

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*

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(熱電堆式日射計による)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の月別値から推算する方式を開発して利用することにした。まず、日別晴天指数(日別全天日射量を大気外水平面日射量で割った値)の、月別度数分布の性質を解析し、次に、その考察にもとづいて、度数分布の最適のモデル化法を検討した。その結果、Johnson(1949)の有界分布のThomas・Norris(1982)による当てはめ法を用いることにより、精度の良いモデル化が可能になったことがわかった。

1. まえがき

1.1. 研究の目的

近年、石油代替エネルギーの1つとして、太陽暖冷房・給湯、太陽熱発電、太陽光発電など、各種の太陽エネルギー利用技術の研究開発が進められ、その中でも太陽暖冷房と給湯は実用段階に達し、全国的に普及しつつある。これらのシステムの計画や設計のためには、日射に関する各種の統計資料が必要であり、そのため、これまでいろいろな日射量月平均値の全国マップ(たとえば日本気象協会(1977, 1981, 1983 a, 1984), 吉田・篠木(1981 a~1981 c, 1982, 1983), 吉田(1982))等が作成された。

本研究の目的は、太陽エネルギー利用技術にとって必要でありながら、まだ作成されていない、日別全天日射量の月別階級別日数の、平年値および年々の変動を表す標準偏差を推定し、その全国マップを作成することである。

すなわち、太陽熱を利用した暖房・給湯には、1日の日射量が約2,000 kcal/m²以上、冷房には約4,000 kcal/m²以上の日射量が必要であると言われているが、また、たとえば「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は、太陽エネルギー利用システムの設計者にとっても、ユーザーにとっても、重要な情報である。

なお、気候統計における平年値は、西暦年の10年を区切りにした累年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。階級別日数は、利用の便を考えて、累積度数方式、つまり、「全天日射量が限界値以上の日数」で表し、限界値として、1,000, 2,000…、6,000 kcal/m²の6通りを採用する。

1.2. 問題点および研究の方針

前節で述べた、本研究の目的を達成するうえで、最大の問題点は、元データの年数および地点数の不足である。現在全天日射量を観測している気象官署は、67地点に限られ、全国マップ作成には不十分である。しかも、十分信頼できる全天日射量データは、現在の熱電堆式(A型)日射計によるデータに限られ、(第3章参照)、最長の地点でも、1980年までに10年しかなく、平年値、つまり30年平均値は計算できない。

* Maps of the monthly number of days with global solar radiation above thresholds for Japan. (I) Analysis and modelling of the frequency distribution of daily clearness index.

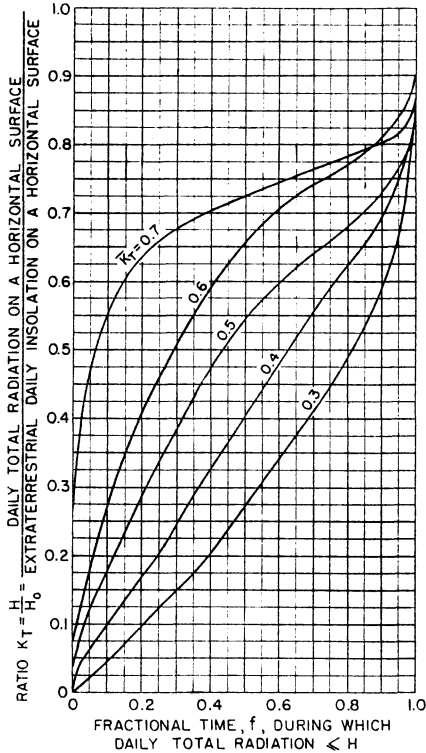
** Hidekazu Kikuchihara, Seiichi Shinoki, Sakumatsu Yoshida, (財)日本気象協会中央本部。

—1984年8月7日受領—

—1985年3月22日受理—

第1表 主な記号の説明

記号	内容
H	日別全日射量 [kcal/m ²]
H_0	日別大気外水平面日射量 [kcal/m ²]
K_T	日別晴天指数, $K_T = H/H_0$
n	度数分布の標本数 (月の総日数など)
i	K_T の添字, 標本一連番号, $i=1, 2, \dots, n$
\bar{K}_T	K_T の度数分布の平均値, $\bar{K}_T = \frac{1}{n} \sum K_{Ti}$
S	K_T の度数分布の標準偏差, $S = \left\{ \frac{1}{n} \sum (K_{Ti} - \bar{K}_T)^2 \right\}^{1/2}$
γ_1	K_T の度数分布のひずみ(注), $\gamma_1 = \frac{1}{n} \sum (K_{Ti} - \bar{K}_T)^3 / S^3$
γ_2	K_T の度分布のとがり(注), $\gamma_2 = \frac{1}{n} \sum (K_{Ti} - \bar{K}_T)^4 / S^4$
U, L	採用モデル分布 (本文 (2) 式) の上, 下限値
a, b	採用モデル分布のパラメータ



第1図 Liu・Jordan (1960) による日別晴天指数の累積分布曲線。縦軸は晴天指数, 横軸は非超過確率 (分布関数)。

1.1. に文献を挙げた, 各種日射量月平均値の全国マップ作成では, データのある地点・期間について, 月平均日射量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, この式で約 150 気象官署, 30年の月平均日射量を推算して, その平均値等を求めるという方法で, 上記の問題点を解決した。この方法を本研究に適用する場合, 次の2通りの方式が考えられる。

1) 1.1. で述べた6通りの全日射量限界値以上の月間日数を, それぞれ独立の重回帰式で一般気象要素から推定する。

2) 日別全日射量度数分布を適当な分布型でモデル化し, そのモデルのパラメータを一般気象要素から重回帰式で推定する。

このうち方式1)は, 独立の式で推算される6通りの限界日射量以上の日数相互の間の整合性が保証されず, 極端な場合は, 日射量限界値が大きいほうの日数が, より多く算出されるというような不合理を生ずる可能性も

- 注: (1) γ_1 はその絶対値が大きいほど, 分布のひずみ (非対称性) が著しく, 一山型分布では, $\gamma_1 > 0$ のときは極大点が左に寄って右に尾を引いた分布型, $\gamma_1 < 0$ はその逆である。
 (2) 一山型分布では, 標準偏差が同じならば, γ_2 が大きいほど, 極大付近がとがっている。正規分布では $\gamma_2 = 3$ 。
 (3) 二山型分布は γ_1, γ_2 共概ね値が小さい。

ある。

他方, 方式2)の度数分布のモデル化は, 日別全日射量では難しいが, 日別晴天指数 (日別全日射量を日別大気外水平面日射量で割った値) を用いれば, 日射量の緯度差と季節変化が除かれるので, 度数分布のモデル化が容易になる。

Liu・Jordan (1960) は, 日別晴天指数 K_T の月別度数分布が K_T の月平均値 \bar{K}_T だけではほぼ決まるとし, 第1図の累積分布曲線を与えた。これまでにこのモデルを用いた例はかなり多い。それ以外にも, 今日まで晴天指数度数分布のモデル化について幾つかの研究があるが, これらのモデルが日本のデータにどの程度適合するかは, まだ調べられていない。これらのモデルのうちから, 実測値の度数分布が精度良く表現できるものを選び, 日別晴天指数について方式2)を採用すれば, 方式1)のような, 推算値間の不整合は起こらない。

以上の考察により, 第1報では, 日射観測官署の現用

測器による1980年末までの日別全天日射量データを収集し、これを晴天指数に変換して、その月別度数分布を詳しく解析し、その実態に合った、最適のモデル化の方法を研究した。なお、今回得られたモデルを用いて日別全天日射量の月別階級別日数の年平均値および標準偏差を推算し、それらの全国マップを作成することについては、第2報にゆずる。

2. 記号

本報告で使用する主な記号を第1表に挙げる。なお、日射量の単位は、MJでなくkcalを使用する。これは、わが国における太陽暖冷房・給湯技術の研究や設計において、現在、主としてkcal/m²が使用されていることを考慮したためである。ただし、日射スケールはWRR(World Radiometric Reference)を用いた。

3. 日別全天日射量データの収集、均質化及び晴天指数への変換

3.1. データの収集

日射観測実施気象官署のうち、後で重回帰分析に用いる一般気象要素も含め、データが不足する館野・父島・南鳥島・石垣島・宮古島・宮崎を除いた61地点について、現用測器(熱電堆式)の観測開始から1980年末までの、日別全天日射量データを収集した。データ期間は、地点により最長10年、最短6年2カ月である。パイメタル式等の旧測器のデータは、測器の係数の季節変化や不安定性のために使用できない(斉藤・松尾・落藤, 1964; Kondo, 1967)。

3.2. データの均質化

現用測器による日射観測値も、落雷等による故障、検定のための感部交換、測器の移設、露場の移転等があると、しばしば、その時点を境に、前後のデータの均質性が損なわれることが知られている(日本気象協会, 1981; 吉田・篠木, 1983)。これらの文献には、月平均全天日射量の実測値 \bar{H} と推算値 \bar{H}' の比較によって、この不均質を補正する方法が示されている。ただし、推算値は、次の重回帰式で求めたものである。

$$\bar{H}' = \bar{H}_0(0.149 + 0.546S_r + 0.037 \sin h + 0.048G_{10})$$

ここで \bar{H}_0 は H_0 の月平均値、 S_r は月平均日照率[0.00~1.00]、 h はその月15日における太陽南中高度、 G_{10} は積雪指数(積雪10cm以上の日数と月の日数の比)である。

本研究では、日射データを収集した地点と期間内につ

いて、感部交換や移転など、均質性を損なったおそれがあるすべての変更の状況と起日を調べ、全天日射量の比の値 $k = \bar{H}'/\bar{H}$ の経年変化図と併せて検討することにより、 k の値が不連続に変わった時期を判断し、その時期で区分した期間ごとに、 k の平均値として補正係数を求め、これを用いて各期間のデータを補正して、均質化した(詳細は日本気象協会(1983b)参照)。

3.3. 晴天指数への変換

均質化した日別全天日射量全データは、その地点の緯度と月日から求めた日別大気外水平面日射量 H_0 を用いて、次の式で、日別晴天指数 K_T に変換した。

$$K_T = H/H_0 \quad (1)$$

H_0 は、仙台管区気象台調査課(1969)に緯度1°おきの値の表があるので、これを日射観測官署の緯度で、内挿して求めた。

4. 日別晴天指数月別度数分布の解析

4.1. 晴天指数度数分布の概況

整備した61地点における延べ約6,000カ月の K_T について、次の資料を作成し、度数分布の概況を調べた。

1). 各地点における各年の月別度数分布のヒストグラムと、その分布統計値6種(\bar{K}_T , S , γ_1 , γ_2 および最大値, 最小値)

2). 各地点における月別累年度数分布のヒストグラムと、その分布統計値6種(同上)

3). 2)で求めた6種の地点別分布統計値の1つを θ で表せば、 θ は地点ごとに異なるから、その全国的な実態を表すために、その統計値 θ を全地点集めてその度数分布を表す4種の全地点統計値、つまり全地点についての平均値 $M(\theta)$ 、標準偏差 $SD(\theta)$ 、最大値 $\text{Max}(\theta)$ 、最小値 $\text{Min}(\theta)$ (全体では12月×6種×4種)。

なお、ヒストグラムは、 K_T の10%幅の階級別日数で表した。

これらの作成資料から、ここでは、3)のうち、 \bar{K}_T , S , γ_1 および γ_2 の全地点平均値 $M(\bar{K}_T)$, $M(S)$, $M(\gamma_1)$, $M(\gamma_2)$ を第2表に挙げるにとどめ、全資料を検討して得た、 K_T の度数分布の主な性質を以下に述べる。

a) 各地点における年月別度数分布の形は非常に多様であって、平坦型、正、負にひずんだ型(第1表注(1)参照)、二山型等があり、同じ地点の同じ月でも、年によって、かなり形が変わる。分布の形の多様性は、月別累年度数分布でも同様である(第3図参照)。

日別晴天指数は、日別全天日射量から、大気外日射量

第2表 日別晴天指数の地点別度数分布統計値の全地点平均 (61地点)
(\bar{K}_T : 平均値, S : 標準偏差, γ_1 : ひずみ, γ_2 : とがり)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	全年
\bar{K}_T	0.42	0.44	0.45	0.43	0.45	0.39	0.43	0.44	0.42	0.43	0.41	0.41	0.43
S	0.16	0.18	0.19	0.20	0.20	0.18	0.17	0.17	0.18	0.19	0.18	0.16	0.18
γ_1	-0.37	-0.38	-0.48	-0.34	-0.42	-0.14	-0.42	-0.59	-0.40	-0.46	-0.36	-0.34	-0.39
γ_2	2.69	2.39	2.20	1.85	1.88	1.81	2.08	2.32	2.01	2.01	2.13	2.51	2.16

第3表 代表8地点における日別晴天指数の月別累年度数分布型

地点	月												A ⁰	A ⁺	A ⁻	D	M	J	L
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12							
札幌	A ⁰	A ⁰	A ⁻	M	M	D	D	D	J	A ⁰	A ⁰	A ⁰	5		1	3	2	1	
仙台	J	J	J	J	D	D	D	M	M	M	J	A ⁻			1	3	3	5	
新潟	A ⁺	D	A ⁰	M	M	D	A ⁻	A ⁻	M	D	D	A ⁺	1	2	2	4	3		
東京	A ⁻	M	M	M	A ⁻	D	J	J	M	M	A ⁻	A ⁻			4	1	5	2	
大阪	A ⁻	A ⁻	A ⁻	M	J	D	A ⁻	A ⁻	M	M	A ⁻	A ⁻			7	1	3	1	
福岡	D	M	M	M	D	D	J	M	M	M	J	D				4	6	2	
鹿児島	M	M	M	M	M	D	A ⁻	A ⁻	A ⁻	J	J	D			3	2	5	2	
那覇	D	D	D	D	A ⁻	J	J	J	J	A ⁻	D	D			2	6		4	
A ⁰	1	1	1							1	1	1	6						
A ⁺	1											1		2					
A	2	1	2		2		3	3	1	1	2	3			20				
D	2	2	1	1	2	7	2	1		1	2	3				24			
M	1	3	3	6	3			2	5	4							27		
J	1	1	1	1	1	1	3	2	2	1	3							17	
L																			0

(注) A⁰: 一山型, ひずみ少 A⁻: 一山型, ひずみ- A⁺: 一山型, ひずみ+ M: 二山型
 J: 傾斜型, 右端 Max L: 傾斜型, 左端 Max D: 平坦型

の系統的な年変化および緯度変化を消去した指数であるから、度数分布は、その地点、月の、日照時間や雲量が表すような、天気の良い否を直接反映している。それ故、上のような度数分布の多様性は、天気の良い否の、季節変化、地点による差異（地形の影響）および年々の変動が主な原因である。各年のヒストグラムは省略したが、年々の変動が大きいために、都市化の影響などの長期傾向の有無は判別できない。

b) 全地点平均の月別累年度数分布は、6月は平坦型、

7、8月は顕著な負のひずみ型（第1表注(3)参照）、春と秋には二山型の傾向を示している。その分布統計値（第2表）を要約すると、平均値 \bar{K}_T は39~45%で6月に最小、標準偏差 S は16~20%で年変化が小さく、ひずみ γ_1 は全月負、とがり γ_2 は正規分布の値3よりかなり小さく、平均的には、とがりが小さい分布である。

c) 分布型の地点による差異が大きい。それ故、b)でのべた全地点平均の度数分布は平滑化されていて、ひずみ、とがりは地点別分布よりも小さくなっている。た

たとえば1月の地点別月別累年度数分布では、 γ_1 は-1.73~-1.30, γ_2 は1.81~5.69の範囲にひろがり、正にひずんだ分布も、非常にとがった分布もある。

d) 各地点における月別累年度数分布の、標本最大値 (以下最大値と言う) の全地点平均は70~75%であり、その12カ月平均は約72%である。標本最小値 (以下最小値と言う) の全地点平均は、月別では4~5%, 12カ月平均で約4%である。

以上述べたうち、 K_T の分布が負にひずんだ型が多いことや、分布の形が多様なことなどは、従来の諸研究と一致しており、d) 項の72%, 4%という K_T の分布の上下限値は、Thomas・Norris (1982) とほぼ一致している。

4.2. 代表地点の晴天指数度数分布の型

全国各地域の代表地点として、札幌・仙台・新潟・東京・大阪・福岡・鹿児島・那覇の8地点を選び、それぞれの月別累年のヒストグラムを、視察により、7つの型(第3表注)に分けて、各型の出現状況を調査した。その結果を第3表に示す。ただし、ひずみが負のA⁻型とJ型は、とがり γ_2 が2より大きいときJ型、小さいときA⁻型とした。ひずみが正のA⁺型とL型の区別も同様である。表の左上部は、地点別月別の分布型を記号で示し、他の部分の数字は、型別の度数である。

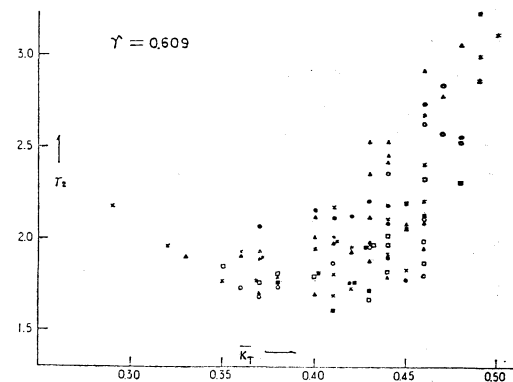
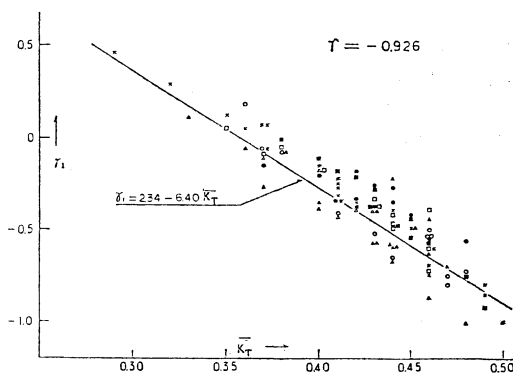
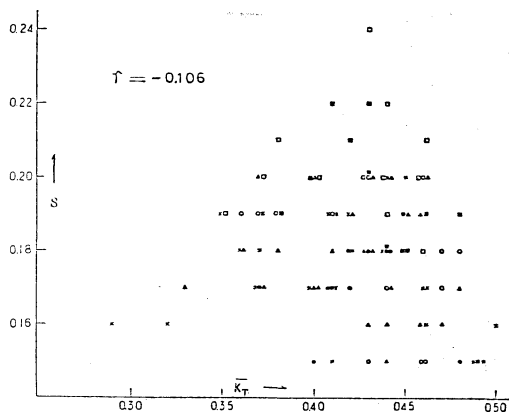
表が示すように、非常にとがった、負のひずみが大きいJ型がかなり多い反面、平坦なD型や二山のM型も多い。J型を左右反転したL型は1つもない。山が低い二山型と平坦型は区別しにくい、明瞭な二山型もある。これは雲量のU字型度数分布に対応すると見ることができる。

月によっても、各型の現れ方が明らかに異なり、6月にD型が多く、M型は春と秋に多い。また、地点によっても、型の現れ方が異なる。

4.3. 分布統計値の年変化

代表8地点の月別累年度数分布の統計値 K_T , S , γ_1 , γ_2 の年変化図を描いて年変化を検討した。図は省略するが(日本気象協会(1983b)参照)、主な結果は次の通りである。

- ①平均値 \bar{K}_T の年変化は各地点の気候的な天気の良いとよく対応し、天気の良い地点・月ほど \bar{K}_T が大きい。
- ②4つの統計値中、全地点全年平均に対する割合から見て、標準偏差 S は年変化の振幅・地点差ともに最も小さい。
- ③ひずみ γ_1 は、ほとんどの地点と月で0から-1の間にあり、天気の良い地点・月の負のひずみが大き



第2図 日別晴天指数の度数分布統計値の相互関係 (代表8地点×12月=96例)。

\bar{K}_T : 平均値, S : 標準偏差, γ_1 : ひずみ, γ_2 : とがり, r は相関係数。

く、天気が悪い地点・月は値が小さい(対称型に近い)。
④とがり γ_2 は、ほとんどの地点・月で1.7から3.0の範囲にあり、6月(那覇は5月)に極小、8月に極大を示す。また、冬には太平洋側地点では極大、日本海側地点

では極小の傾向を示す。(ただし全地点統計では、 γ_2 の95%変動範囲は1.09~4.29と幅が広い。)

4.4. 平均値 \bar{K}_T と他の統計値の関係

K_T の度数分布は有界 ($0 \leq K_T \leq 1$) であるから、もしも平均値 \bar{K}_T が非常に大きければ、分布型は右端に著しいピークを持つJ型で、 γ_1 は負、 $|\gamma_1|$ と γ_2 は大きいであろう。このような関係から、Liu・Jordan が与えた第1図のモデル分布は、平均値 \bar{K}_T だけをパラメータとして持ち、 K_T の分布は、平均値 \bar{K}_T を与えれば、地点や季節によらず1つの分布で表されるという、経験的な仮説に基づいている。もしこの仮説が、日本のデータにも当てはまれば、本研究のモデル化にも有利である。また、仮説が正しければ、 \bar{K}_T を与えれば、他の分布統計値 S 、 γ_1 および γ_2 の値が一義的に決まるはずなので、この検証を次のように行った。

第2図は、前記(4.2.)と同じ8代表地点における12カ月の月別累年度数分布96例について、 \bar{K}_T と、他の統計値 S 、 γ_1 および γ_2 の関係を相関図で表したものである。図中の r は相関係数であり、相関が特に大きい中段の図には、回帰直線を示してある。図から、次のことがわかる。

- 1). 平均値 \bar{K}_T と標準偏差 S は全く相関がない。
- 2). \bar{K}_T とひずみ γ_1 は大きい負の相関がある。
- 3). \bar{K}_T ととがり γ_2 は、弱い正相関がある。
- 4). 統計値の相互関係に地点差は認められず、上記1)~3)は普遍的な関係である。

上記の事実と、標準偏差 S がもともと変動が小さい量(ほぼ0.2)であることを考慮すれば、次のように結論できる。

Liu・Jordan の仮説(1パラメータ・モデル)は、第1近似としてのみ許容され、精度の良いモデル化には、少なくとも2つのパラメータが必要である。

5. 日別晴天指数度数分布のモデル化

K_T の度数分布のモデル化の研究は、前記の Liu・Jordan (1960) 以来多数発表されており、最近のものでは、Bendt et al. (1981)、Thomas・Norris (1982)、Öztürk・Dale (1982) および Hollands・Huget (1983) が挙げられる。

これらのうち、モデル分布導出の前提条件に疑問があるもの、Liu・Jordan の前記仮説にもとづくもの、モデルや計算が複雑で実用価値が疑わしいものを除くと、比較的計算が簡単で、4章で述べた K_T の度数分布型の

多様性にも対応できそうなものとして Thomas・Norris (1982) による、有界分布の当てはめ法が有望と思われた。

本研究では、この方法についてデータへの適用テストを実施し、良好な結果を得て、モデル化に採用したので、以下、これについて述べる。

(1) Thomas・Norris のモデル分布当てはめ法
Thomas・Norris(1982)によれば、日別晴天指数 K_T は、次の式で、規準正規変量 Z と結ばれる。

$$\left. \begin{aligned} Z &= a + bZ', \quad Z' = \ln W, \\ W &= (K_T - L) / (U - K_T), \quad (0 < L \leq K_T \leq U < 1) \end{aligned} \right\} (2)$$

この式の4つの定数 a 、 b 、 U 、 L のうち、晴天指数の上、下限値 U 、 L は適当に固定し、 a と b は実測の度数分布に合うように、最小2乗法で決めるというのが、Thomas・Norris の方法で、 L と U を変えてモデル分布の適合度を調べ、 $L=4\%$ 、 $U=76\%$ がよいとしている。

原論文では、(2)式の分布の由来を述べていないが、これは Johnson (1949) が与えた分布関数族 (Johnson System) のうちの有界分布 (S_B Curve) であって、その当てはめ法についても、Johnson・Kitchen (1971) や Hill et al. (1976) の積率法、Bukač (1972)、Slifker・Shapiro (1980) および Mage (1980) の分位値法などの研究があり、Phien・Chow (1983) は、水文データへの適用を報告している。

これらの当てはめ法のうち、積率法は標本誤差が大きい高次(4次まで)の積率を使う欠点があり、数値計算も面倒である。分布パラメータを、4点で実測と合うように決める分位値法のうち、上記最後の2つの論文は、解析解を導いている点で理論的には興味があるが、上記の水文データでの比較では、積率法よりも適合が悪いと報告されている。

これらに比べれば、最小2乗法は、データへの適合の点で最も安心できる方法であり、計算も最も簡単である。それ故、本研究では、最小2乗法を採用し、具体的には次のように扱った。

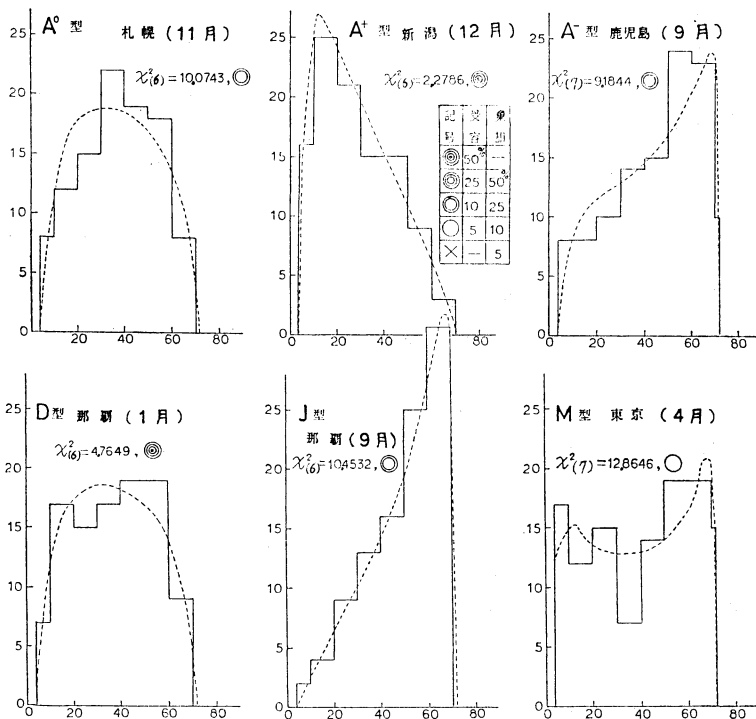
1) 分布の上、下限値 U 、 L は、データの実態に合わせて定める。

2) 晴天指数の10%ごとの値を

$$K_{Ti} = i \times 0.1, \quad (i=1, 2, \dots, m), \quad L < K_{Ti} < U \quad (3)$$

とし、 K_{Ti} を(2)式で Z' の値 Z'_i ($i=1, 2, \dots, m$) に変換する。

3) 次式により K_{Ti} に対応する規準正規変量 Z_i を求める



第3図 日別晴天指数度数分布型の代表例に対するモデル分布 ((2) 式) の適合度 ($L=4\%$, $U=72\%$)
 横軸は晴天指数[%], 縦軸は階級別度数[%], 各図には実測ヒストグラム (実線), 理論分布曲線 (破線), 適合度検定の χ^2 値と自由度 (括弧内) 及び検定結果の記号が示してある.

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-Z_i} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{K_{Ti} \text{ 以下の度数}}{\text{全標本数}} \quad (4)$$

4) 実測点 (Z_i' , Z_i), ($i=1, 2, \dots, m$) に最小2乗法で直線 $Z=a+bZ'$ を当てはめ, a, b の推算値 \hat{a}, \hat{b} を求める.

(2) モデル分布の適用テストとその結果

上記(1)で採用したモデル分布とその当てはめ法が, K_T の多様な分布の実態を表現できるかどうかを知るために, すでに述べた代表8地点の月別累年度数分布の中から, 各型の典型的なものとして, 次を選んでテストを実施した.

A⁰型 (札幌11月), A⁺型 (新潟12月), A⁻型 (鹿児島9月), D型 (那覇1月), J型 (那覇9月), M型 (東京4月)

晴天指数の上下限界は, とりあえず, 4.1. d) 項で得ている実測分布の総平均値である次の値を採用した.

$$U=72\%, L=4\% \quad (5)$$

テストの結果を第3図に示す. 図からわかるとおり, 正, 負に著しくひずんだ, とがった型から, 平坦型まで, モデルが良く適合し, 二山型 (M型) も一応表されている. 図中にカイ2乗検定の結果を記号で示したが, 危険率5%では, 6例共モデルが受容される. 実測分布型の多様性を考えるとき, 採用したモデル分布は, 非常に有効であると言える.

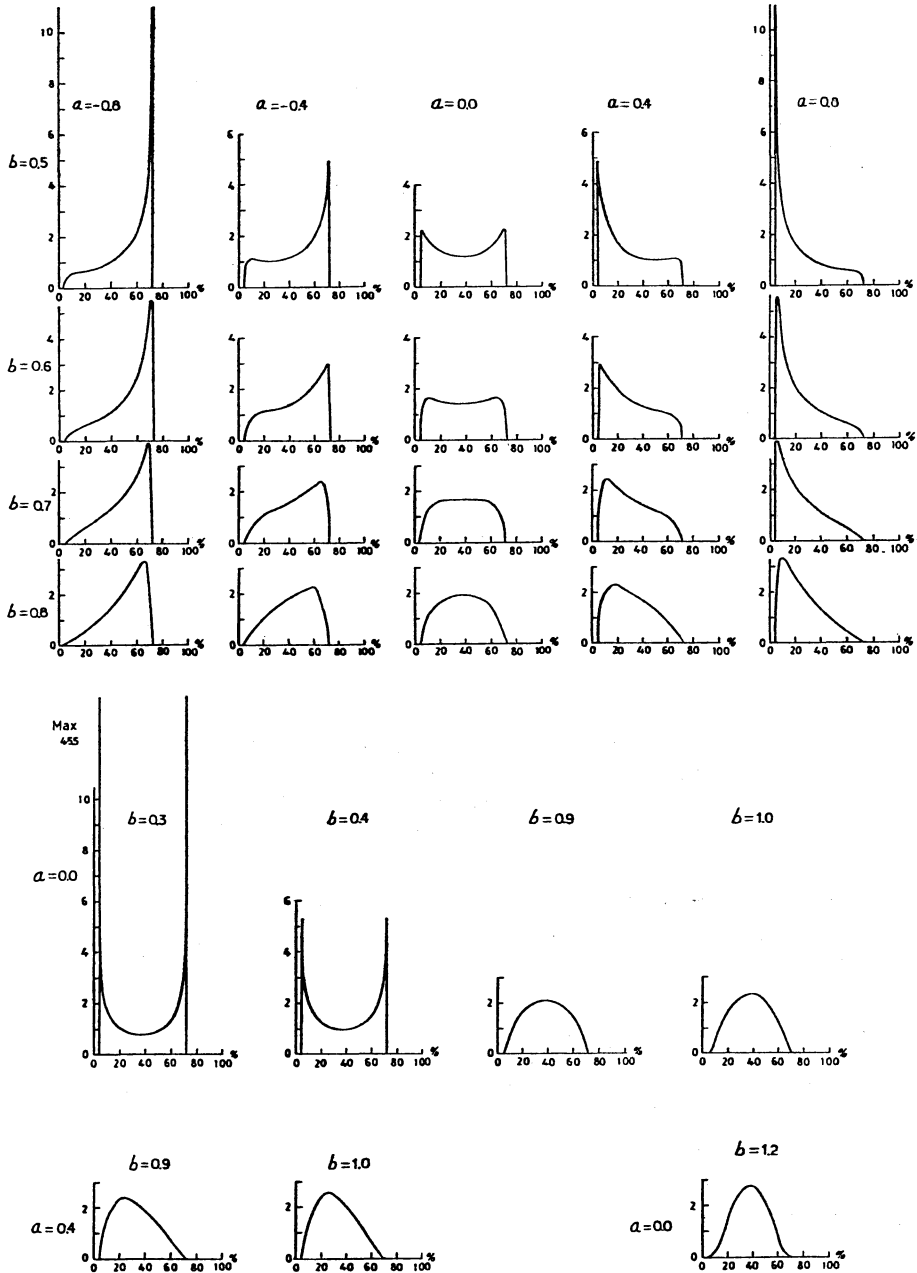
(3) モデル分布の性質

Johnson (1949) らにより, このモデル分布の若干の性質は導かれているが, 本研究でもさらに理論的な考察を行った. 式の誘導などの詳細は日本気象協会 (1983b) にゆずり, ここでは二, 三の結果を述べる.

モデル分布の確率密度は次の式で与えられる.

$$f(K_T) = \frac{2+w+w^{-1}}{\sqrt{2\pi}(U-L)} e^{-\frac{Z^2}{2}} \quad (6)$$

分布が二山型になる必要かつ十分な条件は

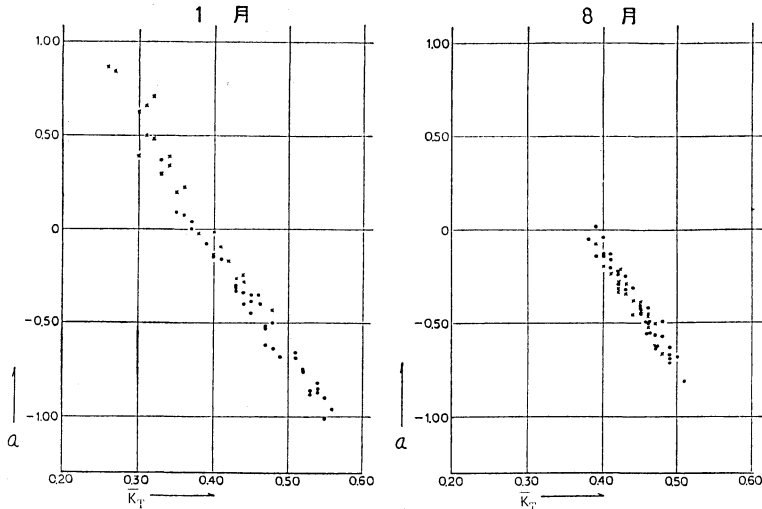


第4図 モデル分布の分布曲線のパラメータ a, b による変化 ($L=4\%, U=72\%$).
 横軸は晴天指数 K_T [%], 縦軸は確率密度 $f(K_T)$ を表す.

$$\left. \begin{aligned}
 &b < 1/\sqrt{2} \doteq 0.7071 \text{ かつ } |a| < a_1, \\
 &a_1 = \frac{\sqrt{1-2b^2}}{b} - b \ln \frac{1+\sqrt{1-2b^2}}{1-\sqrt{1-2b^2}}
 \end{aligned} \right\} (7)$$

が成立することである. a, b に種々の値を与えて分布

曲線を描くと, 第4図を得る. このように, a と b の値を変えれば, 通常の一山型から, 平坦な型, U 字型まで得られる. 二山型も一応表現できるが, 峰が両端付近の U 型に近い分布になる. b が同じで $a=k$ の分布と



第5図 平均値 \bar{K}_T とパラメータ α の相関図。
61解析地点の月別累年度数分布による。

$a = -k$ の分布は、左右を反転した裏返しの分布になり、 $a = 0$ のとき左右対称分布になる。大まかに言えば、 a はひずみを、 b はとがりを表す。これらの性質は、 U と L の値によらない。

(4) 平均値 \bar{K}_T とモデル分布パラメータの関係

61解析地点の12カ月の月別累年度数分布に上記モデル分布を当てはめて a 、 b を求め、 \bar{K}_T と a および \bar{K}_T と b の関係を相関図で検討した。このうち1月と8月の \bar{K}_T と a の相関図を第5図に示す。

他の月および \bar{K}_T と b の相関図は掲載を省略したが、全国を通じて、 a と \bar{K}_T の相関は非常に大きく、直線関係で結ばれ、一方 b は、 \bar{K}_T と全く関係がない。つまり、パラメータ a は Liu・Jordan の分布のパラメータ \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。

6. まとめ

この第1報は、本研究の目的で述べた全国マップ作成のための前段の研究として、日射観測地点の実測データに基づいて、日別晴天指数の月別度数分布の実態を詳細に解析し、その結果によって、実測分布の最適のモデル化を研究した。結果は次のように要約される。

1) 日別晴天指数 K_T の分布が月平均晴天指数 \bar{K}_T だけで決まるとする Liu・Jordan (1960) のモデルは、第

1 近似にすぎず、精度が不十分である。

2) Johnson (1949) の有界分布の4つのパラメータのうち、 K_T の上、下限値 U 、 L を固定し、他のパラメータ a 、 b をデータから最小2乗法で推定する、Thomas・Norris (1982) の2パラメータモデルを採用することにより、上記1)と比較して、モデル化の精度を第2近似まで高めることができる。

3) 上記2)の方法によるモデル化は、 K_T の実測分布の多様な形を良く表現できることが、モデル分布の性質および適用テストによって確認された。

文献

- Bendt, P., M. Collares-Pereira and A. Rabl, 1981: The frequency distribution of daily insolation values, *Solar Energy*, 27, 1-5.
- Bukač, J., 1972: Fitting S_B curves using symmetrical percentile points. *Biometrika*, 59, 688-690.
- Hill, I.D., H.Hill and R.L. Holder, 1976: Fitting Johnson curves by moments, *Appl. Stat.*, 25, (2), 180-189.
- Hollands, G.T. and R.G. Huget, 1983: A probability density function for the clearness index with applications, *Solar Energy*, 30, 195-209.
- Johnson, N.L., 1949: Systems of frequency curves generated by methods of translation, *Biometrika*, 36, 149-176.

- _____ and J.O. Kitchen, 1971 a : Some notes on tables to facilitate fitting S_B curves, *Biometrika*, **58**, 223-226.
- _____ and, 1971b : Tables of facilitate fitting S_B curves, II. Both terminals known, *Biometrika*, **58**, 657-668.
- Kondo, J., 1967 : Analysis of solar radiation and downward long-wave radiation in Japan, *Sci. Rep. Tohoku Univ., Ser. 5, Geophysics*, **18**, 91-124.
- Liu, B.Y.H. and R.C. Jordan, 1960 : The interrelationship and characteristic distribution of direct, diffuse and total solar radiation, *Solar Energy*, **4**, (3), 1-19.
- Mage, D.T., 1980 : An explicit solution for S_B parameters using four percentile points, *Technometrics*, **22**, 247-251.
- 日本気象協会, 1977 : 太陽エネルギーシステムの研究 (気象調査), 昭和 51 年度サンシャイン計画委託調査研究成果報告書.
- _____, 1981 : 同上昭和55年度報告書.
- _____, 1983 a : 同上昭和57年度報告書.
- _____, 1983 b : 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).
- _____, 1984 : 太陽光発電システム実用化技術開発「発電量基礎調査」, 昭和 58 年度新エネルギー総合開発機構委託業務成果報告書.
- Öztürk, A. and R.F. Dale, 1982 : A study of fitting Lambda distribution to solar radiation data, *Journ. Appl. Met.*, **21**, 995-1004.
- Phien, H.N. and W.B. Chow, 1983 : Applicability of the Johnson S_B -curve to annual streamflow distributions, *Journ. Hydrol.*, **64**, 15-24.
- 斎藤平蔵, 松尾 陽, 落藤 澄, 1964 : 日射とその応用上の問題点, *空気調和・衛生工学*, **38**, 260-279.
- 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.
- Slifker, J.F. and S.S. Shapiro, 1980 : The Johnson system: Selection and parameter estimation, *Technometrics*, **22**, 239-246.
- 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, 1982 : 日射量の全国マップ—その 4. 大気透過率, *太陽エネルギー*, **8**, (1), 38-46.
- _____, 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.
- _____, _____, 1981 a : 日射量の全国マップ—その 1. 月平均全天日射量とその年々の変動度, *太陽エネルギー*, **7**, (2), 37-53.
- _____, _____, 1981 b : 日射量の全国マップ—その 2. 月平均水平面散乱日射量とその年々の変動係数, *太陽エネルギー*, **7**, (3), 50-66.
- _____, _____, 1981 c : 日射量の全国マップ—その 3. 月平均水平面直達日射量とその年々の変動係数, *太陽エネルギー*, **7**, (4), 51-66.
- _____, _____, 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.
- _____, _____, 1983 : 日本における月平均水平面散乱日射量・同直達日射量の平年値および年々の変動係数のマップの作成, *天気*, **30**, 201-216.