

用 CEOF 分析近百年中国东部旱涝的分布 及其年际变化特征*

魏凤英 张先恭

(中国气象科学研究院,北京 100081)

李晓东

(北京大学地球物理系,北京 100871)

提 要

通过 1850~1991 年旱涝百分率的 CEOF 分析,研究了近百年来中国东部旱涝的分布特征、时空变化特点及年际演变规律。结果表明,我国东部主要有三种旱涝分布类型。第一种类型是以长江流域为中心全国大范围旱或涝,空间位相近似相同,且有 10.7 年和 3.1 年周期性变化,振幅强度在 1923~1924 年间曾发生过增强突变。第二种类型为南北旱涝趋势相反的分布,空间位相自北向南变化显著,且有 4.3 年周期性变化,振幅强度在 1884~1885 年间曾有一次减弱突变。第三种类型呈江淮流域与华北和华南旱涝趋势相反的分布,空间位相从南北两个方向向中间或相反方向移动,并有 3.4 年周期性变化,振幅强度在 1911~1912 年有过增强突变。

关键词: CEOF; 中国东部旱涝; 周期; 突变。

引 言

近一、二十年来,气象工作者采用我国近 40 年的降水资料,在旱涝的时空分布特征、形成和变化规律方面发现了许多事实。

本文利用复正交函数分解(CEOF)方法,用近 142 年来我国东部旱涝资料,对我国旱涝的地域分布特征、时空变化特点及其年际演变规律进行了较细致的分析和研究,得到了一些有益的结果。

1 资料与方法

从近五百年旱涝等级图中,选取了分布均匀且有连续记录的 1850~1991 年我国东部 25 个站(北京、太原、延安、济南、青岛、郑州、西安、汉中、郧县、徐州、蚌埠、南京、上海、汉口、九江、金华、常德、长沙、贵阳、桂林、赣州、福州、广州、银川、天水)旱涝等级作为分析的

* 本文由“短期气候预测理论和方法的研究”及“长期天气预报理论和方法研究”项目资助。

1994-04-09 收到,1994-06-10 收到修改稿。

资料,并将表示涝的 1 级用 50% 表示,2 级偏涝用 25% 表示,3 级正常用 0% 表示,4 级偏旱用 -25% 表示,5 级旱用 -50% 表示.以下称其为旱涝百分率.

使用 CEOF 方法^[1~3]对中国东部 25 个站 142 年旱涝百分率作 Hilbert 变换.将实资料扩充到酉空间进行正交分解,求得表征振荡和移动特征的空间振幅函数 $S_k(x)$ 、空间位相函数 $Q_k(x)$ 、时间振幅函数 $S_k(t)$ 和时间位相函数 $Q_k(t)$:

$$S_k(x) = [B_k(x)B_k^*(x)]^{1/2}$$

$$Q_k(x) = \arctan \left[\frac{I_m B_k(x)}{R_c B_k(x)} \right]$$

$$S_k(t) = [P_k(t)P_k^*(t)]^{1/2}$$

$$Q_k(t) = \arctan \left[\frac{I_m P_k(t)}{R_c P_k(t)} \right]$$

式中 x 表示空间点数, t 为时间点数, k 为主分量序号, $B_k(x)$ 表示第 k 个特征值所对应的特征向量, $B_k^*(x)$ 是 $B_k(x)$ 的共轭向量, I_m 表示它的虚部, R_c 为它的实部, $P_k(t)$ 表示第 k 个主分量, $P_k^*(t)$ 表示共轭.

Burg 递推算法的最大熵谱估计用来分析旱涝变化的显著周期.使用预报剩余方差最小的定阶准则确定自回归阶数,由自回归模型的谱公式:

$$F(\lambda) = \frac{\sigma_p^2}{\left| 1 - \sum_{i=1}^p b_i^p e^{-i\lambda} \right|^2}$$

算出序列的最大熵谱.式中 b_i^p 为过滤系数, p 为阶数, σ_p^2 为预报剩余方差估计.

采用 Yamamoto^[4] 提出的均值差异假设检验来确定旱涝变化的突变或转折,计算公式为:

$$AI_j = \frac{|\bar{y}_1 - \bar{y}_2|}{(s_1 + s_2)}$$

式中 \bar{y}_1 和 s_1 为基准年前 M 年时间段的平均值和标准差, \bar{y}_2 和 s_2 为后 M 年时间段的平均值和标准差.

2 旱涝分布结构和传播特征

对 1850 ~ 1991 年 25 个站旱涝百分率场进行 CEOF 分析,前 5 个复主分量的相对方差贡献和累积方差贡献(百分率)列于表 1.

表 1 前 5 个复主分量的解释方差(%)

Table 1 Variances explained by the first 5 complex principal components

主分量	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5
方差	30.28	20.37	17.13	10.73	8.33
累积方差	30.28	50.65	67.78	78.51	86.84

由表可见,前 3 个复主分量已描述了总方差变化的 68%.我们曾用相同的资料作普通 CEOF 分解,结果前 3 个主分量的方差贡献仅为 36%.可见,中国东部近百年来旱涝场中波动特征也是非常明显的.以下重点分析和讨论前 3 个复主分量表征的旱涝特征.

用卷积法作 Hilbert 变换时,截断长度 L 取为 7,即去掉了头尾各 7 年资料. 因此,计算出的时间振幅函数和时间位相函数的长度为 128 年(1857 ~ 1984 年).

2.1 模 1 的分布及其特征

模 1 空间振幅的高值区在江淮流域(图 1a),高值中心在长江中游,另外,华北北部亦为一高值区. 从该模的空间位相函数分布看出(图 1b),从黄河中下游以南到南岭以北的广大地区具有近似相同的位相,只有华北北部和西南地区的位相与其相反. 从该模振幅函数的时间变化(图 1c)来分析,振幅接近或大于 5.0 的年份,例如 1900、1928、1930、1951、1966 和 1972 年,均对应全国范围偏旱或长江流域偏旱. 可见,振幅函数呈现了全国大范围异常旱涝的信息. 因此,该模的旱涝分布,反映了近五百年旱涝型中的 5 型或 1a 型的旱涝分布特征^[5],且与我国夏季第 III 类雨带类型有某些相似之处^[6]. 综合分析模 1 的时间振幅和位相函数(图 1d)可见,当振幅较大时,其位相往往接近 0° 的位置,这进一步说明模 1 反映了全国大范围旱涝变化的基本特征.

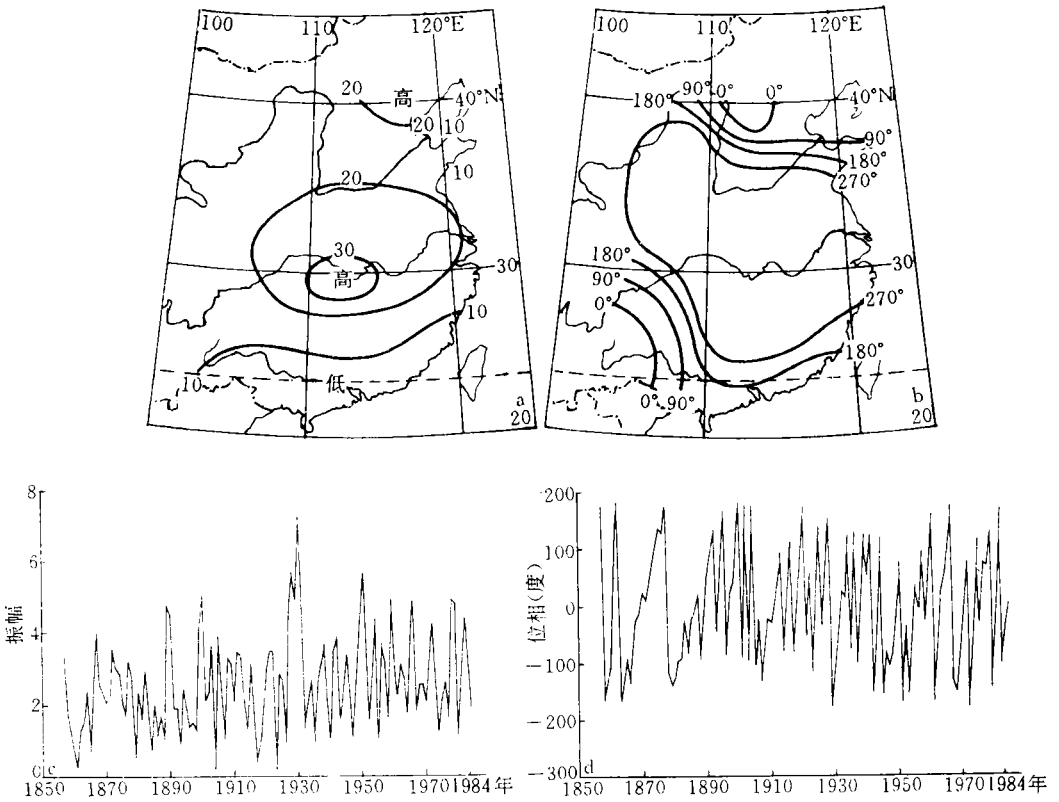


图 1 模 1 空间振幅(a)、空间位相(b)、时间振幅(c)和时间位相(d)

Fig. 1 Spatial amplitude (a), spatial phase (b), time amplitude (c) and time phase (d) for the first complete principal component

2.2 模 2 的分布及其特征

模 2 的空间振幅有两个高值中心(图 2a),主要的高值中心在黄河流域,另一个在江南. 表明当黄河流域为涝时,江南为旱,或当黄河流域为旱时,江南为涝. 该模的空间位相

函数(图 2b),从北向南具有显著变化.黄河流域与长江以南位相差为 180° ,其过渡带在汉水流域.表明模 2 反映的旱涝异常信息具有明显的传播特性.该模时间振幅函数(图 2c)接

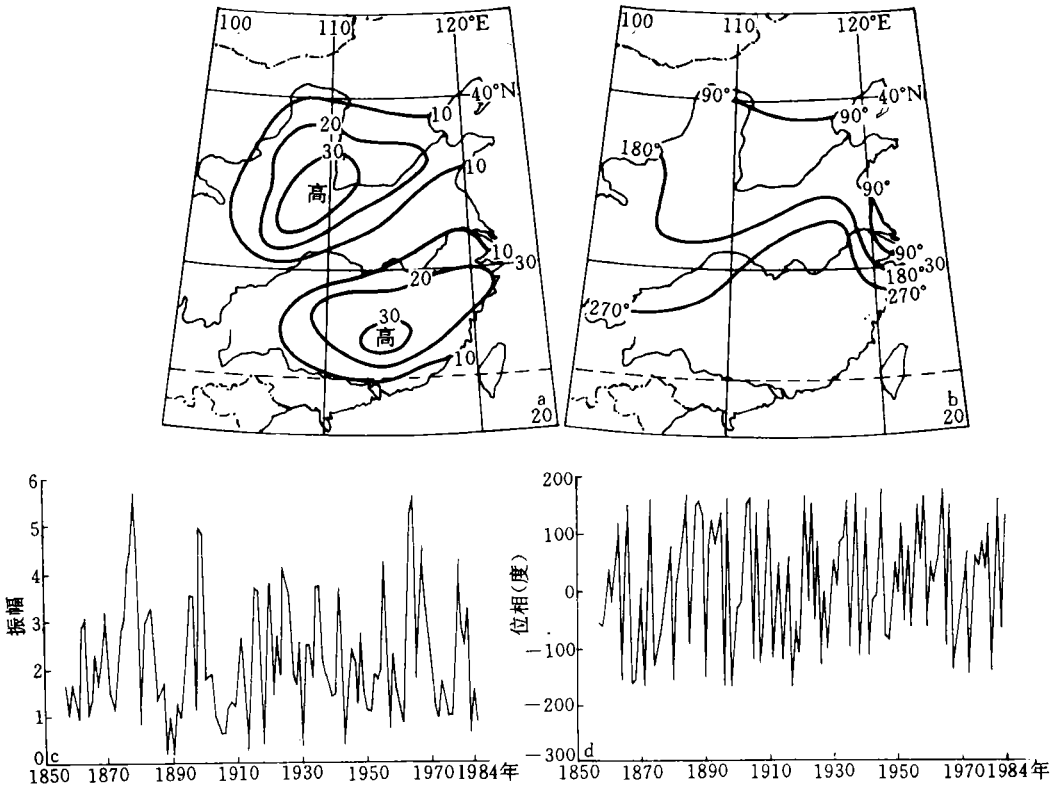


图 2 模 2 的空间振幅(a)、空间位相(b)、时间振幅(c)和时间位相(d)

Fig. 2 As in Fig. 1 but for the second complex principal component

近或大于 5.0 的年份有 1878、1899、1963 和 1964 年,这几年均对应南涝北旱或南旱北涝.可见,在模 2 中,旱涝分布以长江流域为界,南北旱涝趋势截然相反.该模的旱涝分布反映了近五百年旱涝型中 4 型或 2 型的旱涝分布特征^[5],与我国夏季第 I 类或第 III 类雨带类型有些相似^[6].

2.3 模 3 的分布及其特征

模 3 的空间振幅有 3 个高值中心,分别出现在淮河和长江下游、黄河上游和华南(图 3a).从图(3b)中可以看出,旱涝异常信息源自南北两方向,并逐渐向中间或相反方向传播.黄河中上游和华南有近似相同的位相,它们与长江中下游的位相差为 180° .模 3 反映出当淮河和长江中下游涝时,黄河上游和华南均为旱,或当淮河和长江下游旱时,黄河上游和华南均为涝.该模的时间振幅(图 3c)较大的年份有 1916、1962 和 1980 年,它们对应于以长江流域为中心的全国偏涝、华北和华南偏旱.可见,模 3 的旱涝分布以江淮流域与其南北两侧旱涝趋势相反为主要特征.该模的旱涝分布反映了近五百年旱涝型中 1b 型或 3 型的旱涝分布特征,与我国夏季第 I 类雨带类型的主要特征相似^[6].

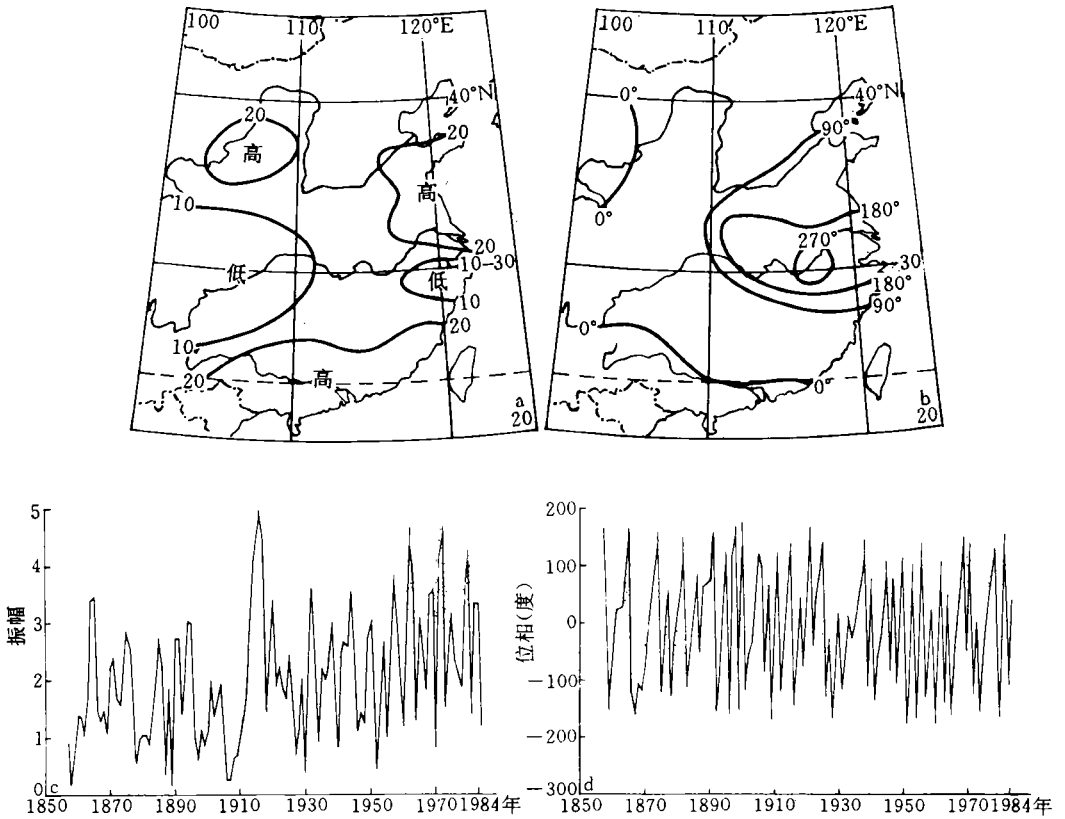


图3 模3的空间振幅(a)、空间位相(b)、时间振幅(c)和时间位相(d)

Fig. 3 As in Fig. 1 but for the third complex principal component

3 旱涝变化的周期和突变分析

3.1 周期分析

对上述3个模的时间振幅函数作最大熵谱分析,研究我国东部各种旱涝分布类型的周期性。模1时间振幅函数序列的自回归阶数 $p = 4$,其谱密度图(图略)中有两个峰值,分别出现在10.7和3.1年,说明以长江流域为中心的全国大范围旱或涝的分布类型具有10.7年和3.1年的周期变化。从该模位相的时间变化(图1d)分析,以0度为参考系,完成 2π 位相转变进程需要的时间,短的仅为2年,长的18年,平均为11.4年。如果以180度为参考系,完成 2π 位相转变所需时间有80%在2~6年。这一结果与最大熵谱估计大体一致。

模2时间振幅(图2c)的自回归阶数 $p = 3$,谱函数在4.3年处有一峰值(图略),说明我国南北旱涝趋势相反的分布类型具有4年左右的周期性变化。从模2位相的时间变化(图2d)分析,完成 2π 位相转变进程需要的时间,以 $\frac{\pi}{2}$ 为参考系,短的2年,长的7年,平均为4年,与最大熵谱分析结果一致。

模3时间振幅(图3c)的自回归阶数 $p = 4$,谱函数在3.4年处有一峰值(图略),表明

江淮流域与华北和华南旱涝趋势相反的旱涝分布类型有 3 年左右的周期变化。从该模的时间位相函数(图 3d)分析,以 $\frac{\pi}{2}$ 为参考系,完成 2π 位相转变经历的时间,短的 2 年,长的 9 年,大多数在 3~4 年之间,平均为 3.8 年,与熵谱分析的结果大体一致。

以上分析表明,前 3 个复主分量所表征的旱涝分布类型具有与太阳活动相同的 11 年左右的周期及与 ENSO 有关的 3~4 年左右的周期。

3.2 突变分析

用 Yamamoto 均值差异假设检验方法,对时间振幅函数序列进行分析,以考察旱涝分布类型的突变特征。在计算时,基准年 M 取为 10,并采用连续滑动地设置基准年的办法,得到 AI_j 的时间序列。当 $AI_j > 1.0$ 相当于统计量 $t_o > 3.162$,其信度达到 0.01,表明前后两段序列的均值有显著性差异,即两个相邻的气候阶段之间存在气候突变。其中统计量 t_o 定义为:

$$t_o = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{s_p \left(\frac{1}{M_1} + \frac{1}{M_2} \right)^{1/2}}$$

其中, s_p^2 为方差的无偏估计量。

模 1 时间振幅函数在 1923~1924 年间的 AI_j 为 1.09,达到 0.01 信度水平。即振幅函数由弱转为强。表明在 1923 年以前以长江流域为中心的大范围旱涝强度偏弱,而 1924 年以后强度增强。

模 2 的时间振幅函数在 1884~1885 年间的 AI_j 为 1.18,超过 0.01 信度水平,振幅函数由强变为偏弱。表明 1885 年以来,我国南北旱涝趋势相反的旱涝分布比 1884 年以前减弱。这一分布类型的振幅函数的 AI_j 在 1903 年和 1915 年也比较大,均为 0.74。尽管没有达到信度水平,但说明这种分布类型的强度这两年曾经历过较明显的转折。

模 3 的时间振幅函数,在 1911~1912 年间的 AI_j 为 1.28,超过 0.01 信度水平,振幅函数由弱转强。说明华北、江淮和华南 3 个地区旱涝交错分布形势,在 1912 年以后变得比前一时期更明显。这种类型的振幅函数,在 1921~1922 年间的 AI_j 也较大达 0.81。虽然没有超过 0.01 信度水平,但是说明这种分布类型在本世纪 20 年代曾出现过一次转折。

4 小 结

通过 1850~1991 年旱涝百分率的 CEOF 分析,得到近百年来我国东部主要的三种旱涝分布类型。第一种是以长江流域为中心全国大范围旱或涝的旱涝分布类型,它代表了我国东部大范围旱涝的平均状况。该型振幅强度在 1923~1924 年间有一次明显增强的气候突变,这种突然增强可能与本世纪 20 年代全球大陆增温^[7]、北半球海平面气压的突变及南亚夏季风中断日数的突然减少进入活动期有关^[8]。第二种是以长江为界,南方和北方旱涝趋势相反的旱涝分布类型。该型振幅强度在 1884~1885 年间发生了一次突然变弱的气候突变。第三种是江淮流域与其南北两侧旱涝趋势相反的旱涝分布,该型振幅强度在 1911~1912 年间经历过一次明显增强的气候突变。

三种旱涝分布型振幅强度的变化周期,即 10.7、3.1、3.4 和 4.3 年,估计可能与太阳

活动的 11 年周期及 ENSO 现象的 3~4 年周期有关。

参 考 文 献

- 1 Barnett T P. Interaction of the monsoon and Pacific trade wind system at interannual time scales. Part 1: The equatorial zone. *Mon. wea. Rev.*, 1983, **111**: 756~773.
- 2 黄嘉佑. 复经验正交函数(CEOF)方法及其在天气过程诊断分析中的应用. *气象*, 1988, **14**(15): 3~7.
- 3 符淙斌, 刘伟, 苏炳凯. 用复 EOF 分析 El Nino 增暖的振幅和位相变化. *科学通报*, 1987, **16**: 1241~1244.
- 4 Yamamoto R, Iwashima T and Sanga N K. An analysis of climatic jump. *Journal of Meteorological Society of Japan*, 1986, **64**(2): 273~281.
- 5 王绍武, 赵宗慈. 近五百年我国旱涝史料的分析. *地理学报*, 1979, **34**(4): 329~340.
- 6 廖荃荪, 赵振国. 我国东部夏季降水分布的季度预报方法. *应用气象学报*, 1992, **3**(增): 1~9.
- 7 魏凤英, 曹鸿兴. 中国、北半球和全球的气温突变分析及其趋势预测研究. *大气科学*, 1995, **19**(2): 140~148.
- 8 艾祝秀. 北半球 20、50 年代的气候突变. 中国气象科学研究院硕士研究生毕业论文, 1993.

A CEOF ANALYSIS ON DISTRIBUTION AND INTERANNUAL VARIATION OF DROUGHT AND FLOOD IN CHINA DURING THE LAST 100 YEARS

Wei Fengying Zhang Xiangong

(Chinese Academy of Meteorological Sciences, Beijing 100081)

Li Xiaodong

(Peking University, Beijing 100871)

Abstract

By using the complex empirical orthogonal function (CEOF) analysis, the spatial and temporal distribution and interannual variations of drought and flood in the east of China in 1850~1991 are investigated. It is found that there are mainly three distribution types of drought and flood in summer of China. In the first type, drought or flood appear in most areas of China around the Changjiang valley, their spatial phases are approximately the same, and there are 10.7 and 3.1 year periodic changes, respectively. There occurred abrupt increase in the time-amplitude during 1923~1924. The second one is the distribution which of drought and flood in the north of China is opposite to that in the south of China, the change of spatial phase from north to south is remarkable, and there are 4.3 year periodic change. There occurred abrupt decrease during 1884~1885. The third one is the distribution which along the Changjiang and Huaihe valley is opposite to that in North China and South China, the spatial phase moves toward both from north and south to medium or to their reverse direction, respectively, and there are 3.4 year periodic change. The abrupt increase occurred during 1911~1912.

Key words: CEOF; Drought and flood in the east of China; Period; Abrupt change.