

纪念么枕生先生从事气象事业60周年暨90华诞专辑

气候学研究

——气候与环境

南京大学大气科学系 编



气象出版社

纪念么枕生先生从事气象事业 60 周年暨 90 华诞专辑

气候学研究

——气候与环境

Climatological Studies

5

南京大学大气科学系 编

Edited by Department of Atmospheric Sciences, Nanjing University

气象出版社

内 容 简 介

本书是《气候学研究》论文集的第五辑,是为纪念么枕生先生从事气象事业 60 周年暨 90 华诞而出版的专辑。内容包括:气候数值模拟;统计气候;气候与环境变化等。

本书可供天气气候、地理、地质、环境、农业及其它科学领域中的研究与业务人员参考,也可供高等院校有关专业的师生阅读。

图书在版编目(CIP)数据

气候学研究:气候与环境/南京大学大气科学系编. —北京:
气象出版社, 1998. 10
ISBN 7-5029-2603-8

I. 气… II. 南… III. ①气候学-研究-文集②气候-关系-
环境-文集 IV. P46-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字(98)第 26450 号

气候学研究——气候与环境

南京大学大气科学系 编

责任编辑:顾仁俭 终审:纪乃晋 周诗健

封面设计:林雨晨 责任技编:谷 青 责任校对:江 文

气象出版社 出版

(北京市海淀区白石桥路 46 号 邮政编码:100081)

北京昌平环球印刷厂印刷

新华书店总店北京发行所发行 全国各地新华书店经销
开本:787×1092 1/16 印张:14.75 字数:378千字

1998年10月第1版 1998年10月第1次印刷

印数 1~1000 定价:25.00元

序 言

么枕生教授是我国著名的气候学家、气象界的老前辈、中国气象学会荣誉理事。

么枕生教授 1910 年 10 月 20 日生于河北省丰润县,幼年随父母迁居于滦南县倭城镇,经营铸铁生意。虽上学校晚,但成绩优异。1926~1932 年先后就读于滦县中学(初中)、河北省第十七中学(高中)。1936 年清华大学毕业后考入前中央研究院气象研究所任助理研究员,做过高空观测和天气预报等工作。1941 年夏去西北农学院任气象学副教授。这是么先生人生事业中的最大转折:从天气学方向转入气候学方向。抗日战争胜利后,么先生返东北大学任教授兼东北地区气象台站接收委员;1948 年又任浙江大学教授,这一时期主要讲气象学和气候学基础课程。1952 年院系调整时到南京大学气象系,创立气候专业,任气候教研室主任,研究统计气候学。这是么先生人生事业中的第二次大转折:从一般气候学到统计气候学。在“三反”、“五反”和知识分子思想改造运动中,么先生出于对共产党的拥护和社会主义的热爱向党交心,写了许多关于思想改造的材料。不幸的是这些材料在文化大革命一开始就被抛出来,作为批斗他的资产阶级反动学术权威的炮弹,被审查长达 6 年之久。在审查中他一方面写交代材料,参加劳动,一方面仍不忘科技兴国,在劳动外的时间阅读科技文献,钻研统计气候学。因此文化大革命一结束,么先生就在国内外有影响的气象刊物上连续发表多篇论文。文化大革命后通过不断的落实党的知识分子政策,么先生获得了较好的教学和科研条件,为祖国的气象事业培养了多名硕士生和博士生等高级研究人才,并被南京气象学院和南京空军气象学院聘为名誉教授和兼职教授。1990 年么先生退休后仍潜心于科学研究,撰写论文,出版著作。

么先生一贯提倡廉洁,一身正气。在任东北地区气象台站接收委员期间,有一笔修复气象台站的费用,由于当时在沈阳和北京以法币兑换东北地区流通券存在很大差价,么先生不顾危险先是将法币汇到北京气象台在北京兑换,然后再带回沈阳,因而多兑换了 30 万元东北流通券,他完全有机会将多出的 30 万元占为己有,但是他全部分给了各台站人员。在学术上也是如此。他认为论文、著作都是作者辛勤研究劳动所得,要写好不容易,尤其是具有突破性之作,古今举世不多,因此他竭力倡导学术廉洁,尊重知识和知识产权,从不在自己没有参加工作或指导的论文上签署自己的名字。

60 多年来,么先生致力于祖国的气象事业,成绩卓著,著述甚多,治学严谨,学识渊博,桃李满天下,在国内外享有盛誉。著有《农业气象原理》、《气候学原理》、《气候统计》、《气候统计基础》,主编《西北黄土高原小气候》和参加编写《气候统计原理与方法》,在国内外学术刊物上发表论文 50 余篇,在天气气候、气候变化和气候数值化方面有杰出贡献。

早在 20 世纪 30 年代末期,么先生首先将挪威学派天气模式应用于业务,并在研究长江流域梅雨时指出:梅雨是静止锋的产物,两湖盆地是气旋波生成区。他还根据天气实践指出,孟加拉湾风暴和冬季印度低气压或西南槽可以进入中国。大量事实和研究证明了这些结论的正确性。

在统计气候学方面他发展了逐步回归理论,首次提出用偏相关计算正交回归,证明了偏相关的 t 检验等于正交回归的 F 检验,简化了逐步回归的计算。他用 t 检验确定自回归模式的阶数,简单证明了自回归模式的最后一个自回归系数就是偏相关系数,因而简化了确定自回归模式阶数的方法。

Klein(1986)曾认为:用多重相关筛选只能向前选进,而不能向后剔出。么先生则提出了一个多重相关筛选的统计量,可以向前选进,亦可向后剔出,其计算结果和一般计算量很大的逐步回归完全一致。

一年以上的气候预报,难度很大,因为逐年平均值间的自相关系数很小,年平均值的时间序列几近于白噪声,所以用年平均值建立自回归模式是不可能的。么先生在研究旱涝变化规律后,发现旱涝游程长度间的自相关性相当大,第一次提出建立游程自回归模式用于一年以上的气候预报。

在气候变率,特别是具有抽样理论的标准序列变率、旱涝变化、旱涝(冷/暖)转折周期、干湿气候循环等方面,么先生均有所创见。他提出了周期与循环周期的严格检验方法;发展了气候循环事件的统计理论;推导出干湿气候循环的概率、平均长度和方差,为研究气候变迁、旱涝分析与预报作出了贡献。

杨鉴初(1951)指出转折点是长期预报的关键,Baur(1972)利用前一季的游程做下一季度的预报。么先生所提出的游程转折点是把他们二人的概念相结合并使之数值化,且用卷积推导出转折周期和转折点。

么先生认为谱分析技术只适用于气候对比分析,不适用于气候预报。现在却流行用准周期外推叠加的方法去做长期预报。他曾强调指出,准周期是组成周期的叠加周期。由于纪录长短不同,组成周期不同,其叠加周期(即准周期)就不一样,用以往的准周期去预报未来的准周期未必能成功。他还证明了功率谱和自回归谱由于组成周期的变换方法基本不同,是两个构造不同的谱,两者虽然近似,但自回归谱的辨别力不仅高,而且避免了功率谱的许多缺点。自回归模式的各个显著性回归系数就代表自回归谱的组成周期。因此,自回归模式不但可应用于气候预报,而且可用于气候对比分析。

马尔科夫链只能代表一阶自回归过程。么先生第一次考虑历史演变去划分各个状态,从而改进了马尔科夫链的计算方法,并计算了马尔科夫链中的大数定理。应用马尔科夫链计算历史气候中旱/涝游程的结果表明,旱涝游程具有较大的自相关性。这不仅把转折点数值化了,而且使这个理论在分析与预报晴、雨、旱、涝及其持续和转换上,具有重要应用价值。

么先生在统计气候、动力气候以及气候的形成与变化诸方面具有真知灼见。1952年在国内首创气候专业,招收本科生,继而培养硕士和博士研究生。凡受业者深感么师演绎归纳,教导有方,概念清晰,启发性强,言简意赅,趣味无穷,诚所谓“沐浴教泽,如坐春风”,受益匪浅。他一方面,为祖国气候事业积极培养人才;另一方面,努力倡导、建立和发展新兴学科,开辟新的研究领域。1956年亲自领导黄土高原小气候考察,1958年首倡动力气候学并强调气候数值化。如今虽年近九旬,仍精神矍铄,自学不息,并积极倡导“天、地、生”气候学。最近么先生于1994与1997年突破了国际上长期久悬难以解决的气候数值分类问题。传统的聚类分析是常用的重要数值分类方法,但缺乏显著性检验。他首次提出具有显著性检验的聚类分析,称为聚类统计检验分析,解决了国际上多元统计理论几十年来没有解决的数值分类问题。这个数值分类技术区分有均匀聚类与中心聚类,前者可应用于大范围数值分类如气候数值分类,后者可应用于小范围数值分类以及试验研究中的数值分类。

么先生更在纪念他90华诞的这本论文集集中提出三篇论文,实属难能可贵,中外罕见的高龄之作。他的第一篇论文是“载荷相关模式用于气候分类与天气气候描述”。这个统计模式的气候数值分类结果不但和中心聚类完全一致,而且还可以鉴定出各个气候型内不同的天气气候特征。这篇论文已被国际一流刊物《Theoretical and Applied Climatology》录用。他的第二篇

论文“主分量正交变换分析与气候应用(Ⅱ)”是根据线性代数评论了国际上广为应用多年的经验正交函数(EOF),并且指出载荷相关模式(矩阵)就是具有显著性检验的 EOF。如果应用载荷相关矩阵代替 EOF,就一定会在天气气候分型方面得出更有价值的结果。他的第三篇论文“序列统计与气候应用的统计理论”是总结了她的旧作与新作所命名的序列统计,提出能反映自然环境的气候数值分类。

为了学习么枕生教授的治学精神,纪念他 90 华诞,特选编这本专辑《气候学研究——环境与气候》。

纪念么枕生教授 90 诞辰专辑编辑委员会
1998 年 5 月于南京大学大气科学系

目 录

序言

1. 载荷相关模式用于气候分类与天气气候描述 么辰生(1)
2. 序列统计与气候应用的统计理论 么辰生(10)
3. 主分量正交变换分析与气候应用(Ⅰ) 么辰生(21)
4. 青藏高原冬季冷暖分布型与后期我国东部降水进程的关系 朱乾根、盛春岩(32)
5. 灾变预测方法及其应用 项静恬、赵振国、陈国珍(37)
6. 自忆数值模式——原理与应用 曹鸿兴(45)
7. 论大气中的二阶涡度波(一) 徐大海(49)
8. 论大气中的二阶涡度波(二)——有关西南低涡成因的一次数值试验 徐大海、朱 蓉(57)
9. 人类影响气溶胶和云的气候效应 叶家东、范蓓芬(66)
10. 长江中下游地区主要雨季严重旱涝特征诊断研究 孙安健、高 波(73)
11. 青藏高原北部的地表辐射收支特征 李国良(80)
12. 大涡模拟技术与大气边界层研究 蒋维楫、吴 润、王雪梅(88)
13. 热带季节雨林的气候效应 张克映(94)
14. 气候变暖对林木分布和生产可能影响的分析 周子康(102)
15. 气象学界“Front”中译名的统一小史 王鹏飞(106)
16. 四川盆地气候杂谈 王钟山(109)
17. 卡尔曼滤波在气象业务预报系统中的应用 王玉玺(113)
18. 多维时间序列预报方法在长江三峡大江截流水文气象预报中的应用
..... 周家斌、张海福、杨桂英(119)
19. 结构分析在成都地区旱涝预测中的应用 李 超等(122)
20. 近 100 年来青岛气温变化趋势分析 王彬华、胡基福、侯建伟(129)
21. 西安地区旱涝气候的长期变化 李兆元等(136)
22. El Nino 冬季热带异常加热对中纬度大气环流的直接影响 彭沛焘(140)
23. 匀变网格及其在区域气候模式中的应用 钱建华(146)
24. 基于 BP-CCA 的 ENSO 海区海温季节预报试验 江志红、丁裕国(163)
25. 气候环境在石器文化中的影响 吴宝鲁、陆 巍(171)
26. 二氧化碳加倍后土壤湿度变化的数值研究 陈 明、符淙斌(177)
27. 热带海气耦合扰动的尺度特征 沈新勇、倪允琪(182)
28. 长江中下游汛期异常旱涝 500hPa 低阶流场特征 李永康、陆菊中、马开玉(188)
29. 苏南地区土地利用状况变化对区域气候环境的可能影响 张耀存、傅小锋(194)
30. 气象条件对降水酸度影响研究 周述学等(199)
31. TKE 闭合方法在中尺度模式中的应用 唐有华、苗曼倩(204)
32. 影响华东的热带气旋短期气候趋势的可预报性分析 雷小途(212)
33. 陕西省 1997 年典型高温干旱天气气候分析 李宝侠等(218)
34. 全球气候变化对中国森林分布和生产力的可能影响 徐德应(221)

CONTENTS

Preface

1. A Loading Correlation Model for Climatic Classification with Climatic Descriptions in Synoptic Climatology Yao Chen-sheng(1)
2. Statistical Theory and Climatic Application of Sequence Statistics Yao Chen-Sheng(10)
3. Principal Component Orthogonal Transformations and Climatic Application(I) Yao Chen-Sheng(21)
4. The Relationship Between Tibetan Plateau Winter Warm Cold Pattern and the March of Later Precipitation in the East of China Zhu Qiangen, Sheng Chunyan (32)
5. Change Point Forecast and Its Applications Xiang Jingtian, Zhao Zhengguo, Chen Guozhen(37)
6. Self Memorial Numerical Model; Theory and Application Cao Hongxing(45)
7. On the Secondary Order Vortex Wave in the Atmosphere(1) Xu Dahai(49)
8. On the Secondary Order Vortex Wave in the Atmosphere(2)— A Numerical Simulation of the Lee Vortex of the Tibetan Plateau—A Study of the Cause of Its Formulation Xu Dahai, Zhu Rong(57)
9. Climate Effects of Human Impacts on Aerosols and Clouds Ye Jiadong, Fan Beifen(66)
10. Diagnostic Study of Serious Drought and Flood During Main and Lower Reaches of the Yangtze River Sun Anjian, Gao Bo(73)
11. Characteristics of Surface Radiation Budget over the Northern Qinghai-Xizang Plateau Ji Guoliang(80)
12. Large Eddy Simulation and the Study of Atmospheric Boundary Layer Jiang Weimei, Wu Jian, Wang Xuemei(88)
13. Climatic Effects of Tropical Seasonal Rainforest Zhang Keying(94)
14. Possible Influence of Climate Warming on the Distribution and Production of Forest Zhou Zikang(102)
15. The Unification History of the Chinese Translation of “Front” in Meteorology Wang Pengfei(106)
16. A Talk about the Climate of Sichuan Basin Wang Zhongshan(109)
17. Application of KALMAN Filter in Meteorologic Professional Forecast System Wang Yuxi(113)
18. Application of Multi-Dimensional Time Series Prediction Technique in Hydrometeorology Prediction of Yangtze River Valley Truncation Zhou Jiabin, Zhang Haifu, Yang Guiying(119)
19. Application of Structure Analysis in Dryness and Wetness Prediction of Chengdu Region Li Chao et al(122)

20. The Trend Analysis of the Temperature Variation of Qingdao for the Last 100 Years
..... Wang Binhua, Hu Jifu, Hou Jianwei(129)
21. Long-Term Variation of Drought/Flood in Xi'an Area Li Zhaoyuan et al(136)
22. Direct Effect of El Nino Winter Tropical Anomalous Heat on Middle Latitude
Atmosphere Circulation Peng Peitao(140)
23. Equal Diversification Grid and Its Application in Regional Climate Model
..... Qian Jianhua(146)
24. Seasonal Prediction Experiment of ENSO Sea Area Sea Temperature According to
BP-CCA Jiang Zhihong, Ding Yuguo(163)
25. The Effects of Climate Environment in Carboniferous Culture
..... Wu Baolu, Lu Wei(171)
26. Numerical Simulation of Soil Moisture Change Under Double CO₂ Condition in East
China Chen Ming, Fu Congbin(177)
27. On the Characteristic Scales of Air-Sea Coupled Disturbances in the Tropics
..... Shen Xinyong, Ni Yunqi(182)
28. Characteristics of Flow Field on 500hPa During the Unusual Drought/Flood of Rainy
Season in the Middle and Lower Reaches of Yangtze River Valley
..... Li Yongkang, Lu Juzhong, Ma Kaiyu(188)
29. The Possible Effects of Landuse Condition Changes on the Regional Climate
Environment in the Southern Part of Jiangsu Province
..... Zhang Yaocun, Fu Xiaofeng(194)
30. Study on the Effect of Meteorological Conditions on the Acidity of Precipitation
..... Zhou Shuxue et al(199)
31. The Application of TKE Closure Scheme on Mesoscale Model
..... Tang Youhua, Miao Manqian(204)
32. The Long-Range Predictability Analysis of Tropical Cyclone Affecting East China
..... Lei Xiaotu(212)
33. Analyses of Shaanxi Special High Temperature and Arid Synoptic Climate in 1997
..... Li Baoxia et al(218)
34. Possible Effects of Global Climate Change on China Forest Distribution and Productivity
..... Xu Deying(221)

载荷相关模式用于 气候分类与天气气候描述

么辰生

(南京大学大气科学系)

提 要

我们应用某一主分量和所有原变量间相关系数所组成的载荷相关模式去作气候数值分类与天气气候描述。这个统计模式成立的判据就是所有第1载荷相关都是显著正的。用模式所划分的某一气候型就包括所入选模式中的台站。在这个统计模式中,那些第1显著正载荷相关应鉴定为决定气候型的平均盛行大气环流,其他显著正(负)载荷相关应鉴定为可作为天气气候描述根据的其他平均大气环流特征。

一、引 论

气候分类问题是气候学中的最重要问题。在很长的历史时代内,已经用各种方法与技术提出许多分类方案。作者于1959年曾把气候分类的各种方案详细概述过,但是数值分类方法只于最近在国际上由作者(1997)提出的。在另一方面 Barry 与 Perry(1973)曾概述过:许多作者认为应用主分量分析与 EOF 的前3或2个主分量或特征向量就可分辨环流型,但这仍是国际上在这个方向上几十年来未能解决的数值分类问题。作者(1997)为了提供这个主分量与特征向量方向的气候数值分类方法,曾提出一个载荷相关模式。某一主分量和所有原变量间的相关系数称为原变量在这一主分量上的载荷,现称为载荷相关。在载荷相关模式中第1载荷相关可以划分气候型,并且其他显著性载荷相关可用于解释或鉴定所有环流特征性,包括环流型与其他环流特征(气旋、反气旋,锋生与锋消作用)。

统计模式基本上分为两种,即确定性统计模式与随机性统计模式。我们的载荷相关模式就是确定性统计模式,用于数值分类与分析。这个模式就是 EOF 另加两个参数 λ_j 与 s_k ($j, k = 1, 2, \dots, p$)。我们把 λ_j 与 s_k 称为两个参数,因为 s_k 与 λ_j 的变化就会影响 EOF 的计算值。但是,这里没有模式参数的估计问题,因为这两个参数是 EOF 计算程序中已有的计算值。

这个统计模式的建立是作者认为主分量可作为聚类中心开始的。用这个统计模式所求得的气候数值分类结果正好和作者1997年用中心聚类方法所求得的结果完全一样,因而我们可以说:如果认为用中心聚类方法所求得气候数值分类结果是事实,那么这个统计模式就能够拟合于事实,即这里没有模式鉴定与检验问题。

这个以主分量正交变换为基础的统计模式可以认为是发展了主分量分析,也改正了 EOF。这个统计模式不只在数值分类上为气候分类与天气气候描述提供一个方法,也为其他有实验数据的科学提供一个数值分型与分析方法。

二、统计学基础

这个统计模式的处理是根据下列正交变换对为基础的。根据原变量 $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$ 与主分量 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_p)'$ 可把正交变换对写为

$$Y = V'X \quad (1)$$

$$X = VY \quad (2)$$

(2)式与(1)式更可写为

$$X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{p1} & x_{p2} & \cdots & x_{pn} \end{pmatrix} \quad (3)$$

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_{11} & y_{12} & \cdots & y_{1n} \\ y_{21} & y_{22} & \cdots & y_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ y_{p1} & y_{p2} & \cdots & y_{pn} \end{pmatrix} \quad (4)$$

与

$$V = (V_1, V_2, \dots, V_p) = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} & \cdots & v_{1p} \\ v_{21} & v_{22} & \cdots & v_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ v_{p1} & v_{p2} & \cdots & v_{pp} \end{pmatrix} \quad (5)$$

后者就是 $(p \times p)$ 正交矩阵。

利用正交矩阵(5)、(1)与(2)式可以彼此相互变换,因而(1)式与(2)式的处理称为主分量的正交变换。(1)式用于把原变量变换为主分量,但为了适应模拟反变换,在(2)式的基础上另有规定。

主分量或变换变量 $Y_j (j = 1, 2, \dots, p)$ 用下式计算:

$$Y_j = V_j'X \quad (6)$$

或

$$Y_j = v_{1j}X_1 + v_{2j}X_2 + \cdots + v_{pj}X_p \quad (7)$$

这里 $v_{ij} (1 \leq i, j \leq p)$ 是正交矩阵(5)中的元素。特征向量 V_j 是用下列要求去确定。各 Y_j 的方差连续成为最大,但受正交性 $\sum_{i=1}^p v_{ij}^2 = 1$ 的约束。在主分量分析中用这样方式求得的 $Y_j (j = 1, 2, \dots, p)$ 就称为数据系统的主分量,各个主分量彼此并不相干。现在我们假设在具有某种多维分布的 p 个随机变数上共有 n 个观测值,则 Y_j 的元素为

$$y_{jt} = v_{1j}x_{1t} + v_{2j}x_{2t} + \cdots + v_{pj}x_{pt} \quad (j = 1, 2, \dots, p; t = 1, 2, \dots, n) \quad (8)$$

其中 x_{jt} 是 X 的元素。

为了模拟方便,作者(1997)在(2)式的基础上提出正交分解的分量矩阵为

$$X^{(j)} = V_j Y_j \quad (9)$$

原变量矩阵 X 应用各个分量矩阵,可以叠加如下:

$$X = X^{(1)} + X^{(2)} + \dots + X^{(p)} \quad (10)$$

即

$$X = V_1 Y_1 + V_2 Y_2 + \dots + V_p Y_p = (V_1, V_2, \dots, V_p) \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_p \end{pmatrix} = X$$

作者应用 n (足够大) 个中心化变量的数据序列求得

$$\frac{1}{n} X^{(j)} X^{(j)'} = \frac{1}{n} V_j Y_j Y_j' V_j' = V_j \lambda_j V_j' = \lambda_j$$

或

$$\text{var} X^{(j)} = \text{var} Y_j = \lambda_j \quad (j = 1, 2, \dots, p) \quad (11)$$

(11)式就是这个统计模式的基础特征。因为根据(9)式 $X^{(1)}, X^{(2)}, \dots, X^{(p)}$ 为独立的分量矩阵, 所以我们得出

$$\begin{aligned} \text{var} X &= \text{var} X^{(1)} + \text{var} X^{(2)} + \dots + \text{var} X^{(p)} \\ &= \text{var} Y_1 + \text{var} Y_2 + \dots + \text{var} Y_p \\ &= \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p \end{aligned} \quad (12)$$

我们知道 X 的总方差 ($\sum X_j$) 就等于 $\sum \lambda_j$, 所以方程式(11)必然成立, 即 $\text{var} X^{(j)} = \text{var} Y_j$, 虽然 $\text{var} X_j \neq \text{var} Y_j$ 。

$X^{(j)}$ 的总方差为

$$\text{var} X^{(j)} = \text{var} X_1^{(j)} + \text{var} X_2^{(j)} + \dots + \text{var} X_p^{(j)} \quad (13)$$

因此, 根据(12)与(13)式可求得

$$\frac{\text{var} X^{(1)}}{\text{var} X} + \frac{\text{var} X^{(2)}}{\text{var} X} + \dots + \frac{\text{var} X^{(p)}}{\text{var} X} = 1 \quad (14)$$

与

$$\frac{1}{\text{var} X} \left(\sum_{k=1}^p \text{var} X_k^{(1)} + \sum_{k=1}^p \text{var} X_k^{(2)} + \dots + \sum_{k=1}^p \text{var} X_k^{(p)} \right) = 1 \quad (15)$$

(14)式指出在一个载荷相关模式中相应于各个主分量的环流型或环流特征的概率为1。(15)式更可以指出这些环流特征性出现在那些台站上。因此, (14)与(15)式是这个统计模式的重要特性, 可用于鉴定模式中的显著性载荷相关。

现在我们更可计算每个变量的分量矩阵

$$X_k^{(j)} = v_{kj} Y_j \quad (16)$$

以便任何原变量 $X_k (k = 1, 2, \dots, p)$ 可以分解且叠加为

$$X_k = X_k^{(1)} + X_k^{(2)} + \dots + X_k^{(p)} \quad (17)$$

应用(16)式可求得

$$\text{var} X_k^{(j)} = \lambda_j v_{kj}^2 \quad (18)$$

根据(18)式, (13)式可以化为下列形式:

$$\text{var} X^{(j)} = \lambda_j v_{1j}^2 + \lambda_j v_{2j}^2 + \dots + \lambda_j v_{pj}^2 = \lambda_j (v_{1j}^2 + v_{2j}^2 + \dots + v_{pj}^2) = \lambda_j \quad (19)$$

因此, 公式(18)必然成立。(18)式将用于证明载荷相关模式的另一特性。

三、载荷相关模式

我们模拟气候型时首先要寻求一些相似原变量的聚类中心。某一主分量和所有原变量间的显著正载荷相关就是所有原变量在某一程度上彼此相似的适宜量数。这个主分量现在就是聚类中心或相关中心。

现在我们把原变量的标准差 s_k ($k = 1, 2, \dots, p$) 的下标 k 看成一个变量, 即 $k = 1, 2, \dots, p$, 使其对应于 X_1, X_2, \dots, X_p 。于是, k 个原变量各和第 j 个主分量 Y_j 间的相关如下(参见 Norrison, 1983):

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} r_{1j} \\ r_{2j} \\ \vdots \\ r_{pj} \end{pmatrix} &= \frac{1}{n \sqrt{\lambda_j s_k}} \sum X y_{\mu} = \frac{1}{n \sqrt{\lambda_j s_k}} \sum_{i=1}^n X(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi}) \begin{pmatrix} v_{1j} \\ v_{2j} \\ \vdots \\ v_{pj} \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{n \sqrt{\lambda_j s_k}} \sum_{i=1}^n X X' V_j = \frac{1}{\sqrt{\lambda_j s_k}} S V_j \\ &= \frac{1}{\sqrt{\lambda_j s_k}} \lambda_j V_j = \begin{pmatrix} \sqrt{\lambda_j} v_{1j}/s_1 \\ \sqrt{\lambda_j} v_{2j}/s_2 \\ \vdots \\ \sqrt{\lambda_j} v_{pj}/s_p \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (20)$$

这里是用特征方程式代换的。把(20)式扩展以后, 就可求得下面的载荷相关模式:

$$\begin{array}{ccccccc} & Y_1 & Y_2 & \cdots & Y_p & & \\ X_1 & \sqrt{\lambda_1} v_{11}/s_1 & \sqrt{\lambda_2} v_{12}/s_1 & \cdots & \sqrt{\lambda_p} v_{1p}/s_1 & & \\ X_2 & \sqrt{\lambda_1} v_{21}/s_2 & \sqrt{\lambda_2} v_{22}/s_2 & \cdots & \sqrt{\lambda_p} v_{2p}/s_2 & & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \\ X_p & \sqrt{\lambda_1} v_{p1}/s_p & \sqrt{\lambda_2} v_{p2}/s_p & \cdots & \sqrt{\lambda_p} v_{pp}/s_p & & \end{array} \quad (21)$$

这个统计模式就恰好是另加两个参数 $\sqrt{\lambda_j}$ 和 s_k 的 EOF。

为了推导模式(21)的另一特性[参见施能, 1995] $\sum_{j=1}^p r_{kj}^2 = 1$, 根据(17)式可写出

$$\text{var}X_k = \text{var}X_k^{(1)} + \text{var}X_k^{(2)} + \cdots + \text{var}X_k^{(p)} \quad (22)$$

于是, 根据(18)式可把(22)式改变为下列形式:

$$\text{var}X_k = \lambda_1 v_{k1}^2 + \lambda_2 v_{k2}^2 + \cdots + \lambda_p v_{kp}^2 \quad (23)$$

设置 $k = 1, 2, \dots, p$ 后, 则这载荷相关模式的另一重要特性求得为

$$\begin{aligned} \lambda_1 v_{11}^2/s_1^2 + \lambda_2 v_{12}^2/s_1^2 + \cdots + \lambda_p v_{1p}^2/s_1^2 &= 1 \\ \lambda_1 v_{21}^2/s_2^2 + \lambda_2 v_{22}^2/s_2^2 + \cdots + \lambda_p v_{2p}^2/s_2^2 &= 1 \\ \vdots & \vdots \\ \lambda_1 v_{p1}^2/s_p^2 + \lambda_2 v_{p2}^2/s_p^2 + \cdots + \lambda_p v_{pp}^2/s_p^2 &= 1 \end{aligned} \quad (24)$$

(24)式就可以校验拟合气候型的载荷相关模式。这些关系指出在某一台站上除第1载荷相关是显著正相关外,更可能有第2或其他载荷相关是显著的。

此外,我们应用(22)式可求得

$$\frac{\text{var}X_k^{(1)}}{\text{var}X_k} + \frac{\text{var}X_k^{(2)}}{\text{var}X_k} + \cdots + \frac{\text{var}X_k^{(p)}}{\text{var}X_k} = 1 \quad (25)$$

(24)和(25)式是彼此对应的。

四、模式的注意事项

关于模拟气候分类与天气气候描述的系统过程总结如下:(1)模拟气候型的判据为所有第1载荷相关都是显著正的,并且借助于各原变量的分解,这些相关可以鉴定为平均大气环流型,其他显著的相关可鉴定为平均不很盛行或稀有的环流特征。(2)相应于气候型的第1特征值和其他特征值相比是最大的。(3)根据模拟求得的气候型包括选入模式中所有的站点。换句话说,一个统计模式(21)式可以提供一个具有天气气候描述的气候数值分类。因此,这里首先要求的是载荷相关的显著性检验。

为了决定一定模式能否模拟出一个气候型,我们必须指出如何检验模式中有关载荷相关的一个简单假设。因为原变量 X_k 是由长期年平均值所组成而且有正态分布的随机变数,并且变换变数 Y_j 也是正态分布的,于是仅仅应用标准误差方法就可以对 ρ_{kj} 作出推断。根据大样本方差[参见 Morrison(1983)与么枕生(1984)提供的证明], r_{kj} 的方差为

$$\text{var}r_{kj} = \frac{1}{n}(1 - \rho_{kj}^2)^2 \quad (26)$$

这样,模式中载荷相关的标准误差可计算为

$$s_{r_{kj}} = \sqrt{\frac{(1 - r_{kj}^2)^2}{n}} \quad (27)$$

现在我们就提出一个载荷相关的检验方法用作下面示例中的判定法则。假设载荷相关等于 0.3399,且用 0.05 显著性水平的单侧检验时,就求得

$$\sqrt{\frac{(1 - 0.3399^2)^2}{26}} = 0.1735$$

其中 $n = 26$ 。因为

$$\frac{0.3399 - 0}{0.1735} = 1.9591 < 1.96$$

所以零假设必须接受。这就是说,在我们考虑的模式中载荷相关 0.3399 并不显著,然而载荷相关 0.34 恰恰是显著的。因此, $|r_{kj}| \geq 0.34$ 将用为显著性检验的一个判据。因为我们按照 t 检验可以发现

$$0.34 > \frac{1.711}{\sqrt{1.711^2 + 24}} = 0.33$$

所以我们的结论是在拟合这个统计模式的问题中,应用标准误差的显著性检验方法由于不用统计表,是较为简单而可靠的方法。

在假设检验以前,我们在模式中应首先注意的就是选入气候型中的所有站点必须包括于相关矩阵的同一高相关中心范围之内,因为这样我们才可能把所有站点选入这个拟合气候型

的统计模式中。此外,因为第1主分量 Y_1 的方差是各个主分量中成为最大的,所有站点的数据必须相似于这个主分量,即把所有站点选入这个统计模式时,必须把 Y_1 看作是聚类中心。因此,模拟一个气候型的唯一条件就是所有第1载荷相关都是显著正的。

例如,我们假设在各个站点 X_1, X_2, X_3 与 X_4 的数据序列间相关系数都接近于1,且各个站点数据序列的方差为1。于是,按照(24)式,模式(21)具有下列形式:

$$\begin{array}{cccc}
 & Y_1 & Y_2 & Y_3 & Y_4 \\
 \lambda_1 & 4 & 0 & 0 & 0 \\
 X_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
 X_2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
 X_3 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
 X_4 & 1 & 0 & 0 & 0
 \end{array} \quad (28)$$

在模式(28)中,第1主分量的方差为4(即所有原变量的总方差),其他主分量的方差都为零,这就指出所有原变量彼此最为相似。所有第1载荷相关必须鉴定为绝对盛行的大气环流型,其他环流特征绝对没有。在这个包括站点 X_1, X_2, X_3 与 X_4 的气候型内气候情况必然最为简单,以致仅有同一大气环流型盛行于全年。

实际上,代表一个气候型的模式特征就是所有第1载荷相关都是显著正的,而按照(24)式其他载荷相关的绝对值一般很小,仅仅由于局地情况一些其他载荷相关仍是足够大的。此外,由于不同原变量的方差不同,相关(协方差)矩阵因不同情况是不同的,所以特征值在不同情况下是不同的(如下面所举实例所示),虽然其总方差不变。

我们在下面所举的气候数值分类实例中,明显看出所有显著正的第1载荷相关可鉴定为平均大气环流型,因为气候型的生态学分类是根据适当的平均环流型划分的。如果 Y_1 可以作为划分气候型的聚类中心,则其他主分量 Y_2, Y_3, \dots, Y_p 必然可用作相关中心去计算这个统计模式。这就是因为根据(24)与(25)式 $\lambda_j v_{kj}^2/s_k^2$ 和 $\frac{\text{var}X_k^{(j)}}{\text{var}X_k}$ 是对应的。其他载荷相关如能显著就能鉴定为其他平均环流特征。例如,相应于台站 X_3 的第2载荷相关以及相应于台站 X_2 的第3载荷相关显著时,则 $X_3^{(2)}$ 与 $X_2^{(3)}$ 的方差必须相应各自很大。某一分解量很大的方差,只是某一环流特征影响的结果,否则必然形成模式(28)的结局。

现在鉴定统计模式中的显著载荷相关时,我们要强调环流特征和主分量间的符合性问题。这就是说在(10)式中把原变量矩阵分解为 p 个正交分解分量矩阵的问题就相当于从这个原变量矩阵中抽出 p 个主分量的问题[参见(12)式]。根据(14)、(11)与(12)式,分解原变量矩阵时,所谓符合性就是某一环流特征在相关中心 Y_j 下的概率 $\left(\frac{\text{var}X^{(j)}}{\text{var}X}\right)$ 必须符合于这一主分量 Y_j 的频率 $\left[\frac{\lambda_j}{\sum_j \lambda_j}\right]$ 。例如,在模式(28)中, $\lambda_1 = 4, \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$,因而根据(14)式在这里存在

一个环流型的概率 $\left(\frac{\text{var}X^{(1)}}{\text{var}X} = \frac{\text{var}X}{\text{var}X}\right)$ 只和第1主分量的频率 $\left[\frac{\lambda_1}{\sum_j \lambda_j} = \frac{\sum_j \lambda_j}{\sum_j \lambda_j}\right]$ 相符合。

在实际统计模式中,鉴定符合性的指导原则应为下列情况,即按照(6)式用某些环流特征去鉴定不同相关中心的载荷相关时,这些环流特征是独立的,但按照(16)式用某些环流特征去鉴定同一相关中心的一些显著性载荷相关时,这些环流特征是相关或相依的,如下面的实际模

拟所示。在实际工作中,任何环流特征和主分量 Y_j 间符合性都应根据这些环流特征的实际概率经验去估计,例如,有很频繁、频繁、稀有或很稀有的环流特征。

除第1载荷相关外,其余载荷相关都可以是正的或是负的。这些载荷相关的符号是确定记录系统的主分量手续时,已经形成的协方差(相关)矩阵的向量结构问题。现在的问题就是这些显著性载荷相关如何鉴定为不同环流特征。这个问题解答如下:因为主分量 Y_1, Y_2, \dots, Y_p 可以看作为相关中心,且规格化特征向量的元素就是方向余弦,所以正(负)显著性载荷相关必须鉴定为气旋(反气旋)环流型,这就是考虑到正(负)显著性载荷相关表示一个主分量和一原变量彼此更为相似(不相似),而且这个更为相似(不相似)和正(负)旋转角相结合的。

五、气候分类与天气气候描述的实际模拟

根据 X_1 (上海), X_2 (杭州), X_3 (安庆), X_4 (南昌), X_5 (南京), X_6 (蚌埠), X_7 (清江), X_8 (信阳) 与 X_9 (青岛) 1955~1980 年的雨量指数[年降水量(mm)/年平均温度($^{\circ}$ C)]间的方差与相关矩阵,提出一个包括华东台站 X_4, X_6, X_7, X_8 与 X_9 的模式如下:

	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	
λ_j	841.6796	366.3173	285.8215	118.1930	48.6286	
X_4	0.1944	0.9428	-0.2553	0.02257	-0.0873	
X_6	0.9007	0.09374	-0.1466	0.2000	0.3443	(29)
X_7	0.8279	-0.2363	0.0718	0.4531	-0.2197	
X_8	0.7355	-0.2828	-0.5407	-0.2855	-0.0719	
X_9	0.7518	0.1440	0.6000	-0.2316	-0.0201	

因为这里模拟一个气候型的判据没能满足,我们的结论是模式(29)不能拟合于华东的一个气候型。我们对于模式(29)应强调的一个基本论点就是其中所有台站未能包括于同一高相关中心范围之内。如果我们在模拟过程中选定台站 X_5 而不是 X_4 ,则因为台站 X_5 和其他台站一样都位于同一高相关中心范围之内,所求得的模式将很好成为华东的北方气候型如下所示:

	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	
λ_j	983.9702	293.0023	143.9755	78.9709	36.1969	
X_5	0.8506	-0.0272	-0.3855	-0.2364	0.2668	
X_6	0.9111	-0.0924	-0.1685	-0.2461	-0.2692	(30)
X_7	0.8535	-0.0025	-0.2890	0.4327	-0.0294	
X_8	0.7230	-0.5872	0.3602	0.0237	0.0483	
X_9	0.7236	0.6299	0.2811	-0.0073	0.0222	

在模式(30)中,台站 X_8 与 X_9 间相反的第2载荷相关如此显著,则这样的载荷相关必须鉴定为一个平均天气形势,即一个高压楔笼罩台站 X_8 ,同时就由于槽前的气旋生成作用一低压在台站 X_9 。在冬季偶尔会有槽、气旋甚或一个再生热带所旋(Yao, 1939)以概率 0.09373 经过台站 X_8 或以概率 0.05141 经过台站 X_7 , 朝向台站 X_9 附近的海洋一带前进。这两个概率值是应用鉴定的符合性 $\frac{\text{var}X^{(3)}}{\text{var}X} = \frac{\lambda_3}{\sum_j \lambda_j} = \frac{143.9755}{1536.1157}$ 与 $\frac{\text{var}X^{(4)}}{\text{var}X} = \frac{\lambda_4}{\sum_j \lambda_j} = \frac{78.9709}{1536.1157}$ 计算的。相应于台站 X_5 的载荷相关 -0.3855 应当按地位关系鉴定为东北方向进行气旋或涡的相反效应。最后,我们必须提到的就是根据(16)式台站 X_8 与 X_9 间相反环流特征是绝对相依的,因为 $X_8^{(2)}$ 与 $X_9^{(2)}$ 间的相关系数为 -1。

现在模拟包括台站 X_1, X_2, X_3 与 X_4 的华东南方气候型时,也求得了一个很好的统计模

式,因为选入模式(31)的所有台站都位于另一高相关中心范围之内,使模拟气候型的判据得以满足。

	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4
λ_j	851.0680	150.3978	86.2612	41.8782
X_1	0.7744	-0.5179	-0.0517	0.3596
X_2	0.8133	-0.2414	0.5085	-0.1475
X_3	0.9436	-0.0973	-0.2739	-0.1582
X_4	0.8579	0.4973	0.0638	0.1130

(31)

为了天气气候描述一并考虑模式(30)与(31)的第1载荷相关时,这些相关必须鉴定为同一平均经向环流,但具有不同的特征性,其一常结合常定的大陆高压,其二常可结合气旋生成作用。但是,拿这里所用的资料序列而论,华东这两个气候型在中夏季节的不同纬向环流型是第一重要的,其中一个纬向环流型是雨带北移时结合气旋生成作用,另一纬向环流型是结合持续性副热带反气旋边缘,这种情况还在模式(32)中看出。

在模式(31)中,在台站 X_1 与 X_4 间出现显著相反的第2载荷相关,这是一种平均天气形势造成的,即当台站 X_4 附近的两湖盆地出现气旋生成时,台站 X_1 必然有冷空气的侵入。此外,相应于台站 X_2 的第3显著性载荷相关是沿其纬度与杭州湾的气旋生成作用的平均影响,虽然这种影响像概率0.0764指出的那样并不常见。实际上,台风的偶然登陆也可以在台站 X_2 附近造成大雨,但是这种环流特征并不能显示于模式(31)内,因为这是在台站 X_2 非常稀有的环流特征(概率 <0.0371)。但是,这个在台站 X_2 的台风环流特征却在模式(32)明显出现,因为这个统计模式所包括的台站数目多,出现了以 Y_6 为中心的显著性载荷相关。模式(31)中只有在台站 X_1 出现了以 Y_4 为中心的显著性正载荷相关,这说明许多进入东海的台风转向日本时台站 X_1 常受到影响。因此,我们认为在这个统计模式中某些载荷相关有无气候意义不是以相应主分量方差的大小为准,而是要看载荷相关是否显著,就是和方差很小主分量相联系的显著性载荷相关也有气候意义。不应只考虑经向环流与纬向环流的影响以及和这些大型环流相联系的局地变化,并不考虑稀有特殊环流特征。

	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	Y_6	Y_7	Y_8	Y_9
λ_j	1248.4777	644.6836	329.8418	181.8196	97.6513	75.7915	41.0227	28.9289	17.5039
X_1	0.5871	-0.4972	-0.04107	0.4749	0.2387	-0.2522	0.1328	-0.1632	0.1274
X_2	0.6185	-0.5124	0.1954	0.2637	0.2758	0.3780	-0.1378	0.0930	0.0287
X_3	0.8057	-0.5145	-0.2032	-0.0439	0.0559	-0.1295	-0.0191	0.0489	-0.1428
X_4	0.5736	-0.6403	0.2870	-0.3498	-0.1931	-0.0222	-0.0943	-0.0702	0.0678
X_5	0.8934	0.1489	0.0427	0.1372	-0.2671	-0.0252	0.1629	0.2278	0.0918
X_6	0.8553	0.3313	-0.0273	0.2548	-0.1406	0.2809	0.1626	-0.1698	-0.0580
X_7	0.6659	0.5535	-0.0465	0.3687	-0.1904	-0.1065	-0.2499	-0.0408	-0.0227
X_8	0.6161	0.3925	-0.5876	-0.2961	0.1621	0.0099	-0.0437	0.0031	0.0708
X_9	0.5126	0.5532	0.5992	-0.1526	0.1994	-0.0921	0.0169	0.0106	-0.0178

(32)

作者(1997)的中心聚类方法已经指出在两个邻近气候型之间具有过渡地带。例如,台站 X_5 就位于华东两个气候型间的过渡带中。但是,因为台站 X_5 更相似于华东北方气候型的中心站,所以中心聚类方法曾把 X_5 划入北方气候型。现在为了说明如何应用模拟去认出这个过渡带,下面给出一个复合模式。但是,上述显著性判据对于两个不同模式的复合模式不再适用。

根据(24)式,在由几个模式所组成复合(32)模式中,所有载荷相关,尤其是显著性载荷相关,其绝对值是要减小。因此,在模式(32)中任何载荷相关是否显著就不能用上述假设检验去解答。这个问题的处理只能用两个不同模式(30)与(31)所给出的显著性知识去估计。