

徐 敏,徐经纬,高 苹,等. 基于海温和大气环流特征量的农业气候年景预测[J]. 江苏农业科学,2016,44(9):435-439.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.09.122

基于海温和大气环流特征量的农业气候年景预测

徐 敏¹, 徐经纬², 高 苹¹, 吴洪颜¹, 徐 乐³

(1. 江苏省气象局, 江苏南京 210008; 2. 南京信息工程大学气象灾害教育部重点实验室/气候与环境变化国际合作联合实验室/气象灾害预报预警与评估协同创新中心/资料同化研究与应用中心, 江苏南京 210044; 3. 扬州市气象局, 江苏扬州 225009)

摘要: 由于农业其后年景预测可为合理安排农业生产布局、科学制定宏观调控政策提供一定依据, 分析江苏省 1961—2014 年全年粮食作物相对气象产量与气象条件之间的关系。结果发现: 降水对相对气象产量的影响权重最大, 其次为日照和 $\geq 0^{\circ}\text{C}$ 活动积温, 说明农业气候年景受光照资源、热量资源、水分资源的综合影响。为了将光、温、水的综合影响定量化, 构建农业气候年景综合指数, 将历年综合指数与相应年景进行统计分析, 划定丰、平、歉年所对应的综合指数范围。基于太平洋海温和大气环流对长期天气过程影响的滞后性, 同时考虑预报因子的显著性、稳定性和独立性, 应用最优化技术, 建立农业气候年景综合指数的预测模型, 经过历史拟合和试报检验, 效果理想, 可投入业务应用, 提前 1 年预测综合指数, 从而确定农业气候年景。

关键词: 农业气候年景; 海温; 环流特征量; 预测模型

中图分类号: S165⁺.27 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)09-0435-04

气象条件是粮食产量波动的重要影响因素, 气象条件的匹配与否、气象灾害的轻重度, 在很大程度上决定了粮食收成丰歉、品质优劣和成本高低。20 世纪 90 年代后期以来, 我国粮食产量连续多年增产, 但是随着人口、资源、环境问题的日益突出, 自然灾害的频繁发生, 我国粮食生产受到严重制约。我国地处东亚季风区, 是世界上主要的气候脆弱区之一, 随着全球气候变化的日益加剧, 气象灾害对粮食安全构成的威胁越来越大, 近年来我国农业气象灾害呈现出频率高、强度大、危害重的态势^[1]。因此, 开展客观、定量的农业气候年景预测, 对科学制定宏观调控政策、合理安排农业生产布局、趋利避害稳定粮食生产和保障国家粮食安全具有重要的社会意义和经济意义。

农业气候年景是指农作物生长发育和产量形成期间的气候条件组合最终对粮食产量的影响, 从 20 世纪 70 年代后期起, 我国已有一些学者开展了农业气候年景预测的研究, 并取得了一些成果, 汪铎等研究发现, 大范围作物产量的波动受特定天气类型的主导, 而这种特定的天气类型是在特定的大型环流背景下形成的, 因此提出了“环流-天气气候-作物年景”概念模型^[2]。王建林等分别用相似分析法和综合评价法对我国黄河流域、长江流域和新疆棉花主产区的棉花年景进行了预测^[3-4]。孙家明等利用降水距平累加作为干旱和洪涝指标, 结合受灾(成灾)面积, 建立回归模型, 进行年景预测^[5]。李翠金等采用修改后的 Z 值指标对长江中下游地区

旱涝气候年景进行了评定^[6]。石磊等通过计算干旱、暴雨洪涝等气候异常指数, 建立气候年景模型^[7]。上述研究更多的是侧重某种作物或者某种灾害的农业年景预测, 而农业气候年景是指农作物生长发育和产量形成期间的气候条件组合对粮食产量的影响。

本研究以江苏省为例, 综合考虑光、温、水对作物产量的影响, 利用产量数据与气象资料确定相对气象产量的影响因子的权重, 构建农业气候年景综合指数, 分别以大气环流、太平洋海温为长期预报因子, 建立农业气候年景综合指数的预测模型, 通过历史拟合和试报检验预测模型的准确率, 最终确定预测年份的农业气候年景, 以期开展农业气候年景预测业务服务提供技术支撑。

1 材料与方法

1.1 材料来源

(1) 气象资料: 来自江苏省 60 个气象台站 1961—2014 年的日平均气温、日降水量、日照时数; 来自国家气候中心的 74 项环流指数与太平洋 ($10^{\circ}\text{S} \sim 50^{\circ}\text{N}$, $120^{\circ}\text{E} \sim 80^{\circ}\text{W}$) 海表面温度, 水平分辨率 $5^{\circ} \times 5^{\circ}$ (共 286 个格点), 取 1961—2014 年太平洋表面温度月平均值。

(2) 产量数据: 由江苏省统计局提供, 采集 1961—2014 年江苏省农作物各年单产数据。

1.2 研究方法

1.2.1 相对气象产量的算法 一般可将实际产量 y 分离为依社会生产水平的变化而变化的趋势产量 g_t 、随历史气象环境条件而变化的气象产量 y_w 和随机误差 ε (在通常情况下, 随机误差可以忽略不计)。

实际产量的计算公式:

$$y = g_t + y_w + \varepsilon \quad (1)$$

相对气象产量的计算公式:

收稿日期: 2016-05-31

基金项目: 财政部“国内外作物产量预报专项”; 公益性行业(气象)科研专项(编号: GYHY201306035)。

作者简介: 徐 敏(1984—), 女, 江苏南京人, 硕士, 工程师, 主要从事农业气象科研和业务研究。E-mail: amin0506@163.com。

通信作者: 吴洪颜, 硕士, 高级工程师, 主要从事应用气象领域科研、业务和服务研究。E-mail: jsqx_zqzb@126.com。

$$R = \frac{y - g_t}{g_t} \tag{2}$$

式中： R 为相对气象产量，它消除了历年生产水平对气象产量 y_w 造成的不适当影响。

1.2.2 HP 滤波分离法 HP 滤波法是经济学中用来消除时间序列所包含的趋势成分而被广泛应用的一种统计方法，它由 Hodrick 和 Prescott 于 1980 年提出，是一种时间序列在状态空间的分解方法^[8]，其理论基础是时间序列的谱分析法，把粮食产量的时间序列看作是不同的频率成分的叠加，通过高通滤波，同样可分离出高频成分（气象产量）、低频成分（趋势产量）。低频成分 g_t 通过以下最小化公式获取：

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^n (y_t - g_t)^2 + \lambda [c(I)g_t] \right\} \tag{3}$$

式中： $c(I)$ 为延迟算子多项式，计算如下：

$$c(I) = (I^{-1} - 1) - (1 - I) \tag{4}$$

式中： I 为延迟因子，由计量模型固定给出，将式（4）带入式（3），得到函数最小化的解：

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^n (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^n [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\} \tag{5}$$

式中： λ 为 HP 滤波参数，当 $\lambda = 0$ 时，函数最小化的解为 $\{y_t\}$ 序列，随着 λ 值的增加，最小化估计的趋势越光滑， λ 的经验参数为年度数据采用 100，季度数据采用 1 600，月度数据采用 14 400。

1.2.3 最优化普查法 基于海温和大气环流因子建立农业气候年景预测模型时，为了建立的模型具有较好的稳定性和准确率，采用最优化普查法，将预报因子进行线性和非线性化处理^[9]，计算公式如下：

$$X = \left(\frac{|h - b|}{B} + 0.5 \right)^a \tag{6}$$

式中： h 为初始预报因子； X 为经过变换的预报因子； a 、 b 为待定参数。根据经验； B 为最优化处理过程中的一个中间变量，℃。 a 、 b 、 B 取值范围如下：

$$a \in (-10, -\frac{1}{10}) \text{ 或 } a \in (\frac{1}{10}, 10);$$
$$h_{\min} + \frac{(h_{\max} - h_{\min})}{4} \leq b \leq h_{\max} - \frac{(h_{\max} - h_{\min})}{4};$$
$$B = \max(h_{\max} - b, b - h_{\min}).$$

待定参数 a 、 b 用最优化技术求出，令目标函数为：

$$f(a, b) = 1 - R^2 \rightarrow \min \tag{7}$$

式中： R 为变换后的预报因子 X 与农业气候年景综合指数的相关系数，经过最优化普查后，可得到一系列与农业气候年景综合指数相关最显著的预报因子。

1.2.4 距平百分率的算法 相关公式：

$$\Delta R = \frac{R - \bar{R}}{\bar{R}} \times 100\% \tag{8}$$

式中： R 为某气候要素的年度值； \bar{R} 为年气候平均值。

2 结果与分析

2.1 江苏省粮食作物种植面积与产量概况

江苏省全年粮食主要由夏粮和秋粮构成，夏粮以小麦为主，秋粮包含水稻、玉米、大豆等，以水稻为主。从近 5 年的全省粮食产量和播种面积的平均状况（表 1）来看：水稻总产量

占粮食总产量的比重最大（55.9%），小麦其次（31.7%），玉米位列第 3（6.7%）；水稻单产最高，全省平均单产高达 8 342 kg/hm²，玉米其次，单产为 5 384 kg/hm²，小麦位列第 3，单产为 5 016 kg/hm²；水稻和小麦播种面积相当，均在 220 万 kg/hm² 左右，玉米和大豆的播种面积相对较少，均在 50 万 kg/hm² 以下。

表 1 2010—2014 年江苏省夏粮和秋粮的播种面积与产量情况

类别	播种面积 (万 hm ²)	单产 (kg/hm ²)	总产量 (t)
粮食	533.5	6 308	33 657 895
小麦	212.9	5 016	10 683 430
水稻	225.5	8 342	18 812 706
玉米	42.0	5 384	2 260 499
大豆	21.4	2 492	534 224

2.2 粮食产量的分离

产量不仅受社会因素的影响，还取决于历年气象条件的优劣。对大范围农业区而言，农业生产水平逐年变化不大，相对稳定，但农作物的生长发育则各有特点，对气象条件的要求也各不相同，且气象条件逐年变化较大，因此最终的产量历年波动也不相同。为了分析气象条件变化对产量的影响，本研究利用 HP 滤波法对江苏省粮食产量进行分离。从图 1 可以看出，随着优良品种的多次更替、耕作制度的不断发展、栽培技术的逐年提高，江苏省粮食单产呈曲线上升，由社会生产力贡献的趋势产量一直处于增长状态，尤其是 2000 年之前，线性趋势达 120 kg/(hm²·年)，实际单产与趋势产量的相关系数高达 0.991 2，通过了 0.001 显著性检验，说明趋势产量能很好地反映实际单产的变化趋势；气象产量在 0 左右波动，说明天气条件对粮食产量的影响时正时负，曲线波动范围表明气象条件对粮食产量的影响程度。

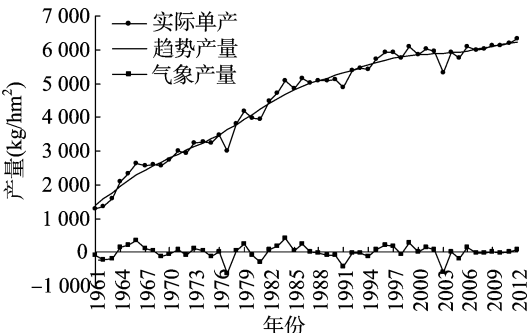


图1 江苏省粮食产量及其所分离的趋势产量和气象产量

2.3 农业气候年景综合指数的构建

所谓农业气候年景是指农作物生长发育和产量形成期间的气候条件组合对粮食产量的影响，主要指降水、积温、日照等气候要素的综合影响。为了将降水、积温、日照的综合影响进行量化，本研究构建了农业气候年景综合指数。该指数的构建对于农业气候年景的预测非常关键，由于农业气候年景综合指数是基于主要气象因子对相对气象产量的影响权重来构建的，因此该综合指数对农业气候年景具有较好的指示意义，若能准确预测综合指数，则能预测出相应的农业气候年景。农业气候年景综合指数的特点：（1）物理意义清晰，数值大小直接能反映降水、积温、日照的综合影响程度，而非单一

要素的影响程度,符号能直接反映出气候条件的总体影响是正还是负;(2)指数序列在时间上具有持续性和波动平稳性,符合超长期预测模型的建立需求。

2.3.1 相对气象产量影响因子权重的确定 为了消除历年生产水平对气象产量的影响,将其处理成相对气象产量。从图 2 可以看出,20 世纪 60 至 70 年代,相对气象产量波动非常大,80 年代以后较为平稳,尤其是 2007—2012 年,相对气象产量变动基本都在 $\pm 1\%$ 之内,说明农业生产对不利气候条件的脆弱性在下降,这与农业科技水平的提高和农业生产投入的增加有关。农业气候资源是农业生产的基本环境条件和物质能源,在农业生产中起着主导作用,对农业产量的高低具有重要影响^[10-11]。农业气候资源包含光、温、水 3 要素,因此在寻找相对气象产量的影响因子时,选取降水量、 $\geq 0\text{ }^{\circ}\text{C}$ 活动积温、日照时数 3 要素,为了体现变化程度,统一处理成距平百分率。相对气象产量与降水量呈反相关(图 2),相关系数为 -0.42 ,通过了 $\alpha=0.01$ 的显著性检验,说明粮食作物生育期内降水量在满足其需求的基础上如果增加,则会导致减产,反之亦然;相对气象产量与日照时数呈现正相关,相关系数为 0.36 ,也通过了 0.01 的显著性检验,说明当日照减少时,不利于粮食作物的光合作用,产量易降低,反之亦然;相对气象产量与 $\geq 0\text{ }^{\circ}\text{C}$ 活动积温的相关性很弱,说明对于江苏省,活动积温满足粮食作物的热量需求,因此热量资源不是影响水稻产量的主要因子。

相对气象产量的影响因子为降水、日照时数、 $\geq 0\text{ }^{\circ}\text{C}$ 活动积温,将各项因子的相关系数绝对值之和作为分母,相关系数作为分子,可计算出各项因子的影响权重,分别为 -0.446 、

0.383 、 0.171 ,表明降水对粮食作物的影响最大且呈负影响,其次是日照。

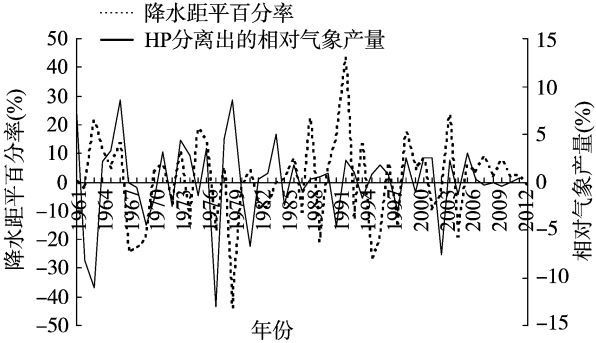


图2 1961—2012年降水距平百分率与相对气象产量

2.3.2 农业气候年景的划分 参照世界气象组织推荐的百分位数法确定农业气候年景的阈值^[12],将 1961—2012 年的相对气象产量以百分位法计算 20%、75% 对应的百分位数,分别为 -2.098% 、 2.540% ,以此作为临界值划分农业气候年景,即相对气象产量低于 -2.098% 为歉年,高于 2.540% 为丰年,介于两者之间为平年,1961—2012 年的丰年、平年、歉年的数量分别为 14、28、10 年(表 2)。典型丰歉年气候条件平均状况见表 3,其中典型丰年是 1966 年、1973 年、1978 年,降水明显偏少(距平百分率平均值约为 -27.6%),日照时数明显偏多(12.10%),对应的相对气象产量平均为 5.8% ;典型歉年是 1963 年、1991 年、2003 年,降水明显偏多(25.9%),日照明显偏少(-5.0%),对应的相对气象产量平均为 -7.8% 。

表 2 1961—2012 年江苏省粮食产量丰平歉年份

年景	年份
丰年	1961、1965、1966*、1971、1973*、1974、1976、1978*、1979、1984、1999、2001、2002、2006
平年	1964、1967、1968、1970、1975、1980、1982、1983、1986—1990、1992—1997、2000、2004、2005、2007、2008—2012
歉年	1962、1963*、1969、1972、1977、1981、1985、1991*、1998、2003*

注: * 表示为典型丰年或典型歉年。

表 3 江苏省典型丰歉年的气候平均状况

年景	降水量 (mm)	日照时数 (h)	$\geq 0\text{ }^{\circ}\text{C}$ 积温 ($^{\circ}\text{C}$)	降水距平 百分率(%)	日照距平 百分率(%)	$\geq 0\text{ }^{\circ}\text{C}$ 积温距平 百分率(%)
典型丰年	730.64	2 242.16	5 541.46	-27.59	12.10	0.10
典型歉年	1 269.95	1 900.67	5 446.27	25.86	-4.97	-1.62

2.3.3 农业气候年景综合指数的构建及与相对气象产量的相关性 在降水、日照时数、 $\geq 0\text{ }^{\circ}\text{C}$ 活动积温影响权重的基础上,分别乘以各要素距平百分率,然后进行相加,即为农业气候年景综合指数。从构建的综合指数与相对气象产量的时间序列来看,两者的变化规律基本同步(图 3),1961—2012 年两者的相关系数为 0.45 ,通过了 0.001 的显著性检验。综合指数与相对气象产量的同正负率为 67.3% ,90% 的歉年对应负的综合指数,平均值为 -8.7 ;64% 的丰年对应正的综合指数,平均值为 9 ;平年对应的综合指数有正有负,主体变化范围是介于丰年与歉年平均值之间,因此通过农业气候年景综合指数预测农业气候年景是可行的。

2.4 基于海温和环流特征量的农业气候年景综合指数预测模型的建立

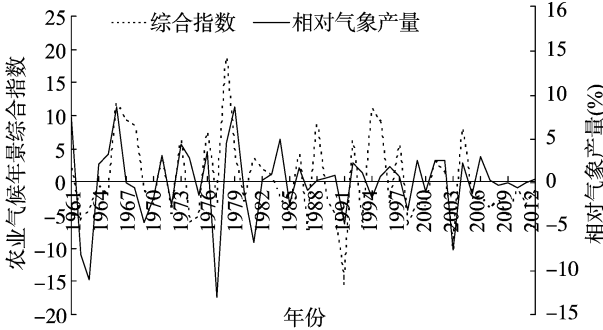


图3 1961—2012年农业气候年景综合指数与相对气象产量

由于农业气候年景预测的时间尺度长达 1 个自然年度,因此预报因子需要具有相当高的稳定性和显著性,太平洋海

温和大气环流特征量符合这一要求,而且两者对天气过程的影响均具有滞后性^[13-14],滞后性的存在对长期预报的时效非常关键。海洋对农作物产量的影响是通过对大气运动的控制而影响受天气条件支配的气候产量,500 hPa 大气环流特征量是表征大气经向环流、纬向环流、副高等大形势天气过程的活动情况,大形势的调整产生不同的天气过程,从而对气候产量产生影响。

基于海温的建模思路:由于太平洋海温是一个场,所以首先对海温场进行相关普查,为了预测模型的可靠性和准确性,避免单相关的偶然性,对初步筛选出的因子,根据相关分析原理与空间拓扑分析作进一步处理,然后再进行最优化处理与稳定性和独立性检验^[15],筛选出相关性最显著的因子,最终建立农业气候年景综合指数的预测模型。

以海温为预报因子的预测模型: $Y_{\text{海}}=0.53X_1-2.322X_2+0.05X_3-37.055X_4-1.047X_5+0.96X_6+0.5X_7+1.962X_8+31.499$ 。

式中: $Y_{\text{海}}$ 为农业气候年景综合指数; X_1,\cdots,X_8 为不同高相关海区的海温预报因子[高相关海温区域依次为(45°~50°N, 130°~135°W)、(35°~45°N, 150°~180E)、(20°~25°N, 155°~165°W)、(5°~10°S, 165°~175°W)、(45°~50°N, 150°~165°W)、(5°~10°S, 175°~180°W)、(10°~20°N, 125°~135°W)、(45°~50°N, 155°~165°E)]。

基于大气环流特征量的建模思路与以上类似,预测模型为 $Y_{\text{环}}=3.776X_1-18.688X_2-10.644X_3-3.505X_4+1.279X_5-1.003X_6+32.178$ 。

式中: $Y_{\text{环}}$ 为农业气候年景综合气候评价指数; X_1,\cdots,X_6 为不同大气环流预报因子,依次为大西洋副高脊线(55°E~25°W)、太平洋区极涡强度指数(2区 150°E~120°W)、大西洋欧洲区极涡强度指数(4区 30°W~60°E)、大西洋欧洲环流型E、西藏高原(25°~35°N, 80°~100°E)、西藏高原(30°~40°N, 75°~105°E)。2种预测方程中的预报因子均根据公式(6)计算出。

2.5 预测模型的效果检验

为检验以上2种预测模型的拟合效果,将农业气候年景综合指数的实际值和模拟值进行比较,由图4可见,无论是基于海温的预测模型还是基于环流指数的预测模型,模拟值都非常接近实际值,复相关系数分别高达0.923、0.938,2种模型都通过了0.001的显著性检验, F 检验值分别为22.412、49.542,拟合效果好。

除了拟合检验外,还利用2013—2014年资料进行试报检验,经过与实际综合指数对比,2013年海温预测模型计算出的值与实际更接近(表4),2014年则是环流预测模型的预测值更接近,不过预测出的年景基本为平年,与实际相符。在实际业务应用中,可考虑将2种模型的预测结果进行集合平均,并考虑预测年份的总体降水情况,与典型丰年和典型歉年的降水距平百分率进行比较,最终确定预测年份的农业气候年景。

3 结论与讨论

(1)农业气候年景受农业气候资源的综合影响,其中降水的影响权重最大(占0.446)且为负影响,其次是日照(占

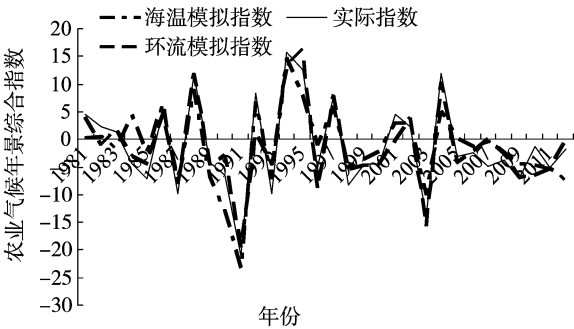


图4 基于环流和海温为特征量的农业气候年景综合指数预测模型的拟合检验

表4 基于海温和大气环流特征量的预测模型的试报检验

年份	实际综合指数	实际年景	海温预测指数	环流预测指数	预测年景
2013	8.50	平年	7.05	2.86	平年
2014	-7.12	平年	2.39	-7.28	平年

0.383),为正影响,由于积温均满足作物的热量需求,因此权重较小(占0.171)。江苏省粮食典型丰年(歉年)对应的气象条件是降水明显偏少(偏多)、日照时数明显偏多(偏少)。

(2)基于降水、日照、积温的影响权重,构建农业气候年景综合指数,该指数可对主要气象因子的综合影响进行量化,数值大小直接能反映综合影响程度,数值的正负能直接反映气候条件的总体影响是正影响还是负影响。将历年综合指数与相应年景进行统计分析,划定丰、平、歉年所对应的综合指数范围,该指数对农业气候年景具有较好的指示意义。

(3)海温和大气环流是长期天气过程的重要影响因子,且两者对天气过程的影响均具有滞后性,根据长期天气预报原理,以海温和大气环流特征量为预报因子,建立农业气候年景综合指数的预测模型,经历史拟合和试报检验,预测效果理想,可投入业务应用,提前1年预测综合指数,从而确定农业气候年景。预测结果对政府决策部门科学制定宏观调控政策、合理安排农业生产布局具有重要意义。

虽然预测模型对农业气候年景综合指数的预测准确度很高,但是对于农业气候年景的预测仍存在不确定性,因为农业气候年景综合指数与农业气候年景并不是完全一一对应,误差来源主要表现在2个方面:(1)不同作物在不同季节对不同农业气候资源的敏感性可能存在抵消作用,建立的综合指数不能很好地体现农业气候条件对粮食产量的绝对影响力;(2)随着农业科技水平的提高和农业生产投入的增加,农业生产对不利气候条件的脆弱性在下降,从2000年以来气象产量波动明显减小的特征可以体现,但缺乏不利气候条件导致农业生产投入增加的相关数据。在今后的研究中,可以考虑从农业气象灾害和农业生产对不利气候条件的脆弱性下降2个方面深入展开,从而进一步提高农业气候年景预测的准确率。

参考文献:

[1]符琳.东北三省农业气候年景评估研究[D].北京:中国气象科学研究院,2011.
[2]汪铎,张镔.“环流-天气气候-农业年景”系统模式探讨[J].大气科学,1989,13(2):178-184.

周育智,陈孝杨,王芳,等.安徽省淮南市采煤沉陷生态修复区表层土壤有机碳分布[J].江苏农业科学,2016,44(9):439-442.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.09.123

安徽省淮南市采煤沉陷生态修复区 表层土壤有机碳分布

周育智,陈孝杨,王芳,陈敏,刘本乐

(安徽理工大学地球与环境学院,安徽淮南 232001)

摘要:以采煤沉陷生态修复区为研究对象,分析了不同煤矸石充填复垦区表层土壤有机碳的分布特征,及其与土壤理化性质的相关性。结果表明,各生态修复区表层土壤有机碳含量由大到小依次为大通矿生态修复区>潘一矿生态修复区>新庄孜矿生态修复区>创大生态园修复区;不同覆土厚度复垦土壤表层有机碳含量为5.56~9.31 g/kg,覆土较薄的地块(0~20 cm)有机碳含量最高,为9.31 g/kg;土壤微生物生物量碳含量与有机碳含量呈极显著正相关,且对工程措施(煤矸石充填复垦)响应较有机碳更加剧烈,可以将微生物生物量碳作为土壤有机碳库动态变化的敏感性指标。

关键词:煤矸石充填复垦区;覆土厚度;植被类型;土壤有机碳;微生物生物量碳

中图分类号: S154.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)09-0439-04

土壤有机碳(soil organic carbon, SOC)是土壤的重要组成部分,也是土壤质量的核心,其质量和数量影响土壤物理特征、化学特征、生物特征及其过程,并在土壤肥力、环境保护、农业可持续发展和全球碳平衡等方面都有重要作用和意义^[1]。土壤碳库是全球第3大碳库,仅次于海洋和地质库,其碳库约有1 550 Pg有机碳和750 Pg无机碳(0~1 m土层),约是大气碳库(760 Pg)的3.3倍、植被碳库(560 Pg)的4.5倍^[2]。研究发现, SOC对土壤结构、土壤肥水保持、土壤碳收支以及全球气候变化具有重要意义^[3]。目前已经有大量学者对土壤复垦工作进行了研究,如刘会平等对不同覆土厚度

煤矸石充填复垦区的土壤生产力分析发现,以煤矸石为基质,上面覆盖不同厚度表土的土壤生产力差异较大^[4]; Bai等研究表明,土壤水分和土壤密度是影响SOC的2个重要因素^[5]。安徽省淮南市是华东地区重要的煤炭基地。随着城市经济的快速发展和对能源的巨大需求,必然导致煤炭开采量不断加大,同时煤炭开采伴生物煤矸石的量也会不断增加。但由于煤矸石利用率不高,必然会导致煤矸石的随意堆放,这不仅是会占用大量土地,也会给当地造成严重生态环境问题。因此,为了改善当前矿区所面临的生态环境问题,亟需解决煤矸石随意堆放和恢复采煤沉陷区的土地利用价值等一系列重大问题。在采煤沉陷区,煤矸石充填复垦工作就很好地解决了煤矸石随意堆放的问题,同时也适当恢复了采煤沉陷区的土地利用价值。目前国内外对采煤沉陷区的充填复垦治理以及充填复垦后土地性状的研究不断更新^[6-7],对其他类型土壤有机碳动态变化的研究也相当多,但对开采塌陷区重构SOC含量、分布特征以及在一定区域尺度内对温室效应影响的研究却很少。本研究以煤矸石充填复垦区为对象,分析不

收稿日期:2016-03-16

基金项目:国家自然科学基金(编号:51274013、41572333)。

作者简介:周育智(1990—),男,安徽淮南人,硕士研究生,研究方向为矿山生态环境修复与土地复垦。E-mail: 1602650045@qq.com。

通信作者:陈孝杨,博士,副教授,研究方向为矿山环境修复与土地复垦。E-mail: chenxy@aust.edu.cn。

[3] 王建林,太华杰. 影响中国棉花产量丰歉的气象指标[J]. 应用气象学报,1995(增刊1):96-101.

[4] 王建林,太华杰. 棉花年景评价方法[J]. 气象,1997,23(4):24-27.

[5] 孙家明,黄朝迎. 中国农业气候年景的评估及预测[J]. 应用气象学报,2005,16(增刊1):111-115.

[6] 李翠金,马巧英. 长江中下游地区旱涝气候年景和评定方法的研究[J]. 灾害学,1998,13(1):72-77.

[7] 石磊,王胜,盛绍学. 近50年安徽省气候年景评估方法[J]. 地理研究,2012,31(9):1580-1588.

[8] 韩蓓. HP滤波法及其在地区潜在经济增长率测算中的应用[J]. 经济师,2009(1):28-29.

[9] 高苹,张佩,谢小萍,等. 基于海温和环流特征量的江苏省小麦适播期预测[J]. 气象,2012,38(12):1572-1578.

[10] 杨晓光,刘志娟,陈阜. 全球气候变暖对中国种植制度可能影响I. 气候变暖对中国种植制度北界和粮食产量的可能影响分析[J]. 中国农业科学,2010,43(2):329-336.

[11] 李克南,杨晓光,刘志娟,等. 全球气候变化对中国种植制度可能影响分析III. 中国北方地区气候资源变化特征及其对种植制度界限的可能影响[J]. 中国农业科学,2010,43(10):2088-2097.

[12] 翟盛茂,潘晓华. 中国北方近50年温度和降水极端事件变化[J]. 地理学报,2003,58(9):1-10.

[13] 李麦村,陈烈庭,林学椿. 海温异常影响长期天气过程研究的进展[J]. 大气科学,1979,3(3):247-255.

[14] 汪铎,黄懿琉,张镔. 试用环流特征因子作丰歉年景预报[J]. 气象,1982(4):18-19.

[15] 朱盛明,曲学实. 数值预报产品统计解释技术的进展[M]. 北京:气象出版社,1988:112-116.