

グロースベッター

第 21 巻 第 2 号

東太平洋赤道海水温の異常変化と 中国黒龍江省冷夏の関係及び長期予報について	許 致 遠 ほ か	1
趙宗慈 ほか：リズムと長期天気予報（紹介）	板 倉 吉 直	10
137°E 線の低緯度海水温と東京の出梅日および中部日 本の夏期気温の関係	栗 原 弘 一	20
第 6 回気候診断シンポジウム（1981 年 10 月）予稿集より（紹介）		
1. 北半球地上気温	平 沼 洋 司	31
2. 700 mb 面テレコネクションの新分布図	酒 井 重 典	33
3. 北太平洋の海面水温と米国の気温分布 および降水量分布の関係	上 野 達 雄	34
4. 成層圏ならびに対流圏のジェット流と Southern Oscillation との関係	河 原 幹 雄	39
5. 1980 / 81 年の冬の少雪について	久保木 光 熙	41
文献紹介		
NMC の上層大気解析による北半球成層圏の いくつかの特徴について	上 野 達 雄	44
入門気象統計講座（続）		
4. 統計的判別解析	能 登 正 之	48

1983 年 6 月

L. F. グ ル ー プ

東太平洋赤道海水温の異常変化と中国黒龍江省冷夏の関係及び長期予報について

許致遠* 潘華盛* 白人海* 魏松林*

1. 前 書

黒龍江省は、中国で最も北の省である。農業の生産は、夏の気温の高・低の影響を大きく受けている。'60年代後期から'70年代にかけて平均して3, 4年間ごとに1回の冷夏が現れている。厳しい低温冷害は、農業の生産に大幅な減産をもたらしている。

解析により、北太平洋海水温の変化は海気を通じて黒龍江省の気温に直接に影響することをよく物語っている。北太平洋海水温の異常変化を検討することは黒龍江省冷夏の長期予報を高めることに対して、希望のある道の一つかもしれない。

2. 資 料

本報で用いたデータは1951年から1978年までの28年間のものである。黒龍江省の平均の気温は省内18か所の気象観測所の気温平均から得たものである。

海水温は中国科学院地理研究所が整備したデータによるものである。月平均500 mb等圧面ジオポテンシャル高度は東北低温冷害協作組室グループが整備したものである。本報でいくつかの記号は次のようである。

E—東太平洋赤道海水温の強さである。つまり $5^{\circ}\text{N} - 10^{\circ}\text{S}$, $80^{\circ}\text{W} - 180^{\circ}$, 5° ごとに格子点の海水温偏差が $\geq 1^{\circ}\text{C}$ 及び $\leq -1^{\circ}\text{C}$ のプラスとマイナスの格子点数の代数の和によるものである。

D—太平洋北部 ($30^{\circ}\text{N} - 50^{\circ}\text{N}$, $120^{\circ}\text{E} - 150^{\circ}\text{W}$) の海水温偏差の強さである。求める方法はEと同じである。

M—海水温偏差の南北差である。 $M = E - D$ である。

K—規格化された黒龍江省季節気温の偏差である。つまり $K = \frac{\Delta T}{\sigma}$; ΔT は季節気温の偏差であり, σ は気温の標準偏差である。規格化して取り扱うことは季節に気温変化の差異を除去し, 相互に各季節の比較が便利になるためである。

ΔZ —冬 (12月—2月) 低緯度 ($10^{\circ}\text{N} - 20^{\circ}\text{N}$, $140^{\circ}\text{E} - 90^{\circ}\text{W}$) 500 mb, 等圧面平均高度偏差である。

ΔC —東太平洋偏差地域 ($35^{\circ}\text{N} - 40^{\circ}\text{N}$, $170^{\circ}\text{W} - 145^{\circ}\text{W}$) の冬における平均の海水温偏差である。

S—500 mb 西太平洋亜熱帯高気圧尾根の強さの指数である。つまり $110^{\circ}\text{E} - 180^{\circ}$, 10°N から北部範囲内で南北間隔 10° と東西間隔 5° の $\geq 5,880$ m の格子点数の和である。

3. 東太平洋赤道海水温の異常変化と黒龍江省冷夏の関連

近年以来の検討によって、海水温は大気循環に顕著な影響があり、大気と海水温は相互に対応していることが物語られている。黒龍江省は中国東北にあり、冷夏の形成は北太平洋海水温の変化と予期に一定の関連がある。太平洋海水温偏差場の顕著な南北分布について文献〔1〕で述べた。海水温偏差の南北差 $M > 0$ の時に、東太平洋低緯度帯、赤道地域の海水温は正偏差であり、西太平洋の海水温は負偏差である。このような海水温のもとで、対応する東アジア等圧面が下降になるから、黒龍江省では低温になる。逆に、 $M < 0$ の時東太平洋低緯度、赤道地域の海水温は負偏差であるが、北西太平洋地域は正偏差である。東アジア等圧面が上昇に転じているから、黒龍江省の気温はやや高くなる。図1にはさきに述べた関連を示した。

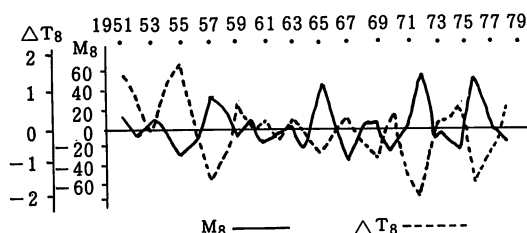


図1 太平洋8月の海水温偏差南北差 M_8 と黒龍江省同期の気温偏差 ΔT_8 との時系列

図1には、黒龍江省8月気温偏差 ΔT_8 と同期海水温偏差の南北差 M_8 との時系列を示した。図1を見ると相関係数は -0.735 であり、二者にはよい負相関が存在する。全夏（6－8月）同期の相関係数は -0.509 であり、信頼性はそれぞれ、 0.001 と 0.01 に達している。東太平洋赤道海水温の強さ E は北太平洋海水温偏差 M の変化の中で重要な地位を占めている。

E と M は正相関であり、6－8月の相関係数はそれぞれ 0.879 、 0.854 と 0.902 に達している。だから、黒龍江省の夏の気温は東太平洋赤道海水温の強さ E の変化と直接に結びつけることができる。これによって、夏に東太平洋赤道海水が異常に高温になると黒龍江省では冷夏になる。低温になると、黒龍江省の気温はやや高くなるという同時の負相関関係が得られる。

解析によって、このような負相関関係は夏だけではなく他の季節にも存在する。また東太平洋赤道海水温の持続性はよく、普通に海水が異常に高温になることは、春から現れ始まり、次年の春で終る。持続時間は一年間あるいは一年間以上である。しかし、別の例は1968年のように、一年半の期間になることもある。従って、黒龍江省の低温も対応して持続し、その期間も一年間以上である（図2）。幅を省くために図2には季節を単位として1951年以来、東太平洋赤道海水温の強さ E 、及び対応する黒龍江省の規格化された気温偏差 K の時系列が与えられている。図2を見ると、黒龍江省の嚴重な低温過程は東太平洋赤道海水の異常高温と基本的によく対応しているのである。この過程は1951年以来1957、1965、1968－1969、1972、1976年の5回である。

以上の解析により黒龍江省の冷夏は季節的に短い時間の現象ではなく、一年間以上の長期低温過程の一部分である。

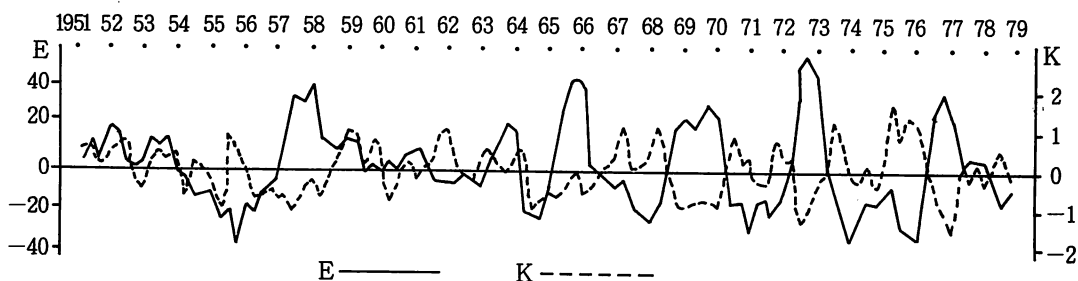


図2 東太平洋赤道海水温の季節の強さ E (実線) と黒龍江省季節気温偏差 K (点線, 規格化された値) の時系列図

4. 東太平洋赤道海水温と黒龍江省気温変化との関係についての再検討

東太平洋赤道海水温の異常変化はなぜ黒龍江省の気温と一定の関係が存在するのであるか。北太平洋地域いくつかの海洋と大気との因子の変化は、局地現象の一つではなく、同緯度の平均状況の変化とよく一致することに注目した。東太平洋赤道海水温は、例の一つである。図3には東太平洋赤道海水温の強さ E と赤道帯（10°S - 10°N）海面の平均気温 $\bar{T}_E$ との変化カーブが与えられている。二つのカーブの変化の傾向はよく一致している。解釈の一つとして、東太平洋赤道水温と赤道帯平均気温変化の傾向は同時性であるかもしれない。また、赤道帯の四分の三以上は海洋であるから、大気の水温度は海水温の影響を直接に受けている。海洋・大気が相互に対応するため図3の分布になっているのである。今のところ赤道海水温のデータが足りないので、更にくわしく検証しようがない。図3によって東太平洋赤道の海水温が異常に高くなる時、赤道大気層に海洋からの熱が与えられて、等圧面が上昇に転じる。例えば 500 mb 赤道帯等圧面の高度が上昇に転じる。逆に東太平洋赤道の海水温が異常に低下するとき 500 mb 赤道帯の等圧面が対応して下降に転じると推断できる。

局地の因子と同緯度平均変化の一致性は 500mb 亜熱帯高気圧にも反映される。次の表には 500

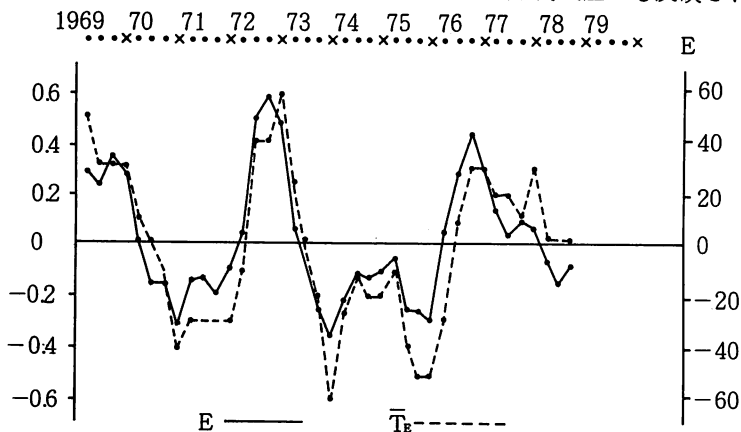


図3 東太平洋赤道海水温の強さ E と赤道平均気温 $\bar{T}_E$ との時系列カーブ

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
R	0.84	0.74	0.64	0.74	0.74	0.71	0.58	0.53	0.65	0.40	0.59	0.85

mb 亜熱帯高気圧尾根の強さの指数Sと500 mb 北半球亜熱帯（10°N - 30°N）平均高度偏差との間の相関係数Rを示した。表で各月の相関係数の信頼性は0.001に達している。二者の相関は際立っているが、10月の相関係数はかなり低い。ただ0.4だけである。これは秋が時々、亜熱帯高気圧の強さの変化の転変の時期で、あまり不安定な結果のためである。

黒龍江省の冷夏は500 mb 等圧面とも関係している。文献〔2〕で検討された黒龍江省では、冷夏の時500 mb ジオポテンシャル高度は帯状配置で、黒龍江省所在の緯度に、つまり全中緯度に分布すると指摘した。最も大きい高度の負偏差の中心は丁度黒龍江省にある。これに反して夏に高温の時中緯度の500 mb 高度は正偏差を主とする。黒龍江省の気温と北半球500 mb 各緯度帯の平均高度偏差との相関係数を計算した。その結果、黒龍江省の気温と中緯度（35°N - 55°N）との正相関は最も高い。R>0.5であり、信頼性は0.01に達した。

以上の事実は、東太平洋赤道海水温、西太平洋亜熱帯高気圧尾根及び黒龍江省気温の変化が、それぞれ500 mb 等圧面に対応する緯度帯の平均高度偏差の変化と関連することを物語っている。だから、われわれは500 mb 緯度帯の平均高度偏差のデータを規格化し、時間や空間の移動平均値を求めた。このようにデータを取扱った目的は季節と空間との差異を除去し、連続性を採用して相互比較を便利にするためである。取扱ったデータを用いて低温天气の過程を検討してから、低温年の時500 mb 緯度帯の平均高度偏差は、南北に顕著な波動の規則があることが分かる。次のように図4には黒龍江省では低温が発生している過程中500 mb 緯度帯の平均高度偏差の南北波動を示した。aは低温が発生するまで冬の海気の特徴である。赤道地域の海水温が異常に低下すると、赤道から亜熱帯地域にかけて500 mb 平均高度の負偏差は、とても目立っていることになる。しかし中緯度帯の平均高度は、正偏差が現れている。このように、黒龍江省の気温はやや高くなる。bは春夏に低温が始まる時の特徴である。赤道海水温が増すため相応的に、赤道上空500 mb 平均高度は正偏差に転じる。また正偏差は時間に伴ってますます強くなる。同時に中緯度帯（30°N - 50°N）500 mb 平均高度偏差の変化は赤道帯に反して正偏差から負偏差に転じる。この時黒龍江省では低温が現れる。cは秋冬に低温持続の強まりである。赤道と中緯度平均高度の正・負偏差の強さは最大に達して、低温が最も厳しくなっている。dは、低温の終る段階である。冬末と初春の季節に現れる。面白いことは低温の終る過程で、赤道 — 中緯度帯の間の波動は戻りの状況ではない。北に移動しているのである。つまり赤道平均高度の正偏差は北に亜熱帯地域まで移動する。中緯度帯の等圧面もそれに対応して上昇に転じて、黒龍江省では低温過程も終る。

平均高度の正偏差は、赤道から北に亜熱帯まで移動している。亜熱帯高気圧は強まる。天气の意味からいえば、一般に赤道海水温が異常に増すことにより、ハドレー循環が強まると思われる。

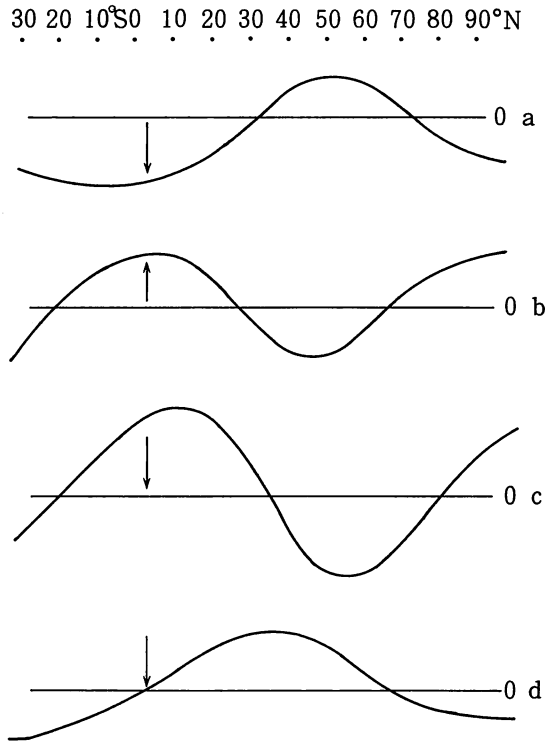


図4 500 mb 緯度帯平均高度偏差の南北波動。矢印は東太平洋赤道海温の変化で（↑増温，↓減温）。実線は高度偏差の南北波動である。

また、亜熱帯高気圧の強まりは東太平洋赤道海水温の異常昇温より6-7か月遅れる。従って、低温を検討することは亜熱帯高気圧の関係からいえば、亜熱帯高気圧の強さが、大きく変動するごとに黒龍江省では、低温の過程が現われることになる。低温が現れる時間は秋に亜熱帯高気圧の強さが衰弱から強くなる前後で、およそ一年間ほどである。

さきの解析に普遍的な意味が存在することを検証するために、東太平洋赤道海水温の強さEと500 mb 各緯度平均高度偏差をcross spectrumで分析した結果、1) 東太平洋赤道海水温の強さEのpower spectrumがred noise 検証を通過して、3.7年間の周期が最も顕著であることが分かる。この周期は黒龍江省冷夏の周期とよく一致しているのである(図5 a)。2) 図5 b 1-5 b 2にはEと500 mb 各緯度帯平均高度偏差との間のcross・spectrumも3.7年間の周期があることを示している。また、covariant・spectrumもEと高・低緯度帯平均高度偏差に3.7年間の周期の同期で相関が存在することを示した。しかし、中緯度3.7年周期同時相関は負である。3) Eと各緯度平均高度偏差のorthogonal・spectrum値を比べると、低緯度帯(10°N-30°N)では3.7年間の周期が最大であることが分かる(図5 b 1)。遅れ時間は6.2月である。つまり亜熱帯高気圧の強さの

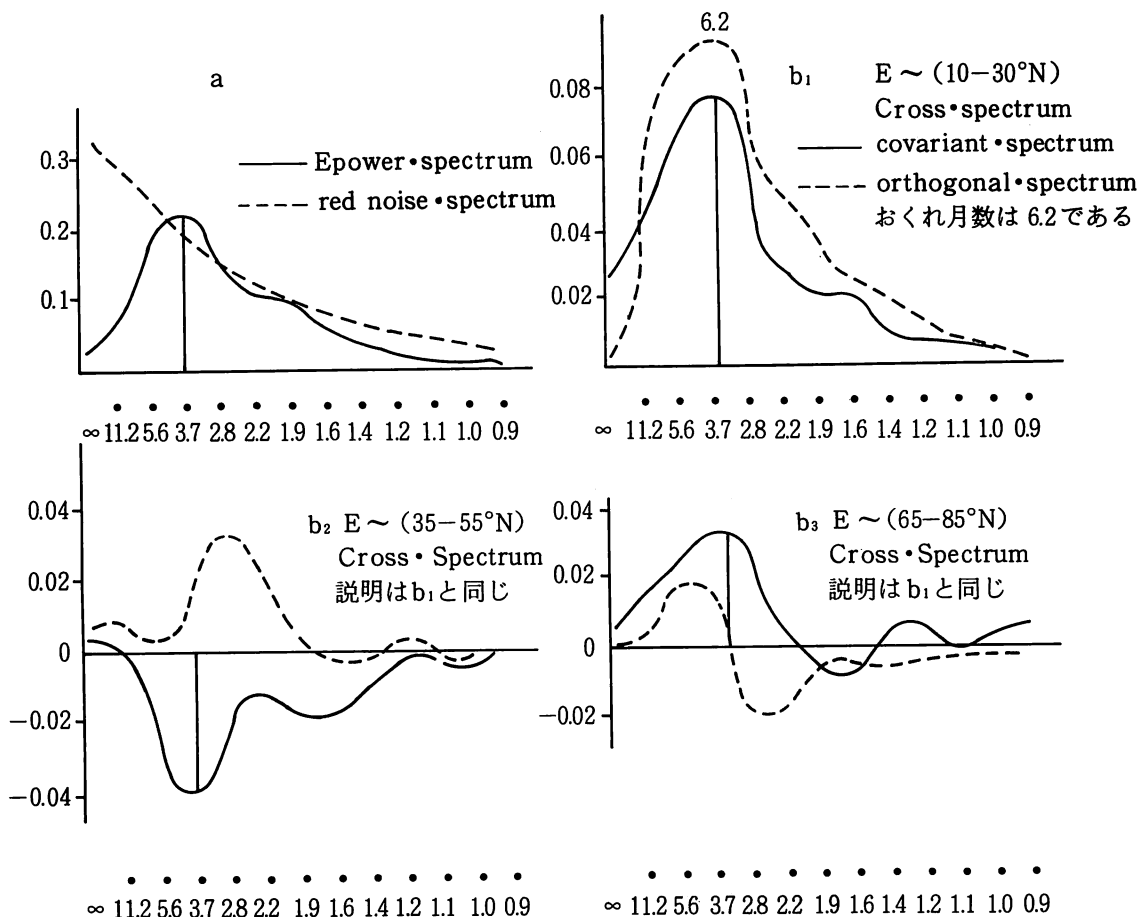


図5 Eと各緯度帯の平均高度偏差のCross・spectrum

変化は、赤道海水温より6-7か月遅れる。この遅れ関係は30°Nから北に向って顕著ではなくなる。Cross spectrum解析とさきに述べたものは、明らかによく一致しているのである。結論は次のようである。赤道海水温が異常に増すことは大気作用し、上空500mb緯度帯平均高度に、高一低一高の南北波動が現れることを導かせている。黒龍江省の低温過程は、このような南北波動の配置で現れるのである。亜熱帯高気圧の強まりは、赤道海水温の高まりより6-7か月遅れる。亜熱帯高気圧の強まりは黒龍江省では低温過程が終りかかることを予示している。

5. 低温の長期予報

さきの検討によって、黒龍江省の低温の長期予報について、東太平洋赤道海水温 異常高温を予報することが、かぎであることが分かる。海洋と大気は相互に作用する。赤道海水が異常に高温になる時ハドレーセルが強まり、亜熱帯高気圧も強まる。その後海水にも作用する。同じ道理で赤道海水が異常に低温になる時ハドレーセルと亜熱帯高気圧も弱くなる。衰弱した亜熱帯高気圧が、海

水に作用することは赤道海水が低温から高温に転じる重要な条件であるかもしれない。従って、われわれは冬に低緯度 500 mb 平均高度偏差 ΔZ で、北太平洋亜熱帯高気圧の強さを代表し、また、これを東太平洋赤道海水の異常高温の第一の予報指標とすることを出した。

東太平洋では、赤道海水は低温から異常に高温に転じるが、北太平洋では海水温の偏差は負の南北差 ($M < 0$) から正の南北差 ($M > 0$) に転じる。つまり、北に正、南に負の海水温偏差場が、北に負、南に正の過程に転じることである。だから東太平洋赤道海水の異常高温は、北太平洋海水温偏差場が、海流の方向に沿って変動することと関係すると予想できる。図 6 には、さきに述べた東太平洋赤道海水温の 5 回の異常高温の前期で各月海水温偏差の同時平均図を示した。図 6 の推移特徴は、次のようである。秋に 10 月の海水温は、南に負、北に正で分布する。つまり、負の南北差を主とする ($M < 0$)、東太平洋赤道地域の偏差は全部負である。負の中心の平均は -1.3°C に達している。西風偏流域では正の偏差が現れる。中心の強さの平均は 0.8°C である。冬期前の 12 月

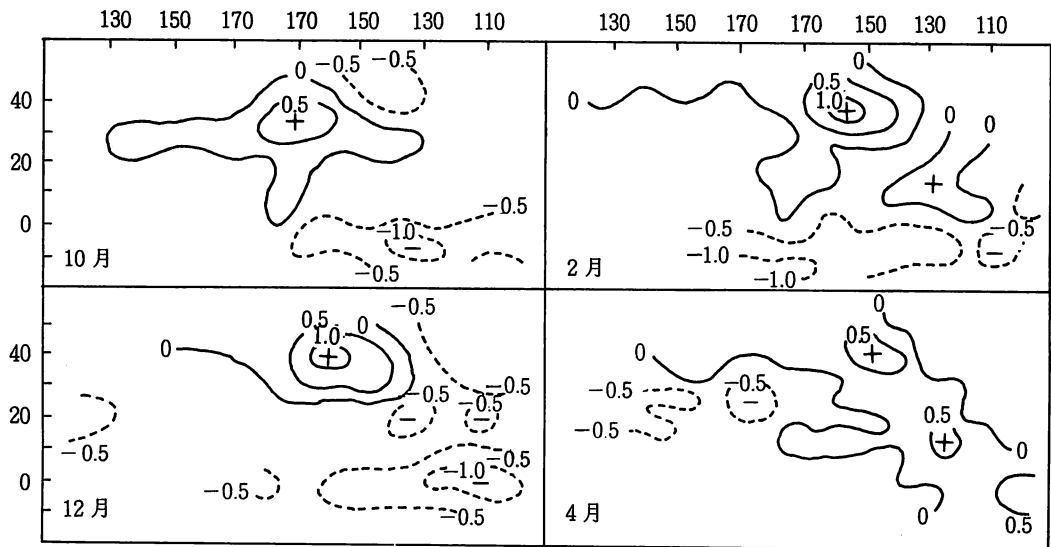


図 6 東太平洋赤道海水温の異常高温の前期で北太平洋各月の海水温偏差合成平均図
(合成年：1956-1957, 1964-1965, 1967-1968, 1971-1972, および
1975-1976 年 単位 $^{\circ}\text{C}$)

に海水温偏差場の変化は大きくない。やはり負の南北差を主とするが、北の正偏差中心は、偏流域に沿って東に 10° ずれる。強さは 1.1°C まで増している。冬後期の 2 月に西風偏流域にある正偏差は東に移動しながら強くなる。同時に、カリフォルニア・カレント (図中東南角) では、海水温の正偏差域が現れている。西太平洋では、負の偏差域もかなり顕著になる。全海水温偏差場で一定の負の南北差が保たれるほかに、西に負、東に正の東西分布はますます際立ってくる。春の 4 月に、海水温偏差場の南北分布は、東西分布に替わる。東太平洋では正偏差が広域となり、西風偏流域が北からカリフォルニア・カレントにわたって南に東太平洋赤道まで顕著な海水温の正偏差平流の

パイプを形成している。東太平洋赤道海水の異常高温は、この海水温の正偏差平流と直接に関係するのである。その後、東太平洋では赤道海水温が増しつつあり、偏流域の正偏差が弱くなり、最後に負偏差に替わる。このようにして海水温の偏差は北に負、南に正の南北分布を形成するのである。それに対応して、黒龍江省では低温の過程が現れる。以上述べた海水温偏差の推移過程によって、冬に海水温の正偏差が東太平洋偏流域に現れることを東太平洋赤道海水温の異常高温が現れる予報指標の一つとすることができる。だから、冬に東太平洋偏流域の平均海水温偏差 ΔC を東太平洋赤道海水温の異常高温の第二の予報指標とするのである。

図 7 には、第一・第二の指標と E の予報関係を示した。明らかに次の二つの条件によく適っている。つまり、冬に $\Delta Z < -20$ ジオポテンシャル・メートル、 $\Delta C \geq 5^{\circ}\text{C}$ 時、次年に東太平洋では

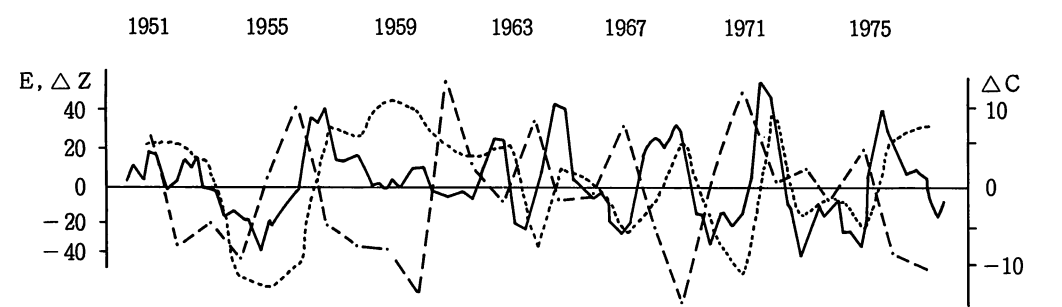


図 7 東太平洋赤道海水温の季節の強さ E（実線），冬東太平洋偏流地域海水温偏差の平均 ΔC （破線 単位 $^{\circ}\text{C}$ ），及び各 500 mb 低緯度高度偏差の平均 ΔZ （点線……単位ジオポテンシャルメートル）との時系列。

赤道海水の異常高温が現れるといえる。このような年に黒龍江省では冷夏が現れるのである。

図 6 の冬春の太平洋偏差場の特徴はさきに述べたように、東に正、西に負であることに注目した。東に正、西に負であることは、黒潮海域の海水温が低い、黒潮海水温が低くなるなら、大気の顕熱については一般に小さいことを表わしている。冬に黒潮の顕熱は、次年に黒龍江省の気温に対して影響があるかもしれない。従って、冬（11 月－1 月）の黒潮顕熱値を算した。算する方法は、Jacob が与えた式で次のようである。

$$QS = 165 \times U$$

QS （ $\text{kg} / \text{cm}^2 \text{月}$ ）は顕熱を表し、 U （ $\text{m} / \text{秒}$ ）， TW （ $^{\circ}\text{C}$ ）と T （ $^{\circ}\text{C}$ ）はそれぞれ海面の風速，海面温度と海面空気の温度を表した。算した結果は、偏差 ΔQS の形式で次の表のようになる。

	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
$\Delta Q_s(11-1)$	1.2	-9.1	-4.0	-1.0	0.6	3.5	-8.0	6.8	1.6	-2.1	4.4	-1.1	1.9	-6.6

Sauger の熱源異常の立場〔3〕によって、 ΔQ_s は少なくとも $2 \text{ 軒/厘米}^2 \text{ 月}$ あるいは以上の熱源異常でなければ、大気循環の変化を異常に発生させることができないことを推算した。表に、 $\Delta Q_s < -2 \text{ 軒/厘米}^2 \text{ 月}$ はただ 5 年だけである。5 年の中に 1964 年を除き、ほかの 4 年はわれわれが検討した東太平洋赤道海水温の異常高温の年に属している。このため、黒龍江省では冷夏が現れることになるのである。1964 年夏の気温も低く、しかし低温時間はほかの 4 年のように続くのではない。黒潮と冷夏との関係は、冬に黒潮の顕熱が異常に小さいと後期の夏に東アジア地域の等圧面の下降を導いて、長波谷が現れるためかもしれない。統計により、冷夏の年では 500 mb 等圧面にソビエトの東シベリアから、中国の東北地域にかけて高度の負偏差が現われる。負の中心値は、3 ジオポテンシャル・メートル以上である。厳しい低温年では長波谷が現われるといえる。

6. ま と め

黒龍江省気温の変化は、東太平洋赤道海水の異常高温と関係するのである。東太平洋では、赤道海水が異常に高温になる時、500 mb 緯度帯の平均高度には南から北にかけて、高—低—高の南北波動が現われている。このような波動配置で、黒龍江省では低温になるのである。低温持続の時間は 1 年以上である。だから、夏の低温は全低温過程の一部分にすぎない。

東太平洋赤道海水の異常変化は、冬の北太平洋亜熱帯高気圧の強さ、及び北太平洋海水温の平流と関連している。冬に亜熱帯高気圧の強さが充分に弱くなると冬春の間に北太平洋でも海水温の正偏差が洋流に沿って、東太平洋赤道地域に移動していることが特徴である。そして、春夏の間に東太平洋赤道海水の異常高温が現れる。このようにして黒龍江省では、低温になる。そのほかに冬の黒潮顕熱値は、平均の状況より $2 \text{ (軒/厘米}^2 \text{ 月)}$ 以上低く、これも次年黒龍江省冷夏の有用な予報指標である。

参 考 文 献

- 〔1〕 季克証等 大気科学 1979. 2. 150—157.
- 〔2〕 東北低温科研協作組 気象学報 1979 年 37 卷 3 期
- 〔3〕 朝倉正 海と空 47 (1971) 23—24.

リズムと長期天気予報 *

趙宗慈, 王給武, 陳振華

北京大学地球物理学系

(気象学報, VOL 40, No 4, NOV., 1982)

抄訳 板倉吉直 **

要 旨

この論文では、長期予報にとって比較的重要なリズムの問題を次の三つのパートに分けてとり上げる。

(1) 中国の多数の気象観測施設で発見された季節を隔てて発生する相関現象を調査・分析した。その間隔は2か月から11か月に及ぶが、なかでも半年前後のものが多くみられる。これらは地域的分布が強く、特に大洋上にこの現象が指摘できる。

(2) 月平均環流と海面水温の相似性を分析すると、北半球環流と海面水温とは常に季節を隔だてて相似性が現われている。たとえば、春あるいは夏の海面水温の平均偏差値が相似している時には、およそ6か月後にもまた相似が現れる。そして、秋、冬及び春の3季節の大気環流の相似は、夏季大気環流の相似を容易に造成する。これは、大気環流と海洋のリズム活動を表すものである。

(3) 2種類のリズム形成過程について検討した。一つは北太平洋西風卓越領域の夏季の海面水温にみられるリズムで、半年後の冬季海面水温に影響し、その上、大気環流と天気に影響を与える。また他の一つは冬季の低緯度の東太平洋海面水温と大気環流の相互作用であって、そのリズムは半年後の夏季低緯度太平洋環流に影響し、さらに西太平洋亜熱帯高気圧及び中国の天気に影響を及ぼすことになる。

1. 序 言

リズムは中国の長期予報の主要な要素の一つである。しかし、その定義は不明確であってリズムの見方も一致していないし、甚だしい場合はリズムの存在や発生について懐疑的な人たちさえもいる。そこでまず過去に発表された大量の成果をとりまとめてリズムの存在を論証し、次にそれが形成される過程を探求し原因と機構に迫ってみたいが、現在研究中の問題やすでに得られた結果を説明するためには、これまでに行われた内外の研究について簡単に触れておく必要があろう。

過去におけるリズムの研究には、次のようなものがある。

第一は天気そのもののリズムである。中国にはたくさんの天気現象リズムの俚言がある。すなわち、「八月十五夜の雲が月をさえぎれば、正月十五日には雪が灯を叩く」とか、「春風のない年の秋は雨に恵まれない」等がこれであり、非常に多くの予報者がこれらの局地的リズムや規則性を応用して長期天気予報業務でいくつかの効果を挙げている。

第二は気候のリズムである。Namias〔4〕はアメリカの気温の持続性を研究する際に、それぞれ

* 原著者は英文アブストラクト中で、Rhythm と使用しているので、リズムとしたが、本文の内容からみるとむしろ規則性ぐらいに考えた方がよいかもしれない。

** 元気象庁図書資料管理室

の季節の気温と、その後の各季節の気温の相関性を計算し、2 季節後との相関が最も大きいと発表した。中国でも環流とその前後の気候の関係の研究がいくつも行われている。

この状況を直視して、われわれは3方向の分析を進めることを考えた。まず、中国の多数の气象台、測候所におけるリズム研究を回顧して、いくつかの特長を見きわめる。次に、北半球環流と海水温の変化から半球スケールのリズム活動存在の可能性を確かめる。そして、第三に、リズム形成可能な物理的過程、原因及び機構を探求する。この三つである。

2. 長期の天気過程中的のリズム活動

長期間の天気過程中的のリズムや規則性を研究するにあたり、まず明確にしたいのはリズムそのものである。

リズムについて、われわれは、一定の時間を隔てた二つの天気現象あるいは天気過程の間の関係であると考えている。これには四つの特長がある。すなわち

- (1) 二つの天気現象の間には、準定常的な間隔、たとえば150日、180日等の間隔がある。
- (2) 第一の現象から少しずつ発展して第二の現象に到達するのではない。
- (3) リズムは季節と密接な関係を持つけれども、一定の期間にだけ出現するもので通常は継続重複することはない。
- (4) 二つの天気現象は一定のものではなく、同類である。

これらの特長のうち、(1)～(3)は狭義の定義であり、(4)を含むと広義になるだろう。われわれは広義のリズムを考えたいので、ここでは予報に応用される広範な多数の季節を隔てた相關現象をとりあげ、リズム的な表現を観察してみよう。

中国の多数の気象施設では天気俚言から出発して、いくつものリズム現象を検証している。そして電子計算機の発展及び応用に従って、数か月を隔てた因子を調査して大量のリズム関係を発見している。われわれは、ここ数年にわたる全国長期予報会議及び揚子江増水期予報会議の席上あるいはその他の雑誌上に発表された研究から、一つの初歩的な成果を得たのでその一部を表1及び表2

表1 各種リズム関係例挙

	研 究 対 象			指 標		向 隔
	季 (月)	要 素	区 域	季 (月)	内 容	
1	7-8月	降水	淮河上游	本年6月	500 mb 高度場 $180^{\circ}-165^{\circ}\text{W}$, $35^{\circ}-60^{\circ}\text{N}$	1-2か月
2	9-10月	寒露風	上海	本年7月	500 mb 超長波	2-3か月
3	10-11月	温度	青蔵高原	本年6-7月	長江流域降水量	4-5か月
4	6月	降水	長江中上游	本年1月	海平面気圧場 $170^{\circ}-180^{\circ}\text{E}$, $40^{\circ}-50^{\circ}\text{N}$	5か月
5	6-7月	梅雨降水	長江中下游	本年1月	1000-500 mb 層厚場 区附近, 青蔵高原	5-6か月
6	4-5月	春雨	長江下游	上年10月	500 mb 距平場 $10^{\circ}-15^{\circ}\text{N}$, $115^{\circ}-140^{\circ}\text{E}$	6か月
7	6月	降水	新安江	上年11月, 12月	23区海温	6-7か月
8	5-6月	降水	華南	上年11月-本年3月	青蔵高原積雪	大約6か月
9	4-8月	降水	両湖地区	上年8月	青蔵高原気温距平	大約8-11か月
10	12-2月	温度	渤海地区	上年1月, 2月	黒潮区海温	11-12か月

表 2 6 か月前後リズム関係

研 究 対 象			指 内 容		間 隔
季 (月)	要 素	区 域	季 (月)	内 容	月
冬 到 夏	7-8月 降水	淮河中上游	本年2月	500 mb 高度場 40°W-10°E, 35°-55°N	5-6か月
	5月 降水	長江三角洲	冬12-2月	40°N, 155°E 海温	4-5か月
	7, 8月 降水	華北平原	冬12-2月	30°N, 135°E 海温	6か月
	6-8月 西太平洋副高	脊綫南北位置	冬12-2月	500 mb 20°-25°N, 120°E-140°W 高度距平和	6か月
	6月 西太平洋副高	西伸程度	本年1月	5°N-10°S, 130°W 海温	5か月
春 到 秋	9-10月 寒露風	湖南	本年3-4月	東並槽經度位置	6か月
	9-10月 寒露風	上海	本年4月	500 mb 超長波	5-6か月
	9-10月 降水	長江上游	本年3-5月	500 mb 高度相鍵区	6か月
夏 到 秋	2月 気温	渤海地区	上年7月	太平洋西風漂流区海温	7か月
	1月 最冷時段	広東省 琼中県	上年5月, 6月	広東省琼中県雨量	7か月
秋 到 秋	3-5月 降水	長江上游	上年9-10月	500mb 中高緯度西風	6か月
	5月 降水	黒龍江省	上年11月	35°N, 135°E 500 mb 平均西風風速	6か月
	3-4月 気温	安徽省	上年9月, 11月	500mb 東並大槽強度, 西太平洋副高強度	6か月

に示しておく。なお、表1から見ることはできないが、地区が変わると天気過程および天気現象に同じ間隔のリズム関係は存在しない。間隔は最短で1～2か月、最長で11～12か月であり、6か月前後のリズム（あるいは隔季相関ともいう）が普遍的である。表2にその事例を示しておく。

次に、6か月前後のリズムの地理的分布の理解を進めるために、ある研究者が作成したリズム発生地域を示す図1をここにとりあげる。これには500 mb、地上気圧場及び1000～500 mb層厚場、

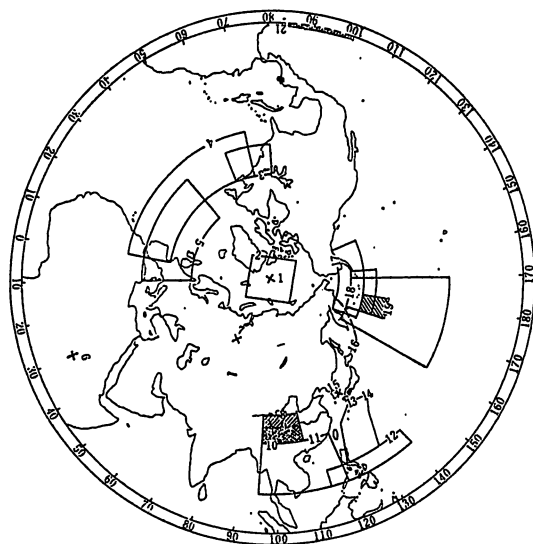


図1 リズム指標区域の一例
(9区と10区は同じ, 13区と14区は同じ)

積雪、気温等がはっきり表示されているが、このリズム分布には一定の規則性がある、主として三つの地域すなわち北太平洋、北大西洋及びアジア南部から西太平洋の区域に集中している。そして、中緯度の大陸上に現れるリズムは極めて少ない。

これをまとめると、内外における研究の初歩的な成果は見ることはできるし、長期の天気過程の中に存在する数か月間のリズム現象は懐疑的なものではなくて、その中の6か月前後のものが比較的普遍的でその空間分布も一定の法則をもっているといえることができる。

3. 月平均環流と海面水温のリズム活動

天気俚言というものは、しばしばある1地点の天気変化の過程を反映することがある。リズムはあくまでも個別の地区の現象なのか、それとも大規模な環流変化なのだろうか。そこで、われわれは次に相似性の変化によりこれを研究してみるが、仮に、環流（あるいは海面水温）の変化の開始に相似があると、その後の相似性は一時的に下降しても、ある時間経過すると増加する。つまり、これをリズム現象と考えることにする。

この研究を進めるため、1951-1975年の各月の北半球気圧場、500 mb 高度場及び太平洋・大西洋海面水温偏差図を利用し、その格子点に注目すると〔8〕相関係数の大小を用いて相似性が表示できる。ここでいう相関係数は、 $r = \frac{n_+ - n_-}{N}$ 、 N は総点数、 n_+ 及び n_- は2枚の図上の同符号と異符号の格子の点の数である。たとえば、海面水温を58点とし、2枚の海面水温図の相関を計算すると、相関検定表を適用して $N = 58$ 、信頼度5%に達する n_+ あるいは n_- のどれか一つが ≤ 21 であれば n_+ と n_- の差は16に近づくから、 $|r| \geq 0.27$ になる。500 mb高度場は257点であり、 $N = 257$ で信頼できる $|r|$ は0.10に近くなる。こうして我々の計算では大西洋海面水温（ $N = 9$ ）に対して $r \geq 0.78$ 、太平洋海面水温で $r \geq 0.41$ 、大気環流について $r \geq 0.31$ を得たが、相似信頼度は1%以上である。この分析方法による結果は次のとおりである。1月の500 mbを例にとると、1951-1975年の25枚の図について互いに2枚ずつの相関係数 r_0 を計算し、 $\frac{1}{2}(1+24) \times 24 = 300$ 個の相関係数をもつ一つの相関係数三角矩陣を作る。この中から正相関に対して信頼度に達している相似年を探すと、たとえば56年と59年（相似係数+0.31）、58年と59年（+0.31）、60年と66年（+0.49）等がある。しかし、一般には300個の中では5~10個が上記の相似標準に達するだけなので、個別状況下で5個に満たないときは適宜標準を下げ、相関係数最大の5個をとって相似とする。こうして相似年の1か月後すなわち2月分の相関係数（ r_1 ）について計算し、再び2か月後の3月分の相関係数（ r_2 ）を計算する。この方法で18か月後までの相関係数（ $r_1, r_2, \dots, r_{18}$ ）を計算してリズムの対称性を調査し、前12か月の相関係数（ $r_{-12}, r_{-11}, \dots, r_{-1}$ ）も推算した。相関係数の計算には偏差符号だけを考慮するので、すでに調査済の1月のいくつかに対する相似年の12か月前から以後18か月の相関係数月算術平均を求めた。すなわち相似年の r_1 平均、次に r_2 平均……をというように類推して $\bar{r}_{-12}, \bar{r}_{-11}, \dots, \bar{r}_{17}, \bar{r}_{18}$ を記入し、現象が始まった月を中心にそれより12か月前と以後18か月の間の各月の相似程度を作成した。また、海面水温と環流などの4要素についても1月分から12月分に対してすべて上述の方法により $\bar{r}_{-12} \dots \bar{r}_{18}$ を求めた。

図2には北太平洋海面水温の相似性変化曲線を示してある。これには3か月ごとの平均相関係数の変化をとりあげて、相似性の変化を示してある。図2からはいくつかの興味ある現象を見ることができる。

(1) 時間に関係しない相似性の増加と下降が春と夏にはっきり現れる。もしも春季の海面水温が

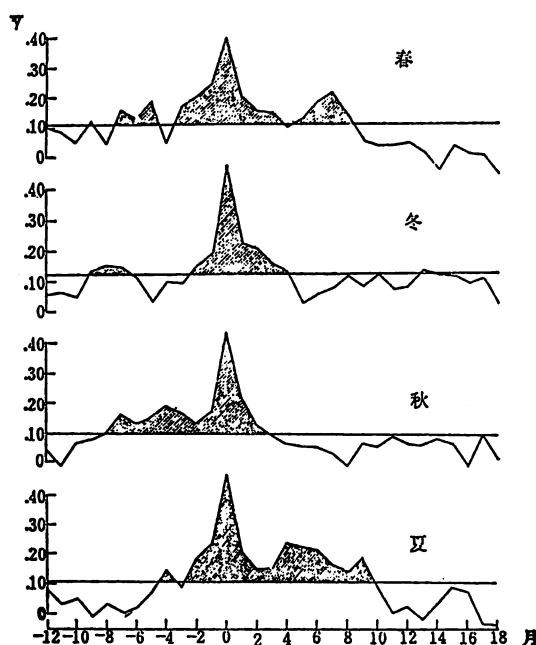


図2 北太平洋海面水温のリズム活動
(春 3～5月, 夏 6～8月, 秋 9～11月, 冬 12～2月)

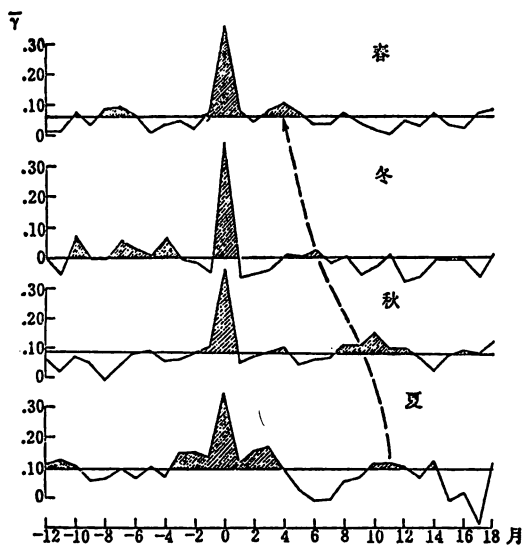


図3 北半球地上気圧場のリズム活動

相似のときは、1か月後にもまた相似があり、2～3か月後にはこの相似は明確に下降する。しかし、4か月目からの相似性は逐次増加し、9か月目になると明らかにわずかに下降して相関係数は0前後となる。

(2) 相関係数の分布は対称的でない。この現象は秋季に最もはっきりしている。秋季の海面水温とその前4～7か月の相関は比較的に大きいが、4～7か月後との相似性は極めて小さい。

このように見てくると、月平均海面水温の変化は周期性ではなくリズム性のものであり、夏から冬にかけての半年前後の間に最も突出した部分をもつリズム関係であることが分かる。

図3と図4には海面気圧場と500 mb高度場のリズムを示してあるが、図2の曲線との相似性が見られる。海面水温もやはり季節に分けて平均相関係数を取りおおよその平均値を斜線を用いて区分してある。これらの図を対比してみると、図3及び図4からは図2との類似を見ることができ、相関係数は降下後増加することなく降下し続けている。しかし、環流の各季節の相関の時間変化と海面水温のそれとは相違があり、相関係数に比較的大きい値の出現する時間や季節にはっきりとした変化がある。

このことから、われわれは北半球大気環流と太平洋海面水温もまたリズム活動をしていると考える。北大西洋の海面水温の状況も類似しており、とくに説明す

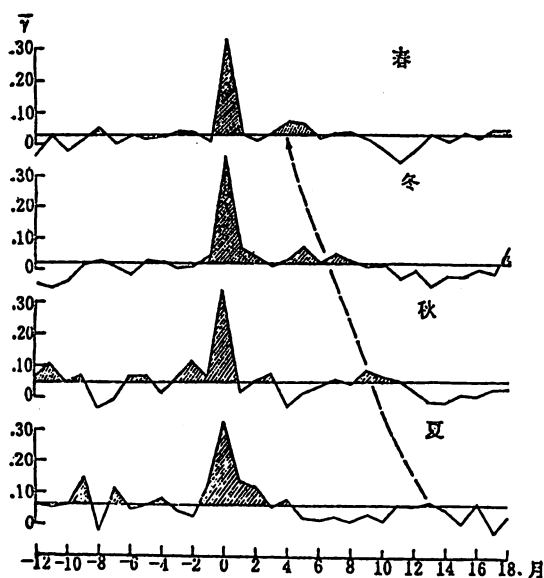


図4 北半球 500 mb 高度場のリズム活動

明したが、かなり粗略なものであった。近年、Марчук [10, 11] は長期間の天気過程の分析と予報の数学物理的手法の研究に当って、大気は海洋に対し各季に影響を与え、また海洋は夏季に大気に影響を与えるというように、海洋と大気の相互作用によってリズムの理論を解釈する希望が得られると提言した。Мусаелян [12] はこれをさらに一步進めて明確化し、海洋は夏季半年間に吸収した太陽輻射を熱に転換すると共に「記憶」して、それを自体の深層に貯蓄し、冬季の半年間には全く別の熱交換作用によりその熱を大気に伝えるのだと発表した。この中では、夏季北大西洋上の雲量の偏差が冬季におけるヨーロッパロシア上空の気温偏差を形成することを特に強調している。これは注目すべき研究である。

さて、ここにリズム形成の可能性のある2種類の過程をとりあげてみた。むろん、われわれはこの2種類だけですべての現象を説明できるとは考えていない。大気環流とその下面にある海洋との間の相互作用はこのように複雑で、当然そのほかの過程、つまり雪氷との大気相互作用などがある。同時にリズム活動にも数値実験等による説明が必要で、より進歩した観測データも欠くことができない。とりわけ、長期予報への応用は重要な検証の一つである。その上、ここに提示したのは極めて初歩的な観察である。したがって、長期予報中の非常に重要な現象に際してはさらに進歩した研究がなされることを希望したい。

(1) 夏季における北太平洋西風卓越領域の海面水温リズムの形成

臧恒范及び王給武は海気相互作用を研究して、太平洋西風卓越領域の夏季海面水温と冬季海面水温のリズムの関係を発表した。これによると、夏季太平洋西風卓越領域の海面水温と冬季の渤海湾

るには及ばないだろう。

4. リズム形成過程の検討

リズム形成の過程およびその原因と機構の研究は極めて少ないが、大気環流と気象要素の長期変化中に存在するリズム活動については前2節で一応証明された。と同時に、上述したようにリズムはしばしば不連続の関係を示すので、大気あるいは海洋自体からリズムの形成過程を探することは不可能である。そこで、地象気象の系統的な相互作用を研究してリズム形成の原因を探求することが必要になる。

Шулейкин [9] はかつて海洋大気間のエネルギー振動によるリズムの形成を説

海面水温及び大気環流には季節を隔てた相関があるという。それでは夏季と冬季との海面水温のリズム関係はどのように形成されるのだろうか？ その説明のために図5を引用する。この図には7

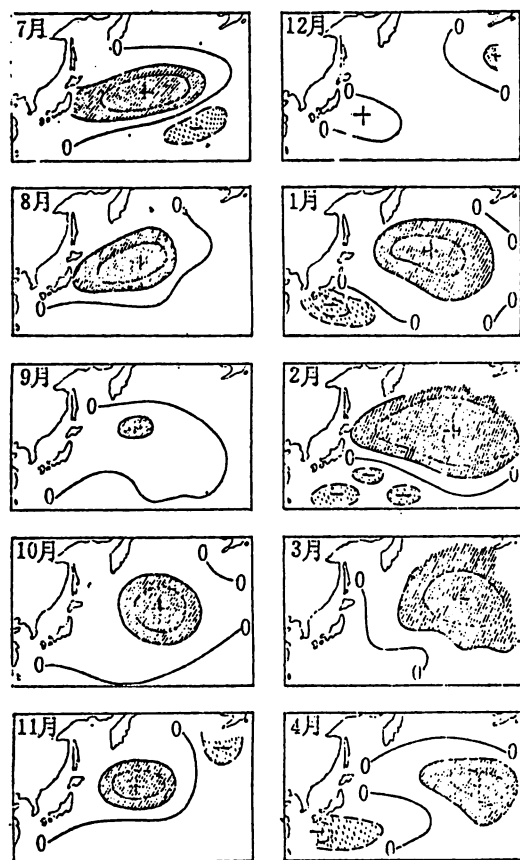


図5 西風卓越領域の海面水温のリズム活動
(5%信頼度に達する正相関域は斜線で表示)

月の西風卓越領域（40°N，170°E～180°）の海面水温と、その10か月後の北太平洋各点の海面水温の相関分布を示してある。この図を見ると7月から8月までは一様の持続性があり、7月と9月～12月の相関は大変に小さく、7月と12月では負相関にさえなるが、7月と1月～3月は正相関区が非常に増加して、7月の40°N，170°E～180°では同期におけるその他の地点の相関分布を超過してしまうことがはっきりと読みとれる。では、どうして西風卓越領域の海面水温偏差が半年後に回復するのだろうか？ この点については、夏季における海洋活動層は上部が暖かく下層が冷たいが、海洋は大気から急激に輸送交換される熱量と太陽輻射熱を受け取るものと推測できるし、冬季の海洋は夏季に貯えた熱量を放出するから海洋活動層の熱力構造が逐次等温変化する。そこで、海洋は冬季に大気熱量を供給し、これによって夏季海面水温の特長が形成され、冬季にむしろこの影響を反映することになっている〔13〕と考え

ている。前節で指摘したが、北太平洋および北大西洋では、いずれも夏季の後半ごろにリズムが最も明確であり、これがこの種の見方の有力な証拠になっている。

(2) 冬季における低緯度東太平洋海面水温リズムの形成

現在、さらに別の1種のリズム過程が発表されている。すなわち、大気環流のリズム活動の分析に際して、われわれは低緯度におけるリズム活動が比較的に突出している点に注目した。図6にその一例を示してある。図の横軸は経度、縦軸は月である。上から下に向かって順番に1月と2月、1月と3月、……1月と12月の10°N 500 mb 高度の相関をとり、この相関が5%の信頼度を満足させる部分に斜線を施した。この図によると、相関の高い部分は点在しており、2～3か月持続した後で減衰していることがはっきりと分かる。しかし、東太平洋にあっては7月から10月までの

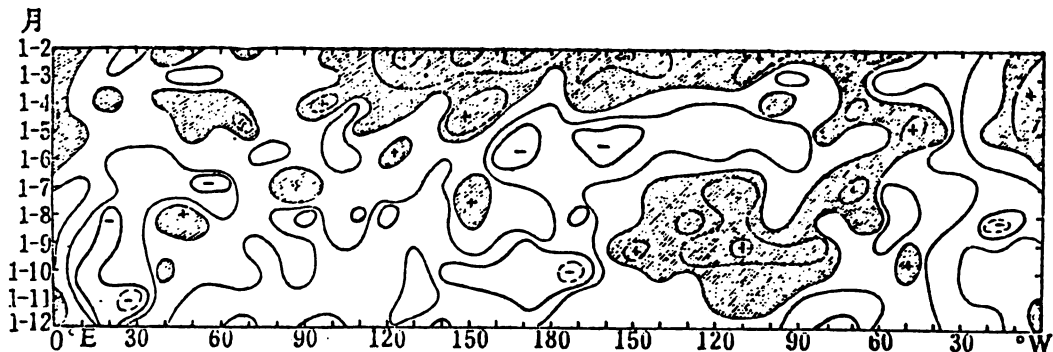


図6 1月の10°N 500 mb 高度とその後2～12月高度ラグ相関（太い実線は0線，等値線間隔0.2）

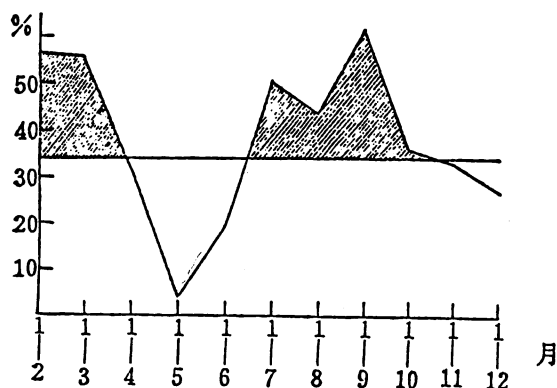


図7 東太平洋 500 mb 高度持続相関（10°N，110°～160°W）

とそれから半年後の夏のリズム関係がよいということであって，前節で述べた 500 mb 相似性変化の結論と一致している。大気環流自体のいわゆる「記憶力」は一般には1か月を超えないと理解さ

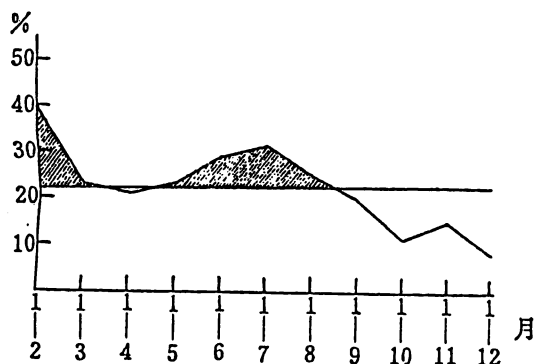


図8 東太平洋海面水温のリズム

間に5%の信頼度を持つ一群の高相関域があり，その最大のものは9月，110°W，中心値0.84となっている。さらにこのリズム関係をはっきり説明するために，図7に110°W～160°W各点の相関係数を示してある。図中の横線は各月の相関係数を平均した値で，これより高い部分に斜線を施してある。計算によれば，2月およびその後の各月はいずれも類似の状況であるが，これは低緯度東太平洋の500 mb 高度場にはっきりとしたリズムがあり，中でも冬季

れているから，これによりわれわれは大気環流のリズムを生成する原因も海面水温のリズムにあると考えている。このことは東太平洋（10°～30°N，140°W～160°W）の水温リズム（図8）を用いても証明できる。図9には，7月の20°N，140°W（図中に△印で表示）の海面水温と500 mb 高度場の相関を示す。図9によると，海面水温が高いときには太平洋東部と中部500 mb 高度は高く，一方は西部は500 mb 高

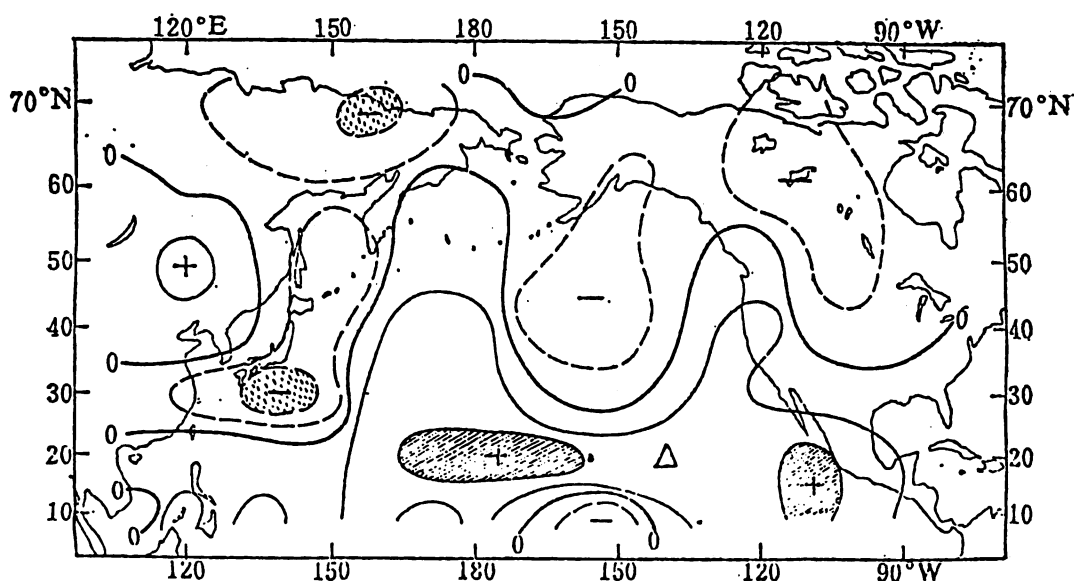


図9 7月の東太平洋海面水温と500 mb 高度の相関係数分布（5%信頼度に達する正(負)相関域は実(点)斜線で表示。等値線間隔0.2）

度が低い。これも今までの論文の結論と一致する〔14〕。当時提言された機構の要点を引用すると次のとおりである。

表3 海気相互作用の機構

赤道太平洋海水温→ウォーカー循環→ハドレー循環→太平洋亜熱帯高気圧			
冷(暖)	強(弱)	西強(西弱)	西強(西弱)
		東弱(東強)	東弱(東強)

この関係は当然一定の根拠をもつものであるが、これらは夏季における同時的関係であって、問題はリズム関係をどう解釈するかにある。これに対して現状では適切な説明を提供することは不可能だが、赤道と低緯度東太平洋が南半球の影響を大きく受けている可能性はかなりある。何故かといえば、赤道冷水域は南半球から一直線に赤道中部太平洋に到達する、と同時に低緯度のこの一帯の地区の夏季熱源強度は冬季に比べて大きくなる。するとこの二つの原因が引き金になって、ここでは冬季の海洋が発揮する作用は夏のように小さくなく、ひどいときには冬季やその他の季節に貯えられた熱量が夏季になってやっと放出される。こうして冬から夏にかけての半年リズムが作られるのである。

リズム形成の過程、原因およびその機構の探求ははなはだ困難な課題である。その上、現状での研究は多くない。また、ここに発表したのはごく僅かで、地域あるいは季節も異なる模式であった。われわれは、リズムは大気とその下面の相互作用の季節変化が造成するものと認識している。だか

ら海気相互作用の研究はさらにもう一步進める必要がある。大気と極氷、積雪の相互作用の研究も当然進めなければならない。以上をまとめてみると、現在の長期予報の水準はまだまだ高くなく、予報を的中させるためにリズムと関係のある各種の相関指標を応用することが一般化している。そこで、リズム形成の過程や原因および機構の研究を一步一步進めていけば、長期予報のレベル向上に大きな促進力を与えることが期待できるだろうと考えている。

参 考 文 献

- [1] 杨鉴初, 苏联在天气过程韵律作用方面的新研究, 科学出版社, “苏联中长期天气预报”, 1956.
- [2] 杨鉴初、史久恩、李小泉, 长期天气预报的几个问题, 农业出版社, 1963.
- [3] 北京大学地球物理系气象教研室, 天气分析和预报, 第二十四章, 科学出版社, 1976.
- [4] Namias, J. Persistence of U. S. seasonal temperatures up to one year, *Mon. Wea. Rev.*, 106, 1557-1567, 1978.
- [5] 王绍武, 长期天气过程的尺度、结构及形成原因, 长江流域水文气象长期预报文集(第二集), 1982.
- [6] 叶愈源, “寒露风”季节预报的初步探讨, 1979年全国中长期预报经验交流会, (即将发表).
- [7] 徐群、曹鸿兴, 长期天气过程的遥相关联系, 气象, 1977, 第4期.
- [8] 王绍武、赵宗慈、陈振华, 海气相互作用与月平均环流的持续性与韵律, (即将发表).
- [9] 舒列金, 海洋物理学, 456 页, 科学出版社, 1963.
- [10] Марчук, Г. И., Физические и математические аспекты анализа и прогнозы, *Метео. и Гидро.*, 1977, No. 11, 25—33.
- [11] Marchuk, G. I., Modelling of climatic change and the problem of long-range weather forecasting, World Climate Conference, W. M. O. 1979, February, Geneva.
- [12] Мусаелян, III. A., О Динамико-статистической параметризации тепловой памяти океана, *Метео. и Гидро.*, 1980, No. 3, 5—14.
- [13] 臧恒范、王绍武, 一个海气相互作用的长期天气过程, 海洋学报, 1982.
- [14] 王绍武、赵宗慈, 我国旱涝 36 年周期及其产生的机制, 气象学报, 37, 64—73, 1979.

137°E 線の低緯度海水温と東京の出梅日 および中部日本の夏期気温の関係 *

栗 原 弘 — **

1. はじめに

出梅の遅速は、夏の天候を特徴づける要因として、夏の長期予報には欠くことのできない要素の一つである。日本の各地の出梅予報法として 500 mb 高度場や成層圏の風向など様々な気象要素を用いた予報法が開発され、暖候期予報や夏期の 3 か月予報に利用されている（1 か月予報指針，1981）。

東京の出梅予報法の一つに、137°E 線の 1 月海面水温（SST）を利用する方法があり、約 6 か月前から予報できることから暖候期予報に利用されている。これは 1 月の 137°E 線の 6°N（正相関）および 24°N（負相関）の SST と東京の出梅日に高い相関があることを利用して、6°N と 24°N の海水温の差から東京の出梅日を予報する方法である。1 月の 6°N と 24°N の SST が出梅の変動に関係する理由として、朝倉（1981）は以下のように説明している。

6°N 付近の赤道反流の水温が高いとハドレー循環が活発になり、太平洋高気圧は北上しないまま発達するので梅雨明けは遅れる。北赤道海流の水温が高い場合は、温められて上昇した気流がその北側にあたる日本付近に下降するので、太平洋高気圧は早く北上して日本の梅雨明けが早まる。

本報告では、137°E 線に沿う海面から深さ 1200 m までの海水温データを用いて、東京の出梅や 7・8 月平均気温、500mb 高度等との関連を調査した。この結果、1 月と 7 月の 137°E 線の低緯度海水温は、東京の出梅と高相関を示すことを再確認した。また、従来の出梅予報法を発展させるとともに、137°E 線上の 1 月海水温が約 6 か月先の出梅に関係する過程について考察した。

2. 137°E 線上の海水温データ

1967 年 1 月以降、毎年 1 月に、また 1972 年からは 6～7 月にも気象庁の観測船凌風丸による 137°E 線上の海洋観測が行われるようになった（例えば長坂，1981）。海水温の観測は、34°N～8°N まではほぼ 1 度ごとに、8°N～1°S までは 0.5 度ごとに行われている。観測の深度は、海面（水深 0 m）から深さ 1200 m 以深にまで達している。本調査では、34°N～1°S の 45 個の緯度別の観測点について、海面から深さ 1200 m までの各深さ（0, 10, 20, 30, 50, 75, 100, 125, 150, 200, 250, 300, 400, 500, 600, 700, 800, 1000, 1200 m）の海水温データを使用した。

* 月例会「長期予報・大気大循環」（S 58 年 2 月 25 日）に於て発表した内容に加筆

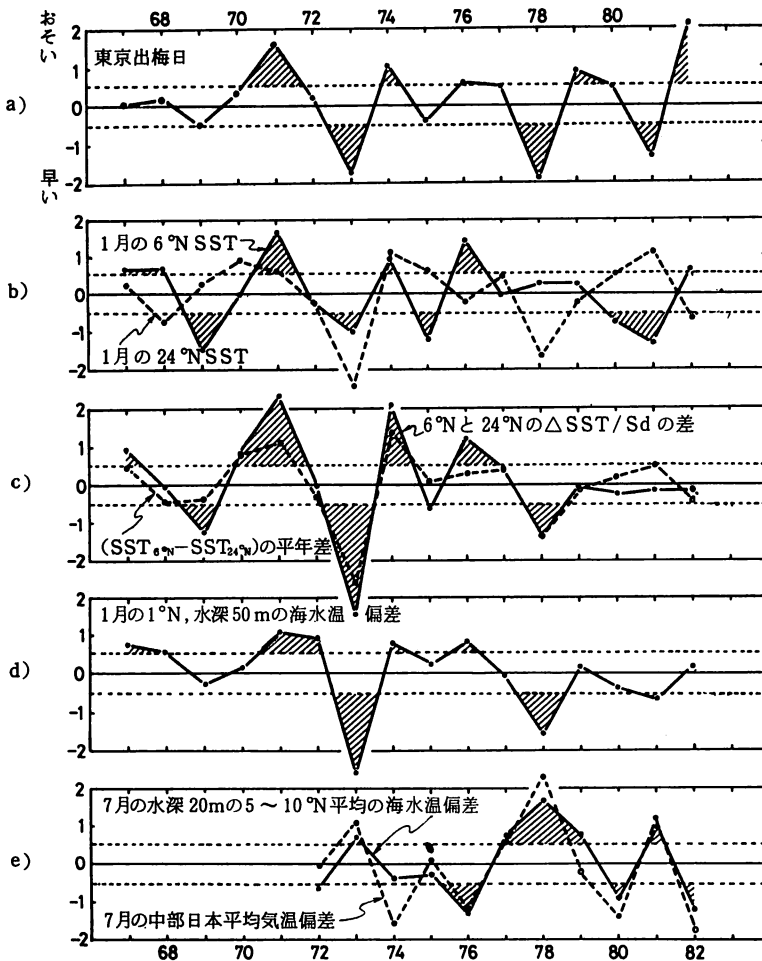
** 気象庁 長期予報課

3. 解析の結果

3.1 東京の出梅日の年々変動

第1図(a)は東京の出梅日偏差の年々変動を示す。各年の値は出梅日の15年（1967～'81年）間の平均（7月17.6日）からの偏差をその標準偏差（ $Sd = 7.24$ 日）との比で示した。図で正（負）の偏差は出梅の遅れ（早まり）を示し、出梅偏差が標準偏差の0.52倍^注の年をハッチで示した。出梅日偏差を標準偏差との比で表示したのは、海水温の年々変動との比較を容易にするためである。

最近16年間で東京の出梅が大きく遅れた年には1971, '74, '76, '79, '82年がある。一方、



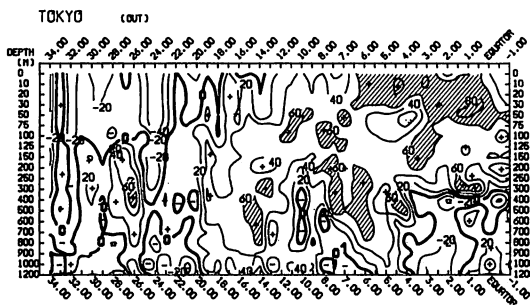
第1図 東京の出梅日および137°E線低緯度海水温の年々変動
いずれも平均（1967～'81年， $n = 15$ ）からの偏差を，標準偏差との比で示す。ハッチを付けた年は変動が標準偏差の0.52倍を越える年。

注）正規分布を仮定したとき，出梅日が標準偏差の0.52倍以上になる割合は約30%である。
この値を超える年をここでは出梅が早い（遅い）年と考える。

’73, ’78, ’81年には、出梅は平年よりかなり早かった。これらの年には、沖縄を除く各地で、ほぼ同様に、出梅の遅れ（早まり）が見られた。東京の出梅日は、かなり広い地域における出梅日を代表していると考えてよいだろう。

3.2 東京の出梅日と1月の137°E線海水温の相関

東京の出梅日と1月の137°E線海水温のラグ相関を第2図に示す。海面付近では14°N以南に正相関域が分布し、その北側に負相関域が分布している。特徴的なことは、1～6°Nの海面から水深



第2図 東京の出梅日と1月の137°E線の各深さの海水温の相関係数(×100)

1967～’81年(n=15)のデータを使用。

ハッチは $r > 0.6$ を示す。

追加した計算結果(第2図)によると、6°Nでは比較的高い相関($r = 0.65^{***}$)が持続しているが、24°Nでは以前より相関が悪くなっている($r = -0.55^{**}$)。また、24°N付近には、低緯度にあるような高相関域は存在しない。

第1図(b)は、6°N(15年間の平均値 = 28.11℃, 標準偏差 = 0.41℃)と24°N(同23.03℃, 1.03℃)のSSTの変動を示す(24°Nの値は、正負逆符号で表示)。24°NのSSTの変動は’78年までは東京の出梅変動とよく一致していたが(負の相関)、それ以降正相関に変わったようである。

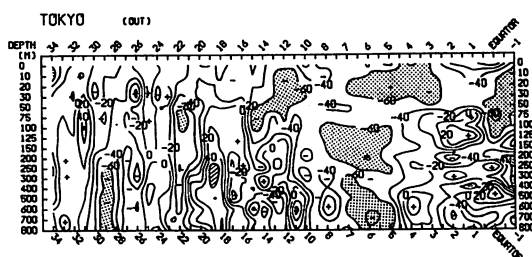
第1図(c)において、実線は6°NのSSTの平年差(Sdとの比)と、24°Nのそれとの差であり、また破線は、6°Nと24°NのSST差の平年差(Sdとの比)を示したものである。両者とも、’79年以降大きな変動はなく、東京の出梅日との対応が悪くなっている。

第1図(d)は1°Nの水深50mの海水温(同27.94℃, 0.98℃)の変動を示す。東京の出梅と比べると出梅が大幅に遅れた’82年を除き、両者の変動はかなりよく一致している。両者の散布図を第3図に示す。’82年の場合出梅が標準偏差の2倍以上遅れ、この年だけ全体の分布から大きくはずれている。

注) 危険率1%, 5%, および10%で相関が有意の時、それぞれ***, **, *を付す。

ただし、n=15のとき、 $r^{***} \geq 0.64$, $r^{**} \geq 0.51$, $r^* \geq 0.44$

n=9のとき、 $r^{***} \geq 0.80$, $r^{**} \geq 0.67$, $r^* > 0.58$



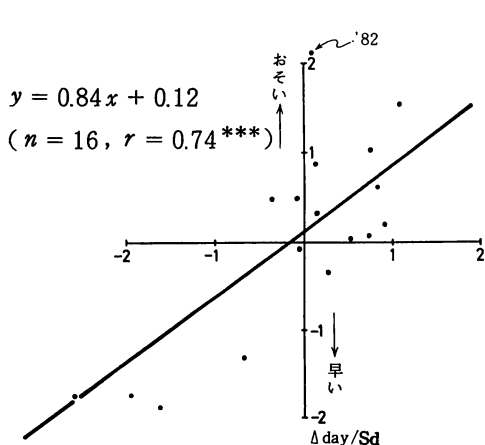
第4図 東京の出梅日と7月の137°E線の海水温の相関係数(×100)
1972～'80年(n=9)のデータを使用。
ドットは $r < -0.6$ を示す。

するが、相関は正から負に反転している。また5～6°N付近では水深800mというかなり深い所まで高相関域が存在する。(6°Nの水深700mでは $r = -0.84^{***}$)。ただし、統計年数(1月=15年, 7月=9年)を考慮すると、東京の出梅との相関は1月の低緯度海水温の方が高いといえよう。

第5図は、7月の3～6°N平均海水温(水深20m)と東京の出梅の散布図である。1月の例(第3図)よりもデータのバラツキが大きくなっている。傾向としては7月の低緯度海水温が高(低い場合、東京の出梅は早(遅)く)なると考えてよいだろう。

3.4 500 mb 高度と東京の出梅／1月海水温との相関

出梅の年々変動は、熱帯モンスーンや亜熱帯高気圧、オホーツク海高気圧の動向により決まるので、日本付近の大気の高度場にも出梅と同様の年々変動が現われているはずである。第6図は、20°N、

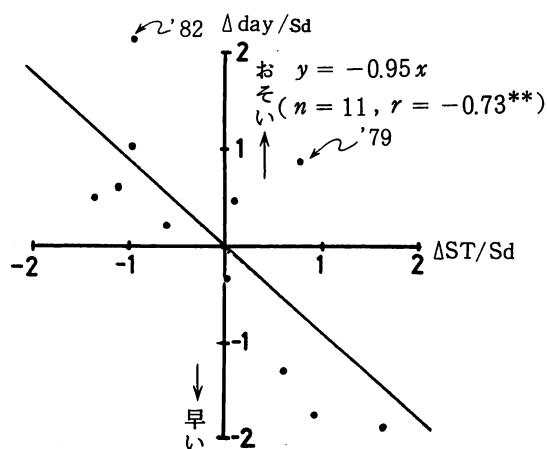


第3図 東京の出梅日と1月の1°N(水深50m)海水温の散布図(n=16, 1967～'82年)横軸は1°N(水深50m)の海水温偏差(ΔST/Sd)縦軸は、東京の出梅日偏差(Δday/Sd)

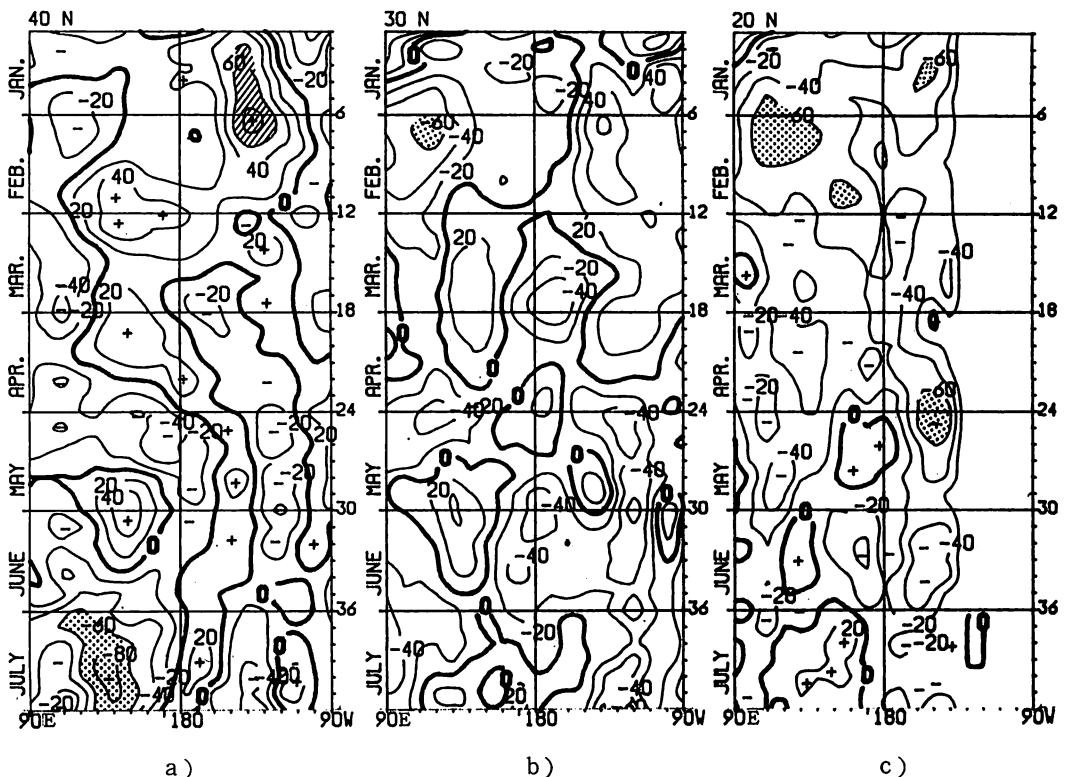
'82年7月には、出梅間近になった時、オホーツク海高気圧の出現や関東地方への台風の接近による悪天が続いた。その結果、出梅は8月上旬になった。

3.3 東京の出梅日と6～7月の137°E線海水温の相関

東京の出梅と6～7月(以下7月と記述)の137°E線海水温の相関係数の分布を、第4図に示す。高相関域($r < -0.6$)が1月とはほぼ同じ緯度帯(8～3°N)に出現



第5図 第3図と同様(n=11, 1972～'82年)。ただし、横軸は7月の3～6°N平均海水温(水深20m)



第 6 図 1～7 月の 500 mb 高度（5 半旬移動平均値）と東京の出梅日との相関係数（× 100）
 500 mb 高度は、緯・経度 10 度ごとの格子点値（ $n = 15$, 1967～'81）を使用した。
 ハッチとドットはそれぞれ $r > 0.6$, $r < -0.6$ を示す。
 a) 40°N b) 30°N c) 20°N

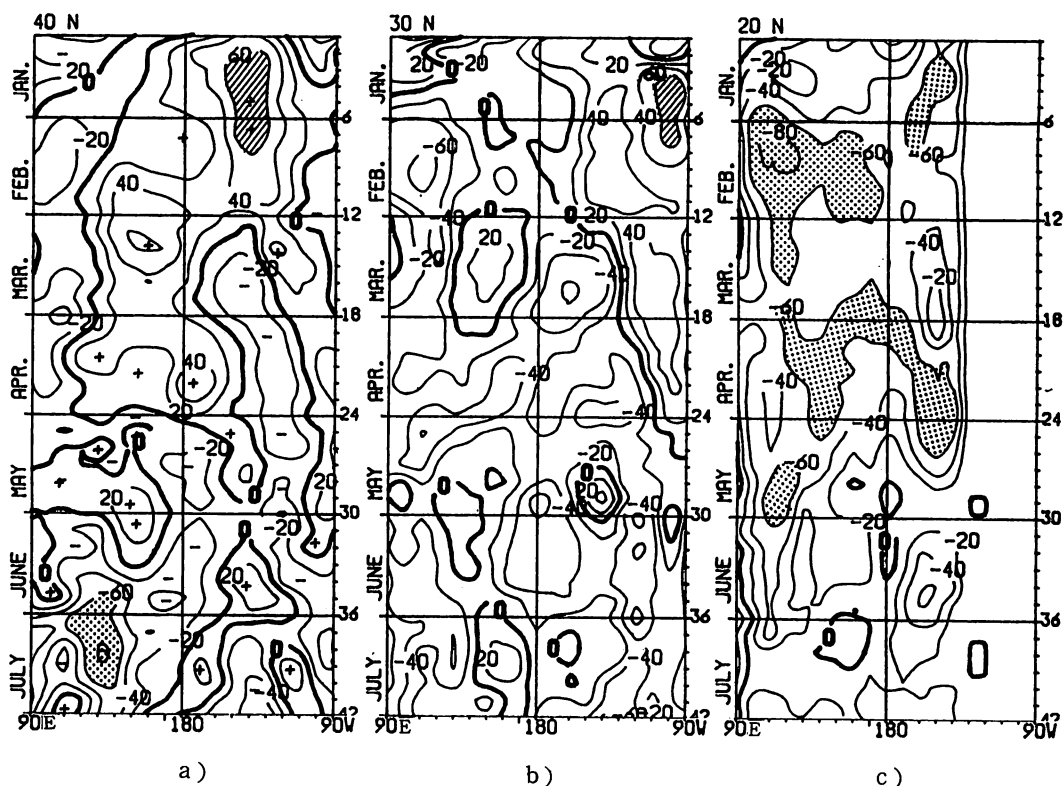
30°N, 40°N の緯度別に、1～7 月の半旬平均 500 mb 高度と東京の出梅日との相関係数の分布を示す。

出梅日と 500 mb 高度の関係をみると、40°N（第 6 図(a)）の 7 月には 140°E を中心に高い負相関（相関係数の最大値（ $r_{\max}$ ）= -0.85 ***）が存在する。30°N と 20°N（第 6 図(b)と(c)）では、この時期に大きな相関はみられない。

ところが、1～2 月ごろ、40°N と 20°N でそれぞれ正・負の高相関域が存在する。40°N では、140°W を中心に 1 月中旬～2 月上旬まで高相関が持続している（ $r_{\max} = 0.83$ ***）。一方 20°N（第 6 図(c)）では、この時期に 110°E～140°E で負の高相関域が存在する。

第 7 図は、1 月の 1°N（水深 50 m）の海水温と 500 mb 高度との相関係数の分布を示す。この図は、第 6 図と類似したパターンを示す。

20°N 帯では、1～2 月に 100～170°E の 500 mb 高度とかなりよい同時相関（ $r_{\max} = -0.84$ ***）がある。しかも、高相関（ $r < -0.6$ ）が 5 月頃まで持続している（1 月における海水



第7図 第6図と同様、ただし1月の1°N（水深50 m）の海水温との相関を示す。

温偏差が数ヶ月持続することを示唆）。

20°N 帯で有意な相関がなくなる6～7月頃には、40°N 帯の180°以西では正相関から負相関に変わり、出梅の時には140°Eの負相関が最大（ $r_{\max} = 0.80^{***}$ ）になっている。

以上の結果、東京の出梅日の変動は、日本付近の7月の500 mb 高度にも明瞭に現われている。これは考察で述べるとおり、出梅の定義から当然のことであろう。

興味深いのは、1～2月の500 mb 高度も出梅と有意な相関（危険率1%以下）があることである。これは、1月の低緯度海水温と500 mb 高度に同時相関があることを反映しているためと考えられる。

4. 考 察

4.1 1月の137°E線低緯度海水温による出梅の予報

1月の137°E線における1～6°Nの表層水温と東京の出梅には、高い正相関がある。7月における同時相関でも、1月とほぼ同じ海域で有意な相関（危険率5%以下）があるが、相関係数は正から負に変わっている。このことは、海水温偏差が1月と7月では反転する傾向があることを示唆

する。

第1図(e)に7月の5～10°Nの平均海水温(水深20m)の偏差(実線)を示す。平均海水温と東京の出梅(第1図(a))の年々変動はかなりよく一致している。また1月の1°Nや6°Nの海水温(第1図b), d))と比べると, 1～7月にかけて海水温偏差が反転する傾向がある。これは, 1月の低緯度海水温に大きな偏差が出現した年('73, '74, '76, '78, '81年など)に明瞭にみられる。最近の例では, '81年1月の1°Nと6°Nの海水温は大きな負偏差を示したが, 7月には平均海水温は大きな正偏差を示し(e図), 出梅がかなり早かった。'76年はその逆の例で, 出梅は平年より遅れた。一方'80年1月には, 6°N・1°Nとも海水温は負偏差だったが, 7月の海水温も同様に負偏差で, 出梅は遅れた。

以上の結果, 1月の137°E線における低緯度海水温に大きな偏差が出現し, 7月までに偏差が反転するような年には, 東京の出梅を1月の海水温からかなり正確に予報できるといえよう。この場合, 予報因子として特定のポイントを利用すると, 第3図に示した'82のように予報が必ずしもうまくいかないこともある。予報因子として, 出梅と高相関を示す領域内の平均海面水温を用いるべきだろう。

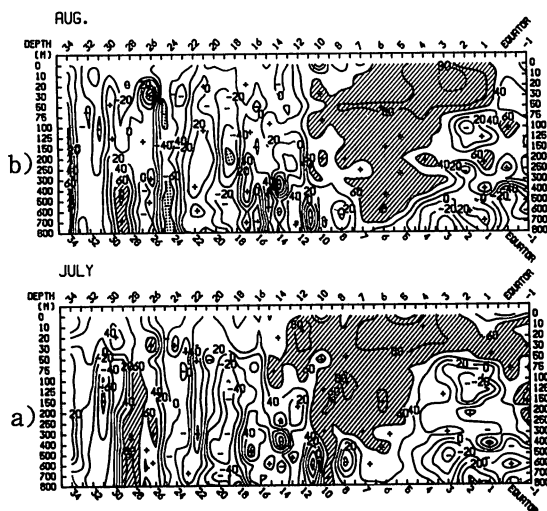
4.2 7月の低緯度海水温と中部日本の夏期天候

梅雨現象は, 1か月程度の時間スケールをもつ。梅雨に入るまでは, 日本付近の天候は主として高緯度の寒気団の影響を強く受ける。夏に向かう過程で北太平洋中部から日本の南海上の亜熱帯高

気圧が勢力を強めてくる。梅雨期には日本付近で両者の勢力が均衡し, この状態は関東地方では6月中旬から7月中旬頃まで続く。出梅は, 一般的には亜熱帯高気圧がさらに北西に勢力を広げ, 日本がその勢力下に入って盛夏になることを意味し, 出梅の年々変動は500mb高度の変動にも現われている(第6図(a))。

亜熱帯高気圧が例年より早く日本付近に勢力を広げる年には, 出梅は早まる。このような年には亜熱帯高気圧が夏期を通して勢力を維持する場合が多く, 日本の夏期平均気温も平年より高くなる。

第1図(e)の破線は, 中部日本の7月平均気温偏差(Δt)を示す。 Δt , 7月の低緯度平均海水温(同図(e)の実線)及び東京



第8図 東京の月平均気温と7月の137°E線の海水温の相関係数($\times 100$)
1972～'80年($n=9$)のデータを使用。
ハッチは $r>0.6$ を示す。
a) 7月 b) 8月

の出梅（同図(a)）の年々変動は極めてよく対応している。低緯度海水温が高（低）い年には出梅は早（遅）く、7月の中部日本の平均気温は高（低）くなる傾向があることを示している。

第8図は、7月および8月の東京の月平均気温と7月の137°E線海水温との相関を示す。低緯度海水温は、出梅との相関（第4図）と同様、7・8月の平均気温とも高い相関を示す。このことから、夏期の低緯度海水温が、少なくとも中部日本の夏期天候に密接に関係することがわかる。したがって、夏期日本の天候を支配する亜熱帯高気圧の動向ともなんらかの係わりがあると思われる。

夏期における低緯度海水温が日本付近の亜熱帯高気圧に関係することは、大循環モデルによるシミュレーションでも明らかにされた。

Keshavamurty（1982）は、赤道西部太平洋の海面水温を3～8月にかけて1～3℃上昇させると、夏期（6～8月平均）にはその北側の中～高緯度で海面気圧が強まることを示している。

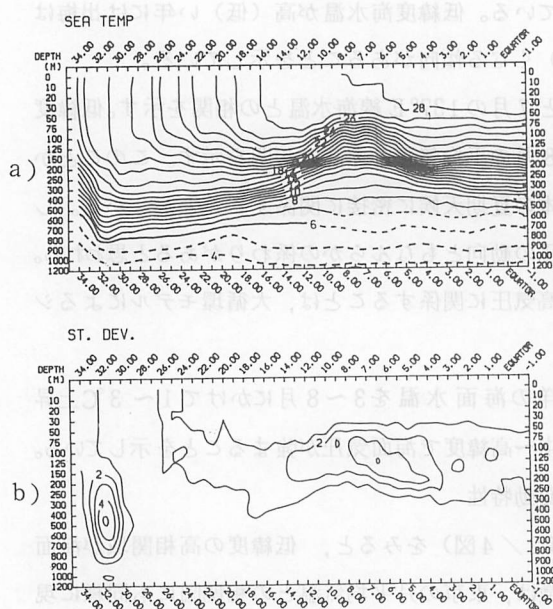
4.3 日本の夏期天候に係わる低緯度海水温の変動特性

137°E線の海水温と東京の出梅との相関図（第2／4図）をみると、低緯度の高相関域が海面から深さ700～800 mまで分布している。この特徴は、東京の月平均気温との相関図にも同様に現われている（第8図）。これらの事実は、海面付近の表層海水温から700～800 mの深さに至るまで、海水温偏差がほぼ同一の変化をする傾向があることを示唆する。大規模の海況変動の一つであるエル・ニーニョ現象が発生した際に、137°E線の低緯度海水温にこのような変動が観測されている。

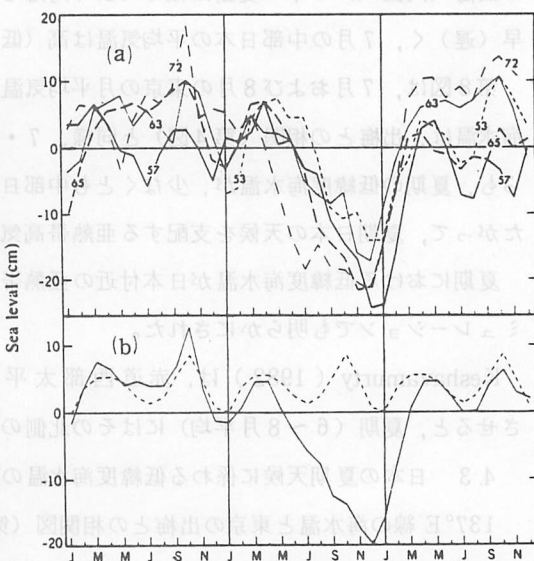
エル・ニーニョ現象が発生した翌年に当る1973年1月には、137°E線の赤道から20°Nに至る海域で海水温の顕著な負偏差域と潮位の低下が観測された（長坂，1981）。海水温の負偏差域は、海面から水深1000 mまで達した。この理由は、赤道貿易風の弱まりに伴い表層の暖水が東部太平洋に移り、サーモクラインが上昇したためと説明されている Wyrтки（1977）。'82年のエル・ニーニョ現象の発生に続き、'83年1月にも'73年1月と類似した海水温の負偏差パターンが出現した（長坂，1983）。

137°E線の低緯度海水温（特に深い水深における）の変動は、主にサーモクラインの上下変動や南北へのシフトなど海洋循環の変動と考えられる（第9図）。その結果、'73年や'83年1月のように、海面からかなり深い水深に至るまで海水温偏差は同一の変動をする場合が多い。このために、東京の出梅や平均気温との高相関域が、水深の深いところでも同様に存在すると思われる。

ところで、'73年1月に観測された海水温の大きな負偏差は、約6か月後には正偏差に転じた。Meyers（1982）は、トラック島（152°E，7°N）の潮位変動から、エル・ニーニョ年の後半から翌年2月にかけて潮位が極端に低下するが、春頃までには急速に平年並に回復することを見出した（第10図）。また、137°E線の同緯度でも、トラック島の潮位変動と同様の変動が起こることを示した。海水温偏差も潮位変動と同位相の変動をするので、西部太平洋の低緯度地域では、エル・ニーニョ年の冬から翌年の夏にかけて、海水温平年差は'73年と同様の変動を示したと考え



第9図 1月の137°E線の海水温と標準偏差の分布（1967～'81年の平均，℃）
4～7°Nの深さ100～200mを中心に標準偏差が大きい。この領域にサーモクラインが位置し、また北赤道海流と赤道海流の境界に当たっているため、海水温の年々変動が大きくなると思われる。



第10図 主なエル・ニーニョ年におけるトラック島（152°E，7°N）の潮位（Philander, 1983, 原図は Meyers, 1982 による）

- (a) エル・ニーニョ発生の前年・当年・翌年の潮位偏差を示す。数字はエル・ニーニョ発生年。
(b) 実線はa)の各年の平均、破線はエル・ニーニョ年を除いた年の潮位変動の平均を示す。

られる。エル・ニーニョ年以外の年には、トラック島の1月の潮位が平均より高（低）い場合には、夏期には潮位が低（高）くなる傾向があるようである。

西部太平洋の低緯度地域にこのような海況変動が存在することから、137°E線の低緯度海水温と東京の出梅の相関が、1月と7月で反転するのではないと思われる。

前節で述べたとおり、低緯度地方の海水温と日本の夏の天候になんらかの係わりがあるのは間違いないだろう。しかし、前者が後者の原因であるとする明白な根拠は今のところない。あるいは、両者が別個に第三者（海洋か大気か、または両方）の影響を同時に受けているのかもしれない。この点については、さらに詳細な調査を進める必要がある。

5. まとめ

本報の結論をまとめると、以下のとおりである。

1. 1月の6°Nと24°Nの海水温差には、'79年以降大きな変動がなく、東京の出梅日との対応が悪くなった。この理由の一つは、24°NのSSTと東京の出梅との相関が、低緯度におけるSSTと

出梅との相関に比べ安定してないためと思われる。

2. 東京の出梅日の変動は、日本付近（40°N）の7月の500 mb 高度にも明瞭に現われる。東京の出梅は1～2月の500 mb 高度とも有意なラグ相関を示すが、これは1月の低緯度海水温と500 mb 高度に同時相関があることを反映しているためと考えられる。
3. 137°E 線の低緯度における1月および7月の海水温と東京の出梅日には高い相関があり、相関は1月から7月にかけて正相関から負相関に反転する。1月の低緯度海水温に大きな偏差が出現し、7月頃までに偏差が反転するような年には、東京の出梅の遅速をかなり正確に予報できるようである。
4. 東京の出梅や夏期平均気温などは、同時期における低緯度海水温と高い相関を示す。夏期の低緯度海水温が日本の夏の天候に密接な係わりをもつと思われる。
5. 約6か月前の低緯度海水温から東京の出梅予報が可能な理由として、西太平洋の低緯度における海洋循環特性があげられよう。日本の夏期天候と低緯度海洋循環の関係について、詳細な調査研究が必要である。

謝辞 本報告の作成に当たり、長期予報課関根予報官と海洋課長坂主任技術専門官に原稿の校閲並びに有益な助言をいただいた。また、長期予報課と海洋課の月例会の討論を通し、多くの示唆を受けました。謝意を表します。

文 献

1. 朝倉正（1980）：気候と人間シリーズ2，気候変化・長期予報（II. 長期予報），朝倉書店，p. 180－181.
2. Keshavamurty R.N.(1982)；Response of the Atmosphere to Sea Surface Anomalies over the Equatorial Pacific and Teleconnections of the Southern Oscillation, J. Atmos. Sci., **39**, 1241－1259.
3. 気象庁（1981）：長期予報テクニカルノート，No 23，1か月予報指針，301 p.p.
4. 栗原弘一（1983）：海水温 data による入・出梅の予報，昭和57年度全国長期予報技術検討会資料（気象庁予報部），66－72.
5. Meyers, G. (1982)：Interannual Variation in Sea Level near Truk Island－A Bimodal Seasonal Cycle, J. phys. Oceanogr., **12**, 1161－1168.
6. 長坂昂一（1981）：太平洋西部赤道海域における海況の長期変動，グロースベッター，**19**－2, 47－55.
7. ———（1983）：エル・ニーニョと西太平洋赤道海域の海流系，海洋学会予稿集
8. Philander, S. G. (1983)：El Niño Southern Oscillation Phenomena, NATURE, **302**,

- 295-301.
9. Wyrski, K. (1975): El Niño - The dynamic response of the equatorial Pacific Ocean to atmospheric forcing, *J. Phys. Oceanogr.*, **5**, 572-584.
10. ——— (1977): Sea level during the 1972 El Niño, *J. Phys. Oceanogr.*, **7**, 779-787.

Northern Hemisphere Surface Air Temperature : 1881-1981

P.M. Kelly and P.D. Jones

Climatic Research Unit
University of East Anglia
Norwich NR4 7TJ, U.K.

北半球地上気温 : 1881 - 1981 *

この論文は栗原が「グロスベッター第20巻第2号」に紹介した「P.D. Jones *et al*: 北半球地上気温の変動」に約1年分1981年8月までのデータを追加し解析したものである。

解析方法は観測点における月平均気温を内挿し、格子点のデータを作成し求めている。

この論文での特徴は月及び季節での変動を詳しくみている点である。

その特徴を列挙してみると、

1. Fig 1 で示した年系列のグラフからは、20 世紀のはじめからはじまった1940年代をピークに

しての温暖化傾向、特に北極圏でのトレンドが大きいこと。

2. 1970 年代に入って標準偏差からの変動度が大きいこと。そしてゆるやかな温暖化傾向にあること。

3. Fig 2 で示した季節変動からみると、最近の温暖化は春の北極圏での傾向が著しい。

4. Fig 3 で示した月系列の図から特徴的なことは、1981年の1月からの非常なる高温傾向である。1月は過去データで一番高い、2月は2番目の暖かさ、3月はやはり一番暖かい。そして4月は2番目の暖かさとなっている。冬として1980/81年は1943/44年の冬と同じに最も気温が

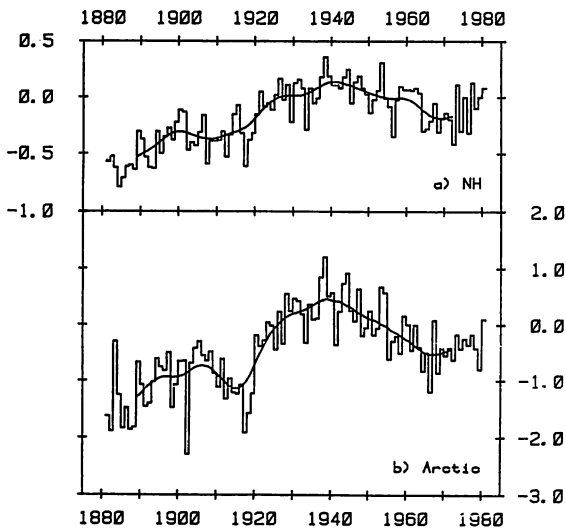


Fig. 1: Annual surface air temperature for (a) the Northern Hemisphere (0-85°N) and (b) Arctic regions (65-85°N), expressed as departures from the 1948-60 mean in degrees C. The curve shows the data after application of a binomial filter designed to suppress variations on time scales of less than 20 years.

* 平沼洋司（気象庁長期予報課）

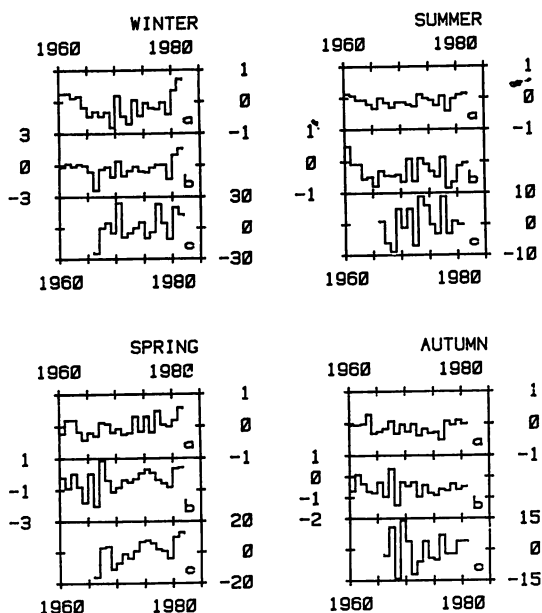


Fig. 2: Seasonal data for the period 1960-81: (a) Northern Hemisphere surface air temperature, as departures from the 1946-60 mean in degrees C; (b) Arctic regions surface air temperature, as departures from the 1946-60 mean in degrees C; (c) Arctic 1000/500 mb thickness, as departures from the 1966-78 mean in gpm (data kindly provided by Parker, U.K. Meteorological Office). Seasons are defined as winter, DJF, spring, MAM, summer, JJA, autumn, SON. Winters are dated by the year of the January.

が高い冬であった。春も1953年より暖かく一番であった。また北極圏においては1980年の11, 12月は平年より低い。東シベリアは高かった。しかし、北極圏では1981年1月は非常に暖かく1881年以来3番目の暖かさである。温暖化は北米と北シベリアで最も大きい。1981年の雪不足もこの影響と思われる。

5. 1970年代を通して現れた温暖化と1981年の年平均気温は1930, 1940年代の暖かかった年と類似しているらしい。またそれは1920年代の1926年の1~3月の非常な暖かさと類似していることは興味がある。

最近の温暖化はまだ継続期間がみじかいのでなんとも言えない。大気中のCO₂などの増加とむすびつけるのは早計だろうが、注意深く見守ることが必要であろう。

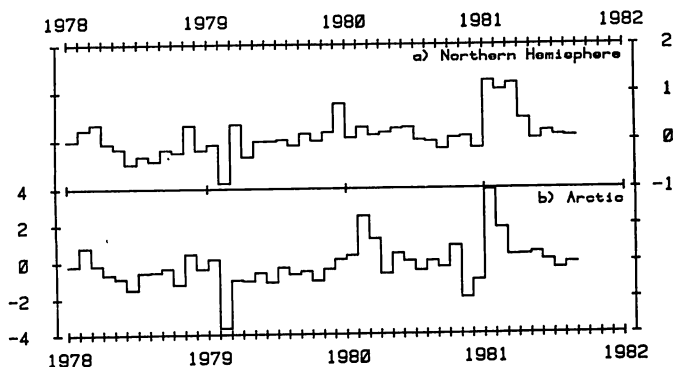


Fig. 3: Monthly surface air temperatures for the period January 1978 to August 1981: (a) Northern Hemisphere (0-85°N); (b) Arctic regions (65-85°N). The data are expressed as departures from the appropriate 1946-80 monthly mean in degrees C.

The New Scripps Atlas of 700-MB Height Teleconnections — Some Novel Findings

Jerome Namias

Scripps Institution of Oceanography

700 mb 面テレコネクションの新分布図*

— 若干の新発見

Teleconnection は 1920 年代に Sir Gilbert Walker が提唱して以来の古い問題の一つである。彼の後、1930 年代には Willett や MIT の延長予報グループに引き継がれ、1950 年代には Lorenz や Namias に続いて Martin や O'Connor によって続けられた。O'Connor は 5 日平均図の符号一致率により 700 mb 面の Teleconnection を組み立てたが、彼が作成した図は粗い格子点によって計算された季節別のものではあった。

今回の Scripps の Atlas は最近のデータの増加、そして高速コンピュータの発達やグラフィック技術の進歩により作成可能となった。

このような環境の中で Scripps Institution of Oceanography では月平均 700 mb 高度偏差のデ

WINTER TELECONNECTIONS

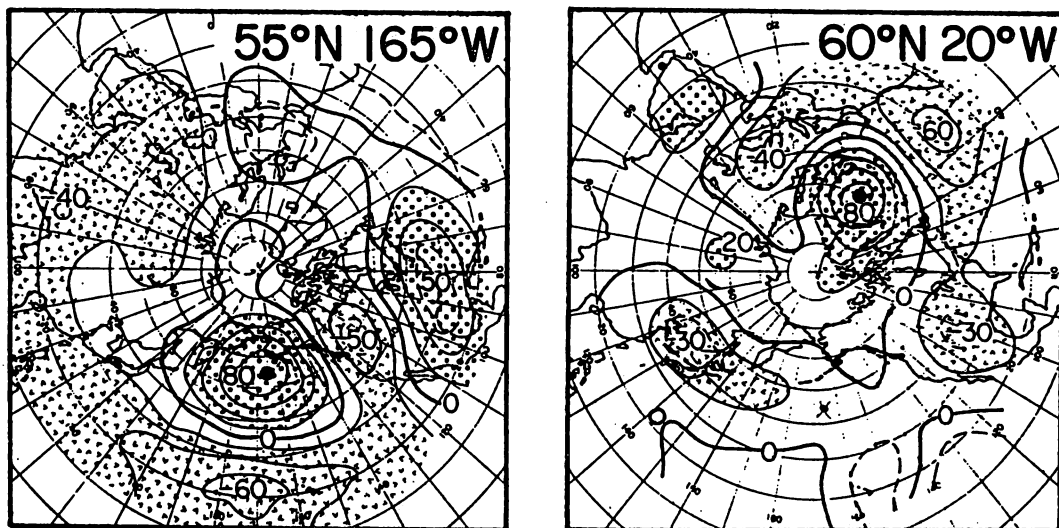


Figure 1. Winter teleconnections (cross correlations) between the 700-mb heights near the Aleutian Low (solid heavy circle) and heights elsewhere (left), and also for the Icelandic Low (right). See text for further details.

* 酒井 重典 (気象庁長期予報課)

ータを使い、北半球の緯度 5° 、経度 10° 毎の 468 格子点についてそれぞれ Cross -Correlation Chart を季節別に作成した。計算に使った期間は 1947～1972 年の 26 年間で、この Atlas の中に約 1600 の相関図が収められている。

ここではその中の一つを紹介する。

図 1 の左は冬の Aleutian 低気圧とその他の地域との Teleconnection を、右側の図は Iceland 低気圧と他の地域との Teleconnection を示している。

図から分かるように Aleutian 低気圧とハワイ付近から東西に広がる地域との相関関係(北太平洋 Oscillation という)、Aleutian 低気圧とアメリカ南東部との正の相関、そして北西部との負の相関が目につく。

Iceland と Azores 間の北大西洋 Oscillation も明瞭に現れている。

また、この両方の図を比較してみると冬の Aleutian 低気圧と Iceland 低気圧とは相互に関係していないということは興味深いことである。

このようにこの Atlas には、長期予報への応用や調査等に役立つ非常に興味ある Teleconnection が含まれており、いろいろな利用のための簡単な説明がつけてある。

Relationships between North Pacific SST Gradients and United States Temperature and Precipitation Patterns

Arthur V. Douglas

Scripps Institution of Oceanography

北太平洋の海面水温と米国の気温分布および降水量分布の関係 *

1. はじめに

この論文では表題のとおり、北太平洋の海面水温と米国の気温分布あるいは降水量分布との関係が調べられている。例えば、ある季節の特定の海面水温分布に対して、米国ではどのような気温分布あるいは降水量分布が予想されるかといった見方である。

その方法はざっぱに言って次のとおりである。

まず、気温（降水量）のデータを主成分分析する。そして例えば第 3 固有ベクトルまでを求める。（第 n 主成分の係数が第 n の固有値 λ_n に対する固有ベクトルである。）次に、各主成分値と海面水温との相関を計算し、相関分布図を作成する。これらを用いて、実際の海面水温偏差が与えられた時、もっとも起こりやすい米国での気温（降水量）分布を予想する。

* 上野 達雄（気象庁長期予報課）

Figure 1 displays nine panels (a-i) showing Sea Surface Temperature (SST) anomalies and their correlation with ENSO indices (ENSO-1, ENSO-2, ENSO-3) for Fall, Winter, and January. The maps cover the Pacific Ocean region from 180° to 140°W and 20°N to 40°N.

- Column 1 (a, b, c):** SST anomalies with ENSO-1, ENSO-2, and ENSO-3, respectively. Contours show SST anomalies in °C. Shaded areas indicate correlation coefficients.
- Column 2 (d, e, f):** SST anomalies with ENSO-1, ENSO-2, and ENSO-3, respectively. Contours show SST anomalies in °C. Shaded areas indicate correlation coefficients.
- Column 3 (g, h, i):** Correlation between SST anomalies and ENSO-1, ENSO-2, and ENSO-3, respectively. Shaded areas indicate correlation coefficients.

The correlation scale ranges from 0 to 1.0. The maps show that SST anomalies are generally higher in the central and eastern Pacific, and the correlation with ENSO indices is highest in the central and eastern Pacific.

RELATIONSHIPS BETWEEN
FEBRUARY TEMPERATURES AND SEASONAL SST

a. FALL SST WITH E-1

b. FALL SST WITH E-2

c. FALL SST WITH E-3

d. WINTER SST WITH E-1

e. WINTER SST WITH E-2

f. WINTER SST WITH E-3

g. FEBRUARY TEMP WITH E-1 39%

h. FEBRUARY TEMP WITH E-2 32%

i. FEBRUARY TEMP WITH E-3 10%

Figure 1 consists of nine panels (a-i) showing contour maps of SST anomalies in the Pacific Ocean (20°N to 40°N, 180° to 140°W). Panels a-f show seasonal SST (Fall and Winter) with E-1, E-2, and E-3 components. Panels g-i show February temperature anomalies with E-1, E-2, and E-3 components. Contour lines represent SST anomalies in degrees Celsius. Shaded areas indicate regions of statistical significance.

- a. FALL SST WITH E-1: Contours show values like -4.9, .53, and .35.
- b. FALL SST WITH E-2: Contours show values like -4.7 and .26.
- c. FALL SST WITH E-3: Contours show values like -3.9 and .48.
- d. WINTER SST WITH E-1: Contours show values like -3.5 and .35.
- e. WINTER SST WITH E-2: Contours show values like -5.6 and .48.
- f. WINTER SST WITH E-3: Contours show values like -6.4 and .48.
- g. FEBRUARY TEMP WITH E-1 39%: Shows February temperature anomalies with E-1 component, 39% significance.
- h. FEBRUARY TEMP WITH E-2 32%: Shows February temperature anomalies with E-2 component, 32% significance.
- i. FEBRUARY TEMP WITH E-3 10%: Shows February temperature anomalies with E-3 component, 10% significance.

- 35 -

用いられた資料の期間は 1947-78 年で、気温（降水量）については月の値が、海面水温については季節平均された値が用いられている。

また、海面水温についても 5 番目までの固有ベクトルが求めている (Fig 3)。

2. 結果とまとめ

計算は 1 月、2 月の気温・降水量とそれに関連した秋・冬の海面水温、さらに 6 月、7 月の気温・降水量とそれに関連した春・夏の海面水温についてなされているが、ここでは冬についてのもののみ図示する。

この中で気温については次のように分析されている。

(1) 気温と冬の海面水温との相関分布図のうち、1 月の第 1、第 2 主成分及び 2 月の第 2、第 3 主成分に対応するものがよく似ている (それぞれ Fig 1-d, 1-e, Fig 2-e, 2-f)。しかも、

WINTER SST EIGENVECTORS

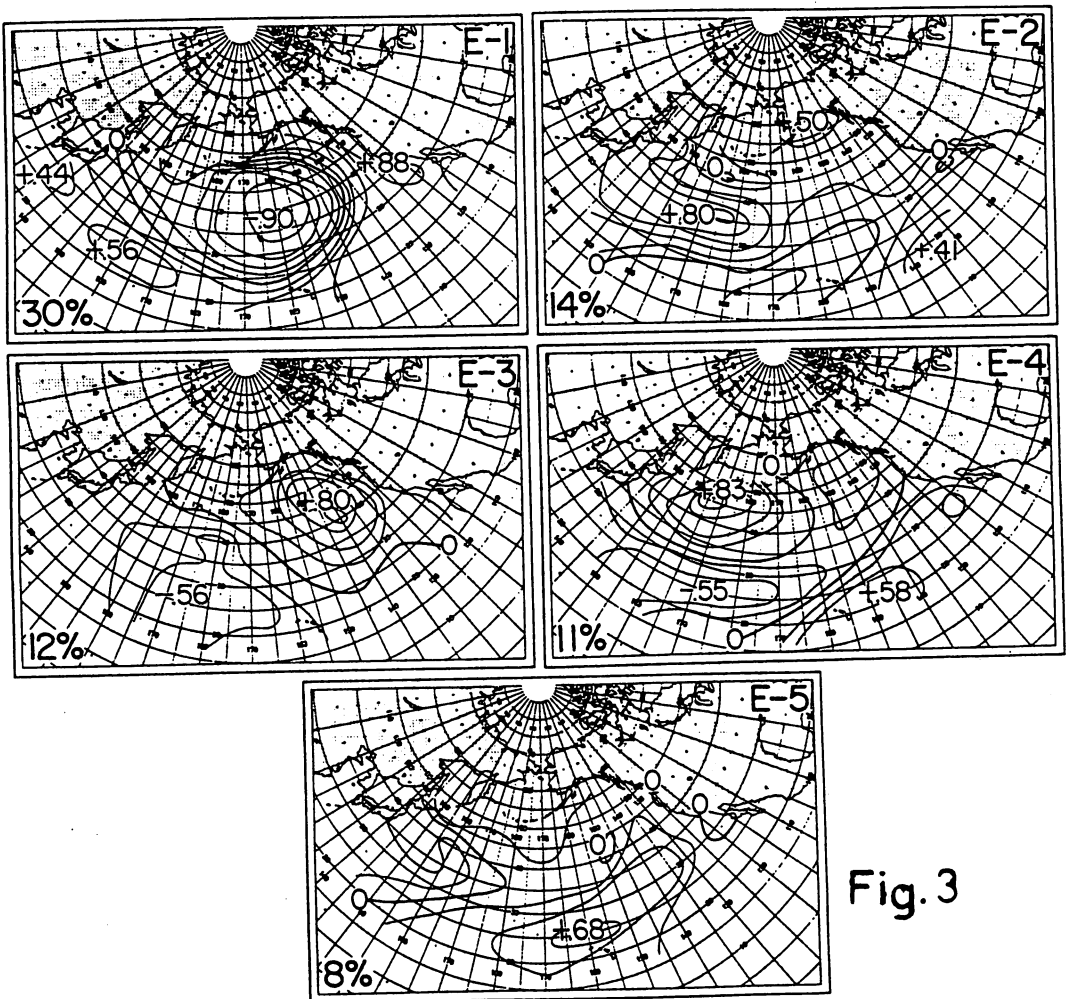


Fig.3

冬の海面水温の第1固有ベクトル (Fig 3) とも似ている。これは、海面水温偏差がこの様な分布になった時、そのわずかな分布の違いで米国の気温分布が大きく違ってくることを意味している。このような場合には、これらは予測因子としてあまり適当ではない。さらに1月の第3固有ベクトル (Fig 1-i) と2月の第3固有ベクトル (Fig 2-i) とはよく似ているのにそれに関連する冬の海面水温との相関分布図は全く似ていない。

以上のことから冬の海面水温分布と米国の1月、2月の気温の間にあまり良い関係があるとは言えない。

(2)これに対して、秋の海面水温分布と1月、2月の気温の間には比較的良い関係がみられる。

以下、同じような分布が、1月、2月の降水量、6月、7月の気温及び降水量についてなされている。それらの分析結果については省略するが、この中で見出された関係の有用性はどうなのか、あるいは計算されたこれらの図を実際にどのように用いるのかということなどを次に述べる。

この論文では、実際に1980~81年の秋・冬の海面水温のデータと気温・降水量のデータを用いてその試みがなされている。

(1)実測の海面水温偏差図と相関分布図のパターンを比較する。最も良く一致したものからそれに対応した固有ベクトルをとりあげる。そして、それによって米国の気温(降水量)の分布を予想する。

(2)1980~81年のデータを用いた例。1月の気温、及び2月の気温については、それぞれの第2固有ベクトルがよく一致しているものとしてとりあげられる。これらはいずれも西部の暖冬を示唆している。実測値とも合っている (Fig 4)。

TEMPERATURE

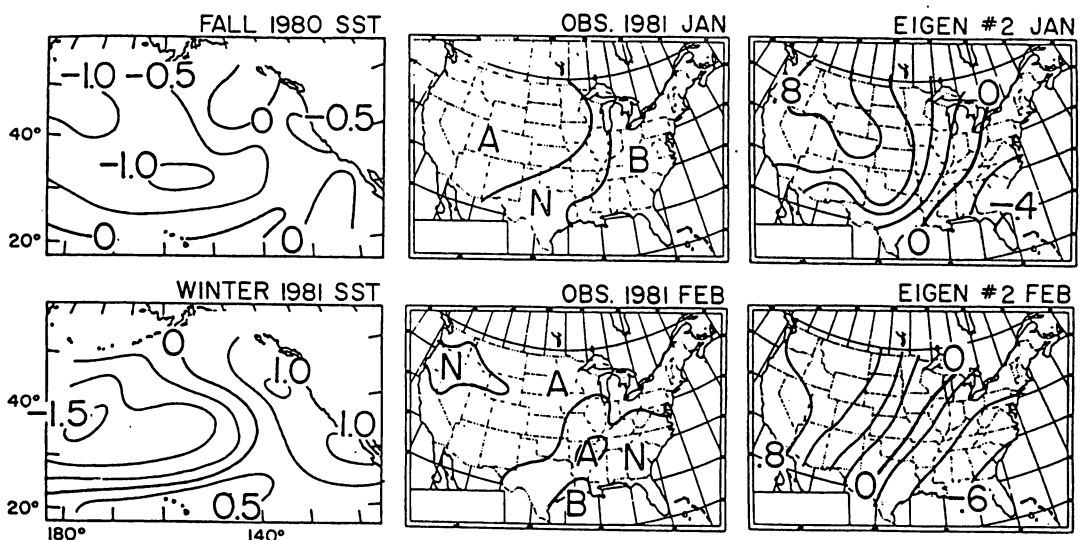


Fig. 4

降水量については、1月は第1固有ベクトルが、2月は第3固有ベクトルがとりあげられる。これから、1月については少雨が予想され、実測とも合っているが、2月については予想されたパターンと実測とがあまり一致していない (Fig 5)。

PRECIPITATION

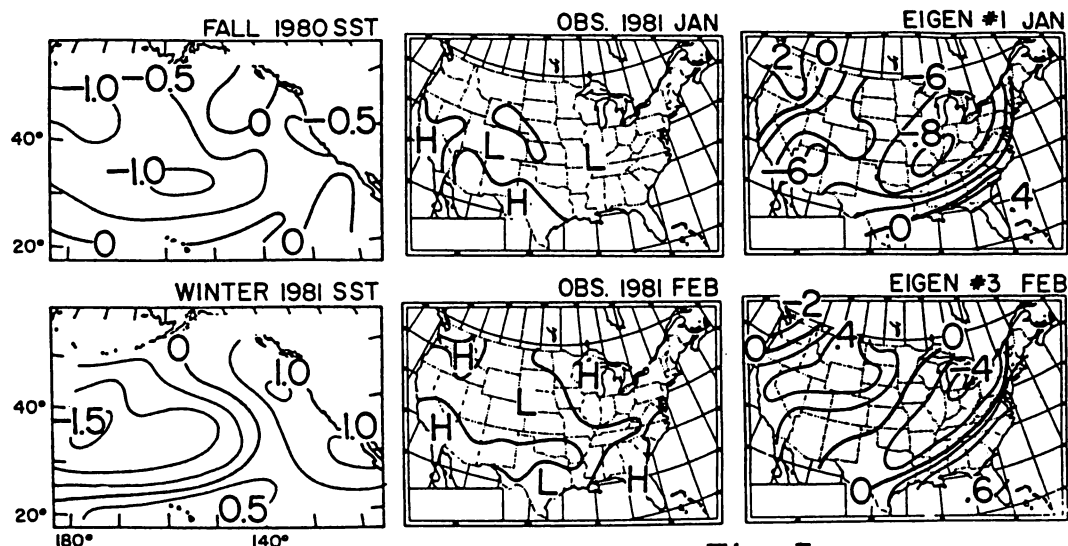


Fig. 5

夏についても同じ様なことが試みられているが、こういう関係の安定性や有用性については例数の少ない事もあって、まだ何とも言えない。

最後に今後の研究課題として次の3点が挙げられている。

(1)固有ベクトルは互いに直交している（互いに無相関）が、似た海域と関連づけられる。これは海面上でのわずかな違いが米国でのより大きなスケールでの流れの変化と関連づけられることを示している。北太平洋と北米の間で波長が変化することの表われではないか。

(2)例えば1月と2月が同じ気候分布となる時、それらは必ずしも同じ海面水温分布とは関連づけられない。これは海面水温について季節平均したためではないか。

(3)海面水温と各気候要素との間の同時関係及び遅れの間関係を調べることによって、海面水温が気候要素の異常値を検出するのに役立つのではないか。

Relations among the Stratospheric and Tropospheric Jet Flows and the Southern Oscillation, in the Context of Rossby Wave Propagation

R. S. Quiroz

Climate Analysis Center

NMC, NWS, NOAA

Washington, D. C. 20233

成層圏ならびに対流圏のジェット流とSO (Southern Oscillation) との関係 (ロスビー波伝播に関連して) *

1968～80年の13年間の月平均データをもとに、以下の5つの変数間の関係を調べた。

- (1) 成層圏 (30 mb) 高緯度 (65°N) でのゾーナル平均東西流偏差 (上記13年間の平均からの偏差)。
- (2) 対流圏 (200 mb) 亜熱帯ジェット域 (33°N) でのゾーナル平均東西流偏差。
- (3) 200 mb 熱帯東部太平洋 (EQ, $165^{\circ}\text{W} \sim 110^{\circ}\text{W}$) での領域平均東西流偏差。
- (4) Southern Oscillation Index, すなわち (タヒチの地上気圧偏差) — (ダーウィンの地上気

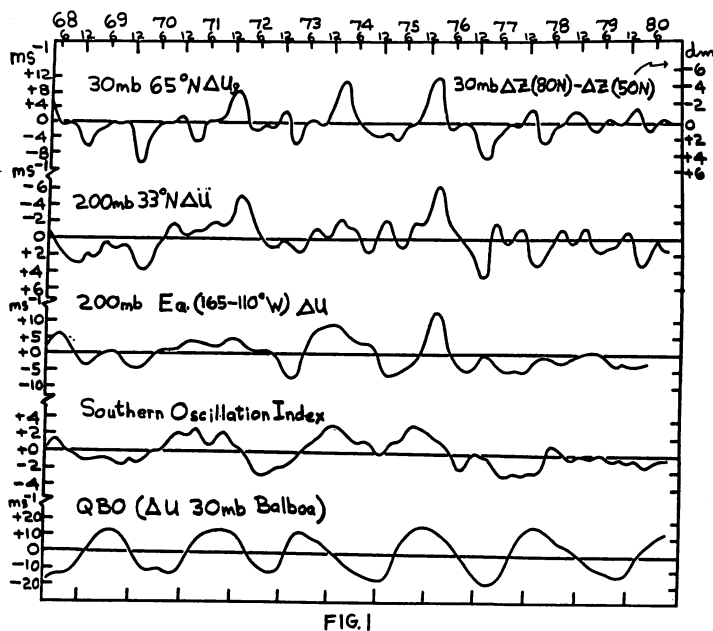


Fig. 1 - Traces of 5 variables discussed in text, 1968-80. Delta signifies anomaly (departure from long-period mean).

* 河原 幹雄 (気象庁長期予報課)

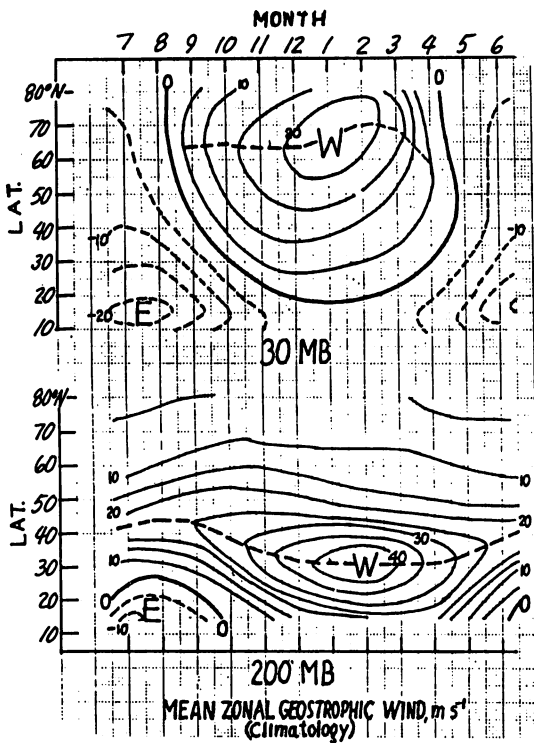


FIG. 2

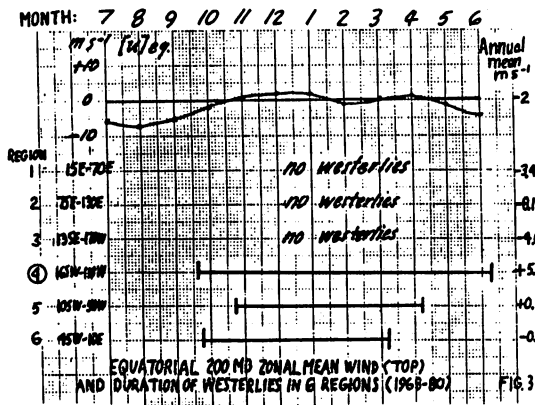


FIG. 3

と。第2に、この負相関は4～5月に急激になくなる。Fig 4(b)は、変数(2)に対する変数(4)のラグ相関を表わしている。この図で注目されるのは、2月ごろを中心とした高い負相関(−0.9)で、SOIの方が数か月先行していることと、この負相関が6～7月に急激になくなることである。

準備中の論文では、これらの結果を論理的に説明する物理過程の概略を与える。数か月にわたる

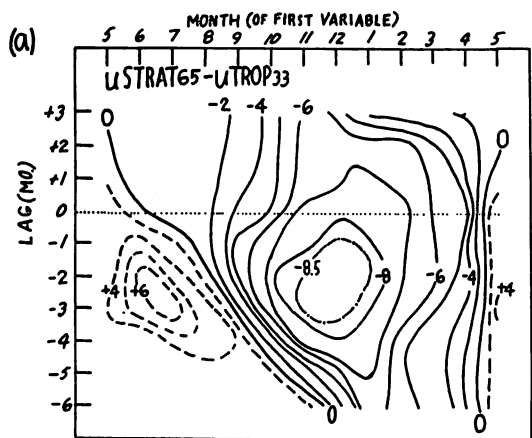
圧偏差)

(5) 赤道付近(パナマ運河領バルボア)での30 mb 東西流偏差(成層圏準2年振動の指標として)。

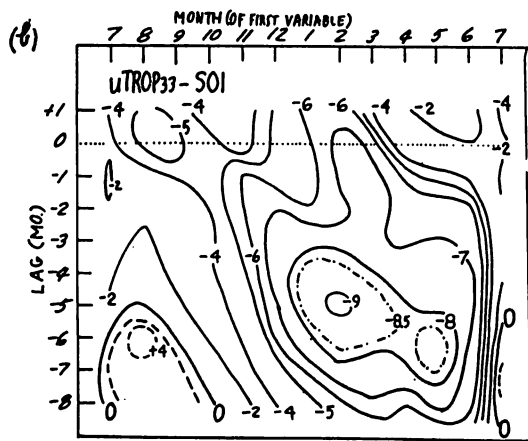
これら5変数の5か月荷重移動平均したものをFig 1に示す。上から順にそれぞれ(1)～(5)の変数である。このうち任意の2変数の組合せについて、cross-spectrum analysis を行って、暦日に依存したラグ相関を調べた。詳しい結果は、準備中の論文に掲載される。相関の結果はすべて3か月平均データに基づいており、図中の横軸は3か月平均の中心月を示している。

Fig 2は30 mbと200 mbのゾーナル平均東西流の気候値で、Fig 3は赤道上での200 mb 東西流の地域差を示している。成層圏の中～高緯度では4月～5月に、対流圏の低緯度では6月～7月に、西風から東風になっていることに注目したい。また、Fig 3で東太平洋域で長期間にわたって西風となっていることが、高緯度への波の伝播と関連して注目される。

Fig 4(a)は変数(1)に対する変数(2)のラグ相関を表わしている。⊕のラグは(1)が(2)に先行していることを、⊖のラグは(2)が(1)に先行していることを表わしている。この図から二つの点が注目される。第1に、冬季の(1)に対して1～3か月(2)が先行した所で大きな負の相関(−0.85)が見られること。



CORRELATION (x10) BETWEEN USTRAT65 IN INDICATED MONTH AND UTROP33 6 MONTHS EARLIER TO 3 MONTHS LATER. NEG. LAG MEANT TROPIC PHEASE LEADS. DATED ON 31, 1968-80.



CORRELATION BETWEEN UTROP33 IN INDICATED MONTH AND SOUTHERN OCEAN INDEX 8 MONTHS EARLIER TO 1 MONTH LATER

FIG.4

高い相関が急激になくなることは、ロスビー波の伝播理論から説明される。この理論による南北伝播の簡単な解析では、東風基本流や大きな東西波数に対してロスビー波はトラップされ（南北波数が虚数になる）、西風基本流や小さい東西波数に対しては、熱帯から中緯度へと伝播する（南北波数が実数になる）ということが予想される。

上記以外の組合せ（例えば(1)と(3)、(2)と(3)など）に対する Fig 4 と同様な解析結果も、ロスビー波理論で説明される時期に、相関がなくなることを示している。異なった種類の解析では、強い東風基本流の領域（Region 2, 75-130°E, Fig 3 参照）での熱帯 200 mb 風は、熱帯以外の風とは大きい相関のないことが示された。これもまたロスビー波理論から導かれる結果と一致する。結論として、SO や熱帯東部太平洋の 200 mb 風が、33°N の東部太平洋の 200 mb 風と強い teleconnection を示すことが注目される。

The Winter Snow Cover Drought of 1980~'81

Michael Matson and Marylin S. Varnadore

NOAA / National Earth Satellite Service

1980 / 81 年の冬の少雪について *

'80 / 81 年冬の顕著な特徴の一つは北米および亜欧大陸の広域にわたっての少雪現象であった。

* 久保木光熙（気象庁長期予報課）

NOAA の気象衛星によって観測された北米の冬の平均積雪面積は 2 年連続して減少し、過去 15 年間（'66～'81）の少雪記録（ $15.2 \times 10^6 \text{ km}^2$ ）で、14 年平均値より $1.7 \times 10^6 \text{ km}^2$ 少なく、標準偏差の 2.4 倍少なかった。

亜欧大陸の冬の積雪面積もまたここ 3 年少雪を続けている。面積は $25.3 \times 10^6 \text{ km}^2$ で、'71 年冬に次ぐ少雪であった。過去 14 年平均値（ $28.2 \times 10^6 \text{ km}^2$ ）より $2.9 \times 10^6 \text{ km}^2$ 少なく、標準偏差の 1.5 倍となる。この年の主要な少雪領域はカスピ海付近に見られる。

Fig 1, 2 はそれぞれの領域の 1967 年からの変動経過図で、Table 1 は冬平均値のもととなっている、12, 1, 2 月のデータである。

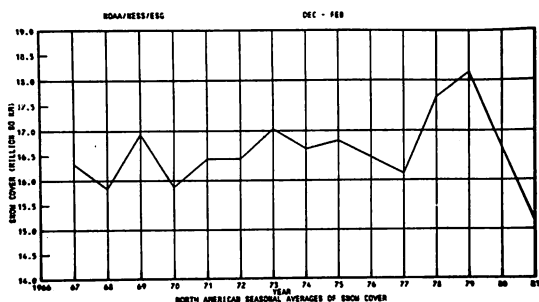


Figure 1 North American average winter snow cover area.

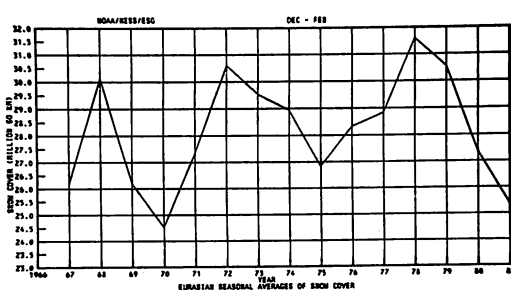


Figure 2 Eurasian average winter snow cover area.

この報告はさらに詳細な各月にふれているが、

- ① 領域の定義についてはすでに周知のように何もふれていない。Fig 3(a)にみるように、北米大陸とはグリーンランドを含み、亜欧大陸とは 50°E 以東で、以西はヨーロッパとして区別してのべて

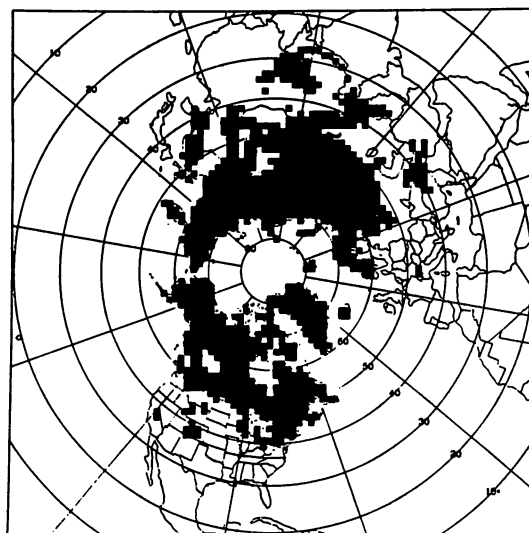
Table 1-B
Winter Snow Cover Extent, 1980-81

<u>Eurasia</u>	
December 1980 Average Snow Cover:	$23.0 \times 10^6 \text{ km}^2$
December 14-Year Average Snow Cover:	$25.9 \times 10^6 \text{ km}^2$
Difference:	$- 2.9 \times 10^6 \text{ km}^2$
December 14-Year Standard Deviation:	$\pm 2.1 \times 10^6 \text{ km}^2$
January 1981 Average Snow Cover:	$25.4 \times 10^6 \text{ km}^2$
January 14-Year Average Snow Cover:	$29.0 \times 10^6 \text{ km}^2$
Difference:	$- 3.6 \times 10^6 \text{ km}^2$
January 14-Year Standard Deviation	$\pm 2.3 \times 10^6 \text{ km}^2$
February 1981 Average Snow Cover:	$27.5 \times 10^6 \text{ km}^2$
February 14-Year Average Snow Cover	$29.8 \times 10^6 \text{ km}^2$
Difference:	$- 2.3 \times 10^6 \text{ km}^2$
February 14-Year Standard Deviation	$\pm 2.8 \times 10^6 \text{ km}^2$

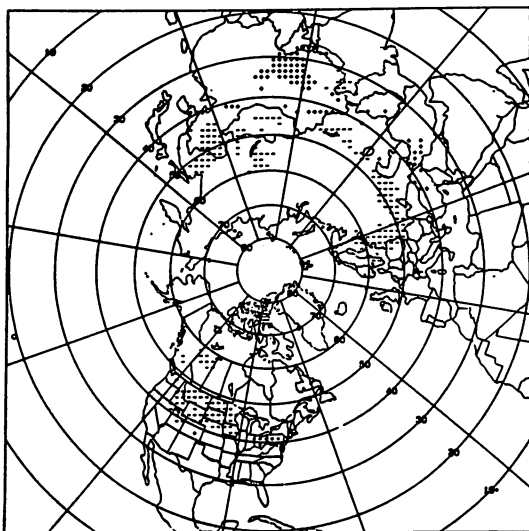
いるようである。

② Fig 3 (b)を参照すると、ある年の積雪面積の多少は主として、 50°N 以南に積雪が広がっているかどうか重要ならしい。

③ Fig 2の亜欧大陸の積雪面積の経年変化は、5～6年で変化しており、日本の長期予報にとっても、ある種の境界条件の指数として有用かもしれない。



NOAA/NESS DECEMBER 1980 MONTHLY MEAN SNOW COVER
Figure 3a December 1980 average monthly snow cover extent.



NOAA/NESS DECEMBER 1980-14 YR MONTHLY MEAN SNOW COVER
Figure 3b December 1980 average monthly snow cover extent compared to the 14-year average December snow cover extent. Deficit areas of snow cover are shown by a "v" and surplus areas by a "+".

文 献 紹 介

Some Features of the Climatology of the Northern Hemisphere
Stratosphere Revealed by NMC Upper Atmosphere Analyses

Kevin Hamilton

Journal of the Atmospheric Science vol. 39 p. 2737-2749.

NMC (National Meteorological Center) の上層大気解析に
よる北半球成層圏のいくつかの特徴 *

この論文では NMC (National Meteorological Center) の 1976 年 7 月から 1980 年 4 月までの上層大気 (5 mb, 2 mb, 1 mb, 0.4 mb) の解析値を記述するとともに, いくつかの特徴について議論している。

まず, Introduction のあと, 解析手順の説明がなされる。これは準客観解析と呼ばれるもので, 週一回行われる。温度場の第一推測値には衛星データが用いられる。高度場の第一推測値はラジオゾンデと衛星データに基づいた成層圏下部の解析から組み立てられる。

さらに, この推測場は約 20 地点のロケットデータによって調節される。ちなみに, 成層圏下部 (70, 50, 30, 10 mb) の解析は 1 日 2 回, ラジオゾンデと衛星データを用い, 100 mb のハフ解析から組み立てられている。

次の節では, ロケットあるいは衛星データのみから循環特性を推論することの困難さについて述べている。ロケットデータの重大な欠点は観測基地の少なさと分布のかたよりにある。それでもロケットデータによる気候値が広く使われているのは, それが長期間のデータを持っているということによる。一方, 衛星データについても, Gelman et al. (1981) の「ロケットと衛星による見積りとの間の差はかなり大きいし, また高さと共に大きくなっている」という結果を示してい

表 1

History of NMC upper atmosphere analyses.					
Period	Levels (mb)	Frequency	Coverage	Data	Analysis procedure
Jan 64-Dec 68	5,2,0.4	Weekly	North America	Rocket	Subjective
Jan 72-Jun 76	5,2,0.4	Weekly	Northern Hemisphere	Rocket/satellite	Subjective
Jul 76-Apr 80	5,2,1,0.4	Weekly	Northern Hemisphere	Rocket/satellite	Quasi-objective
Oct 78-present	5,2,1,0.4	Daily	Global	Satellite	Objective

* 上野 達雄 (気象庁長期予報課)

表 2

Root-mean-square differences between satellite analyses and rocketsonde observations during the period December 1979–March 1980 reproduced from Gelman *et al.* (1981). The wind differences are vector differences between the geostrophic winds derived from the satellite analyses and the actual observed winds at the rocket stations.

Level (mb)	Height differences (m)	Temperature differences (°C)	Wind differences (m s ⁻¹)
5	203	5.1	20.4
2	273	7.2	22.6
1	368	7.7	21.9
0.4	495	9.4	29.6

平均気温及び地衡風，地衡風に関連した渦熱輸送及び渦運動量輸送：いずれも月平均値，5° 緯度間隔（10°～85°N），Eliassen–Palm flux の収束量に比例した量A（A>0なら西風加速のめやすとなる）。

次の節では一週間に一回しか解析がないということの問題点が述べられている。このことは夏季にはさほど問題とならないが，冬季については問題となる。10 mb 面について daily 解析と week-

表 3

The differences between the January climatology of zonal mean temperature at 10 mb determined from weekly and daily sampling of the NMC analyses. Results for four-year mean and for January 1980. $\Delta \bar{T}$ is the value of the $\bar{T}$ determined from weekly sampling minus the $\bar{T}$ determined from daily sampling and is in Kelvin.

Latitude (°N)	$\Delta \bar{T}$ (4 year mean)	$\Delta \bar{T}$ (1980)
10	0.03	0.05
20	0.00	-0.06
30	-0.05	-0.39
40	-0.25	-0.37
50	-0.44	-0.62
60	-0.33	-0.63
70	0.36	-0.27
80	0.25	-0.23

表 4

The four-year mean January values of $\overline{u'v'}$ at 10 mb determined from weekly and daily sampling of the NMC analyses. Units are m² s⁻². The last column gives the ratio of the monthly mean values of $\overline{u'v'}$ determined by weekly sampling to that determined by daily sampling.

Latitude (°N)	$\overline{u'v'}$ (weekly)	$\overline{u'v'}$ (daily)	Weekly/Daily
10	-12.5	-16.5	0.76
20	-10.4	-14.4	0.72
30	18.8	18.2	1.03
40	45.6	63.7	0.72
50	82.9	111.2	0.75
60	155.0	148.7	1.04
70	142.7	112.1	1.27
80	42.7	33.0	1.29

る（表 2）。

このような事から，NMCの解析が今の時点では，成層圏上部の解析値としては，かなり長い期間にわたって利用できるもっとも高品質なものであるとしている。

この NMC の解析結果は NCAR Technical Report（1982. Hamilton）で報告されているが，その内容は次のようなものである。

高度，温度：5°×10°緯度－経度，帯状

ly解析の比較がなされる。渦運動量輸送については特に問題があり，5－25%の誤差が見積られている（表 3, 表 4）。

さて，この論文での解析結果，議論されている主な点を要約すると次のようになる。

帯状平均の温度（図 1）については初期のロケットデータによるものや，衛星データから導いた Labitzke & Barnett(1979)のものとかかなり一致している。最も大きく違っているのは冬のストラトポーズ付近で 10 K－15 K 位の違いがある。

しかし，ロケットデータから導かれたものと大変大きな違いがあるのは，風に関する。今回の解析では極夜ジェットの強さは 12 月に最も大きくなり，以後は弱くなっていく（図 2, 図 3）。van Loon *et al.* (1972) では 1 月に極大があり，また，Harwood & Pyle (1980) では 12 月から 2

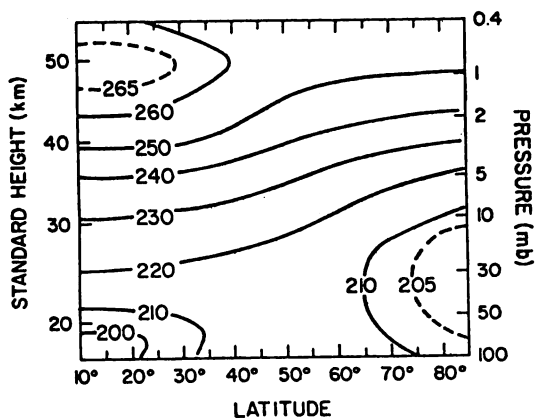


図 1 Four-year average value of the January zonal-mean temperature (K). The vertical coordinate is the logarithm of pressure and the approximate heights are for a standard midlatitude temperature profile.

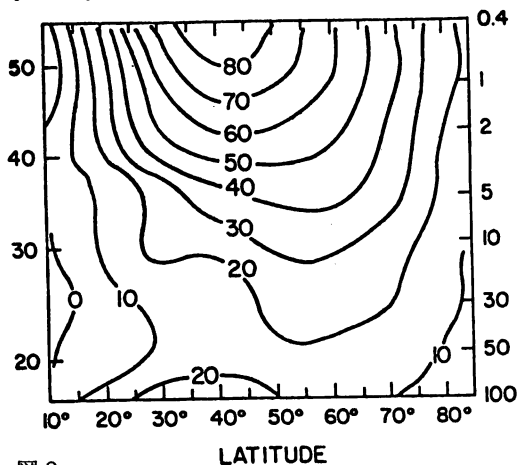
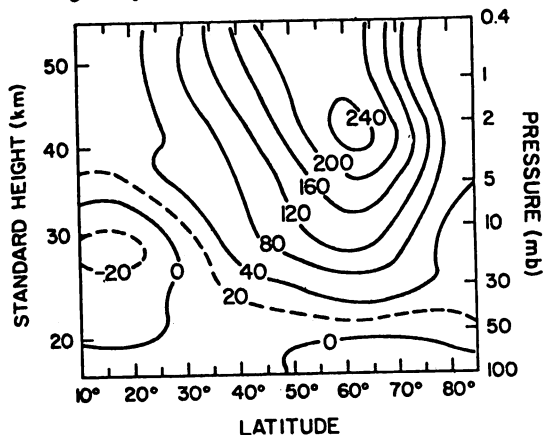


図 2 Four-year average value of the December zonal-mean zonal geostrophic wind (m s^{-1}). Westerlies are positive.



Four-year average value of the January zonal-mean zonal geostrophic wind (m s^{-1}).

図 3

図 4 Four-year mean eddy momentum transport $\overline{u'v'}$ for January ($\text{m}^2 \text{s}^{-2}$). Positive values indicate northward transport of westerly momentum.

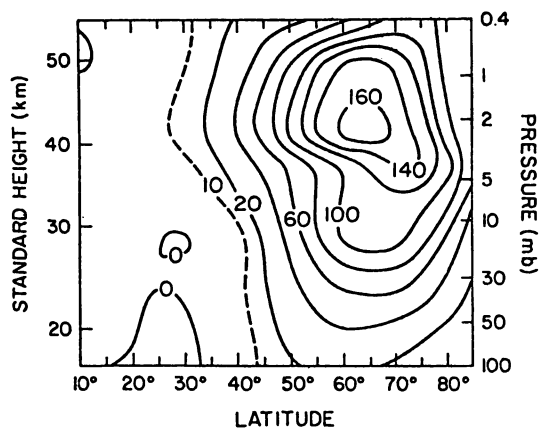
月へと強さが増大している。また, Quiroz (1981) が見出したような 2 つの極大値も見当らない。

渦熱輸送及び渦運動輸送量については (図 4, 図 5), 少なくとも定性的には衛星データから導かれた数少ない結果と一致している。

各年別の各月の値をみると, 成層圏下部・上部をつうじて冬にはかなりの年々変動がある。そして, 極夜ジェットの強さは, ジェッ

トのコア付近における EP-flux の収束量と強く関係している (表 5)。

そして, ひき続き NMC の解析データを用いて, 大規模の渦フラックスの年変化が地衡風や, 温度場の年変化を説明し得るかどうかを決定するために, 運動量バランスや熱バランスについて研究をすすめていくとしている。



Four-year mean eddy heat transport, $\overline{v'T'}$, for January (K m s^{-1}). Positive values indicate northward heat transport.

图 5

表 5

The monthly mean values of A and $\bar{u}$ in each of the Decembers considered in the present study. Units for A are $\text{m s}^{-1} \text{ day}^{-1}$ and for $\bar{u}$ are m s^{-1}

Year	Pressure (mb)	A (40°N)	$\bar{u}$ (40°N)	A (50°N)	$\bar{u}$ (50°N)
1976	0.4	-19.7	63.6	-16.3	58.8
	1.0	-12.8	52.7	-9.1	51.3
	2.0	-7.6	42.7	-6.0	41.2
1977	0.4	-12.6	75.2	-5.6	97.2
	1.0	-8.2	64.3	-6.1	87.1
	2.0	-5.0	52.7	-3.5	69.3
1978	0.4	-3.0	88.7	-5.1	78.2
	1.0	-3.0	76.1	-0.3	70.8
	2.0	-2.0	63.2	-0.4	61.9
1979	0.4	-1.5	123.1	-3.6	87.8
	1.0	-1.9	105.6	-2.9	75.8
	2.0	-0.9	82.5	-0.8	62.0

4. 統計的判別解析

能 登 正 之 *

電子計算機の普及に伴って、大量のデータを用い、複雑な計算処理を必要とする種々の多変量解析の技法が盛んに利用されるようになり、多変量解析に関する教科書も多数出版されている。詳しい統計理論についてはこれらの成書を参照していただきたい。ここでは極めて実際的な観点から判別解析の方法を解説することにし、理論的説明は必要最小限に止めた。本稿の構成は

- 第1章 判別解析法の基礎
- 第2章 疑似重回帰式による判別関数
- 第3章 判別解析の公式集
- 第4章 線型判別関数の有意性検定
- 第5章 解 析 例

となっている。ひと通り読んでしまったら、実務のためには第3章、第4章を参照すればよい。解析例は非常に簡単な事例を用い、ベクトルや行列による演算過程が分るように途中の計算結果も示してあるので、計算機用プログラムのテストデータとして利用できよう。

1. 判別解析法の基礎

1.1 判別解析とは

統計的判別解析の議論は、簡単に言うと、「ある状態を表す P 個の変量からなる観測値が、 k 個($k < p$)の母集団のいずれか一つに属するものとして、どの母集団に属するものと判断するのが適当か、過去の経験(観測事実)に基づいて統計的方法により決定するにはどうしたらよいか」という、統計的決定の議論である。従って、多くの応用例では統計的決定の手段として利用されており、その「決定」の目的としては、識別、分類、予測などがある。「ある状態を表わす変数」というのは計測できるものならどのようなものでもよく、ある状態があるかないかを表わす1または0の値しかもたない変数であってもよい。

以上のような問題に対する解答が得られるためには条件がある。第1の条件は「 k 個の母集団はあらかじめ定義されたものである」、第2は「判別は必ず一つの母集団に限られ、また、いずれの母集団にも属さないという結論や、判別を留保するような結論には導かないことを前提とする」とい

* 気象研究所 応用気象研究部

うことである。結果として良い判別方法が見つからなかったとしても、(2)の条件は統計的判別関数を決定するために必要である。

1.2 統計的判別法

いま、 k 個の母集団 $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_k$ が、ある状態を示す p 個の変数からなる観測値（ベクトル） $\underline{x}$ について*、それぞれ確率密度関数 $p_1(\underline{x}), p_2(\underline{x}), \dots, p_k(\underline{x})$ をもち、この各々に関して、 $n_1, n_2, \dots, n_k$ 個のデータセットがあるとする。

観測値がとり得る空間全体を k 個の、互いに重複しない領域 $R_1, R_2, \dots, R_k$ に分割してあるとき、新しく得られた観測値が領域 R_i にはいるならば、その観測値は母集団 Π_i に属するものであると結論する。即ち、得られた観測値 $\underline{x}$ が p 次元空間のどの領域にあるかによって、どの母集団に属するかを決めるのが統計的判別法である。

1.3 最良の判別法

前節のような判別方法を便宜的に D で表すことにする。 D という判別方法を用いた判定で、真実には母集団 Π_i に属する観測値 $\underline{x}$ が誤って Π_j からのものであると判定されたことによって生ずる損失コストを $c(j|i)$ 、また、任意の観測値 $\underline{x}$ が与えられたとき、 $\underline{x}$ の値のいかにかわらず、その観測値が母集団 Π_i に属するものであるらしい先験的確率を q_i とすると、 Π_i に属する観測値を Π_j に属するものと誤った判断をする確率 $P(j|i, D)$ 、そのような誤りによる全損失コストの期待値 $L(D)$ は、それぞれ、

$$P(j|i, D) = \int_{R_j} p_i(\underline{x}) d\underline{x} \quad (1.1)$$

$$L(D) = \sum_{i=1}^k q_i \left\{ \sum_{j=1}^k c(j|i) P(j|i, D) \right\} \quad (1.2)$$

となる。一般的には、良い判別関数とは、 L を最小にする判別法である。言い換えると任意の判別法 D^a に対して、 $L(D) \leq L(D^a)$ が成り立つ判別法 D が最良の判別法である。このような判別法を先験的確率 $q_1, q_2, \dots, q_k$ に対する Bayes の判別法という。

1.4 2群判別の場合 ($k=2$)

$k=2$ 、即ち、得られたデータが二つのグループのいずれに属するかを判別する場合について詳しく説明する。この場合の判別を誤る割合は

$$\begin{aligned} P(2|1, D) &= \int_{R_2} p_1(\underline{x}) d\underline{x} \\ P(1|2, D) &= \int_{R_1} p_2(\underline{x}) d\underline{x}. \end{aligned} \quad (1.3)$$

* 以下、ベクトルを表すのに $\underline{x}$ のようなアンダライン付きの英小文字を用いる。 $\underline{x}'$ は $\underline{x}$ の転置ベクトルを表す。また、行列はギリシャ大文字又は英大文字のゴシック斜体で表す。例： Σ A

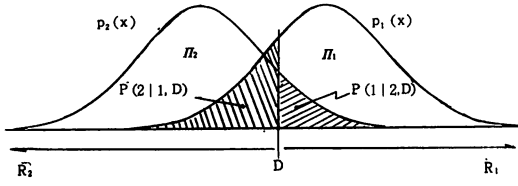


図1 分散の等しい二つの確率分布と判別法Dによる判別を誤る確率（斜影部分）

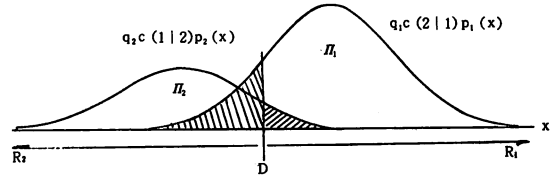


図2 先験的確率 q_i 、損失コスト $c(i|j)$ を考慮した場合の判別法Dによる全損失コスト(斜影部分)

また、全損失コストは

$$L(D) = q_1 c(2|1) P(2|1, D) + q_2 c(1|2) P(1|2, D) \quad (1.4)$$

状態を表す観測変数が1個しかない場合について、上記の関係を概念図に示すと図1、図2のようになる。

全損失コスト $L(D)$ を最小にする領域、即ち良い判別法Dは図2の斜影部分の面積を最小にするように領域 R_1 、 R_2 を区分する判別法であることがわかる。これは、 R_1 、 R_2 を夫々、

$$R_1: q_1 c(2|1) p_1(x) - q_2 c(1|2) p_2(x) \geq 0 \quad (1.5)$$

$$R_2: q_1 c(2|1) p_1(x) - q_2 c(1|2) p_2(x) < 0$$

のように分けた場合に当る。(1.5) 式の関係は

$$R_1: \frac{p_1(x)}{p_2(x)} \geq \frac{q_2 c(1|2)}{q_1 c(2|1)} \quad (1.6)$$

$$R_2: \frac{p_1(x)}{p_2(x)} < \frac{q_2 c(1|2)}{q_1 c(2|1)}$$

と書くこともできる。等号は便宜的に R_1 に含めてある。従って、観測値 x が新たに得られた場合、 x の値を (1.5) 又は (1.6) 式に代入したときに R_1 又は R_2 のいずれの関係を満足するかによって、夫々、 x は母集団 Π_1 又は Π_2 に属するものと判別される。一般に p 個の変量から成る観測値の場合は、これらの式は、 x の代りに p 変数ベクトル $\underline{x}$ を用いた次式で表わされる。

$$R_1: \frac{p_1(\underline{x})}{p_2(\underline{x})} \geq \frac{q_2 c(1|2)}{q_1 c(2|1)} \quad (1.7)$$

$$R_2: \frac{p_1(\underline{x})}{p_2(\underline{x})} < \frac{q_2 c(1|2)}{q_1 c(2|1)}$$

与えられた p 変量観測値 $\underline{x}$ が、母集団 Π_1 又は Π_2 のいずれに属するかは、母集団 Π_1 及び Π_2 の事象の出現する先験的確率 q_i 、確率密度 $p_i(\underline{x})$ 、損失コスト $c(i|j)$ 、($i, j = 1, 2; i \neq j$) などがわかれば判別が可能であることをこれらの式は示している。

1.5 線型判別関数

(1.7) 式において、実際の式の形を知るには、二つの母集団 Π_1, Π_2 における p 変量 ($\underline{x}; x_1, x_2, \dots, x_p$) 確率密度関数 $p_1(\underline{x}), p_2(\underline{x})$ がわからなければならない。多くの自然現象あるいは社会現象に関する観測値の分布はしばしば正規分布をすることが多いが、 $p_1(\underline{x}), p_2(\underline{x})$ が等しい分散共分散行列をもつ多変量正規分布 $N(\underline{\mu}^{(i)}, \Sigma)(i=1, 2)$ である場合には (1.7) 式の関係は、最終的に $\underline{x}$ に関する簡単な 1 次式となる。即ち i 番目の母集団に関する確率密度関数は

$$p_i(\underline{x}) = \exp \left[-\frac{1}{2} (\underline{x} - \underline{\mu}^{(i)})' \Sigma^{-1} (\underline{x} - \underline{\mu}^{(i)}) \right] / (2\pi)^{p/2} |\Sigma|^{1/2}, (i=1, 2) \quad (1.8)$$

であるから *

$$\frac{p_1(\underline{x})}{p_2(\underline{x})} = \exp \left[\underline{x} - \frac{1}{2} (\underline{\mu}^{(1)} + \underline{\mu}^{(2)}) \right]' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) \quad (1.9)$$

従って (1.9) 式を (1.7) 式に代入して両辺の対数をとると、 Π_1, Π_2 の良好な判別式として、

$$R_1: \left[\underline{x} - \frac{1}{2} (\underline{\mu}^{(1)} + \underline{\mu}^{(2)}) \right]' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) \geq \log K_{21} \quad (1.10)$$

$$R_2: \left[\underline{x} - \frac{1}{2} (\underline{\mu}^{(1)} + \underline{\mu}^{(2)}) \right]' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) < \log K_{21} \quad (1.11)$$

$$K_{21} = q_2 c(1|2) / q_1 c(2|1)$$

を得る。

$$Z = \left[\underline{x} - \frac{1}{2} (\underline{\mu}^{(1)} + \underline{\mu}^{(2)}) \right]' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) - \log K_{21} \quad (1.12)$$

を Π_1, Π_2 についての Bayes の判別関数と呼ぶことがある。また、(1.10) 式の R_1 に関する式は

$$R_1: \left(\underline{x} - \frac{1}{2} \underline{\mu}^{(1)} \right)' \Sigma^{-1} \underline{\mu}^{(1)} + \log \{ q_1 c(2|1) \} \geq \left(\underline{x} - \frac{1}{2} \underline{\mu}^{(2)} \right)' \Sigma^{-1} \underline{\mu}^{(2)} + \log \{ q_2 c(1|2) \} \quad (1.13)$$

のように表すこともできるが、特に

$$Z^{(i)} = \left(\underline{x} - \frac{1}{2} \underline{\mu}^{(i)} \right)' \Sigma^{-1} \underline{\mu}^{(i)} + \log \{ q_i c(j|i) \} \quad (i=1, 2 \quad i \neq j) \quad (1.14)$$

を、母集団 Π_i の判別関数と呼ぶことがある。また、 $\Sigma^{-1} \underline{\mu}^{(i)}$ や $\Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})$ 等を判別係数と呼ぶ。

判別関数 (1.12) 式による判別の基準は $Z \geq 0$ のとき $\underline{x}$ は Π_1 に属すると判断し、 $Z < 0$ のときは Π_2 に属すると判断することである。判別関数 (1.14) 式を用いた場合は $Z^{(1)} \geq Z^{(2)}$ のとき Π_1 に、 $Z^{(1)} < Z^{(2)}$ のときは Π_2 に属するものと判別する。以上のように、 $\underline{x}$ の 1 次式という簡単な形の判別関数が得られるのは、各母集団における観測値 $\underline{x}$ の分布型が等分散、正規分布によるためであって、この条件が満足されない場合の良好な判別関数は 1 次式にはならない。

* $\underline{\mu}^{(i)}$ は i 番目の母集団における p 個の変量の平均値ベクトル Σ は分散共分散行列を表す。 Σ^{-1} は分散共分散行列の逆行列を示す。

1.6 尤度比 (ゆうどひ)

前節のような判別関数が求められたとき、観測値 $\underline{x}$ が母集団 Π_i からのものである確率 (尤度比) P_i は

$$P_i = \frac{q_i p_i(\underline{x})}{\sum_{j=1}^k q_j p_j(\underline{x})} \quad (1.15)$$

となる。判別する母集団の数が2群 ($k=2$) の場合には

$$P_1 = \frac{q_1 p_1(\underline{x})}{q_1 p_1(\underline{x}) + q_2 p_2(\underline{x})} \quad (1.16)$$

また、(1.9)、(1.12) の関係から、損失コスト比 $c(1|2)/c(2|1) = 1$ のときは

$$P_1 = \frac{\exp Z}{\exp Z + 1} \quad (1.17)$$

また、損失コスト比が1の場合には、(1.14) 式の判別関数 $Z^{(i)}$ を用いると

$$P_1 = \frac{\exp Z^{(1)}}{\exp Z^{(1)} + \exp Z^{(2)}} \quad (1.18)$$

(1.17) 式及び (1.18) 式は、損失コスト比が1以外の一般の場合、即ち、経済的損失を最小にするための基準を考慮した尤度比 (損得の比率) の式として拡張利用できよう。

不特定多数の利用者のための予報の場合、損失コストを特定できないが、予測が一定の目的、経済的な利益を得るために用いられる場合には、損失コストを考慮することは極めて重要な事である。そして、このような利用目的においては、判別関数を用いた予測そのものだけでなく、先験的確率や損失コスト、判別係数等の情報が必要なことが判別解析についての議論からわかる。

1.7 マハラノビスの距離

判別関数 (1.12) 式についてみると、 $\underline{x}$ が $N(\underline{\mu}^{(i)}, \Sigma)$ ($i=1, 2$) の p 変量正規分布をするという条件に従えば、母集団 Π_1 及び Π_2 における Z の期待値は、夫々、

$$\begin{aligned} E(Z(\underline{x})|\Pi_1) &= Z(\underline{\mu}^{(1)}) = \frac{1}{2} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) - \log K_{21} \\ E(Z(\underline{x})|\Pi_2) &= Z(\underline{\mu}^{(2)}) = -\frac{1}{2} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) - \log K_{21} \end{aligned} \quad (1.19)$$

また、分散は

$$\begin{aligned} V(Z(\underline{x})|\Pi_1) &= E\{[Z(\underline{x}) - Z(\underline{\mu}^{(1)})][Z(\underline{x}) - Z(\underline{\mu}^{(1)})]'\} \\ &= E\{[Z(\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)})][Z(\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)})]'\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \mathbf{E} \left\{ [(\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})]' [(\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})] \right\} \\
&= (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})' \Sigma^{-1} (\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)}) (\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) \\
&= (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) = \mathbf{V}(Z(\underline{x}) | \Pi_2)
\end{aligned} \tag{1.20}$$

である。いま、

$$D^2 = (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})' \Sigma^{-1} (\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)}) \tag{1.21}$$

とおくと、母集団 Π_1 及び Π_2 における Z の分布は、平均値が夫々 $D^2/2 - \log K_{21}$, $-D^2/2 - \log K_{21}$ で等しい分散 D^2 をもった正規分布、即ち、

$$Z(\underline{x} | \Pi_1) \sim N\left(\frac{D^2}{2} - \log K_{21}, D^2\right) \tag{1.22}$$

$$Z(\underline{x} | \Pi_2) \sim N\left(-\frac{D^2}{2} - \log K_{21}, D^2\right)$$

となる。

D^2 を母集団 Π_1 と Π_2 の間の「マハラノビスの距離」という。これら母集団における確率密度関数と判別基準等との関係は図3のようになっている。

1.8 判別を誤る確率

(1.12) 式の判別関数 Z が (1.22) 式で表わされる正規分布をすること、及び判別基準 $Z \geq 0$ あるいは $Z < 0$ から、判別を誤る確率 $P(2|1)$ 及び $P(1|2)$ は、夫々、

$$\begin{aligned}
P(2|1) &= \int_{R_2} p_1(Z) dZ = \frac{1}{\sqrt{2\pi} D} \int_{-\infty}^0 \exp \left[-\frac{(Z - (\frac{D^2}{2} - \log K_{21}))^2}{2 D^2} \right] dZ \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^0 \exp \left(-\frac{t^2}{2} \right) dt, \tag{1.23a}
\end{aligned}$$

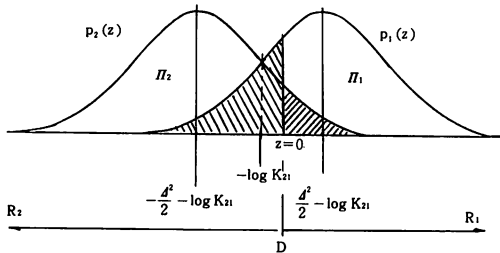


図3. 母集団 Π_1 , Π_2 における判別関数 Z の分布、平均値、分散（マハラノビスの距離）、判別基準等の関係。

$$\begin{aligned}
P(1|2) &= \int_{R_1} p_2(Z) dZ = \frac{1}{\sqrt{2\pi} D} \times \\
&\int_0^{\infty} \exp \left[-\frac{(Z + (\frac{D^2}{2} + \log K_{21}))^2}{2 D^2} \right] dZ \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \exp \left(-\frac{t^2}{2} \right) dt, \tag{1.23b}
\end{aligned}$$

となる。

ここで、

$$c_1 = \frac{-(\frac{d^2}{2} - \log K_{21})}{d}, \quad c_2 = \frac{\frac{d^2}{2} + \log K_{21}}{d} \quad (1.23c)$$

である。(1.23)の各式は、平均が0、分散が1の累積分布関数、

$$\Phi(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$$

を用いると

$$P(2|1) = \Phi(c_1), \quad P(1|2) = 1 - \Phi(c_2) \quad (1.24)$$

のように書き換えられる。 $\Phi(x)$ の値は統計数値表によるか、大型コンピュータの組み込み関数又はサブルーチンにより得ることができる。

実際のデータについては、各母集団における等分散正規分布の仮定などの仮定が満たされないために、 Z の分布は(1.22)式のようにはならないことが多い。このような場合には判別関数 $Z(\underline{x})$ の実際の標本分布から判別を誤る確率もしくは判別を誤ることにより損失を最小にするような判別基準を試行錯誤的方法あるいはその他方法により求める必要がある。このことは1.6節の尤度比を推定する場合にも同様である。

1.9 マハラノビスの汎距離

これまで説明してきた線型判別関数は、判別しようとする複数の母集団における分散共分散行列が等しい場合にのみ最良の判別関数であったが、ここでは分散共分散行列が等しくない場合の判別法について説明する。

いま、二つの母集団 Π_1, Π_2 における分散共分散行列を $\Sigma_{(1)}, \Sigma_{(2)}$ 、各母集団における p 変量観測値ベクトル $\underline{x}$ の平均ベクトルを $\underline{\mu}^{(1)}, \underline{\mu}^{(2)}$ で表すとき、新たな p 変量観測値 $\underline{x}$ について、各母集団の重心(平均値ベクトル)からのマハラノビスの汎距離を

$$D_1^2 = (\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)})' \Sigma_{(1)}^{-1} (\underline{x} - \underline{\mu}^{(1)}) \quad (1.25)$$

$$D_2^2 = (\underline{x} - \underline{\mu}^{(2)})' \Sigma_{(2)}^{-1} (\underline{x} - \underline{\mu}^{(2)})$$

と定義する。1変数の場合、この定義は二つの母集団における変数 x の分散及び平均値を、夫々 $\sigma_{(1)}^2, \sigma_{(2)}^2$ 及び $\mu^{(1)}, \mu^{(2)}$ で表すと、

$$D_1^2 = \left(\frac{x - \mu^{(1)}}{\sigma_{(1)}} \right)^2 \quad (1.26)$$

$$D_2^2 = \left(\frac{x - \mu^{(2)}}{\sigma_{(2)}} \right)^2$$

となる。即ち、マハラノビスの汎距離は点 x の各母集団からの距離を夫々の母集団における x の標準偏差で割って規準化した量の 2 乗になっている。このように、マハラノビスの汎距離は p 次元空間における点 $\underline{x}$ の母集団 Π_i の重心 $\mu^{(i)}$ からの距離の指標であり、ある母集団の重心に近ければ近いほど、観測値はその母集団からのものであるらしいと判定される。即ち、判別基準は

$$\begin{aligned} D_2^2 \geq D_1^2 \quad \text{のとき} \quad \underline{x} \text{ を } \Pi_1 \text{ に属する} \\ D_2^2 < D_1^2 \quad \text{のとき} \quad \underline{x} \text{ を } \Pi_2 \text{ に属する} \end{aligned} \quad (1.27)$$

である。さらに 3 個以上の母集団についても (1.25) 式のようなマハラノビスの汎距離を定義することができる。

2. 疑似重回帰式による判別関数

次に、いわゆる従属変数あるいは被説明変数と呼ばれる変数にダミー変数を割り当てることによって得られる重回帰式が第 1 章に説明した線型判別関数と等価であること、この重回帰関係を記述する重相関係数の意味などについて述べる。今日ではすでに線型判別関数を求める電子計算機用プログラムもいろいろと紹介されているが、パーソナルコンピュータなどで手持ちの重回帰分析のプログラムを利用することによって、説明変数の選別なども含めた判別解析を容易に行える利点がある。

母集団 Π_1 及び Π_2 から、夫々資料の大きさが n_1 及び n_2 の p 変量観測値 $\underline{x}$ が得られたとき、その観測値 $\underline{x}$ が Π_1 についての観測値である場合の y の値を $y^{(1)}$ 、 Π_2 についての観測値である場合の y の値を $y^{(2)}$ として、

$$\begin{aligned} \Pi_1 \text{ について: } y = y^{(1)} &= \frac{n_2}{n_1 + n_2} \\ \Pi_2 \text{ について: } y = y^{(2)} &= \frac{-n_1}{n_1 + n_2} \end{aligned} \quad (2.1)$$

のようなダミー変数 y を定義すると、 p 個の変数 $\underline{x} (x' = [x_1, x_2, \dots, x_p])$ を用いた重回帰式として、

$$Y = \underline{\beta}' (\underline{x} - \hat{\underline{\mu}}) \quad (2.2)$$

また、標本の重回帰係数 R_m

$$R_m^2 = \beta' (\hat{\underline{\mu}}^{(1)} - \hat{\underline{\mu}}^{(2)}) \quad (2.3)$$

が得られる。ここで、 $\hat{\underline{\mu}}^{(1)}$, $\hat{\underline{\mu}}^{(2)}$, $\hat{\underline{\mu}}$ は、母集団 Π_1 , 母集団 Π_2 , 母集団 Π_1 及び Π_2 をとおしての $\underline{x}$ の不偏推定値 (標本の平均値) である。標本について得られる (1.12) 式の判別係数 $a = \hat{\Sigma}^{-1}(\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})$ (第 3 章参照) と (2.2) 式の重回帰係数との間には

$$\underline{a} = \frac{h}{1 - R_m^2} \cdot \underline{\beta} \quad (2.4)$$

但し,

$$h = \frac{n(n-2)}{n_1 n_2} \quad (2.5)$$

の関係がある。従って、判別基準を適当に決めることができれば、これらの判別関数と重回帰式は互いに等価であると言える。

また、「標本のマハラノビスの距離」 $\hat{d}^2$ は,

$$\hat{d}^2 = (\hat{\underline{\mu}}^{(1)} - \hat{\underline{\mu}}^{(2)})' \mathcal{S}^{-1} (\hat{\underline{\mu}}^{(1)} - \hat{\underline{\mu}}^{(2)}) \quad (2.6)$$

のように表わすことができるが、標本の重相関係数との間には

$$\hat{d}^2 = h \frac{R_m^2}{1 - R_m^2} \quad (2.7)$$

の関係があり、この重相関係数 R_m は判別効率を表すパラメータであることがわかる。 R_m の有意性は $\hat{d}^2$ と同様に標本の大きさ、説明変数の数 p に依存するが、 $R_m^2 \leq 1$ であることから、判別効率の指標としては $\hat{d}^2$ よりわかりやすいと言える。

先験的確率や損失コストを考慮に入れた判別関数 Z を推定する式を上記の (2.2), (2.3) 式を用いて表わすと,

$$\hat{Z} = \frac{h}{1 - R_m^2} \left(Y + \frac{1}{2} \frac{n_1 - n_2}{n_1 + n_2} R_m^2 \right) - \log K_{21} \quad (2.8)$$

となる。先験的確率や損失コストを考慮した場合の判別基準 $\hat{Z} \geq 0$ を、 Y についての基準に書き直すと,

$$Y_c \equiv -\frac{1}{2} \frac{n_1 - n_2}{n_1 + n_2} R_m^2 + \frac{1}{h} \log K_{21} \quad (2.9)$$

のような Y_c に対して、 $Y \geq Y_c$ のとき $\underline{x}$ は Π_1 に属し、 $Y < Y_c$ のとき $\underline{x}$ は Π_2 に属するものと判別すればよいことになる。

3. 判別解析の公式集

実務上の便宜のために、以下に2群の判別解析を中心に主な公式をまとめた。式は主にベクトル及び行列を用いて表わしてあるが、一部は注としてスカラー式でも示している。

試料 母集団 Π_i ($i = 1, 2$) に属することが明らかな、大きさ n_i の任意標本である p 変量観測値を対象とする。このことは、無作為に抽出した標本中、母集団 Π_i に属するものの標本の大きさを n_i とすると考えてもよい。 i 番目の母集団の、 r 番目 ($r = 1, 2, \dots, n_i$) の観測値ベクトル $\underline{x}$ ($\underline{x}' = [x_1, x_2, \dots, x_p]$) が試料の最小の組み (セット) として扱われる。

平均値ベクトル $\underline{\mu}$ の推定 各母集団における平均値 $\hat{\underline{\mu}}^{(i)}$

$$\hat{\underline{\mu}}^{(i)} = \frac{1}{n_i} \sum_{r=1}^{n_i} \underline{x}_r^{(i)} \quad (3.1)$$

及び各母集団を通した全体の平均値 $\hat{\underline{\mu}}$

$$\hat{\underline{\mu}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^2 n_i \hat{\underline{\mu}}^{(i)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^2 \sum_{r=1}^{n_i} \underline{x}_r^{(i)} \quad (3.2)$$

$$\text{但し } n = \sum_{i=1}^2 n_i \quad (3.3)$$

分散共分散行列 $\hat{\Sigma}$ の推定 各母集団の分散 $\hat{\Sigma}_{(i)}$

$$\hat{\Sigma}_{(i)} = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{r=1}^{n_i} (\underline{x}_r^{(i)} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)})(\underline{x}_r^{(i)} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)})' \quad (3.4)$$

併合分散共分散行列 $\hat{\Sigma}$

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma} &= \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^2 \sum_{r=1}^{n_i} (\underline{x}_r^{(i)} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)})(\underline{x}_r^{(i)} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)})' \\ &= \frac{1}{n-2} \left(\sum_{i=1}^2 (n_i - 1) \hat{\Sigma}_{(i)} \right) \end{aligned} \quad (3.5)$$

注, $\hat{\Sigma}^{(i)}$ の l 行 m 列の要素を $S_{lm}^{(i)}$ と書いてスカラーで表わすと

$$S_{lm}^{(i)} = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{r=1}^{n_i} (x_{lr}^{(i)} - \hat{\mu}_l^{(i)})(x_{mr}^{(i)} - \hat{\mu}_m^{(i)}) \quad (3.4.1)$$

$\hat{\Sigma}$ の l 行 m 列の要素を S_{lm} とすると,

$$S_{lm} = \frac{1}{n-2} \left(\sum_{i=1}^2 (n_i - 1) S_{lm}^{(i)} \right) \quad (3.5.1)$$

なお, 分散共分散行列は対象行列で $S_{lm}^{(i)} = S_{ml}^{(i)}$, $S_{lm} = S_{ml}$ である。

判別係数の推定 (1.12) 式右辺第 1 項の $\underline{x}$ の係数を $\underline{a}$, 平均値の差を $\underline{d}$ で表すと, その推定は,

$$\underline{\hat{d}} = \hat{\underline{\mu}}^{(1)} - \hat{\underline{\mu}}^{(2)} \quad (3.6)$$

$$\underline{\hat{a}} = \hat{\Sigma}^{-1} \underline{\hat{d}} \quad (3.7)$$

である。

注. m 番目の変数 x_m については, $\hat{d}_m = \hat{\mu}_m^{(1)} - \hat{\mu}_m^{(2)}$ である。(3.5.1) 式の S_{lm} ($l, m=1, 2, \dots, p$) を用いると $\hat{\underline{a}}$ の各要素 $\hat{a}_1 \hat{a}_2 \dots \hat{a}_p$ は, 連立方程式

$$\left. \begin{aligned} S_{11}\hat{a}_1 + S_{12}\hat{a}_2 + \dots + S_{1p}\hat{a}_p &= \hat{d}_1 \\ S_{12}\hat{a}_1 + S_{22}\hat{a}_2 + \dots + S_{2p}\hat{a}_p &= \hat{d}_2 \\ \vdots & \\ S_{p1}\hat{a}_1 + S_{p2}\hat{a}_2 + \dots + S_{pp}\hat{a}_p &= \hat{d}_p \end{aligned} \right\} \quad (3.7.1)$$

から求めることができる。

判別定数項の推定(1) (1.12) 式右辺第 1 項を展開して得られる定数項 $-\frac{1}{2}(\underline{\mu}^{(1)} + \underline{\mu}^{(2)})' \underline{\Sigma}^{-1}(\underline{\mu}^{(1)} - \underline{\mu}^{(2)})$ の推定値を $\hat{a}_0$ とおくと, $\hat{a}_0$ は (3.7) 式により得られた判別係数 (推定値) を用いて,

$$\hat{a}_0 = -\frac{1}{2}(\underline{\mu}^{(1)} + \underline{\mu}^{(2)})' \hat{\underline{a}} \quad (3.8)$$

注. $\hat{a}_0 = -\frac{1}{2} \sum_{k=1}^p (\hat{\mu}_k^{(1)} + \hat{\mu}_k^{(2)}) \hat{a}_k \quad (3.8.1)$

判別定数項の推定(2) (1.12) 式右辺第 2 項は, 任意に選ばれた p 変量観測値が母集団 Π_1 に属するものであるらしい先験的確率 q_1 と, 母集団 Π_2 に属するものであるらしい先験的確率 q_2 が等しくないときや, 判断の誤りに伴う損失コスト $c(2|1)$ と $c(1|2)$ が等しくないときに現われる項である。前者の例としては, 予想されている雨が大雨か (Π_1), そうでないか (Π_2) というような場合である。無作為 (任意) 抽出標本では, q_i の推定値 $\hat{q}_i$ は

$$\hat{q}_i = \frac{n_i}{n}, \quad (i=1, 2) \quad (3.9)$$

で与えられる。従って, (1.12) 式右辺第 2 項の推定値は, これを $\hat{a}_c$ で表すと,

$$\hat{a}_c = -\log \frac{\hat{q}_2 c(1|2)}{\hat{q}_1 c(2|1)} \quad (3.10)$$

損失コストが不明のときは, $c(1|2) = c(2|1)$ とおくか, 何らかの仮定のもとに与えてやらなければならない。

判別関数 以上の結果として, 線型判別関数 (1.12) の推定値 $\hat{Z}$ を与える式として,

$$\hat{Z} = \hat{\underline{a}}' \underline{x} + \hat{a}_0 + \hat{a}_c \quad (3.11)$$

が得られる。

注. $\hat{Z} = \sum_{k=1}^p a_k x_k + (a_0 + a_c)$ (3.11.1)

判別基準 理論的には (3.11) 式で与えられる $\hat{Z}$ について,

$$\left. \begin{array}{ll} Z \geq 0 \text{ のとき,} & \underline{x} \text{ は } \Pi_1 \text{ に属する} \\ Z < 0 \text{ のとき,} & \underline{x} \text{ は } \Pi_2 \text{ に属する} \end{array} \right\} \quad (3.12)$$

と判別する。実用上は, Π_1 , Π_2 の各々に属する標本の $\hat{Z}$ 値の分布から判別を誤る率を小さくするように判別基準を設定するほうがよい。

標本のマハラノビスの距離の推定

$$\hat{d}^2 = \hat{\underline{d}}' \underline{S}^{-1} \hat{\underline{d}} = \hat{\underline{a}}' \underline{d} \quad (3.13)$$

重相関比 R_m 偽似回帰における重相関係数は, 被説明変数が離散型変数であることから重相関比と呼ぶほうが適切である。 R_m の 2 乗は (2.3) 式によるか, $\hat{d}^2$ を用いて,

$$R_m^2 = \frac{\hat{d}^2}{h + \hat{d}^2} \quad (3.14)$$

但し, $h = \frac{n(n-2)}{n_1 n_2}$ (3.15)

判別を誤る確率の推定(1) q_i , d^2 の推定値として $\hat{q}_i$, $\hat{d}^2$ を利用し, (1.23) 及び (1.24) 式により計算すればよいが実用上は注意が必要である (1.8 節及び第 5 章参照)。

判別を誤る確率の推定(2) 分散共分散行列が等しくない場合, そのほか一般に p 変量観測値が正規分布でない場合には, 真には Π_1 に属するものを Π_2 に属するものと誤って判別した数を $n(2|1)$, 真には Π_2 に属するものを Π_1 に属するものと誤って判別した数を $n(1|2)$ とするとき, (1.1) 式の推定値は

$$\hat{P}(2|1) = \frac{n(2|1)}{n_1}, \quad \hat{P}(1|2) = \frac{n(1|2)}{n_2} \quad (3.16)$$

である。

マハラノビスの汎距離 D^2 の推定 母集団 Π_i に関するマハラノビスの距離の推定値 $\hat{D}_i^2 (i=1, 2, \dots, k)$ は,

$$\begin{aligned}\hat{D}_i^2 &= (\underline{x} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)})' \Sigma^{-1} (\underline{x} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)}) \\ &= \underline{\delta}^{(i)'} \Sigma^{-1} \underline{\delta}^{(i)}\end{aligned}\quad (3.17)$$

但し,

$$\underline{\delta}^{(i)} = \underline{x} - \hat{\underline{\mu}}^{(i)} \quad (3.18)$$

注. (3.4.1) 式の $S_{lm}^{(i)}$ と,

$$\delta_m^{(i)} = x_m - \mu_m^{(i)} \quad (3.19)$$

から ($l, m = 1, 2, \dots, p$), 連立方程式

$$\left. \begin{aligned} S_{11}^{(i)} \alpha_1 + S_{12}^{(i)} \alpha_2 + \dots + S_{1p}^{(i)} \alpha_p &= \delta_1^{(i)} \\ S_{21}^{(i)} \alpha_1 + S_{22}^{(i)} \alpha_2 + \dots + S_{2p}^{(i)} \alpha_p &= \delta_2^{(i)} \\ \vdots & \\ S_{p1}^{(i)} \alpha_1 + S_{p2}^{(i)} \alpha_2 + \dots + S_{pp}^{(i)} \alpha_p &= \delta_p^{(i)} \end{aligned} \right\} \quad (3.20)$$

の解 α_k ($k = 1, 2, \dots, p$) により,

$$\hat{D}_i^2 = \sum_{k=1}^p \delta_k \alpha_k \quad (3.21)$$

である。

4. 線型判別関数の有意性検定

2群判別における線型判別関数の有意性の検定は、二つの母集団における平均値ベクトル $\underline{\mu}^{(1)}$, $\underline{\mu}^{(2)}$ の差の有意性検定の問題に帰着する。即ち,

帰無仮説 $H_0: \underline{\mu}^{(1)} = \underline{\mu}^{(2)}$ に対して,

対立仮説 $H_1: \underline{\mu}^{(1)} \neq \underline{\mu}^{(2)}$ を検定する。

二つの母集団における p 変量の分散共分散が等しい場合と等しくない場合とによって検定の方法は若干異なるが、ここでは分散共分散が不明の場合の検定方法を示す。この場合は、標本のマハラノビスの距離 $\hat{d}^2$ を用い,

$$F_0 = \frac{n-p-1}{p} \cdot \frac{n_1 n_2}{n} \cdot \frac{\hat{d}^2}{n-2} \quad (4.1)$$

が、自由度 p , $n-p-1$ の F 分布に従うことを利用する。 F 分布表を引いて、自由度 p , $n-p-1$ の 100 $\alpha\%$ 点 $F_{n-p-1}^p(\alpha)$ を読みとり,

$$F_0 \geq F_{n-p-1}^p(\alpha) \quad (4.2)$$

が成立つとき、 H_0 を棄却、 H_1 を採用する。即ち、平均値の差は100 α %の危険率で有意とする。
逆に、

$$F_0 < F_{n-p-1}^p(\alpha) \tag{4.3}$$

のときは H_1 を棄却し、 H_0 を採用する。

マハラノビスの距離と重相関係数（重相関比）との関係（2.7）式を用いると、（4.1）式は、

$$F_0 = \frac{n-p-1}{p} \cdot \frac{R_m^2}{1-R_m^2} \tag{4.4}$$

となる。この式の形は重相関係数の有意性検定における F 検定の場合とまったく同じである。

5. 解 析 例

5.1 寒候期の高・低気圧の経路と気温（鈴木栄一，1962）

「東京中心、半径 600 km の円内を通る低気圧の数 x_1 ，高気圧の数 x_2 とし，同時的關係として 1945～1954 年の東京の 1 月平均気温が高温か低温かを x_1 ， x_2 により判別する」

低温年を群 1 (Π_1)，高温年を群 2 (Π_2) として，1945～1954 年の $n = 10$ 個の試料について，変量 x_1 ， x_2 及び各群の平均偏差の平方，及びこれらの合計などを表 1 に示す。判別関数等必要な諸量の計算は第 3 章の公式集に示した手続きに順じているので，原式は公式集を参照していただきたい。

表 1 低温年と高温年における東京付近を通る
低気圧 (x_1) 及び高気圧 (x_2) の数。

群	番号	年次	x_1	$x_1 - \hat{\mu}_1$	$(x_1 - \hat{\mu}_1)^2$	x_2	$x_2 - \hat{\mu}_2$	$x_2 - \hat{\mu}_2$	$(x_1 - \hat{\mu}_1) \cdot (x_2 - \hat{\mu}_2)^2$
1. (低 温 年)	1	1945	9	-0.6	0.36	3	-1.2	1.44	0.72
	2	1946	9	-0.6	0.36	4	-0.2	0.04	0.12
	3	1947	9	-0.6	0.36	5	0.8	0.64	-0.48
	4	1951	10	0.4	0.16	5	0.8	0.64	0.32
	5	1953	11	1.4	1.96	4	-0.2	0.04	-0.28
	合 計		48		3.20	21		2.80	0.40
2. (高 温 年)	1	1948	11	-2.6	6.76	5	-1.8	3.24	4.68
	2	1949	14	0.4	0.16	7	0.2	0.04	0.08
	3	1950	17	3.4	11.56	9	2.2	4.84	7.48
	4	1952	12	-1.6	2.56	9	2.2	4.84	-3.52
	5	1954	14	0.4	0.16	4	-2.8	7.84	-1.12
	合 計		68		21.20	34		20.80	76.0

試料数 $n = 10$, 群 1 (低温年) $n_1 = 5$, 群 2 (高温年) $n_2 = 5$

平均値 群 1 $\hat{\underline{\mu}}^{(1)} = \begin{bmatrix} 9.6 \\ 4.2 \end{bmatrix}$, 群 2 $\hat{\underline{\mu}}^{(2)} = \begin{bmatrix} 13.6 \\ 6.8 \end{bmatrix}$.

分散共分散行列 表 1 の平方和, 積和から

$$\text{群 1} \quad \hat{\Sigma}^{(1)} = \frac{1}{5-1} \begin{bmatrix} 3.20 & 0.40 \\ 0.40 & 2.80 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.8 & 0.1 \\ 0.1 & 0.7 \end{bmatrix}$$

$$\text{群 2} \quad \hat{\Sigma}^{(2)} = \frac{1}{5-1} \begin{bmatrix} 21.20 & 7.60 \\ 7.60 & 20.80 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.3 & 1.9 \\ 1.9 & 5.2 \end{bmatrix}$$

併合分散共分散行列

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma} &= \frac{1}{10-2} \begin{bmatrix} 3.20 & 0.40 \\ 0.40 & 2.80 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 21.20 & 7.60 \\ 7.60 & 20.80 \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{8} \begin{bmatrix} 24.40 & 8.00 \\ 8.00 & 23.60 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3.05 & 1.00 \\ 1.00 & 2.95 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

判別係数 併合分散共分散行列の行列式 (の値) は,

$$|\hat{\Sigma}| = 3.05 \times 2.95 \times 1.00 \times 1.00 = 7.9975$$

逆行列 Σ^{-1} は *

$$\Sigma^{-1} = \frac{1}{7.9975} \begin{bmatrix} 2.95 & -1.00 \\ -1.00 & 3.05 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.368865 & -0.125039 \\ -0.125039 & 0.381369 \end{bmatrix}$$

平均値の差 $\hat{\underline{d}}$

$$\hat{\underline{d}} = \begin{bmatrix} 9.6 \\ 4.2 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 13.6 \\ 6.8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -4.0 \\ -2.6 \end{bmatrix}$$

従って, 判別係数 $\hat{\underline{a}}$ は

$$\begin{aligned} \hat{\underline{a}} &= \begin{bmatrix} 0.368865 & -0.125039 \\ -0.125039 & 0.381369 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -4.0 \\ -2.6 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 0.368865 \times (-4.0) + (-0.125039) \times (-2.6) \\ (-0.125039) \times (-4.0) + 0.381369 \times (-2.6) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1.150 \\ -0.4914 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

判別関数の定数項(1)

$$\text{平均値の和} \quad \hat{\underline{\mu}}^{(1)} + \hat{\underline{\mu}}^{(2)} = \begin{bmatrix} 9.6 \\ 4.2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 13.6 \\ 6.8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 23.2 \\ 11.0 \end{bmatrix}$$

と判別係数 $\hat{\underline{a}}$ とから, 判別関数の定数項(1)は

* 一般に逆行列 $\mathbf{A}^{-1}$ の i 行 j 列の要素 a^{ij} は, 行列式 $|\mathbf{A}|$ 及びその i 行 j 列を除く小行列式 Δ_{ij} を用いて

$$a^{ij} = (-1)^{i+j} \frac{\Delta_{ij}}{|\mathbf{A}|}$$

である。計算機処理では逆行列を求める適当なサブルーチンプログラムを利用すればよい。

$$\hat{a}_0 = -\frac{1}{2} \begin{bmatrix} 23.2 & 11.0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -1.150 \\ -0.4914 \end{bmatrix}$$

$$= -\frac{1}{2} \cdot \{ 23.2 \times (-1.150) + 11.0 \times (-0.4914) \} = 16.0427$$

判別関数の定数項(2) 群1（低温年）及び群2（高温年）の基準を試料（標本）を抽出した10年間の平均気温あるいは平年の気温とすれば、任意の標本が群1のものである確率 q_1 と群2のものである確率 q_2 は等しいと考えてよいであろう。この例では、試料から推定される先験的確率 $\hat{q}_1, \hat{q}_2$ も夫々、

$$\hat{q}_1 = \frac{5}{10}, \quad \hat{q}_2 = \frac{5}{10}$$

となっている。

また、この例では判別解析を行う目的が明示されていないが、純気候学的見地からの調査であれば損失コストについては、 $c(2|1) = c(1|2)$ と考えてよく、従って判別関数(3.11)式の第2の定数項は $\hat{a}_c = 0$ と推定される。

線型判別関数 従って(3.11)式は

$$\hat{Z} = \begin{bmatrix} -1.15 & -0.49 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} + 16.04 \quad \text{即ち,}$$

$$\hat{Z} = -1.15 x_1 - 0.49 x_2 + 16.04 \quad (5.1)$$

となる。

この判別関数の理論上の判別基準では

$Z \geq 0$ のとき 群1（低温年）に判別,

$Z < 0$ のとき 群2（高温年）に判別

表2 線型判別関数及び群1に関する尤度比の値。

群	番号	x_1	x_2	$\hat{Z}$	$\hat{P}_1$
1 (低温年)	1	9	3	4.22	0.986
	2	9	4	3.73	0.977
	3	9	5	3.24	0.962
	4	10	5	2.09	0.890
	5	11	4	1.43	0.807
	平均	9.6	4.2	2.94	0.950
2 (高温年)	1	11	5	0.94	0.714
	2	14	7	-3.49	0.030
	3	17	9	-7.92	0.000
	4	12	9	-2.17	0.102
	5	14	4	-2.02	0.117
	平均	13.6	6.8	-2.93	0.050

とするとき、最良の判別成績が得られるはずである。

解析に用いた試料による判別関数の値及び(1.17)式で Z に判別関数の $\hat{Z}$ を代入して得られた尤度比の推定値 $\hat{P}_1$ を表2に示してある。

この結果は上記の判別基準に従うと第2群の番号1の試料(1948年)は、本当は高温年であるにもかかわらず第1群の低温年と判定されてしまう。まったく同じことではあるが、1948年は $\hat{P}_1 = 0.714$ となっており、この判別関数を理論どおりに解釈する限り1948年は低温年と誤って判別されることになる。

このような判別の誤りの原因の一つは分散共分散行列が第1群と第2群で異なるためと思われるが、実用上の処置としては判別の誤りを最小にするような判別基準を $\hat{Z}$ の分布から改めて設定して利用すればよい。この例では $\hat{Z} \geq 1.00$ を低温年、 $\hat{Z} < 1.00$ を高温年と判別するように基準を改めれば、試料に関する限り判別の誤りはなくなる。

このように等分散、正規分布という条件がある程度満たされなければ、これらの条件を前提とした論理上の議論もまた精密さを欠いたものとなる。このことを理論上の判別基準を用いた場合の判別を誤る確率について見てみよう。

標本のマハラノビスの距離 判別係数と平均値の差から、(3.13)式は

$$\begin{aligned}\hat{d}^2 &= \begin{bmatrix} -1.15 & -0.49 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -4.0 \\ -2.6 \end{bmatrix} \\ &= -1.15 \times (-4.0) + (-0.49) \times (-2.6) = 5.8740\end{aligned}$$

となる。

(1.23c)式の c_1 , c_2 は $\log K_{21} = 0$ ((1.11)式参照)であるから

$$c_1 = -\frac{\hat{d}}{2} = -\frac{\sqrt{5.8740}}{2} = -1.2118, \quad c_2 = \frac{\hat{d}}{2} = 1.2118$$

従って(1.24)式の $P(2|1)$, $P(1|2)$ の推定値として

$$\begin{aligned}\hat{P}(2|1) &= \Phi(-1.2118) = 0.1128 \\ \hat{P}(1|2) &= 1 - \Phi(1.2118) = \Phi(-1.2118) = 0.1128\end{aligned}$$

を得る。この値はひとつのめやすとしては、一応妥当な値であるが、実際の試料に基づいた判別を誤る確率とは一致しない。

重相関比 n , n_1 , n_2 , $\hat{d}^2$ から

$$R_m^2 = \frac{5.8740}{\frac{10 \times 8}{5 \times 5} + 5.8740} = 0.6473, \quad \text{従って}$$

$$R_m = 0.80$$

となる。得られた判別関数の判別効率の目安としては、マハラノビスの距離よりもはるかに直観的でわかりやすい。尚、ダミー変数 y が離散型変数なので重相関係数よりは重相関比と呼ぶ方が適切である。

判別関数の有意性検定 表2の結果は得られた判別関数が、かなりの判別能力をもつことを示しており、特に検定の必要はないようにも思われる。しかし、試料数が少なく、説明変数を2個使っているため念のために検定をしておこう。また、有意水準も知りたい。

$p = 2$ であるから(4.1)または(4.4)式により、 $F_0 = 6.4247$ 。自由度 $\phi_1 = p = 2$, $\phi_2 = n - p - 1 = 7$, 危険率 $\alpha = 0.01$ のとき、 $F_{\phi_1}^{\phi_2}(0.01) = 9.5466$, 故に $F_0 < F_{\phi_1}^{\phi_2}(0.01)$ となり有意では

ない。 $\alpha = 0.05$ では $F_{\phi_1}^{\phi_2}(0.05) = 4.7374$ となり有意となる。従って、この判別関数は5%の危険率で有意ではあるが、高度に有意とはいきれない。

なお、この検定で興味のあることは、(4.1)式にみられるように、 n_1 と n_2 の差が大きくなると F_0 の値は小さくなるが、 n_1 、 n_2 は分散を定義するために2より大きく、従って F_0 はゼロになることはなく、マハラノビスの距離が大きければ F_0 は n_1 、 n_2 の差が大きくても $F_0 \geq F$ となり得る。とくに n が大きければ n_1 、 n_2 の差が F_0 に及ぼす影響は小さい。このことは、異常天候のような数少ない現象の原因を探索方法として、異常にはならなかった数多くの事例との比較が役に立つことを意味する。

5.2 マハラノビスの汎距離による判別

前節の例では、低温年と高温年とでは分散共分散行列の差が見掛け上やや大きく、等しいとはみなせない可能性がある。分散共分散行列の差の有意性検定の問題は理論的取扱いがやや複雑であり、ここでは省略するが、マハラノビスの汎距離による判別結果を同じ例について紹介する。

前節の例から、まず低温年群と高温年群の分散共分散行列 $\hat{S}_{(1)}$ 、と $\hat{S}_{(2)}$ の逆行列を求め、これと平均値 $\hat{\mu}^{(1)}$ 、 $\hat{\mu}^{(2)}$ から、観測値 $\underline{x}$ のマハラノビスの汎距離 $\hat{D}_i^2$ を (3.17) 式により計算する。低温年に関する式は

$$\hat{D}_1^2 = [x_1 - 9.6 \quad x_2 - 4.2] \begin{bmatrix} 1.27273 & -0.181818 \\ -0.181818 & 1.45455 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 - 9.6 \\ x_2 - 4.2 \end{bmatrix},$$

高温年に関しては

$$\hat{D}_2^2 = [x_1 - 13.6 \quad x_2 - 6.8] \begin{bmatrix} 0.217119 & -0.079339 \\ -0.079339 & 0.221294 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 - 13.6 \\ x_2 - 6.8 \end{bmatrix}$$

表3 観測値 $\underline{x}$ のマハラノビスの汎距離。
 $\hat{D}_1^2, \hat{D}_2^2$: それぞれ群1, 群2に関する値

群	番号	x_1	x_2	$\hat{D}_1^2$	$\hat{D}_2^2$
1. 低 温 年	1	9	3	2.291	5.016
	2	9	4	0.473	4.286
	3	9	5	1.564	3.998
	4	10	5	1.018	2.503
	5	11	4	2.655	2.048
2. 高 温 年	1	11	5	3.018	1.442
	2	14	7	31.564	0.031
	3	17	9	90.291	2.394
	4	12	9	36.655	2.185
	5	14	4	25.018	1.947

となる。例えば $\underline{x}$ として、 $x_1 = 9$ 、 $x_2 = 3$ が観測されたときは、上の最初の式から、

$$\hat{D}_1^2 = [-0.6 \quad -1.2] \begin{bmatrix} 1.27273 & -0.181818 \\ -0.181818 & 1.45455 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} -0.6 \\ -1.2 \end{bmatrix} = [-0.6 \quad -1.2] \begin{bmatrix} -0.545455 \\ -1.63636 \end{bmatrix}$$

$$= 2.291$$

また、高温年に関するマハラノビスの汎距離は、上の第2の式から $\hat{D}_2^2 = 5.016$ となる。 $\hat{D}_1^2 < \hat{D}_2^2$ であるからこの観測値のマハラノビスの汎距離は高温年の重心よりも低温年の重心に近く、この観測値は低温年群に属するものと判別する。事実この $\underline{x}$ は表1の低温年群のひとつである。

表3には前節の10個の試料のマハラノビスの汎距離の推定値を示す。結果は、これらの試料に関する限り、判別はすべて正しく行なわれ、線型判別関数による判別成績よりも優れている。

あ と が き

以上、判別解析の方法について実務的な観点からやや詳しく説明した。行列演算に馴れた読者には説明がややくどすぎたかも知れない。また、第3章の公式集も重複しており、その他の点でも冗長な部分が多過ぎたかも知れない。しかし、初めて判別解析を試みようとする人々にとっては、有用であろう。

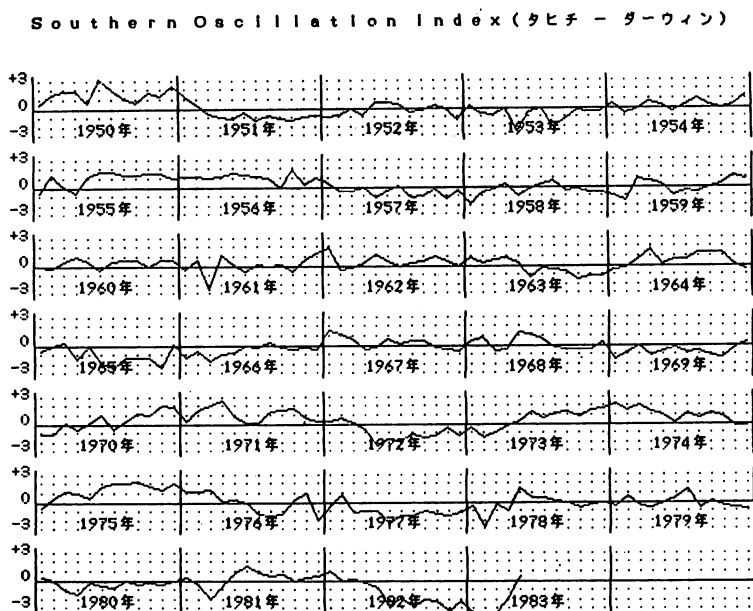


図1 SOI.タヒチ—ダーウィンの気圧差の平年偏差を
各月毎の標準偏差で割った値

L. F. グループ昭和 57 年度会計報告

昭和 57 年 10 月 30 日～昭和 58 年 6 月 20 日

収 入		支 出	
項 目	金 額	項 目	金 額
前 年 度 繰 越 金	208,589*円	印 刷 費	454,500 円
会 費	547,000 円	印 刷 vol 21 No 1	{ 202,500
内 訳 { 55 年度分	25,000	vol 21 No 2	
56 "	91,000	郵 送 費	13,640 円
57 "	421,000		
58 "	10,000		
バックナンバー別売	3,500 円	次 期 繰 越 金	292,093 円
預 金 利 息	1,144 円		
収 入 計	760,233 円	支 出 計	760,233 円

注(*)第 21 巻 第 1 号で報告した金額と異っていますが、これは、外国会員からの前納金を別途扱いとしたためです。

グロースベッター役員の交代をお知らせします。

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）

昭和 58 年度 久保木光熙，大塚 伸，酒井重典，上野達雄（長期予報課），青木 孝（気研）

第 21 巻（昭和 57 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 上野達雄）

(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

編 集 後 記

昭和 57 年度の第 2 号をどうやらほぼ目標どおりの期日に発行することができました。前号にひきつづき，海面水温に関連したものが多くなっています。図 1 に 1950 年からの月毎の SOI が示してあります。5 月になって正偏差に変わり，エルニーニョ現象が弱まってきたかのようにも思われますが，中部太平洋域の海面水温は依然として強く，やや強まってきた感さえあります（図 2）。今後の推移が注目されます。

☆許致遠ほかの論文は前号で紹介したものとはほぼ同じ内容ですが，図などが新しくなっています。

中国黒龍江省から直接日本語で投稿されてきたものです。また、ラグ相関を利用した予報法について書かれた趙宗慈ほかの論文を板倉さんに紹介していただきました。

☆栗原さんには月例会で発表されたものにさらに加筆して詳しくまとめていただきました。

☆米国コロンビア大学で開かれた第6回気候診断シンポジウム(1981年10月)の予稿集より数編を選び手分けして紹介しました。「北半球地上気温」は前々号で栗原さんに紹介していただいた Jones 等の論文の中のデータにさらに新しいデータがつけ加えられたものになっています。そのほか、テレコネクションや海面水温を用いた予報法、さらにロスビー波の伝播にもとづいて、SO と上層の流れとの関係を扱ったものなどです。

☆文献紹介として、さらに、最近、上部成層圏について解析された論文を加えました。10mb以上の上層についても今後益々新しいデータが蓄積され、新しい事実が見出されていくことが期待されます。

☆入門気象統計講座、今回は能登さんに統計的判別解析の解説をお願いしました。基本的な考え方から具体的な計算の仕方までにわたり、今回もかなり有用な手びき書になっていると思われます。

☆一応目標に沿って今号を発行することができましたが、依然遅れていることに変わりはありません。58年度第1号は10月頃発行する予定です。次号掲載を希望する原稿は、8月末までに送り下さい。

☆グロスベッターのバックナンバーを販売しています。特に前号はエルニーニョ関連ということで若干増刷しました。会員以外の方でも御希望の号がありましたら長期予報課まで御連絡下さい。

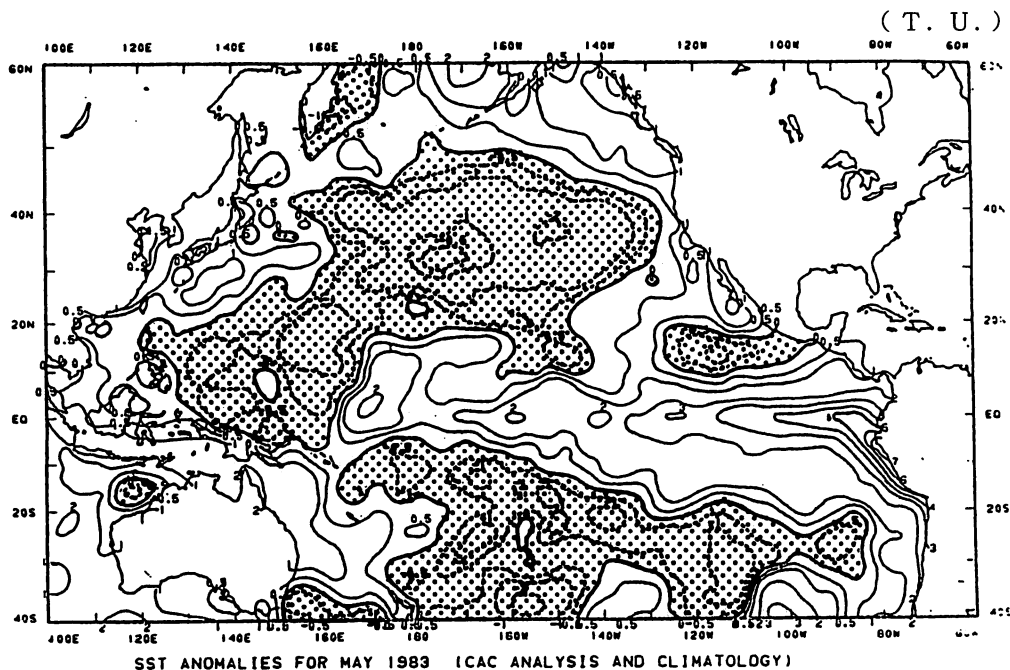


図2 5月海面水温偏差

