温度自記記録を用いる小気候指数の研究(1)

陸地度と冷え込み度の提案

小林 哲夫*・坂上 務**

(* 島根大学農学部)
(** 九州大学農学部)

Studies on Local Climatic Indices Evaluated from Thermogram (1)
Proposal of Land Effect Index and Cooling Range

Tetsuo KOBAYASHI* and Tsutomu SAKANOU**

(* Faculty of Agriculture, Shimane University, Matsue, Japan)
(** Faculty of Agriculture, Kyushu University, Fukuoka, Japan)

1. ま え が き

各種気候要素の平均値の上に組み立てられる古典気候学は、特に小気候や微気候に対して大きな弱点を持っている(矢沢, 1956)。大気候と比較して空間的に、したがって時間的にも限られた現象を反映する小気候の特性を、気候要素の月平均値などで表現することはむずかしい。変動のより細かな構造に注目する必要がある。一方、小気候特性を調査するためには、特定の地域に多くの観測点を設置しなければならず、たとえ天候気候学などの立場をとっても、経費や労力の面での制約を受ける場合が多い。したがって主要な、しかも容易に自記記録がとれる気候要素によって小気候特性を表現する、小気候学独自の手法をくふうする必要がある。そこで我々は、比較的入手し易いバイメタル式自記温度計の活用をはかった。

気候要素としては気温を使い、算術平均以外の統計量(宮沢, 1956)をも気候指数として採用する試みは少なくない。Court(1951)は1月と7月における1時間毎の読み取り値5年分の度数分布について、4次のモーメントまで求めてアメリカ合衆国における分布型の同定を試みた。またJehn(1976)はテキサス海岸地帯の大陸度の研究において、2時間毎の読み取り値約1か月分(冬と夏)の標準偏差を、気候観測所のない地域での大陸度に代わる指数として用いた。しかし、これらはいずれも大気候ないしは中気候を対象としたものである。

本報の目的は次の通りである。

—バイメタル式自記温度計の活用を可能にする、小気候の特殊性を考慮した二つの小気候指数、陸地度(land effect index) LI と冷え込み度(cooling range) CR を定義し、その有用性を示す。

—気温の読み取り値の度数分布について、複合正規分布を基本とする半経験的なモデル、CNDモデルを設定し、 LI と CR の構造を明らかにする。

2. 資 料

次の3観測点におけるフース型最高最低温度計とバイメタル式自記温度計(日巻, または週巻)の観測結果1年分(1976)を、小気候指数構成の際の資料として用いる。

① 島根大学農学部, 標高2m, 松江市郊外, 日巻;

③ 本庄電話交換局, 標高9m, 中海湖岸から約0.5kmの水田地帯, 週巻;

⑥ 本庄小学校, 標高1m, 中海湖岸堤上, 週巻。

また、小気候解析を行う際、

⑧ 松江地方気象台, 標高17m, 松江市街地東部; を対照点とし、その観測結果も利用する。

観測地点と観測方法の詳細については小林(1977)参照。

3. バイメタル式自記温度計の性能

バイメタル式自記温度計の精度は、一般に1℃以内といわれる。精度という用語の意味は明確ではないが、誤差を平均値0, 分散 σ^2 の確率変数とみなした時、標準偏差 σ をさすものと考え、独立の性質など標準的な仮定の下で、統計量に及ぼす影響を計算してみる。標本平均値の標準偏差への影響を0.05℃以下に抑えようとすれば、この課題の範囲では、標本の大きさは約30個なければ

ならない。また標本標準偏差への影響を同程度に抑えるためには、特殊な条件を追加すると(藤井, 1974), さらに1けた大きい標本の必要になることが導かれる。したがってバイメタル式自記温度計を利用するためには、少なくとも100個程度の読み取り値を使って評価する、高次のモーメントを含まない指数によらなければならない。なお、標本分散はかたより(bias)を持つが、器差が特に大きくない限り無視してよい。

バイメタル式自記温度計は慣性が大きいために、極値の測定にも適していない。フース型最高最低温度計と比較した結果をTable 1に示す。これによるとバイメタル式自記温度計は、日最高気温の場合平均値に近い20℃で、観測点①, ③, ⑥においてそれぞれ0.8, 0.9, 1.0℃低い値を与える。また日最低気温の場合は平均値に近い10℃で、それぞれ0.6, 0.3, 0.1℃高い値を与え、偏差の大小関係は日最高気温の場合と逆になる。これは単なる器差ではなく、各点における極値生起の状況をも反映しているものと思われる。

Table 1. Comparison between the daily extremes observed with bimetal thermographs and those with maximum and minimum thermometers (Fuess type) at stations ①, ③ and ⑥, in 1976.

Station		a	b	r	x_i range (mean)
①	Max	-0.52	0.985	0.9983	1.1-35.6(18.9)
	Min	0.48	1.01	0.9987	-4.3-26.7(10.0)
③	Max	-0.64	0.989	0.9992	1.1-33.9(18.2)
	Min	0.17	1.01	0.9990	-4.5-25.7(9.8)
⑥	Max	-0.95	1.00	0.9987	1.4-33.5(18.2)
	Min	0.16	0.990	0.9996	-3.6-26.2(10.2)

Let the model be

$y_i = \alpha + \beta x_i + e_i$, $i = 1, 2, \dots, 366$,
where x_i are the daily extremes observed by a maximum or minimum thermometer, y_i are those by a bimetal thermograph, and e_i are uncorrelated random variables with mean 0 and constant variance ($^{\circ}\text{C}$). The least-squares estimators of α and β are a and b , and r is correlation coefficient, Max daily maximum temperature and Min daily minimum temperature.

4. 小気候指数の構成

前章で指摘したように、バイメタル式自記温度計を利用するためには、少なくとも100個程度の、しかも極値以外の読み取り値を用いて評価する指数によらなければならない。そこで次のような方針に従って小気候指数を構成する。

- (i) 温度自記記録から一定時間間隔 Δt で読み取る。
- (ii) 読み取り値の系列を一定期間 D 毎に仕切り、各仕

切りを標本とみなし、3次までの低次モーメントを求める。

- (iii) 必要があればこれらを時系列として処理し、それによって合理的な小気候指数を構成する。

4.1 計算手順の決定

まず Δt と D を決定する。気候特性の分解能を表わす、1個の標本採取に要する期間 D は、小気候の場合は1か月では長すぎる。古来季節区分の最小単位とされる半月(5日)程度が適当と考えられる。また読み取り間隔 Δt を1, 2, 3時間とした場合の5日分の読み取り値の度数分布を比較すると、一般に間隔が短い程複雑な分布形をとる傾向がある。これは2, 3の統計量によって分布を表現しようとする意図に添わない。また気象官署の日常観測資料も利用できることが望ましいので、 $\Delta t = 3$ 時間、読み取り時刻を3, 6, ..., 24時とする。この結果標本の大きさは40個となりやや不足するが、誤差の独立の性質を考慮すれば、以下に示す統計量の移動平均によって十分に補われるものと考えられる。

Fig. 1に計算手順の流れ図を示す。以下に各段階の概略を説明する。

- ① 温度自記記録から3時間間隔で読み取った気温 N 日分 T_{ij} ($^{\circ}\text{C}$), $i = 1, 2, \dots, N$; $j = 1, 2, \dots, 8$ を読み込

Fig. 1. Flow diagram of the calculating procedure of local climatic indices.

む。

④ T_{ij} の系列において、8 個(1 日)ずつずらせながら長さ 40 個(5 日)の仕切りを入れ、各仕切り内で平均値 m_k 、分散 σ_k^2 およびひずみ係数 g_k を計算する。時間パラメーター k の 1 単位は 1 日である。

時系列 σ_k^2 と g_k の MEM スペクトル密度(小林, 1976)を計算してみると(データ数 360, 予測誤差フィルター長 35), 1 か月より短い周期を持つ二つのピークが現われる(Fig. 2 参照)。これらは天候の周期変化によるものと考えられ(高橋, 1955), 気候特性をとらえるためには除去することが望ましい。そこで、まず、

⑤ 分解能は半旬であるから、 m_k , σ_k^2 および g_k の系列において 5 個ずつくり、それぞれの平均値 $\bar{m}_l$, $\bar{\sigma}_l^2$ および $\bar{g}_l$ を計算する。したがって時間パラメーター l の 1 単位は半旬である。さらに、

⑥ $\bar{m}_l$, $\bar{\sigma}_l^2$ および $\bar{g}_l$ の系列において長さ 6 個の移動平均を行う。この結果第 t 半旬に対して $\hat{m}_t$, $\hat{\sigma}_t^2$ および $\hat{g}_t$ を得る。これらは 272 個の読み取り値を用いて計算され、約 2 か月より長い周期の変動をとらえることができる(Smith, 1962)。

Fig. 2. MEM spectra of (a) σ_k^2 and (b) g_k at station ③, 1976. See text for details.

4.2 陸地度と冷え込み度の定義

フース型最高最低温度計による、 k 番目の仕切り内での最高気温を H_k 、最低気温を L_k とし、半旬較差 R_k と半旬平均-最低気温差 C_k を次のように定義する。

$$R_k = H_k - L_k, \quad C_k = m_k - L_k$$

ここで m_k は前節で得た標本平均値。さらに前節と同じ手順で $\hat{R}_t$ と $\hat{C}_t$ を求める。以後本章内では添字 t は省略する。

Fig. 3 は $\sqrt{\hat{\sigma}^2}$ と $\hat{R}$ の相関図を示す。相関係数は 0.93 (データ数 201) である。 $\hat{\sigma}^2$ はそれ自身、大気候における大陸度に相当する指数になり得るが、Fig. 3 の関係を用いて $\hat{R}$ を原指数とし、 $\sqrt{\hat{\sigma}^2}$ を説明変量とする回帰推定値を陸地度(land effect index) LI と呼ぶことにする。

$$LI = 1.4 + 4.2 \sqrt{\hat{\sigma}^2} \quad (1)$$

極端な昇温や降温による分布のひずみに対して敏感な指数である $\hat{g}$ と、 $\sqrt{\hat{\sigma}^2}$ を説明変量とし、 $\hat{C}$ を目的変量と

Fig. 3. Relation between $\sqrt{\hat{\sigma}^2}$ and $\hat{R}$. Solid line, regression line $\hat{R} = 1.4 + 4.2 \sqrt{\hat{\sigma}^2}$; dashed line, regression line without constant term $\hat{R} = 4.7 \sqrt{\hat{\sigma}^2}$; dotted lines, 95% simultaneous confidence region. See text for details.

して重回帰式を求めてみると、重相関係数は 0.93 (データ数 201) になる。そこで $\hat{C}$ の回帰推定値を、地形や地表状態などによる低温の生じ易さを表わす指数として採用し、冷え込み度(cooling range) CR と呼ぶことにする。

$$CR = 0.4 + 2.0 \sqrt{\hat{\sigma}^2} - 2.0 \hat{g} \quad (2)$$

LI と CR の定義式(1)と(2)は、周辺の地形や地表状態が異なる 3 点での 1 年間の観測結果に基づいて決定された。したがって期間や場所が異なる資料によれば、定義式の形も変わり得る。しかし Fig. 3 に示す信頼度 95% の同時信頼領域(佐和, 1979)などから判断して、 $\sqrt{\hat{\sigma}^2}$ が 2.3 ないし 3.8℃ の範囲にある限り、定義式をあえて変更する必要はないと考える。

4.3 陸地度と冷え込み度の原指数との関係

LI は半旬較差を、また CR は半旬平均-最低気温差を原指数とし、それぞれの回帰推定値によって定義されたが、残差の年変化には季節性が認められる。Fig. 4 は観測点③と⑥の間の LI と CR の差を、それぞれの原指数の差と対比して示す。特に夏を中心とする両者の隔たりは大きい。この現象は次のように解釈できる。

— LI と CR を定義する際、4 次のモーメントによって表現される性質は平均化されているので、これらの指数は一種の「出現時間の重み」つき気温変動度の性格を備えている。

— フース型最高最低温度計が敏感にとらえるこの時季の地形や地表状態による差は、「出現時間の重み」をつけたとかなり緩和される。

前者については次章で検討する。

Fig. 4. Seasonal variations of the differences of (a) *LI* and (b) *CR* between two stations, ③ - ⑥, setting against those of their prototypes, in 1976. Station ⑥ is situated on the bank of Lake Nakaumi and ③ at a paddy-field area about 0.5 km apart from the shoreline.

4.4 陸地度と冷え込み度による小気候解析例

*LI*と*CR*は単独で用いても有用な小気候指数であるが、平均値 $\hat{m}$ と組み合わせることによって一層威力を発揮する場合が多い。ここでは*LI*, *CR*, $\hat{m}$ および(3)で定義する*l*と*h*を用いて、観測点③の小気候特性を解析し、*LI*と*CR*の有用性を示す。

$$l = \hat{m} - CR, \quad h = \hat{m} - CR + LI \quad (3)$$

*l*と*h*は、それぞれ「出現時間の重み」つき半月最低、最高気温とみなすことができる。

Fig. 5 (a), (b)はそれぞれ*LI*, *CR*の、観測点③と⑧(松江地方気象台)の間の差を示す。中海沿岸の水田地帯に位置する③の陸地度は、約 8 km 離れた松江市街地

Fig. 5. Seasonal variations of the differences of (a) *LI* and (b) *CR* between two stations, ③ - ⑧, in 1976. Station ⑧ is Matsue Local Meteorological Observatory about 8 km apart from station ③.

の⑧より常に低い。特に 3 月, 4 月を中心とする春と, 11 月を中心とする秋は, ③の陸地度の相対的低下が著しい時季である。冷え込み度も③の方が年じゅう低く, 11 月後半を中心として最も低下する。これが秋の陸地度低下の主な原因になる。春の冷え込み度も比較的長く経過する。

Fig. 6 (a), (b), (c)はそれぞれ*m*, *l*, *h*の、同じく③と⑧の間の差を示す。また(b), (c)には日最低、最高気温の差も対比して示す(白丸)。③の平均値 $\hat{m}$ は常に⑧より低い。秋は比較的高く経過する。*l*は晩春と晩秋には③の方が高いが、夏は市街地に位置する⑧の方が目立って高くなる。*h*は常に③の方が低く、特に春は著しい。これが春の陸地度低下の主な原因になる。

Fig. 6. Seasonal variations of the differences of (a) $\hat{m}$, (b) *l* and monthly mean of daily minimum temperature (open circles), (c) *h* and monthly mean of daily maximum temperature (open circles) between two stations, ③ - ⑧, in 1976. See equation (3).

以上の結果から、観測点③の気候には、水田地帯の性質だけでなく、中海の影響が明確に現われていることが分かる。すなわち、3 月, 4 月を中心とする春は中海の活発な受熱期であり、周辺の気温上昇が抑制される。一方、11 月を中心とする秋は活発な放熱期であり、気温低下は緩和される(小林, 1977)。これが両時季の陸地度の低下となって現われる。なお、ここでは定性的な解析に終始したが、定量的な解析へ進むためには、「出現時間の重み」の実態を明らかにする必要がある。この点については次章で検討する。

最後に日最低、最高気温と*l*, *h*を比較する。日最低気温の月平均値と*l*の、両観測点間の差の隔たりは、陸地度の差の大きい時季に著しい。最低気温近傍の値が出現する時間は、陸地度が高い状態では短くなるものと思

われる。日最高気温の月平均値と h の両点間の差は、約 1°C の隔たりを保ちながらほとんど平行して推移する。陸地度との間には最低気温の場合と同様の関係が認められるが、両点における測器種や観測方法の違いがこの隔たりの主な原因と考えられる。

5. 陸地度と冷え込み度の CND モデルによる考察

5.1 CND モデルの設定

温度自記記録から 3 時間間隔 (3, 6, ..., 24 時) で読み取った気温の度数分布について、次のような半経験的なモデル、CND モデルを設定する。

1 年の第 t 半月の 40 個の読み取り値は、(4) に示す確率密度 $P_t(x)$ によって規定される母集団からの無作為標本である。

$$P_t(x) = \begin{cases} P_{1t}(x)/q^{(0)} & L_t \leq x < \mu_t \\ P_{2t}(x)/q^{(0)} & \mu_t \leq x \leq H_t \\ 0 & x < L_t, H_t < x \end{cases} \quad (4)$$

ここで、

$$P_{it} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{it}} \exp\left[-\frac{(x-\mu_t)^2}{2\sigma_{it}^2}\right] \quad i=1, 2 \quad (5)$$

L_t と H_t はそれぞれ半月最低、最高気温で、次の関係を満たす。

$$L_t = \mu_t - d_1\sigma_{1t}, \quad H_t = \mu_t + d_2\sigma_{2t} \quad (6)$$

ここで正定数 d_1 と d_2 は経験的に定められる。また $q^{(0)}$

は条件 $\int_{-\infty}^{\infty} P_t(x) dx = 1$ から定まる ((7) 参照)。

μ_t のまわりの 3 次までのモーメントを、次のようにして評価する。

$$q^{(n)} = \int_{-d_1}^{d_2} |x^n| \exp[-x^2/2] dx / \int_{-\infty}^{\infty} |x^n| \exp[-x^2/2] dx \quad n=0, 1, 2, 3 \quad (7)$$

$$q_n = q^{(n)} / q^{(0)} \quad n=1, 2, 3 \quad (8)$$

とおく時、 d_1 と d_2 の差が小さければ、次の関係が成り立つ。

$$\begin{aligned} E\{(x-\mu_t)^n\} &= \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu_t)^n P_t(x) dx \\ &= q_n \left\{ \int_{-\infty}^{\mu_t} (x-\mu_t)^n P_{1t}(x) dx \right. \\ &\quad \left. + \int_{\mu_t}^{\infty} (x-\mu_t)^n P_{2t}(x) dx \right\} \quad n=1, 2, 3 \end{aligned}$$

したがって次の 3 式を得る。

$$E\{(x-\mu_t)\} = \frac{q_1}{\sqrt{2\pi}} (\sigma_{2t} - \sigma_{1t}) \quad (9)$$

$$E\{(x-\mu_t)^2\} = \frac{q_2}{2} (\sigma_{1t}^2 + \sigma_{2t}^2) \quad (10)$$

$$E\{(x-\mu_t)^3\} = q_3 \sqrt{\frac{2}{\pi}} (\sigma_{2t}^3 - \sigma_{1t}^3) \quad (11)$$

以後添字 t は省略する。

5.2 CND モデルの検証

3 時間間隔で読み取った気温 5 日分 (40 個) の度数分布の一例を Fig. 7 に示す。(4) が規定する母集団の標本であれば、正規確率紙へプロットした場合、メジアン近傍で曲がる折れ線状に配列するはずである。実際には、個々の標本によって適合度はさまざまであり、(6) における d_1 と d_2 の値も変わる。しかし、CND モデルの目的は LI と CR の構造を明らかにすることであり、一方 LI と CR は、定義式から明らかなように、統計量の 30 個の平均値を用いて評価される。したがって個々の標本が CND モデルに適合することを要求する必要はない。ここでは、 LI や CR を評価する場合と同じ手順 (Fig. 1 参照) で計算した平均値を用いて、間接的な方法で CND モデルを検証する。なお、使用するデータは LI と CR の定義式 (1) と (2) を決定した際のもので、データ数は各変量につき 201 個である。

LI と CR はそれぞれ半月の気温較差と平均-最低気温差であるから、CND モデルにおける表式は次のようになる。

Fig. 7. An example of the frequency distribution of the temperatures taken at three-hour intervals in a pentad. Bottom is the normal distribution paper representation (Thoms plot). Data were obtained at station ③ during the period of 5-9 April 1976.

$$LI(\text{model})=H-L=d_1\sigma_1+d_2\sigma_2$$

$$CR(\text{model})=E\{x\}-L=d_1\sigma_1+\frac{q_1}{\sqrt{2\pi}}(\sigma_2-\sigma_1) \quad (12)$$

これらのモデル式と経験的に得た定義式を比較して、モデルの適合性を検討する。

まずモデルの3個のパラメーター μ 、 σ_1 および σ_2 を、3次までのモーメントによって評価する。標本平均値 m 、標本分散 σ^2 および標本ひずみ $r(=\sigma^3 g)$ を、それぞれ $E\{x\}$ 、 $E\{(x-E\{x\})^2\}$ および $E\{(x-E\{x\})^3\}$ の推定値とすれば、(9)、(10)、(11)より次の3式が成り立つ。

$$m=\mu+\frac{q_1}{\sqrt{2\pi}}(\sigma_2-\sigma_1) \quad (13)$$

$$\sigma^2=\frac{q_2}{2}(\sigma_1^2+\sigma_2^2)-\frac{q_1^2}{2\pi}(\sigma_2-\sigma_1)^2 \quad (14)$$

$$r=\sigma^3 g=q_3\sqrt{\frac{2}{\pi}}(\sigma_2^3-\sigma_1^3)$$

$$-q_1q_2\frac{3}{2\sqrt{2\pi}}(\sigma_1^2+\sigma_2^2)(\sigma_2-\sigma_1)$$

$$+q_1^3\frac{1}{\pi\sqrt{2\pi}}(\sigma_2-\sigma_1)^3 \quad (15)$$

したがって d_1 と d_2 を決定すれば、上式を解くことによってパラメーターを評価することができる。

d_1 と d_2 は試行錯誤によって決めざるを得ない。いま仮に、

$$d_1=2.0, \quad d_2=2.3 \quad (16)$$

としてみる。この時(7)と(8)より、 $q_1=0.9289$ 、 $q_2=0.8228$ 、 $q_3=0.6932$ となる。そこで、

$$\sigma_2-\sigma_1=\varepsilon \quad (17)$$

とおくと、(14)は、

$$\sigma_1^2+\varepsilon\sigma_1+0.333\varepsilon^2-1.22\sigma^2=0$$

となる。ここで $|\varepsilon/\sigma|<1$ を仮定して(Fig.7の例では約0.5であるが、平均的には0.1程度と考えてよい) σ_1 について解き、(17)を考慮すれば、

$$\left. \begin{matrix} \sigma_1 \\ \sigma_2 \end{matrix} \right\} = 1.10\sigma \left\{ 1 \mp 0.45\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) - 0.03\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^2 + o\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^3 \right\} \quad (18)$$

ここで $o\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^3$ は $\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^3$ より高位の微小数(高木, 1961)。

また(18)を(15)に代入すると、

$$g=0.91\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)+o\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^3 \quad (19)$$

となる。 $o\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^3$ を無視して(19)を(13)と(18)に代入すれば、 μ 、 σ_1 および σ_2 の、 m 、 σ および g による表式を得る。それらを(12)に代入すると、

$$LI(\text{model})=\sigma\{4.7+0.15g+og\}$$

$$CR(\text{model})=\sigma\{2.2-0.60g+og\} \quad (20)$$

となる。

なお、このモデルで採用したモーメントの評価に際しての近似的な取り扱い、基本となる2次モーメントの評価に伴う誤差が最も小さくなるようくふうされている。したがって、(20)の括弧内の定数項の誤差はほとんど無視できるが、 g の係数には10%程度の誤差を見込む必要がある。

$$(20)の\sigmaとgにそれぞれ\sqrt{\widehat{\sigma^2}}と\widehat{g}を用い、経験式$$

$$\sqrt{\widehat{\sigma^2}}\widehat{g}=2.93\widehat{g} \quad (r=0.99)$$

ここで r は相関関係、を代入してみると、(20)は、

$$LI'(\text{model})=4.7\sqrt{\widehat{\sigma^2}}+0.4\widehat{g}+o\widehat{g}$$

$$CR'(\text{model})=2.2\sqrt{\widehat{\sigma^2}}-1.7\widehat{g}+o\widehat{g} \quad (21)$$

となる。一方、定数項を零として得た経験式は、

$$LI'=4.7\sqrt{\widehat{\sigma^2}}$$

$$CR'=2.2\sqrt{\widehat{\sigma^2}}-1.9\widehat{g} \quad (R=0.93) \quad (22)$$

ここで R は重相関係数、である。 $\widehat{g}$ の平均値と標準偏差がそれぞれ0.09と0.18であることを考慮すると、(21)と(22)は良く一致するとみなしてよい。

実際には定数項を持つ形が合理的であり、これに相当するのが LI と CR の定義式(1)と(2)である。しかし(22)と(1)、(2)を比較すると、 $\sqrt{\widehat{\sigma^2}}$ が大小極端な値をとる場合を除いて定数項の寄与は小さく(Fig.3参照)、特に CR の場合には、重相関係数で 10^{-4} 程度の差があるにすぎない。したがって以上の議論を変更する必要は認められない。

(16)で与えた d_1 と d_2 の値の合理的な根拠はないが、大きさは現実的なものとみなすことができ(Fig.7参照)、それに基づく LI と CR のモデル式は経験式と良く一致することが確かめられた。これは、CNDモデルとその近似的な取り扱いが、 LI と CR を対象とする限り妥当とみなせることを、間接的ながら示している。

5.3 考 察

半旬の気温分布をモデル化する目的は、 LI と CR の構造を明らかにすることにあるから、そのモデルは、基準となる値、散らばりの程度、さらには符号を含めたひずみぐあいまで表現できるものでなければならない。一方、資料の精度が不十分であることなどから、4次以上のモーメントの評価は避ける必要がある。したがってモデルのパラメーターの数は3個に限定されることになる。CNDモデルはいくつかの問題点を抱えているが、その一端はこの制約にある。

確率密度 $P(x)$ は連続関数ではなく、 L 、 μ および H が不連続点になっている。特に、跳びは平均して縦座標の10%程度で小さいとはいえ、 μ が不連続点になるべ

き根拠はない。また d_1 と d_2 を決定する合理的な方法を欠くことも確かである。しかし、CNDモデルがもたらす LI と CR の構造に関する極めて単純なイメージは、これらを補って余りある。

LI と CR は3次以下の低次モーメントによって評価され、4次以上のモーメントで表わされる性質は平均化されている。CNDモデルによれば、正規分布に比べて長く尾を引く分布、すなわち極値近傍の気温が短時間しか出現しない場合は、気温変動は較差の割に小さく評価され、逆も真である。したがって LI と CR は、複合正規分布を基準とする、一種の「出現時間の重み」つき気温変動度の性格を備えている。

6. む す び

陸地度 LI と冷え込み度 CR は、精度がやや不足するバイメタル式日記温度計を小気候の調査・研究に活用するためにくふうされた気候指数である。 LI と CR はそれぞれ半旬の気温較差と平均一最低気温差を原指数とし、その回帰推定値によって定義された。これらの指数は3時間間隔の読み取り値272個を用いて評価され、しかも2か月より長い周期を持つ小気候変動をとらえることができる。

LI と CR の構造を明らかにするために、半旬の気温分布に対する半経験的なモデル、CNDモデルが設定され、上記目的に十分かなうことが確かめられた。CNDモデルによれば、 LI と CR はそれぞれ半旬の気温変動と降温幅を示す合理的な尺度で、複合正規分布を基準とする「出現時間の重み」がかかっている。

LI と CR は単独で用いても有用な小気候指数であるが、両者と平均値 $\hat{m}$ を組み合わせることによって一層威力を発揮する場合が多い。

謝辞 島根大学今尾昭夫教授と田中礼次郎教授には全般にわたる協力をいただいた。また九州大学元田雄四郎助教授と林静夫助手には有益な助言をいただいた。記して謝意を表する。

引用文献

- 1) Court, A., 1951: Temperature Frequencies in the United States, *J. Meteor.* **8** (6), 367-380.
- 2) 藤井光昭, 1974: 時系列解析, コロナ社, 222 pp.
- 3) Jehn, K. H., 1976: Continentality in the Texas Coastal Zone, *Conference on Coastal Meteorology* (preprints), Amer. Meteor. Soc., 64-67.
- 4) 小林哲夫, 1976: Maximum Entropy Spectral Analysis について, 農土会中四支部講演会要旨, 147-149.
- 5) 小林哲夫, 1977: 中海北西沿岸, 本庄地域の気温について, 農業気象, **33**, 61-66.
- 6) 宮沢光一, 1956: 近代統計概論, 培風館, 64.
- 7) 佐和隆光, 1979: 回帰分析, 朝倉書店, 101-105.
- 8) Smith, Q. J., 1962: The Effect of Sampling and Averaging on the Spectrum of Turbulence, *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **88**, 177-180.
- 9) 高木貞治, 1961: 解析概論, 岩波書店, 41.
- 10) 高橋浩一郎, 1955: 動気候学, 岩波書店, 281-282.
- 11) 矢沢大二, 1956: 気候学, 地人書館, 1-8.

Summary

We intend to use the bimetal thermograph for investigating local climate. The thermograph is economical and labor-saving, but its accuracy is somewhat unsatisfactory for research works. In order to minimize the error caused by the instrument's accuracy, two local climatic indices, land effect index LI and cooling range CR , were introduced. These indices are evaluated from 272 readings taken at three-hour intervals, and measure local climate variations with period greater than two months. The prototypes of LI and CR are pentad range and mean/minimum difference respectively. We defined each index by a regression estimate of its prototype (see equations (1) and (2)).

A semiempirical model of pentad temperature frequency distribution, CND model, was also developed and applied to clarify the structure of LI and CR . CND model has three parameters estimated from the first three moments. LI and CR are expressed as linear functions of these parameters. The observations available to us at present prove that this model answer the purpose.

CND model shows that LI and CR are reasonable measures of pentad temperature range and drop respectively. They underestimate the range and drop of the pentad of which the distribution is more peaked than the normal distribution and vice versa. Hence indices LI and CR are weighted with the appearance rate of the time.