受光照胁迫的华东和华南地区, 太阳总辐射量有所增加(图 4(c)). 由此可见, 气候变化使温度、降水、光照均朝着有利于植物生长的方向发展, 其胁迫作用有所减弱, 这与 Nemani 等人[5,6]对全球研究所得出的结果类似.

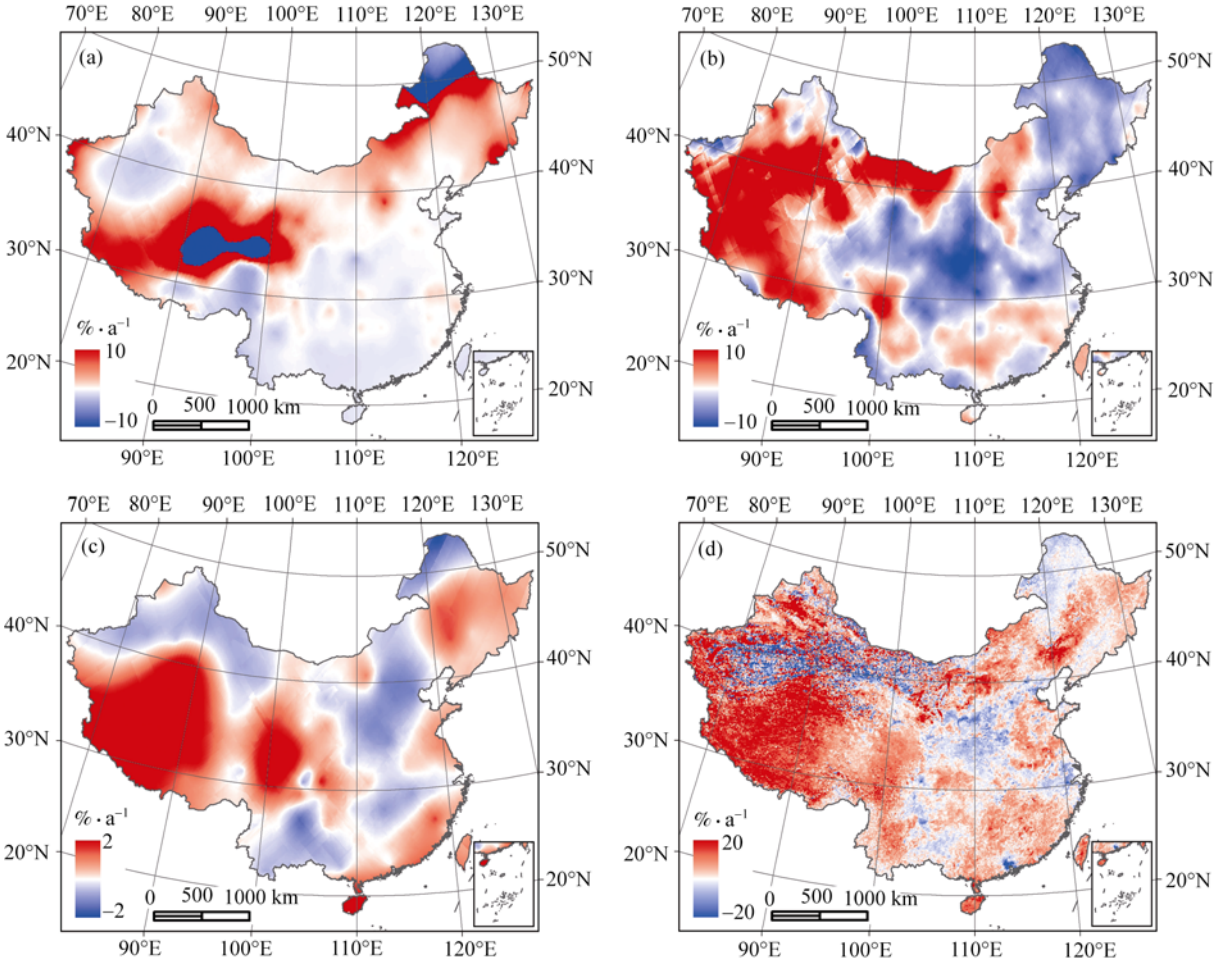

图 4 1982~1999 年气候因子及 NPP 线性变化趋势分布图

(a) 年平均温度; (b) 年降水量; (c) 年太阳总辐射量; (d) 年 NPP 总量

对 1982~1999 年的 NPP 线性趋势分析表明(图 4(d)), 西北地区受水分限制的地方, 其 NPP 的增长趋势平均为 1.42%·a^{-1}, 分布在−7%·a^{-1}~8%·a^{-1} 之间, 主要是新疆北部和河套平原等地有所增长, 而沙漠和戈壁区(如塔克拉玛干沙漠)则不变或下降; 受温度制约的东北、华北和青藏高原地区, NPP 增长趋势平均为 1.46%·a^{-1}, 分布在−2%·a^{-1}~5%·a^{-1} 之间; 华中、华东、华南受光照制约的地方, NPP 增长趋势平均为 0.99%·a^{-1}, 分布在−1.5%·a^{-1}~4%·a^{-1} 之间.

为了把气候变化对植物 NPP 的影响从其他因素(如 N 沉降、CO_2 施肥、造林等)中分离出来, 同时也为了消除卫星传感器矫正时给遥感数据所带来的伪趋势, 本文还用了另外两种方式对 NPP 作了估算(表 1): 一是假定植被不变(1982~1999 年的月平均 NDVI), 气象数据逐年变化; 二是假定气象数据不变(温度、降水和太阳总辐射都取 1982~1999 年的月平均值), 植被逐年变化. 计算表明, 气候变化(假定植被不变)对 1982~1999 年的 NPP 总增长趋势贡献率为 48.1%; 而植被变化(假定气候不变)对同期的 NPP 总增长趋势贡献率为 51.9%, 植被的这种变化可能来源于气候-植被相互作用、土地利用变化、造林等其他因素. 18 a 来(1982~1999 年), 全国 NPP 增加了 0.76 Pg C (24.2%), 其中由气候变化约导致 NPP 增加 0.36 Pg C (11.5%), 其他因素约导致 NPP 增加 0.40 Pg C (12.4%).

3.2 NPP 年际变化与大气 CO_2 增长率相关分析

通过对中国植被 NPP 的年际变化与大气 CO_2 年际增长率进行相关分析发现, 二者之间呈正相关(r = 0.34, P<0.001)(图 5); 而 Nemani 等人[5]对全球植被 NPP 与大气 CO_2 增长率之间的关系进行研究后认为二者之间呈负相关(r = −0.70, P<0.001), 而且单独由气候变化(假定全球植被不变)所引起的 NPP 年际变

表 1 不同实验条件下的中国 NPP 年际分布情况

年份	NPP1[a]		NPP2[b]		NPP3[c]	
	平均值/gC·m^{-2}·a^{-1}	总量/Pg C·a^{-1}	平均值/gC·m^{-2}·a^{-1}	总量/Pg C·a^{-1}	平均值/gC·m^{-2}·a^{-1}	总量/Pg C·a^{-1}
1982	273.7	2.66	291.8	2.84	309.5	3.01
1983	296.6	2.89	313.3	3.05	313.1	3.05
1984	314.4	3.06	334.5	3.25	310.7	3.02
1985	292.1	2.84	315.4	3.07	305.9	2.98
1986	307.6	2.99	325.6	3.17	313.1	3.05
1987	306.1	2.98	328.9	3.20	308.4	3.00
1988	310.4	3.02	343.0	3.34	298.8	2.91
1989	302.3	2.94	337.6	3.28	296.0	2.88
1990	333.8	3.25	348.8	3.39	315.8	3.07
1991	302.4	2.94	322.3	3.14	309.4	3.01
1992	291.3	2.83	298.4	2.90	323.2	3.14
1993	341.0	3.32	331.2	3.22	340.3	3.31
1994	374.3	3.64	358.3	3.49	344.4	3.35
1995	350.7	3.41	349.9	3.40	333.2	3.24
1996	349.3	3.40	343.2	3.34	336.3	3.27
1997	351.8	3.42	345.0	3.36	335.5	3.26
1998	362.4	3.53	356.0	3.46	336.3	3.27
1999	341.1	3.32	345.4	3.36	324.9	3.16
平均值	322.3	3.13	332.7	3.24	319.7	3.11
变化趋势/Pg C·a^{-1}		0.0422		0.0223		0.0199
R^2		0.65		0.42		0.54
变化率/%		24.2		12.4		11.5

a) 植被和气候均变化下的 NPP; b) 气候不变，植被变化下的 NPP; c) 气候变化，植被不变下的 NPP

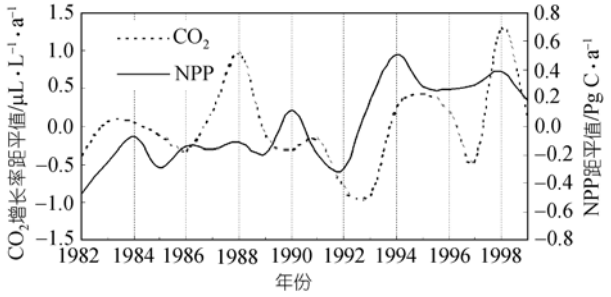

图 5 中国 NPP 年总量距平值与 CO_2 年增长率距平值的时间序列

化与大气 CO_2 增长率之间也有类似的关系(r = –0.71, P<0.001)，由此说明全球气候变化对大气 CO_2 浓度变化起着重要的控制作用. 中国陆地植被的 NPP 变化与 CO_2 增长率之间的关系同全球的情况刚好相反，表明全球 CO_2 增长率变快时，中国的陆地植被 NPP 也相应增加.

进一步对气候因素引起的 NPP 变化(假定植被不变)与大气 CO_2 增长率进行相关分析发现，二者之间的相关性极低，相关系数仅为–0.006 (P<0.001)；而其他因素引起的 NPP 变化(假定气候不变)则与大气 CO_2 增长率之间有很好的相关性，相关系数为 0.54 (P<0.001). 以上结果表明，我国近 20 a 来由土地利用变化、植树造林等因素引起的植被变化在大气 CO_2 增长率加快的情况下有利于陆地植被 NPP 增加，而同期由气候变化所引起的植被变化则与大气 CO_2 增长率之间无关联.

3.3 NPP 与 ENSO 的关系

一般认为, NPP 会随着 ENSO(厄尔尼诺与南方涛动，El Niño-Southern Oscillation)造成的降水和温度变化而变化[21]. Nemani 等人[5,22]对全球的研究结果表明，不同纬度地区的 NPP 对主要的气候事件(如 El Niño 或火山喷发)响应不同，但全球 NPP 在 3 次主要的厄尔尼诺事件中(1982~1983 年、1987~1988 年、1997~1998 年)均明显下降.

我国地域辽阔，受季风影响显著，季风环流大大改变了气候要素的组合形式与分布规律，这使得 ENSO 同 NPP 的关系变得十分复杂. 图 6 为研究时间段内每月 NPP 距平和 MEI 指数之间的关系，总体看

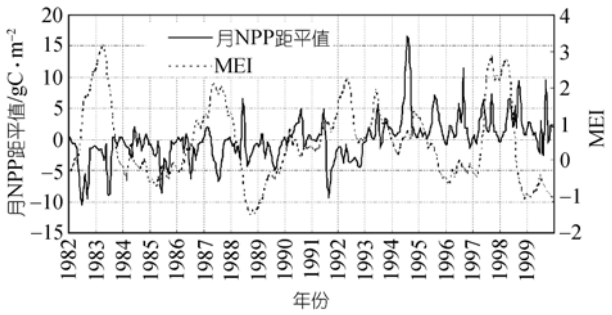

图 6 中国 NPP 月距平值与 MEI 时间序列

来，二者之间的相关性并不强(r = –0.09, P<0.001). 在 20 世纪 80 年代后期的几次厄尔尼诺事件中，1982~1983 年、1987~1988 年、1992 年的 3 次厄尔尼诺事件表现为 NPP 明显下降，与全球情况类似；而 1993 年、1997~1998 年这两次厄尔尼诺事件则表现为 NPP 明显升高，与全球情况相反.

4 讨论

植被对气候变化的响应往往表现出一定的滞后效应[23~25]，本文陆地植被 NPP 的估算是根据遥感数据和气温、降水以及光照变化得出的，没有考虑植被 NPP 对这些气象限制因子的滞后作用，那么由此获得的 NPP 年际变化趋势是否与实际情况一致呢？从 NPP 模型验证的角度来看，本文的 NPP 模拟值与观测值比较接近，全国 690 个实测点的平均相对误差为 4.5%，进一步与其他模型以及前人研究结果的比较也表明了本文 NPP 模拟结果具有一定的可靠性[17]. 从 NPP 模型本身的敏感性分析来看，本文所计算的植被 NPP 主要受现实的遥感观测数据控制，而对气象数据变化的敏感性较弱：当植被 NDVI 在±0.5 倍标准差内变动时，全国 NPP 总量的相对误差为 –10.5%~10.8%；而当气象数据在±0.5 倍标准差内变动时，全国 NPP 总量的相对误差则为–5.6%~5.6%. 有研究表明，植被对气候变化响应的滞后时间一般在月或季节的时间尺度上[25]，本文主要是在年际尺度上对 NPP 变化趋势进行探讨，因此，尽管植被对气候变化的这种滞后效应会在生长季内部及相邻两生长季之间存在，但这种较小的相对误差(±6%以内)并不会掩盖年际尺度上的 NPP 变化趋势.

值得说明的是，由于气象资料短缺的原因，本文使用了两套气象数据，二者在时间跨度和气象指标方面均有所不同. 194 个标准气象站点的数据仅用于潜在气候胁迫因子制图，目的在于定量描述我国植物生长的潜在气候胁迫因子空间分布；而后面的植被 NPP、区域热量指数和区域湿润指数计算以及气候因子趋势分析，则完全是基于全国 726 个气象站点的资料进行的，除青藏高原和东北的部分地区以外，这套数据基本上覆盖了中国大陆，具有较好的代表性. 由于两套数据各自用来说明不同的问题，相互之间不存在直接或间接的因果分析，因此，这并不会影响我们的研究结果.

5 结论

本文主要研究了气候变化对中国陆地植被 NPP 的综合影响，通过对 NPP 与气候胁迫因子、大气 CO_2 增长率以及 ENSO 之间关系的分析，获得了以下结论:

(ⅰ) 由计算得到的气候胁迫因子空间分布图表明：温度、水分和光照这 3 个气候胁迫因子相互影响，它们因时因地而各自起着主导作用. 约占国土面积 28%的西北地区，植物生长主要受水分制约；受温度制约的地区主要分布在东北和青藏高原一带(约占国土面积的 43%)；华东和华南的大部分地区(国土面积的 29%)则主要受光照胁迫. NPP 在区域热量指数(RTI)和区域湿润指数(RMI)中的分布情况表明，NPP 值越高，对水热配置条件的要求也越苛刻.

(ⅱ) 气候胁迫因子线性趋势分析表明，我国近 20 a 来的气候变化使温度、降水、光照均朝着有利于植物生长的方向发展，其胁迫作用有所减弱. 受水分限制的西北地区，其 NPP 的增长趋势平均为 1.42%·a^{-1}；受温度制约的东北、华北和青藏高原地区，NPP 增长趋势平均为 1.46%·a^{-1}；华中、华东、华南受光照制约的地方，NPP 增长趋势平均为 0.99%·a^{-1}.

(ⅲ) 18 a 来(1982~1999 年)，全国 NPP 增加了 0.76 Pg C (24.2%)，其中由气候变化约导致 NPP 增加 0.36 Pg C (11.5%)，其他因素(气候-植被相互作用、土地利用变化、造林等)约导致 NPP 增加 0.40 Pg C (12.4%). 气候变化对这 18 a 来的 NPP 总增长趋势贡献率为 48.1%；而其他因素对同期的 NPP 总增长趋势贡献率为 51.9%.

(ⅳ) 中国陆地植被 NPP 的年际变化与大气 CO_2 年际增长率之间呈正相关(r = 0.34, P<0.001)，表明大气 CO_2 增长率变快时，中国的陆地植被 NPP 也相应增加；而全球的情况刚好相反(r = -0.70, P<0.001). 进一步的研究表明，我国近 20 a 来由土地利用变化、植

树造林等因素引起的植被变化在大气 CO_2 增长率加快的情况下有利于植被 NPP 增加，而同期由气候变化所引起的植被变化则与大气 CO_2 增长率之间无关联.

(v) 20 世纪 80 年代后期的几次厄尔尼诺事件中，全球 NPP 均明显下降，而中国的 NPP 因受季风影响，情况复杂. 我国的陆地植被 NPP 在 1982~1983 年、1987~1988 年、1992 年的 3 次厄尔尼诺事件中明显下降，与全球情况类似；而在 1993 年、1997~1998 年这两次厄尔尼诺事件中则表现为明显升高，与全球情况相反.

参 考 文 献

1 Houghton J T, Ding Y, Griggs D J, et al. Climate Change 2001: The Scientific Basis. Cambridge: Cambridge University Press, 2001

2 Keeling C D, Whorf T P. Atmospheric CO_2 records from sites in the SIO air sampling network. In: Trends: A Compendium of Data on Global Change. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, US Department of Energy, Oak Ridge, Tennessee, USA, 2004

3 Kumar K K, Rajagopalan B, Cane M A. On the weakening of relationship between the Indian monsoon and ENSO. Science, 1999, 284: 2156—2159[DOI]

4 Wielicki B A, Wong T M, Allan R P, et al. Evidence for large decadal variability in the tropical mean radiative energy budget. Science, 2002, 295: 841—844[DOI]

5 Nemani R R, Keeling C D, Hashimoto H, et al. Climate-driven increases in global terrestrial net primary production from 1982 to 1999. Science, 2003, 300: 1560—1563[DOI]

6 Running S W, Nemani R R, Heinsch F A, et al. A continuous satellite-derived measure of global terrestrial primary production. BioScience, 2004, 54(6): 547—560[DOI]

7 王绍武，叶瑾琳，龚道溢，等. 近百年中国年气温序列的建立. 应用气象学报, 1998, 9(4): 392—401

8 王绍武，龚道溢，叶瑾琳，等. 1880 年以来中国东部四季降水量序列及其变率. 地理学报, 2000, 55(3): 281—293

9 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

10 Los S O. Calibration adjustment of the NOAA-AVHRR normalized difference vegetation index without resource to component channels 1 and 2 data. Int J Remote Sensing, 1993, 14: 1907—1917[DOI]

11 Tucker C J, Dregne H E, Newcomb W W. AVHRR datasets for determination of desert spatial extent. Int J Remote Sensing, 1994, 15: 3547—3565[DOI]

12 Myneni R B, Tucker C J, Asrar G, et al. Interannual variations in satellite-sensed vegetation index data from 1981 to 1991. J Geophys Res, 1998, 103: 6145—6160[DOI]

13 潘耀忠，龚道溢，邓磊，等. 基于 DEM 的中国陆地多年平均温度插值方法. 地理学报, 2004, 59(3): 366—374

14 Wolter K, Timlin M S. Monitoring ENSO in COADS with a seasonally adjusted principal component index. In: Proceedings of the 17th Climate Diagnostics Workshop, Norman, OK, NOAA/NMC/CAC, NSSL, Oklahoma Climatological Survey, CIMMS and the School of Meteorology, University of Oklahoma, 1993. 52—57

15 Wolter K, Timlin M S. Measuring the strength of ENSO-how does 1997/98 rank? Weather, 1998, 53: 315—324

16 朱文泉，潘耀忠，何浩，等. 中国典型植被最大光利用率模拟. 科学通报, 2006, 51(6): 700—706

17 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. 植物生态学报, 2007, 31(3): 413—424

18 张新时. 植被的 PE(可能蒸散)指标与植被-气候分类(二)——几种主要方法与 PEP 程序介绍. 植物生态学与地植物学学报, 1989, 13(3): 197—207

19 周广胜，张新时. 自然植被净第一性生产力模型初探. 植物生态学报, 1995, 19(3): 193—200

20 周广胜，张新时. 全球变化的中国气候-植被分类研究. 植物学报, 1996, 38(1): 8—17

21 Michael J B, James T R, Charles R M, et al. Biospheric primary production during an ENSO transition. Science, 2001, 291: 2594—2597[DOI]

22 Mohamed M A A, Babiker I S, Chen Z M, et al. The role of climate variability in the inter-annual variation of terrestrial net primary production (NPP). Sci Total Environ, 2004, 332: 123—137[DOI]

23 Braswell B H, Schimel D S, Linder E, et al. The response of global terrestrial ecosystems to interannual temperature variability. Science, 1997, 238: 870—872[DOI]

24 Wang J, Rich P M, Price K P. Temporal responses of NDVI to precipitation and temperature in the central Great Plains, USA. Int J Remote Sensing, 2003, 24: 2345—2364

25 杨元合，朴世龙. 青藏高原草地植被覆盖变化及其与气候因子的关系. 植物生态学报, 2006, 30(1): 1—8