温量指数と寒さ指数の長期変化と変動特性

内嶋善兵衛・堀部淑子

(農業技術研究所気象科)

Long-term Change and Variability of
Warmth Index and Coldness Index

Zenbei UCHIJIMA and Yoshiko HORIBE

(Div. of Meteorology, National Institute of Agricultural Sciences,
Nishigahara, Kita-ku, Tokyo, 114)

1. はしがき

さきの報告で、著者の1人(内嶋, 1976 a)は多くの作物の温度環境を規定している有効積算気温(日平均気温10℃以上の期間の日平均気温の積算値, °C day)の永年変化の特徴を研究した。そして、一般気候状態の変化に応じて、有効積算気温も明瞭な変化をしていることを報告した。30年に1回程度の出現確率を仮定すると、有効積算気温の等値線は北海道地域で約250 km、九州地域で約150 km 南北に移動しうることがわかった。低温状態の出現年には、有効積算気温の等値線は南下するが、その影響は北海道のような水稻栽培限界地域で著しくなるものと推定された。

以上の有効積算気温は栽培植物の温度環境を規定する重要な農業気候指標であるが、自然植生の生育を支配している温度環境を表わす気候指標として温量指数と寒さ指数とがある(吉良, 1945 a, b; 1977)。これはあとで説明するように、月平均気温5℃を境として、それ以上の月平均気温の積算値が温量指数(°C month)、それ以下の月平均気温の積算値が寒さ指数(°C month)である。これらの気候指標の値と自然植生帯との間にはよい対応があり、温量指数15°C monthはツンドラ帯とタイガー樹林帯の境界に、35°C monthの線は針葉樹林帯へ侵入している湿原帯南限に、55°C monthは針葉樹林帯と落葉樹林帯の境界に、100°C monthは落葉広葉樹林帯と照葉樹林帯の境界に、140°C monthの線は亜熱帯植物の北限線に一致するといわれている(吉良, 1945 a, b)。

これらの気候指標は一般気候状態の変化につれて当然変化することが予想される。氷期と間氷期との反覆のなかで、各植生帯はある時は南や低地に、またある時は北や高地に移動したことが花粉分析によって知られてい

る(例えば、塚田, 1974 a, b)。しかし、多くの報告から知られているように、一般気候状態は、氷期と間氷期の反覆という永い期間だけでなく、ここ100年という比較的短い期間でも明瞭に変動している。これは上に説明した温量指数および寒さ指数の変動をひき起こし、自然植生の活動に影響を与えているものと思われる。しかしながら、植物生態学の分野ではこれら両指数の変動特性は余り注目されていない。そこで、本報告では植物生産に関連した気候状態の変動特性に関する研究の第3報として、温量指数と寒さ指数の変動特性を明らかにすることを試みた。

2. 計算法と気象資料

上に説明したように、温量指数(Warmth Index, WI)は自然植生の生長に利用可能な温度量の積算値でつぎの式によって与えられる。

$$WI = \sum_i (t_i - 5), \quad (1)$$

ここで t_i は月平均気温が5℃以上の各月の月平均気温(℃)を示す。また、自然植生の生育に利用不可能の温度量の積算値である寒さ指数(Coldness Index, CI)は次式で与えられる。

$$CI = -\sum_j (5 - t'_j), \quad (2)$$

ここで t'_j は月平均気温が5℃以下の各月の月平均気温(℃)を表わしている。(1)式の総和は $t_i > 5$ ℃なる期間について、(2)式の総和は $t'_j < 5$ ℃なる期間についてなされる。それゆえ WI と CI とはデグリー・マンズ(°C month)の一種で、 WI は正の符号を CI は負の符号をとる。

(1), (2)式から個々の年の WI および CI を計算するにあたっては、地方気象台発行の各県の気象誌、気象庁発行の気温報告と気象月報を、また外国各地点の両指数の計算には気象庁発行の技術資料第39号—世界各地の月平均気温およびソビエト水文気象局発行の気象資料

(Климатический Справочник, Зарубежной Азии, 1, 2, 1974)を用いた。本研究の遂行に必要な計算のほとんどすべては農林研究計算センターの電算機 HITAC 5020 を用いて行った。

3. 温量指数と寒さ指数の永年変化

3.1 永年変化

上に説明した(1), (2)式で各地点の温量指数と寒さ指数の時系列を観測開始年から1975年までについて求めた。さらに、この時系列に2, 5, 10年の移動平均化操作を施して、一般的な傾向を明らかにすることを試みた。得られた資料のなかから、わが国の主要地点の温量指数の永年変化を示すとFig.1のようになる。図上の細い曲線は各年の WI の変化を、太い曲線は10年移動平均値の変化を表わしている。図にみられるように、 WI の毎年の変化はかなり激しい。しかし、10年の移動平均化操作を施すと、かなり滑らかな曲線となって、ある一定の傾向を見い出すことができる。すなわち、多くの地点において、1905~1910年を中心とする10年間は WI はやや低目に経過し、1920年頃には1つの小さい山を形成している。その後再び減少しているが、わが国で気候

暖化の著しくなった1950年頃から増大し始めて1960年頃に最高に達し、その後は少し低下の傾向にあることがわかる。しかし、地点によって上記の変化にも若干の乱れがみられる。1910年頃から一定の上昇傾向を示す札幌と福岡での WI 曲線上にも上に説明したような変化をうかがうことができる。異常に大きな減少の記録された浜松を例外として、各地点におけるここ100年間の WI の最大値と最小値の差はほぼ 20°Cmonth となっている。この傾向は、さきの報告(内嶋, 1976 a)で示した有効積算気温の変動幅の一定性(約 400°C day)とよく一致している。

一方、温暖な気候条件に適応した植物種の分布の北限および高度限界は冬期の寒さによって決定される(例えば、吉良, 1977)。冬期の寒さを特徴づける気候指標として寒さ指数(CI)がよく用いられ、種々な地点について CI が計算され植生分布との関係が研究されている。得られた資料のなかから、Fig.1に示した各地点での CI の変動を示すとFig.2のようになる。さきと同様に、各年の CI 値を連ねた曲線(細線)と10年移動平均値を連ねた曲線(太線)とが示されている。 CI の時系列の特徴はその変動幅が南へ移動するにつれて急激に減少するこ

Fig. 1. Long-term change of warmth index WI at various stations in Japan.

Thin line is original time series of WI .

Thick line is ten yearly running means of WI .

Fig. 2. Long-term change of coldness index CI at various stations in Japan.

Thin line is original time series of CI .

Thick line is ten yearly running means of CI .

とで、これはFig.1で説明した WI の変動と著しく違っている。経年変化から1945年の冬は各地点ともかなり寒冷であり、その後寒さが和らぎ、1950年頃には温和な冬であったことがわかる。1945～1955年にかけては西南暖地では麦の暖冬害が発生したが、 CI の経年度化曲線のなかにそれがよく反映されている。岡山、高知、福岡、宮崎、鹿児島各地点においては、周期20年に近い変動があるように思われる。しかし、関東・東北以北では周期はやや不明瞭であるが、若干長くなる傾向にある。1960～1965年になると、西南暖地地域では再び CI の値は増大している。北の方ではそれ程明らかな傾向はみられない。人口密度および消費エネルギー密度の増加の著しい札幌では、変動をくりかえしながらも1900年頃の $-40^{\circ}\text{C month}$ から最近の約 $-30^{\circ}\text{C month}$ へと傾向的に減少しており、Fig.1に示した WI のそれと逆関係にある。

3.2 都市化の影響

大都市に人口が密集するにつれて、都市を機能させるに要するエネルギー量は急激な勢いで増加している(例えば、堀江, 1972)。このため、都市周辺の暖化現象および乾燥化現象が進行している。荒川ら(1970)は観測点の移動のなかった札幌、仙台、東京、大阪など7地点

について、1942～1945年の戦時中を除いて気温は上昇し、湿度は減少していることを見出している。このような変化は当然 WI と CI の永年変化に反映されてくる。Fig.1, 2にその一部が例示されているが、 WI と CI に対する都市化の影響を明らかにするために、人口の大幅に違っている7都市について WI と CI の10年移動平均値の経年変化をしらべた。

Fig.3にみられるように、人口10万人以下の根室、釧路、彦根においては、 $|CI|$ は1920～1945年にかけてかなり大きく、1945～1960年にかけて減少している。そして、 WI はこれとほぼ逆の変化をしている。100万人以上の人口をもつ東京、大阪、名古屋、福岡においては、 CI は人口のすくない都市でみられた同じような変化をしながらも長期的に減少しており、この傾向は人口集中とエネルギー消費の著しい東京で、特に1950年以降顕著である。これはこれらの大都市の冬期温度がかなり上昇してきているという荒川ら(1970)の結果とよく一致している。しかし、208万人の人口をもつ名古屋では、東京、大阪に比較してその傾向は弱い。

一方、夏の暖化を反映している WI の経年変化は、大都市で明らかな傾向的变化を示している。東京では、1900年頃の $105^{\circ}\text{C month}$ から1975年の $125^{\circ}\text{C month}$

Fig. 3. Trends of 10-yearly running means of WI and CI .
Figures in parentheses indicate populations in 1975.

へとほぼ直線的に約 20%も増加している。これは 10 年間に $2.7^{\circ}\text{C month}$ の率で増大していることを物語っている。大阪と福岡の WI も明らかに増大しているが、その増加率は約 $2.0^{\circ}\text{C month}/10$ 年で、東京の約 $2/3$ である。208 万人の人口をもつ名古屋では、他の大都市でみられたような明瞭な傾向変化はみられず、小都市のような経年変化をしている。これは都市部のスケールとそのエネルギー消費密度に関係しているように見受けられる。堀江(1972)によると、1971 年度のエネルギー消費密度は大阪(420×10^9), 東京(350×10^9), 福岡(260×10^9), 名古屋(240×10^9), 彦根($110 \times 10^9 \text{ kcal}/\text{km}^2$)の順になっている。これから、エネルギー消費密度が約 $200 \times 10^9 \text{ kcal}/\text{km}^2$ 以上で、都市スケールの大きい時は、

WI と CI の上に都市化の影響が顕著に表われるものと予想される。

以上の結果は、気候変化を研究する場合、都市化の影響とくにエネルギー消費密度の大きい大都市の暖化現象に十分注意しなければならないことを物語っている。

3.3 緯度による変化

さきの報告(内嶋, 1976 a)で、有効積算気温($\Sigma T_{10^{\circ}\text{C}}$)は赤道地帯の約 $10,000^{\circ}\text{C day}$ から北緯 70° で 0°C day まで、かなり法則的に変化することを報告した。 WI および CI も温度量を示す同様な積算値であるので、有効積算気温のそれに似た緯度分布をするものと予想される。そこで、北半球上に分布する気象観測所のデータを用いて WI と CI の累年平均値を求めた(WI で 223 地点, CI で 236 地点)。これらを 5° 帯ごとに平均して、その緯度分布をしらべた。その結果が Fig. 4 に示されている。

Fig. 4 にみられるように、 $\overline{WI}$ は赤道地帯から北緯 20° にかけては $240 \sim 250^{\circ}\text{C month}$ のレベルにあるが、北緯 20° 以上ではほぼ緯度に反比例して減少し、北緯 40° では約 80°C month になる。しかし、これより高緯度帯では WI の減少はかなり緩やかになっている。この減少傾向はさきの報告で示した $\langle \Sigma T_{10^{\circ}\text{C}} \rangle$ の緯度変化に非常によく似ている($\langle \rangle$ または上つきバーは平均値を示す)。一方、 CI の絶対値は北緯 25° 付近ではゼロで、それから緯度につれて急激に増大し、北緯 75° 帯では $180^{\circ}\text{C month}$ に達している。

各緯度帯の平均値をむすぶ曲線を多項式で近似するとつぎのようになる。

Fig. 4. Latitudinal distributions of WI and CI .
Vertical line denotes standard deviation of the indices within each latitudinal band. Figure on each circle denotes number of observatories used for calculations in each band.

$$\left. \begin{aligned} \overline{WI} &= 244.3 + 3.94\varphi - 0.29\varphi^2 + 0.0026\varphi^3, \quad \varphi \leq 45^\circ \\ \overline{CI} &= -6.77 - 0.317\varphi' - 0.0837\varphi'^2, \quad \varphi \geq 30^\circ \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

ここで φ は北半球の緯度(degree), $\varphi' = \varphi - 30$ (degree)。図上の各点の垂直線は各緯度帯内での WI および CI の変動幅(標準偏差)を示している。熱帯・亜熱帯では測点はすくなく、 WI の域内変動は大きい。30°Nから45°Nまでの範囲では点数も多く、 WI の域内変動は比較的小さい。45°N以上の高緯度帯になると測点数はすくなく、しかも域内での WI の変動も大きくなっていく。 WI の域内変動に比較して、 CI の域内変動はかなり大きい。特に、50°N以北の高緯度地帯では著しい。これは冬期の寒さが、同一緯度帯内でも海流などの影響によって大幅に違っていることによるものと思われる。

4. 温量指数と寒さ指数の変動特性

上で説明したように、両指数の累年平均値は緯度で大幅に変化するだけでなく、個々の地点の値もかなり著しく経年変化をしている(Fig.1, 2 参照)。それゆえ、両指数の特性ならびにそれらの自然植生への影響を明らかにするには変動の統計的性質を研究しなければならない。つぎにそれらの結果を説明する。

4.1 分布型の特徴

わが国の種々な地点について求めた温量指数と寒さ指数の時系列を用いて、主要点での両指数値の出現頻度曲線を作成した。そのなかの代表的な例がFig.5に示されている。図にみられるように、 CI の分布関数は CI の絶対値の増加につれてかなり変化し、 $\overline{CI} = -1.65^\circ\text{C month}$ の大阪では指数分布に近く、 $|\overline{CI}|$ が大きくなると次第に正規分布に近い型へと変化している。しかも、 $\overline{CI}$ の絶対値が大きくなると、分布関数の幅も大きくなっている。一方、わが国の緯度条件下では、 WI の分布型は地点によって余り変化していない。このような違いは、 CI では0値の出現頻度の高い地点が多くあるのに反して、 WI では0値の出現するような地点がないことに起因している。

気象要素の分布関数は常に正規型になるとは限らず、指数型、ガンマ型、Bimodal型などになることが知られている(例えば、鈴木, 1968)。Fig.5に示されている CI と WI の分布型がいずれに従うかを明らかにするために、各地点について求めた両指数の標準偏差、変動係数と平均値との関係をしらべた。上に説明したように、 WI の変化幅はわが国の範囲内では小さいので、 WI については外国の観測所の資料も利用した。その結果がFig.6に示されている。 CI -時系列の標準偏差(σ_{CI})と変動係数(CV_{CI})は系列平均値につれて規則正しく変化しているが、 WI -時系列では、系列平均値の広がりやすくな

Fig. 5. Distribution functions of WI and CI at different places.

く、そのほとんどが $40 < \overline{WI} < 300^\circ\text{C month}$ の範囲にある。このために、地形や海流などの影響のために、この範囲で明瞭な関係を見出すことは困難である。しかし、高緯度帯にあって、 WI の小さい観測所のデータも考慮に入れると、 CI と同様な傾向を認めることができる。そこで、Fig.6に示されている直線の実験式を求めると、それぞれつぎのようになる。

$$\left. \begin{aligned} \sigma_{CI} &= 1.07 \cdot |\overline{CI}|^{0.41} \\ CV_{CI} &= 105.2 \cdot |\overline{CI}|^{-0.59} \end{aligned} \right\}, \quad (4)$$

$$\left. \begin{aligned} \sigma_{WI} &= 1.15 \cdot \overline{WI}^{0.38} \\ CV_{WI} &= 118.9 \cdot \overline{WI}^{-0.62} \end{aligned} \right\}, \quad (5)$$

ここで σ_{CI} と CV_{CI} は CI -時系列の標準偏差と変動係数、 σ_{WI} と CV_{WI} は WI -時系列の標準偏差と変動係数である。Fig.6および(4)、(5)からわかるように、両指数の時系列の分布型を特徴づけている σ と CV とは平均値の約1/2乗に比例または逆比例して変化している。

この関係は、確率変数 x の下限が0で規制され、上限が規制されていない場合に適用されるつぎのガンマ分布関数($a > 0$, $p > 0$)からの結果に近い。

$$f(x) = \left(\frac{x}{a}\right)^{p-1} e^{-x/a} / [a \Gamma(p)], \quad (6)$$

Fig. 6. Dependence of standard deviations (σ_{WI} , σ_{CI}) and coefficients of variance (CV_{WI} , CV_{CI}) of WI and CI on their respective mean values.

ここで a は尺度指数 (scale parameter), p は形状指数 (shape parameter), $\Gamma(p)$ は Γ 関数。この分布の平均値 $\bar{x}$ と分散 σ^2 はつぎようになる。

$$\bar{x} = a \cdot p, \quad \sigma^2 = a^2 \cdot p.$$

それゆえ、上式からつぎの関係が求まる。

$$\left. \begin{aligned} \sigma &= \sqrt{a \cdot x}^{-1/2} \\ CV &= \sqrt{a \cdot x}^{-1/2} \end{aligned} \right\}, \quad (7)$$

これから、ガンマ分布関数に確率変数 x の出現頻度が従う場合には、各分布の σ および CV の $\bar{x}$ に伴う変化は、それぞれ $\bar{x}$ の $1/2$ 乗に比例および逆比例する。(7) 式の結果は Fig. 6 および (4), (5) 式とかなりよく一致している。このような一致は、 CI と WI とくに CI の分布型は、降水量の頻度分布によく適合する (例えば, Barger-Thom, 1949; 鈴木・戸松, 1953; Yao, 1968) (6) 式のようなガンマ分布関数でよく近似できることを示している。

つぎに、尺度指数 a と形状指数 p の時系列平均値 $\bar{x}$ による変化を明らかにするために、 CI -時系列群のデータを用いて $\bar{CI}$ の変化に伴う a と p の変化をしらべた。その結果が Fig. 7 に示されている。点のちらばりはあるが、形状指数 p の値は CI の絶対値につれて増大し、尺度指数 a の値は減少するといえる。図に示されている直線の実験式を求めるとつぎのようになり、

$$\left. \begin{aligned} a &= 1.21 |\bar{CI}|^{-0.18}, \\ p &= 0.79 |\bar{CI}|^{1.21}, \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

これから、 $\bar{CI} = -1.2^\circ\text{C month}$ の付近で、 CI -時系列の頻度分布は指数分布 ($p=1.0$) になることがわかる。形状指数の変化に比較して、尺度指数の変化域はかなり小さい。

Fig. 7. Dependence of scale parameter (a) and shape parameter (p) of the gamma distribution on mean value of CI .

4.2 コレログラムとパワースペクトル

Fig. 1, 2 に示した WI と CI の変動曲線から、両指数は様々な周期をもった変動成分によって構成されていることが予想される。このような変動成分のなかで、どのような周期をもった成分が卓越しているかを明らかにするために、さきの報告 (内嶋, 1976 a) で用いたと同様なスペクトル解析を行った。

まず、次式を用いて両指数の時系列の自己相関係数 (ρ_j) を計算した。

$$\rho_j = \frac{\sum_{m=0}^{N-1-j} I_m \cdot I_{m+j}}{\sum_{m=0}^{N-1} I_m^2}, \quad (9)$$

ここで $I_m = CI_m - \overline{CI}$ 、または $I_m = WI_m - \overline{WI}$ である。上式による計算は、両指数の原時系列、2年移動平均時系列、5年移動平均時系列、10年移動平均時系列について行った。Fig. 8 はこれらのなかから原時系列と10年移動平均時系列についての結果を示したものである。

温量指数時系列についてみると、札幌・金沢・高知・福岡では、原時系列および10年移動平均時系列とも ρ_j のゼロとなる時間遅れが他地点に比較してかなり大きい。一方、網走・新潟・宮崎・鹿児島では原時系列の ρ_j は急減しており、10年移動平均時系列も前のグループに比べると約1/2の時間遅れ(10~14年)で横軸を切っている。しかし、青森・宇都宮・浜松・岡山は、原時系列の ρ_j は網走~鹿児島群によく似ているが、10年移動平均時系列のそれは他とかなり違っている。すなわち、10年またはそれ以下で横軸を切って負の域へ移動し、-0.3~-0.6 となったあと、30年位の時間遅れで再び正の域へ

と戻ってくる。この傾向は青森と宇都宮で特に顕著である。上図にみられるコレログラムの特徴と Fig. 1 の WI 時系列との比較から、札幌~福岡群の特徴は、この群の時系列のなかに明瞭な上昇傾向のあることと関係しているようである。青森・宇都宮の時系列には30年に近い周期をもった大きな変動がみられ、これと自己相関係数の特徴的な動きとが対応しているように見受けられる。

つぎに、寒さ指数の時系列の自己相関係数をみると、これは温量指数時系列のそれとかなり違った特徴をもっていることがわかる。岡山・高知・宮崎・鹿児島の10年移動平均時系列のコレログラムはお互いによく似ていて、20年位の時間遅れの所に明瞭なピークをもっている。新潟のコレログラムは時間遅れ約25年の所に弱いピークをもっている。浜松・福岡・宇都宮のコレログラムは10~15年の時間遅れの点で横軸を切り、そのあとは-0.3~-0.4のレベルにある。青森と金沢のコレログラムは、温量指数時系列の場合に青森・宇都宮でみられたコレログラムによく似ている。時間遅れ約25年の所に約-0.7という深い谷間をもち、35~40年の時間遅れで正の域へと変化している。これは Fig. 2 に示した CI

Fig. 8. Correlogram of time series of WI and CI.

Thin line denotes autocorrelation coefficient of original time series. Thick line denotes autocorrelation coefficient of time series of ten yearly running means.

時系列にみられる長い周期の変動成分とよく対応しているように思われる。

コレログラムにみられる特徴的周期をもつ変動成分の平均パワー($\sum_{m=0}^{N-1} I_m^2/N$)への寄与を明らかにするために、Fourier 変換関係を用いて、両指数の時系列のパワースペクトルを求めた。

$$p_{II}(f) = 2 \int_0^{\infty} \rho_{II}(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau, \quad (10)$$

ここで $p_{II}(f)$ はスペクトル密度、 $\rho_{II}(\tau)$ は自己相関係数、 f は周波数(cycles/year)、 τ は時間遅れ(year)。計算結果はつぎの関係を用いて規準化した。

$$\frac{f \cdot p_{II}(f)}{[f \cdot p_{II}(f)]_{\max}}, \quad (11)$$

ここで $[f \cdot p_{II}(f)]_{\max}$ はそれぞれの時系列の $f \cdot p_{II}(f)$ の最大値を示す。コレログラムと同様に、寒さ指数の原時系列と移動平均(2, 5, 10 年)時系列についてもパワースペクトルを計算した。

それらのなかから、原時系列と 10 年移動平均時系列のパワースペクトルを示すと Fig.9 のようになる。WI

変動の原時系列のスペクトルでは、浜松を除いて、0.1 cycles/year 以下の低周波数域のスペクトル密度は高周波数域($f > 0.1$ cycles/year)に比較してかなり低い。浜松では、0.05, 0.12, 0.16, 0.25, 0.38, 0.46 cycles/year に明瞭なピークが認められる。岡山, 高知, 宮崎, 鹿児島はスペクトルはかなりよく似ていて、周期 10 年付近の密度が非常に低く、これから 7~8 年の周期の所に 1 つのピークがある。北海道の網走と札幌の原時系列のパワースペクトルの相似性はかなり高い。青森と新潟のスペクトル、宇都宮と金沢のスペクトルはそれぞれ群をなしており、福岡は岡山, 高知, 宮崎, 鹿児島と若干違った特徴をもっている。

原時系列に 10 年の移動平均化操作を施すと、上に説明したような比較的に高い周波数域での特徴が消失してしまう。そして、札幌と福岡を除いて、0.025~0.05 cycles/year の範囲に明瞭なピークをもったスペクトルとなる。ピークの位置は浜松(0.045), 岡山・福岡(0.04), 青森(0.037), 宇都宮・網走(0.028), 金沢・高知・宮崎・鹿児島(0.025 cycles/year)の順になって

Fig. 9. Power spectra of WI- and CI-fluctuations.
Thin line is power spectrum of original time series. Thick line is power spectrum of time series of 10 yearly running means.

いる。しかし、Fig. 1 に示したように、 WI -変動に長期傾向のみられた札幌と福岡では、 0.03 cycles/year 以下の低周波域のスペクトルにその影響が現われ、ほぼフラットになっている。

寒さ指数変動のパワースペクトルは温量指数のそれと若干違った特徴をそなえている。特に、浜松、岡山、福岡、青森で違いが大きい。青森、宇都宮では 0.1 cycles/year 以下の低周波数域にかなり明瞭なピークがみられる。また、岡山、高知、宮崎、鹿児島、の寒さ指数のスペクトルはかなり似ている。この特徴は、10 年移動平均時系列のパワースペクトルではより明らかである。 $T = 10$ 年でのゼロから急増して、 $T = 20$ 年付近で最大になり、その後急減したあと、 $T = 25 \sim 30$ 年以上の周期域で緩やかに裾を引いている。福岡、金沢、新潟、宇都宮、青森のスペクトルは一群にまとめて考えることができる。しかし、太平洋に面した浜松のそれは若干違って、 $T = 38.5, 13.3, 8, 5.7, 4, 2.3$ 年の所にかなり明瞭なピークをもっている。青森のスペクトルは浜松のそれに似ているが、 $T = 10$ 年以下の周期域にピークが見られない。同じ北海道でも、網走と札幌とではスペクトルにかなりの違いがみられる。すなわち、10 年移動平均時系列のスペクトルの最大は、網走で $T = 18.8$ 年、札幌で $T = 38.5$ 年の周期の所にみられ、約 2 倍の開きがある。また、網走では $T = 2.3, 2.9, 4.2, 7.7$ 年の周期に明瞭なピークがあるのに反して、札幌ではそのようなピークは見られない。

以上の説明から分るように、温量指数および寒さ指数の変動のパワースペクトルは、気候形成条件の違いを反映してかなり違っている。さらに多くの地点についてスペクトル解析を行って比較すると、変動の統計的性質によって地域の特徴を明らかにすることができるだろう(このような研究は Spectrum Climatology とよばれている。例えば Harrington・Heddinghaus, 1974)。しかし、このような研究をうまく遂行するには、比較的短い観測期間(40~100 年)のデータからスペクトルを精度高く計算する方法(例えば Maximum Entropy Method, 花房, 1977)および計算されたスペクトルを定量的に分類する方法(例えば Cluster 理論)を使用しなければならない。

4.3 再現期間

上に述べたパワースペクトルは平均パワーに対する異なる周波数成分の寄与の大小を評価するには妥当な方法であるが、ある特定の値がどのような周期で出現する確率が高いかについては、十分な情報を与えるとはいえない。そこで、対象とする気象要素がある値を超過する現象が τ_0 年に 1 回の確率で期待されることを示している

再現期間(Return period)を、温量指数と寒さ指数の変動について調査した。再現期間の計算は前報と同様につぎの経験式(気象庁統計課, 1958)を用いた。

$$\tau_0(j) = \frac{2N}{2j-1}, \quad (12)$$

ここで $\tau_0(j)$ はデータを大きい順または小さい順に並べた時の順位 j 番目に対応する再現期間(years), N はデータ総数である。

計算結果を片対数グラフ上にプロットして、温量指数と寒さ指数の再現期間図を作成した。その一部が Fig. 10 に示されている。図にみられるように、宮崎の寒さ指数の例を除いて、日平均気温 10°C 以上の期間の長さおよび有効積算気温の再現期間と同様に、 WI と CI の再現期間曲線は Jenkinson(1955)のⅢ型に属することがわかった。しかし、 CI が極端に小で、その分布型が正規分布より著しく外れている宮崎では、 $CI = 0$ の頻度が高いためにかなり特異な形状になっている。

Fig. 10 のような再現期間図を用いて、 $\tau_0 = 5, 10, 20, 30$ 年に対応する WI と CI の値を求めた。そして、次式を用いて各値を規準化した。

$$Z_1 = \frac{CI(\tau_0)}{CI}, \quad (13)$$

$$Z_2 = \frac{WI(\tau_0)}{WI},$$

規準化した値がそれぞれの変動係数(CV_{CI} , CV_{WI})の関数として、Fig. 11 a, b に示されている。点のちらばりは若干あるが、つぎのような直線関係をうることができる。

Fig. 10. Return period of WI and CI .

Fig. 11. a: Dependence of normalized WI on CV_{WI} .
 b: Dependence of normalized CI on CV_{CI} .
 c: Dependence of α and β on τ_0 .

$$\left. \begin{aligned} Z_1 &= 1 + \alpha \cdot CV_{CI} \\ Z_2 &= 1 + \beta \cdot CV_{WI} \end{aligned} \right\}, \quad (14)$$

ここで α と β は図内の直線の方向係数。Fig. 11 c にみられるように、 $\tau_0 = 0$ 年でのゼロから最初急増し、 $\tau_0 > 10$ 年の範囲では変化が緩やかになる。そして、温量指数についての方向係数の値は、寒さ指数のそれのほぼ 2 倍になることがわかった。Fig. 11 c に示されている τ_0 と α および β との関係はつぎの直角双曲線で近似できた。

$$\left. \begin{aligned} \alpha &= \frac{\tau_0}{83 + 29.5 \tau_0} \\ \beta &= \frac{\tau_0}{12 + 14.1 \tau_0} \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

この関係は、さきの報告(内嶋, 1976 a, b)で、有効積算気温および日平均気温 10℃以上の期間の長さについて得た結果に近い。しかし、さきの結果に比較して、比

例係数 α と β の再現期間に伴う立上りが著しい。これはある地点での WI および CI の変動幅が $\Sigma T_{10^\circ C}$ のそれに比較して小さいためである。

5. む す び

自然植生の生理活動ならびに生態的分布に密接に関係している温量指数ならびに寒さ指数の年次変動の特徴を明らかにすることを試みた。国内外の気象資料(観測開始より 1975 年まで)を主として統計的手法で解析した。得られた結果を要約するとつぎのようになる。

1. 温量指数はここ 70~80 年の間でかなり明瞭な変化をしており、1905~1910 年を中心とする 10 年間はやや低目であるが、1920 年頃は弱いピークになっていた。その後緩やかに低下してきたが、わが国の多くの地点で気候の暖化が認められるようになった 1950 年頃から高くなり始め 1960 年頃にはピークに達した。その後若干低下の傾向がみられる。寒さ指数は上の変化とほぼ逆位相にあり、麦の暖冬被害のあった 1945~1955 年頃にかけては CI の値は小さくなっていることがわかった。

2. 人口密度とエネルギー消費密度の高い大都市においては、気候暖化の影響が WI と CI の経年変化にみられた(Fig. 3 参照)。東京では、1900~1975 年の間に WI は約 20% (2.7℃ month/10 年) 増大し、 CI は約 90% (0.05℃ month/10 年) 減少した。大阪・福岡での傾向変化は東京の約 2/3 になった。大都市の気候暖化は大きい都市ほど顕著であった。

3. 北半球上での WI と CI の変化は Fig. 4 のようになり、緯度帯(5°幅)平均値は中緯度で大きく変化した。 $\overline{WI}$ は赤道地帯での 240~250℃ month から北緯 40°での約 80℃ month まで急激に減少し、北緯 70°付近ではほぼゼロになった。この変化型は有効積算気温のそれとよく似ていた。 $\overline{CI}$ は北緯 25°付近から急激に増し、北緯 75°では約 -180℃ month になった。

4. WI と CI 、とくに CI の出現頻度曲線は平均値によってかわり、平均値につれて分布型が指数型から正規型へ変化した。分布関数の標準偏差と変動係数の変化は Fig. 6 のようになり、 Γ -分布関数から導かれる関係に近いことがわかった。 CI の分布関数の特徴づけている尺度指数(α)と形状指数(p)は平均値につれて変化した。それはほぼ(8)式で近似できた。わが国の緯度帯では WI の分布関数の変化は CI のそのようには明瞭でなかった。しかし、高緯度帯を考慮すると Γ -分布関数からの結果に近い変化をすることがわかった(Fig. 5 参照)。

5. コレログラムの型は WI と CI の間でかなり違いのある地点が多かった。10 年移動平均を施した時系列のコレログラムでは、25~30 年の遅れで明白なピークが

みられ、周期変動のあることがわかった。規準化したスペクトルではこの特徴がより明らかに認められた。原時系列のパワースペクトルは、ほとんど 0.1 cycles/year 以上の範囲にあって、低周波数域のスペクトル密度は低かった。10 年移動平均を施すと、ほとんどの場合において 0.1 cycles/year 以上のスペクトル密度は非常に低くなった。しかし、浜松と網走では 0.13 cycles/year の付近に明瞭なピークが残った。岡山、高知、宮崎、鹿児島 の CI のスペクトルはよく似ていて、0.05 cycles/year にピークがあった。

6. WI と CI の再現期間と可能出現値との関係曲線は、 $\overline{CI}$ の特別に小さい場合を除いて Jenkinson のⅢ型に属することがわかった。規準化した可能出現値 (Z_1 , Z_2) と再現期間 (τ_0) との関係は、(14) 式のように直線式で近似できた。そして、比例係数と再現期間との関係は直角双曲線によく表わされた(式(15)参照)。この関係は有効積算気温 ($\Sigma T_{10^\circ\text{C}}$) および日平均気温 10°C 以上の期間と τ_0 との関係によく似ていた。しかし、 WI と CI の場合には、比例係数の τ_0 に伴う増加はかなり著しかった。

引用文献

- 荒川秀俊・片桐勝男・常岡好枝・貝山久子・吉見則子, 1970: 日本の大都市における気温と湿度の経年変化。天気, **17**, 239-241.
- Barger, G. L. and Thom, H. C. S., 1949: Evaluation of drought hazard. *Agron. J.*, **41**, 519-526.
- 花房竜男, 1977: スペクトル解析の方法と気象要素のスペクトル, 気象研究ノート, No.131, 1-60.
- Harrington, J. B. and Heddinghaus, T. R., 1974: Determinism in mesoscale wind spectra at Columbia, Missouri. *Journ. of Atmos. Sci.*, **31**, 727-737.
- 堀江悟郎, 1972: エネルギー消費密度と都市上昇温度。日本建築学会昭和 47 年度大会号。
- 吉良竜夫, 1945 a: 農業地理学の基礎としての東亜の新気候区分。京都帝大農学部園芸学研究室, pp 23.
- 吉良竜夫, 1945 b: 東亜南方圏の新気候区分。京都帝大農学部園芸学研究室, pp 24.
- 吉良竜夫, 1977: A climatological interpretation of Japanese vegetation zones. *Vegetation Sci. and Environ. Prot.*, Maruzen, 21-30.
- 気象庁統計課, 1958: 日降水量の再現期間の推定法に関する調査。測候時報, **25**, 181-186.
- Jenkinson, A. F., 1955: The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **81**, 158-171.
- 鈴木栄一, 1968: 気象統計学, 地人書館, 東京, pp 314.
- 鈴木栄一・戸松喜一, 1953: 降水量に関する統計的研究(1), 研究時報, **5**, 655-668
- 塚田松男, 1974 a: 古生態学Ⅰ: 基礎論。共立出版, 東京, pp 149.
- 塚田松男, 1974 b: 古生態学Ⅱ: 応用論。共立出版, 東京, pp 231.
- 内嶋善兵衛, 1976 a: 有効積算気温の永年変化と変動特性。農業気象, **31**, 185-194.
- 内嶋善兵衛, 1976 b: 日平均気温 10°C 以上の連続日数の再現期間。農業気象, **32**, 19-21.
- 内嶋善兵衛, 1977: 暖房デグリーアワーの分布と変動性。農技研報告, A-25(印刷中)。
- Yao, A. Y. M., (1969) Climatic hazards to the agricultural potential in the north China plain. *Agr. Meteorol.*, **6**, 33-48.

Summary

Time series of two kinds of climatic indices, the warmth index (WI) and the coldness index (CI), which were proposed to correlate the geographical distribution of plants with thermal resources, were analyzed mainly statistically in order to make clear the long-term change and the variability of climatic resources for natural vegetation. Meteorological data of about 230 stations including around 80 stations in Japan were used in calculations. The results obtained can be summarized as follows.

1. The warmth index representing the total amount of heat available for the growth of plants showed a clear systematic fluctuation during the past 80 years, although there is some difference in the amplitude and the phase among stations. At almost all stations in Japan, the increase of WI values was observed between 1950's and 1960's. Since then it seems to be continuously decreasing to date. The fluctuation of CI was found to be nearly inverse to that of WI in the phase, indicating that there is a negative correlation between $|CI|$ and WI values. Fig. 3 illustrates an influence of the urbanization on the climatic conditions in large cities such as Tokyo, Osaka and Fukuoka. The values of WI at Tokyo with a population of about 9 million and an energy consumption density of $420 \times 10^9 \text{ kcal/km}^2$ increased by a rate of $2.7^\circ\text{C/month/10 year}$ during the period from 1900 to 1975. The value of CI decreased inversely by a rate of $0.05^\circ\text{C/month/10 year}$ during this period. Although similar changes of WI and CI were also observed at Osaka and Fukuoka, the rates of change of WI and CI values

were about two-thirds of that at Tokyo.

2. The latitudinal average of WI near the equator was retained at the level of around $240^{\circ}\text{C month}$. Poleward of the latitude 25°N it showed a drastic decrease with latitude and became zero at about 70°N . The latitudinal distribution of WI shown in Fig. 4 agreed well with that of the sum of effective temperature (Uchijima, 1976a). On the other hand, the value of $|CI|$ was zero in latitudinal bands lower than 25°N and increased rapidly poleward of this latitude. The latitudinal distributions of both indices were well approximated by Eq. (3).

3. The frequency distribution curves of WI and CI varied appreciably with the place. The standard deviations characterizing the frequency distribution curves of WI and CI increased proportionally with the square root of the mean value of those quantities, as indicated in Fig. 6. The dependence of standard deviation and coefficient of variance on the mean value was found to be in good agreement with the relationships derived from the gamma distribution function (Eq. 6). The scale and shape parameters obtained for the distribution function of CI varied also clearly with the mean value (see Fig. 7). This result indicates that the gamma distribution function is applicable to analyzing the chance occurrence of WI and CI for vegetation growth.

4. The correlogram and the power spectrum of the fluctuations of WI and CI were calculated by the conventional method. As shown in Fig. 8, the correlogram for the time fluctuations of 10 yearly running means of both the indices has a relatively long tail compared with those of the original fluctuations. The correlogram of the fluctuations of 10 yearly running means of CI at Okayama, Kochi, Miyazaki and Kagoshima showed a wavy tail with a clear peak in the lag-time of 20 to 30 years. Such a wavy variation of the correlogram was not obtained for Hokkaido district.

The power spectrum of the original fluctuations of both indices was mainly in the frequency range from 0.1 to 0.5 cycles/year at almost all stations except Hamamatsu where there was a clear peak in the frequency band between 0.04 and 0.07 cycles/year. On the other hand, the power spectrum of the fluctuations of 10 yearly running means of WI and CI was mainly limited in the frequency range lower than 0.1 cycles/year. The power spectra of the fluctuations of 10 yearly running mean values of CI at Hamamatsu and Abashiri, however, had clear peaks at frequencies of about 0.13, 0.25, and 0.44 cycles/year. Those power spectra at Okayama, Kochi, Miyazaki and Kagoshima were found to be quite similar with each other and the contribution of the fluctuation with periods of 20–25 years was prominent.

The possible maximum values of CI and WI at a return period of τ_0 years increased proportionally with increase in the respective coefficients of variance of fluctuation (CV_{WI} and CV_{CI}). The proportionality constants of $CI(\tau_0)/\overline{CI}$ and $WI(\tau_0)/\overline{WI}$ to the respective CV s increased curvilinearly with return period. The magnitude of the proportionality constant for $WI(\tau_0)/\overline{WI}$ was about twice as large as that for $CI(\tau_0)/\overline{CI}$.