

## 大気大循環における気候ジャンプ

山元 龍三郎・岩嶋 樹也  
サンガ N.K.・星合 誠

### CLIMATIC JUMPS IN THE ATMOSPHERIC GENERAL CIRCULATION

By *Ryozaburo YAMAMOTO, Tatsuya IWASHIMA,*  
*Sange Ngoie-Kazadi and Makoto HOSHIAI*

#### Synopsis

Climatic jump implies an abrupt change of multiyear averages. This is a new concept in the climat diagnosis, introduced recently by the present authors, in contrast to widely accepted premise of continuous changes of climate. The previously proposed method of detecting the climate jumps of statistical significance is improved, so as to avoid a mistaking any oscillatory change or long-term trend. This method is applied to the EOF analysis results of monthly mean data of sea-level pressure over the Northern Hemisphere, and statistically significant jumps are detected around 1920 and 1950. These climatic jumps are associated with abrupt changes of Icelandic and Aleutian Lows.

#### 1. 緒 言

気候は極めて高度の非線形的物理システムである。無限に長い期間の平均状態が、初期条件に関係なく外部条件によってのみ一意的に決まるような物理システムは他律的 (transitive) であると呼ばれる。このシステムのパラメータが特別な値をとる場合には、外部強制力の変化が無くても気候要素の有限時間平均値の唐突な変化が起り得る事を Lorenz<sup>1)</sup> が指摘し、準自律的 (almost intransitive) であると命名している。また無限に長い期間の平均状態が外部条件のみならず初期条件によっても異なるような自動的 (intransitive) である場合には、岩嶋ら<sup>2)</sup> が大気大循環の時間・空間スペクトルモデルを用いて示しているように、安定多重解が存在していて、外部強制力の連続的な変化に伴っても、一つの解から別の解にジャンプする事があり得る。

このような Lorenz<sup>1)</sup> らの非決定論的気候変動論の提唱にもかかわらず、今までの気候診断では変化の連続性を前提としていた。筆者ら<sup>3)</sup> は、わが国の地上気温の十数年またはそれ以上の期間にわたる時間平均値が、1950年頃に唐突に上昇した事実に注目して、「気候ジャンプ」と呼ぶ事を提案した。さらに筆者らは、Kelly ら<sup>4)</sup> が示した北極域の気温がほぼ同じ頃に負の「気候ジャンプ」(唐突な気温下降) を示している事実に注目した。筆者らは<sup>5)6)</sup>、更に我が国での気温以外の気候要素の空間平均の季節平均値についても気候ジャンプの検出を試み、いくつかの季節の海面気圧・降水量・日照時間・最大積雪深などにおいても、気温と同じく1950年頃に統計的に有意な気候ジャンプの発現している事を明らかにした。そして、このように多くの気候要素の気候ジャンプがほぼ同じ頃に発現している事実は、大気循環の唐突な変化、すなわち大循環の気候ジャンプの発現を示唆している事を指摘した。筆者らとは独立に Flohn<sup>7)</sup> は不連続的な気候に注目

し、Aswan での Nile 河の流量の1900年頃の唐突な減少や Uganda の Jinja での White Nile の流量の1960年頃の急増加などを取り上げ、唐突な変化が regional scale で発現する事実を述べている。しかし、大気大循環の変動について議論するに到っていない。

この論文の目的は、北半球の海面気圧のデータを解析して、大気大循環の「気候ジャンプ」の検出を試み、その特性を研究する事である。

## 2. 気候ジャンプの検出方法

筆者ら<sup>5)</sup>が以前に提案した気候ジャンプの検出方法では、振動的変化や単調な増減を気候ジャンプと誤認する懸念があるので、先ず、その改良を試みた結果を以下に述べる。

月または季節平均の気候データの平年偏差の年々の値の時系列において、任意の年 (Y年) の前の10年またはそれ以上の  $N_b$  年間 [(Y- $N_b$ ) 年 ~ (Y-1) 年] にわたる平均値  $M_b$  とその  $p\%$  の信頼限界  $\sigma_{bp}$ 、及び、 $Y$  年の後の  $N_a$  年間 [(Y+1) 年 ~ (Y+ $N_a$ ) 年] にわたる平均値  $M_a$  とその  $p\%$  の信頼限界  $\sigma_{ap}$  を用いて、 $Y$  年における気候ジャンプのシグナル/ノイズ比  $(S/N)_p$  を、次のように定義する。

$$(S/N)_p = \Delta M / (\sigma_{bp} + \sigma_{ap}) \dots \dots \dots (1)$$

ここで、 $\Delta M = |M_a - M_b|$  である。用いる時系列が  $N$  年間のものである場合、時系列のはじめの  $N_b$  年間および終わりの  $N_a$  年間を除いた  $(N - N_b - N_a)$  年間の各年について、この  $(S/N)_p$  の値を計算出来る。すべての年について、 $(S/N)_p$  の値が1.0以下の場合には、気候ジャンプの発現は認められなかったと結論される。一方、1.0以上の値である年については、その年を境にして時間平均値の唐突な変化が  $p\%$  の信頼限界で発現したと言えるが、実際には **Fig. 1 a, b** および **c** に例示したように、時間平均値の唐突な変化の発現時期の前後の数年間にわたって  $(S/N)_p$  が1.0以上となる。それ故、ここでは、 $(S/N)_p$  の時系列が1.0以上の値の極大となる年を、気候ジャンプ発現の時期だとする。

この方法の単純な適用は、以下に示すように、振動的な変化及び単調な増加や減少をジャンプと誤認する懸念がある。先ず、振動的な変化の場合を考える。解析の対象の時系列  $x$  が次の式で表されるように、振幅  $a$ 、周期  $T$  で時間  $t$  により振動的に変化しているとすると、

$$x = a \sin(2\pi t/T) \dots \dots \dots (2)$$

時刻  $t_0$  の前後のそれぞれ時間間隔  $\Delta t$  の間の平均値の差の絶対値  $\Delta M$  は

$$\Delta M = \left| \int_{t_0 - \Delta t}^{t_0} x dt - \int_{t_0}^{t_0 + \Delta t} x dt \right| / \Delta t \dots \dots \dots (3)$$

与えられる。(2)式を(3)式に代入すると、

$$\Delta M = aT |\cos(2\pi t_0/T)| (1 - \cos(2\pi \Delta t/T)) / (\pi \Delta t) \dots \dots \dots (4)$$

この  $\Delta M$  が大きい場合には、気候ジャンプが発現していなくても  $(S/N)_p$  が1.0よりも大きくなる可能性がある。 $t_0$  は任意なので、 $|\cos(2\pi t_0/T)|$  の最大の場合、すなわち、 $|\cos(2\pi t_0/T)| = 1$  を取り上げる。この場合、(4)式は

$$\Delta M = a[1 - \cos(2\pi \alpha)] / (\pi \alpha) \dots \dots \dots (5)$$

となる。ここで、 $\alpha \equiv \Delta t/T$  とした。 $\alpha$  と  $\Delta M/a$  との数値的な関係は **Table 1** の通りである。

振幅  $a$  が  $(\sigma_{bp} + \sigma_{ap})$  と同じ大きさである場合、 $\alpha$  が0.2~0.6ならば  $(S/N)_p$  比が1.0以上となる事がある。また、振幅  $a$  が  $(\sigma_{bp} + \sigma_{ap})$  の2倍の場合、 $\alpha$  が0.8以下ならば  $(S/N)_p$  比が1.0以上となる事がある。振幅  $a$  が  $(\sigma_{bp} + \sigma_{ap})$  に比べて著しく大きい場合には、時系列の振る舞いから容易に振動的変化を検出できるので、気候ジャンプとして誤認する事を予め回避出来る。振幅  $a$  が  $(\sigma_{bp} + \sigma_{ap})$  と同程度で、かつ、卓越

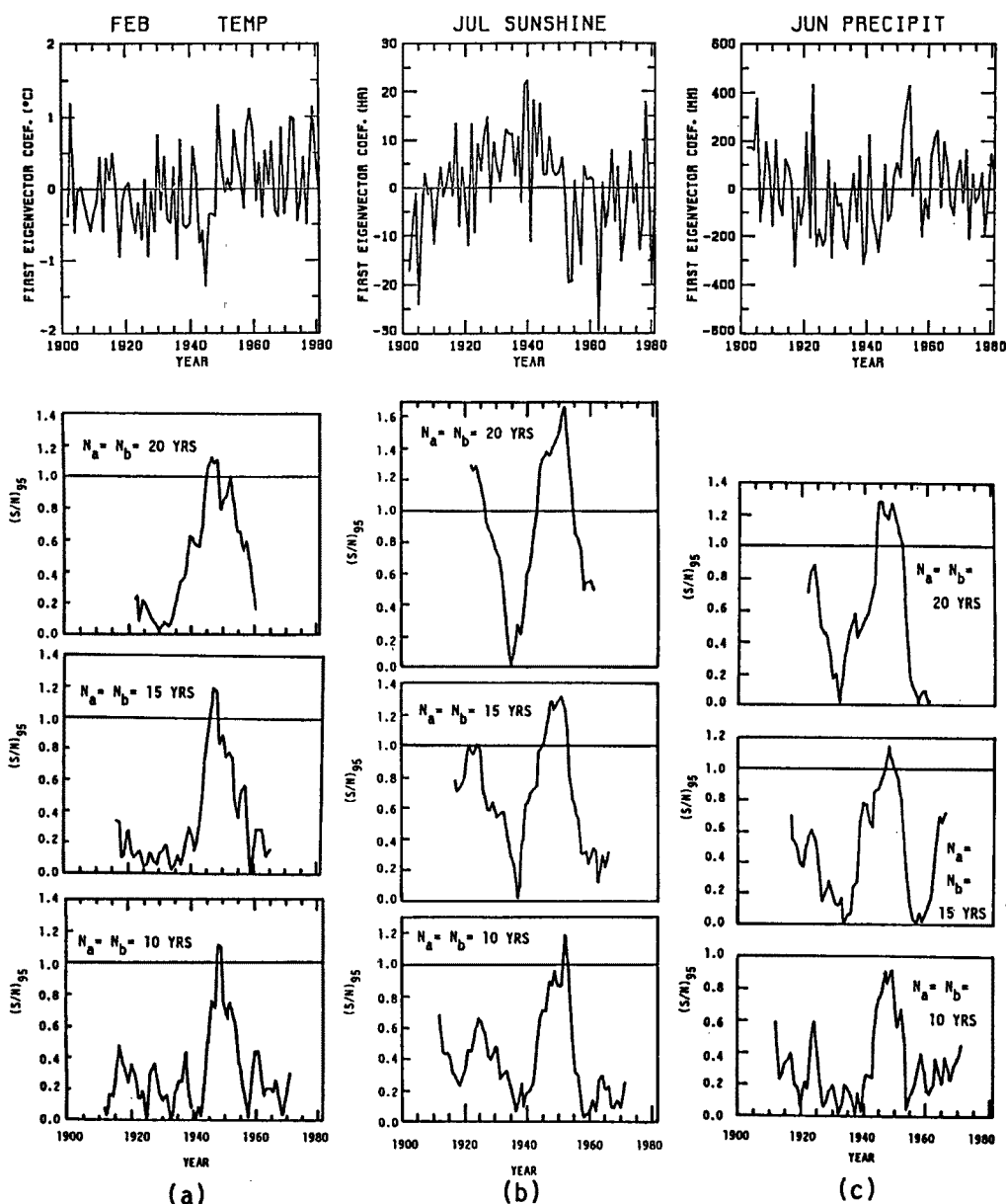


Fig. 1. Detection of climatic jump for the coefficient of the first eigenvector: (a) surface air temperature over Japan in February; (b) sunshine duration over Japan in July; and (c) precipitation over Japan in June. The time coefficient is shown in the top panel. Signal/noise ratios for 95% confidence limit for averaging intervals of 20, 15 and 10 years are shown in the lower 3 panels, respectively.

周期 $T$ が平均時間よりも長い場合に、振動をジャンプと誤認する可能性があるが、周期が平均期間よりも短い時にはそのような可能性はないと結論できる。

次に、時系列が単調増加または減少している場合を考える。今、簡単のために、時系列 $x$ が時間 $t$ の1次

Table. 1. Relationship between the ratio  $\alpha$  of averaging interval to the period of oscillatory change and the ratio of jump  $\Delta M$  to the amplitude  $a$ .

$\alpha$	$\Delta M/a$	$\alpha$	$\Delta M/a$	$\alpha$	$\Delta M/a$	$\alpha$	$\Delta M/a$	$\alpha$	$\Delta M/a$
0.1	0.60	0.6	0.96	1.1	0.05	1.6	0.35	2.1	0.03
0.2	0.97	0.7	0.60	1.2	0.18	1.7	0.24	2.2	0.10
0.3	1.39	0.8	0.27	1.3	0.32	1.8	0.11	2.3	0.18
0.4	1.44	0.9	0.06	1.4	0.41	1.9	0.03	2.4	0.24
0.5	1.27	1.0	0.00	1.5	0.42	2.0	0.00	2.5	0.25

関数として変化しているものとする。

$$x = x_0 + ct \dots\dots\dots(6)$$

ここで、 $c$  は時間変化率である。時刻  $t_0$  の前後の  $\Delta t$  の間の平均値の差の絶対値  $\Delta M$  は、(6)式を(3)式に代入すると、

$$\Delta M = |c| \Delta t \dots\dots\dots(7)$$

が得られる。時系列の時間変化率  $c$  がそれほど大きくなくても平均期間  $\Delta t$  が大きい場合には、(7)式の  $\Delta M$  が  $(\sigma_{op} + \sigma_{ap})$  よりも大きくなって、 $(S/N)_p$  の値が1.0以上となる可能性がある。しかし、平均期間  $\Delta t$  が小さい場合には、そのような可能性は小さい。

以上述べた事から、平均期間が長い場合には、振動的変化をジャンプだと誤認する懸念は少ないが、単調な増減を誤認する可能性が大きい。一方、平均期間が短い場合には、単調な増減をジャンプだと誤解する懸念はないけれども、振動的変化をジャンプだと誤認する可能性がある。それ故、複数の平均期間（ここでは10、15および20年）について  $(S/N)_p$  を求め、何れの平均期間においてもほぼ同じ頃に（1年の差を許容する）1.0よりも大きい  $(S/N)_p$  の極大が発現する事を、ジャンプの検出の条件とする。

**Fig. 1 a, b** 及び **c** は、北海道・本州・四国および九州のほぼ一様に分布した観測点の月平均気候データの経験的直交関数 (EOF) 解析によって得られた第1主成分の係数の時系列とそれに対する  $(S/N)_p$  の算定結果を例示したものである。**Fig. 1 a** に示した2月の地上気温の場合、 $N_a = N_b = 10$  および15年に対して  $(S/N)_{95}$  が共に1948年において1.0以上の極大を示し、 $N_a = N_b = 20$  年に対して1.0以上の  $(S/N)_{95}$  の極大が1947年と1953年とに出現している。 $N_a = N_b$  の種々の値に対し、1年の差を許容して  $(S/N)_{95}$  の極大の同時発現と見做す事とするので、1947~1948年の気候ジャンプの発現を認めるが1953年での発現はこの段階では認めない。

**Fig. 1b** に例示した7月の日照時間の場合、 $N_a = N_b = 10, 15$  および20年の全てに対し、 $(S/N)_{95}$  が1951年~1952年において1.0以上の極大を示しているので、気候ジャンプの発現を結論出来る。しかし1924年において、1.0以上の  $(S/N)_{95}$  の極大が15年および20年の平均期間に対して現れているが、10年の平均期間に対しては  $(S/N)_{95}$  の極大が1.0以下であるので気候ジャンプは検出されなかったと結論する。事実、上のパネルに示した時系列において、初期から1920年頃までの期間に単調な増加の長期傾向が見られる。

**Fig. 1c** に示した6月の降水量について、15年と20年の平均期間に対して1.0以上の値をもつ  $(S/N)_{95}$  の極大が、それぞれ1948年と1949年とに認められる。しかし、10年の平均期間に対して1949年に現れた  $(S/N)_{95}$  の極大値は0.93であるので、気候ジャンプの発現を結論出来ない。この場合、信頼限界の確率を95%から90%に変更すれば10年の平均期間に対して1949年の  $(S/N)_{95}$  の極大値は1.0以上になる。気候ジャンプ検出の段階では、そのような便宜的な変更をしない。その代わりに、或る月に気候ジャンプの発現が確認出来た場合、他の月では確認出来なくても、その月についても次に述べるような気候ジャンプの算定を行って、その発現の有無を確認する事とする。

気候ジャンプの検出 (detection) に際しては、先ず、前後の平均期間  $N_b$  及び  $N_a$  を等しくして、上記の方法を気候データの時系列に適用する。後で例示するように、気候要素の年々変化が極めて著しいので、気候ジャンプの発現時期を1年単位で確定する事は困難であり、1～2年の曖昧さは不可避である。このような気候ジャンプの検出、すなわち、発現時期の決定の後、気候ジャンプの算定 (estimation) をする。複数のジャンプが検出されれば、それらの気候ジャンプの発現時期の間の期間を平均期間  $N_b$  及び  $N_a$  の値として採用する。複数のジャンプが検出されない場合には、その都度状況判断により、平均期間を設定する。次節以下では、このような気候ジャンプの検出・算定方法を、 $60^\circ\text{W}$ に沿う格子点の気温データ及び北半球の海面気圧データに適用した結果を述べる。

### 3. $60^\circ\text{W}$ に沿う格子点における気温の気候ジャンプ

Yamamoto & Hoshiai<sup>9)</sup> は、北半球全体の空間平均気温の過去100年間の推移を求める目的で、最適内挿法により規則正しく配置した格子点での3か月平均気温の年々変化を求めた。その際、近傍の観測データを用いて格子点での値を内挿誤差と共に計算したが、海洋上など近傍に観測点が無い場合には、最適内挿法を適用出来ないので年々変化が無いものと仮定した。多くても数年を除いてこのような仮定をしないで、内挿により偏差を求める事が出来た格子点のうち、 $60^\circ\text{W}$ に沿う $70^\circ\text{N}\sim 40^\circ\text{N}$ の4つの格子点での3か月平均気温について、気候ジャンプの検出を試みる。これらの格子点のうち、 $70^\circ\text{N}$ と $50^\circ\text{N}$ での3か月平均気温偏差の時系列を **Fig. 2a, 2b** に示した。 $70^\circ\text{N}$ および $60^\circ\text{N}$ の格子点では1961～1967年の間値を求められなかったため、年々変化を zero として表わしてある。

これらのデータは1地点の値であり、平均値の信頼限界が大きいと考えられるので、 $P=95\%$ ではなく、 $P=90\%$ を採用する事とする。第2節で述べた気候ジャンプの検出方法を適用して得られた結果を **Table 2** に示す。平均期間  $N_a$  および  $N_b$  を同じ値とし、10、15及び20年を採用して検出出来たジャンプは、1922～1929年の間のもので、1942～1950年の間のもとの2回である。日本の気候データから検出された気候ジャンプの期間<sup>9)</sup>が1947～1954年であったのと比較すると、後者の発現時期はほぼ4～5年早い。しかし、1947～1950年の4年間は両者において重複しているため、大気大循環の同じ唐突な変動によって発現したものと想定する事は許されよう。1922～1929年の気候ジャンプは、日本のデータでは検出出来なかったが、Wigley *et al.*<sup>9)</sup>がある symposium の報告で述べているように、1920年代における stepwise な変化は既に注目されている事実である。

このように検出された気候ジャンプを算定するに際して、平均期間  $N_b$  および  $N_a$  を決定する必要がある。**Table 2** に示した  $(S/N)_{90}$  の1.0以上の極大の発現年の分布をみると、1922～1929年と1942～1950年に大きい頻度があるのは当然であるが、その他に1898年と1958年とに若干多い。また、 $70^\circ\text{N}$ と $60^\circ\text{N}$ とで1960年代に欠測がある事をも勘案して、1920年代の気候ジャンプに対して1899～1921年の23年間と1930～1941年の12年間とを平均期間とし、1940年代の気候ジャンプに対して1930～1941年の12年間と1951～1958年の8年間とを平均期間として採用する事とする。このようにして算定した結果が **Table 3** ある。

1922～1929年のジャンプは、**Table 3a** に示したが、有意なジャンプはいずれも気温上昇として現れている。そして、 $50^\circ\text{N}$ と $40^\circ\text{N}$ では暖候期に確認されていて寒候期には認められない。**Table 3b** に示されている1942～1950年のジャンプについて、 $70^\circ\text{N}$ では秋を除いた他の季節のジャンプは気温低下として確認されている。一方、他の緯度での有意なジャンプはいずれも気温上昇として認められた。すなわち、気候ジャンプが地域や季節によって必ずしも一様ではなく、符号も異なる事を例示している。

気候ジャンプの発現が地理的に一様ではない事を考慮すると、たとえ、大気大循環のジャンプが発現しているとしても、日本の気候データで1920年代に有意な気候ジャンプを検出出来なかった事実<sup>9)</sup>は、気候ジャンプの符号の異なる2つの地域の間には日本が偶然に位置していたためであると解釈できる。勿論、日本がそのような地理的位置にあった事を確かめる必要がある。

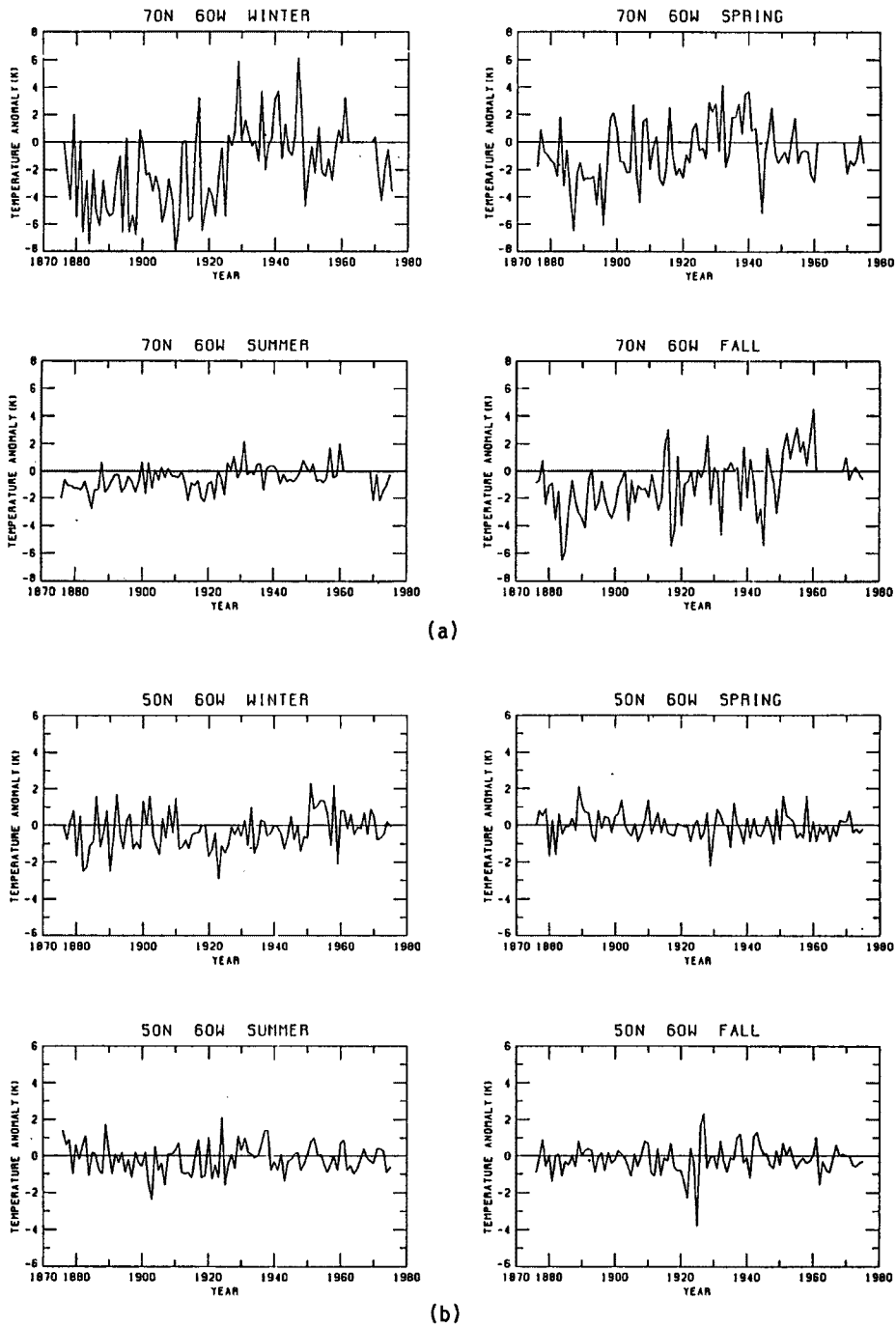


Fig. 2. Anomaly from 30-year mean (1931-1960) of 3-month mean surface air temperature at grid points 70°N, 60°W (a), and 50°N, 60°W (b).

Table 2. Results of climatic jump detection for 3-month mean temperature at grid points along 60°W meridian with averaging periods  $N_a=N_b$ . For 3 averaging periods of 10, 15 and 20 years, years of appearance of the maxima of  $(S/N)_{90}$  greater than 1.0 are given, respectively. In the right column, are given the years when such maxima appear commonly for the 3 averaging periods, with time difference not longer than 1 year.

Grid Location	Averaging Interval	10 years	15 years	20 years	Years When Maximum of $S/N_{90} > 1.0$ Appears Commonly for 10, 15 & 20 Years of $N_b$ & $N_b$
	Analyzed Period	1886~1965	1891~1960	1896~1955	
70°N 60°W	Winter Spring	26, 48, 59 96, 23, 27, 42	26 97, 22, 27, 43	16, 23, 26, 48 98, 22, 27, 43, 48	26 22~23, 27, 42~43 25~26 50
	Summer Fall	12, 26 50, 61	95, 98, 26 46, 50	23, 25, 30 46, 50	
60°N 60°W	Winter Spring	60	22 22	16, 23, 26 09, 15, 22	50
	Summer Fall	27, 36 50, 61	27 22, 45, 50	23, 25 01, 08, 10, 14 17, 40, 46, 50	
50°N 60°W	Winter Spring	48, 50	11, 26, 50	36, 44, 5,	50
	Summer Fall	28, 39		25	
40°N 60°W	Winter Spring	48, 59, 61	49 44, 50	44, 50	23~24, 28~29, 48~49
	Summer Fall	24, 28, 49 44	24, 29, 48, 51 40, 46	23, 29, 35, 43, 49, 51	

以上述べたように、局地的ないし地域的な気候変化において、1920年頃と1950年頃の2回のジャンプが認められた。このような地域的なジャンプに対応する大気大循環のジャンプの検出が次節以下の主題である。

#### 4. 北半球月平均海面気圧の EOF 解析

前節で述べたように、地域的な気候データにおいて確認された気温などの気候ジャンプが、大気循環の唐突な変化、すなわちその気候ジャンプに伴うものであるというのが、この研究の作業仮説である。この仮説の正否を確かめるために、過去100年間のデータが整備されている北半球の海面気圧分布についてジャンプの検出を試みる事とする。

半球規模の気圧分布の経年変化については、今までに多くの研究が行われている。その中で、特に、気候ジャンプの研究の立場から参考になるのは、Kutzbach<sup>10)</sup>の月平均の北半球海面気圧の EOF 解析である。彼は、1899年から1968年までの20°N以北の海面気圧の EOF 解析を行ない、1月と7月の第1、第2および第3主成分の係数の永年変化を論じている。彼は統計的有意性を確かめていないが、1920年代の前半および1950年代の前半の2つの時期に唐突な変化が認められたと述べている。彼の取り扱いでは、月平均気圧のデータに含まれる気候ノイズが考慮されていない事および主成分の係数の唐突な変化の統計的有意性が検討されていない。それ故、ここではKutzbachの研究結果をそのまま大気大循環の気候ジャンプの発現の証拠

Table 3a. Results of climatic jump estimation for air temperature at 4 grid points along 60°W. The time means and their 90% confidence limits before and after the jump appearance (1922~1929) are computed for 23 years (1899~1921) and 12 years (1930~1941), respectively

Location of Grid Point	Averaging Interval Season	1899 ~ 1921		1930 ~ 1941		Jump ( $M_a - M_b$ )	$(S/N)_{90}$ for Jump of (1922~1929)
		$M_b$	$\sigma_a$	$M_b$	$\sigma_a$		
70°N 60°W	Winter	-3.1 °C	1.0 °C	0.8 °C	1.0 °C	3.9 °C	2.0
	Spring	-0.9	0.7	1.5	1.0	2.4	1.4
	Summer	-0.7	0.3	0.2	0.4	0.9	1.2
	Fall	-1.6	0.7	-0.5	0.9	1.1	0.7
60°N 60°W	Winter	-1.5 °C	0.5 °C	-0.1 °C	0.8 °C	1.4	1.1
	Spring	-1.0	0.5	0.3	0.6	1.3	1.1
	Summer	-0.3	0.2	0.1	0.3	0.4	0.8
	Fall	-0.9	0.3	-0.4	0.3	1.5	1.0
50°N 60°W	Winter	-0.4 °C	0.4 °C	-0.3 °C	0.4 °C	0.1	0.1
	Spring	0.0	0.2	0.0	0.4	0.0	0.0
	Summer	-0.5	0.3	0.2	0.4	0.3	1.0
	Fall	-0.3	0.2	-0.1	0.4	0.2	0.3
40°N 60°W	Winter	-0.6 °C	0.3 °C	-0.2 °C	0.5 °C	0.4	0.5
	Spring	-0.3	0.2	-0.2	0.2	0.1	0.3
	Summer	-0.3	0.1	-0.1	0.1	0.2	1.0
	Fall	-0.1	0.1	-0.1	0.1	0.0	0.0

Table 3b. Results of climatic jump estimation for air temperature at 4 grid points along 60°W. The time means and their 90% confidence limits before and after the jump appearance (1942~1950) are computed for 12 years (1930~1941) and 8 years (1951~1958), respectively.

Location of Grid Point	Averaging Interval Season	1930 ~ 1941		1951 ~ 1958		Jump ( $M_a - M_b$ )	$(S/N)_{90}$ for Jump of (1942~1950)
		$M_b$	$\sigma_b$	$M_a$	$\sigma_a$		
70°N 60°W	Winter	0.8 °C	1.0 °C	-1.3 °C	0.9 °C	-2.1 °C	1.1
	Spring	1.5	1.0	-0.5	0.7	-2.0	1.2
	Summer	0.2	0.4	-0.1	0.6	-0.3	0.3
	Fall	-0.5	0.9	1.8	0.6	2.3	1.5
60°N 60°W	Winter	0.1 °C	0.8 °C	-0.4 °C	0.7 °C	-0.3	0.2
	Spring	0.3	0.6	0.3	0.6	0.0	0.0
	Summer	0.1	0.3	-0.2	0.3	-0.3	0.5
	Fall	-0.4	0.3	0.9	0.2	1.3	2.6
50°N 60°W	Winter	-0.3 °C	0.4 °C	1.1 °C	0.7 °C	1.4	1.3
	Spring	0.0	0.4	0.3	0.6	0.3	0.3
	Summer	0.2	0.4	0.0	0.4	-0.2	0.3
	Fall	-0.1	0.4	-0.1	0.3	0.0	0.0
40°N 60°W	Winter	-0.2 °C	0.5 °C	0.6 °C	0.4 °C	0.8	0.9
	Spring	-0.2	0.2	0.3	0.3	0.5	1.0
	Summer	-0.1	0.1	0.2	0.1	0.3	1.5
	Fall	-0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	1.0



として採用しないで、改めて、同様な北半球海面気圧の EOF 解析を行う事とする。

この研究で用いた月平均北半球海面気圧の格子点データは NCAR の Lat-Lon Sea Level Pressure Grid Data である<sup>11)</sup>。15°N～85°Nの範囲で、緯度および経度5°毎の格子点における1899年1月から1982年12月までの84年間のデータである。このデータセットの品質については、Trenberth and Paolino<sup>12)</sup>が詳細に検討している。75°N以北および15°Nにおいては欠測が多く、また、Trenberth and Paolino<sup>12)</sup>によると信頼出来ない場合が多いので、これらの緯度は取り上げない事とし、ここでの解析の対象の緯度範囲は20°N～70°Nとする。

時間平均値における気候ノイズの存在<sup>13)14)</sup>は不可避であり、Madden<sup>15)</sup>は、月平均海面気圧データは季節・地域によって8mbにも達するノイズが介在すると述べている。このMaddenの算定は過大評価であるとの批判があるが<sup>16)</sup>、無視出来ない程度の大きさを持つ事に留意をする必要がある。この気候ノイズは、主に、移動性高・低気圧によるものであるから、それらの移動性擾乱を包含するような範囲にわたる空間・時間平均によってかなり抑制出来る<sup>14)</sup>。それ故、このNCARのデータセットをそのまま用いないで、気候ノイズを小さくし、また、信用の置けないデータの影響を抑制するために、次に述べるような空間的・時間的な low-pass filtering をほどこした緯度5°毎、経度10°毎のデータを解析する事とする。

まず、1901～1980年の80年間の平均値を各格子点について求め、それからの偏差に対して、low-pass filter を適用する。格子点の全てに対し東西方向の約15000kmにわたり次のような cutoff wavelength を持つ filter をほどこす。20°～30°Nにおいては経度80°、35°～40°Nでは経度90°、45°～50°Nでは経度110°、55°～60°Nでは経度140°、65°～70°Nでは経度160°の値の cutoff wavelength をもつ Lanczos type の low-pass filter<sup>17)</sup>を適用した。これにより、東西方向の波長が6000kmの擾乱の振幅は0.1以下となり10000km以上の波長の振幅は0.9以上である。次に、南北方向の緯度60°の範囲にわたって、cutoff wavelength が緯度20°の low-pass filter をほどこした。この filtering によって、南北方向の波長が1800kmのものの振幅は0.1以下となり2700km以上のものの振幅は0.9以上である。これらの偏差の時系列に、更に6か月の cutoff period の時間的な low-pass-filter を適用した。周期が5か月以下の振動の振幅は0.1以下となり、8月以上の長周期のものの振幅は殆ど変わらない。このような空間・時間フィルターの適用は、気候ノイズの抑制と共に空間的・時間的に孤立した欠測データの補充に役立つ。これらの filter の適用の結果、有用なデータの期間は1900～1981年の82年間となった。1916年11月から1920年9月までは欠測が多かった中緯度も filtering により補充されて、最終的に欠測の期間は無くなった。空間・時間的な filtering により気候ノイズの抑制をした事が、Kutzbach<sup>10)</sup>の解析と異なっていて、EOF解析も異なる結果をもたらすであろう。

EOF解析に供する格子点の配置は、Kutzbach<sup>10)</sup>と同様に、南北方向に緯度10°毎、経度方向では、緯度20°、30°、40°及び50°Nでは経度10°毎、60°及び70°Nでは経度20°毎であり、格子点の数は合計180である。これはデータの空間分布の非一様性が小さくするための配慮である<sup>18)</sup>。1月～12月までの各月の82年間の180個の格子点データの EOF 解析をし、その結果を **Table 4** に示す。EFO解析の sampling error について、North<sup>19)</sup>の提案した概括則がある。データ年数をNとした時、第m番目の固有値  $\lambda_m$  の誤差  $\delta\lambda_m$  は、

$$\delta\lambda_m = \lambda_m / \sqrt{(2/N)} \dots\dots\dots (8)$$

で与えられる。誤差  $\delta\lambda_m$  が  $\lambda_m$  と  $\lambda_{m+1}$  との差  $\Delta\lambda_m$  より小さければ、固有ベクトルのサンプリング誤差は考慮する必要がない位十分に小さい。**Table 4** に、固有値をNで除した値に等しい寄与率 (percent variance) を示すと示に、サンプリング誤差が無視出来ない程度に大きいものに\*印をつけている。第1成分は6月および7月を除いて、誤差は無視出来る程度であるが、第2成分については4、5、9、10および11月の誤差は無視できる程小さくはない。それにしても、第1成分の寄与率が約16～23%で、第2成分の寄与率が約12～15%であり、このように寄与率がそれほど大きくない事は変化のパターンの多様性が示している。

固有ベクトルについては、2月及び8月の第1主成分を **Fig. 3a** および **Fig. 3b** に示す。2月では、

Table 4. Results of eigenvalue analysis of low-pass filtered monthly mean data of sea-level pressure from 20°N to 70°N. The eigenvalues with appreciable sampling error are indicated by asterisks.

Month		First Eigenvalue	Second Eigenvalue	Third Eigenvalue	Fourth Eigenvalue	Fifth Eigenvalue
January	Eigenvalue	36.4	21.8	*18.4	15.7	13.0
	Sampling Error	5.7	3.4	2.9	2.5	2.0
	Percent Variance (%)	20.4	12.1	10.2	8.7	7.2
February	Eigenvalue	40.4	22.9	*16.5	15.2	*13.6
	Sampling Error	6.3	3.6	2.6	2.5	2.1
	Percent Variance (%)	22.4	12.7	9.2	9.0	7.6
March	Eigenvalue	42.0	22.1	*17.3	16.7	*11.9
	Sampling Error	6.6	3.5	2.7	2.6	1.9
	Percent Variance (%)	23.4	12.3	9.6	9.3	6.6
April	Eigenvalue	39.4	*22.1	8.8	*13.7	13.2
	Sampling Error	6.1	3.4	12.9	2.1	2.1
	Percent Variance (%)	21.9	12.3	0.5	7.6	7.3
May	Eigenvalue	33.5	*22.6	21.3	*14.3	13.5
	Sampling Error	5.2	3.5	3.3	2.2	2.1
	Percent Variance (%)	18.6	12.6	11.8	7.9	7.5
June	Eigenvalue	*29.6	25.3	*20.9	18.0	13.7
	Sampling Error	4.6	3.9	3.3	2.8	2.1
	Percent Variance (%)	16.4	14.0	11.6	10.0	7.6
July	Eigenvalue	*30.0	26.8	*19.0	16.3	13.6
	Sampling Error	4.7	4.2	3.0	2.6	2.1
	Percent Variance (%)	16.7	14.9	10.6	9.1	7.6
August	Eigenvalue	32.1	25.6	19.2	*14.4	12.3
	Sampling Error	5.0	4.0	3.0	2.2	1.9
	Percent Variance (%)	17.9	14.2	10.7	8.0	6.8
September	Eigenvalue	33.5	*23.3	22.3	*12.7	11.2
	Sampling Error	5.2	3.6	3.5	2.0	1.8
	Percent Variance (%)	18.6	12.9	12.4	7.0	6.2
October	Eigenvalue	32.9	*23.1	19.7	14.2	*11.7
	Sampling Error	5.1	3.6	3.1	2.2	1.8
	Percent Variance (%)	18.3	12.8	10.9	7.9	6.5
November	Eigenvalue	32.8	*21.4	18.7	*14.2	13.1
	Sampling Error	5.1	3.3	2.9	2.2	2.0
	Percent Variance (%)	18.2	11.9	10.4	7.9	7.3
December	Eigenvalue	34.1	23.6	17.3	*14.3	13.1
	Sampling Error	5.3	3.7	2.7	2.2	2.0
	Percent Variance (%)	19.0	13.1	9.6	7.9	7.3

Iceland 北部から Greenland にかけての変化が顕著で、全体として55°N以北の高緯度地域が中・低緯度と逆位相で変化している事が注目される。Kutzbach<sup>10)</sup>の結果では、Iceland の低気圧域と Aleutian 付近の低気圧域との変化が顕著であり、しかも、逆符号である。これらの大気活動の中心では、Madden<sup>15)</sup>が述べているように気候ノイズが極めて大きいので、Kutzbach<sup>10)</sup>の結果では気候ノイズが大きく関与している懸念がある。ここで求めた8月の第1主成分の分布の特徴は、太平洋東部から大西洋にかけての中緯度での変化が顕著で、中近東のモンスーン低気圧と逆位相で変化している事である。これらの主成分の係数の例とし

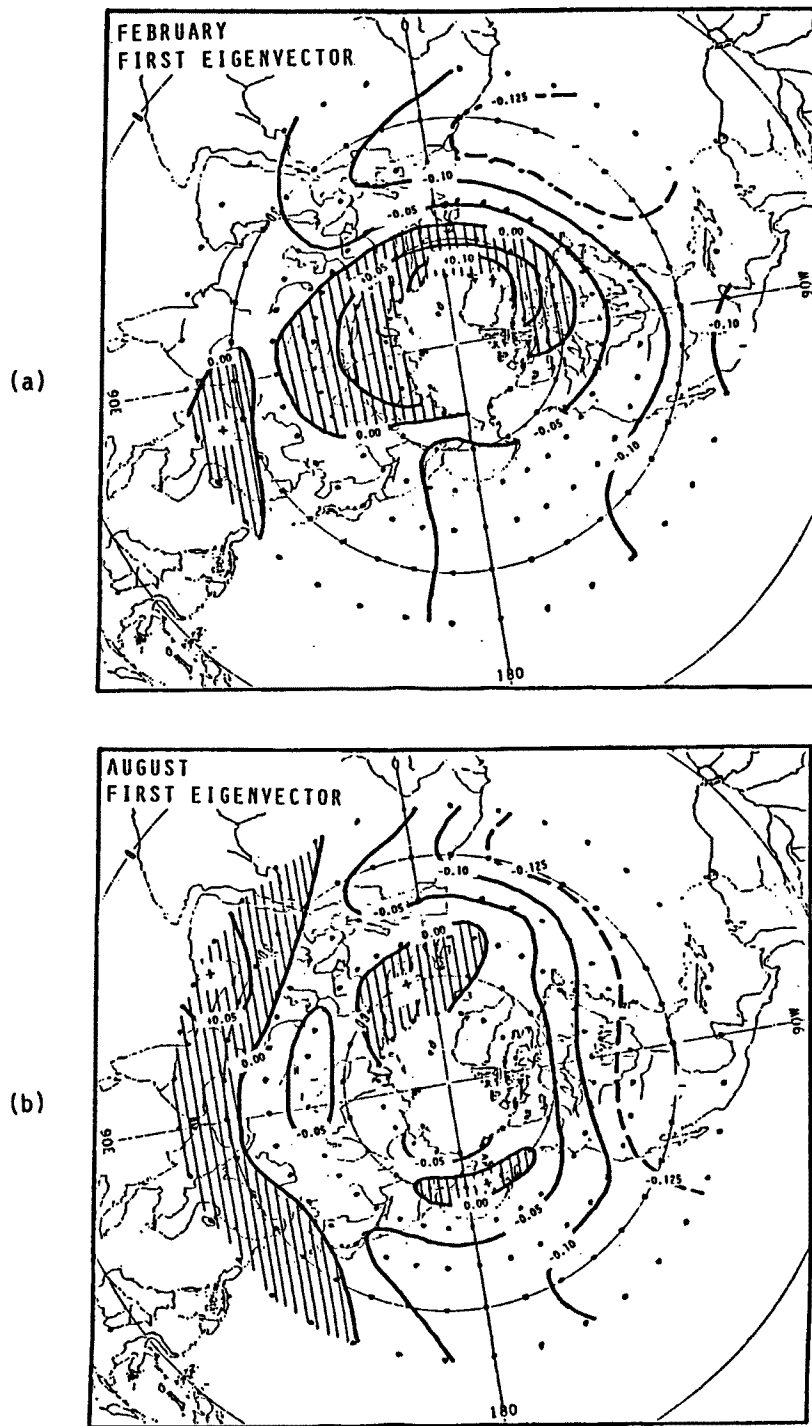


Fig. 3. The first eigenvectors of sea-level pressure in February (a) and August (b). The positive area is shaded.

て、6月の第1、2、3及び第4主成分の係数を、**Fig. 4**に与える。激しい年々変化が目につくが、後述のように気候ジャンプが検出出来て、その発現年を矢印で示す。

## JUN. PRESSURE

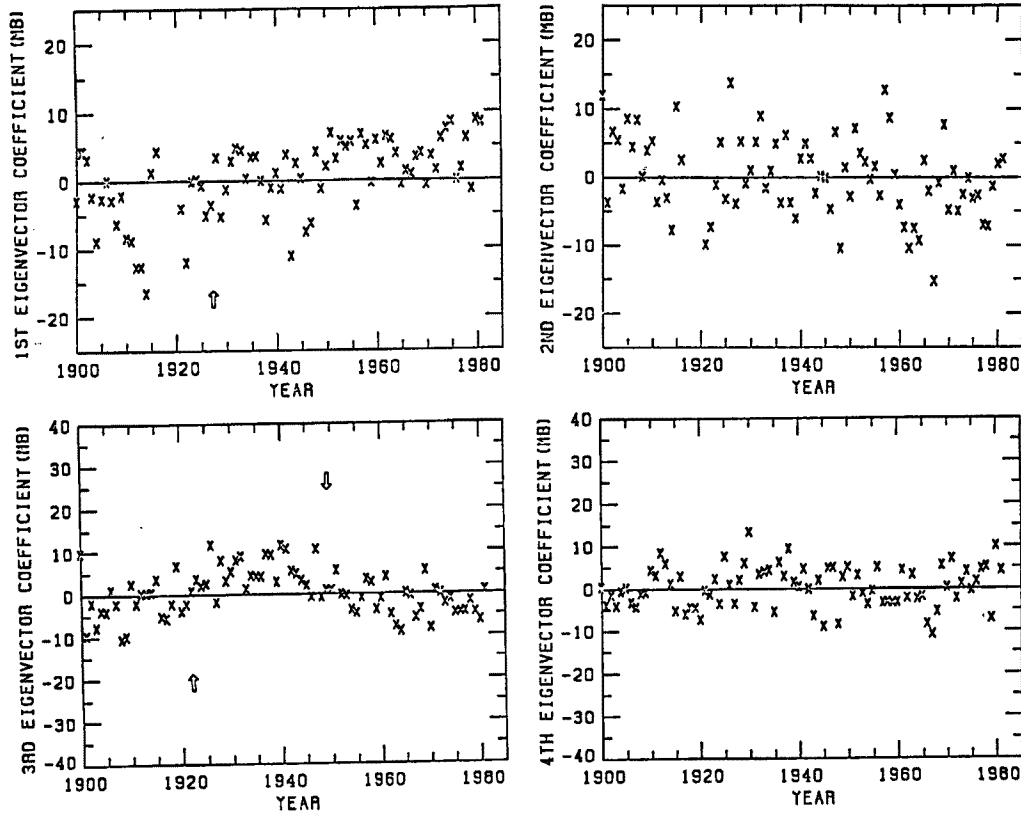


Fig. 4. Time coefficient of the first, second, third and fourth eigenvectors of sea-level pressure in June. By arrows are shown the climatic jumps of statistical significance for 95% confidence limit.

### 5. 北半球月平均海面気圧分布の気候ジャンプの検出とその特徴

北半球月平均海面気圧の EOF 解析で得られた各月の第1～3主成分の係数について、第2節で述べた方法を適用した。気候ジャンプが検出された第1および第3主成分に関する結果を **Table 5a** と **5b** に与える。第1主成分について6月に1927～1928年に、また、9月と10月とに1922～1923年に95%の信頼限界でジャンプが検出された。第2主成分においてはジャンプは検出されなかったが、5月と6月の第3主成分について、それぞれ1949～1951年と1947～1948年にジャンプが検出された。これらの2つの時期は、Kutzbach<sup>10)</sup> が有意性を検討しないまま注目した唐突な変化の時期と一致する。

ここでの EOF のデータ解析において、有意なジャンプが確認出来ない月もある。年々変動の大きい月においては信頼限界が広く、有意なジャンプの検出が困難となる可能性がある。12か月の全てについて有意なジャンプが検出されなくても少なくとも2か月以上で検出されれば、その年においてジャンプが発現しているとの作業仮説をここでは設定する。この仮説が不自然でない事は後で示す。

第2節で述べた日本における気候ジャンプの発現期間1947～1954年と対比すると、北半球気圧分布の2回のジャンプの発現時期の内、1944～1951年はかなり良く一致している。1922～1923年の大気大循環のジャンプに対応した気候ジャンプは、第3節で述べたように他の地域では1920年頃にも気候ジャンプを認める事が出来た。

北半球の海面気圧の EOF 解析結果から、1920年～1961年の42年の間に、統計的に有意なジャンプが1922

Table 5a. Results of climatic jump detection for the coefficient of the first eigenvector of sea level pressure. For 3 averaging periods of 10, 15 & 20 years, years of appearance of the maxima of  $(S/N)_{95}$  greater than 1.0 are given, respectively. In the right column, are given the years when such maxima appear commonly for the 3 averaging periods, with time difference not longer than 1 years.

Averging Interval (Years)	10	15	20	Years when maximum of $S/N_{95} > 1.0$ appears commonly for 10, 15 & 20 years of $N_a = N_b$
Analyzed Period	1910~1971	1915~1966	1920~1961	
January		28, 33	26, 38, 33, 38	27~28
February		28	25	
March		28	23	
April		23	23	
May	27	23, 27	22	
June	27	23, 27	22, 28	
July	27	24	24, 28, 30	
August	23, 27, 29	22, 28	25	
September	23	22	23, 39	
October	17, 23	22	23, 39, 49, 53	
November	38	18	25, 30, 39, 54	
December	71	32	25, 32, 38	

Table 5b. Results of climatic jump detection for coefficient of the third eigenvector of sea level pressure. For 3 averaging periods of 10, 15 & 20 years, years of appearance of the maxima of  $(S/N)_{95}$  greater than 1.0 are given, respectively. In the right column, are given the years when such maxima appear commonly for the 3 averaging periods, with time difference not longer than 1 years.

Averging Interval (Years)	10	15	20	Years when maximum of $S/N_{95} > 1.0$ appears commonly for 10, 15 & 20 years of $N_a = N_b$
Analyzed Period	1910~1971	1915~1966	1920~1961	
January				49~51 47~48
February				
March				
April		49	51	
May	47, 50	45, 49	21, 51	
June	22, 45, 47	45, 48, 52	22, 48, 51	
July			60	
August		19, 21		
September				
October				
November		16	21	
December		17	21	

~1928年（以下では1920年のジャンプと呼ぶ）及び1947~1951年（1950年のジャンプと呼ぶ）の2回検出された。これらの大気大循環の気候ジャンプの構造を調べるのに EOF 解析の結果を利用しない。ジャンプの検出には、EOF 解析の結果を用いたが、第1, 第1, 2, 3主成分の寄与率がそれほど大きくない事とサ

サンプリング誤差が無視出来ない場合が多いから、ジャンプの様相を研究する事は適当ではない。それ故、ここでは、各格子点について調べる事とした。20°N~70°Nの範囲で、緯度5°毎、経度10°毎の12か月の全格子点データのそれぞれについて、EOF解析で検出された2つのジャンプの前後の平均値の差が統計的に有意かどうかを調べる。すなわち、1900年~1921年の時間平均値と1929年~1946年の平均値との間、及び、1929年~1946年の平均値と1952年~1970年の平均値との間の差を信頼限界と比較する。前節でのジャンプの検出では有用なデータが限られているので1920~1961年の間しか取り扱えなかった。しかし **Table 5a** において、平均期間が10年の場合の12月に1971年にジャンプが発現している可能性が示されているので、1950年のジャンプについては、1952~1970年の平均値を取り上げる事とした。

1920年と1950年の2つのジャンプに関して、12か月のすべてにおいて、いずれかの格子点において95%の信頼限界の  $(S/N)_{90}$  が1.0以上の統計的に有意なジャンプが検出された。結果の例として、1920年の1月と7月の場合を **Fig. 5a** および **Fig. 5b** に示し、1950年の1月および7月の場合を **Fig. 6a** および **Fig. 6b**

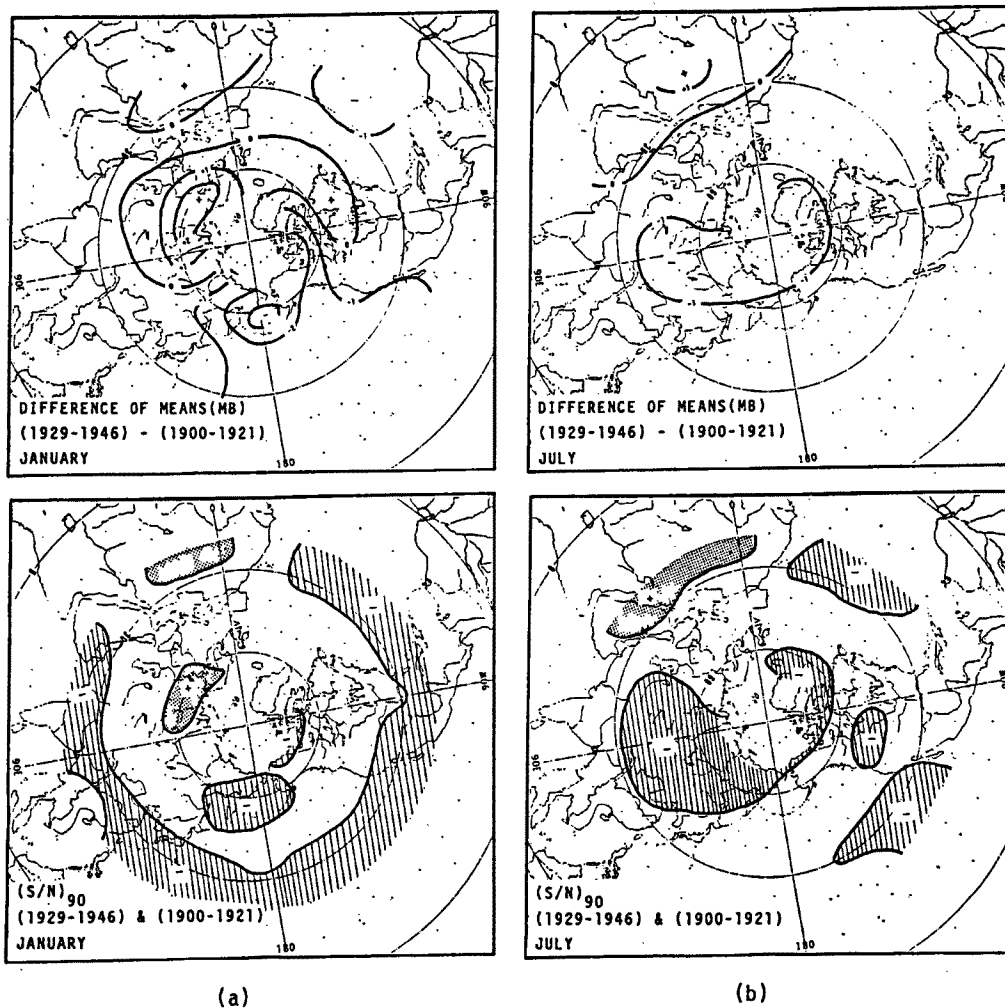


Fig. 5. Regions where climatic jump of 90% confidence limit appear in January (a) and July (b) for 1922~1928 are shown in the lower panel, with shading and hatching for positive and negative jumps, respectively. In the upper panel, difference of the averages between 1929~1946 and 1900~1921, in unit of mb.

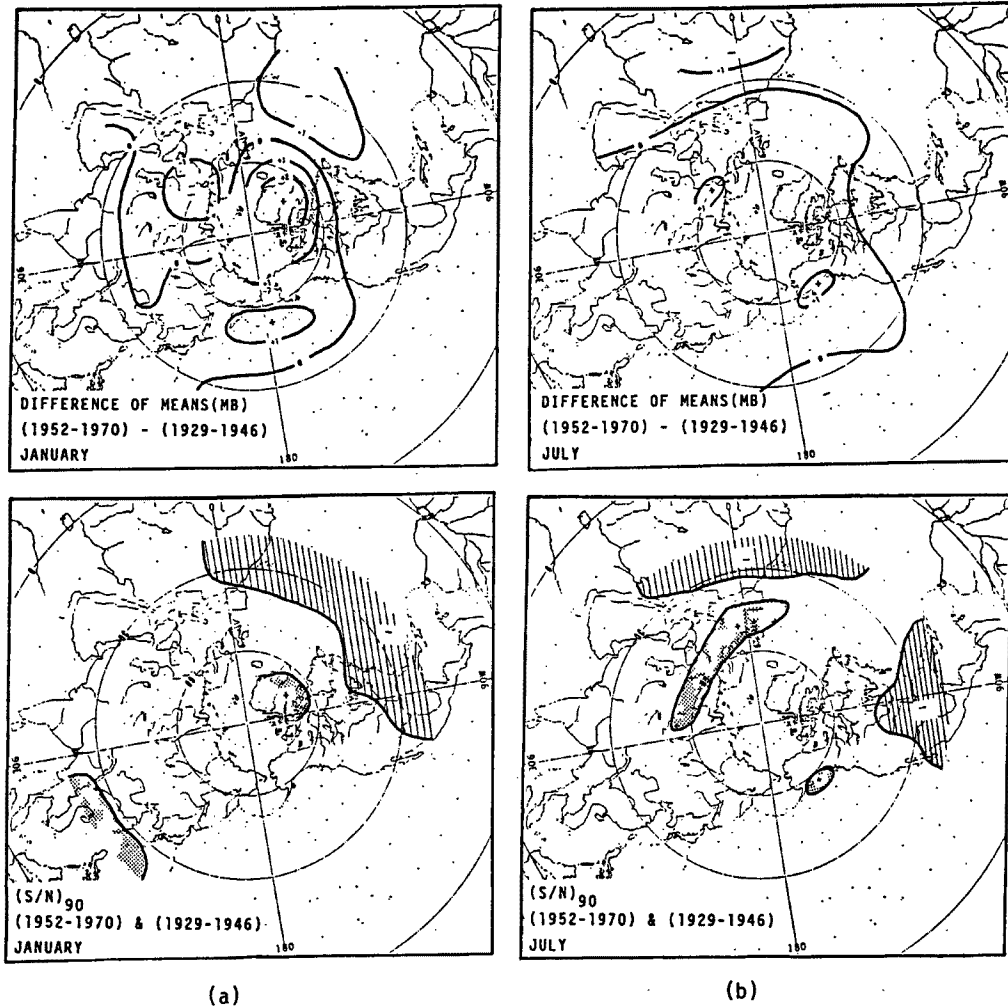


Fig. 6. Regions where climatic jump of 90% confidence limit appear in January (a) and July (b) for 1947~1951 are shown in the lower panel, with shading and hatching for positive and negative jumps, respectively. In the upper panel, difference of the averages between 1952~1970 and 1929~1946, in unit of mb.

に示す。いずれも、平均値の差を 1 mb の単位で実線により与え、1.0以上の  $(S/N)_{90}$  の領域を太い破線で与えている。1920年の1月の場合、Aleutian 低気圧の唐突な強化と Siberia 高気圧の西部の気圧上昇が注目される。1950年の1月では顕著なジャンプが検出されていないが、2月には Canada 北部での唐突な気圧上昇が認められる。これは、Iceland 低気圧の変位と関連しているものと考えられる。1920年と1950年とを比較すると、平均値の差は逆符号となっている地域が多い。1920年の7月の場合、Africa 北部の低気圧部の気圧上昇が顕著であるのに対して、1950年では気圧が下降している。Trenberth & Paolino<sup>22)</sup> の指摘した信用のおけないデータと対比しても、上述のものは、時期と場所が一致していないので、データの誤差によって得られたものではなく実際に発現した現象だと結論できる。

このような大気大循環の気候ジャンプが世界各地の気温や降水量の気候ジャンプをもたらしたものと想定は不自然ではない。海面気圧そのものよりも、Makrogiannis ら<sup>20)</sup> の研究や Balling ら<sup>21)</sup> と同様に、気圧傾度について調べた方が顕著に検出される可能性があるため、そのような解析を現在進めている所であり、

近くその結果を発表できる予定である。

## 6. 結 論

筆者ら<sup>3)5)6)</sup>が日本の気候データの解析によって指摘した気候ジャンプに関連して、北半球の月平均海面気圧における気候ジャンプの検出を試みた。月平均値に現れる気候ノイズの抑制のために、北半球海面気圧の格子点データに空間的および時間的な low-pass-filtering をほどこした。そのようなデータを EOF 解析に供したが、filtering をしないデータによる Kutzbach<sup>10)</sup>の結果とかなり異なる固有ベクトルが得られた。この研究で得られた1月の第1固有ベクトルは、高緯度地域と中・低緯度とが逆位相で変化している事を示しており、7月においては、Eurasia 大陸が太平洋・大西洋・アメリカ大陸と対になって逆に変化している。

EOF 解析の第1、第2および第3主成分の係数の解析から、気候ジャンプの発現時期が1920年頃と1950年頃である事を見出した。大気大循環のジャンプの構造を調べるのに際して、EOF 解析結果の寄与率がそれほど大きくない事やそのサンプリング誤差が小さくない事のために、EOF 解析の結果を取り上げる事は適当ではない。格子点データを取り上げる事とし、20°~70°Nの全格子点でのデータを直接解析して12か月の全てにおいてジャンプを検出出来る事を確認した上で、ジャンプの大きさと符号を求めた。検出された1月のジャンプは、Aleutian 低気圧や Icelandic 低気圧の変化と関連していると考えられる。

## 謝 辞

この研究は、文部省科学研究費一般研究(C) #61540302によって、実施された。日本の気候データを収録した磁気テープは気象庁から供給されたものである。この研究でのデータ処理は、京都大学気候変動実験施設の FACOM340R によって行われた。

## 参 考 文 献

- 1) Lorenz, E. N.: Nondeterministic theories of climatic changes. *Quatern. Res.*, Vol. 6, 1976, pp. 495-506.
- 2) Iwashima, T., and R. Yamamoto: Time-space spectral general circulation model: I. Time-space spectral model of low-order barotropic system with periodic forcing. *J. Met. Soc. Japan*, Vol. 64, 1986, pp. 183-196.
- 3) Yamamoto, R., T. Iwashima, Sanga N. K. and M. Hoshiai: Climatic jump: A hypothesis in climatic diagnosis. *J. Met. Soc. Japan*, Vol. 63, 1985, pp. 1157-1160.
- 4) Kelly, P. M., P. D. Jones, C. B. Sear, B. S. G. Cherry and R. K. Tavakol: Variations in surface air temperature; Part 2. Arctic regions, 1881-1980. *Mon. Wea. Rev.*, Vol. 110, 1982, pp. 71-83.
- 5) Yamamoto, R., T. Iwashima, Sanga N. K. and M. Hoshiai: An analysis of climatic jump. *J. Met. Soc. Japan*, Vol. 64, 1986, pp. 273-281.
- 6) 山元龍三郎, 岩嶋樹也, サンガN. K., 星合誠: 気候ジャンプ, 京都大学防災研究所年報, 第29号B-1, 1986 pp. 297-313.
- 7) Flohn, H.: Singular events and catastrophes now and in climatic history. *Naturwissenschaften*, Vol. 73, 1986, pp. 136-149.
- 8) Yamamoto, R. and M. Hoshiai: Fluctuations of the Northern Hemisphere mean surface air temperature during recent 100 years, estimated by optimum interpolation. *J. Met. Soc., Japan*,



- Vol. 58, 1980, pp. 187-193.
- 9) Wigley, T. M. L., & R. S. Bradley: Report of Symposium on Contemporary Climate 1850-2100. Bull. Amer. Met. Soc., Vol. 67, 1986, pp. 40.
  - 10) Kutzbach, J. E.: Large-scale features of monthly mean Northern Hemisphere anomaly maps of sea level pressure. Mon. Wea. Rev., Vol. 98, 1970, pp. 708-716.
  - 11) Spangler, W. M. L. and R. L. Jenne: Daily and monthly lat-lon sea level pressure grids (Northern hemisphere, Jan 1899-Dec 1982). Data Support Section/Computing Facility, National Center for Atmospheric Research. 1984.
  - 12) Trenberth, K. E. and D. A. Paolino, Jr.: The Northern Hemisphere sea-level pressure data set: Trends, errors and discontinuities. Mon. Wea. Rev., Vol. 108, 1980, pp. 855-872.
  - 13) Leith, C. E.: The standard error of time averaged estimate of climatic means. J. Appl. Met. Vol. 12, 1973, pp. 1066-1069.
  - 14) Yamamoto, R., T. Iwashima, Sanga N. K. and M. Hoshiai: An estimate of climatic noise. J. Met. Soc. Japan, Vol. 63, 1985, pp. 1147-1156.
  - 15) Madden, R. A.: Estimate of the natural variability of time averaged sea-level pressure. Mon. Wea. Rev. Vol. 194, 1976, pp. 942-952.
  - 16) Shukla, J.: Comments on "Natural variability and predictability". Mon. Wea. Rev. Vol. 111, 1983, pp. 581-585.
  - 17) Duchon, C. E.: Lanczos filtering in one and two dimensions. J. Appl. Met. Vol. 18, 1979, pp. 1016-1022.
  - 18) Karl, T. R., A. J. Koscielny and H. F. Diaz: Potential errors in the application of principal component (Eigenvector) analysis to geophysical data. J. Appl. Met. Vol. 21, 1982, pp. 1183-1186.
  - 19) North, G. R., T. L. Bell, R. F. Cahalan and F. J. Moeng: Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions. Mon. Wea. Rev. Vol. 110, 1982, pp. 699-706.
  - 20) Makrogiannis, T. J., A. A. Bloutsos and B. D. Giles: Zonal index and circulation change in the north Atlantic area, 1873-1972. J. Climat. Vol. 2, 1982, pp. 159-169.
  - 21) Balling, R. C., Jr. and M. P. Lawson: Twentieth century changes in winter climatic regions. Climatic Change, Vol. 4, 1982, pp. 57-69.