

日別全天日射量階級別日数の全国マップ作成

(Ⅱ). 日別全天日射量階級別日数の推定と全国マップ作成*

菊地原 英和** 篠木 誓一** 吉田 作松**

要 旨

太陽エネルギー利用可能日数の資料として、日別全天日射量月別階級別日数 (1,000, 2,000, ……………, 6,000kcal/m² 以上) の平年値と、年々の変動を表す標準偏差の全国マップ作成を計画した。しかし、全天日射量データは、地点数、年数ともに不足なので、上記の階級別日数を一般気象要素から推算することとし、まず、第1報では、日射観測気象官署の日別全天日射量データを変換した日別晴天指数の度数分布の解析とモデル化法の研究結果を報告した。

本報告では、度数分布のモデルに含まれる2つのパラメータを一般気象要素から推定する重回帰式を求め、これを用いて152気象官署の30年の年月別の日別全天日射量階級別日数を推定し、推定した平年値および標準偏差の全国マップを作成した結果について報告する。

1. まえがき

各種太陽エネルギーシステムについて、『太陽エネルギーが十分利用できる』、『多少利用できる』および『全く利用できない』日数が、月に何日くらいあるか、という情報を提供する資料として、日別全天日射量階級別日数 (1,000, 2,000, ……………, 6,000kcal/m² 以上) の月別平均値と年々変動の標準偏差の全国マップを作成するのが、本研究の最終目的である。

しかし信頼できる日別全天日射量の実測データ (現用の熱電堆式日射計による) は、67地点の最長10年しか使用できない。第1報 (菊地原・篠木・吉田, 1985) では、このうちデータが不足な地点を除いた61地点 (以下「解析地点」と呼ぶ) のデータ (以下「実測データ」と呼ぶ) を晴天指数に変換し、日別晴天指数の月別度数分布を詳細に解析し、その結果にもとづいて、度数分布の

最適のモデル化法を研究した。

その結果、Thomas・Norris (1982) が採用したと同じ、下記の方法で、Johnson (1949) の有界分布を2パラメータモデルとして採用することにより、従来からよく利用される Liu・Jordan (1960) の1パラメータモデルよりも精度の良いモデル化が可能になった。

1). 日別晴天指数 K_T を、次の式で規準正規変量 Z (平均値0, 標準偏差1) と結ぶ。

$$\left. \begin{aligned} W &= (K_T - L) / (U - K_T), \quad (0 < L \leq K_T \leq U < 1), \\ Z' &= \ln W, \quad Z = a + bZ' \end{aligned} \right\} (1)$$

ただし、 K_T の上, 下限値 U , L は定数として与え、 a , b が分布パラメータである。

2). (1) 式の最後の式を用い、 a , b を最小2乗法で実測データによって決める。

この報告は、第1報に引き続いて実施した研究の経過と主な成果を述べたもので、次の事項からなっている。

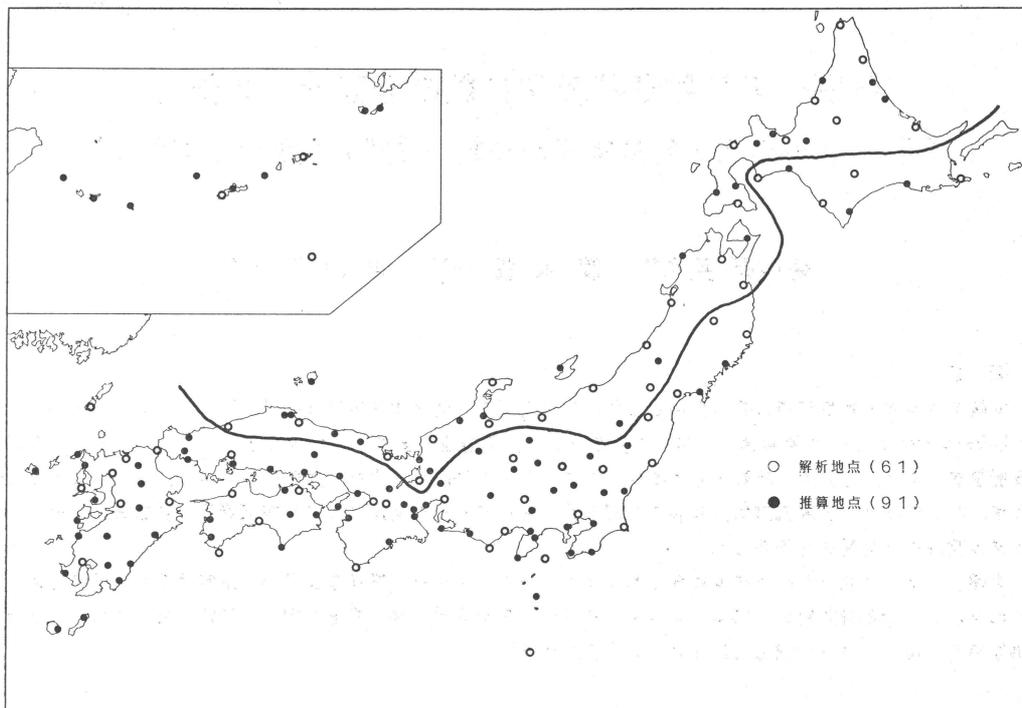
- ①. モデル分布 ((1) 式) の上, 下限値 U , L の最適値の選択。
- ②. 実測データの地点と期間について、パラメータ a , b の推定 (モデル分布の当てはめ)。
- ③. a , b を目的変数、一般気象要素を説明変数とする重回帰分析 (a , b の推定式の作成)。
- ④. 152 気象官署、30年の年月別の a , b の推定および

* Maps of the monthly number of days with global solar radiation above thresholds for Japan. (Ⅱ) Estimation of the monthly number of days with global solar radiation above thresholds and construction of the maps.

** Hidekazu Kikuchihara, Seiichi Shinoki, Sakumatsu Yoshida, 財団法人気象協会中央本部。

—1984年8月7日受領—

—1985年3月22日受理—



第1図 解析地点，推算地点と晴天指数上限値 U の適用についての地域区分。
 (太平洋側は $U=71\%$ 。日本海側は12月～4月は $U=75\%$ ，5月～11月は $U=71\%$ 。境界線について，本文2章の(注)参照)。

び，それによる日別全天日射量の年月別階級別日数の推定。

- ⑤. 階級別日数の平年値と標準偏差(地点別月別)の推算及びそれらの全国マップ作成。

なお，気候統計における平年値は，西暦年の10年を区切りにした30年の平均値を用いると国際的に決められているが，ここでは，その推定値についても平年値と呼ぶことにする。

2. モデル分布の上，下限値 U ， L の選択

第1報で報告したモデル化の適合度テストでは，著しくひずみやとがりが大きい型から，左右対称型，平坦型，二山型までの代表6例の日別晴天指数度数分布を， $U=72\%$ と $L=4\%$ を用いてモデル化し，非常に良好な結果を得た。しかし，この U と L の値は，仮に採用したもので，最適値かどうかは不明であり，モデル化の例数も少ない。それ故， U と L の最適値選択の調査を，以下のように実施した。

まず上記6代表例について， $L=4\%$ ， $U=72\%$ か

ら，それぞれ $\pm 1\%$ 及び $\pm 2\%$ だけ L と U を変化させて，モデル分布の適合度を，次の2つの尺度で比較した。

- 1). $K_T=10, 20, \dots, 70\%$ 点における分布関数値(非超過確率)の誤差(実測とモデルの差の大きさ)の最大値
- 2). χ^2 による適合度検定

その結果， U の値を変化させると，特に1)について敏感に適合度が変わるが， L の値を変えても，1)，2)どちらで見ても適合度はほとんど変わらないことがわかった。それ故， L の値は，4%を採用することとした。

次に， U の最適値を求めるために， U の値を65～80%の間で1%づつ変化させて，61解析地点における12カ月の地点別の月別累年度数分布にモデルを当てはめ，その実測との適合の良否を比較した。

ただし，今回は適合度を調べる例数が非常に多く(61地点 \times 12月 \times 16種)， χ^2 検定は計算量が大きすぎるので，適合度の上記尺度の1)はそのまま採用するが，2)に代えて，3)パラメータの推定式

第1表 上限値 U と最大誤差 10% 以上の地点数.

(1) 太平洋側地点 (42地点)

Case No	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
U %	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80
1月				1	1	1	3	4	9	12	15	17	19	20	22	23
2							1	0	1	4	6	10	16	17	18	20
3								1	1	5	5	7	7	10	12	15
4							1	2	3	6	8	12	14	14	16	17
5							2	4	7	7	8	9	9	11	12	15
6								1	2	3	3	5	6	7	7	10
7			1	1	1	2	2	3	6	9	10	11	14	18	22	25
8				1	1	1	3	7	11	13	17	20	23	29	30	31
9							1	3	7	10	14	16	18	20	27	30
10								3	8	15	19	23	25	27	31	33
11							2	6	12	16	19	21	22	24	25	29
12				2	3	3	4	9	12	19	21	21	21	23	24	26

(2) 日本海側地点 (19地点)

Case No	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
U %	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80
1月	4	3	2	2	2	2	10	6	4	2	2	3	3	4	4	4
2	2	1	1	1	1	1	12	8	1	1	0	1	1	1	2	2
3							6	1	0	0	0	0	0	1	1	2
4							1	0	0	0	0	0	0	1	1	1
5								1	2	4	7	8	10	10	10	10
6											1	3	3	5	6	6
7							1	2	3	4	5	5	5	6	7	8
8								1	4	5	7	7	8	10	11	12
9								2	2	2	5	8	9	10	10	11
10								1	2	4	6	7	8	9	9	10
11			1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	4	5
12	1	1	0	0	0	0	4	1	1	1	1	1	1	1	1	2

第2表 月別累年度数分布の最大値 K_{TM} が 75% 以上の地点数および $K_T \geq 70%$ の確率が 10% 以上の地点数

種目	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	計
$K_{TM} \geq 75\%$													
太平洋側 (42地点)	11	21	23	21	18	3	4	2	5	4	5	8	125
日本海側 (19地点)	8	11	10	9	6	0	4	0	0	0	0	2	50
計	19	32	33	30	24	3	8	2	5	4	5	10	175
$(K_T \geq 70\% \text{ の確率}) \geq 10\%$													
太平洋側 (42地点)	4	8	9	6	5	0	0	0	0	1	1	1	35
日本海側 (19地点)	0	1	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	4
計	4	9	9	8	6	0	0	0	0	1	1	1	39

$$\hat{Z} = \hat{a} + \hat{b}Z' \quad (\wedge \text{は推定値の記号}) \quad (2)$$

の当てはまりの良否を示す相関係数, 及び \hat{Z} の標準誤差

を採用した. その結果, まず, 次のことがわかった.

冬の場合, 日本海側の地点と, 太平洋側の地点では最適の U の値が異なり, 解析地点は日本海側 19地点と, 太平洋側 42地点に 2 分類できる. その地域区分は第 1 図の通りである.

なお, 上に述べた 3 つの尺度による適合度の傾向は,

概ね合っているが, 完全に同一ではない. 実用上, 1) の最大誤差が大きいケースの多発が最も困るので, 第 1 表には, 16通りの U の値について, 最大誤差が 10% 以上の地点数を示した. この表から, 次のことがわかる.

a). 太平洋側地点は, U が小さいほど不適合地点が少ない.

b). 日本海側地点は, 冬には $U = 75\%$ 付近に不適合地点数の極小がある. 他の季節は太平洋側と同様である.

ただし、第1表で、 $U=70\%$ から左で不適合の地点数が著しく減っているのは、晴天指数 $K_T=70\%$ の点が誤差評価の対象からはずされたためであって、 70% を境にして急に適合が良くなるわけではない。上記 a), b) の実態から見ると、全地点、全季節に共通の U の値を採用するのはモデルの適合度から見て無理であって、第1図の地域区分による日本海側の冬(12月~4月)は $U=75\%$ を採用し、日本海側の5月~11月及び太平洋側(通年)は、別の U の値を採用するのが適当である。

後者の U の値は、上記のように、モデル分布の全体的な適合度からは 70% 以下の小さな値がよいが、実際の度数分布の上限値とかげ離れて、あまり小さな値を採用すると、分布の右端の部分の適合が悪くなる心配がある。それ故、実際の分布の上限値付近の実態を調査した。

第2表は、61地点の月別累年度数分布について、晴天指数 K_T の最大値 (K_{TM} で表す) が 75% 以上である地点数と、 K_T が 70% 以上の確率(標本確率)が 10% 以上である地点数を示したものである。第2表の上段が示すとおり、太平洋側の約半数の地点で、2月から4月の度数分布は、 K_T が 75% 以上まで延びており、同じく下段が示すとおり、 K_T が 70% 以上の確率が 10% (月に3日)以上の地点も、太平洋側の2月から5月には5~9地点に達している。それ故、モデルの上限値 U は、少なくとも 70% 以上、できれば 71% より大きな値が望ましい。

この観点から第1表を再び見ると、 U を 71% まで下げれば、不適合の地点数はかなり少なくなっている。 71% が最適かどうかは若干問題はあるが、ここでは次のように結論した。

第1図の地域区分の太平洋側の全年および日本海側の5月~11月は、 $U=71\%$ を採用する。

なお、日本海側の冬だけ $U=75\%$ が最適であった理由は、実測分布の形とモデル分布の性質によるものである。すなわち、 U を 75% から 71% へ減らすと、モデル分布のモード(極大点)が K_T が大きい方へずれて、実測分布との適合が悪くなる。冬の日本海側で、特に実測値の分布が $K_T=75\%$ 付近まで延びているということではない。

(注) 第1図の境界線について、①解析地点は日射データがあるから、12月~4月のモデル分布の定数 U に 71% 、 75% のどちらを採用したほうがモデルがよく合うかによって、日本海側地点と太平洋側地点

第3表 重回帰分析の説明変数候補

記号	説明変数 [単位]	注
X_1	月平均相対湿度 [%]	
X_2	月平均蒸気圧 [mb]	
X_3	月平均雲量 [%]	
X_4	日平均雲量 2.5 未満の月間日数 (0~1)	(1)
X_5	日平均雲量 7.5 以上の月間日数 (0~1)	(1)
X_6	月間日照時間 [時間]	
X_7	月間日照率 [%]	
X_8	月間不照日数 (0~1)	(1)
X_9	積雪の深さ 10 cm 未満の月間日数 (0~1)	(1)
X_{10}	積雪の深さ 10 cm 以上の月間日数 (0~1)	(1)
X_{11}	月平均全天日射量推算値 [$MJ/m^2 \cdot day$]	(5)
X_{12}	月別太陽高度 [度]	(2)
X_{13}	月別太陽高度指数 ($\sin X_{12}$)	
X_{14}	月間うす雲指数	(3)
X_{15}	緯度指数 ($\cos \varphi$)	(4)
X_{16}	月平均晴天指数推算値 (\bar{K}_T) (0~1)	(5)

- 注 (1) 月の総日数の不同の影響を除くため、月間日数はその月の総日数で割って、0から1までの値で表してある。
 (2) 各月15日の南中時の値。
 (3) $X_{14} = X_3 + X_7 - 100$
 (4) φ は観測地点の緯度。
 (5) 本文参照

に2分類でき、境界線のおよその走向位置が決まるが、これは従来の気候区分(福井, 1933; 関口, 1959)の日本海側気候区の境界、日本気候図の冬の雲量、降水量および全天日射量分布の、等値線の走向とかなりよく合っている。それ故 ②境界線付近の推算地点(長野、若松など)は、これらの図を参照して、日本海側、太平洋側の所属を決めた。また、③境界線は上記各図および地形図を参照して引いたが、解析地点と推算地点の所属が変わらない限り細かい走向位置は問題ではない。

3. 解析用データの整備

次に、モデルパラメータ a , b を、その月の一般気象要素の値から推定する重回帰式を求めるために、重回帰分析の解析用データとして、目的変数 a , b と説明変数候補(一般気象要素) X_1, X_2, \dots, X_{16} を、以下のよう準備した。

(1) 目的変数 a , b

解析地点(61)の日射データ期間(6~10年)につい

第4表 重回帰分析における各ステップの採用変数と重相関係数, 残差 (説明変数候補14個)

目的変数 Y	データ数	ステップ No. 採用変数, 統計値	1	2	3	4	5	6	有意限界ステップ No. とその統計値
			a (U=75%)	827	説明変数 X_i 名称 (±) 重相関係数 R 単相関係数 r_{iy} 残差標準偏差 S_δ	X_{16} 晴天指数 (-)	X_{11} 全日射量 (推)(+)	X_{13} $\sin X_{12}$ (-)	
a (U=71%)	5235	説明変数 X_i 名称 (±) 重相関係数 R 単相関係数 r_{iy} 残差標準偏差 S_δ	X_{16} 晴天指数 (-)	X_8 不照日数 (+)	X_2 蒸気圧 (-)	X_9 積雪 <10cm(-)	X_{12} 太陽高度 (-)	X_{14} うす雲指数 (+)	Step 13 0.940 0.129
b (U=75%)	827	説明変数 X_i 名称 (±) 重相関係数 R 単相関係数 r_{iy} 残差標準偏差 S_δ	X_2 蒸気圧 (-)	X_{13} $\sin X_{12}$ (-)	X_{12} 太陽高度 (+)	X_8 不照日数 (-)	X_7 日照率 (-)	X_6 日照時間 (+)	Step 8 0.728 0.155
b (U=71%)	5235	説明変数 X_i 名称 (±) 重相関係数 R 単相関係数 r_{iy} 残差標準偏差 S_δ	X_2 蒸気圧 (+)	X_{11} 全日射量 (推)(-)	X_8 不照日数 (-)	X_7 日照率 (-)	X_{15} $\cos \phi$ (-)	X_9 積雪 <10cm(+)	Step 10 0.614 0.140

(注) (+), (-) は, 採用説明変数の偏回帰係数の符号

て, 4章で決定した $L=4\%$, $U=71\%$ または 75% を採用して, 年月別に日別晴天指数度数分布をモデル化し, その a, b を計算した。(計算方法の詳細は第1報参照)

(2) 説明変数候補 X_1, X_2, \dots, X_{16}

サンシャイン計画に関連して実施されたこれまでの研究(吉田・篠木, 1978, 1982)を参考にして, 説明変数の候補として, 第3表の月別値16種目をえらび, 上記(1)と同じ地点と期間のデータを, 解析用データとして準備した。なお, 表の変数のうち, X_{11} はサンシャイン計画の気象調査で整備した値(第1報 3.(2)項の \bar{H}')であり, X_{16} はこれを大気外水平面日射量(仙台管区気象台, 1969)で割った値である。

(3) 解析用データの分類

同じ地点・年・月の a, b と X_1 から X_{16} を合わせて

1組のデータとし, 全データを, 上限値 U に 71% を採用する地点・月のグループと, $U=75\%$ を採用する地点・月のグループに2分した。

4. 重回帰分析 (a, b の推算式の決定)

a, b をそれぞれ目的変数とする重回帰式

$$\left. \begin{aligned} \hat{a} &= \hat{\alpha}_0 + \sum_{k=1}^m \hat{\alpha}_k X_{ik} \\ \hat{b} &= \hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^n \hat{\beta}_k X_{jk} \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

は, 上限値 $U=71\%$ と $U=75\%$ について, それぞれ別のデータ・グループから, 変数増加法で求める。また, 説明変数候補のうち X_4 と X_5 は, 日射との関係が深い変数と考えられる反面, 152 気象官署の約半数は, 平年値期間の最初の10年は, データが無い。それ故, 16

変数から出発した変数増加法と、 X_4 , X_5 を除いた14変数から出発した変数増加法の両方を実施した。

その結果、目的変数 a と b , U の値 71% と 75% のどのケースも、 X_4 と X_5 を含めても重回帰式が特に良くはならないことがわかった。それ故、以下では、14説明変数候補による分析の結果を述べる。第4表は、変数増加法の各ステップの採用変数と、重相関係数その他の状況を示したものである。

(1) a の推算式

$U=75\%$, 71% のいずれも最初に晴天指数 X_{16} が採用され、 a との相関係数は約 0.93 で非常に大きい。表が示すように、2番目以下の変数追加の効果は、重相関係数 R の増し方、残差標準偏差 S_e の減り方から見て非常に緩慢である。しかしデータ数が多いために、変数追加の有意性を示す F 検定では、危険率 5% で、それぞれ変数10個および13個まで有意である。しかし、これだけ変数を増しても、表の最右欄が示すように、変数1個のときと比べて重相関係数 R が 0.1 から 0.2 くらい大きくなるだけである。

今回のようにデータ数が多い場合、変数増加法の打ち切り基準として、有意性検定は必ずしも適当でない。 R の増加や S_e の減少から見て、実質上は問題にならないような、わずかな効果でも、十分小さい危険率で有意になりうるからである。それ故、第4表でステップごとの R の増し方、 S_e の減り方で変数追加の効果を見て、 $U=75\%$, 71% のどちらの場合も、変数の採用を3個とした。

(2) b の推算式

b の推算式では、 $U=75\%$, 71% 共に、先ず蒸気圧がえらばれた。しかしその単相関係数 r_{iy} は、それぞれ 0.57, 0.23 と小さく、このために第4~5ステップくらいまでは、変数追加の効果が R や S_e の値に現れている。それから先は変数追加の効果が小さい。

a の場合と同様に R と S_e のステップごとの変化を見て、 b の推算式の説明変数は、 $U=75\%$ は 5 個、 $U=71\%$ は 4 個を採用した。

なお、パラメータ a と、 X_{16} つまり \bar{K}_T の相関が非常に大きく、また、 b の重回帰式の説明変数に X_{16} が採用されなかったことは、第1報で a , b と \bar{K}_T の関係を調べた結論、つまり、「 a は Liu・Jordan (1960) の分布パラメータ \bar{K}_T に対応し、 b はこれと独立な情報を与えるパラメータである」とよく一致する(第1報 5.(4). 項参照)。

(3) 採用した a , b の推算式

a , b の推算値を \hat{a} , \hat{b} として、上に述べた分析で得た重回帰式は次の通りである。

$$\left. \begin{aligned} U=71\% \text{ を採用した地点, 月の場合} \\ \hat{a} &= 1.961 - 5.300 X_{16} + 0.587 X_8 - 0.0039 X_2 \\ &\quad (R=0.936) \\ \hat{b} &= 1.179 + 0.0080 X_2 - 0.0122 X_{11} - 1.223 X_8 \\ &\quad - 0.0074 X_7 \quad (R=0.568) \\ U=75\% \text{ を採用した地点, 月の場合} \\ \hat{a} &= 3.276 - 9.030 X_{16} + 0.1019 X_{11} - 1.732 X_{13} \\ &\quad (R=0.948) \\ \hat{b} &= 2.202 - 0.0649 X_2 - 4.433 X_{15} + 0.0550 X_{12} \\ &\quad - 0.976 X_8 - 0.0083 X_7 \quad (R=0.721) \end{aligned} \right\} (4)$$

各式に添記した R は重相関係数である。 R の値が示すように、 b の推算式の精度は十分とは言えない。しかし、従来よく使われている Liu・Jordan のモデル分布が a に相当するパラメータのみを持ち、このモデルを第1近似とすれば、パラメータ b は、モデル分布の精度を第2近似に高めるための、いわば補助的な情報とみなされるものである。

5. 日別全天日射量の月別階級別日数の推算 および その平年値、標準偏差の全国マップ作成

(1) 日別全天日射量階級別日数の年月別推算

全国の気象官署のうち、平年値期間の1951年から1980年までの30年間に、12年以上データがある152地点(第1図)について、(4)式の説明変数の年・月別値を、推算用データとして整備した。移転等によるデータが不均質な期間は除いた。

収集した気象値を(4)式の右辺に代入して、152地点の30年間(12年以上)の年・月別の \hat{a} , \hat{b} を推算した。

ある地点・年・月の \hat{a} と \hat{b} の値から、その地点・年・月の、日別全天日射量の階級別日数、つまり次の限界値

$$H_i = 1000 \times i \text{ (kcal/m}^2\text{)}, \quad (i=1, 2, \dots, 6) \quad (5)$$

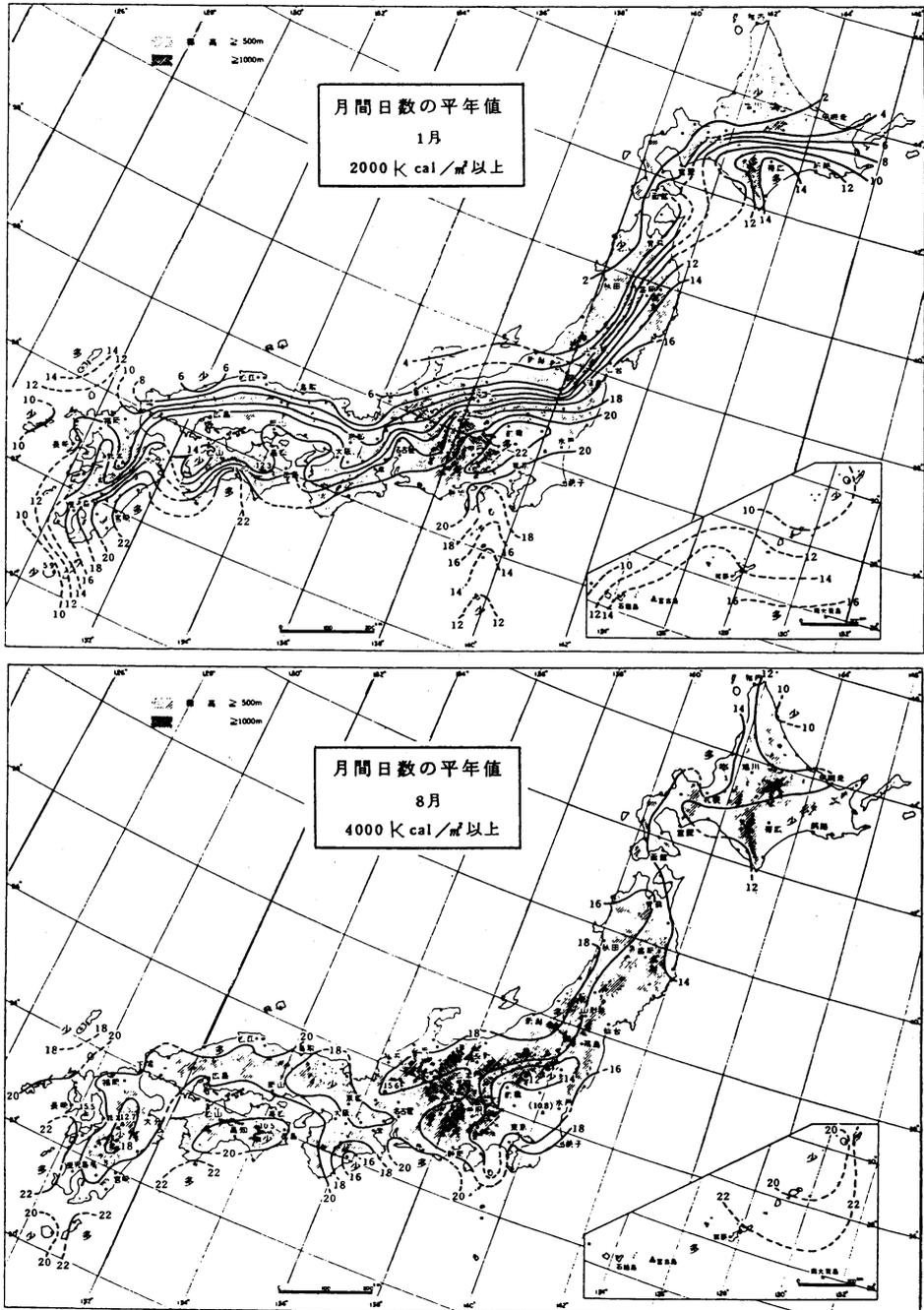
以上の日数 n_i を求める手順は次の通りである。

1). その地点の緯度に対応する月平均の大気外水平面日射量の値 H_0 を用いて、限界値を晴天指数に変換する。

$$K_{Ti} = H_i / H_0, \quad (i=1, 2, \dots, 6) \quad (6)$$

2). モデル分布の(1)式の K_T に K_{Ti} を、 a , b には \hat{a} , \hat{b} を代入して、 K_T に対応する規準正規変量 Z の値 Z_i ($i=1, 2, \dots, 6$) を求める。

3). その月の総日数を m とすれば、階級別日数 n_i のモデルによる推算値 \hat{n}_i は次の式で求まる。



第2図 日別全天日射量が各限界値以上の日数（年平均値）の全国マップの例。

$$\hat{n}_i = \frac{m}{\sqrt{2\pi}} \int_{Z_i}^{\infty} e^{-t^2/2} dt, \quad (i=1, 2, \dots, 6) \quad (7)$$

(2) 階級別日数の平年値、標準偏差の計算

上記の \hat{n}_i を地点別、月別に累年統計して、平均値つまり平年値と、標準偏差を計算した。後者は通常の分散(不偏分散でない)の平方根である。また、 \hat{n}_i を年別に12カ月合計して年間の階級別日数を求め、これについても平年値と標準偏差を計算した。

(3) 全国マップ作成

152 地点について、上のようにして求めた同種の値(たとえば3月の 2,000 kcal/m² 以上の日数の標準偏差)を、地形入りの白地図にプロットし、等値線を描いて、全国マップを作成した。ここでは、例として、1月における日別全天日射量 2,000 kcal/m² 以上の日数の平年値マップ、及び8月における日別全天日射量 4,000 kcal/m² 以上の日数の平年値マップを、第2図に示す。

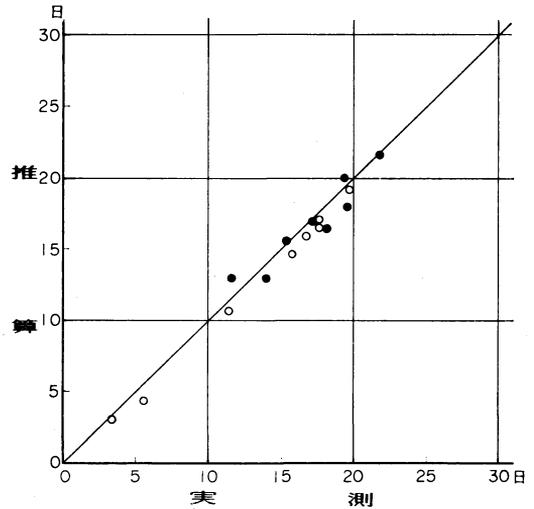
(注) 6種の日射量限界値以上の、月別および年間日数の平年値と標準偏差の、表およびマップは、日本気象協会(1983)に掲載されている。

最後に、第2図に例を示した階級別日数平年値マップの精度について述べる。解析地点の日射量実測データが、5年以上10年以下しかないから、平年値(30年平均値)で直接実測と推算を比較することはできない。それ故、実測データがある1976~1980年の5年平均値について、実測と推算を比較した。すなわち、全国の代表8地点(札幌、仙台、新潟、東京、大阪、福岡、鹿児島、那覇)の上記5年間について、1月の2,000 kcal/m² 以上及び8月の4,000 kcal/m² 以上の日数の実測値と推算値を年別に求め、それぞれの5年平均値を計算し、実測値と推算値の関係を相関図で示したのが第3図である。

5年平均値の実測と推算は、相関係数で見れば0.99と非常に高い相関を示し、誤差の大きさ(絶対値)は、16例の平均で0.9日、最大で1.8日である。これは、各年のデータ 16×5(年)=80例で見た誤差の大きさ(平均1.6日、最大5.7日)と比べて、平均で約1/2、最大で約1/3に減っている。5年平均値でも誤差の大きさの平均は、マップに採用した等値線間隔2日の半分以下であり、平年値の誤差は5年平均値の誤差よりもかなり小さくなると考えられるから、マップから読んだ平年値は、少なくとも日数の整数位までは、信頼できるとみなされる。

6. まとめ、およびあとがき

太陽熱を用いる暖房・給湯システムの利用には、1日



第3図 日別全天日射量階級別日数の5年平均値から見た実測値と推算値の比較(1876~1980年)
記号: 白丸印は1月 2000 kcal/m² 以上, 黒丸印は8月 4000 kcal/m² 以上。

の日射量が約 2000 kcal/m² 以上、冷房システムの利用には約 4000 kcal/m² 以上の日射量が必要であると言われている。第2図の上段は前者(1月)、下段は後者(8月)に対応する全国マップである。たとえば東京について見ると、1月の2000 kcal/m² 以上の日数の平年値は約20日で、全国的に見て、冬の暖房・給湯には、かなり条件が良い地域である。その反面、8月の4000 kcal/m² 以上の日数の平年値は約15日で、緯度の割に日数が少なく、夏の冷房については、関東以西地域の中で最も条件が悪いことがわかる。このようなマップの作成は本研究が最初であり、多方面への利用が期待される。

なお、これらマップの気候学的意味の検討は興味があるが、紙数の都合で別の機会にゆずる。

全天日射量データの均質化の検討に必要な、日射計感部交換・移転等の期日や状況の情報収集について、日射観測官署にお世話になり、また、一部の気象データを、気象庁統計室に提供していただいた。さらに、電子技術総合研究所太陽エネルギー研究室及び気象研究所高層物理研究部の方々には、有益な御助言をいただいた。ここに厚く御礼申し上げる。なお、本研究は、日本自転車振興会の補助事業として実施したものである。

文 献

福井英一郎, 1933: 日本の気候区(第2報), (1)~

- (4), 地理学評論, 9, 1, 109, 195, 271.
- Johnson, N.L., 1949: Systems of frequency curves generated by methods of translation, *Biometrika*, 36, 149-176.
- 菊地原英和, 篠木誓一, 吉田作松, 1985: 日別全天日射量階級別日数の全国マップ作成(I), 日別晴天指数度数分布の解析とモデル化, *天気*, 32, 271-280.
- Liu, B.Y.H. and R.C. Jordan, 1960: The inter-relationship and characteristic distribution of direct, diffuse and total solar radiation, *Solar Energy*, 4, (3), 1-19.
- 日本気象協会, 1981: 太陽エネルギーシステムの研究(気象調査), 昭和55年度サンシャイン計画委託調査研究成果報告書.
- , 1983: 日別全天日射量度数分布の全国マップ(太陽エネルギー利用可能日数).
- 関口 武, 1959: 日本の気候区分, 東京教育大学地理学研究報告, 3, 65.
- 仙台管区気象台調査課, 1969: 大気外水平面日射量の表, 東北技術だより, 44, 27-56.
- Thomas, H. and I.B. Norris, 1982: Seasonal variations in frequency distribution of daily totals of short-wave solar radiation, *Agr. Met.*, 25, 267-274.
- 吉田作松, 篠木誓一, 1978: 日本における月平均全天日射量およびその年々の変動度のマップの作成, *天気*, 25, 375-389.
- , ———, 1982: 日射量の全国マップ, その5. 月平均法線面直達日射量とその年々の変動係数, *太陽エネルギー*, 8, (2), 20-37.

NEWS

世界の異常天候とその影響評価 (15)

(Climate Impact Assessment, April, 1985)

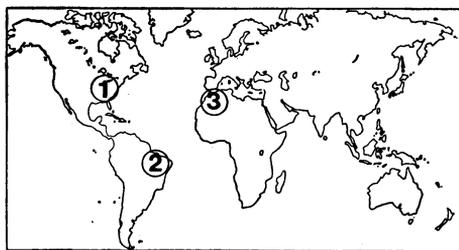
1. 合衆国東部一干ばつ, 寒波

干ばつのため, 南東部では森林火災が拡がっており, 大西洋岸の諸州では給水制限が始まった. 東部の海岸地方では, 3月と4月の降水量は平年の50%以下であった. ワシントン・D. C.では, 4月の降水量は1mmであり, 4月の少雨の新記録となった. ノースカロライナ州では, 4月初めに, 144000エーカー(約580km²)の森林で火災が発生した.

4月10日頃, 合衆国東部は記録的な寒波に襲われた. このため, 大西洋岸の諸州, 特に, ニュージャージー, バージニア, ウェストバージニアの各州では花を付けた果樹が寒害を受けた.

2. ブラジル—大雨, 洪水

ブラジル北東部では, 4月中頃に大洪水が発生し, 50万人以上の人々が家を棄てて避難した. 181の地方自治体が洪水に見舞われ, 少なくとも27人が死亡したと伝えられている. このため, 家畜や農作物に大きな被害が生じた. 雨は, 4月6~13日に特に激しく降り, 300mm



以上の雨が降った地域もあった.

3. モロッコ—干ばつによる不作

4月後半になって雨が降り始めたが, 降るのが遅過ぎたため, 冬小麦の干害を解消するには至らなかった. このため, 3年連続して, 干ばつによる不作となりそうである.

注: 上記各項目の番号は図中の番号に対応している。
(気候変動対策室 真野裕三)