

1992 2

ATMOSPHERIC SCIENCE RESEARCH AND APPLICATION

大气科学研究与应用

上海市气象科学研究所编辑

气象出版社出版

大气科学研究与应用

(三)

目 录

论 文

热带太平洋和印度洋的协同作用与大气的关系·····	孙照渤 (1)
用概率指标作华北夏季干旱现象分析·····	黄嘉佑 (7)
1975 年 8 月河南大暴雨预报的数值试验 ·····	蔡则怡 王作述 潘在桃 (16)
气候模式中陆面过程的简易参数化 ·····	张正秋 李维亮 (26)
四十年来我国的气候变化及其对农业生产的可能影响 ·····	章基嘉 徐祥德 苗俊峰 (39)
登陆北上热带气旋倒槽造成的北方特大暴雨 ·····	曹钢锋 朱官忠 朱君鉴 (44)
青藏高原背风坡西南低涡暴雨 ·····	黄福均 (52)
上海近五百年旱涝变化的周期性及趋势预测 ·····	徐家良 严济远 (61)

技术报告

欧亚 500 hPa 候低频环流型与四川盆地中部初夏降雨的关系·····	陈效孟 (69)
我国沿海热带气旋初始暴雨的气候分析 ·····	贺芳芳 陈德全 (78)
热带气旋降水、大风、风暴潮气候图形显示系统 ·····	周红妹 冯泾贤 (84)
安徽省短期 MOS 预报方程的研制·····	张明玉 刘 勇 申宜运 (90)
预报因子的对称破缺性质及其应用 ·····	周洪祥 贡九鼎 (96)
数字化天气雷达业务工作系统·····	邵玲玲 孙松青 韩泽民 (104)

短 论

麦茬水稻旱种农田节省水量初步分析·····	丁德峻 张旭晖 姜德忠 (112)
-----------------------	---------------------

研究计划

海气相互作用研究的前景——TOGA COARE 科学计划 ·····	姜达雍 (119)
------------------------------------	-------------

《大气科学研究与应用》首届编审委员会名单

主 编: 秦曾灏 副 主 编: 朱永提 徐一鸣

委 员 (以姓氏笔划为序)

王达文	王全发	王善型	王馥棠	叶榕生	朱永是
朱盛明	严济远	林元弼	周曾奎	费 亮	胡伯威
徐一鸣	徐国昌	徐裕华	栾宝储	唐新章	奚熙贤
秦曾灏	黄 炎	黄福均	鹿世瑾	曹钢锋	游景炎
潘云仙	潘根发	滕中林			

Atmospheric Science Research and Application

(III)

Contents

Articles

- The Relationship Between the Atmosphere and the Coordination Effect of
Tropical Pacific and Indian Ocean Sun Zhaobo (1)
- An Analysis for Summer Drought Phenomena in North China By Using
Probability Index Huang Jiayou (7)
- Numerical Experiments for Rain Storm Forecasts of Henan Province in August 1975
..... Cai Zeyi (16)
- A Simple Parameterization of Land Surface Processes for Use in Climatic Models
..... Zhang Zhengqiu Li Weiliang (26)
- Climate Change in China During the Last 40 Years and its Possible Impact on
Agricultural Production Zhang Jijia (39)
- Extraordinarily Heavy Rainfall in North China Caused By Inverted Troughs of
Landed Northward Tropical Cyclones Cao Gang jeng (44)
- The Southwest Vortex and Heavy Rainfall on the Lee of Tibetan Plateau
..... Huang Fu jun (52)
- The Periodicity of Dryness / Wetness Variation in Shanghai During the Recent
500 Years and its Trend Forecast Xu Jialiang Yan Jiyuan (61)

Technical Reports

- The Relationship Between 500hPa Height Circulation Pattern of Pentad Low Frequency
Over Eurasian and Early-Summer Precipitation in the Middle Sichuan Basin
..... Chen Xiaomeng (69)
- Climatic Analysis of Heavy Rain Caused By Tropical Cyclones Hitting China's
Coastal Areas He Fang jang Chen Dequan (78)
- The Graphic Displaying System for Tropical Cyclone Precipitation, Gale and
Storm Surge Climatology in Past 40 Years Zhou Hongmei Feng Jinxian (84)
- The Short-Range MOS Forecast Equations Used in Anhui Province
..... Zhang Mingyu Liu Yong (90)
- The Split Symmetry Feature of Predictors and its Application Zhou Hongxiang (96)
- A Digital Weather Radar Operational System
..... Shao Lingling Sun Songqing Han Zheming (104)

Short Contributions

- Preliminary Analysis on Water Saving of Rice Growing in Wheat Stubble Fields
..... Ding Dejun Zhang Xuhui (112)

Research Plan

- Prospects for the Air-Sea Interaction Research—TOGA COARE Scientific Plan
..... Jiang Dayong (119)

热带太平洋和印度洋的协同作用与大气的关系*

孙 照 渤

(南京气象学院 南京 210044)

提 要

本文用奇异值分解方法分析了热带太平洋和印度洋的海表温度距平与大气变化的典型分布,并进一步分析了海洋对大气的协同作用。结果表明,热带东太平洋与印度洋海表温度变化位相相同,而与热带西太平洋暖水池附近的海表温度变化位相相反,与之相对应的海平面气压呈现出典型的南方涛动,而 500 hPa 位势高度则为太平洋北美遥相关型(PNA)。本文结果强调指出海洋是作为一个总体与大气协同作用的。

关键词 奇异值分解 海表温度 协同作用 大气与海洋相互作用

一、引 言

自从 Bjerkness⁽¹⁾研究了赤道东太平洋海表温度异常与大气变化的关系以后,大量的研究工作探讨了发生在赤道东太平洋的厄尔尼诺事件与南方涛动的关系,并称之为 ENSO 事件。观测分析⁽²⁾和数值模拟⁽³⁾都证实了赤道东太平洋海表温度与大气变化之间有密切关系。在我国,有很多研究工作⁽⁴⁾分析了厄尔尼诺与东亚大气环流和中国天气变化的关系,并建立了两者之间的联系。

众所周知,海水是流体,发生在赤道东太平洋地区海表温度的异常是与整个太平洋和印度洋的海表温度联系在一起的,整个洋面的海表温度变化对大气变化起综合作用。因此,在研究厄尔尼诺与大气变化关系时,还应研究太平洋和印度洋作为一个整体与大气的关系,这就需要分析两个场之间的关系。

相关系数法可以有效地分析两个要素或一个要素与一个场之间的线性关系,但是分析两个场之间的关系就要困难得多。本文应用了奇异值分解方法有效地分析了两个要素场之间的线性关系,这种方法能给出两要素场之间相匹配的成对空间分布型及其对应的随时间演变的系数序列,而且每一对空间分布型之间又很好地相关。

本文的分析结果给出了发生在赤道东太平洋的厄尔尼诺与热带西太平洋和印度洋的

* 本文1991年3月12日收到,1992年4月8日收到修改稿。本工作属国家自然科学基金资助项目。

配置, 并给出了这种总体分布的协同作用影响大气变化所产生的典型分布。

二、资料和方法

本文使用了奇异值分解方法^[5]来分析海表温度场与大气变量场之间的线性关系。

设两要素场分别为

$Y_j(t)$ 表示 t 时刻在第 j 点上某要素观测值,

$X_i(t)$ 表示 t 时刻在第 i 点上另一要素的观测值。

其中 $i=1, 2, \dots, N_x$; $j=1, 2, \dots, N_y$; $t=1, 2, \dots, \tau$ 。一般地说, 空间点数 N_y 与 N_x 是不相等的。

若两要素场的协方差矩阵为 M , 是一个 $N_y \times N_x$ 的实矩阵。 M 的奇异值分解为

$$M = \sum_{i=1}^r \gamma_i S_i Q_i^T$$

其中 $r = \min\{N_y, N_x\}$ 。 S_i 是 M 的左奇异向量, Q_i 是 M 的右奇异向量, 分别为空间正交函数, 表示了两个要素场的空间典型分布。 γ_i 是 M 的奇异值, 且有 $\gamma_1 \geq \gamma_2 \geq \dots \geq \gamma_r \geq 0$ 。根据奇异向量的正交性, 可以用下式计算出空间典型分布所对应的时间系数

$$a_k(t_n) = \sum_{j=1}^{N_y} Y_j(t_n) S_{kj}$$

$$b_l(t_n) = \sum_{i=1}^{N_x} X_i(t_n) Q_{li}$$

$a_k(t_n)$ 和 $b_l(t_n)$ 分别表示要素场 Y_j 和 X_i 的第 k 个和第 l 个奇异向量所对应的时间系数。

第 i 对空间典型分布所能表示的协方差占总协方差的百分比为

$$P = \frac{\gamma_i^2}{\sum_{j=1}^r \gamma_j^2}$$

若取前 h 对空间典型分布的话, 所能表示的原资料的协方差的百分比为

$$P_h = \sum_{i=1}^h \gamma_i^2 / \sum_{j=1}^r \gamma_j^2$$

该式可用来表示展开的精确度。

计算所得到的奇异向量可以直接点绘在相应的图上, 就可得到奇异向量的空间分布典型场。表示空间分布典型场的另外一个方法是用相应的时间系数与原资料场求相关系数, 得到的相关系数空间分布就表示了该奇异向量的空间分布。因为资料是经过标准化处理的, 因此相关系数的分布与奇异向量的空间分布是相同的。本文空间分布型都是用时间系数与原数据资料的相关系数来表示的, 而且求相关系数的区域与原数据资料的空间也可不尽相同。

本文还应用了最大熵谱方法^[6]对时间系数进行了谱分析。

分析中所用的海表温度和月平均海平面气压资料取自 COADS 资料, 从分辨率为 $2^\circ \times 2^\circ$ (经、纬度) 的资料用观测次数加权平均得到分辨率为 $10^\circ \times 8^\circ$ (经、纬度) 的资料, 在热带太平洋和印度洋区域取均匀的 169 个点的数据, 而月平均 500 hPa 位势高度资料则取自美国国家气象中心的资料, 在北半球取均匀分布的 223 个点。所用资料为 1946—1985 年, 计算前对资料进行了标准化处理。

三、奇异值分解结果

首先对热带太平洋和印度洋月平均海表温度和海平面气压资料进行奇异值分解。前四个奇异值所表示的两个场的协方差依次为 24.89%、3.90%、3.72% 和 3.17%。从这个结果看出, 第一奇异值所表示的协方差比例远大于其它奇异值所表示的协方差百分率, 因此, 我们只考虑与第一奇异值所对应的奇异向量分布型。图 1 给出海表温度奇异向量的空间分布。由图 1 看出, 热带东太平洋地区沿赤道为一侧向 V 型分布, 中心位于赤道南侧 $100-110^\circ\text{W}$ 附近, 印度洋地区与热带东太平洋地区变化趋势一致, 表现出同位相变化特点, 在这两者之间, 即澳大利亚以北的印度尼西亚地区, 暖水池附近与东西两侧的海表温度变化趋势相反, 呈现出反位相特点。海表温度的这种典型分布表现出了厄尔尼诺的特征。

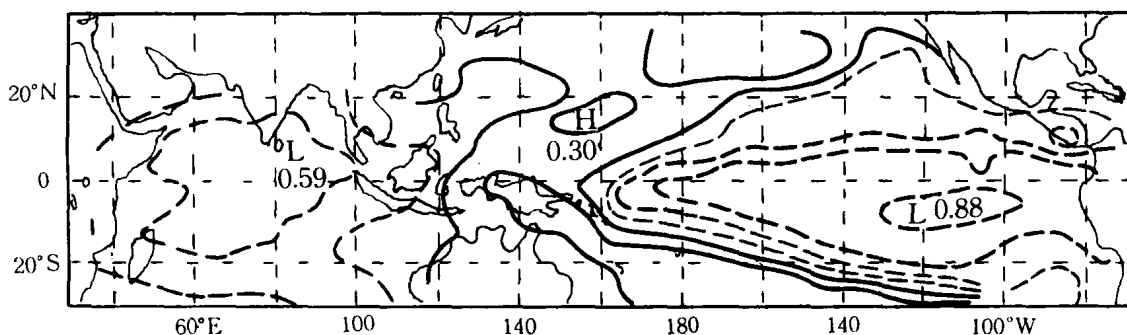


图 1 月平均海表温度距平第一奇异向量空间分布型

(图中给出的是奇异向量时间系数与原资料的相关系数,

等值线间隔为 0.2, 粗实线为 0.0, 图 2 同)

海平面气压场的第一奇异向量分布表现出南方涛动的典型分布, 以日界线附近为界, 两边的气压距平反号。特别应该指出, 整个印度洋和热带西太平洋的海平面气压变化呈现出同号的特点。这种分布表现出南方涛动的特征 (图 2)。这一对奇异向量给出的两个典型场之间的相关系数为 0.82。

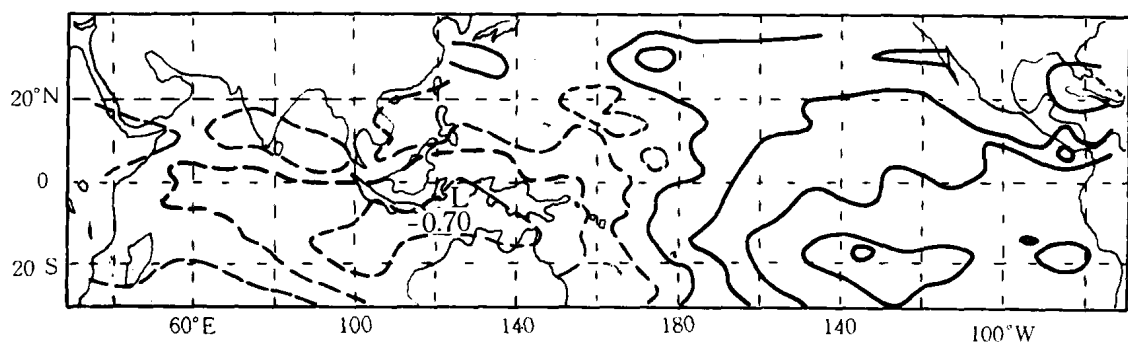


图2 月平均海平面气压距平第一奇异向量空间分布型

将第一对奇异向量所对应的时间系数进行最大熵谱分析可以看出, 只有 48 个月左右的周期明显, 这与已有的结果是吻合的。

第一对奇异向量的空间分布和随时间的演变都表现出了 ENSO 事件的特征, 为了进一步了解不同季节的特点, 分别对热带东太平洋海表温度的冷季 (7—11 月) 和暖季 (12 月—1 月) 的资料进行奇异值分解, 可以得到与前面相同的结果 (图略)。

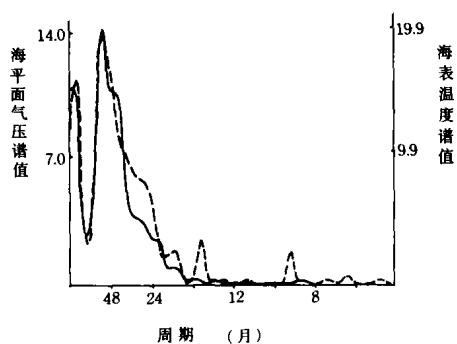


图3 第一对奇异向量时间系数的最大熵谱结果
(实线为月平均海表温度, 虚线为月平均海平面气压)

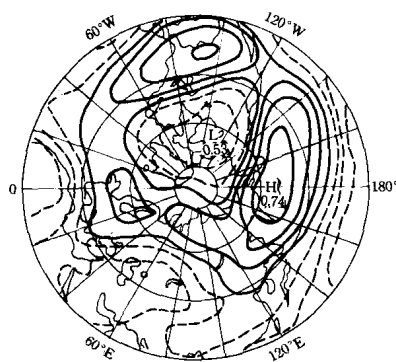


图4 月平均 500hPa 高度距平的第一奇异向量分布
(图中等值线为时间系数与相应的原数据的相关系数, 等值线间隔为 0.2, 粗实线为 0.0, 最外的纬圈为 20° N.)

为了分析热带太平洋和印度洋协同作用与大气的关系, 我们还对热带太平洋和印度洋月平均海表温度距平与全球月平均 500 hPa 高度距平进行了奇异值分解。前四个奇异

值所占总协方差的百分比依次为 19.21%、9.91%、7.79% 和 6.37%。可见, 第一奇异值所占总协方差的百分比显著大于其余的奇异值, 因此我们仅考察第一奇异值所对应的奇异向量分布。月平均海表温度距平的第一奇异向量分布型(图略)与图 1 相同, 相对应的月平均 500 hPa 高度距平的奇异向量分布型表示出太平洋北美遥相关型⁽⁷⁾(PNA)的典型分布(图 4), 这一对奇异向量分布之间的相关系数为 0.76。

上面分析了热带太平洋和印度洋海表温度与大气关系的空间分布型, 在这种关系中, 整个海洋是协同作用于大气的。

四、结 论

通过上述分析, 可以得到如下主要结论:

1、根据奇异值分解给出的奇异向量分布证实, 热带东太平洋和印度洋的海表温度距平变化同位相, 而与热带西太平洋暖水池附近的海表温度变化反位相, 与之相匹配的月平均海平面气压距平是南方涛动的典型分布, 而 500 hPa 位势高度则为太平洋北美遥相关型(PNA)的分布特点。

2、海洋对大气的作用是作为一个总体对大气施加影响, 这种作用是一种协同作用, 因此分析某一孤立海域海表温度异常与大气相互作用时, 应考虑到海洋作为整体的影响, 特别在进行某一海域对大气影响的敏感性试验时尤其需要注意这个问题。

3、奇异值分解方法对研究两个场之间相匹配的关系是很有效的, 值得推广使用。

参 考 文 献

- [1] Bjerknes J., Atmospheric Teleconnections from The Equatorial Pacific, *Mon.Weath.Rev.*, 97, 162-172, 1969.
- [2] Rasmusson E.M. and Carpenter T.H., Variation in tropical sea surface temperature and surface wind fields associated with the southern oscillating El Nino, *Mon.Weath.Rev.*, 110, 354-384, 1982.
- [3] Cubasch U., The mean response of the ECMWF global model to the composite El Nino anomaly in extended range prediction experiments, *Coupled Ocean-Atmosphere Models* (edited by C.J.Nihoul), 329-344, 1985.
- [4] 毕慕莹, 厄尼诺现象与北半球500百帕大气环流, *气象科学研究院院刊*, 1, 2, 175-184, 1986.
- [5] Golub G.H. and C.Reinsch, Singular Value Decomposition and least squares solutions, *Numer.Math.*, 14, 403-420, 1970.
- [6] 苏炳凯, 大气科学中的统计诊断与预测, 南京大学出版社, 650-658, 1986.
- [7] Wallace J.M. and D.S.Gutzler, Teleconnections in the geopotential height field during the Northern Hemisphere winter, *Mon.Weath.Rev.*, 109, 784-812, 1981.
- [8] Hoskins B 和 Pearce R., 大气中的大尺度动力过程(孙照渤等译), 126-174, 气象出版社, 1987.

THE RELATIONSHIP BETWEEN THE ATMOSPHERE AND THE COORDINATION EFFECT OF TROPICAL PACIFIC AND INDIAN OCEAN

Sun Zhaobo

(*Nanjing Institute of Meteorology, Nanjing 210044*)

Abstract

The distribution patterns of the atmospheric variables and the Sea Surface Temperature Anomalies (SSTA) of tropical Pacific and Indian Ocean are investigated by using the method of Singular Value Decomposition. The relationships between the atmosphere and the coordination effect of the oceans are further discussed. It is shown that the SSTA of the tropical east Pacific are in phase with Indian Ocean SSTA, but out of phase with the warm pool in tropical west Pacific. The patterns of sea level pressure anomalies related to the SSTA patterns are the South Oscillation, 500 hPa geopotential heights represent the features of the Pacific Northern American teleconnection pattern (PNA). The results in this paper indicate emphatically the coordination effect of oceans as a whole on the atmosphere.

用概率指标作华北夏季干旱现象分析*

黄 嘉 佑

(北京大学地球物理系 北京 100871)

提 要

本文应用 1951—1985 年华北地区 8 个测站夏季 (6—8 月) 降水量资料, 以遵从 Gamma 分布为基础转化为概率指标, 称为干旱指数, 以此对该区干旱现象进行识别。与传统的干旱状态识别方法比较表明, 这种指标所确定的干旱状态更能反映真实的气候背景, 具有更多的优点。

用经验正交函数分析方法提取华北地区干旱指数与级别序列变化的主要特征, 发现该地区各测站的干旱变化十分一致, 其中以北京地区的代表性为最强。干旱现象有 2.9 年的主要变化周期, 且与北太平洋地区海温变暖、西太平洋副热带高压强度加强有密切关系。

关键词 Gamma 分布 概率 干旱现象识别 华北干旱

一、前 言

近年来华北地区连年干旱, 该地区河流迳流量及水库库存量连年下降, 水资源面临着严重短缺的局面。夏季是农作物主要生长季节, 各方面对水的需求量更大, 使干旱的影响更为严重。因而, 华北地区夏季干旱现象是否持续, 水资源的前景如何是人们十分关注的问题。本文着重对该地区夏季干旱现象的描述, 它的发生与发展规律进行分析研究。

二、干旱现象的识别

不同的学科对“干旱”有不同的定义, 水文学者常把低于正常迳流量定义为干旱; 农业工作者把农作物生长季节中土壤含水量欠缺定义为干旱, 气象学者则把降水量低于多年平均的降水量定义为干旱。鉴于华北地区无大的水系流经该区, 很大程度依靠天然降水, 常常出现气象“干旱”的同时, 水文“干旱”及农业“干旱”亦相继出现。因此, 本文将主要用该区的降水量来定义干旱。

* 本文1991年9月7日收到, 1992年3月10日收到修改稿。

在传统气象学中关于“干旱”的定义,是把一定时期内(月、季及年)的降水量多年平均值作为划分标准,以低于平均值称为旱,而把它的逆事件,即高于平均值的现象称为涝,旱与涝是两个对立事件又相互依存。因此,在讨论干旱现象的同时,与它相互依存的洪涝现象也必需讨论。有时为加强对于干旱程度的识别,常把降水量划分为五种状态(或称级别),即“旱”、“偏旱”、“正常”、“偏涝”和“涝”,对应的级别分别记为 5、4、3、2、1^[1]。

无论是两种状态(旱和涝)还是五种状态,均是以降水量遵从正态分布为基础的。前者以正态分布的一个参数(数学期望,即平均值)为分界线,后者以正态分布两个参数(平均值与标准差)的四个特殊值作为五级的分界值,它们分别为平均值加或减去 0.33 倍标准差和 1.17 倍标准差^[1]。但是降水量并不很好地遵从正态分布,在我国南方某些地区的年降水量可以看成是遵从正态分布^[2],但在华北地区,例如北京地区的月、季、年降水量都不能看成为正态分布*。

本文使用 Gamma 分布作为描述华北地区夏季降水量的分布。这种分布的概率密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\beta^\gamma \Gamma(\gamma)} x^{\gamma-1} e^{-x/\beta} \quad (x > 0) \quad (1)$$

式中 β (>0) 及 γ (>0) 为参数,分别称为尺度和形状参数, Γ 表示通常的 Gamma 函数。利用这种分布描述降水量也为气象工作者所常用^[3-4]。利用最大或然法通过降水量实测样本可以计算出这一概率密度函数参数的估计值,然后可以用数值积分计算事件“降水量(X) 小于某年季降水量 x_0 ”的概率

$$P(X < x_0) = \int_0^{x_0} f(x) dx \quad (2)$$

的估计值,各年夏季降水量对应的概率估计值称为干旱指数,可以根据概率的特殊值划分干旱状态。例如,以 50% 为分界值可将降水量划为“旱”和“涝”状态,凡是概率估计值低于 0.5 为旱,否则为“非旱”(即“涝”),分别用 0.10、0.30、0.70 和 0.90 的四个分界值把概率值划分为由特旱、旱、正常、涝和特涝五级干旱状态,并记为 5、4、3、2 和 1 级(与传统级别称法相同)^[4]。

三、华北地区的干旱识别

为了识别华北地区的干旱现象,本文选取 1951—1980 年华北地区属同一气候区^[6]的 8 个测站(二连浩特、锡林浩特、呼和浩特、大同、太原、北京、天津和石家庄,以下分别以 1、2、3、4、5、6、7、8 序号代表站名)夏季(6—8 月)降水量为基本样本,产生概率分布中的参数估计值(见表 1),它们分别为描写分布状态的偏度系数(G_1),峰度系数(G_2),正态分布的两参数—平均值($\bar{X}$)与标准差(S),和 Gamma 分布的形状参数(G)及尺度参数(B)。从表 1 可见,尽管在这些测站中有

* 黄嘉佑, 1979: 气象统计预报讲义, 北京大学地球物理系。

个别测站具有绝对值较小的偏度系数 (如大同和天津), 但它们却对应于绝对值较高的峰度系数, 表明它们有异于正态分布 (具有零值的偏度和峰度系数), 经显著性检验表明, 各站季降水量均不能看成为正态分布 (显著水平为 5%), 若把它们按 Gamma 分布处理, 经拟合度检验则表明它们较好地遵从 Gamma 分布。

对华北地区各站降水量样本求得 Gamma 分布的两参数估计值 (见表 1)。由于形状参数表征分布的形状, 就此参数在各站中的数值变化来看, 它们大体都比较接近, 比较南方其它测站的参数值可以归为一种类型。这一分布参数较之正态分布的参数 (如平均值) 刻划各站的相似程度似乎好些。因为从平均值来看, 二连浩特的季平均降水量似乎明显异于其它测站。但形状参数则说明它与其它测站是同一类型的。事实上, 用这些参数求出的各站干旱指数序列的变化是十分相似的。表 2 给出 8 个测站干旱指数的相关阵 (对称阵)。

表 1 华北地区测站及分布参数

站 名	N°	E°	G1	G2	$\bar{X}$	S	G	B
1 二连浩特	43.6	112.0	0.57	-0.98	90.8	36.9	6.88	13.2
2 锡林浩特	43.6	116.0	0.41	-0.53	200.4	79.9	7.49	26.8
3 呼和浩特	40.8	111.7	0.59	-0.63	274.3	135.2	4.93	55.6
4 大 同	36.7	114.2	-0.06	-1.13	231.1	73.0	9.47	24.4
5 太 原	37.8	112.5	0.35	-1.03	274.8	105.6	7.03	39.1
6 北 京	39.9	116.4	0.20	-0.91	486.5	210.1	5.79	84.0
7 天 津	39.1	117.2	-0.03	-1.09	421.5	150.6	7.12	59.2
8 石 家 庄	38.0	114.4	0.36	-0.75	375.0	174.4	5.75	65.2

表 2 干旱指数相关阵

	1	2	3	4	5	6	7	8	平均值
1	1.000	0.554	0.506	0.517	0.445	0.592	0.219	0.409	0.463
2	0.554	1.000	0.237	0.560	0.425	0.474	0.344	0.235	0.404
3	0.506	0.237	1.000	0.661	0.384	0.452	0.287	0.379	0.415
4	0.517	0.560	0.661	1.000	0.491	0.493	0.440	0.431	0.513
5	0.445	0.425	0.384	0.491	1.000	0.637	0.604	0.525	0.502
6	0.592	0.474	0.452	0.493	0.637	1.000	0.567	0.814	0.576
7	0.219	0.344	0.287	0.440	0.604	0.567	1.000	0.467	0.418
8	0.409	0.235	0.379	0.431	0.525	0.814	0.467	1.000	0.466

表 2 最后一列给出某站与其余 7 站相关系数的平均值, 它们反映某站与邻站干旱指数序列的相似性。从它们的数值可见, 均超过显著相关系数临界值 (0.361) 的水平

(5%)，说明它们之间存在一定的相似性。值得指出的是，北京与其余各站都有较高的相似性。在华北地区，北京的干旱程度基本上可以代表其它各站。

利用各站的干旱指数，可以划分出相应的级别，从而产生各站干旱级别序列，本文采取上述的 5 个干旱级别。表 3 给出各站 30 年干旱级别出现的频数分布，从各级分布频数来看，各站级别分布均近似为正态分布。而用传统的干旱级别识别方法产生的级别出现频数分布（见表 4）则表现为偏倚分布，较多出现为偏旱（4 级）的情况。实际上，对一个气候阶段（约 30 年）来说，各级分布应遵从正态，即正常状态是最多出现的。显然，用 Gamma 分布划分的干旱级别较能反映该地区的气候状态。因此，本文将用此种分布产生的干旱指数及干旱级别。并用近 30 年样本产生的 Gamma 分布参数，产生出 1951—1985 年各站的干旱指数及干旱级别序列。

表 3 用 Gamma 分布产生的干旱级别出现的频数分布

测站序号	1	2	3	4	5
1	4	4	12	9	1
2	3	2	17	5	3
3	4	2	14	8	2
4	2	7	13	3	5
5	4	3	14	5	4
6	3	5	15	2	5
7	2	7	14	4	3
8	3	5	13	6	3

表 4 用正态分布产生的干旱级别出现的频数分布

测站序号	1	2	3	4	5
1	4	4	9	12	1
2	3	6	9	10	2
3	4	2	12	11	1
4	5	4	11	5	5
5	5	3	10	8	4
6	3	5	9	10	3
7	4	6	9	6	5
8	3	5	10	11	1

四、 近 35 年华北干旱现象

为了分析华北地区干旱现象时间和空间发生及变化规律，本文对华北地区 1951—1985 年 8 个测站的夏季干旱指数及级别序列作经验正交函数分解。为了突出干旱的数值表现，对干旱指数及级别序列在分解前作预处理，即把干旱指数数值减去 0.5，凡负值表示干旱状态，负值的绝对值越大，表示干旱程度越严重。同样，把干旱级别序列的逐年级别减去 3，其正值越大则表示干旱越严重。值得指出，处理后的值并不是严格的距平值。由如此的干旱指数及级别的各站序列组成一资料阵 X (8×35)，它可分解为

$$X=VY \tag{3}$$

式中 V 为干旱指数交叉积阵 XX^T (X^T 为 X 转置矩阵) 的特征向量组成的矩阵， Y 为时间分量组成的矩阵。其中时间分量序列按方差大小排列，第 1 行称第 1 时间分量，它具有最大的方差贡献。其余各行序列分别称对应的分量。

对干旱指数矩阵作经验正交函数分解。发现第 1 时间分量方差贡献为 52%，而第 2 时间分量方差贡献仅为 14%，第 3 时间分量则为 10%。按照 Scree 图^[6] 检验方法，显然只有第 1 时间分量是显著的。用它可作为华北地区干旱综合指数变化特征的代表。事实上，这一分量与各站的干旱指数有着密切的相关（与各站相关系数见表 5 的 IN 一行数值）。

表 5 第 1 时间分量与各站对应序列相关系数

	1	2	3	4	5	6	7	8
IN	0.711	0.632	0.616	0.760	0.778	0.826	0.667	0.709
GR	0.720	0.540	0.528	0.728	0.811	0.840	0.639	0.763

对华北地区干旱级别组成的资料阵类似地也作经验正交函数分析。其结果是类似的，只是第 1 时间分量的方差贡献略小些，为 51%。它也可以作各站干旱级别序列的总代表，它与各站级别序列的相关系数见表 5 中 GR 一行。

值得指出的是，无论干旱指数或级别序列的主要时间变化特征序列—第 1 时间分量都与北京的相应序列有最高的相关。进一步说明北京的干旱指数及级别序列在华北地区有很强的代表性。

由于干旱指数与级别的第 1 时间分量是华北地区干旱状态随时间变化的总代表。对它的变化规律作进一步分析是十分必要的。

周期性是气象要素随时间变化的一个重要特征。对干旱指数第 1 时间分量作功率谱分析表明存在 2.9 年的主要变化周期。类似地对干旱级别第 1 时间分量作功率谱分析也发现存在 2.9 年的主要周期。表 6 列出干旱指数分量数值及干旱级别分量数值小于 -0.30 及大于 1.0 的年份（其数值见表 6 中 IN 及 GR 列）。从这些出现较严重干旱状态的年份间隔可见，它们确实有 2—3 年的变化周期。

表 6 华北地区干旱的年份

年	IN	GR	SST1	SST2	SST3	SST4	FR
1951	-0.88	3.46	0.48	0.71	-1.00	0.98	7
1952	-0.60	1.32	-0.02	1.19	-1.37	0.07	4
1957	-0.36	1.03	1.87	0.32	1.00	0.45	4
1960	-0.44	1.43	0.28	0.75	0.76	-1.11	3
1962	-0.35	1.08	-0.62	0.96	-0.34	1.79	3
1965	-0.95	3.76	1.50	-1.82	-0.32	-0.39	5
1968	-0.94	3.96	-0.28	-0.51	2.54	0.16	6
1972	-1.16	4.79	2.39	-0.58	0.67	0.37	7
1980	-1.06	3.90	0.16	1.26	-0.37	-0.02	8
1983	-0.66	2.20	2.11	-1.76	-0.75	-1.65	5
1984	-0.35	1.20	-0.81	-0.15	0.28	0.22	4

在这些较干旱的年份中, 8 个测站中至少有 3 个测站出现干旱状态 (级别为 4 或 5) (见表 6 中最右端 FR 一列, 该列展示对应年份出现干旱状态的站数)。最严重的是在 1972 年, 其次是 1980 年。尽管 1980 年有 8 站处在干旱状态, 但只有 3 站是最严重的 (级别为 5), 而 1972 年则有 6 站的干旱级别为 5 级。1951 年虽然亦有 7 个站处于干旱状态, 但特旱状态的仅为 3 站, 显然干旱指数及级别的分量数值能把各年的所有测站干旱状态不同的特点加以区分, 并正确表征干旱严重程度 (见表 6 中 IN 及 GR 对应年份数值)。又如 1965 与 1968 年, 虽然这两年干旱状态站数比 1951 年少, 但在这两年中有 5 站达到特旱状态, 从严重程度上显然比起 1951 年要重, 干旱指数及级别分量值均显示比 1951 年要严重。值得指出的是, 干旱指数分量和级别分量对华北地区干旱状态的描述还有一些细小差异, 前者似乎侧重描述地区总干旱强度, 后者描述特旱的站数。例如 1980 年从干旱指数描述上比 1968 年严重, 但从级别分量值上则 1968 年比 1980 年严重。尽管有细微差别, 从比较中可见, 由第 1 时间分量所反映的干旱状态基本上能代表华北地区逐年干旱现象严重程度。如果指数分量值以小于 0 和级别的分量值大于 0 定为干旱状态的话, 除表 6 中所列的年份外, 还有 1955、1963、1970、1971、1974、1975 及 1982 年等。

持续性干旱对工农业生产带来很大危害。从逐年的干旱情况分析中可以看到华北地区连年干旱的情况是较多的。近 35 年来属于三年连续干旱的是 1982—1984 年和 1970—1972 年。此外, 持续两年的干旱还出现 3 次 (1951—1952、1962—1963 及 1974—1975 年)。它们共发生 12 年, 占 17 年的干旱年份数的 71%。值得注意的是, 超过三年持续期的干旱现象却没有发生, 这可能与 2.9 年周期变化规律是有关联的。

华北地区的干旱周期性及持续性现象出现的原因可能与海气相互作用和大气环流周期振荡有关。事实上, 北太平洋海温存在准三年周期振荡现象^[7]。海温的变化可能与华北地区的干旱有关。为说明这一点, 本文选取北太平洋海域四个地区: (赤道东太平

洋区 (5°N — 10°S , 180° — 80°W); 西北区 (5° — 30°N , 120°E — 175°W); 东北区 (5° — 30°N , 170° — 90°W); 北区 (35° — 50°N , 145°E — 125°W), 分别求出各海区平均海温逐年变化的标准化序列 (即海温减去平均值再除以标准差), 并分别记为 SST_1 , SST_2 , SST_3 及 SST_4 , 其与华北较严重干旱年份的对应值分别列在表 6 对应列中。从表 6 可见, 在较严重干旱的 11 年, 同期北太平洋海温出现偏暖的频率为 0.57, 其中又以赤道东太平洋区和北区出现频率较高 ($7/11=0.64$)。值得注意的是, 在华北较干旱年中, 海温异常偏暖 (其标准化值大于 1.0) 在四个海区出现 9 次, 而海温异常偏冷 (其标准化值小于 -1.0) 仅出现 5 次, 且偏暖异常的强度 (平均值为 1.73) 比偏冷异常强度 (平均值为 -1.45) 要强。偏暖主要表现的海区是赤道东太平洋地区。可见, 北太平洋海温的偏暖与华北地区较严重干旱现象的出现是有密切关系的。而且, 严重干旱年份大多与所谓的厄尔尼诺年份相一致, 例如 1957、1965、1972 和 1983 年。而其中 1972 和 1983 年是厄尔尼诺现象表现较强的年份, 它们又对应于华北地区连续三年的干旱严重时期。有些严重干旱年份, 如 1980 年, 虽然不是厄尔尼诺年, 但在这一年中西北海区出现异常偏暖的现象。这一海域是西太平洋副热带高压夏季主要控制地区, 海温的异常偏暖, 使副热带高压强度和西伸位置达到近 35 年来的极大值, 从而使华北地区出现严重的干旱, 类似的可能原因也发生在 1952 年。

从干旱长期变化来看, 干旱程度有增强的趋势。表 7 给出每隔 5 年干旱现象长期变化情况。表中给出干旱状态 (4 与 5 级) 在各站中出现的次数, FR 列给出它们次数之和。从中可见, 进入 70 年代, 干旱现象有逐渐增加趋势。

表 7 不同时期干旱现象

年 代	IN	GR	4	5	FR
1951—1955	-0.18	0.48	12	3	15
1956—1960	0.22	-0.91	8	1	9
1961—1965	-0.17	0.76	6	6	12
1966—1970	0.08	-0.22	4	5	9
1971—1975	-0.17	0.67	5	7	12
1976—1980	0.08	-0.17	7	4	11
1981—1985	-0.17	0.51	12	1	13

从干旱指数及级别的第 1 时间分量 5 年平均值 (见表 7 中 IN 及 GR 列) 变化来看, 似乎干旱程度 (负值的绝对值) 并不增加, 但干旱的对立事件, 即涝的程度是明显下降的。因而干旱严重程度实际是增加的。

值得注意的是, 在干旱长期变化中有 10 年左右的旱涝变化周期的表现, 即五年旱、涝变化规律 (见表 7), 这种规律性似乎对于干旱长期变化的估计提供了一个客观的依据。

五、 结 论

- 1、华北干旱现象有两到三年的周期变化, 干旱持续两、三年的现象表现较为频繁。
- 2、华北干旱现象与北太平洋地区, 特别是赤道东太平洋地区的海温偏暖现象有着密切联系。其次与西北海域的海温偏暖及副热带高压加强亦有关。
- 3、华北干旱现象的长期变化趋势分析表明干旱有严重化的趋势。同时又有 10 年左右的长周期变化。

参 考 文 献

- (1) 中央气象局等, 中国近五百年旱涝分布图集, 332, 地图出版社, 1980.
- (2) 徐尔灏, 论年雨量之常态性, 气象学报, **21**, 17-34, 1950.
- (3) Arkin, P.A., The global climate for December 1988-February 1989: Cold episode in the tropical Pacific. *J.Climate*, **7**, 737-757, 1980.
- (4) Ropelewski, C.F., J.E.Janowiak and M.S.Halpert, The analysis and display of real time surface climate data, *Mon.Wea.Rev.*, **113**, 1101-1106, 1985.
- (5) 黄嘉佑, 准两年周期振荡在我国降水中的表现, 大气科学, **12**, 267-273, 1988.
- (6) Barring, L., Regionalization of daily rainfall in Kenya by means of common factor analysis, *J.Climate*, **8**, 371-389, 1988.
- (7) 李麦村, 黄嘉佑, 海温准两年和准三年振荡的随机气候模型, 气象学报, **42**, 168-176, 1984.

AN ANALYSIS FOR SUMMER DROUGHT PHENOMENA IN NORTH CHINA BY USING PROBABILITY INDEX

Huang Jiayou

(Department of Deopysics, Peking University, Beijing 100871)

Abstract

By using the data of summer (June-August) amount of precipitation during the period of 1951-1985 in eight stations in North China, the drought index (DI) based on the probability of Gamma distribution for the precipitation is established. The drought grade (DG) is classified by the index and the drought phenomena in North China are identified by means of them. The results show that the identification method is more reasonable to represent the real climate and has more advantages than the traditional one. Main temporal and spatial characteristics for the series of DI and DG in North China are extracted.