

# グロースベッター

第20巻 第2号

日本の気温変動とその予測 .....	能登正之 .....	1
P. D. Jones et al: 北半球地上気温の変動(紹介) .....	栗原弘一 .....	14
入門気象統計講座		
1. 主成分分析 .....	青木孝 .....	25
2. 自己回帰法 .....	千葉長 .....	33
長期予報の業務法 .....	菊地恒之 .....	40

1982年9月

L. F. グループ

# 日本の気温変動とその予測

能 登 正 之\*

## 1. 調査の目的と観測点の選定

測器による気象観測時代における日本の気候変動の特性を調べ、21世紀初頭までの30～40年間の気候の大まかな推移を時系列解析の手法により予測することが、この報文の目的である。今回は気温について結果を報告する。

気候変動の調査においては、観測統計開始年が古く、かつ移転等による統計の切断のない観測点が必要である。また、いわゆる「都市気候」については、自然の気候変動とは区別して調査するものとし、都市気候の影響が比較的小さいと推察される地点を調査の対象とした。また、地点の選定に当っては、地点間の間隔ができるだけ均等になるように配慮した。

このようにして、最初に調査対象として選んだ地点は次の24地点である。

旭川、網走、帯広、根室、寿都、函館、秋田、宮古、山形、石巻、新潟、伏木、前橋、  
水戸、飯田、津、境、浜田、下関、厳原、熊本、宮崎、高知、徳島

## 2. 気温の経年変動

### 2.1 全国平均気温の経過

上記、24地点の平均気温をもって、これを「日本の気温」とし、年平均気温及び季節別平均気温の、1900年以降の経過を図1～図5に示す。季節平均の期間は慣行に従って暦月によって、冬：12月～2月、春：3月～5月、夏：6月～8月、秋：9月～11月の各3カ月を、また、年平均気温は1月～12月をそれぞれ用いた。

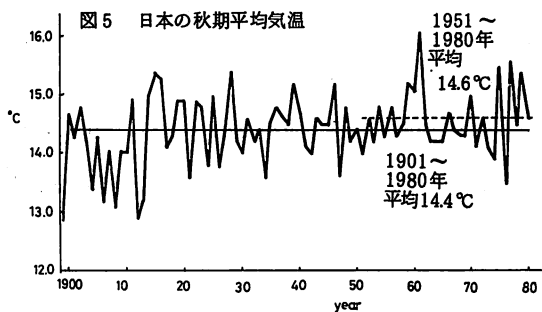
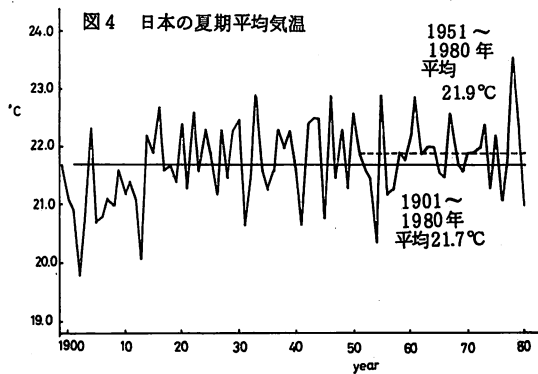
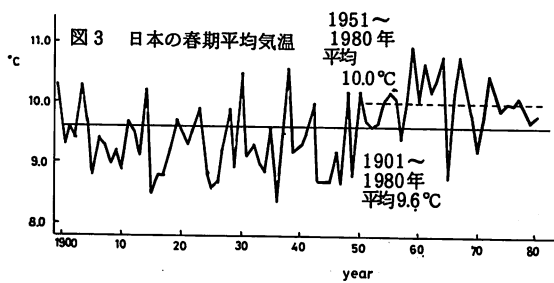
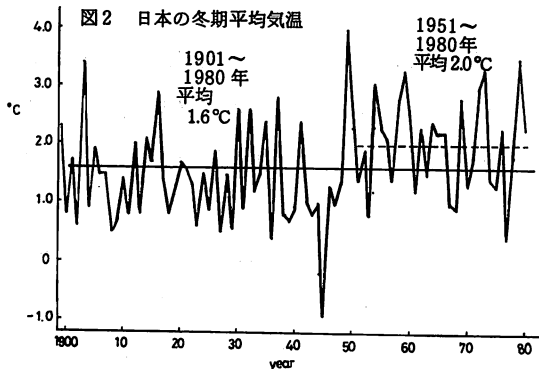
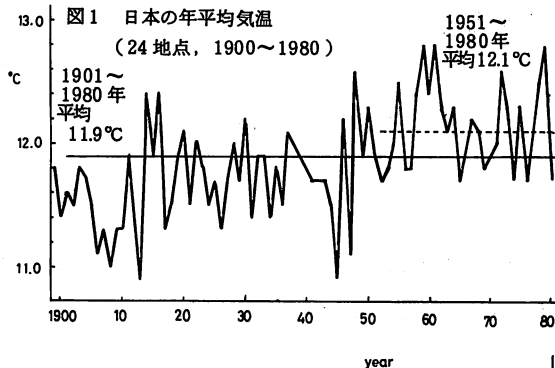
日本の気温変動にみられる最も目立つ特徴は、1945年頃までの期間とその後の期間における平均気温に大きな差があることである。以下便宜上、前者を日本の気候観測統計期間における気候変動の第Ⅰ期、後者を第Ⅱ期と呼ぶことにする。

1945年頃までの第Ⅰ期の気温は、その後の第Ⅱ期の気温に比べると概して低温で、近年は気温が高くなっている。この2つの期間の間での気温変化は不連続的と言えるほど急な、段階的な変化を示しており、人口の増加や都市化の影響とは考えにくい性質のものである。

1901～1980年の80年間の平均気温と比べると、現在使用している平年値（1951～1980年）は、年平均気温で0.2℃高い。また、季節別にみると冬期と春期は共に0.4℃、また、夏期と秋期は0.2℃高くなっている。

---

\* 気象庁、長期予報課



近年におけるこのような気温の上昇に伴って、年平均気温及び季節別平均気温の全統計期間中の最高気温やこれに準ずる高温の極値が出現した。

## 2.2 季節別・地域別平均気温の経過

四季の変化が明瞭で、南北に細長く、地形の変化にも富んだ日本の気候変動をみる場合、前節のような全国平均の気候変動の特徴だけでなく、地域別の気候変動の特徴をみる必要がある。

ここでは代表的な地域として、北海道、東北地方、西日本の地域を選び、その平均気温の冬期及び夏期の気温経過を図6～図11に示した。

地域別平均気温の算出に用いた地点は次の地点である。

北海道 旭川、網走、帯広、根室、寿都、函館

東北地方 秋田、宮古、山形、石巻

西日本 境、浜田、下関、厳原、熊本、宮崎

まず、冬期についてみると(図6～図8)、これら3地域共、第Ⅱ期の気温は第Ⅰ期より0.3～0.6℃高くなっている。第Ⅰ期から第Ⅱ期への変化の様子は、いずれも、全国・年平均気温の場合と同様、不連続的、あるいは段階的な急な変化を示している。(なお、東北地方の昇温幅が他の地域より若干大きい、これは他の地域が6地点の平均であるのに、東北地方が4地点の平均であるためかも知れない)。

これに対して、夏期の場合(図9～図11)には、第Ⅰ期と第Ⅱ期間の判然とした気温の急な変化は認められない。特に北海道においては、1901～1980年の平均気温と1951～1980年の平均気温(平年値)は同じ値である。

西日本の場合は(図11)、1901～1980年の平均気温よりも現行の平均値の方が0.2℃高くなっているが、第Ⅰ期と第Ⅱ期間の不連続的な変化は認められず、1940年代後半や1970年代後半は、どちらかといえば、全統計期間中の低温期に属している。

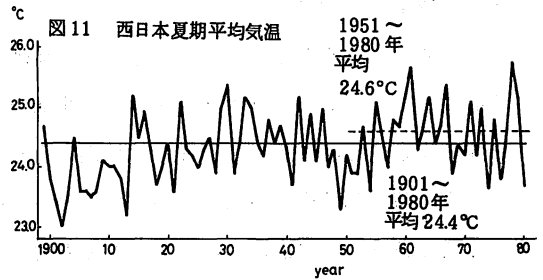
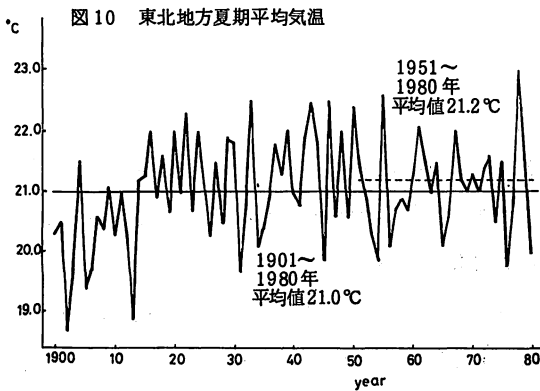
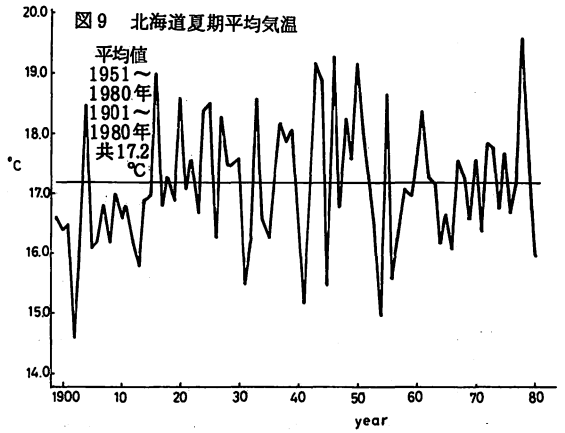
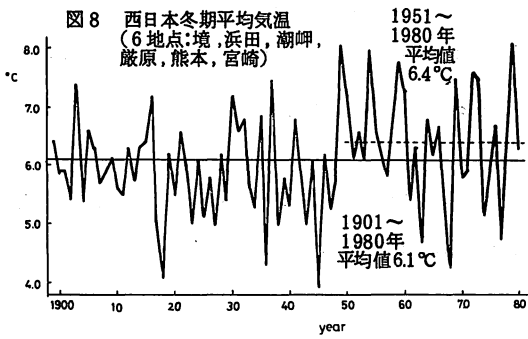
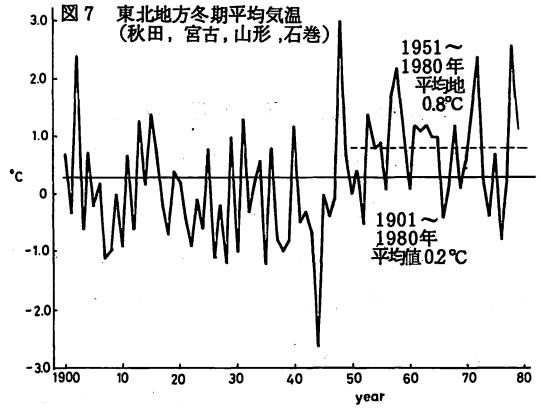
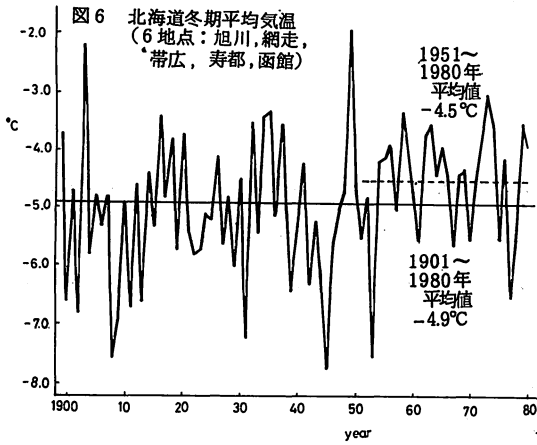
## 3. 日本の気温変動の予測

### 3.1 季節別・地域別平均気温の予測

以上にみられるように、日本の気温の変動は、季節により、地域により、その様相が異なっている。従って、農業その他生産活動や社会生活上の観点から気候変動を考察し、その予測を試みようとする場合には、季節別に、また地域別に行うことが必要である。

一方、時系列解析の手法を用いて将来の気候を予測しようとする場合、できるだけ長い観測記録が必要である。この点からは、古くからの観測記録のある特定地点について解析・予測を行うことも考えられる。

日本の気温観測記録で、統計値に切断のない最も長い記録は函館の1875年からの記録である。



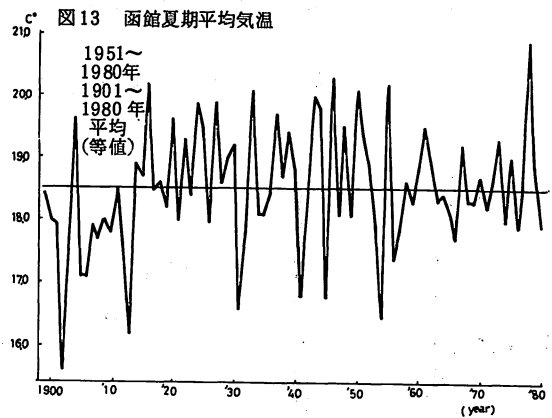
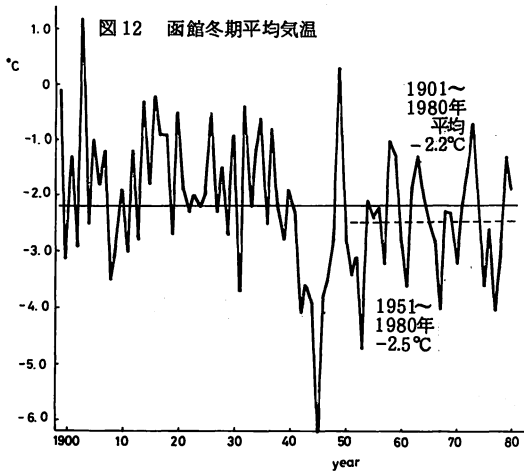


図12は函館の冬期平均気温の経過であるが、図6の北海道冬期平均気温の経過とはかなり違った経過をしており、函館の第II期の平均気温は第I期の平均気温より低くなっている。このような違いは、函館のおかれている地理的環境条件によるものと推察されるが、このことから、記録の長い一地点の記録が、必ずしもその地点を含む地域を代表し得ないことを示している。

観測値の代表性については他にも問題があるかも知れないが、以上の事を考慮して、観測記録の長さは多少短かくはなるが、地域平均気温を季節別に予測することにする。

### 3.2 気温変動の周期分析と予測の方法

30～40年先きまでの気温を予測する方法はいろいろ考えられるが、ここでは統計的に有意とみなすことのできる周期あるいはリズムを用いた周期補外法、あるいは自己回帰モデルによる方法について検討した。

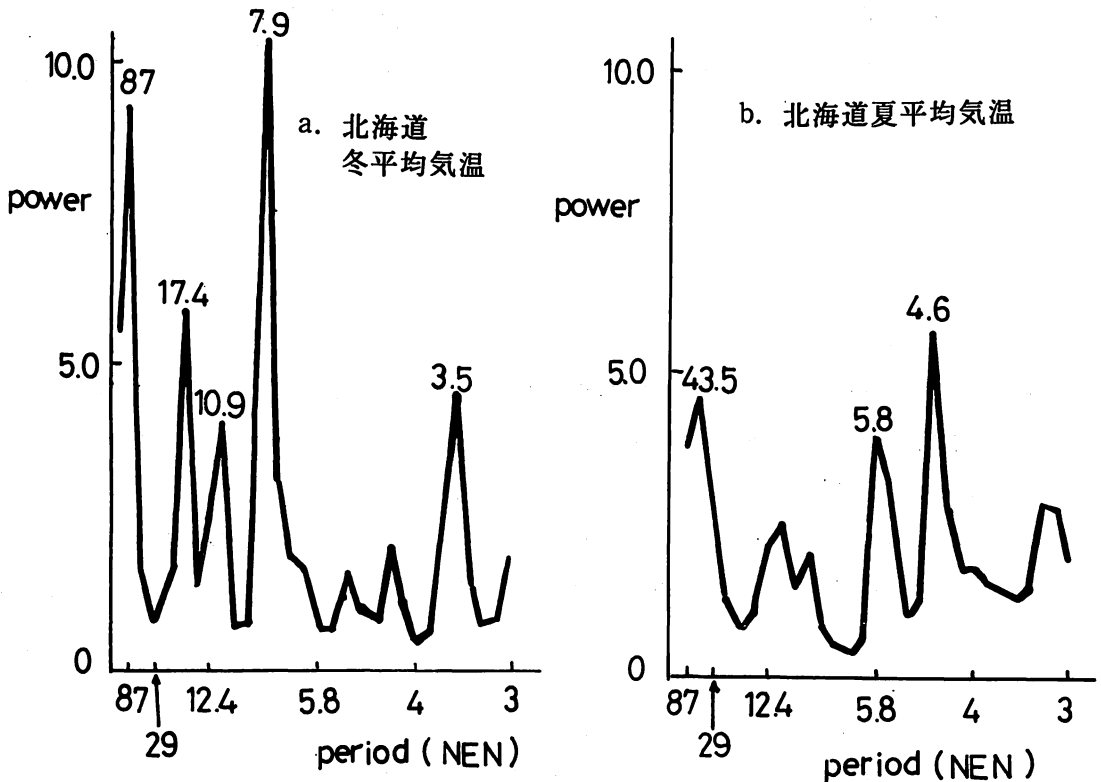
以下の解析結果からも明らかであるが、多くの気象現象がそうであるように、地域別・季節別平均気温の経年変動も、本質的に、非定期的な不規則変動の性質が強い。従って、その振動や位相の不安定性のために、相対的に短い周期の変動を長い期間にわたって補外することによって得られる予測は、長い周期の変動を同様の期間に対して補外することによって得られる予測値に比べ、一般に精度あるいは信頼性に欠ける嫌いがある。

一方、統計的に有意とみなされるような長い周期の変動を検出するためには、十分長い記録が必要である。例えば30年程度の周期の有無を検出するには90年以上の長い記録が必要である。ここで我々が利用できる記録は、たかだか80年～90年であり、検出可能な長周期は10数年から20数年程度のものに限定される。

近年スペクトル解析に多くの成果をもたらしたMEM (Maximum Entropy Method) は比較的

短い記録から、実在する周期の鋭いスペクトルを検出することができるが、長周期（低周波数）領域では周期（周波数）分解能が劣ることは通常の調和解析による場合と同様であり（図 14 a, b）、いま必要としている長周期変動を有効に検出することに困難がある。

図. 14 MEMによるスペクトル解析の例



最終予測誤差（EPE：Final Prediction Error）を最小にするような赤池の自己回帰モデル

$$x_t = \sum_{s=1}^m a_s x_{t-s} + E_t$$

を適用するテストでは、FPEを最少とする自己回帰式の次数 $m$ は、たかだか1～2であり、長周期変動のスペクトルの周期分解能の悪いことと合せて、10数年～40年にも及ぶ長い期間の気温の予測には有効ではない。

気温変動の非定常性は長い記録から求めたオートコログラムからも容易に推察される。すなわち、各季節別・地域別平均気温のオートコログラムでは、たかだか10%の有意水準の相関が若干認められるだけで、5%より高い有意水準をもった周期は検出されない。

季節別・地域別平均気温の変動の周期が、実際に、どの程度の期間までは安定であるかという問題については十分な検討はないが、ここで試みようとしている10数年ないし20数年の長い周期に

図.15 北海道冬期平均気温のオートコログラム  
資料: 1893~1980年, N=88

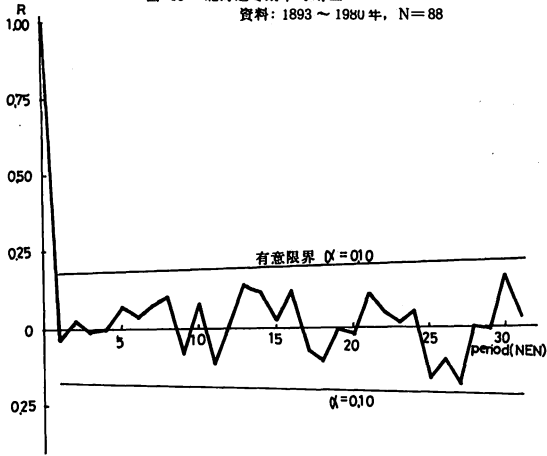


図.16 北海道夏期平均気温のオートコログラム  
資料: 1893~1980年, N=88

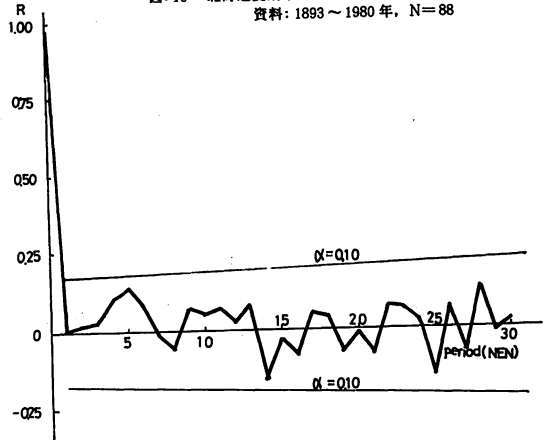


図.17 東北地方冬期平均気温のオートコログラム  
資料: 1890~1980年, N=91

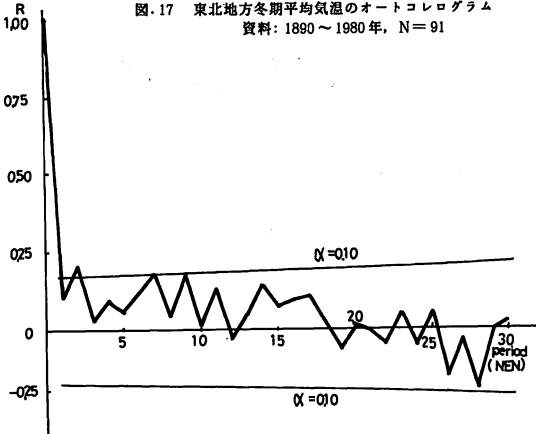


図.18 東北地方夏期平均気温のオートコログラム  
資料: 1890~1980年, N=91

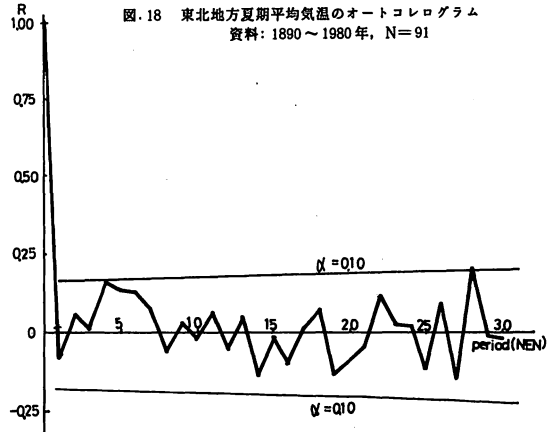


図.19 西日本冬期平均気温のオートコログラム  
資料: 1894~1980年, N=87

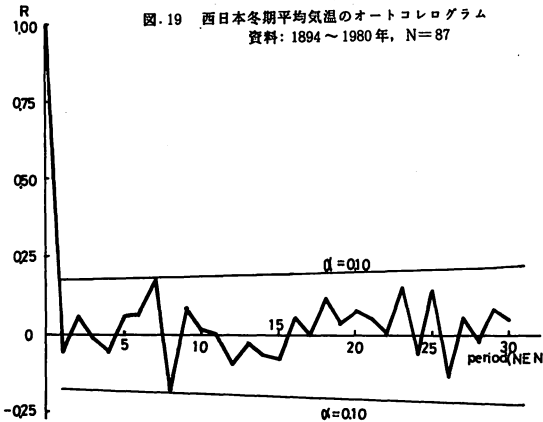
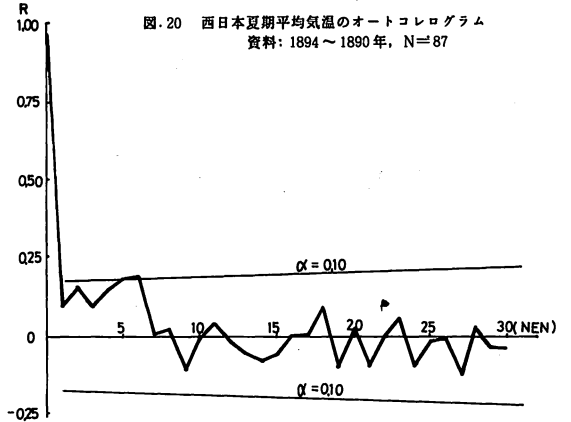


図.20 西日本夏期平均気温のオートコログラム  
資料: 1894~1980年, N=87

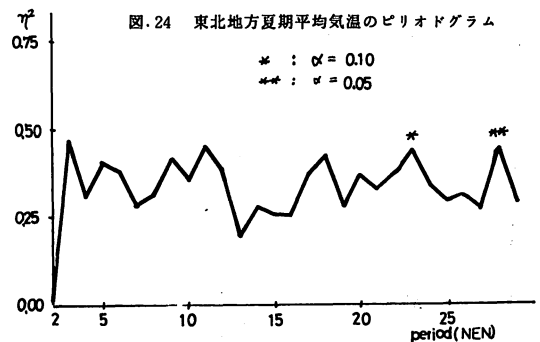
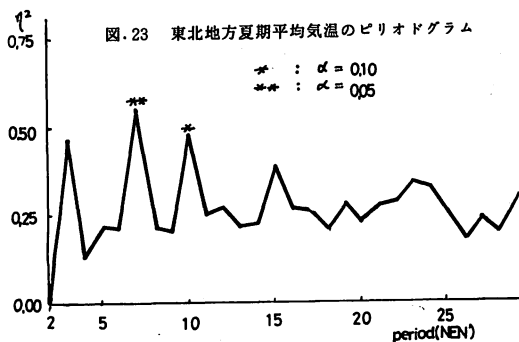
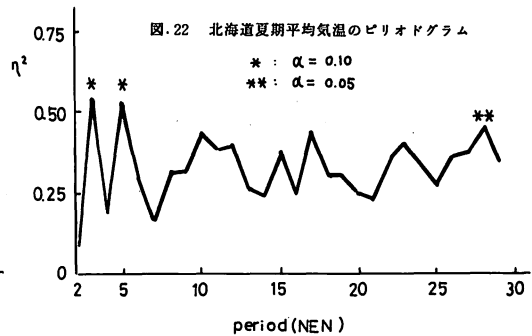
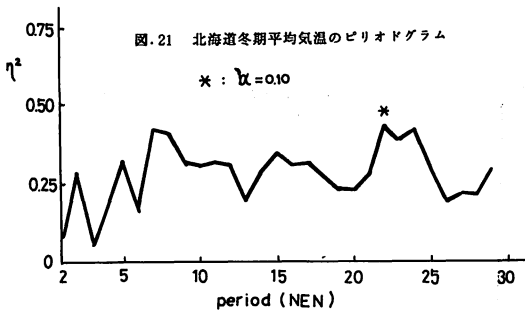


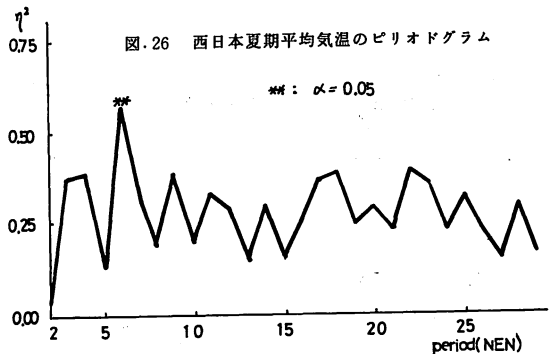
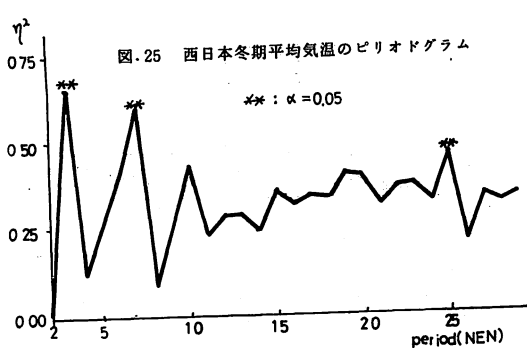


については、安定性の検討に必要な長い記録がない。

結局、ここでは、Whittaker のピリオドグラムを利用する。すなわち一定の周期  $T$  の存在を仮定し、1980年現在 ( $t = 0$ ) から、その周期の3倍 ( $3T$ ) の長さの記録について、その周期による気温変動の分散と全変動の分散の比  $\eta^2(T)$  を求め  $S/N$  比が危険率 10% より高い水準で有意とみなされる周期のうち、長周期の変動を単純に時間補外することによって予測値を求めることとした (付録参照)。

図 21 ~ 26 に季節別・地域別平均気温のピリオドグラムを示す。ピリオドグラムの形状や有意な周期の地理的分布、あるいは季節による相違など、とくに特徴はないが、いくつかの有意な周期が検出された。





### 3.3 周期の採用

周期補外に用いる卓越周期としては、ピリオドグラム解析により得られた、一定の水準で有意とみなされる周期を採用する。

長い期間の予測には、適当に長い周期を用いることが必要であるが、東北地方の冬期の卓越周期は7年(危険率5%： $\alpha = 0.05$ )と10年( $\alpha = 0.10$ )、また、西日本の夏期の卓越周期は6年( $\alpha = 0.05$ )と短く、これらを長い期間にわたって補外することは適当とは言えない、この節では一応、季節別・地域別に10%より高い有意水準の周期のうち、最長の周期の過去3サイクルの平均変動(折れ線)を図27～図32に示す。これらの図で周期の短いものについては、平均変動を反復して表示した。また、横軸には1980年( $t = 0$ )を起点として、対応する西暦年次を示してある。 $m$ は1901～1980年の平均気温、 $\sigma$ は同期間の気温の標準偏差、 $m_0$ は1951～1980年の平均気温(現行平年値)である。斜影は変年値気温が低い部分を表し、二重斜影は1901～1980年の平均値 $m$ より気温が低いことを示す。曲線は荷重移動平均を示す。

## 4. まとめ

結局、長い期間の周期補外は、冬期については北海道(周期22年、 $\alpha = 0.10$ )と西日本(周期25年、 $\alpha = 0.10$ )、夏期については北海道と東北地方(いずれも周期28年、 $\alpha = 0.05$ )について可能である。

図33 aは、図27と図29を、また図33 bは図30と図31を書き写したものである。

図31 aは北海道と西日本の冬期平均気温の長期予測の比較である。1901～1980年の平均気温 $m$ を基準にすると、一般的傾向として、西日本では低温が現われやすく、北日本では高温期がやや卓越しており、数年程度の短い低温期がある。結果として、冬期の気温分布は北暖西冷型となり

図. 27 北海道冬期平均気温の予測  
採用卓越周期 22 年 ( $\alpha = 0.10$ )

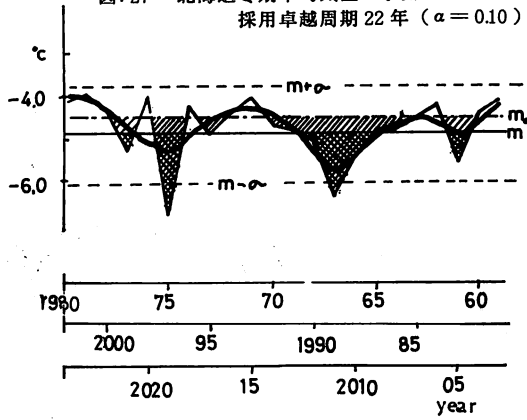


図. 28 東北地方冬期平均気温の予測  
採用卓越周期 10 年 ( $\alpha = 0.10$ )

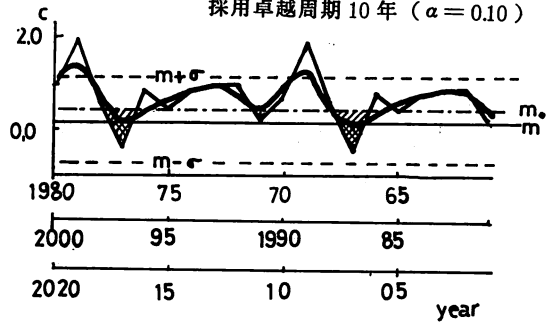


図. 29 西日本冬期平均気温の予測  
採用卓越周期 25 年 ( $\alpha = 0.05$ )

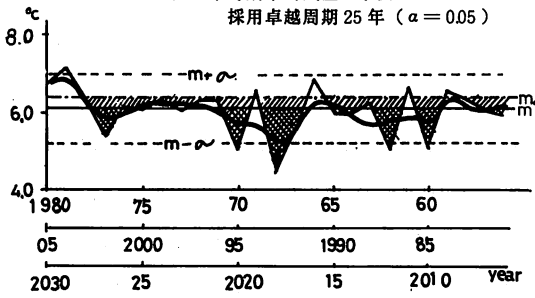


図. 30 北海道夏期平均気温の予測  
採用卓越周期 28 年 ( $\alpha = 0.05$ )

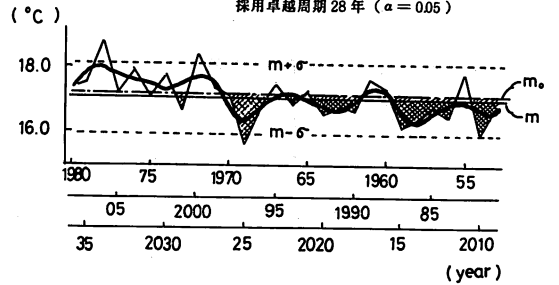


図. 31 東北地方夏期平均気温の予測  
採用卓越周期 28 年 ( $\alpha = 0.05$ )

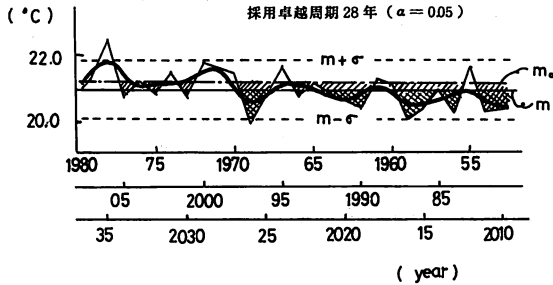


図. 32 西日本夏期平均気温の予測  
採用卓越周期 6 年 ( $\alpha = 0.05$ )

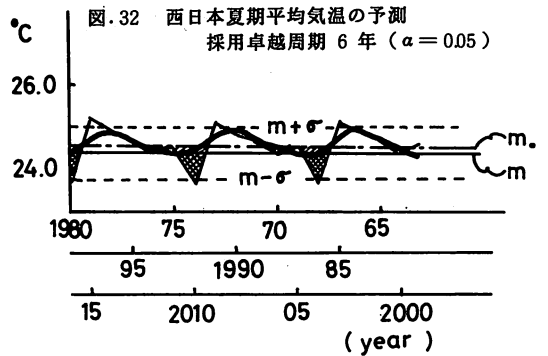
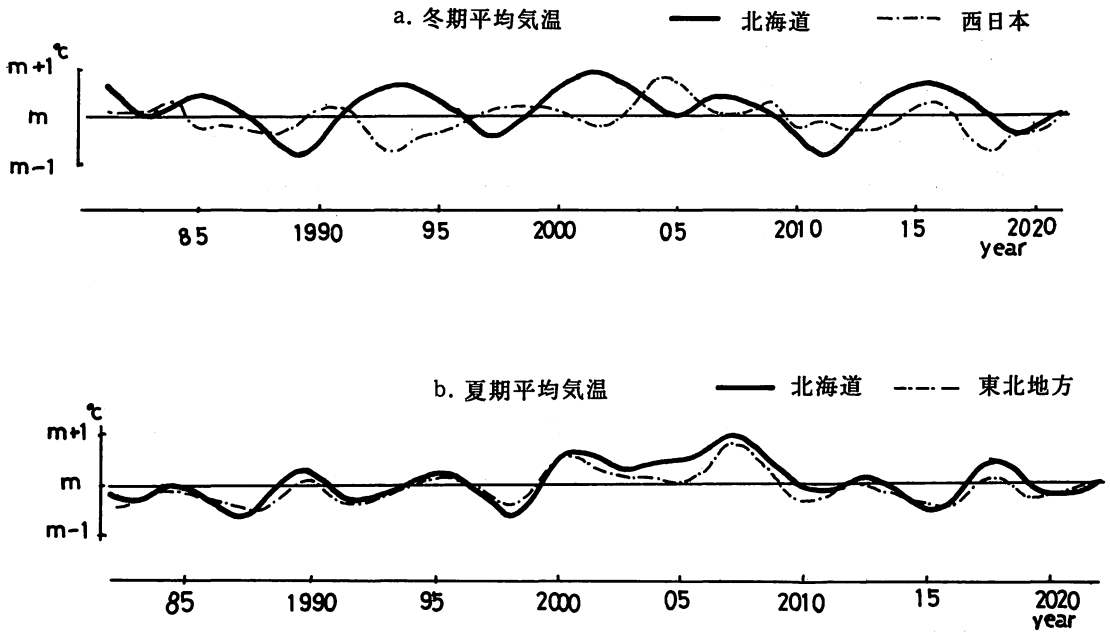


図.33 日本の気温予測



やすい傾向がある。

北海道には持続性のある特徴は認められないが、西日本では1980年代から1990年代半ばにかけて低温傾向が目立ち、1990年代後半から2000年代半ばにかけては高温傾向が強まるが、その後は再び低温傾向が目立つようになる。

図33 b は北海道と東北地方の夏期平均気温の長期予測である。採用した卓越周期が両地方共28年であること、隣接した地域であることから周期補外の結果を酷似している。

主な特徴は1980年代は低温傾向が持続するが、1990年代にはいと3～4年程度の高温期と低温期が交互に現れる。2000年代は持続的高温期で、特に後半にその高極がある。2010年代は1980年代と同様、低温傾向が再び現れる。

以上の結果は気温変動の周期性に基づいたものであるが、卓越周期も、周期分析の方法により若干変動するので、予測結果については巨視的にみた気温変動の一つの可能性と理解すべきであろう。

謝 辞

この報文は学識経験者及び関係省庁代表者からなる気候問題懇談会（事務局 気象庁企画課気候問題対策室）の技術部会の依頼により調査したものであるが、グロスベッター編集部の御好意により本誌に掲載することができた。この機会を与えてくださった方々に厚くお礼を申し上げる。また、気象庁長期予報課の各先輩及び同僚の皆さんには報文の内容について多くの助言をいただいた。長期予報課の北村修，河原幹雄，旧友中田和子の諸兄姉には資料の整理，製図等多くの御援助をいただいた。記して謝意を表する次第である。

1982年9月

付 録 周期（リズム）の有意性検定

現在から過去に逆昇って時間の順に並べた全部で  $nT$  個の時系列観測値  $x_1, x_2, \dots, x_{nT}$  を次のように並べて，平均値  $m_p$  ( $p = 1, 2, \dots, T$ ) を求める。

$$x_1, x_2, \dots, x_T$$

$$x_{T+1}, x_{T+2}, \dots, x_{2T}$$

$$\dots$$

$$x_{(n-1)T+1}, \dots, x_{nT}$$

$$m_1, m_2, \dots, m_T$$

但し， $T$  は仮想周期，であり， $n$  は正整数，

$$m_p = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{(i-1)T+p} \quad (p = 1, 2, \dots, T) \quad \dots \dots \dots (1)$$

で，ここでは  $n = 3$  とした。 $m_p$  の分散：

$$S^2(T) = \sum_{p=1}^T (m_p - m)^2 / T \quad \dots \dots \dots (2)$$

$$m = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{nT} x_j = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T m_k, \quad (N = nT) \quad \dots \dots \dots (3)$$

全  $N$  個の時系列データの分散，

$$S^2 = \frac{1}{N} \sum (x_i - m)^2 \quad \dots \dots \dots (4)$$

から，分散比  $\eta^2(T) = \frac{S^2(T)}{S^2} \quad \dots \dots \dots (5)$

が求まる。 $\eta^2(T)$  は，周期  $T$  が存在しないとする帰無仮説の下で，

$$F = \frac{\eta^2(T) / \phi_1}{(1 - \eta^2(T)) / \phi_2} \quad \dots \dots \dots (6)$$

が、自由度  $\phi_1, \phi_2$  の下分布に従うことから、

$$F > F_0(\phi_1, \phi_2, \alpha) \quad \dots\dots\dots (7)$$

但し、 $\phi_1 = T - 1, \phi_2 = N - T$

のとき、危険率  $\alpha$  で、帰無仮説が棄却される。

ここでは (1) の  $m_p, m_{p-1}, \dots, m_2, m$  を予測値とした。

なお、3.3 節 (p. 12) の荷重移動平均  $\bar{m}_i$  は

$$\bar{m}_i = \frac{m_{i-1} + 2m_i + m_{i+1}}{4}$$

である。

# Variation in Surface Air Temperatures : Part 1. Northern Hemisphere , 1881 - 1980

P. D. Jones, T. M. L. Wigley and P. M. Kelly

*Climatic Research Unit, University of East Anglia, Norwich NR7 4TJ, England*

(Monthly Weather Review, vol 110, No 2, FEB. 1982, 59 - 70)

地上気温の変動：パート1. 北半球, 1881 - 1980

抄訳 栗原弘一\*

## 1. はじめに

最近30年間に、過去100年の北半球の気温変動に関する論文が数多く発表されているが、気温データの解析法や緯度帯の取り方、また、かなりオーバーラップしているもののデータソースも、研究者によりそれぞれ異なっている。従って、これらの報告の結果を単純に比較することは困難である。しかし、少なくとも北半球の気温変動の特徴に関して、「1880～1940年の間は温暖化し、1940年以降は寒冷化している」という点については、意見の相違は余りないようである。その他の面では様々の議論がある。特に1940年以降の寒冷化が終わったかどうかという点、及び1965年以降のトレンドについて、である。

更に議論を呼んでいるもう1つの問題点は、北半球の気温変化を真に代表するある特定のデータシリーズが存在するかどうかという点である。現代でさえ、気温データをほとんど入手できない地域があるので、観測点の分布が空間的に制限されている場合の代表性の問題について Barnett (1978) が論じている。冬には、気温の変動は陸上で海上の4～6倍、年間を通して2～3倍であり、海洋上のデータ不足は、一見大きな問題ではないと見える。しかし、データの主成分分析を試みた結果、海洋上のデータが北半球の気温変動をよく説明している事が明らかにされた。この結果、海上の気温データが含まれなければ、空間平均値は北半球の平均気温をよく代表しない—— サンプルングの不十分性が結果に影響する—— と述べている。この見解は慎重すぎるものと考えられる。我々は、ある限られた観測ネットワークから得られたデータが広い地域を代表する例を、以下に示す。

全ての利用可能な資料のうち最も役に立つと思われるものは、均質であると考えられる長期間のデータを提出している Borzenkova et al (1976) などのデータであるが、この中には主観的に作られた気温分布図からのデータの読み取りや、対照とする期間における観測点の変遷等が含まれている。実際、真の意味で均質な長期間にわたるデータセットは存在しない。

以下の章において、過去100年間の北半球について、客観的な長期間の気温データシリーズを作ることを試みた。この客観性を可能とするため、不規則に空間分布する観測点の月平均気温を、規則的に並ぶ  $5^{\circ}\text{LAT.} \times 10^{\circ}\text{LON.}$  の格子点の値に変換した。格子点化したデータは、局地的な個々の観測点の影響や、データの不均質性を最少限におさえ、利用可能なデータを最大限に利用した

\* 気象庁 長期予報課

もので、データの不足がちな地域に主観的な外挿をほどこすことなく、データがカバーする領域を空間的にできるだけ拡大したものである。

## 2. 観測点における月平均気温の格子点データへの変換

格子点データは、観測点における月平均気温を内挿して求めた。個々の観測点は標高等が異なるため、実況値をそのまま内挿できない。そこで、北半球の観測点数が最も多い1946～60年の15年を基準期間とし、月平均気温の平均値を求め、この値からの偏差を使用した。解析には、1946～60年に少なくとも10年以上データのある観測点を使用した。

(データの変換方法)

個々の格子点について、直近の観測点を6地点選ぶ。6地点とも同一象現にあるか、300海里以遠にある時は、その月の値は欠測とする。6地点が少なくとも2象現に分布する格子点について、inverse - distance - weighted best fit - plane 法により、(1)式を用いて格子点の月平均気温を計算した。

$$T_{i/d_i} = a x_{i/d_i} + b y_{i/d_i} + C/d_i \quad (i=1 \dots 6) \quad \dots\dots\dots (1)$$

$d$  = 格子点 — 地点間の大円距離

$x$  = 格子点 — 地点間の平行円距離

$y$  = 格子点 — 地点の緯度差

$T$  = 月平均気温の1946～'60年の平均値からの偏差

定数  $a$ 、 $b$  及び  $c$  は最小2乗法により計算した。但し、観測点が格子点から30海里以内にある場合、観測点の値をそのまま格子点の値とした。

## 3. 利用データ及び観測点の分布の変遷

1960年までのデータは World Weather Records (WWR, vol 1～6) から、それ以降は Monthly Climatic Data for the World (MCDW) によった。その他、必要に応じてグリーンランドやアイスランド、ソ連のデータで補った。観測点数は、約300地点(1881～1900)から、1300地点(1951～60)に増加し、1961～'80年には800～900地点に減少した。ほとんどの観測点は大陸上に分布し、海上のデータは相対的に乏しく、広い海域については格子点データを計算できなかった。気温変差を計算した格子点数は、最少の1881年には150(北半球の格子点数の22%)で、1950年代には425(同66%)に増加した。Fig-1に1881～1977年の格子点線の変遷を示す。データ解析を1881年から開始した主な理由は、この年からソ連のデータの利用できることによった。1881年にデータの利用可能な地域は、米国、カナダ南部と北西部、アラスカ南部、グリーンランド、アイスランド、ヨーロッパ、北アフリカ、インド亜大陸、西シベリア、バイカル湖周辺地域及び日本で



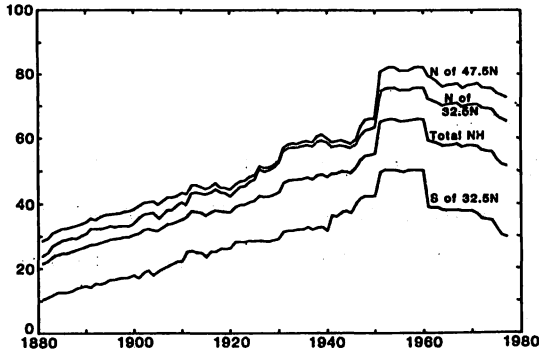


FIG. 1. Changes in Northern Hemisphere data coverage, 1881-1980. The ordinate is the percentage of the total number of grid points (649) for which temperature anomaly values could be calculated.

ある。その後 Novaya Zemlya (1895 ~), Spitzbergen (1912 ~), カナダ北部・ Franz Josephs Land (1920 年代後半 ~), アラスカ北部 (1920 年代 ~), カリブ海地域 (1940 年代 ~), アフリカ西部 (1940 年代 ~), 中東 (1940 年代 ~), 東南アジア・フィリピン・太平洋の島々 (1940 年代後半 ~) のデータが利用可能となった。

Fig-1 で、'60 年代に入ってから格子点数の減少が目立つ。'50 年代までは WWR (vol 1~6) からデータを取ったが、'61 年以降 MCDW から主にデータを取っており、後者では特に中央アメリカ・カリブ海地域などのデータ掲載がなかったためである。

#### 4. 北半球平均地上気温の年々変動

利用できる全格子点データを荷重平均して、北半球の月平均気温を計算し、Table-1 に示した

TABLE 1. Monthly temperature anomalies (°C) relative to the 1946-60 reference period: optimum grid. These data are updated regularly in the Climatic Research Unit's publication *Climate Monitor*.

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Year
1881	-1.32 (21)	-0.56 (22)	-0.53 (22)	-0.46 (22)	-0.32 (22)	-0.71 (22)	-0.19 (22)	-0.19 (21)	-0.73 (22)	-0.85 (22)	-0.58 (22)	-0.34 (21)	-0.57 (22)
1882	0.26 (22)	0.27 (22)	0.63 (22)	-1.00 (22)	-0.71 (22)	-0.77 (22)	-0.54 (22)	-0.23 (22)	-0.38 (22)	-1.21 (23)	-1.03 (23)	-1.48 (23)	-0.52 (22)
1883	-1.56 (24)	-1.11 (24)	-0.14 (24)	-0.58 (24)	-0.73 (24)	-0.31 (24)	-0.22 (24)	-0.49 (23)	-0.55 (24)	-0.68 (23)	-0.63 (23)	-0.44 (23)	-0.62 (24)
1884	-0.73 (24)	-0.51 (24)	-0.61 (24)	-1.23 (24)	-0.93 (24)	-0.91 (24)	-0.59 (24)	-0.96 (24)	-0.91 (24)	-0.50 (24)	-0.91 (24)	-0.72 (24)	-0.79 (24)
1885	-0.92 (25)	-0.71 (25)	0.05 (25)	-0.72 (25)	-1.02 (25)	-0.66 (25)	-0.40 (25)	-0.81 (24)	-0.68 (25)	-0.90 (25)	-0.62 (25)	-0.17 (25)	-0.71 (25)
1886	-1.58 (25)	-1.14 (25)	-0.79 (25)	-0.60 (25)	-0.49 (25)	-0.79 (25)	-0.02 (25)	-0.33 (24)	-0.31 (24)	-0.65 (25)	-0.56 (25)	-0.04 (25)	-0.61 (25)
1887	-1.69 (25)	-0.49 (25)	-0.13 (25)	-0.62 (25)	-0.34 (25)	-0.44 (25)	-0.17 (25)	-0.77 (25)	-0.28 (25)	-0.85 (25)	-0.32 (25)	-1.05 (25)	-0.60 (25)
1888	-1.31 (26)	-1.01 (26)	-0.94 (26)	-0.54 (26)	-0.62 (26)	-0.45 (26)	-0.15 (26)	-0.47 (26)	-0.48 (26)	-0.49 (26)	-0.35 (26)	-0.88 (26)	-0.64 (26)
1889	-1.10 (26)	0.05 (26)	0.15 (26)	0.19 (26)	0.13 (25)	-0.09 (26)	-0.06 (27)	-0.28 (27)	-0.52 (26)	-0.65 (27)	-0.92 (27)	-0.52 (27)	-0.30 (26)
1890	-0.66 (26)	-0.16 (27)	-0.05 (27)	-0.12 (27)	-0.63 (27)	-0.40 (27)	-0.37 (27)	-0.42 (27)	-0.38 (27)	0.37 (27)	-0.91 (26)	-0.68 (27)	-0.37 (27)
1891	-1.07 (27)	-0.94 (27)	-0.07 (27)	-0.77 (27)	-0.57 (27)	-0.46 (27)	-0.42 (27)	-0.40 (27)	-0.21 (27)	-0.64 (27)	-1.09 (27)	0.24 (27)	-0.53 (27)
1892	-1.19 (27)	-0.31 (27)	-0.76 (27)	-0.79 (27)	-0.54 (28)	-0.14 (28)	-0.39 (28)	-0.36 (28)	-0.17 (27)	-0.33 (27)	-0.88 (27)	-1.53 (27)	-0.62 (27)
1893	-2.95 (28)	-1.69 (28)	0.17 (28)	-0.33 (28)	-0.66 (28)	-0.20 (27)	-0.13 (28)	-0.40 (28)	-0.34 (28)	-0.26 (28)	-0.20 (28)	-0.61 (28)	-0.63 (28)
1894	-1.10 (28)	0.15 (28)	0.48 (28)	-0.40 (28)	-0.19 (28)	-0.28 (29)	0.01 (29)	-0.20 (29)	-0.51 (29)	-0.49 (29)	-0.55 (29)	-0.54 (29)	-0.30 (29)
1895	-1.52 (29)	-1.62 (29)	-0.17 (29)	-0.37 (29)	-0.25 (29)	-0.31 (29)	-0.20 (29)	-0.44 (29)	-0.07 (29)	-0.54 (29)	-0.08 (29)	-0.40 (29)	-0.50 (29)
1896	-0.74 (29)	-0.17 (29)	-0.54 (29)	-0.92 (29)	-0.06 (29)	0.13 (29)	-0.06 (29)	-0.20 (29)	-0.23 (29)	0.00 (29)	-0.92 (29)	-0.44 (29)	-0.34 (29)
1897	-0.94 (29)	-0.63 (29)	-0.42 (29)	-0.08 (30)	0.22 (30)	-0.09 (29)	0.13 (29)	-0.20 (29)	0.12 (30)	-0.24 (30)	-0.40 (30)	-0.69 (30)	-0.27 (29)
1898	0.31 (29)	-0.77 (29)	-1.54 (29)	-0.61 (29)	-0.49 (29)	-0.28 (30)	-0.15 (30)	-0.15 (30)	-0.10 (30)	-0.56 (30)	-0.11 (30)	-0.12 (30)	-0.38 (30)
1899	-0.03 (31)	-0.65 (30)	-0.48 (29)	-0.21 (30)	-0.45 (30)	-0.50 (30)	-0.26 (30)	-0.17 (29)	-0.04 (29)	-0.02 (30)	0.98 (30)	-0.78 (30)	-0.22 (30)
1900	-0.90 (30)	-0.43 (30)	0.20 (30)	-0.29 (30)	0.10 (31)	-0.09 (31)	-0.13 (31)	-0.12 (31)	-0.21 (31)	0.40 (30)	0.00 (30)	0.20 (30)	-0.10 (31)
1901	-0.50 (31)	-0.15 (31)	0.87 (31)	0.04 (31)	-0.15 (31)	-0.08 (31)	0.07 (31)	-0.10 (31)	-0.31 (31)	-0.41 (31)	-0.11 (31)	-0.68 (31)	-0.12 (31)
1902	-0.02 (32)	0.33 (32)	0.05 (31)	-0.65 (32)	-0.68 (32)	-0.62 (32)	-0.60 (32)	-0.38 (32)	-0.45 (32)	-0.77 (32)	-0.81 (32)	-1.03 (32)	-0.47 (32)
1903	-0.19 (32)	0.78 (33)	0.11 (33)	-0.63 (33)	-0.60 (33)	-0.72 (33)	-0.34 (32)	-0.65 (32)	-0.51 (32)	-0.68 (32)	-0.41 (32)	-0.78 (32)	-0.40 (32)
1904	-0.81 (31)	-0.61 (32)	-0.32 (32)	-0.63 (32)	-0.40 (32)	-0.46 (32)	-0.55 (32)	-0.42 (32)	-0.80 (32)	-0.38 (32)	0.30 (32)	-0.13 (32)	-0.43 (32)
1905	-0.75 (32)	-1.11 (32)	0.02 (32)	-0.77 (32)	-0.24 (32)	-0.43 (32)	-0.10 (32)	-0.33 (30)	-0.16 (31)	-0.48 (31)	0.52 (31)	0.07 (31)	-0.31 (32)
1906	-0.34 (31)	-0.71 (32)	-0.01 (32)	0.06 (33)	-0.08 (33)	-0.02 (32)	-0.19 (32)	-0.08 (33)	-0.24 (33)	-0.17 (33)	-0.39 (33)	0.20 (33)	-0.16 (33)
1907	-1.11 (34)	-0.76 (34)	0.00 (34)	-0.70 (34)	-0.99 (34)	-0.78 (34)	-0.49 (34)	-0.47 (34)	-0.33 (33)	-0.10 (34)	-0.67 (34)	-0.64 (33)	-0.59 (34)
1908	-0.41 (34)	-1.10 (34)	-0.61 (34)	-0.37 (34)	-0.29 (34)	-0.24 (34)	-0.32 (34)	-0.47 (34)	-0.17 (34)	-0.58 (34)	-0.54 (34)	-0.55 (34)	-0.39 (34)
1909	-1.41 (34)	-0.20 (34)	-0.36 (34)	-0.67 (34)	-0.60 (35)	-0.45 (35)	-0.29 (35)	-0.09 (35)	-0.19 (35)	-0.21 (34)	0.36 (35)	-0.61 (35)	-0.39 (35)



( )の数字は利用した格子点数の割合を%で示す。

年平均気温の経年変化を Fig-2 に示す。変化のパターンは、既存の報告とよく似ており、1881 ~ 1940 年間の温暖化及びその後の '60 年代中頃~後半までの寒冷化が見られる。1972 年頃から、年々の変動がかなり大きくなり、また温暖化の傾向を示している。

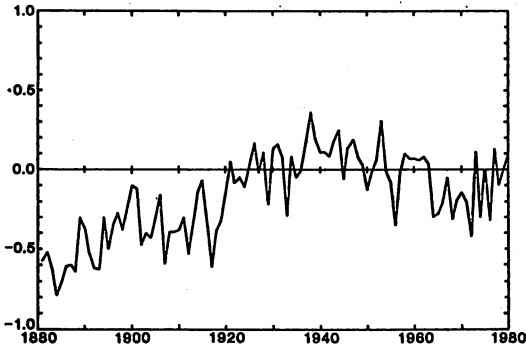


Fig. 2. Northern Hemisphere annual mean surface temperature anomalies from the 1946-60 mean estimated using the optimum grid (°C).

既存の報告との一致の度合は、Table - 2 に示した相関係数から判断できよう。ブディコ (1969) 及びピニコフ等 (1980) の結果と特に高相関を示しており、我々の結果の信頼性はある程度支持されよう。しかし、これらのデータには高い自己相関があり、こうしたデータを比較する時は統計的な有意性を判断するのは困難であり、Table - 2 の結果は1つの目安とみるべきだろう。

## 5. 格子点データ分布の不完全性による影響

データのある格子点数が年々増加していることや格子点数が最も多い1950年代さえ北半球全体をカバーするほどでないことから、Table 1 の値を北半球平均値とするには問題がある。

解析の対照期間の当初にデータが欠落している格子点は主に30°N以南であり、低緯度地域は一貫して格子点数が少ない (Fig-1)。

1900年から1950年代までの格子点の分布状態を Fig-3 に示す。これらが気温変化に及ぼす影響を調べるため、格子点数は減らした北半球平均気温データシリーズ (Reduced Grid) 及び格子点数が最大と同データシリーズ (Maximum Grid) を作成し、Table 1 の結果 (Optimum Grid) と比較した。

1900年における格子点データ数を、Reduced - Grid の格子点数とした。50年代の格子点数は約66%、最近では50%であるが、この年の格子点数は30%以下である。

Maximum Grid データを作るに当っては、前述の Optimum Grid データ作成基準を緩和し、気温データの内挿による推定が可能な格子点数を増加させた。これにより、1966 ~ 77 の期間について北半球全体の95%の格子点の気温データを求めた。もっともいくつかの格子点、特に太平洋上のものは計算できなかった (Fig-3)。

Optimum Grid によるデータシリーズと Reduced Grid による結果を比較すると (Fig-4a)、両者はかなり良く一致していることがわかる。格子点数の差が最も大きくなる期間 (1946 ~ '77) の相関係数は0.92であり、自己相関は0.2と小さい。また、両者の温度差には、格子点が着実に

TABLE 2. Correlation coefficients between various estimates of Northern Hemisphere mean annual surface temperature. The various sources are: JWK (this paper); Vinnikov *et al.* (1980); Barnett (1978); Angell and Korshover (1978); Yamamoto *et al.* (1975); Reitan (1971); Arakawa [from Angell and Korshover (1975), Fig. 3]; Budyko (1969). Bracketted numbers give the lag-1 autocorrelation coefficient. All values are statistically significant at the 0.01 level, except those marked \* which are only significant at the 0.05 level, and the value marked \*\* which is only significant at the 0.10 level. Autocorrelation has been allowed for in testing significance using the method of Bartlett (see Quenouille, 1952, p. 168).

	JWK	Vinnikov	Barnett	Angell	Yamamoto	Reitan
1881-1960	(0.79)					
Vinnikov (0.79)	0.97					
Budyko (0.80)	0.95	0.98				
1950-1976	(0.20)					
Vinnikov (0.27)	0.89					
Barnett (0.15)	0.83	0.76				
1958-1975	(0.17)					
Vinnikov (0.24)	0.85					
Barnett (0.25)	0.82	0.75				
Angell (0.08)	0.90	0.71	0.73			
1958-1972	(0.62)					
Vinnikov (0.39)	0.91					
Barnett (0.48)	0.81	0.83				
Angell (0.29)	0.92	0.79	0.73			
Yamamoto (0.13)	0.83	0.66*	0.59*	0.91		
1958-1968	(0.59)					
Vinnikov (0.53)	0.95					
Barnett (0.54)	0.79*	0.82*				
Angell (0.27)	0.95	0.93	0.80*			
Yamamoto (-0.03)	0.87	0.84	0.68*	0.96		
Reitan (0.43)	0.92	0.91	0.84*	0.88	0.80	
Arakawa (0.78)	0.94	0.90*	0.80**	0.85	0.74	0.89*

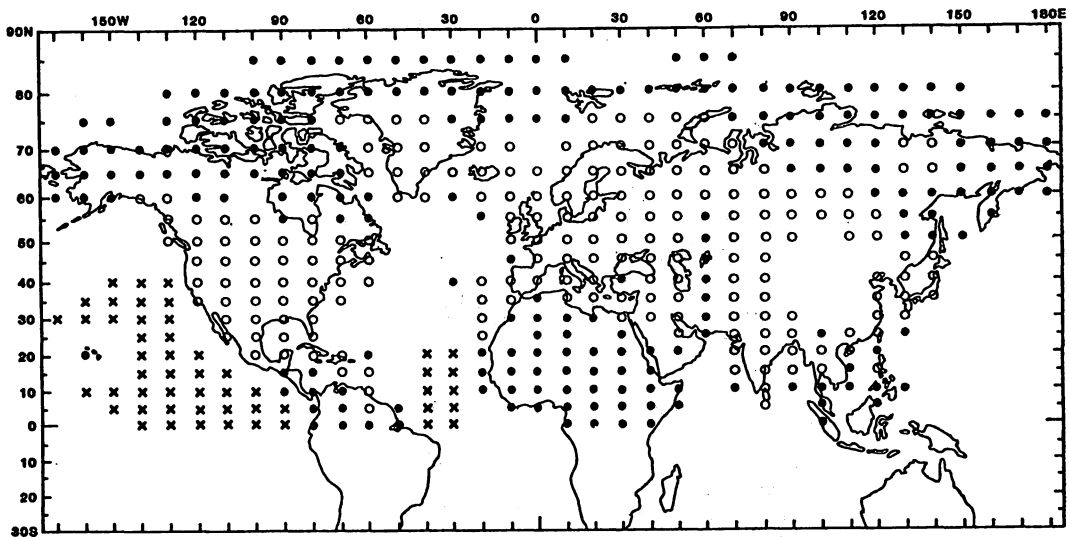


FIG. 3. Change in data coverage with time. Open circles show those grid points for which data were available in the year 1900 (the "reduced grid"). Full circles show the additional data coverage available during the 1950's when coverage was best. Crosses show the points which could not be gridded even with a relaxed interpolation/extrapolation procedure for gridding: the "maximum grid" therefore consists of all grid points other than those marked with a cross.

増加した1900～'50年にも顕著なトレンドはみられない。1946～'77年の平均(下)及び標準偏差(Sd)は、Reduced Grid;  $\bar{x} = 0.05^{\circ}\text{C}$ ,  $Sd = 0.21^{\circ}\text{C}$ , Optimum Grid;  $\bar{x} = -0.06^{\circ}\text{C}$ ,  $Sd = 0.18^{\circ}\text{C}$ , である。下及びSdに統計的に有意な差はない(Optimum Gridは年々変動が小さい中・低緯度の格子点が多いので、SdはReduced GridのSdより小さい値となっている)。以上のことから、1900年以後の格子点数の増加により統計的に有意な差は生じてないと結論できる。影響の程度は、Table 2の相関係数を考慮すると、利用データや解析方法の相違によるものと同程度とみてよいであろう。

次に、格子点データの分布の不完全性を評価するため、Optimum GridとMaximum Gridのデータシリーズを比較した(Fig-4b)。両者は極めて良く一致し、統計的に有意な相関がある( $r = 0.92$ )。  $\bar{x} = -0.04^{\circ}\text{C}$ ,  $Sd = 0.17^{\circ}\text{C}$ で、いずれもOptimum Gridの値と有意な差はない。

3種類の方法による北半球平均気温の推定値が相互に良く一致しているのは、Van Loon and Williams (1976 a) が指摘したように、北半球平均気温の変化・変動は主に高緯度における気温の変化・変動に支配されていることによる。高緯度の格子点データは、1881年でさえかなり充

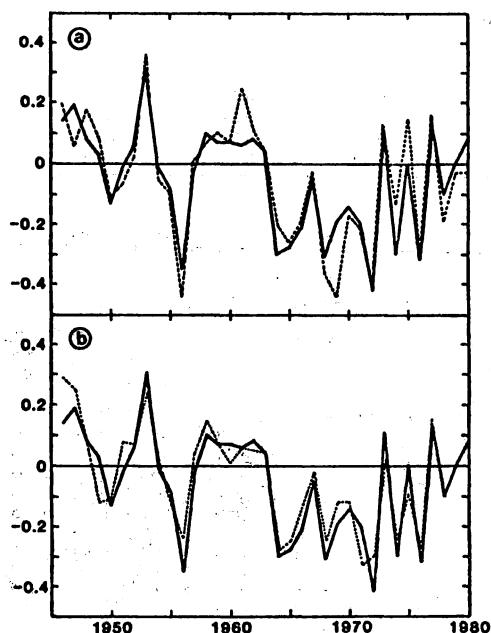


FIG. 4. Comparison of Northern Hemisphere annual mean surface temperature ( $^{\circ}\text{C}$ ) anomaly estimates between (a) optimum (full line) and reduced (dashed line) grids, and (b) optimum (full line) and maximum (dashed line) grids. In both cases the correlation coefficient is 0.92 and there is no statistically significant difference in means or standard deviations.

実していた。従って、Optimum Grid による推定値は、北半球平均気温を代表するものとして妥当であると考えられる。

## 6. 月及び季節変動

Table 3に、解析全期間（1881～1980）及び基準期間（1946～'60）の月平均気温偏差の平均及び標準偏差を示す。年々の変動は夏期よりも冬期（特に1月）に大きく、1月の変動は、7月のおよそ3倍である。また全期間と基準期間の平均を比べると、夏期よりも冬期にその差が大きい。このことは過去1世紀に冬期の北半球平均気温により大きな変化・変動があったことを示唆する。

TABLE 3. Means and standard deviations (S.D.) of monthly temperatures (optimum grid).

Month	1881-1980		1946-1960	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.
January	-0.39	0.65	0.01	0.49
February	-0.19	0.54	0.01	0.38
March	-0.01	0.42	0.05	0.38
April	-0.22	0.36	0.04	0.28
May	-0.18	0.31	0.04	0.19
June	-0.17	0.28	0.02	0.16
July	-0.07	0.23	0.01	0.15
August	-0.15	0.25	0.02	0.16
September	-0.14	0.27	0.04	0.19
October	-0.17	0.39	0.06	0.29
November	-0.11	0.44	0.05	0.28
December	-0.25	0.50	0.00	0.28

平滑化した季節・年平均値の変化を Fig-5 に示す。冬期平均気温（1～3月の平均）には時間スケールが10年程度の大きな変動が起っているが、他の季節では不明瞭である。各季節とも1930年代後半までの温暖化とその後の60年代ないし70年代までの寒冷化という、年平均気温と同様のトレンドを示している。高温の極値は、1938年（春、秋）、1937年（夏）、1944年（冬）に現われた。再び気温が上昇に転じた時期は、1960年代中～後半（冬、春）、1970年代中頃（秋）で、夏の平均気温は'60年代中頃から余り変化してない。

1970年代は、全体として昇温傾向であったにもかかわらず、冬・夏・秋に極端な低温が現われたことが特徴としてあげられよう。

1972年の冬（ $-0.70^{\circ}\text{C}$ ）は、1918年（ $-1.07^{\circ}\text{C}$ ）以降、1969年に次ぐ低温だった。しかも、1981年の冬（ $+0.72^{\circ}\text{C}$ ）は最暖を記録し、1980年の冬（ $+0.37^{\circ}\text{C}$ ）は今世紀中第5位の

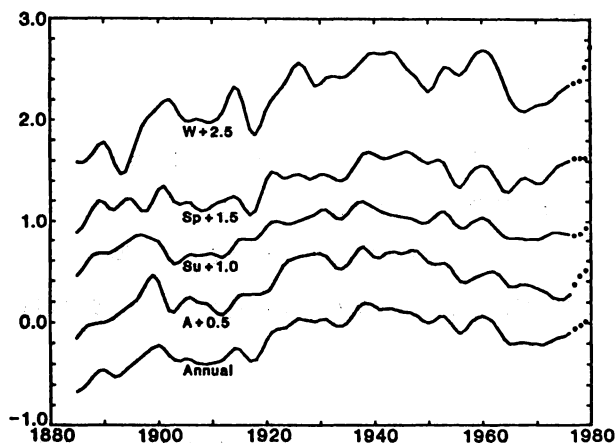


FIG. 5. Filtered seasonal and annual mean surface temperatures for the Northern Hemisphere. The ordinate is in  $^{\circ}\text{C}$  and the curves have been displaced for clarity. The filter used was a nine-weight binomial filter which allows values to be calculated only over the period 1885–1976. The dots show estimates for recent years calculated by assuming future values will be similar to those in 1980. The errors introduced by this assumption are small because of the heavy weights given to central values in the binomial filter. For example, if the 1981 annual value differed from the assumed value by  $0.25^{\circ}\text{C}$  (a large deviation—see Fig. 2), then the errors in the estimated filtered values for 1977, 1978 and 1979 would only be  $0.001$ ,  $0.008$  and  $0.027^{\circ}\text{C}$ , respectively. For winter, where we already know the 1981 value, we have still assumed that future values will be similar to that in 1980.

高温だった。

1978年夏 ( $-0.42^{\circ}\text{C}$ ) は1913年 ( $-0.48^{\circ}\text{C}$ ) 以来の低温を記録し、1976年秋 ( $-0.50^{\circ}\text{C}$ ) は1912年 ( $-0.87^{\circ}\text{C}$ ) 以来の低温を記録した。著しい低温の春は最近ではなく、1977年の春 ( $+0.47^{\circ}\text{C}$ ) は1913年 ( $+0.48^{\circ}\text{C}$ ) に次ぐ高温だった。

## 7. 結 論

この研究の目的は、北半球平均気温の変動を表現する客観的かつ均質な月平均気温のデータシリーズを作ることにあった。1世紀の間に観測ネットワークの変遷等があり、厳密には均質なデータシリーズを作成することは不可能である。このネットワークの変遷がデータシリーズに及ぼす影響を調査した。その結果、データの解析・作成法に基づく統計的な誤差の範囲で、今回作成したデータが、均質かつ北半球の平均気温の変動を良く表現していると考えられた。

1) 調査の結果は、多くの研究者が指摘している20世紀初頭からの温暖化傾向を支持する。この傾向は、春・夏・秋の平均気温では1930年代後半にピークに達し、冬の平均気温で見ると1940年代中頃まで続いた。

- 2) 温暖化のピークに続いて、1960年代(年, 春, 夏, 冬)ないし1970年代中頃(秋)まで寒冷化が続いた。しかし、この期間には約10年周期の変動が明らかである。
- 3) 最近では、再び温暖化傾向に転じているが、この時期は季節により異なる(冬・春; 1960年代中～後半, 秋; '70年代中頃, 夏; ごく最近)。今のところ、この昇温傾向を大気中の炭酸ガス濃度増加の影響と関連づける統計的な事実はない(Wigley and Jones, 1981)。
- 4) 1970年代には、気温の変動はノコギリ状を呈している(Fig-2)。「70年代は気温の年々変動が異常なほど大きな年代であったことを示すものでAngell等(1978)の示唆が確認された。彼等は、地上気温変動には準2年変動が検出されるが、「70年代における変動は多分これと関係していると指摘している。このことについて、今後更に詳細な分析が必要である。
- 5) 年々及び10年単位の変動は、冬期間の月で最も大きくなる(Table 3, Fig-5)。
- 6) 各季節とも長期間(20年以上)のタイムスケールをもつ変動を示すが、10年程度のタイムスケールについては、季節間に顕著な相違がみられる。年々変動には、季節間で相関のある期間とない期間が存在する。この理由は不明である。多分気候系の構成要素が徐々に変化していることに関係しているのだろう。

訳者注; この報告のパート2では、北極圏(60°N~)における地上平均気温の変動(1881~1980)について述べている。北極圏における年平均気温のトレンドは、パート1で示した北半球平均のそれと大旨似ているが、気温の変動は大きく、かつ急激に変動している。

その他、主成分分析を用いて気温変動の地域性・代表性などを検討している。

## Variations in Surface Air Temperatures : Part 2. Arctic Regions, 1881 - 1980

P. M. Kelly, P. D. Jones, C. B. Sear, B. S. G. Cherry and R. K. Tavakol

*Climatic Research Unit, University of East Anglia, Norwich NR4 7TJ, England*

(Manuscript received 1 June 1981, in final form 17 December 1981)

(Monthly Weather Review VOL 110, FEB. 1982, 71 - 83)

### REFERENCES

Angell, J. K., and J. Korshover, 1975: Estimate of the global change in tropospheric temperature between 1958 and 1973.

Mon. Wea. Rev., 103, 1007 - 1012.

—, and —, 1977: Estimate of the global change in temperature, surface to 100 mb, between 1958 and 1975. Mon Wea. Rev., 105, 375 - 385.

— and —, 1978: Global temperature variation, surface - 100 mb: An up-



- date into 1977. *Mon. Wea. Rev.*, 106, 755–770.
- Barnett, T. P., 1978: Estimating variability of surface air temperature in the Northern Hemisphere. *Mon. Wea. Rev.*, 106, № 1353–1367.
- Borzenkova, I. I., K. Ya. Vinnikov, L. P. Spirina and D. I. Stekhnovskii, 1976: Change in the air temperature of the Northern Hemisphere for the period 1881–1975. *Meteor. Gidrol.*, 1976, № 7, 27–35 (in Russian).
- Brinkmann, W. A. R., 1976: Surface temperature trend for the Northern Hemisphere – updated. *Quat. Res.*, 6, 355–358.
- Budyko, M. I., 1969: The effect of solar radiation variations on the climate of the earth. *Tellus*, 21, 611–619.
- , 1977: On present-day climatic changes. *Tellus*, 29, 193–204.
- , and K. Ya. Vinnikov, 1976: The global warming. *Meteor. Gidrol.*, 1976 № 7, 16–26 (in Russian).
- Van Loon, H., and J. Williams, 1976a: The connection between trends of mean temperature and circulation at the surface: Part I. Winter. *Mon. Wea. Rev.*, 104, 365–380.
- and —, 1976b: The connection between trends of mean temperature and circulation at the surface: Part II. Summer. *Mon. Wea. Rev.*, 104, 1003–1011.
- Vinnikov, K. Ya., 1977: Procedures for acquisition and interpretation of data on the variation of Northern Hemisphere surface air temperature during 1881–1975. *Meteor. Gidrol.*, 1977, № 9, 110–114 (in Russian).
- , G. V. Gruza, V. F. Zakharov, A. A. Kirillov, N. P. Kovyneva and E. Ya. Ran'kova, 1980: Contemporary variations of the Northern Hemisphere. *Climate–Meteor. Gidrol.*, 1980, No 6, 5–17 (in Russian).
- Wigley, T. M. L., and P. D. Jones, 1981: Detecting CO<sub>2</sub>-induced climatic change. *Nature*, 292, 205–208.
- Willett, H. C., 1950: Temperature trend in the past century. *Centenary Proceedings, Roy. Meteor. Soc.*, 195–206.
- Yamamoto, R., and M. Hoshiai, 1979: Recent change of the Northern Hemisphere mean surface air temperature estimated by optimum interpolation. *Mon. Wea. Rev.*, 107, 1239–1244.

## 1. 主成分分析

青木 孝\*

### 1. はじめに

流行といってもよいほど主成分分析が各方面で使われている。その理由のひとつは、大量のデータを簡略的に記述できることである。この特性は重回帰分析など変数選択を行って予測式を作成するときに便利である。また、主成分分析で得られる固有ベクトルはパターン分析など二次元データの解析において特に有効な手段であることもあげられる。

主成分分析の解説はすでにこのグロースペクターにおいても、長期予報への利用の観点から廣瀬（1965, 1976）によって行われている。また主成分分析に言及している本も数多く出版されている。にもかかわらず、日本の長期予報の分野においては主成分分析という手法が十分に活用されているとはいえない。その原因にはいろいろあるだろうが筆者は次のように考えた。①主成分分析の解説には必ずといってよいほど行列演算が出てくる。行列記号で表わずと演算の過程がすっきりするのであるが、行列記号をみただけで拒絶反応が生じて食わず嫌いをしてはいないだろうか。著者もその一人であった。②主成分分析はデータを分析する記述モデルであって、重相関分析や判別分析などの予測モデルに比べると方法論が直感的に理解しにくいところがある。③主成分分析の統計学的背景が理解できたことと、その方法を使って計算（解析）ができることは別である。主成分分析に限らず自分にとって新しい多変量解析を実際のデータに基づいて試みようとしたとき、どのように扱ったらよいのか途方に暮れてしまうといった難かしさもある。

それではどうしたらよいただろうか。結論を先にすると、計算プログラムの載っている本を買うなりして、あらかじめどのようなデータであるかわかっているものについて計算してみることをおすすめしたい。データ・セットについて理解していたことが主成分分析でどのように表現されているかを検討することによって、主成分分析の利用の仕方が実感としてわかってくるであろう。

### 2. データの要約化

長期予報でよく使われているデータのひとつに北半球 197 地点の月平均 500 MB 高度がある。このデータを予測因子（独立変数）として、たとえば翌月の月平均気温を予測する回帰式を作るといようなことが行われている。ところでこの場合、予測因子となりうる変数は 197 個とたくさんあるが、観測数（年数）は 1982 年まででも 37 個しかないのです。このままでは重回帰分析ができない。そこで予測因子と月平均気温との単相関をとり、いくつかの高相関の領域から代表的な地点を選んで予測因子の候補を少なくしておいてから重回帰分析により予測式を作成するという方法がとられ

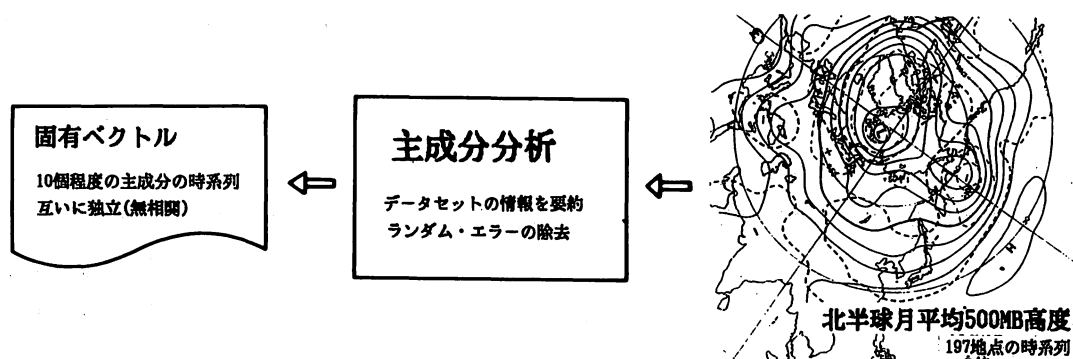
---

\* 気象研究所 予報研究部

ている。

これはなかなかうまく方法である。しかし、せっかく197地点の時系列データがありながら、その全体の情報量のうちで有効に利用されないで捨てられてしまう部分が少なからず生じ得る。このようにときに主成分分析は、大量のデータを圧縮して要約化できるので、効果的な手法であるといえるのである。たとえば2月の北半球500MB高度の1946～82年のデータについて主成分分析すると、10個の主成分で総分数の81%を表現することができる。相関係数になおすと0.9の情報量が197個の時系列からたった10個の時系列にまとめることができるのである。

さらに主成分分析の利点として、重回帰分析にもちいた観測データ以外の独立資料つまり実際の予測に回帰式を使うときにも、重相関係数の大きくなるような格子点をいくつか選ぶという方法よりは、主成分のように観測データのもつ情報のなかに共通して含まれている主な要素を抽出して記述しているものを予測因子として採用した方が、よい予測結果が得られることが多い。また重回帰分析では、予測因子として、予測対象とは高い相関であってかつ予測因子が相互には相関のないものをそろえることが望ましい。この点でも主成分は互いに無相関であるから最適である。因子間に相関がないので因子のつくる相関行列は単位行列になって逆行列を求める必要がなくなる。つまり重回帰式の偏回帰係数は、それぞれ予測の対象となっている要素との単回帰係数を計算するだけでよいのである。

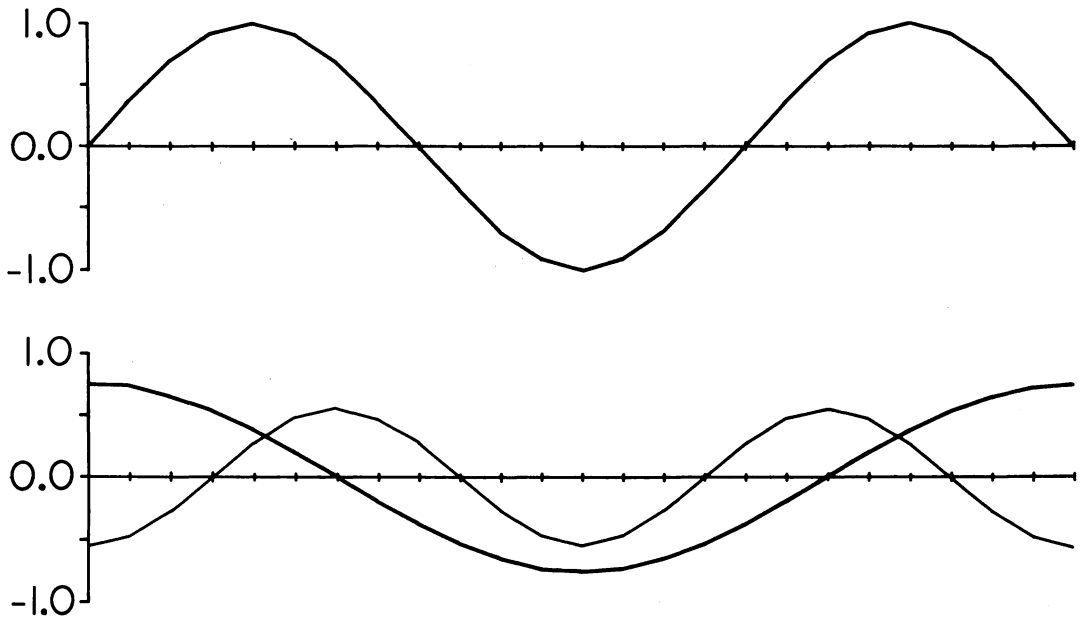


第1図 主成分分析の概念図

### 3. 固有ベクトル

固有ベクトルについて直観的にも理解しやすいように、ここでは第2図上段のように、波数1.5のsin波で表現されるように無限につづく周期変化について調和解析の結果と比較してみよう。

この周期変化を24項の調和解析をすると、もとの周期変化を表現するには少なくとも二つの波が必要である(第2図下段)。波数1の寄与率は57%、波数2の寄与率は30%である。二つの波によって全体の87%を記述することができている。次に同じ周期変化を、その振幅を0.1きざみに0.1～1.0倍と-0.1～-1.0倍した20個の波について主成分分析すると、第3図下段のようにも

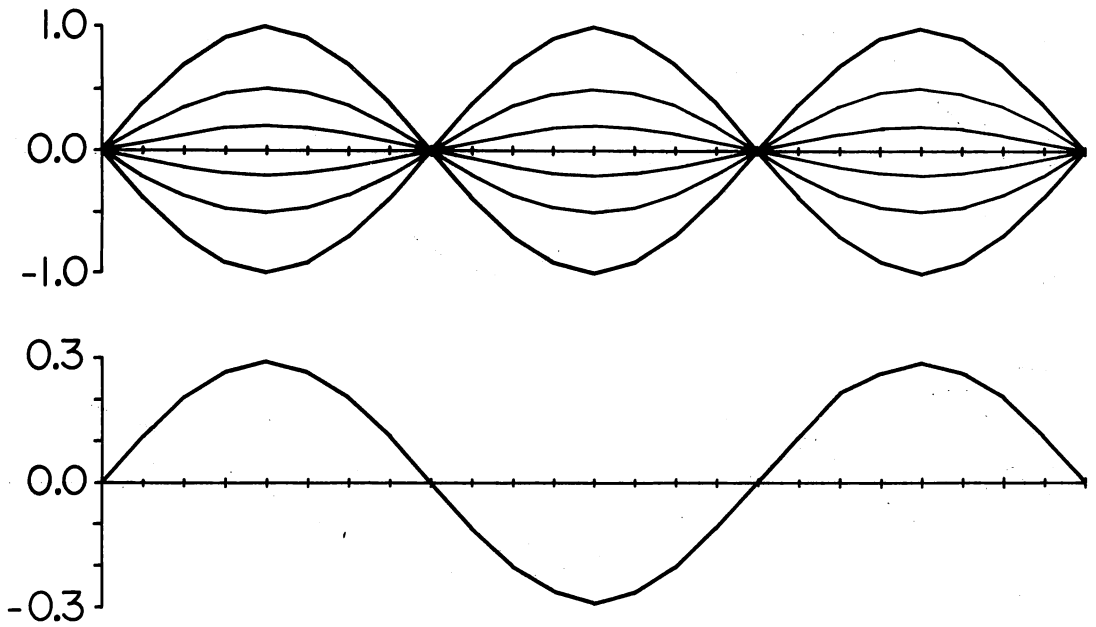


第2図 調和解析を行った周期変化（上段）と調和解析で得られた波数1と2の波（下段）

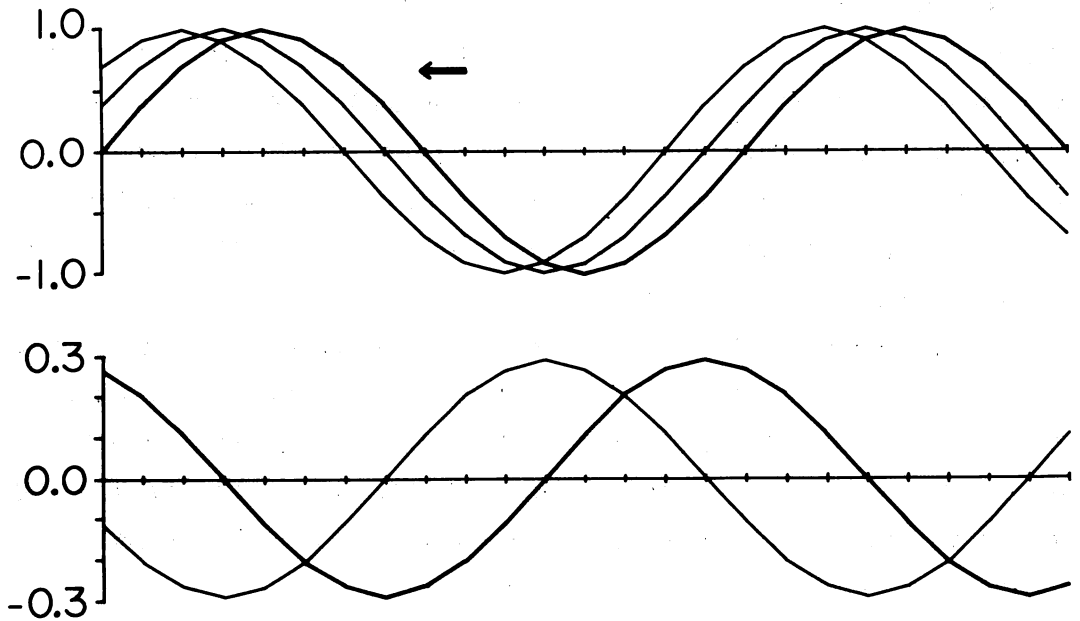
との周期変化と同じ波数1.5の固有ベクトルが得られる。第1主成分だけで総分散の100%を記述しており、もとの波を表現するには固有ベクトルは1個だけしか必要とされない。

調和解析では、既定の波数1, 2, 3……といった直交関数を現実のデータにあてはめようとするので、いくつもの波数を使わなければならなくなったりする。固有ベクトルはデータに即して関数の形を決める経験的直交関数（empirical orthogonal function）である。そのためデータの記述に効率的なだけでなく現象の解釈がしやすくなることにもなる。なお固有ベクトルの成分すなわち各観測点での大きさは、全観測点についての自乗和が1になるように各観測点の値が案分されている。もとの周期変化は、調和解析による結果と同じように、振幅係数（主成分スコア）と固有ベクトルの各観測点の値との積で再現できる。

ところで主成分分析による固有ベクトルが調和解析に比べていつでも効率的であるという訳ではない。第4図のように、左に向かって波が1観測点ずつ進行する場合すなわち移動波について主成分分析を行うと、それぞれ寄与率が50%の固有ベクトルが二つ得られる。主成分分析でも調和解析と同様に二つの固有ベクトルという停滞波を使って振幅を時間の関数とすることによって移動波を表現するのである。この点において、直交関数が所与のデータから求めたものか、先験的な関数系かという点を除けば、主成分分析と調和解析とは同じであるといえる。



第3図 第2図と同じ周期の定在波（上段）の主成分分析で得られた第1主成分の固有ベクトル（下段）



第4図 移動波（上段）についての主成分分析で得られた固有ベクトルの第1主成分（下段の太線）と第2主成分（下段の細線）

#### 4. パターン解析と固有ベクトル

二次元の気象要素の場の空間的および時間的变化を解析する手段としても主成分分析による固有ベクトルはよく使われている。その具体例としては Akiyama (1981) などを参考にされたい。Lund (1963) の相関法で分類した天気図型と固有ベクトルとを比較検討した報告 (Blasing, 1975) もあるが、ここでは固有ベクトルの解釈において誤解をまねきやすい点があることを Lund 法と対比させながら指摘していきたい。

Lund の方法は、ある二つのパターンの組み合わせを考え、その観測値 (たとえば気圧など) の相関係数が規準値より大きければ二つのパターンが似ているとして、次々に類似パターンの型を設定していくやり方である。一方、主成分分析ではデータのもっている情報量を最大に表現するように第1主成分の固有ベクトルが決められる。次に第1主成分では記述できなかった部分について最も多く表わすようにかつ第1主成分に直交する (無相関になる) ように第2主成分の固有ベクトルを決める。以下は同様にして順次各主成分の固有ベクトルを求めていく。

実際のデータで主成分分析をすると、第1主成分はともかく、主成分の数が多くなると固有ベクトルのパターンがもとの観測値の分布とどのように関係するのか説明に困るようなことがある。観測される現象は必ずしも直交性をもたないにもかかわらず、固有ベクトルという直交関数で展開していくことに無理があってわかりにくくしている。符号が正負逆になっても現象自体は正反対にならないという問題もある。たとえば西高東低の気圧配置を考えた場合、西高東低が強くなったときと弱くなったときの気圧偏差パターンは、固有ベクトルのように正の偏差のところが負になって負の偏差のところが正になるようなことはまずおこらない。

固有ベクトルは効率的にデータのもつ情報を表現するのが目的であるから、固有ベクトルのパターンが直観的にわかりにくかったり、偏差分布と比べてときどちつかずの配置になってしまってもそれは固有ベクトルの特性としては仕方がないことである。固有ベクトルはもともとパターン分類の結果ではないのである。パターン分類が目的ならば、各主成分の振幅係数をクラスター分析などによって分類してからもとの観測要素に変換すればよいのである。

Lund 法で分類されたパターンの型は、それぞれの型ごとに観測値を合成したものであるから、直観的に理解しやすく、パターンの記述という点において Lund 法は適しているといえる。しかし分類された類似パターンの型が互いに相関があり、取り扱いに主観的な要素がはいりこむ余地がある。前述したように主成分分析による固有ベクトルの振幅係数が重回帰分析など客観的な解析の対象となりうる利点もあるのに比べ、Lund 法などのパターン分類では予測に利用するなどの目的でさらに統計解析を進めたいときには都合が悪い。

## 5. 主成分分析の簡便な計算方法

主成分分析において行う計算のおもなものは、分散共分散行列（あるいは相関行列）を作り、その行列の固有値・固有ベクトルを求め、固有ベクトルともとのデータ行列から振幅係数（主成分スコア）を導くことである。ここではじめ述べたことと矛盾するが行列記号を使わせていただく。一次元のデータがベクトルで二次元が行列であり、第5図あるいは第6図をみながら繁雑ではあるが引数を1, 2, 3……と入れて書き直していただくとたいしたほどのことはやっていないがおわかりいただけるはずです。

主成分分析を行う対象として $M \times N$ のデータ行列 $Z$ が与えられたとする。たとえば $M = 197$ 地点で $N = 37$ 年間のデータセットならば $Z(197, 37)$ となる。第5図に示したように、 $Z$ とその転置行列 $Z'$ から $ZZ'/N$ によって $M \times M$ の対称な分散共分散行列 $R$ をつくる。次に廣瀬(1976)のサブルーチン・プログラムDQLTによって固有値・固有ベクトルを求める。サブルーチンDQLTから戻ると、EGNに固有値が得られ、行列 $R$ には分散共分散行列の代りに $M$ 個の成分をもつ固有ベクトルが $M$ 個の主成分だけ並べられている。なお固有ベクトルとデータ行列から次式によって主成分の振幅係数（主成分スコア）が計算できる。

$$Y(j, k) = \sum_i R(i, j) \cdot Z(i, k)$$

ここで $i$ は地点、 $j$ は主成分番号、 $k$ は年数である。 $Z$ と $Y$ 、 $R$ の間には

$$Z(i, k) = \sum_j Y(j, k) \cdot R(i, j)$$

の関係があるから、 $Z$ の時系列が $R$ という固有ベクトルによって $Y$ という時系列に変換されたことになる。調和解析と比べてみると、固有ベクトル $R$ は $\sin$ ,  $\cos$ といった周期関数に、振幅係数 $Y$ は周期関数の振幅と考えることができる。

一般に分散共分散行列 $R$ の次数 $M$ が大きくなるにつれて、必要とされる記憶容量や計算時間が急激に増加する。もし $M$ が $N$ に比べてかなり大きい場合には、Hirose and Kutzbach(1969)による記憶容量と計算時間を節約できる便利な方法が利用できる。

この方法では、第6図に示したように、上に述べた $ZZ'/N$ ではなくて $Z'Z/N$ から $N \times N$ の分散共分散行列 $R_a$ をつくり、固有値 $L_a$ ・固有ベクトル行列 $R_a$ を計算する。そして

$$E = Z R_a (L_a N)^{-\frac{1}{2}}$$

の変換式によって $M \times M$ の対称行列の固有ベクトル行列 $E$ が得られる。なお各主成分の固有値は $N \times N$ の対称行列から求めたものが $M \times M$ から求めたものと同じ値である。 $M = 197$ ,  $N = 37$ のとき、第6図に示した計算に必要な記憶容量は第5図の通常の場合の約20%、すなわち1/5に節約できる。主成分分析ではこのほかに寄与率とか振幅係数などの演算を行うので全体としてみると

```

00010 C
00020 DIMENSION Z(197,37)
00030 REAL*8 R(197,197),EGN(197),DMY(197)
00040 C
00050 C *** VARIANCE-COVARIANCE MATRIX ***
00060 C
00070 DO 220 L = 1,197
00080 DO 220 J = 1,L
00090 R(J,L) = 0.0
00100 DO 210 N = 1,37
00110 210 R(J,L) = R(J,L)+Z(J,N)*Z(L,N)
00120 R(J,L) = R(J,L)/37.0
00130 IF ( J .NE. L ) R(L,J) = R(J,L)
00140 220 CONTINUE
00150 C
00160 C *** EIGENVALUE AND EIGENVECTOR ***
00170 C
00180 CALL DQLT (197,197,R,EGN,DMY)
00190 C

```

第5図 通常の固有値・固有ベクトルの計算方法。

行番号・20～30 配列宣言・Z (197, 37) データ行列・R (197, 197) 分散共分散行列、のちに固有ベクトル行列・EGN (197) 固有値・DMY (197) 作業領域・R, EGN, DMYは倍精度・70～140 分散共分散行列の計算・180 固有値・固有ベクトルの計算、固有ベクトルの計算、固有ベクトルはデータ行列Z (I, J) のIとJのいずれか小さい方の数だけ得られる。この場合は37個である。

```

00010 C
00020 DIMENSION Z(197,37),E(197,37)
00030 REAL*8 R(37,37),EGN(37),DMY(37)
00040 C
00050 C *** ALTERNATE VARIANCE-COVARIANCE MATRIX ***
00060 C
00070 DO 320 L = 1,37
00080 DO 320 J = 1,L
00090 R(J,L) = 0.0
00100 DO 310 N = 1,197
00110 310 R(J,L) = R(J,L)+Z(N,J)*Z(N,L)
00120 R(J,L) = R(J,L)/37.0
00130 IF ( J .NE. L ) R(L,J) = R(J,L)
00140 320 CONTINUE
00150 C
00160 C *** EIGENVALUE AND EIGENVECTOR ***
00170 C
00180 CALL DQLT (37,37,R,EGN,DMY)
00190 C
00200 C *** REQUIRED TRANSFORMATION ***
00210 C
00220 DO 730 M = 1,37
00230 AL = 1.0/SQRT(EGN(M)*37.0)
00240 DO 720 N = 1,197
00250 E(N,M) = 0.0
00260 DO 710 L = 1,37
00270 710 E(N,M) = E(N,M)+Z(N,L)*R(L,M)*AL
00280 720 CONTINUE
00290 730 CONTINUE
00300 C

```

第6図 簡単な固有値・固有ベクトルの計算方法。

行番号・20～30 配列宣言・Z (197, 37) データ行列・E (197, 37) 第5図の方法で求めたのと同じ固有ベクトル行列・R (37, 37) 分散共分散行列、のちに固有ベクトル行列・EGN (37) 固有値・DMY (37) 作業領域・R, EGN, DMYは倍精度・70～140 分散共分散行列の計算、第5図とは行番号70, 100, 110が異なる。180 固有値・固有ベクトルの計算・220～290 固有ベクトルRからEを計算。得られる固有ベクトルが37個なので行番号220のMと260のLは37までである。



節約率はもう少し下がる。計算時間については、主成分分析に関係する全部を計算するのに要した時間数（CPU）は、通常の方法の35%しかかからなかった。

## 6. お わ り に

対象は何でもよいから計算してみていただきたい。プログラムを新しく作るのを楽しみとするならば別であるが、プログラミングには多くの時間がかかる上にプログラム作成の誤りを犯していながら永い間気付かないでいることもあるので、できあいのプログラムを使うのが安全である。文献には筆者の身近かにおいてフォートラン・プログラムの載っている本を2冊あげた。なおいずれのプログラムについても、計算にあたっては自分のパンチミスだけでなく、本のプログラムやデータに誤植などがあることもあるので過信は禁物である。

謝辞：主成分分析をはじめ統計分析について御指導いただいている廣瀬元孝氏、いろいろ有益な助言や討論をしていただいている千葉 長研究官にお礼申し上げる、

## 参 考 文 献

### 論 文

- Akiyama, T. (1981): Time and Spatial Variations of Heavy Snowfalls in the Japan Sea Coastal Region. Part I. Principal Time and Space Variations of Precipitation Described by EOF. J. Met. Soc. Japan, 59, 578 ~ 590.
- Blasing, T. J. (1975): A Comparison of Map-Pattern Correlation and Principal Component Eigenvector Methods for Analyzing Climatic Anomaly Patterns. Preprints, Fourth Conference on Probability and Statistics in Atmospheric Sciences, AMS, 96 ~ 101.
- 廣瀬元孝 (1965): 経験的直交函数と季節予報. グロースベッター, 第3巻第3号, 1 ~ 11.
- (1976): 主成分分析と長期予報. グロースベッター, 第14巻第3号, 1 ~ 9.
- and J. E. Kutzbach (1969): An Alternate Method for Eigenvector Computations. J. Appl. Met., 8, 701.
- Lund, I. A. (1963): Map-Pattern classification by Statistical Methods. J. Appl. Met., 2, 56 ~ 65.

### 単 行 本

- 芳賀敏郎・橋本茂司, (1980): 回帰分析と主成分分析 (統計解析プログラム講座2). 日科技連.
- 芝 祐順, (1975): 行動科学における相関分析法 (第2版). 東京大学出版会.

## 2 自己回帰法について

千葉 長\*

i) 長年の観測によって蓄積された時系列  $x_1, x_2, \dots, x_N$  があつた時, 将来の  $x$  の値を推定する方法として自己回帰法と呼ばれるものがある。自己回帰法とはその名が示すとおり  $x$  の将来の値に対して  $x$  の過去の値を予測因子として回帰方程式を作り予測を行う方法である。式を用いて表現すれば次のようになる。

$$x_{N+1} = a_0 x_N + a_1 x_{N-1} + \dots + a_{p-1} x_{N-(p-1)} + \varepsilon_{N+1} \dots \dots \dots (1)$$

ここで  $a_0, a_1, \dots, a_{p-1}$  は回帰係数,  $\varepsilon_{N+1}$  は,  $N+1$  番目の  $x$  に対する回帰残差 (または予測誤差) である。(1) 式の左辺で  $x_{N+k}$  ( $k = 2, 3, \dots$ ) とおけば  $k$  期だけ先の値に対する予測回帰式となる。(1) 式は  $p$  個だけ過去までさかのぼって  $x$  を参照していることから,  $P$  次自己回帰モデル ( $P$ -order - auto regression model — AR ( $P$ )) と呼ばれる。予測因子として  $x$  以外の値を持ってきて表現すれば, 通常の重回帰法と同じになる。従つて自己回帰法は重回帰法の特殊な場合になっている。このため(1)式の回帰係数列  $\{a_n\}$  は, 重回帰法において用いられる方法を使って得ることができる。重回帰法についての話しは他の参考書をみていただくこととして, ここでは自己回帰法に特有の方法について簡単にのべておく。詳しい議論を望まれる方のために, 次の参考書をあげておく。

スペクトル解析	日野 幹 雄	朝 倉 書 店
ダイナミックシステムの 統計的解析と制御	赤 池 弘 治 中 川 東 一 郎	サイエンス 社
新しい応用の数学シリーズ 時系列解析の数学的基礎	中 塚 利 直	教 育 出 版

はじめの2つは比較的平易でしかも具体的な応用例もでていて理解しやすい。更に  $\{a_n\}$  を得るためのプログラムも載せられているので実用的である。3つ目は, 時系列の取り扱いに対しての数学的, 確率論的な基礎を与えており, 時系列解析の有効性と限界をみきわめる上で参考になる。この他に時系列解析のいろいろな種類を総合的にまとめ, 数学的にも, 実用的にも有用な本としては

Time Series Analysis      Box. & Jenkins      Holden - Day INC.

がある。

---

\* 気象研究所 予報研究部

ii) 時系列  $x$  は平均が 0, 分散が  $\sigma_x$  であるとする。また  $x$  の自己共分散関数  $C_s$  ( $s = 0, 1, 2 \dots$ ) を次のように定める。

$$0 = E\{x_t\}$$

$$C_s = E\{x_{t+s}x_t\} \dots\dots\dots (2)$$

$E\{ \}$  は集合平均の意味である。気象の時系列のように 1 個の観測系列しかない場合に集合平均を考えることは直観的には難しい。そこで次のような例を考える。たとえばサイコロを振って出る目の数を順番に記録しておき 100 回目までいったら再び 1 から記録をつけはじめるという作業を 30 回程度したとしよう。このようにすれば、100 個の記録列が 30 例得られたことになる。

	1 回目	2 回目	3 回目	.....	100 回目
第 1 番目の記録	2	5	1	.....	6
第 2 番目の記録	3	6	4	.....	2
⋮					
第 30 番目の記録	1	6	2		5

いま第  $i$  番目の記録の第  $j$  回目のサイコロの目の数を  $y_{ij}$  と表わすことにする。この時、 $y_j$  の集合平均  $E\{y_j\}$  は次のように表わされる。

$$m_{y(j)} = E\{y_j\} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} y_{ij} \dots\dots\dots (3)$$

このようにして得られる時系列は確率過程と呼ばれる。第  $i$  番目の記録は確率過程  $Y$  の 1 つの実現時系列になっている。

気象の時系列もそのような確率過程  $X$  の 1 つの実現値と考えればよい。

時系列解析のいろいろな議論は確率過程の概念が基礎になっているので他の参考書を読む時は上のような事を念頭においておくと理解しやすい。

(3) 式のように集合平均をとった場合、一般には平均をとる時間によって値が異なる。集合平均の値が時間によらない場合を定常過程と呼んでいる。

$$\text{定常過程: } m_x(t) = E\{x_t\} = m_x$$

$$C_s(t) = E\{x_{t+s}x_t\} = C_s$$

この定常過程は厳密には弱定常過程と呼ばれるものであるが実用的にはこれだけで十分である。

(1) 式に、 $x_{N+1}, x_N, \dots, x_{N-p}$  をそれぞれかけて集合平均をとることによって次の式が得られる。

$$C_0 + r_1 C_1 + r_2 C_2 + \dots + r_p C_p = P_p$$

$$C_1 + r_1 C_0 + r_2 C_1 + \dots + r_p C_{p-1} = 0$$

$$\vdots$$

$$C_p + r_1 C_{p-1} + r_2 C_{p-2} + \dots + r_p C_0 = 0 \dots\dots\dots (4)$$

但し、 $P_p = E\{\epsilon_{N+1} \cdot \epsilon_{N+1}\}$ ,  $E\{x_{t+s}x_t\} = E\{x_t x_{t+s}\} = Cs$ ,  $r_1 = -a_0$ ,  $r_2 = -a_1$ ,  
 ……  $r_p = -a_{p-1}$  である。

(4)式は  $r$ ,  $r_2, \dots, r_p$  と  $P_p$  の  $(P+1)$  個の未知数をもつ  $(P+1)$  次元連立方程式になっ  
 ている。また次のような漸化式が自己共分散関数の性質から得られる(証明は上記参考書を見よ)。

いま  $P$  次までの  $r_1^p, r_2^p, \dots, r_p^p$  と  $P_p$  が得られているとする。この時

$$P_p = C_0 + r_1^p C_1 + r_2^p C_2 + \dots + r_p^p C_p$$

$$D_p = C_{p+1} + r_1^p C_p + r_2^p C_{p-1} + \dots + r_p^p C_1$$

$$r_{p+1}^p = -\frac{D_p}{P_p}$$

$$r_m^{p+1} = r_m^p + r_{p+1}^p r_{p-m}^p$$

$$P_{p+1} = P_p + r_{p+1}^p P_p = P_p (1 - r_{p+1}^p \times r_{p+1}^p) \dots \dots \dots (5)$$

但し初期値として  $C_0 = P_0 = E\{x_t \cdot x_t\}$  を用いる。上記の方法は、自己共分散関数  $Cs$  がわか  
 っているものとした場合の計算方法である。従って  $Cs$  の推定の精度が重要になる。これにはい  
 ろいろなものがあるが、推定の平均2乗誤差が最も少ないものとして

$$Cs = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-S} x_{i+S} x_i \dots \dots \dots (6)$$

が用いられることが多い。 $Cs$  の推定は、資料数  $N$  が  $S$  に比べて十分大きい場合には問題はないが  
 $N$  が少ない場合には精度が悪くなると考えられる。従って上記の方法は求めようとしている自己回  
 帰モデルの次数に比べて  $N$  が十分大きい場合に用いたほうがよいと思われる。

自己共分散関数  $Cs$  も未知数として、 $r_1, r_2, \dots, r_p, C_p, P_p$  の  $(P+2)$  個の未知数を求め  
 る方法が Burg によって考察されている。(4)式は  $(P+1)$  次元連立方程式があるので解を求めるた  
 めには条件が1つ不足している。そこで“自己回帰モデル(1)に信号を前向きに通す時と逆向きに  
 通す時の予測誤差の分散を最少にする”という条件を付け加えている。即ち

$$P_p = \frac{1}{2} \frac{1}{(N-P)} \sum_{i=1}^{N-P} \left\{ (x_i + \sum_{m=1}^p r_m^p x_{i+m})^2 + (x_{i+p} + \sum_{m=1}^p r_m^p x_{i+p-m})^2 \right\} \rightarrow \text{最少}$$

とおく。この条件から  $r_p^p$  に対する漸化式が得られる。これと(5)式の漸化式を用いて順次に  $\{r^p\}$   
 が得られる。この方法では  $Cs$  を推定する必要がないので資料数の少ない場合にも回帰次数の高い  
 自己回帰モデルを与えることができる。

前者の場合には Cs の推定方法をどのようにするかが重要な点となるし、後者の場合にはあらたにつけ加えた条件が妥当なものであるかどうかの問題点として残っている。どちらの方法を用いるかは対象とする時系列に応用して結果のよいほうをとるのがよい。

上記の解法によって原理的には回帰の次数をいくらでもあげていくことができ、結果として残差 Pm を小さくしていくことができる。しかしながら、次数を大きくすることによって推定に用いられる資料の自由度が減少してくるために、これによる不確実性が増大してくる。このため赤池 (1969) は次のような量を定め、この値が最小になる所の次数を採用することが妥当であるとしている。

$$(FPE) = \frac{N + (P + 1)}{N - (P + 1)} P_P^P$$

この値は最終予測誤差 (Final predictin error) と呼ばれている。

実際のデータに適用した場合の予測値を図-1 に示しておく。データは 500 mb 半旬平均値で北緯 40°N, 東経 140° の地点である。解析に使用した期間は 1967 年第 1 半旬から 1976 第 73 半旬までの 730 半旬分である。予測期間は 1977 年第 1 半旬から 5 年分である。解法は Burg によるものを使っている。

時系列の分散, 回帰誤差, 回帰の次数などは次のようになっている。

$$C_0 = 0.365 \times 10^5$$

$$P = 0.387 \times 10^4$$

$$(FPE) = 0.476 \times 10^4$$

$$\text{回帰の次数} = 74$$

$$R = (0.365 \times 10^5 - 0.387 \times 10^4) / 0.365 \times 10^5 \approx 0.894$$

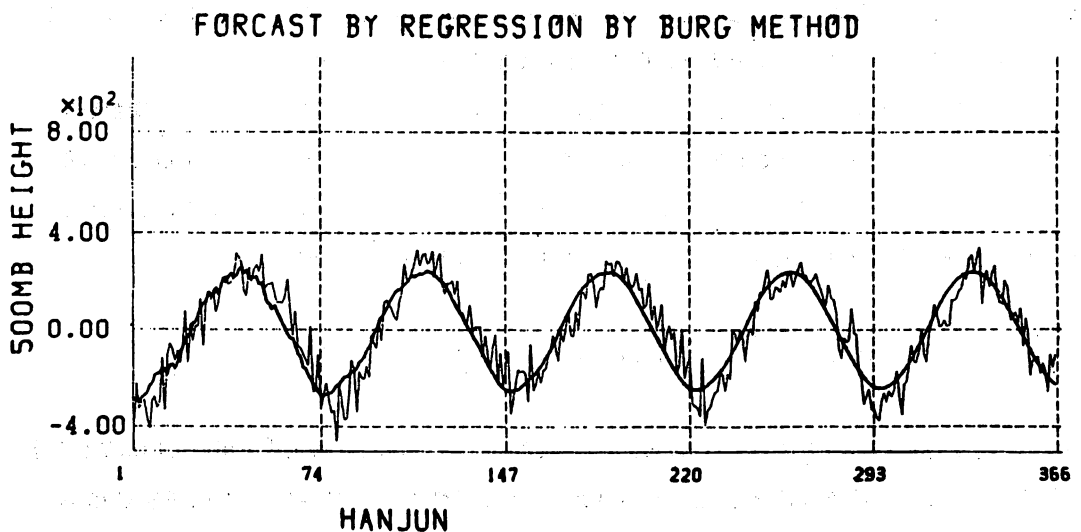


図1 予測例-1 (細線……実況, 太線……予測)

年変化の成分はほぼ再現されているが、短い周期の変動は予測開始の早期にはみられるが時間と共に振巾は減少している。これは短周期変動の寿命が短いことを示している。観測時系列の短周期の変動はあまり過去までその原因をさかのぼることのできない時々刻々の不規則変動とみなせる。

iii) 次に自己回帰モデルによる予測の精度について考えてみる。(1)式に  $x_{N+1}$  をかけて集合平均をとれば

$$C_0 = \sum_{e=1}^{p-1} a_e C_e + P_p \quad \text{但し, } P_p = E\{\varepsilon_{N+1} \varepsilon_{N+1}\}$$

となる。いま  $\hat{x}_{N+1} = \sum_{e=0}^{p-1} a_e x_{N-e}$  と  $x_{N+1}$  との共分散を

$Cx\hat{x}$  と表せば

$$Cx\hat{x} = \sum_{e=0}^{p-1} a_e C_e$$

になる。 $\hat{x}_{N+1}$  の値が  $x_{N+1}$  に近かければ近いほど  $Cx\hat{x}$  は  $C_0$  に近くなる。従って  $R = Cx\hat{x}/C_0$  とおいた時、 $R$  は 0 ~ 1 の間の値をとり 1 に近いほど予測はよいものと考えられる。

$$R = \frac{Cx\hat{x}}{C_0} = \frac{C_0 - P_p}{C_0} = 1 - \frac{P_p}{C_0}$$

$R$  の値としてどの程度をとれば予測がよいと考えるかは予測する対象によるが、 $R = 0.5$  以上はないと予測がよかったという印象はもてないのではないかと思う。 $R$  が小さい時には  $C_0$  に占める  $Cx\hat{x}$  の割合が小さく  $\hat{x}$  の変動は小さくなってしまい平均値予測（ここではあらかじめ 0 に設定している）と変わらなくなってしまう。

従って (FPE) などを考慮しながら実際の観測時系列から作成された自己回帰モデルにおいて、 $R$  が小さくなってしまふような場合には、観測時系列は自己回帰モデルを考える限りにおいて不規則変動であり、予測できないものと考えたほうがよい。

ここで 1 次の回帰モデルを考えてみる。

$$x_{N+1} = a x_N + \varepsilon_{N+1} \quad \text{但し } 0 \leq a < 1$$

$\varepsilon_{N+1}$  は時刻  $N+1$  に発生する雑音で予測できないものである。この時には

$$C_0 = E\{x_{N+1} x_{N+1}\} = \frac{P}{1 - a^2}$$

$$P = E\{\varepsilon_{N+1} \varepsilon_{N+1}\}$$

$$R = \frac{C_0 - P}{C_0} = a^2 = \left( \frac{C_1}{C_0} \right)^2$$

$$C_1 = E\{x_{N+1}x_N\} = aC_0$$

となり、 $a$  が 1 に近いほど  $x$  の分散に対して予測できない成分の分散  $p$  が占める割合が小さくなり過去の  $x$  の経過から将来の状態を知り得る可能性が大きくなる。逆に  $a$  が 0 に近くなれば予測できない成分の占める割合が多くなり  $x$  は本質的に予測できないことになる。

例として先にあげた半旬平均 500 mb 高度のについて調べてみる。図-1 では 1 年周期をとりどろかずに行なったのであるが、今度は 1 年周期をとり除いで同様の方法で予測を行なった。その結果が図-2 である。この場合には

$$C_0 = 0.501 \times 10^4$$

$$P_P = 0.420 \times 10^4$$

$$(FPE) = 0.425 \times 10^4$$

$$\text{回帰の次数} = 3$$

$$P = (0.501 \times 10^4 - 0.420 \times 10^4 / 0.501 \times 10^4) = 0.1617$$

となっている。R は非常に小さく時系列の変動の大部分が過去の値と相関をもたない不規則な成分で構成されていることを示している。また図では予測開始後の数ステップで予測値は 0 になっており過去の相関を持つ変動成分でもその寿命は短いことを示している。

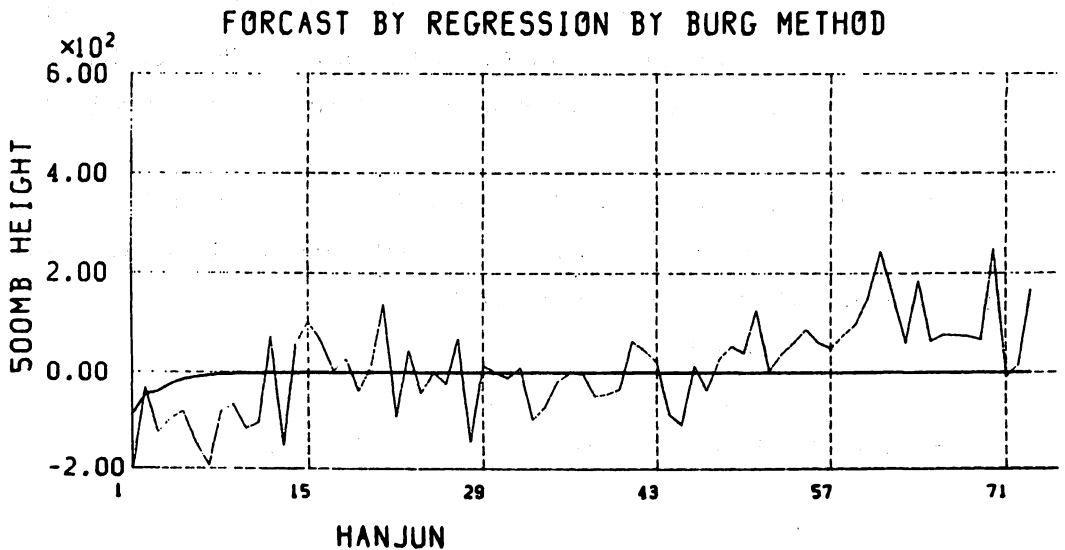


図 2 予測例-2 (細線……実況, 太線……予測)

iv) 実例として極めて持続性の強い周期変化成分を持った時系列と、顕著な周期性をもたない時系列の2つをあげた。この2例から自己回帰法は、持続性の強い（位相変化の少ない）周期成分が多く含まれるような時系列に対しては有効な手段と考えられるが、そうでないような時には予測の方法としてはあまりよいものではないと考えられる。しかし現実的には時系列がどのような性質をもっているかはあらかじめ知ることができないことが多い。現実的には自己回帰モデルをあてはめてみて、その結果として時系列の性質がわかる場合がある。このため自己回帰モデルは時系列解析の手段として使われることが多い。予測手段として使う時はロケットの自動追尾、飛行機の自動運転などのような自動制御系内で使われているようである。

自己回帰モデルを作成するには不確定な要素がたくさんある。それらの中で主なものはモデルを作るにあたって参照する過去資料をどこまでさかのぼって用いるか、(FPE)による回帰次数の決定ではたしてよいかどうか、あらかじめ卓越周期などは資料からとり除いておくなどの資料の前処理が必要かどうかなどである。これらの問題に対する一義的な解答はないようで、場合場合に依りて適宜もっともふさわしい方法を用いるのがよいようである。

自己回帰モデルの最大の特徴はモデルが極めて簡単で、計算のためのプログラムも同様に簡単のため非常に手軽であるという点にあるように思う。記憶容量も時系列データの個数の数倍程度ですむので、小さな計算機でも十分計算をすることができる。

従って時系列データの第1次的調査の手段として活用できると思う。



## 長期予報の業務法

菊地恒之\*

長期予報に関する法律としては、気象業務法第3章（予報及び警報）の第13条に、

第13条 気象庁は政令の定めるところにより気象、地象（地震及び火山現象を除く。この章において以下同じ。）、津波、高潮、波浪及び洪水についての一般の利用に適合する予報、警報をしなければならない。

2. 気象庁は前項の予報及び警報の外、政令の定めるところにより、津波、高潮、波浪及び洪水以外の水象についての一般の利用に適合する予報及び警報をすることができる。

3. 気象庁は、前二項の予報及び警報をする場合は、自ら予報事項及び警報事項の周知の措置を執る外、報道機関の協力を求めて、これを公衆に周知させるように努めなければならない。

と規定されており、1項に述べる政令とは、気象業務法施行令第4条（一般の利用に適合する予報及び警報）で、

第4条 法第13条の規定による一般の利用に適合する予報及び警報は、定時又は随時に、左の表（略）の区分に従い、運輸省令で定める予報区を対象として行うものとする。

とあり、これによって予、警報の種類と内容が定められている。この表の区分中、長期予報に関するものは次のとおりである。

種 類	内 容
季 節 予 報	当日から1か月間、当日から3か月間、暖候期、寒候期、梅雨期等の天気、気温、降水量、日照時間等の概括的な予報。

さらに同条に述べる運輸省令とは、気象業務法施行規則第8条（予報区等）であり、

第8条 令第4条の運輸省令で定める予報区は、左の表（略）の上欄に掲げる通りとし、これを対象として行う予報及び警報は、同表の下欄に掲げる通りとする。

とある。この表で長期予報に関する分は、下記の通りである。

全国予報区（本邦全域（沿岸の海域を含む）を範囲とするものをいう）。	週間予報及び <span style="border: 1px solid black; padding: 2px;">季節予報</span>
地方予報区（2以上の府県を含む区域又は、これに相当する区域（沿岸の海域を含む）を範囲とするものをいう）。	天気予報、週間予報、 <span style="border: 1px solid black; padding: 2px;">季</span> <span style="border: 1px solid black; padding: 2px;">節予報</span> 及び波浪予報

\* 静岡地方気象台

さらに、これらの予報及び警報を行う具体的方法、予報区域、担当官署については気象庁予警報規程（昭和28年2月20日運輸省告示第63号）に規定されており、予報区及び担当気象官署に関しては、

第2条 気象業務法施行規則（昭和27年運輸省令第101号）第8条の予報区の区域及びこれを担当する気象官署は、全国予報区、地方予報区、府県予報区、地区予報区及び特区予報にあっては別表第1の、津波予報区にあっては別表第2の、全般海上予報区及び地方海上予報区にあっては別表第3のとおりとする。

があり、同条関連として別表第1の全国予報区及び地方予報区を以下に記す。

別表第一（第2条関連）

一 全国予報区

区 域	担 当 気 象 官 署
本 邦 全 域	気 象 庁 本 庁

二 地方予報区

名 称	区 域	担 当 気 象 官 署
北海道地方予報区	北海道全域	札幌管区气象台
東北地方予報区	青森県、秋田県、岩手県、山形県、宮城県、福島県	仙台管区气象台
関東甲信地方予報区	栃木県、群馬県、埼玉県、茨城県、千葉県、東京都、神奈川県、長野県、山梨県	気象庁本庁
東海地方予報区	静岡県、岐阜県、三重県、愛知県	名古屋地方气象台
北陸地方予報区	新潟県、富山県、石川県、福井県	新潟地方气象台
近畿地方予報区	京都府、兵庫県、奈良県、滋賀県、和歌山県、大阪府	大阪管区气象台
中国地方予報区	鳥取県、島根県、岡山県、広島県	広島地方气象台
四国地方予報区	香川県、愛媛県、徳島県、高知県	高松地方气象台
九州北部地方予報区	山口県、福岡県、大分県、佐賀県、熊本県、長崎県	福岡管区气象台
九州南部地方予報区	宮崎県、鹿児島県	鹿児島地方气象台
沖縄地方予報区	沖縄県	沖縄气象台

次に季節予報の種類及び担当気象官署に関しては、

第8条 季節予報は、全般季節予報及び地方季節予報の2種とする。

2 全般季節予報は気象庁本庁が、地方季節予報は地方予報区を担当する気象官署が行う。

季節予報の回数に関しては

第9条 当日から1か月間の全般季節予報は毎月2回、当日から1か月間の地方季節予報及び地方季節予報は毎月1回行う。

2. 前項の回数は必要に応じて増すことがある

3. 前項の全般季節予報及び地方季節予報以外の全般季節予報及び地方季節予報は随時に行う。によって任務を遂行することとし、一般の利用に供する予報を行い、自ら予報事項、警報事項の周知の措置を執って報道機関の協力を求め、公衆に周知させるように努めなければならないことになっている。

また、気象官署において行う上記事項の取扱いは気象官署予報業務規則が定められている。以下長期予報業務に関する規則について列記すると、天気図類作成等の基準に関しては同規則、

第8条 予報担当官署の行う天気図及び図表類の作成等の基準は予報部長が定める。

第9条 気象官署における予報事項、警報事項、気象情報等の発表に際しては、次の表に示す職務にある者の承認を得なければならない。(関係分のみの表を列記)

予報 警報等		気象官署		管区气象台	沖縄气象台	地方予報区 を担当する 地方气象台
		気象庁本庁				
一般予報業務	季節予報	長期予報課長	予報課長	予報課長	予報課長	予報課長
	気象情報等	主任予報官	予報課長	予報課長	予報課長	予報課長
	気象指示報	主任予報官	予報課長	予報課長	予報課長	予報課長

注：気象庁本庁における気象情報、気象指示報の欄はそれぞれ主任予報官となっているが、長期予報課には主任予報官制度がないため、同欄の承認者は、長期予報課長、若しくは同課長が指名する予報官の形式をとるか考慮中である。

4. 気象官署長は、第1項から第3項までの職務にある者が、不在その他の理由によりその職務を行うことができない場合の代行者をあらかじめ定めておかねばならない。ただし、気象庁本庁にあっては、予報課長（季節予報については、長期予報課長とするが、管区气象台にあっては、技術部長が定めるものとする。

としてある。(2及び3項は省略)

次に季節予報の取扱いに関しては、

第 19 条 地方季節予報は、全般季節予報に基き、その地方の特性を加味しておこなうものとする。

2. 全般季節予報が行われない場合において地方季節予報を行う必要があるときは、全国予報中  
枢官署に連絡し、その指示に従ってこれを行なわなければならない。
3. 府県予報区担当官署、指定地区予報区担当官署、地区予報区担当官署及び特区予報区担当官  
署は地方季節予報をとりつぐものとする。

また、季節予報を行う日に関しては、

第 20 条 当日から 1 箇月間の季節予報（以下「1 箇月予報」という）のうち、全般季節予報は原則  
として毎月 10 日及び未日に、地方季節予報は原則として毎月末日に行うものとする。

2. 当日から 3 箇月間の季節予報（以下「3 箇月予報」という）は、全般季節予報及び地方季節  
予報ともに原則として毎月 20 日に行うものとする。
3. 暖候期予報は、全般季節予報及び地方季節予報ともに原則として毎年 3 月 10 日に、寒候期  
予報は、全般季節予報ともに原則として 10 月 20 日に行うものとする。

また、予報文の作成要領に関しては、

第 22 条 季節予報文の作成要領は、予報部長が定める。

これらの規則の他、季節予報に関するものとしては、（以下主文省略）

第 47 ～第 50 条 気象情報等に関するもの。

第 51 ～第 55 条 気象指示報に関するもの。

第 89 ～第 92 条 予報原簿に関するもの。

第 94 ～第 95 条 予報事項等の発表に関するもの。

第 96 ～第 99 条 予報事項等の周知に関するもの。

第 120 条 天気図の原図及び天気図等の保存について。

があり、これを受けて気象官署予報業務実施要領が規定されている。

以下長期予報に係るものを取りあげると、天気図類作成の基準等については

第 2 条 規則 8 条の規程に基づき、天気図類及び図表類の作成等の基準は別表第 1 の通りとする。

（同表は省略）

季節予報文作成要領については、

第 7 条 規則第 22 条の規定に基づき、季節予報文の構成は次の通りとする。

- 一 種類（全般、地方の別）
- 二 予報期間
- 三 発表年月日
- 四 発表気象官署名
- 五 本文

2. 前項第5号の本文の内容は、1箇月予報、3箇月予報、暖候期予報及び寒候期予報の区分に応じ、次の各号に示す通りとする。

一 1箇月予報

概括的な大気活動の状況、それに伴う気圧系、前線系の変動並びに天気、雨雪、寒暖、季節風等の概要を旬単位程度にやや詳細に示すものとする。

二 3箇月予報

各月ごとに前号に掲げる事項の概要を示すものとする。

三 暖候期予報及び寒候期予報

当該季節の概括的天候を示すものとする。

3. 季節予報で用いる気温、降水量、日照等について、平年よりの違いの程度を平文で表わす場合は、原則として次の表に掲げる階級区分用語を用いるものとし、その基準は当該用語に対応する累積度数分布及び生起確率の範囲内によるものとする。

階級区分用語	累積度数分布 (百分率%)	生起確率 (百分率%)
かなり低い又はかなり少ない	0以上 10未満	10%
やや低い又はやや少ない	10以上 30未満	20%
平年並	30以上 70未満	40%
やや高い又はやや多い	70以上 90未満	20%
かなり高い又はかなり多い	90以上 100以下	10%

- 注1. この基準は、気象要素の出現確率を考慮して分類したものである。
2. この基準によりがたい気象要素又は気象現象を表現したいときは、その要素又は現象を表現するにふさわしい用語を用いてもよい。
3. この階級区分の用語による予想が困難な場合は、単に平年より高い(多い)又は低い(少ない)等の用語を用いてもよい。又、場合によっては幅をもたせて量的に表示してもよい。
4. 平年値は、地上気象観測統計指針(昭和48年気統第59号)の定めるところによる。

季節予報文の気象官署間の報告及び通知については、

第8条 地方予報中枢官署が地方季節予報を行った場合は、当該予報文を全国予報中枢官署に報告するとともに、他の地子予報中枢官署に通知するものとする。

気象情報の作成要領については、(関係分のみ列記)

第13条 規則第49条の規程に基づき、気象情報の構成は次のとおりとする。

- 一 標 題
- 二 発表年月日時分
- 三 発表気象官署名
- 四 見出し
- 五 本 文

2. 前項第5号の本文は、次のとおりとする。

- 一 気圧系等の経過
- 二 気象等の実況（観測の成果、平年との比較等）
- 三 今後の予想
- 四 防災上必要な事項

気象指示報の実施基準については、（関係部分のみ列記）

第14条 規則第52条の規定に基づき、気象指示報を定時報及び臨時報に区分し、その実施基準は次の通りとする。

- 二 臨時報は、次の基準によって行うものとする。
  - ア 気象等による災害が起これると予想される場合。
  - イ 気象等の急変又は異常が起これり若しくは起これると予想されるときに予報上、解析上特に注意すべき事項がある場合及び予報資料を提供する必要がある場合。
  - ウ その他必要と認める場合。

気象指示報の作成要領等に関しては、

第15条 規則53条の規定に基づき、気象指示報の内容は、中央気象指示報、地方気象指示報及び府県気象指示報の区分に応じ、次の各号に示す通りとする。（関係部分のみ列記）

- 一 中央気象指示法
  - ウ 季節予報に関する事項
  - オ 全般気象情報に関する事項
  - ケ その他必要と認める指示及び説明に関する事項
- 二 地方気象指示報
  - ア 前項に掲げる各事項に関する具体的な事項
  - ウ その他必要と認める事項

2. 指示報を行うにあたっては、気象現象ばかりでなく指示する気象官署の作業能力、技術の程度も考慮して、適切なものを適時に指示するように努めなければならない。

気象指示報の通報の方法に関しては、

第16条 規則第54条の規定に基づき、気象指示報は、電報又は電話により通報するものとする。

第17条 気象指示報の通報を電報により行う場合は、次の形式によるものとする。ただし第2号及び第3号においては、従前の例によることができる。(関係部分のみ列記)

一 中央気象指示報

指示番号 日日 時時分

ア シジホウ           △△ △△ヒ△△△△クリ本文(和文) =

ウ キセツシジホウ △△ △△ヒ△△△△クリ本文(和文) =

二 地方気象指示報

指示番号 日日 時時分

△△ △△ヒ△△△△クリ本文(和文)

2. 気象指示報には、前項に規定するものごとに年間を通じて一連の指示番号を付し、電報は100位を省略して発信する。

3. 本文は、なるべく簡潔な平文とし、また慣用の略語を用いることができる。

第18条 気象指示報の通報を電話により行う場合は、前条の規定に準じて行うものとする。

気象指示報の発信又は受信の控簿に関しては、

第19条 規則第55条第3項に規定する控簿は、電報による気象指示報の控簿(以下「電報指示報控簿」という)及び電話による気象指示報の控簿(以下「電話指示報控簿」という)に区分しその備え付けの要領は、次の各号に示すとおりとする。

一 電報指示報控簿

電報指示報の発信控簿は、第17条の規定に基づいて作成した原簿を整理したものとする。

受信控簿は、テレタイプ通信により印字されたもの若しくはこれに相当するものを整理したものをもって代えるものとする。

二 電話指示報控簿

電話指示報の発信控簿は、指示年月日時分、第15条に規定する内容の概略、発信者及び受信者の氏名その他必要な事項の記入できる帳簿とする。受信控簿としても同様とする。

予報原簿の様式等に関しては

第33条 規則第90条第2項の規定に基づき、予報原簿の表紙及び様式は、次のとおりとする。

一 表紙には、次に掲げる事項を記載するものとする。

ア 予報原簿の種類

イ 規則第89条に掲げる事項名

ウ 元号及びその年数(西暦年)

エ 気象官署名

二 予報原簿には、次に掲げる事項を記載する欄をもうけるものとする。

ア 規則第89条に掲げる事項名

- イ 発表年月日時分曜日
- ウ 予報担当者名
- エ 承認者又は点検者名

#### 異常天候監視報告

この業務が開始されるようになった発端は、気象庁が昭和48年4月に近年、世界各地でひん発している異常気象に対し「近年世界の天候について」と題して当面の見解を発表したことが背景となっている。この反響は大きく、特に昭和47～48年の世界的な食糧需給のひっ迫によって、異常気象と食糧需給の調査を緊急を要するものとして重要性が認識され、国の施策に反映させるための措置がとられた。即ち気象庁は農林省との緊密な連繫のもとに気候変動調査研究会を設置し、同研究会の調査結果から昭和49年3月に「近年における世界の異常気象の実態調査とその長期見通しについて」のテーマで詳しい内容を公表した。

続く昭和49年4月、長期予報課で新たに、世界の異常天候を監視する業務が開始の運びとなり、その成果は年2回報告書の形で発表され、各分野の利用に供されている。

(\*)その主な業務内容は下記の通りである。

#### 1. 北半球・南半球月平均図の作成

1) GTS回線から入電した約1,300地点のCLIMAT報はADESSから直接回線で電子計算室の前段データ処理計算機(FEP)に格納される。さらにこのデータはルーチンプログラムにより、定期的に電計処理(M-200型)され、この結果をM/Tに吸い上げ、自動作画機でデータのプロット(作画)を行う。

2) 作画は現在、次の4種類について行われている。

- a 南・北半球月気候図(大型図)
- b 南・北半球多雨・少雨分布図(小型図)
- c 南・北半球異常高温・低温分布図(小型図)
- d 南・北半球月降水比率図(小型図)

3) 2)のa及びdの解析を次の要領で行う。

2)のaの解析について

\* 月平均気温偏差分布<sup>(注1)</sup>(0°C線を赤色で、正及び負偏差をそれぞれ青色及び橙黄色で2°Cごとに等値線を引く。)

---

(\*) 長期予報課では、82年5月より、新しいクリマット資料データ処理システムが運用されるようになったので、以下の文は筆者の了解により、当課池田誠也氏に加筆訂正願いました。(グロスベッター編集担当)

(注1) 偏差を求める平年値はWMOが定義している標準気候平年値(1931～1960年の平均値を1990年まで用いる。これはWMO刊行のOMM-No.117, T p. 52に掲載されているもの)である。



\* 月平均気圧分布（1000 mb を基準に 5 mb ごとの等値線を黒色で引く）。

\* 月降水階級分布<sup>(注2)</sup>（階級の橙黄色で、また階級の 5 と 6 を青色で識別する。）

2) の解析について

\* 月降水比率を 7 階級（0～6）に分け、3（110～200%）の等値線で多・少を詳細に識別する。

## 2. データの整理と保管

1) 入電データはプログラムにより品質管理され、通報型式に適合しないデータはリストに打ち出される。また通報型式上の一部（MMJJJJ）にのみ誤まりがあった場合にはその本文を、正規の通報型式に訂正した上でデータカードに打ち出される。

2) データカードは再度投入され、入力として登録される。

3) 1) と 2) の操作を繰返し、最終的に必要な 2 種類の気候表をリストで出し、入電した全データを M/T に吸い上げ保管する。2 種類の気候表は次の内容に分かれる。

\* 異常天候に関する気候表

\* 月気候データに関する一覧表

## 3. 世界の異常天候に関する情報の収集と整理

1) 新聞報道による外電、アメリカ農務省刊行の週報、アメリカ商務省刊行の半月報、及び現地からの報告などによる。

2) 統計課の「WORLD」（地上気象要素の 5 日平均値）資料及び 1000 - 500 mb 層厚値から求めた相対温度値を用いて世界の主要穀倉地域及び都市の半月平均地上気温経過図の作成を行う。

## 4. 異常天候に関する解説

最近是国内、外からの異常天候に関する問い合わせが多く、天候経過の解説が必要になっている。

## 5. 異常天候監視報告の原稿作成及び校正

1) 原稿の作成及び発注は年 2 回に分けて行なう（3 月、9 月）。原稿の記述内容及び掲載資料は次の通りである。

<記述内容>

\* 6 か月間を通じた主な異常天候とその主な要因について

\* 月別にみた主な異常天候と地域別の天候特性について

<掲載資料>

\* 南・北半球異常天候発生地域分布図（月別）

\* 北半球月平均地上気圧図（月別）

---

(注2) 五分位法による階級区分で、区分値は注1のWMO/OMM-No.117, T p. 52にある。

\*北半球月平均気温変差・月降水量の多雨・少雨域分布図（月別）

\*半旬平均気温偏差経過図

\*地域別半旬気温偏差の経過図

2) 以上についての校正を行う。

業務の概要は以上の通りであるが、WMOでは1977年の執行委員会においてWCP（世界気候計画）の推進が必須とし、WCC（世界気候会議）を1979年2月に開催している。しかもWCPという気候とは数週間から数十年の範囲を対象としており、このことを踏まえるならば、この異常天候監視業務は益々充実の一途をたどる責務を帯びていると考えねばならない。

## 編 集 後 記

役員の手不足、力不足もあり、随分遅れましたが、第20巻第2号をお送りします。今号は期せずして、気候変動についての小特集となりました。長期予報にたずさわる場合には、バックグラウンドの知識として、避けて通れない問題だと思います。

☆ 能登さんには、日本の気候変動の実態と予測についての調査報告を収録させていただきました。また今年、長期予報課にこられた栗原さんには、Jones. et al の北半球地上気温の変動についての論文を紹介させていただきました。

☆ 最近、気象の分野でも、統計解析の手法がかなりポピュラーに使われるようになりましたがその考え方にはなかなかなじみにくい点もあるので、今号では、主成分分析と自己回帰法について、気研の青木さんと千葉さんに、初心者にもわかりやすい解説をお願いしました。

☆ 前長期予報課補佐官の菊地さんには、長期予報に関して規定している業務法の解説を収録させていただきました。これは1か月予報指針に載せる予定であったものですが、ページ数の関係で掲載できなかったものです。

☆ 先号第20巻第1号、「1か月予報指針」に寄せられた書評のP67で、大阪管区気象台の根山芳晴さんの姓が根本となっておりますことをお詫びして訂正させていただきます。

長期予報課もここ1～2年で、平均年齢が随分若返りました。現場の会員の方も気楽に御投稿下さい。(M. K.)

---

グロースベッター役員の交代をお知らせします。

昭和56年度 北村修、河原幹雄（長期予報課）、田宮兵衛（気研）

昭和57年度 関根勇八、宮川和、上野達雄、栗原弘一（長期予報課）、千葉長（気研）。

---

第20巻（昭和56年度）分の会費（1000円）未納の方は、なるべく早く納入してください。納入には次の口座のいずれかを御利用下さい。（会計担当者 河原幹雄）

(1) 郵便口座

口座番号：東京5-165913

加入者名：L. F. グループ

(2) 銀行口座

富士銀行本店営業所（店番号110）

口座番号：203156

名 称：L. F. グループ

