The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	建築熱性状の確率分布推定法と気象データモデルに関する研究
Author(s)	岡田, 康郎
Citation	大阪大学, 1994, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.11501/3078947
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

建築熱性状の確率分布推定法と
気象データモデルに関する研究

1993

岡　田　康　郎

①

建築熱性状の確率分布推定法と
気象データモデルに関する研究

1993

岡　田　康　郎

まえがき

一般的に，長期間の自然室温・空調室負荷等を確率的に評価しようとすれば，建物の熱容量特性のゆえに，長期間での時系列熱計算を経て，次段階で結果の統計的な整理を行ない，評価を行なうという手順を要する。

気象データ時系列を一日毎の周期的定常状態として分断し，各日をフーリエ級数近似し，日間のつながり方を無視できれば，ある期間の連続気象現象は日単位の単純な集合と考えることができる。

対応する熱計算法もフーリエ解析に基づく単純な解法が使うことができ，上記の評価手順は簡易化される。

さらに，日単位の気象現象量標本の集積に対して，確率的関数表現を与えれば，熱計算でのフーリエ解析法は，その関数に対して数学的に変換を行なうことに対応し，評価対象量の確率的表現を直接的に得ることが可能になる。

本研究は上記の基本的アイデアに基づき，建築熱性状の確率的評価の方法的基礎をつくることを目的とした。

よって，数学的変換手法の構成，および，日単位の気象現象量の確率的構造の抽出・モデル化について研究を行なった。

日毎のフーリエ級数近似によって，時間変動は関数表現を与えられ，係数パラメータのみが変数（データ）となる。

フーリエ係数パラメータ値を確率変数として，その同時確率密度が多変数正規確率密度関数として表現されていることを前提として，気象データ確率変数の変数変換手法により，建築の熱特性値の確率密度関数を得る方法を構成した。

毎時実データを基礎データとして，フーリエ係数パラメータ値の確率的分布性状，パラメータ間の相関関係を分析し，分布形の特徴，線形関連度の強く現われる標本のグルーピングを探求した。

水平面全天日射量日平均値および外気温日平均値のみを独立な確率分布（正規分布）として表現し，あとの気象要素・フーリエ係数パラメータは全て確定的に定める構造を考案した。

標本分離は，大気圧の毎日の昇降の度合いによる分類，さらに，水平面全天日射量日平均値の大小による分類を重ねて，集合を分離し，これらの合成形として全体分布を表現する。

地表面を，日射入力を外気温出力に変換するシステムと考えると，大気圧データはそのシステムに全く外因的に係わるシステムパラメータ（熱伝達力等を司る）と考えることができる。

筑波20年分の原データに基づき，気象モデルを構成し，建物自然室温確率分布推定を建物モデルを用いて行なった。

目　次

まえがき i

1　序論 1
1.1　研究の目的 1
1.2　既往の研究 3
1.3　研究の概要 4

2　建築の熱的性状の確率分布推定法 7
2.1　自然室温の確率分布推定法 7
2.1.1　多変数確率密度関数の一般的構成法 8
2.1.2　平均外気温，1日周期成分による自然室温 9
2.1.3　外気温，日射による自然室温の確率密度関数 13
2.2　間欠空調室負荷の確率分布推定法 19
2.2.1　間欠空調室負荷の解式 19
2.2.2　間欠空調室負荷の確率密度関数 21
2.3　日射上昇室温の確率分布推定法 24
2.3.1　方位別日射量の水平面日射量に基づく表現 24
2.3.2　日射に応じる自然室温（日射上昇室温） 26
2.3.3　日射上昇室温の確率密度関数 31
2.4　冷暖房必要日数の簡易算定法 32
2.4.1　室内照射日射の取扱い方法 32
2.4.2　計算事例の設定条件 34
2.4.3　冷暖房日数の簡易算定法 35
2.5　体感温度評価 37
2.5.1　体感温度の算出方法 38
2.5.2　対象気象データの分布性状 39
2.5.3　外部体感温度の分布性状 40
2.6　確率的評価法 43

2.6.1 日平均負荷の確率的評価 43
2.6.2 時間変動負荷パターンの確率的評価 43
2.6.3 日最高負荷の生じる時刻の確率的評価 44
2.7 まとめ 45

3 気象データの確率性状 47
3.1 外気温の確率性状 49
3.1.1 年周変動性状 49
3.1.2 日周変動成分の確率性状 50
3.1.3 外気温確率モデルの予備的性能検証 59
3.2 日射量の確率性状 67
3.2.1 年周変動性状 67
3.2.2 日周変動成分の確率性状 70
3.2.3 日射量確率モデルの予備的性能検証 87
3.2.4 標本分離に関する考察 95
3.3 外気温と日射量の同時確率性状 103
3.3.1 外気温と日射量の相関関係 103
3.3.2 絶対湿度および長波長放射量の外気温・日射量関係への関与 110
3.3.3 標本分離に関する考察 119
3.3.4 大気圧による外気温・日射量関係の分類 122
3.4 まとめ 133

4 気象データの確率モデル 135
4.1 モデル化対象気象データ 135
4.2 気象データ確率モデル構成法 136
4.2.1 日射量・外気温線形関係の確定 136
4.2.2 日射量間の線形関係の確定 140
4.2.3 日射量及び外気温の基礎確率分布モデルの確定 140
4.2.4 各周期成分の位相の確定 140
4.3 気象データ確率モデルの性能評価 146
4.3.1 平均相当外気温度の表現精度 146

4.3.2 建物自然室温の確率分布表現 156
4.4 一般的多変数モデルと考案モデルのパラメータ数および計算量比較 164
4.4.1 必要統計パラメータ数の比較 164
4.4.2 建築熱性状の確率密度解の計算量比較 165
4.5 まとめ 173

5 気象データの年間時系列確率モデル構成に関する予備的検討 175
5.1 外気温および日射量日平均値の時系列変動性状 176
5.1.1 外気温および日射量の年周成分調和分析 176
5.1.2 外気温および日射量日平均値の年周変動成分からの"偏差" 177
5.2 日射量日積算値の時系列モデル推定 181
5.2.1 基礎データ 181
5.2.2 モデルの記述 181
5.2.3 時系列モデル 182
5.2.4 AR,ARMAモデル推定結果AR(!) 182
5.3 年間気象モデル構成法および対応する熱計算法 187
5.3.1 年間外気温のフーリエ級数連結形近似モデル 187
5.3.2 提示フーリエ級数モデルに適合した解法 189
5.4 まとめ 194

6 総括 195
6.1 建築の熱的性状の確率分布推定法 195
6.2 気象データモデル 196
6.3 今後の課題と展望 197

参考文献 199
関連論文 204
付録A 熱計算法 207
付録B 日射量フーリエ級数の項数について 230
巻末図表 232
謝辞 277

用語解説

・本論文中の“日射量”は特に“鉛直”と付記されない限り，全て水平面日射量である。

・フーリエ級数に関して，次の語法を用いる。

$$\theta(t) = a_0 + \sum_{m=1}^{n} a_m \cos(m\omega t) + \sum_{m=1}^{n} b_m \sin(m\omega t)$$

$$= a_0 + \sum_{m=1}^{n} c_m \cos(m\omega t - \varphi_m)$$

$$c_m = \sqrt{a_m^2 + b_m^2}, \quad \varphi_m = \tan^{-1}(b_m / a_m)$$

a_m, b_m ：フーリエ係数

c_m ：振幅

φ_m ：位相

・“*real*“は差分等の精算解（基準解）の意味と，実データの意味の両方に用いる。

使用データ解説

本論文では次のデータを用いた。

(1) 空気調和・衛生工学会“標準気象データ”（東京）（大阪）

(2) 茨城県筑波高層気象台データ

(3) 太陽熱実験時収録データ（尼崎）

(1)は，長期データのそろわない研究段階で便宜的に用いた。

(2)は，我が国で唯一多項目の放射量データが外気温とペアで長期間連続収録されており，貴重な原資料として用いた。

(3)は(2)との比較のため，入手できた観測値を用いた。

1

序　論

1.1　研究の目的

建物の計画に際しては，熱的性状（ここでは主に自然室温，空調室負荷を指すものとする）の評価が合理的かつ実際的に行われる必要がある。したがって，このことを可能とするため現実の気象条件下での熱的性状の出現の全体像を確率的に予測推定する確率分布形を得る方法，即ち確率分布推定法を構成し，方法の基礎となる入力外乱としての気象要素の確率モデル化を行なうことを目的とする。

従来，建物の熱的性状を確率的に評価する際は，長期の気象観測データをそのまま用いて，長大な非定常数値計算を行なった後，その数値結果に基づいて，確率分布を改めて求めるという手順を踏んでいた。

図-1に気象時系列データに基づく自然室温（後出3.2.3 及び 4.3 で用いた建物モデルにおける自然室温）の差分数値計算結果例を示す（太実線）。この場合，入力気象要素は単一の平均外気相当温度に集約されており図中に併記する（細実線）。また，日間で時系列入力を分断し，日毎に入力をフーリエ級数近似（平均+2項）し，フーリエ解析に基づく解析的熱解法（周波数応答法）を適用し日毎に求めた。室温結果（フーリエ級数形）を併記する（太破線）。

注目すべきことは，周波数応答解が差分解（正解）にかなり良く追随していることである。もちろん，用いた建物特性によって両者のずれの程度は異なるものであるが，概略，一致性が高いといえる。

したがって，正しい時系列解は日間を分断して日順に無関係に求めた周期的定常解によって近似的に置き換えることが可能である。1日のなかでの時間変動はフーリエ級数という連続関数形で陽に集約表現されており，フーリエ級数係数パラメータを直接比較することで相互関連性等の比較が集約して行ない得る。また，周波数応答法の解の内容は非常に単純であり，入力（フーリエ級数）に対する熱的変換が関数的に表現し得る。このことは，日単位（フーリエ級数表現）の集合として気象データをとらえ，日単位標本の確率的分布を関数表現しさえすれば，数学的操作だけに基づいて日単位室温の確率分布へ変換することが可能なことを示している。

よって，本研究は，全ての現象量を日単位でのフーリエ級数で表現することを前提とする。気象データ確率モデルは，フーリエ級数係数パラメータを確率変数としたモデルを意味する。

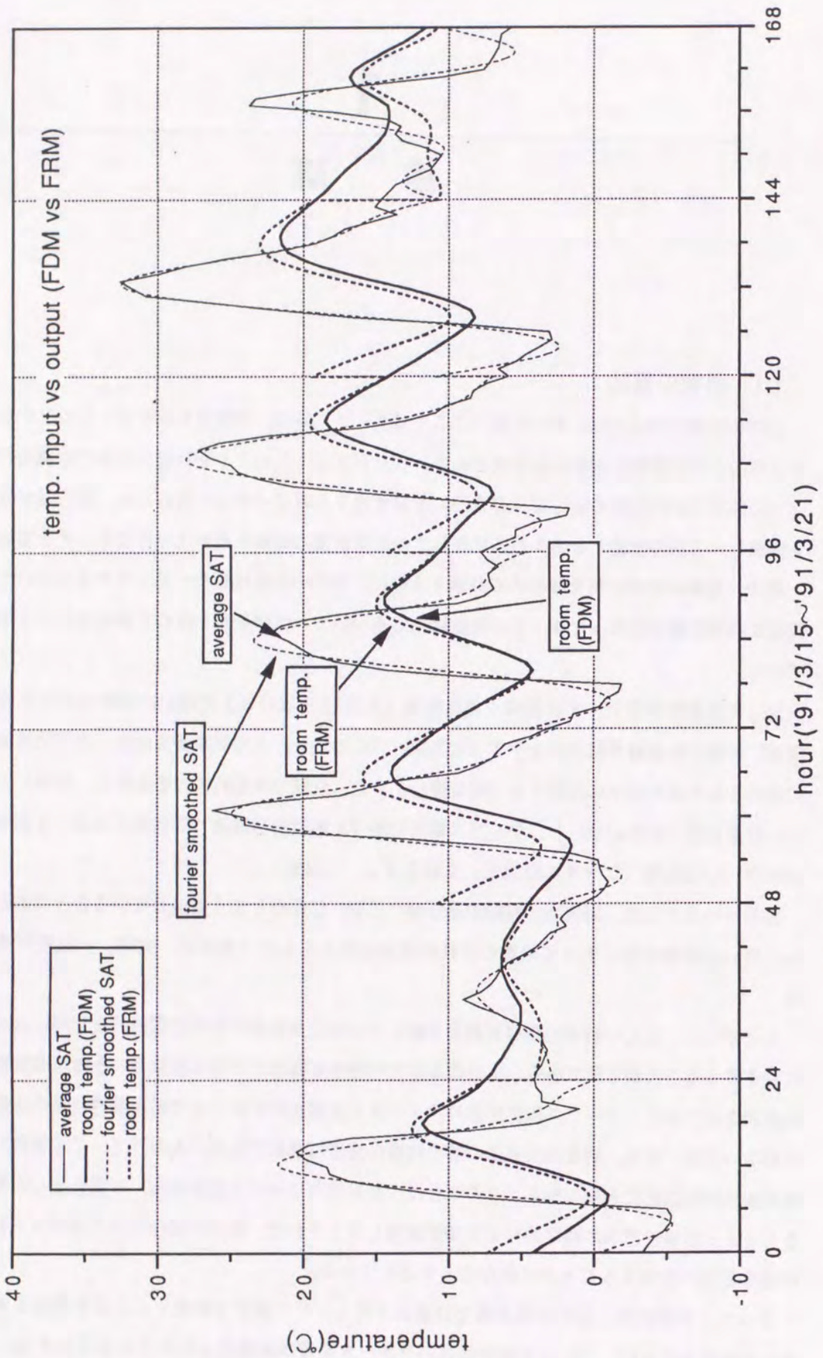


図 1　平均外気相当温度及び自然室温計算例

1.2　既往の研究

Z. O. Cumali [1970][13]は，気象データについてスペクトル解析を適用し，様々な周波数成分に関しての特性を抽出分析している。気象要素の時間変動特性を周波数成分への分解において把握しようとする基本的考えは本研究と共通するものであるが，気象データのモデル構成にまでは到っていない。

M. Shinozuka [1970][1972][1][2]は，多次元不規則過程を不規則周波数および不規則位相角を有するcosine関数級数でシミュレートする手法を示している。要素過程の時間変動性を周期関数で表現する点は考えを等しくするが，確率過程である点が，本研究での方法とは異なる。

赤坂[7]は，相互相関を考慮して雲量，日照率から日射量を求めるモデルを構成している。

吉田[82][85]及び鉾井[84]は，別個に気象データをARMAモデルで表現する研究を行なっている。

早川[8]はモンテカルロ法を気象データ発生モデルとして用いている。

一般に，気象現象を確率時系列として分析し，モデル化を行なう研究が大半であり，著者のように，日毎のフーリエ級数表現を前提とした方法を試みた研究[9][10][12]は他に見られない。日間の分断は時系列上の特性を幾分そこなうものであるが，得られる簡便さの利得は大きい。

その他，所謂，日射量の直散分離に関して数多くの研究がなされており，本研究においても独自に検討を行なうが，１日を基本周期とするフーリエ級数表現を用いた研究は他に見られない。

1日の時間変動レベルまで表現して，外気温・日射量を同時発生を考慮した確率モデルとして総合的に具体気象確率モデルを作成した研究は他に見られず，実際的な確率的評価の実現を目指した本研究の大きな成果である。

空調負荷計算用の気象データに関しては，すでに空気調和・衛生工学会によって，標準データ[11][14]及びその作成方法の提示がなされている。

このデータは，動的空調負荷計算法[6]という計算体系における外界条件として，実用上考えられた１年間のデータである。

これによる負荷算定は問題点を有する。

先ず，計算法に関して，年間負荷の算定に１年間のデータを用いて非定常負荷計算を実行するという点である。設計の段階においては，実際的ではないと思われる。

今一つは，標準データの作成の方法に関してである。データの選択にあたっては，空調負荷計算結果が指標として用いられているが，この計算結果は，建物，外気導入量，空調機能力，空調時間等を仮定した上でのものであり，各負荷項目が相殺されて結果する可能性が考えられる。室除去熱量として，外気温による壁体貫流熱量及び日射による熱量に関して考察を行なう方が一般性を有すると思われる。

また，同じく，データの選択過程での問題点として，外気温，湿度，日射が月平均値として，数ヶ年計算され，それら各気象要素がともに平均的であることが要件となって，ある年度が選択されるという点が挙げられる。間欠空調問題においては，各気象要素個々及び相互の時間変動の特性を考慮す

ることが必要である。

空調装置容量の設計に使い得る室熱負荷計算法としては，代表的１日データによる周期的定常状態に対する熱計算法及び代表的年間データによる非定常計算法[6]がある。

非定常熱計算法は，多量の気象データによって非定常解を求めるものであり，設計のための計算法としては実際的でないと思われる。

これに対し周期的定常状態に対する熱計算法は，装置容量を決定するための１日分の気象データによって周期的定常解を得るもので，簡便でより現実的な方法である。

装置容量を決定するための１日分気象データについては，今までにTAC方式による気象データ，或いは千葉　の提案[5]になるDB基準，WB基準，日射基準気象データ等が示されている。

乾球温度，湿球温度，日射量の気象要素をTAC方式は，独立に統計処理し，外気条件としたものであるのに対し，千葉　によるものは気象要素相互の関連を考慮して統計処理したもので，現実の外気条件をより良く表現していると考えられる。

しかしながら，装置容量決定のための１日分気象データに基づく室熱負荷の最高値と，その１日分データを抽出する元となった数年間の気象データに基づく室熱負荷との対応を検討してみる必要がある。また，上記の検討を，建物を設定した上で，各気象要素に基づく熱負荷の合計室熱負荷によって行なうより，各気象要素個々についてその熱取得量によって検討を行なう方が基本的と考える。

1.3　研究の概要

本論文の構成は６章および付録から成る。

第１章は序論であり，論題とする確率分布推定法に関し，用いた方法的基礎について述べた。

即ち，実気象（外気温，日射量）時系列データの時間的変動パターンを日毎のフーリエ級数成分で近似分解し，そのフーリエ係数を確率変数とする確率モデル表現の可能性に関し述べた。

第２章では，気象データ（外気温，日射量）が日毎のフーリエ係数を確率変数として，相互の同時発生確率を考慮した多変数正規確率密度関数で確率モデル化されていることを前提に，この確率変数を建物の熱性状（自然室温，空調室負荷）に関し設定する確率変数へ数学的に変数変換し，建物熱性状の確率密度関数を得る一般的手順を述べた。

方位別日射を水平面日射で関数化することで気象確率変数を減すことを試みた。

自然室温確率分布に基づく空調日数推定の可能性を検討した。

体感温度の気象変数関数化を行ない，確率分布表現を試みた。

第３章では，月別気象データフーリエ係数確率モデル構成の基礎として，各気象要素・各フーリエ

級数成分の確率分布性状，相互の相関関係を分析し，正規分布への適合度，線形関連度の強度を調べた。

日射量の正規分布への適合度改善のため，２つのモデルの当て嵌めを検討した。

外気温と日射量の相関関係に外性的に影響する可能性のある他気象要素（絶対湿度，夜間放射，大気圧等）の関連性状を分析し，大気圧性状に基づく相関関係の分離法を考案した。

第４章では，第３章の知見に基づき，回帰関係を確定関係として近似することにより，単純な形で気象データ確率モデルを構成し，分離モデルの合併によって全体モデルを表現する手法を考案した。

単純化された気象データ確率モデルの関数形に対して，確率変数の線形変換および１次結合を適用し，建物熱性状の確率密度関数解を示した。

自然室温の確率分布を求める問題を用いて，気象データ確率モデルの表現性能を検証した。

一般の多変数正規確率密度関数気象モデルを用いた時の具体的な建築熱性状確率密度関数解式を記述し，その必要パラメータ数および所要計算量を考案モデルの場合と比較し，考案モデルの有効性を検討した。

第５章では，第３章における知見が気象データ時系列確率モデルにおいても応用し得るとの見地から，モデルの根幹となる日平均値時系列の確率的特性を検討した。

日射量の時系列確率モデルの構成を試みた。

日毎フーリエ級数形の気象変量を連結した時系列モデル対応の熱計算法を導出した。

第６章では，得られた成果を総括し，考究を更に要する課題，および成果の応用・発展について展望を述べた。

付録では，本論文で前提とする建築の熱計算法について記述した。

2

建築の熱的性状の確率分布推定法

建物の基本計画時において，熱的性状の評価が合理的かつ実際的に行なわれる必要がある。

本章の目的は，建築の設計段階において，現実の気象条件下での熱的性状の出現分布を確率的に予測推定し，評価を行なうための基礎として確率分布推定法を構成することである。

できるかぎり実態を反映し，且つ，設計段階での即応性を備えた熱計算法として，周波数応答法を用いることにより，気象データをフーリエ級数確率モデル化しておけば，周波数応答関数に基づく熱的変換自体を数学的な変数変換とし，直接的に熱的性状の確率分布を求めることができる。

したがって，気象データの確率モデルはフーリエ級数成分を確率変数とし，相互の関連性を考慮した多変数正規同時確率密度関数として表現されていることを前提とする。

ここでいう建築の熱的性状は，建築の自然室温及び空調室負荷性状の両者を指すものとする。

自然室温及び空調室負荷に関する確率分布は気象データのフーリエ級数成分による確率モデルに基づいて，確率変数の線形の変数変換（気象側と評価値側で同数の変数を設定せねばならない）によって，正規型として求まる。

本章の主要な論題は，確率的判断そのものに関する方法論ではなく，その全ての場合の前提となる対象量の確率分布の構成法である。

2.1　自然室温の確率分布推定法

外気温，日射による自然室温の確率分布推定法に関する考察を行なう。

次項の記述を行なう。

ｉ）一般的多変数密度関数で表現された気象データ確率モデルに基づいて得られる自然室温に関する確率密度関数の一般的解法

ii）気象データの確率変数および自然室温の確率変数を具体的に設定の上，これに対してｉ)による解法を適用，目標とする自然室温確率変数に関する多変数確率密度関数の構成

なお，自然室温に関する確率変数としては，確率的評価の目的に応じて幾通りもの変数が対応する

が，本論文では日最高，最低室温の評価を主目的として，これらを確率変数とする密度関数の構成を考察対象とし，次のA,B 2 種類の気象データ確率モデルに応じる日最高，最低自然室温に関する密度関数の構成手順を示した。

A.　2 変数確率モデル：日平均外気温及び日周変動外気温の振幅を確率変数とし，相互の相関性を考慮した 2 変数確率密度関数

B.　6 変数確率モデル：外気温，日射について，それぞれの日平均値，1 日周期成分の cos, sin の係数を変数とする 6 変数確率密度関数

2.1.1 多変数確率密度関数の一般的構成法

平均外気温，平均日射量などのｎヶの確率変数の確率密度関数が次式で得られているとする。

$$\text{密度関数} = P(x_1,\cdots,x_n) \quad (x_i：\text{確率変数}) \tag{2.1}$$

これらの確率変数によって形成される自然室温に関するｎヶの確率変数（例えば平均室温，最高室温など）を $\xi_1,\ldots,\xi_n$ とし，ξ と x が次式で関係付けられているとする。

$$\left.\begin{array}{l} \xi_1 = f_1(x_1,\cdots,x_n) \\ \vdots \qquad\qquad \vdots \\ \xi_n = f_n(x_1,\cdots,x_n) \end{array}\right\} \tag{2.2}$$

このとき確率変数を $\xi_1,\ldots,\xi_n$ とする自然室温に関する多変数確率密度関数 $P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ は，次の手順によって求めることができる。

(1)　(2.2)式の逆関数

$f_1^{-1}(\xi_1,\cdots,\xi_n),\cdots,f_n^{-1}(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ を求める。すなわち，

$$\left.\begin{array}{l} x_1 = f_1^{-1}(\xi_1,\cdots,\xi_n) \\ \vdots \qquad\qquad \vdots \\ x_n = f_n^{-1}(\xi_1,\cdots,\xi_n) \end{array}\right\} \tag{2.3}$$

(2)　ヤコビアン J（(2.4)式）の絶対値（$|J|$）を求める。

$$J = \begin{vmatrix} \partial f_1^{-1}/\partial\xi_1 & \cdots & \partial f_1^{-1}/\partial\xi_n \\ \vdots & & \vdots \\ \partial f_n^{-1}/\partial\xi_1 & \cdots & \partial f_n^{-1}/\partial\xi_n \end{vmatrix} (\neq 0) \tag{2.4}$$

(3)　$P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ の関係形の決定

(1)，(2)の結果を用いて，次式で $P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ の関係形が決定される。

$$\begin{aligned} &P'(\xi_1,\cdots,\xi_n) \\ &= |J| P(x_1,\cdots,x_n) \\ &= |J| P\left(f_1^{-1}(\xi_1,\cdots,\xi_n),\cdots,f_n^{-1}(\xi_1,\cdots,\xi_n)\right) \end{aligned} \tag{2.5}$$

また，任意確率変数 ξ_i のみの確率密度関数 $P_i'(\xi_i)$ は，ξ_i を除く確率変数 $\xi_1,\cdots,\xi_{i-1},\xi_{i+1},\cdots,\xi_n$ に関して $-\infty\sim\infty$ の積分範囲で $P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ を積分すればよく，ξ_i に関する分布関数は $P_i'(\xi_i)$ を $-\infty\sim\xi_i$ 区間積分すればよい。

2.1.2 平均外気温，1 日周期成分による自然室温

前節において，$x_1,\cdots,x_n$ を確率変数とする密度関数 $P(x_1,\cdots,x_n)$ が既知の時，これらの確率変数を入力として形成される系の状態変化 $(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ の密度関数 $P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ を求める手順を成書に基づいて記述したが，本節においては，最も単純な 2 変数の問題を対象とし，平均外気温，外気温 1 日周期成分の振幅を確率変数とするときの自然室温に関する 2 変数確率密度関数の構成法を示す。

(1)　外気温の確率密度関数

ｉ）　日平均値及び 1 日周期成分振幅の2変数確率密度関数

1 日周期成分振幅を x，日平均値を y とし，これらの 2 変数について，次の正規確率密度関数が得られているとする。

$$P(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left\{\left(\frac{x-\bar{x}}{\sigma_x}\right)^2 - 2\rho\left(\frac{x-\bar{x}}{\sigma_x}\right)\left(\frac{y-\bar{y}}{\sigma_y}\right) + \left(\frac{y-\bar{y}}{\sigma_y}\right)^2\right\}\right] \tag{2.6}$$

ただし，

$\bar{x},\bar{y}$　　：x, y の平均

σ_x,σ_y　：x, y の標準偏差

ρ　　：x と y の相関係数

ii）　日最高，最低外気温の確率密度関数

図 2.1の座標軸について，図 2.2に示すごとく x，y 軸を原点を中心にして反時計回りに45。回転し，この軸をそれぞれ ξ，η とする。また，x，y 軸の単位目盛の $\sqrt{1/2}$ を ξ，η 軸の単位目盛とする。

以上の座標軸の設定により，(x_1,y_1) 点に対応する ξ_1，η_1 は次式で表現される。

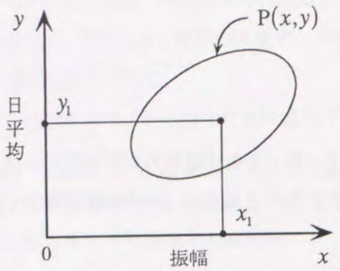


図 2.1 確率楕円

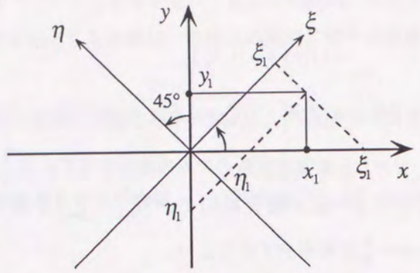


図 2.2 座標軸の回転

$$\left.\begin{aligned}\xi_1 &= x_1 + y_1\\ \eta_1 &= -x_1 + y_1\end{aligned}\right\} \tag{2.7}$$

ところで，xは１日周期成分振幅，yは日平均値であるから，(2.7)式のξ_1，η_1はそれぞれ１日の最高，最低外気温となる。（図 2.3参照）

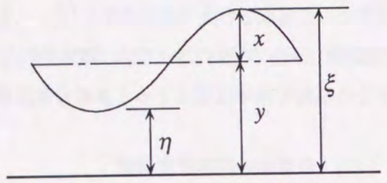


図 2.3 日最高，日最低値

したがって，ξ，ηを確率変数とする２変数確率密度関数$P'(\xi,\eta)$は前節の手順を適応して次によって得られる。

a.　(2.7)式の逆関数

(2.7)式より

$$\begin{Bmatrix}\xi\\ \eta\end{Bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & 1\\ -1 & 1\end{bmatrix}\begin{Bmatrix}x\\ y\end{Bmatrix} \tag{2.8}$$

したがって

$$\begin{Bmatrix}x\\ y\end{Bmatrix} = \frac{1}{2}\begin{bmatrix}1 & -1\\ 1 & 1\end{bmatrix}\begin{Bmatrix}\xi\\ \eta\end{Bmatrix} \tag{2.9}$$

b.　Jの決定

(2.9)式より

$$J = \begin{vmatrix}1/2 & -1/2\\ 1/2 & 1/2\end{vmatrix} = \frac{1}{2} \tag{2.10}$$

c.　関数形の決定

(2.9)，(2.10)式によって次を得る。

$$P'(\xi,\eta) = |J|P\left(\frac{1}{2}\xi - \frac{1}{2}\eta, \frac{1}{2}\xi + \frac{1}{2}\eta\right)$$

$$= \frac{1}{2}\frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \times$$

$$\exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left\{\left(\frac{1/2\xi - 1/2\eta - \bar{x}}{\sigma_x}\right)^2\right.\right.$$

$$\left.\left.-2\rho\left(\frac{1/2\xi - 1/2\eta - \bar{x}}{\sigma_x}\right)\left(\frac{1/2\xi + 1/2\eta + \bar{y}}{\sigma_y}\right) + \left(\frac{1/2\xi + 1/2\eta + \bar{y}}{\sigma_y}\right)^2\right\}\right] \tag{2.11}$$

最高温度及び最低温度の密度関数を$P_h'(\xi), P_l'(\eta)$とすれば，それぞれは次となる。

$$P_h'(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} P'(\xi,\eta)d\eta$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_x^2 + 2\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^2}}\exp\left[-\frac{\{\xi - (\bar{x} + \bar{y})\}^2}{2(\sigma_x^2 + 2\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^2)}\right] \tag{2.12}$$

$$P_l'(\eta) = \int_{-\infty}^{\infty} P'(\xi,\eta)d\xi$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_x^2 - 2\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^2}}exp\left[-\frac{\{\eta - (-\bar{x} + \bar{y})\}^2}{2(\sigma_x^2 - 2\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^2)}\right] \tag{2.13}$$

すなわち$P_h'(\xi)$は，平均：$\bar{x} + \bar{y}$，標準偏差：$\sqrt{\sigma_x^2 + 2\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^2}$の正規分布となり，$P_l'(\eta)$は，平均：$-\bar{x} + \bar{y}$，標準偏差：$\sqrt{\sigma_x^2 - 2\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^2}$の正規分布となる。

なお，２変数x, yが独立の場合は，(2.11)～(2.13)式において$\rho = 0$とすればよい。

(2)　自然室温の確率密度関数

ｉ）　自然室温の日平均値及び１日周期成分による２変数確率密度関数

室温について，その日平均値は外気温の日平均値に等しく，１日周期成分の振幅は外気温１日周期成分振幅を$A(\leq 1)$倍して得られるとする。

ただしAは，１日周期成分外気温に応じる室温の周波数伝達関数の絶対値（振幅減衰率）であり，建物固有の確定値をとる。

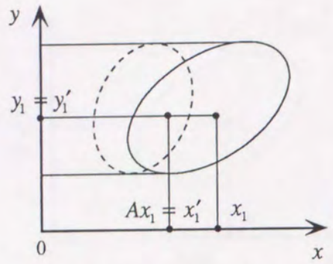


図 2.4 室温の確率楕円

以上によって自然室温の平均を y'，1 日周期成分振幅を x' とすれば，それぞれ x 及び y と次式で関係付けられる。

$$\left.\begin{aligned} x' &= Ax \\ y' &= y \end{aligned}\right\} \tag{2.14}$$

室温の確率楕円は図 2.4の破線に示すように，y 座標の値は変化せず，x 座標の値を A 倍した形となる。

以上によって，自然室温の 1 日周期成分振幅 x'，日平均値 y' の確率密度関数を $P_1(x'), P_2(y')$ とするときそれぞれ次となる。

$$P_1(x') = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x'}} \exp\left\{-\frac{(x'-\overline{x'})^2}{2\sigma_{x'}^{\ 2}}\right\} \tag{2.15}$$

ただし，$\overline{x'} = A\overline{x}, \sigma_{x'} = A\sigma_x$

$$P_2(y') = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{y'}} \exp\left\{-\frac{(y'-\overline{y'})^2}{2\sigma_{y'}^{\ 2}}\right\} \tag{2.16}$$

ただし，$\overline{y'} = \overline{y}, \sigma_{y'} = \sigma_y$

ii） 最高，最低自然室温の密度関数

自然室温の最高 (ξ')，最低 (η') の密度関数は，外気温の最高，最低の密度関数と同様にして次式で得られる。

日最高室温：

$$\varphi_h(\xi') = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\xi'}} \exp\left\{-\frac{(\xi'-\overline{\xi'})^2}{2\sigma_{\xi'}}\right\} \tag{2.17}$$

ただし，

$$\left.\begin{aligned} \overline{\xi'} &= \overline{x'} + \overline{y'} \\ &= A\overline{x} + \overline{y} \\ \sigma_{\xi'} &= \sqrt{\sigma_{x'}^{\ 2} + 2\rho\sigma_{x'}\sigma_{y'} + \sigma_{y'}^{\ 2}} \\ &= \sqrt{A^2\sigma_x^{\ 2} + 2A\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^{\ 2}} \end{aligned}\right\} \tag{2.18}$$

日最低室温：

$$\varphi_l(\eta') = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{y'}} \exp\left\{-\frac{(\eta'-\overline{\eta'})^2}{2\sigma_{\eta'}}\right\} \tag{2.19}$$

ただし

$$\left.\begin{aligned} \overline{\eta'} &= -\overline{x'} + \overline{y'} = -A\overline{x} + \overline{y} \\ \sigma_{\eta'} &= \sqrt{\sigma_{x'}^{\ 2} - 2\rho\sigma_{x'}\sigma_{y'} + \sigma_{y'}^{\ 2}} \\ &= \sqrt{A^2\sigma_x^{\ 2} - 2A\rho\sigma_x\sigma_y + \sigma_y^{\ 2}} \end{aligned}\right\} \tag{2.20}$$

2.1.3 外気温，日射による自然室温の確率密度関数

外気温，日射量それぞれについて，その平均値及び 1 日周期成分を確率変数とする確率モデルが得られているとし，これを建物（線形システム）への入力としたとき，その自然室温の確率的性状を考察するための解析手法について記述する。

(1) 前提

i） 確率変数の記号設定

a. 気象データに関する確率変数

$\overline{\theta}_o$ ：外気温日平均値 $(°C)$

$\overline{I}_s$ ：日射量日平均値 $(kcal/m^2h)$

a, b ：外気温 1 日周期成分のフーリエ係数

a', b' ：日射量 1 日周期成分のフーリエ係数

b. 自然室温に関する確率変数

$\overline{\theta}_s$ ：日射量日平均値に基づく自然室温

$\overline{\theta}_r$ ：$(=\overline{\theta}_o + \overline{\theta}_s)$ 外気温日平均値及び日射量日平均値に基づく自然室温

$\Delta\overline{\theta}_r$ ：$(=\overline{\theta}_o - \overline{\theta}_s)$ 外気温日平均値による室温と日射量日平均値による室温の差

a_r, b_r ：外気温及び日射量の 1 日周期成分に基づく自然室温 1 日周期成分のフーリエ係数

a_r', b_r' ：外気温，日射量それぞれの 1 日周期成分に基づく自然室温 1 日周期成分の差のフーリエ係数

θ_{r1} ：時刻 t_1 における自然室温値

θ_{r2} ：時刻 t_2 における自然室温値

θ_{r3} ：時刻 t_3 における自然室温値

ii） 前提

a. 日平均外気温 $\overline{\theta}$ による平均自然室温は $\overline{\theta}$ と等しい。

b.　日平均日射量による平均自然室温は建物の熱特性によって定まる係数 B に比例する。

c.　単位の日周変動外気温成分による室温の振幅及び位相差は建物の周期的熱特性によってそれぞれ唯一定まり，これを A（振幅減衰率）及び φ（位相差）とする。

d.　日射量の単位の日周変動成分による室温の振幅と位相差についてもc.と同様に一意に定まり，これを A' 及び φ' とする。

e.　気象データ各成分の相関を考慮した確率モデルが6変数確率密度関数 $P_o(\overline{\theta},\overline{I},a,b,a',b')$ として表現されているとする。

(2)　自然室温の多変数確率密度関数

i）　確率変数の変換ＡＩ

複数の確率変数を1次データとし，これに依存して定まる確率変数による多変数確率関数は，1次データによる多変数確率密度関数の変数変換によって構成され，その一般的解析手法を2.1.1に記した。

本節では，具体的に変換を表現する。

a.　$\overline{\theta}_s, \overline{I}_s$ と $\overline{\theta}_r, \Delta\overline{\theta}_r$ の関係

$$\overline{\theta}_s = B \cdot \overline{I}_s \tag{2.21}$$

したがって次と表せる。

$$\overline{\theta}_r = \overline{\theta}_o + B\overline{I}_s \tag{2.22}$$

$$\Delta\overline{\theta}_r = \overline{\theta}_o - B\overline{I}_s \tag{2.23}$$

b.　a,b,a',b' と a_r,b_r,a_r',b_r' の関係

外気温日周変動成分 $\theta_o(t)$ 及び日射量日周変動成分 $I_s(t)$ は次で表される。

$$\theta_o(t) = a\cos\omega t + b\sin\omega t \tag{2.24}$$

$$I_s(t) = a'\cos\omega t + b'\sin\omega t \tag{2.25}$$

ここで $\omega = 2\pi/24$（radian/hour）（1日を基本周期としたときの角速度）

$\theta_o(t)$ に基づく室温 $\theta_n(t)$，及び $I_s(t)$ に基づく室温 $\theta_n'(t)$ は次で表される。

$$\begin{aligned}\theta_n(t) &= A\{a\cos(\omega t-\varphi)+b\sin(\omega t-\varphi)\}\\ &= A(a\cos\varphi - b\sin\varphi)\cos\omega t + A(a\sin\varphi + b\cos\varphi)\sin\omega t\\ &= (ua-vb)\cos\omega t + (va+ub)\sin\omega t\end{aligned} \tag{2.26}$$

$$\begin{aligned}\theta_n'(t) &= A'\{a'\cos(\omega t-\varphi)+b'\sin(\omega t-\varphi)\}\\ &= A'(a'\cos\varphi' - b'\sin\varphi')\cos\omega t + A'(a'\sin\varphi' + b'\cos\varphi')\sin\omega t\\ &= (u'a'-v'b')\cos\omega t + (v'a'+u'b')\sin\omega t\end{aligned} \tag{2.27}$$

ここで

$$\left.\begin{aligned}u &= A\cos\varphi\\ v &= A\sin\varphi\\ u' &= A'\cos\varphi'\\ v' &= A'\sin\varphi'\end{aligned}\right\} \tag{2.28}$$

$\theta_n(t)$ と $\theta_n'(t)$ の合計自然室温 $\theta_r(t)$ は次と表せる。

$$\begin{aligned}\theta_r(t) &= (ua-vb+u'a'-v'b')\cos\omega t + (va+ub+v'a'+u'b')\sin\omega t\\ &= a_r\cos\omega t + b_r\sin\omega t\end{aligned} \tag{2.29}$$

$\theta_n(t)$ と $\theta_n'(t)$ の差としての自然室温 $\Delta\theta_r(t)$ は次と表せる。

$$\begin{aligned}\Delta\theta_r(t) &= (ua-vb-u'a'+v'b')\cos\omega t + (va+ub-v'a'-u'b')\sin\omega t\\ &= a_r'\cos\omega t + b_r'\sin\omega t\end{aligned} \tag{2.30}$$

c.　逆関数

(2.22)，(2.23)式より次の表現が導かれる。

$$\begin{bmatrix}\overline{\theta}_r\\ \Delta\overline{\theta}_r\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & B\\ 1 & -B\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\overline{\theta}_o\\ \overline{I}_s\end{bmatrix} = [T_1]\begin{bmatrix}\overline{\theta}_o\\ \overline{I}_s\end{bmatrix} \tag{2.31}$$

ただし

$$[T_1] = \begin{bmatrix}1 & B\\ 1 & -B\end{bmatrix} \tag{2.32}$$

したがって，この逆関数は次で表現される。

$$\begin{bmatrix}\overline{\theta}_o\\ \overline{I}_s\end{bmatrix} = [T_1]^{-1}\begin{bmatrix}\overline{\theta}_r\\ \Delta\overline{\theta}_r\end{bmatrix} \tag{2.33}$$

(2.29)，(2.30)式に基づいて次の関係が導かれる。

$$\begin{bmatrix}a_r\\ b_r\\ a_r'\\ b_r'\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}u & -v & u' & -v'\\ v & u & v' & u'\\ u & -v & -u' & v'\\ v & u & -v' & -u'\end{bmatrix}\begin{bmatrix}a\\ b\\ a'\\ b'\end{bmatrix}$$

$$= [T_2]\begin{bmatrix}a\\ b\\ a'\\ b'\end{bmatrix} \tag{2.34}$$

ただし

$$[T_2]=\begin{bmatrix} u & -v & u' & -v' \\ v & u & v' & u' \\ u & -v & -u' & v' \\ v & u & -v' & -u' \end{bmatrix} \tag{2.35}$$

したがって，逆関数は次で表される。

$$\begin{bmatrix} a \\ b \\ a' \\ b' \end{bmatrix}=[T_2]^{-1}\begin{bmatrix} a_r \\ b_r \\ a_r' \\ b_r' \end{bmatrix} \tag{2.36}$$

(2.33)，(2.36)式をまとめて，次の表現を得る。

$$\begin{bmatrix} \overline{\theta}_o \\ \overline{I}_s \\ a \\ b \\ a' \\ b' \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} [T_1]^{-1} & 0 \\ 0 & [T_2]^{-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \overline{\theta}_r \\ \Delta\overline{\theta}_r \\ a_r \\ b_r \\ a_r' \\ b_r' \end{bmatrix}=[T_3]\begin{bmatrix} \overline{\theta}_r \\ \Delta\overline{\theta}_r \\ a_r \\ b_r \\ a_r' \\ b_r' \end{bmatrix} \tag{2.37}$$

ただし

$$[T_3]=\begin{bmatrix} [T_1]^{-1} & 0 \\ 0 & [T_2]^{-1} \end{bmatrix} \tag{2.38}$$

d. ヤコビアン J_1 の絶対値 $(|J_1|)$

(2.37)式によって J_1 を求めると次となる。

$$J_1=|T_3|=\left|[T_1]^{-1}\right|\cdot\left|[T_2]^{-1}\right|=\left(-\frac{1}{2B}\right)\cdot\left(\frac{1}{4A^2A'^2}\right) \tag{2.39}$$

したがって

$$|J_1|=\frac{1}{8A^2A'^2B} \tag{2.40}$$

e. 確率密度関数

上記の手順で次の確率密度関数 P_1 が得られる。

$$\begin{aligned} &P_1(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r')=|J_1|P(\overline{\theta}_o,\overline{I}_s,a,b,a',b') \\ &=\left(1/\left(8A^2A'^2B\right)\right)P\left(f_1^{-1}(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r'),\cdots,f_6^{-1}(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r')\right) \end{aligned} \tag{2.41}$$

ただし

$$\begin{bmatrix} f_1^{-1}(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r') \\ \vdots \\ f_6^{-1}(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r') \end{bmatrix}=|T_3|\begin{bmatrix} \overline{\theta}_r \\ \Delta\overline{\theta}_r \\ a_r \\ b_r \\ a_r' \\ b_r' \end{bmatrix} \tag{2.42}$$

ii） 確率変数の変換ＡⅡ

(2.41)式によって，自然室温において設定したフーリエ級数成分に関する多変数確率密度関数が得られたが，実際の評価は自然室温の値そのものに関して行なわれる。

例えば，その代表的な値は，日平均値，日最高値，日最低値等であり，これらに関する確率密度関数が最終的に必要になる。

日平均値 $\overline{\theta}_r$ については，(2.41)式を $\overline{\theta}_r$ 以外の確率変数に関して $-\infty\sim\infty$ の範囲で積分すると，その確率密度関数が得られる。

日最高値，日最低値等はその発生時刻そのものを確率変数に含む考え方もあり得るが，その場合，変数変換は非線形の部分を持ち込むことになり，確率密度関数形は複雑かつ，正規型ではなくなる。

ここでは，一般の指定時刻における自然室温の確率密度関数の求め方を示す。別の観点から，日最高値の発生の確率が最も高い時刻について知識が得られておれば，その時刻を指定して，近似的な意味で，自然室温日最高値の確率密度関数が得られる。日最低値についても同様である。

(2.41)式について，$\Delta\overline{\theta}_r,a_r',b_r'$ に関して $-\infty\sim\infty$ の範囲で積分すると，次の自然室温に関する $\overline{\theta}_r,a_r,b_r$ のみを確率変数として表現した確率密度関数が得られる。

$$\begin{aligned} &P_1'(\overline{\theta}_r,a_r,b_r) \\ &=\left(1/\left(8A^2A'^2B\right)\right)\int\int\int_{-\infty}^{\infty}P\left(f_1^{-1}(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r'),\right. \\ &\left.\cdots,f_6^{-1}(\overline{\theta}_r,\Delta\overline{\theta}_r,a_r,b_r,a_r',b_r')\right)d\Delta\overline{\theta}_r da_r' db_r' \end{aligned} \tag{2.43}$$

a. $\overline{\theta}_r,a_r,b_r$ と $\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3}$ の関係

3時刻 t_1,t_2,t_3 での自然室温値 $\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3}$ を，新たな確率変数として $\overline{\theta}_r,a_r,b_r$ と関係付けると以下となる。

$$\left.\begin{aligned} \theta_{r1}&=\overline{\theta}_r+a_r\cos\omega t_1+b_r\sin\omega t_1 \\ \theta_{r2}&=\overline{\theta}_r+a_r\cos\omega t_2+b_r\sin\omega t_2 \\ \theta_{r3}&=\overline{\theta}_r+a_r\cos\omega t_3+b_r\sin\omega t_3 \end{aligned}\right\} \tag{2.44}$$

b. 逆関数

(2.44)式に基づいて次が導かれる。

$$\begin{bmatrix}\overline{\theta}_r\\ a_r\\ b_r\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1 & \cos\omega t_1 & \sin\omega t_1\\ 1 & \cos\omega t_2 & \sin\omega t_2\\ 1 & \cos\omega t_3 & \sin\omega t_3\end{bmatrix}^{-1}\begin{bmatrix}\theta_{r1}\\ \theta_{r2}\\ \theta_{r3}\end{bmatrix}$$

$$=[T_4]\begin{bmatrix}\theta_{r1}\\ \theta_{r2}\\ \theta_{r3}\end{bmatrix} \tag{2.45}$$

ただし

$$[T_4]=\begin{bmatrix}1 & \cos\omega t_1 & \sin\omega t_1\\ 1 & \cos\omega t_2 & \sin\omega t_2\\ 1 & \cos\omega t_3 & \sin\omega t_3\end{bmatrix}^{-1} \tag{2.46}$$

c. 確率密度関数

(2.45)式によってヤコビアン J_2 は次で示される。

$$J_2=|T_4| \tag{2.47}$$

したがって，次の確率密度関数が得られる。

$$P_2(\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3})=|J_2|P_1'(\overline{\theta}_r,a_r,b_r)$$

$$=\|T_4\|P_1'(g_1^{-1}(\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3}),\cdots,g_3^{-1}(\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3})) \tag{2.48}$$

ただし

$$\begin{bmatrix}g_1^{-1}(\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3})\\ \vdots\\ g_3^{-1}(\theta_{r1},\theta_{r2},\theta_{r3})\end{bmatrix}=[T_4]\begin{bmatrix}\theta_{r1}\\ \theta_{r2}\\ \theta_{r3}\end{bmatrix} \tag{2.49}$$

2.2 間欠空調室負荷の確率分布推定法

間欠空調室負荷の確率分布推定法を構成するには，間欠空調室負荷の解式構成を先ず前提とした上で，気象データに関する確率変数と間欠空調室負荷に関する確率変数の関係が関数的に表現されなければならない。

前節において，外気温及び日射量に関する確率変数と自然室温の確率変数の関係に基づいて自然室温の確率密度関数を構成した。したがって，この自然室温の確率変数と間欠空調室負荷の確率変数の関数関係を表現し，逆関数を表現できれば，前節と同様の手法によって間欠空調室負荷に関する確率密度関数が得られることになる。

2.2.1 間欠空調室負荷の解式

自然室温を用いて，間欠空調室負荷を求める解式は中沢[1979][20]によって以下のように示されている。

(1) 記号

自然室温に関しての記号は前節のものを用いる。

新しく設定したものについては次に示す。

θ_D ：設定室温（一定）

T_1 ：予熱開始時刻

T_2 ：予熱終了時刻（空調開始時刻）

T_3 ：空調終了時刻

t_p ：$(=T_2-T_1)$予熱時間

t_a ：$(=T_3-T_2)$空調時間

$\overline{H}$ ：日平均供給熱[kcal/h]

H_p ：予熱負荷[kcal/h]

$\varphi(t)$ ：周期的暖房の重み関数（付録参照）

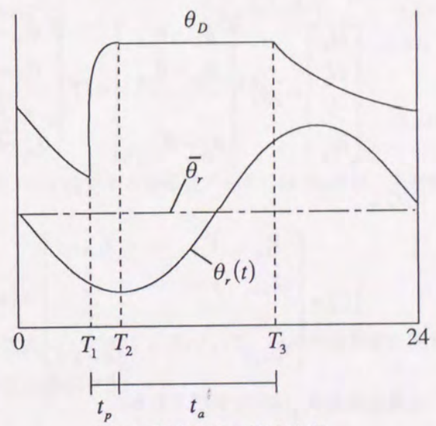


図 2.5 自然室温と設定室温

(2) 解式

t_a を N 分割し，各分割時刻を図2.6のように定める。この各時刻に於ける自然室温値を $\theta_{r,i}(i=1,\cdots,N+1)$未知の供給熱を $H_i(i=1,\cdots,N+1)$と表すと，$\varphi(t)$を用いて次式が成り立つ。

$$\begin{bmatrix}\theta_D-\theta_{r,1}\\ \theta_D-\theta_{r,2}\\ \vdots\\ \theta_D-\theta_{r,N+1}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\varphi_{1,1} & \varphi_{1,2} & \cdots & \varphi_{1,N+1}\\ \varphi_{2,1} & \ddots & & \vdots\\ \vdots & & \ddots & \vdots\\ \varphi_{N+1,1} & \cdots & \cdots & \varphi_{N+1,N+1}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}H_p\\ H_1\\ \vdots\\ H_N\end{bmatrix}$$

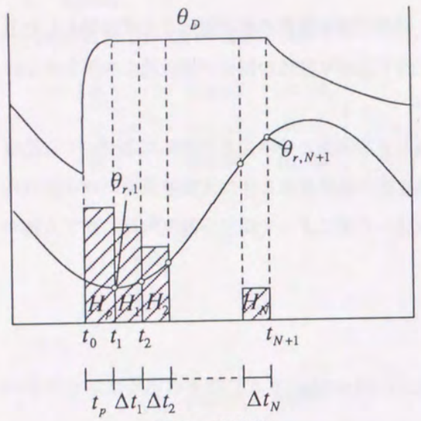


図 2.6 供給熱

$$= [\varphi]\begin{bmatrix} H_p \\ H_1 \\ \vdots \\ H_N \end{bmatrix} \tag{2.50}$$

ただし，

$$[\varphi] = \begin{bmatrix} \varphi_{1,1} & \varphi_{1,2} & \cdots & \varphi_{1,N+1} \\ \varphi_{2,1} & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \varphi_{N+1,1} & \cdots & \cdots & \varphi_{N+1,N+1} \end{bmatrix} \tag{2.51}$$

行列$[\varphi]$の各要素は$\varphi(t)$と，Δt時間継続の矩形入力（図 2.6）条件によって定まる対象建物に固有の値である。

(2.50)式より，H_p, H_iの解式が次と表せる。

$$\begin{bmatrix} H_p \\ H_1 \\ \vdots \\ H_N \end{bmatrix} = [\varphi]^{-1}\begin{bmatrix} \theta_D - \theta_{r,1} \\ \theta_D - \theta_{r,2} \\ \vdots \\ \theta_D - \theta_{r,N+1} \end{bmatrix} = [Y]\begin{bmatrix} \theta_D - \theta_{r,1} \\ \theta_D - \theta_{r,2} \\ \vdots \\ \theta_D - \theta_{r,N+1} \end{bmatrix} \tag{2.52}$$

ただし，

$$[Y] = \begin{bmatrix} Y_{1,1} & Y_{1,2} & \cdots & Y_{1,N+1} \\ Y_{2,1} & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ Y_{N+1,1} & \cdots & \cdots & Y_{N+1,N+1} \end{bmatrix} = [\varphi]^{-1} \tag{2.53}$$

自然室温値$\theta_{r,1}$は次と表現される。

$$\begin{aligned} \theta_{r,1} &= \overline{\theta}_r + a_r \cos\omega t_i + b_r \sin\omega t_i \\ &= \overline{\theta}_r + a_r c_i + b_r s_i \quad (i = 1, \cdots, N+1) \end{aligned} \tag{2.54}$$

ただし，

$$\left.\begin{aligned} c_i &= \cos\omega t_i \\ s_i &= \sin\omega t_i \end{aligned}\right\} \tag{2.55}$$

したがって，(2.54)式を(2.52)式に代入して，次の解式表現を得る。

$$\begin{bmatrix} H_p \\ H_1 \\ \vdots \\ H_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{N+1} Y_{1,j} \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{2,j} \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{N+1,j} \end{bmatrix}\left(\theta_D - \overline{\theta}_r\right) - [Y]\begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_{N+1} \end{bmatrix} a_r - [Y]\begin{bmatrix} s_1 \\ s_2 \\ \vdots \\ s_{N+1} \end{bmatrix} b_r$$

$$= \mathbb{W}\left(\theta_D - \overline{\theta}_r\right) - \mathbb{C}\cdot a_r - \mathbb{S}\cdot b_r \tag{2.56}$$

ただし，

$$\mathbb{W} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{N+1} Y_{1,j} \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{2,j} \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{N+1,j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w^*_1 \\ w^*_2 \\ \vdots \\ w^*_{N+1} \end{bmatrix} \mathbb{C} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{N+1} Y_{1,j} c_j \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{2,j} c_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{N+1,j} c_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c^*_1 \\ c^*_2 \\ \vdots \\ c^*_{N+1} \end{bmatrix} \mathbb{S} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{N+1} Y_{1,j} s_j \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{2,j} s_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{N+1} Y_{N+1,j} s_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s^*_1 \\ s^*_2 \\ \vdots \\ s^*_{N+1} \end{bmatrix} \tag{2.57}$$

$$w^*_i = \sum_{j=1}^{N+1} Y_{i,j} \quad c^*_i = \sum_{j=1}^{N+1} Y_{i,j} c_j \quad s^*_i = \sum_{j=1}^{N+1} Y_{i,j} s_j \tag{2.58}$$

(2.57)式のベクトルの各要素は既知の関数形に基づいて確定する定係数であり，(2.56)式が，未知供給熱と自然室温フーリエ係数との関係式である。

2.2.2 間欠空調室負荷の確率密度関数

前項で示した，自然室温と間欠空調室負荷の関係式（(2.56)式）に基づいて，日平均室負荷に関する確率密度関数及び指定時刻室負荷の確率密度関数を構成する。

(1) 日平均室負荷に関する確率密度関数

(2.56)式に基づき室負荷の日平均値$\overline{H}$は次式で表現される。

$$\begin{aligned} \overline{H} &= \frac{1}{24}\begin{bmatrix} t_p & \Delta t_1 & \cdots & \Delta t_N \end{bmatrix}\begin{bmatrix} H_p \\ H_1 \\ \vdots \\ H_N \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{24}\begin{bmatrix} t_p & \Delta t_1 & \cdots & \Delta t_N \end{bmatrix}\left[\mathbb{W}\left(\theta_D - \overline{\theta}_r\right) - \mathbb{C}\cdot a_r - \mathbb{S}\cdot b_r\right] \\ &= W^*\left(\theta_D - \overline{\theta}_r\right) - C^*\cdot a_r - S^*\cdot b_r \end{aligned} \tag{2.59}$$

ただし，

$$\left.\begin{aligned} W^* &= \frac{1}{24}\begin{bmatrix} t_p & \Delta t_1 & \cdots & \Delta t_N \end{bmatrix}\mathbb{W} \\ C^* &= \frac{1}{24}\begin{bmatrix} t_p & \Delta t_1 & \cdots & \Delta t_N \end{bmatrix}\mathbb{C} \\ S^* &= \frac{1}{24}\begin{bmatrix} t_p & \Delta t_1 & \cdots & \Delta t_N \end{bmatrix}\mathbb{S} \end{aligned}\right\} \tag{2.60}$$

間欠空調室負荷に関する確率変数として次の3変数を設定する。

$\overline{H}$：間欠空調室負荷の日平均値

H_c：自然室温1日周期成分のうち単位cos成分に基づく室温を空調時間中0℃に保つのに要する室負荷の日平均値

H_s：自然室温1日周期成分のうち単位sin成分に基づく室温を空調時間中0℃に保つのに要する室負荷の日平均値

$\overline{\theta}, a_r, b_r$ と $\overline{H}, H_c, H_s$ の関係は(2.59)式に基づいて次式で表される。

$$\begin{bmatrix} \overline{H} \\ H_c \\ H_s \end{bmatrix} = -\begin{bmatrix} W^* & C^* & S^* \\ 0 & C^* & 0 \\ 0 & 0 & S^* \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \overline{\theta} \\ a_r \\ b_r \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} W^*\theta_D \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \tag{2.61}$$

(2.61)式の逆関数として次式を得る。

$$\begin{bmatrix} \overline{\theta} \\ a_r \\ b_r \end{bmatrix} = -\begin{bmatrix} \frac{1}{W^*} & -\frac{1}{W^*} & -\frac{1}{W^*} \\ 0 & \frac{1}{C^*} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{S^*} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \overline{H} \\ H_c \\ H_s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_D \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \tag{2.62}$$

(2.62)式よりヤコビアン J_1 は次式で示される。

$$J_1 = \frac{-1}{W^* C^* S^*} \tag{2.63}$$

以上の手順によって次の確率密度関数 P_3 が得られる。

$$\begin{aligned} P_3\left(\overline{H}, H_c, H_s\right) &= \left|\frac{-1}{W^* C^* S^*}\right| p_1'\left(\overline{\theta}_r, a_r, b_r\right) \\ &= \left|\frac{-1}{W^* C^* S^*}\right| p_1'\left(\left(-\overline{H} + H_c + H_s\right)/W^* + \theta_D, -H_c/C^*, -H_s/S^*\right) \end{aligned} \tag{2.64}$$

ただし，$p_1'\left(\overline{\theta}_r, a_r, b_r\right)$ は前項(2.43)式の自然室温に関する確率密度関数である。

(2) 指定時刻における間欠空調室負荷の確率密度関数

3時刻 t_j, t_{j+1}, t_{j+2} での空調室負荷値 H_{j-1}, H_j, H_{j+1} を新たな確率変数として $\overline{\theta}_r, a_r, b_r$ と関係付けると以下となる。

$$\begin{bmatrix} H_{j-1} \\ H_j \\ H_{j+1} \end{bmatrix} = -\begin{bmatrix} w^*_j & c^*_j & s^*_j \\ w^*_{j+1} & c^*_{j+1} & s^*_{j+1} \\ w^*_{j+2} & c^*_{j+2} & s^*_{j+2} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \overline{\theta}_r \\ a_r \\ b_r \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w^*_j \\ w^*_{j+1} \\ w^*_{j+2} \end{bmatrix}\theta_D = \left[T^*\right]\begin{bmatrix} \overline{\theta}_r \\ a_r \\ b_r \end{bmatrix} + \mathbb{W}_j\theta_D \tag{2.65}$$

ただし，

$$\left[T^*\right] = -\begin{bmatrix} w^*_j & c^*_j & s^*_j \\ w^*_{j+1} & c^*_{j+1} & s^*_{j+1} \\ w^*_{j+2} & c^*_{j+2} & s^*_{j+2} \end{bmatrix} \tag{2.66}$$

$$\mathbb{W}_j = \begin{bmatrix} w^*_j \\ w^*_{j+1} \\ w^*_{j+2} \end{bmatrix} \tag{2.67}$$

(2.65)式より逆関数を求めると次となる。

$$\begin{bmatrix} \overline{\theta}_r \\ a_r \\ b_r \end{bmatrix} = \left[T^*\right]^{-1}\begin{bmatrix} H_{j-1} \\ H_j \\ H_{j+1} \end{bmatrix} - \left[T^*\right]^{-1}\mathbb{W}_j\theta_D \tag{2.68}$$

したがって，ヤコビアン J_2 は次式で示される。

$$J_2 = \left|\left[T^*\right]^{-1}\right| \tag{2.69}$$

以上によって t_j, t_{j+1}, t_{j+2} 時の空調室負荷 H_{j-1}, H_j, H_{j+1} の同時確率密度関数 P_4 は次式で表せられる。

$$\begin{aligned} P_4 &= \left(H_{j-1}, H_j, H_{j+1}\right) = \left\|\left[T^*\right]^{-1}\right\| P_1\left(\overline{\theta}_r, a_r, b_r\right) \\ &= \left\|\left[T^*\right]^{-1}\right\| P_1\left(h_1^{-1}\left(H_{j-1}, H_j, H_{j+1}\right), \cdots, h_3^{-1}\left(H_{j-1}, H_j, H_{j+1}\right)\right) \end{aligned} \tag{2.70}$$

ただし，

$$\begin{bmatrix} h_1^{-1}\left(H_{j-1}, H_j, H_{j+1}\right) \\ \vdots \\ h_3^{-1}\left(H_{j-1}, H_j, H_{j+1}\right) \end{bmatrix} = \left[T^*\right]^{-1}\begin{bmatrix} H_{j-1} \\ H_j \\ H_{j+1} \end{bmatrix} - \left[T^*\right]^{-1}\mathbb{W}_j\theta_D \tag{2.71}$$

2.3 日射上昇室温の確率分布推定法

前節での日射量に基づく自然室温は次を前提としていた。

「フーリエ級数表現の日射量に応じる自然室温のフーリエ級数成分は，日射量のフーリエ級数の同一成分とのみ対応し他の成分とは独立にその値が定まる。」

すなわち，自然室温の例えば日平均値は，日射量の日平均値と建物の熱特性のみに依存して一意に定まる。

しかしながら，日射量を方位別日射量として表現せず，水平面日射量を基準として，この基準日射量のフーリエ級数の係数を変数として自然室温を表現するとき，自然室温の各フーリエ級数成分は，基準日射量の全フーリエ級数成分に依存することになる。

基準日射量に応じる日射上昇室温（自然室温）に関する確率密度関数は新たに構成法を必要とする。基準日射量に応じる自然室温の解式をフーリエ級数に基づいて構成し，次いでこの解式を用いて自然室温のフーリエ級数の係数を確率変数とする同時確率密度関数の構成を行なう。

方位別日射に応じる形で自然室温を表現するときは，各方位別日射それぞれについての確率変数が必要となるが，基準日射量のフーリエ級数の係数を確率変数とし，この変数に従属する形で自然室温を表現することにより，日射の確率変数を大幅に減らすことができ，表現上有利である。

2.3.1 方位別日射量の水平面日射量に基づく表現

方位別日射量のフーリエ級数の係数（以下これをフーリエ級数と略称する。）を水平面日射量のフーリエ級数の線形従属式で表現する。

(1) 単位面積当たりの照射日射量のフーリエ級数表現記号

$h_o(t)$ ：水平面日射量$(\mathrm{kcal/hm^2})$

$h_k(t)$ ：k壁面単位面積当たりの照射日射量$(\mathrm{kcal/hm^2})$

$v_k(t)$ ：直達日射によるk壁面単位面積の水平面への投影面積$(\mathrm{m^2})$

単位面積当たりの照射日射量の水平面日射量に基づく表現は次式となる。

$$h_k(t) = v_k(t)h_o(t) \tag{2.72}$$

なお(2.72)式の$v_k(t)$は，例えば東西壁面の場合，日出または日没時において無限大の値をとるが，同時にその時刻においては$h_o(t)$は0としてよく，したがって$h_k(t)=0$となり，これらの特異な時刻を含めて(2.72)式が一般に成立するとしてよい。（ただし，通常得られる日射量データは毎正時での瞬時値ではなく，積算量である。したがって，日出時の極近傍でデータ値が$h_k(t)\neq 0$の場合が起こり得て，非常に大きな$h_k(t)$値が出てしまうことがあり，注意を要する。）

ここで$h_o(t)$が次式で表現されているとする。

$$h_o(t) = a_o + \sum_{i=1}^{m}\left(a_i \cos\omega_i t + a'_i \sin\omega_i t\right) = [\mathbf{cs}(t)]\mathbf{a} \tag{2.73}$$

ただし

$$[\mathbf{cs}(t)] \equiv [1 \quad \cos\omega_1 t \quad \sin\omega_1 t \quad \cdots \quad \cos\omega_m t \quad \sin\omega_m t] \tag{2.74}$$

$$\mathbf{a} \equiv [\, a_0 \quad a_1 \quad a'_1 \quad \cdots \quad a_m \quad a'_m \,]^T \tag{2.75}$$

このとき(2.72)式の$h_k(t)$は次式で表現される。

$$h_k(t) = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{V}_k]\mathbf{a} \tag{2.76}$$

ここに$[\mathbf{V}_k]$は，$v_k(t)$をフーリエ級数展開（m+2項）し，得られたフーリエ係数値（定数）によって構成した正方行列である。

$v_k(t)$は対象とする壁体の方位及び月・日に応じて一意に定まり，したがって月別，方位別に$[\mathbf{V}_k]$を作成しておくことによって，任意方位壁面及び窓面経の照射日射量を，問題とする月あるいは日に応じて作成した水平面日射量のフーリエ級数の係数ベクトル$\mathbf{a}$の一次従属の形でフーリエ級数表現することができる。

(2) 吸収，透過日射量

前項の記号のほかに次の記号を設定する。

a_k ：k壁面日射吸収率

g_k ：kガラス面の日射透過率

α_k ：k壁面の外気側熱伝達率$(\mathrm{kcal/hm^2{}^\circ C})$

${}_a h_k(t)$ ：k壁面の吸収日射量$(\mathrm{kcal/hm^2})$

${}_T h_k(t)$ ：kガラス面の日射透過量$(\mathrm{kcal/hm^2})$

${}_a h_k(t), {}_T h_k(t)$はそれぞれ(2.72)式を用いて次式で表現される。

$${}_a h_k(t) = a_k v_k(t) h_o(t) = A_k(t) h_o(t) \tag{2.77}$$

$${}_T h_k(t) = g_k v_k(t) h_o(t) = G_k(t) h_o(t) \tag{2.78}$$

ただし

$$\left.\begin{aligned} A_k(t) &= a_k v_k(t) \\ G_k(t) &= g_k v_k(t) \end{aligned}\right\} \tag{2.79}$$

$$\left.\begin{aligned} {}_a h_k(t) &= [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{A}_k]a \\ {}_T h_k(t) &= [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{G}_k]a \end{aligned}\right\} \tag{2.80}$$

ただし$[\mathbf{A}_k],[\mathbf{G}_k]$はそれぞれ$A_k(t), G_k(t)$に依存して定まる定数を要素とする行列である。

k壁面に作用する日射等価温度を$\theta_k(t)$とするとき，$\theta_k(t)$は(2.80)式の${}_a h_k(t)$を用いて次式で表現される。

$$\theta_k(t)=\frac{1}{\alpha_k}{}_a h_k(t)=\frac{1}{\alpha_k}[\mathbf{cs}(t)][\mathbf{A}_k]\mathbf{a}=[\mathbf{cs}(t)][\mathbf{A}'_k]\mathbf{a} \tag{2.81}$$

ただし

$$[\mathbf{A}'_k]=\frac{1}{\alpha_k}[\mathbf{A}_k] \tag{2.82}$$

2.3.2 日射に応じる自然室温（日射上昇室温）

前節において吸収，等価日射量及び日射等価温度を水平面日射量のフーリエ係数の１次従属式で表現したが，本節では日射による自然室温の解式を，前節と同様に水平面日射のフーリエ係数の１次従属式として表現する。

(1) 壁面より室内への日射流入熱

記号

$q_k(t)$ ：k壁面よりの流入熱$(\mathrm{kcal/hm^2})$

$D_k(j\omega)$ ：外気温による室流入熱の周波数伝達関数$j=\sqrt{-1}$

$D_k(j\omega)$を次のごとく極表示する。

$$D_k(j\omega)=P_k(\omega)exp\{j\varphi_k(\omega)\} \tag{2.83}$$

ただし

$$P_k(\omega)=|D_k(j\omega)| \tag{2.84}$$

$$\varphi_k(\omega)=arg\{D_k(j\omega)\} \tag{2.85}$$

k壁に，$cos\,\omega t_i$及び$sin\,\omega t_i$の外気温が作用するとき，この外気温による室内への流入熱はそれぞれ次のように表現される。

入力　　出力

$$\left.\begin{aligned}
cos\,\omega_i t &\rightarrow P_k(\omega_i)cos(\omega_i t+\varphi_k(\omega_i))\\
&=P_k(\omega_i)cos\,\varphi_k(\omega_i)cos\,\omega_i t-P_k(\omega_i)sin\,\varphi_k(\omega_i)sin\,\omega_i t\\
sin\,\omega_i t &\rightarrow P_k(\omega_i)sin(\omega_i t+\varphi_k(\omega_i))\\
&=P_k(\omega_i)sin\,\varphi_k(\omega_i)cos\,\omega_i t+P_k(\omega_i)cos\,\varphi_k(\omega_i)sin\,\omega_i t
\end{aligned}\right\} \tag{2.86}$$

ベクトル関数$[cos\,\omega_i t \quad sin\,\omega_i t]$が作用したときの出力は(2.86)式によって次となる。

$$\text{出力：}\left[{}_cP_k(\omega_i)cos\,\omega_i t-{}_sP_k(\omega_i)sin\,\omega_i t \quad {}_sP_k(\omega_i)cos\,\omega_i t+{}_cP_k(\omega_i)sin\,\omega_i t\right] \tag{2.87}$$

ただし

$${}_cP_k(\omega_i)=P_k(\omega_i)cos\,\varphi_k(\omega_i) \tag{2.88}$$

$${}_sP_k(\omega_i)=P_k(\omega_i)sin\,\varphi_k(\omega_i) \tag{2.89}$$

ここで(2.87)式を次式のごとく変形する。

$$(2.87)\text{式}=[cos\,\omega_i t \quad sin\,\omega_i t]\begin{bmatrix}{}_cP_k(\omega_i) & {}_sP_k(\omega_i)\\ -{}_sP_k(\omega_i) & {}_cP_k(\omega_i)\end{bmatrix}\equiv[\mathbf{cs}_i(t)][\mathbf{P}_{k,i}] \tag{2.90}$$

ただし

$$[\mathbf{cs}_i(t)]\equiv[cos\,\omega_i t \quad sin\,\omega_i t] \tag{2.91}$$

$$[\mathbf{P}_{k,i}]\equiv\begin{bmatrix}{}_cP_k(\omega_i) & {}_sP_k(\omega_i)\\ -{}_sP_k(\omega_i) & {}_cP_k(\omega_i)\end{bmatrix} \tag{2.92}$$

ベクトル関数を$[\mathbf{cs}_i(t)]$に拡張し，この入力に応じる室内への流入熱のベクトル関数を$\mathbf{q}_k(t)$とするとき，$\mathbf{q}_k(t)$は次式で表される。

$$\mathbf{q}_k(t)=\left[K_k[\mathbf{cs}_1(t)][\mathbf{P}_{k,1}] \;\cdots\; [\mathbf{cs}_m(t)][\mathbf{P}_{k,m}]\right]=\left[1\,[\mathbf{cs}_1(t)]\cdots[\mathbf{cs}_m(t)]\right][\mathbf{P}_k] \tag{2.93}$$

ここに

$$[\mathbf{P}_k]=\begin{bmatrix}K_k & & 0\\ & [\mathbf{P}_{k,1}] & & 0\\ 0 & & \ddots & \\ & 0 & & [\mathbf{P}_{k,m}]\end{bmatrix} \tag{2.94}$$

ただしK_kはk壁の熱貫流率

ところで

$$\left[1\,[\mathbf{cs}_1(t)]\cdots[\mathbf{cs}_m(t)]\right]=[\mathbf{cs}(t)]$$

したがって次式を得る。

$$\mathbf{q}_k(t)=[\mathbf{cs}(t)][\mathbf{P}_k] \tag{2.95}$$

(2.95)式は，(2.81)式による日射等価温度のベクトル関数$[\mathbf{cs}(t)]$を入力したときの出力にほかならず，したがって(2.81)式全体を入力としたときの出力，すなわち(2.81)式の表現の日射等価温度に応じるk壁より室内への流入$q_k(t)$熱は(2.81)式の$[\mathbf{cs}(t)]$を(2.95)式で置き換えた次式で表現される。

$$q_k(t) = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{P}_k][\mathbf{A}'_k]\mathbf{a} \tag{2.96}$$

(2.96)式が $\mathbf{a}$ をベクトル変数とする $q_k(t)$ の解式である。

(2) 日射に応じる自然室温

単室を対象として，日射に応じる自然室温の解式を構成する。

i） 基礎方程式

記号

$Q_S(t)$ ：室内への全日射流入熱(kcal/h)

$Q_W(t)$ ：外気温＝0のとき室温に応じる壁体室内表面の全流入（流出を正とする）(kcal/h)

$Q_G(t)$ ：外気温＝0のときのガラス面を通じての全流出熱(kcal/h)

$F(t)$ ：換気による熱損失係数(kcal/h°C)

C_a ：室空気の熱容量(kcal/°C)

$\theta_r(t)$ ：日射に応じる自然室温(°C)

S_k ：k壁の実面積(m^2)

日射による室内への全流入熱 $Q_S(t)$ は次の釣合式を満たす。

$$Q_S(t) = C_a \frac{d\theta_r(t)}{dt} + Q_W(t) + Q_G(t) + F(t)\theta_r(t) \tag{2.97}$$

ここで，(2.97)式の未知関数 $\theta_r(t)$ が次式のフーリエ級数で表現されるとする。

$$\theta_r(t) = [\mathbf{cs}(t)]\mathbf{b} \tag{2.98}$$

この時(2.97)式の右辺の各項は，それぞれ次のごとく表現される。

a. $C_a \dfrac{d\theta_r(t)}{dt}$

(2.98)式によって次を得る。

$$\begin{aligned}\frac{d\theta_r(t)}{dt} &= \frac{d}{dt}[\mathbf{cs}(t)]\mathbf{b} \\ &= [0 \quad -\omega_1 \sin\omega_1 t \quad \omega_1 \cos\omega_1 t \quad \cdots \quad -\omega_m \sin\omega_m t \quad \omega_m \cos\omega_m t]\mathbf{b} \\ &= [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{D}]\mathbf{b}\end{aligned} \tag{2.99}$$

ただし

$$[\mathbf{D}] = \begin{bmatrix} 0 & & & 0 \\ & \begin{bmatrix} 0 & \omega_1 \\ -\omega_1 & 0 \end{bmatrix} & & 0 \\ 0 & & \ddots & \\ & 0 & & \begin{bmatrix} 0 & \omega_m \\ -\omega_m & 0 \end{bmatrix} \end{bmatrix} \tag{2.100}$$

したがって次を得る。

$$C_a \frac{d\theta_r(t)}{dt} = C_a[\mathbf{cs}(t)][\mathbf{D}]\mathbf{b} = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{D}']\mathbf{b} \tag{2.101}$$

ただし

$$[\mathbf{D}'] = C_a[\mathbf{D}] \tag{2.102}$$

b. $Q_W(t)$

k壁の，室温に応じる室内表面熱流の周波数伝達関数の絶対値を $P'_k(\omega)$，アーギュメントを $\varphi'_k(\omega)$ とする。

このとき，k壁室内表面熱流 $q'_k(t)$ は，日射等価温度に応じる流入熱 $q_k(t)$ と同様にして次式で表現できる。

$$q'_k(t) = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{P}'_k]\mathbf{b} \tag{2.103}$$

ただし $[\mathbf{P}'_k]$ は(2.88),(2.89)式において $P_k(\omega), \varphi_k(\omega)$ を $P'_k(\omega), \varphi'_k(\omega)$ で書き換えて得られる(2.94)式と同形の行列である。

したがって全流出熱 $Q_W(t)$ は次となる。

$$Q_W(t) = \sum_k S_k q'_k(t) = [\mathbf{cs}(t)]\left(\sum_k S_k[\mathbf{P}'_k]\right)\mathbf{b} = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Y}_w]\mathbf{b} \tag{2.104}$$

ただし

$$[\mathbf{Y}_w] = \sum_k S_k[\mathbf{P}'_k] \tag{2.105}$$

c. $Q_G(t)$

kガラス面の熱貫流率を K'_k とし，ガラス面積を S'_k とするとき，次式を得る。

$$Q_G(t) = \sum_k S'_k K'_k[\mathbf{cs}(t)]\mathbf{b} = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{K}_G]\mathbf{b} \tag{2.106}$$

ただし，

$$[\mathbf{K}_G] = \begin{bmatrix} \left(\sum_k S'_k K'_k\right) & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \left(\sum_k S'_k K'_k\right) \end{bmatrix} \tag{2.107}$$

d. $F(t)\theta_r(t)$

(2.72)式のフーリエ級数表現である(2.76)式と同様にして，次式を得る。

$$F(t)\theta_r(t) = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{F}]\mathbf{b} \tag{2.108}$$

ただし$[\mathbf{F}]$は$F(t)$によって定まる定系数行列である。

以上のa.～d.の表現によって基礎方程式(2.97)式は次となる。

$$\begin{aligned} Q_S(t) &= [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{D}']\mathbf{b} + [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Y}_w]\mathbf{b} + [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{K}_G]\mathbf{b} + [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{F}]\mathbf{b} \\ &= [\mathbf{cs}(t)]\big[[\mathbf{D}'] + [\mathbf{Y}_w] + [\mathbf{K}_G] + [\mathbf{F}]\big]\mathbf{b} \\ &= [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Y}_R]\mathbf{b} \end{aligned} \tag{2.109}$$

ただし

$$[\mathbf{Y}_R] = \big[[\mathbf{D}'] + [\mathbf{Y}_w] + [\mathbf{K}_G] + [\mathbf{F}]\big] \tag{2.110}$$

ところで$Q_S(t)$は(2.80)式の${}_T h_k(t)$および(2.96)式の$q_k(t)$を用いて次のごとく表現される。（外壁及び窓面の添字をそれぞれk, jとする。）

$$Q_S(t) = \sum_k {}_T h_k(t) + \sum_l q_l(t) = [\mathbf{cs}(t)]\left(\sum_k [\mathbf{G}_k] + \sum_l [\mathbf{P}_l][\mathbf{A}'_l]\right)\mathbf{a} = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Z}_S]\mathbf{a} \tag{2.111}$$

ただし

$$[\mathbf{Z}_S] = \sum_k [\mathbf{G}_k] + \sum_l [\mathbf{P}_l][\mathbf{A}'_l] \tag{2.112}$$

(2.111)式を代入して(2.109)式は次となる。

$$[\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Z}_S]\mathbf{a} = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Y}_R]\mathbf{b} \tag{2.113}$$

すなわち

$$[\mathbf{Z}_S]\mathbf{a} = [\mathbf{Y}_R]\mathbf{b} \tag{2.114}$$

したがって次を得る。

$$\mathbf{b} = [\mathbf{Y}_R]^{-1}[\mathbf{Z}_S]\mathbf{a} \equiv [\mathbf{Z}_R]\mathbf{a} \tag{2.115}$$

(2.115)式が日射のフーリエ級数の係数と自然室温のフーリエ級数の係数の関係式である。

したがって自然室温$\theta_r(t)$の解式は次となる。

$$\theta_r(t) = [\mathbf{cs}(t)][\mathbf{Z}_R]\mathbf{a} \tag{2.116}$$

$[\mathbf{Z}_R]$は，水平面日射量に応じる自然室温を与えるシステム固有の熱特性行列である。

なお，日射に応じる自然室温を与えるこの$[\mathbf{Z}_R]$は一般に full matrix となり，このため自然室温の各周期成分は，水平面日射量の全周期成分$\mathbf{a}$の影響を受けることになるが，外気温による自然室温を与える係数行列は(2.94)式と同形の行列となり自然室温の周期成分は外気温の同一周期成分とのみ対

応し，このことが，日射による自然室温と，外気温による自然室温の解式表現の大きな相異点である。

2.3.3 日射上昇室温の確率密度関数

(2.115)式によって日射による上昇室温（自然室温）のフーリエ級数の係数ベクトル$\mathbf{b}$を，水平面日射量の係数ベクトル$\mathbf{a}$の線形従属の形で表現し得たが，その係数行列$[\mathbf{Z}_R]$が正則であれば，(2.115)式の逆関数として次を得る。

$$\mathbf{a} = [\mathbf{Z}_R]^{-1}\mathbf{b} \tag{2.117}$$

いま，日射の係数ベクトル$\mathbf{a}$を確率変数とする同時確率密度関数が$P(\mathbf{a})$として得られているとすれば，これに(2.117)式に応じる変数変換を施すことによって，容易に自然室温の係数ベクトル$\mathbf{b}$に関する多次元同時確率密度関数$P'(\mathbf{b})$を$P(\mathbf{a})$に基づいて表現することができる。

すなわち，

ヤコビアンJは次式で示される。

$$J = \left|[\mathbf{Z}_R]^{-1}\right| \tag{2.118}$$

したがって，

$$P'(\mathbf{b}) = |J|P(\mathbf{a}) = \left\|[\mathbf{Z}_R]^{-1}\right\| P\left([\mathbf{Z}_R]^{-1}\mathbf{b}\right) \tag{2.119}$$

日射に応じる上昇室温を，水平面直達日射量の係数ベクトルを用いて表現し，このことに基づいて自然室温の確率密度関数の構成を行なった。

日射量に応じる上昇室温（自然室温）の確率的評価を目的として，そのための基礎的考察事項として水平面日射量を基準とし，そのフーリエ係数ベクトルの一次従属の形で日射量上昇室温の解式を構成した。

解法の特徴は，基準日射量のみを系への入力とし，この単一入力と室温との関係について，室温に関する熱特性行列$[\mathbf{Z}_R]$を提示し，この行列に基づいて解式を構成した点にあるが，この行列$[\mathbf{Z}_R]$は対象とする季節，月等に応じて個々に定めねばならない。

上記解式によって，日射に関する確率変数が１種類のベクトルに減じられ，日射上昇室温の確率密度関数の構成が容易になった。

2.4　冷暖房必要日数の簡易算定法

前節で間欠空調室負荷の確率密度関数構成法を述べたが，負荷分布に至らずに，自然室温の段階で，その情報から冷暖房日数に関して直ちに判断が可能となれば，手順は非常に簡便であり，実用上の有効度が高いと思われる。そこで，本節では，冷暖房日数の算出を純自然室温に基づいて行う方法を検討した。

建築計画と冷暖房負荷との関係を考察するための指標として，既にディグリデーまたはその拡張概念が提案されており，それぞれ実用に供されているが，これらはいずれも外部気象条件の日平均値及び設定冷暖房室温に基づいて冷暖房室負荷を評価するための尺度である。

これに対して，冷暖房必要日（度）数は，時間変動の自然室温に基づくこと，および，冷暖房室負荷ではなく，冷暖房の必要度に関する尺度であることの２点において従来のディグリデー概念と方法ならびに目的を異にする概念であり，建築計画を建築熱環境に関して評価するときの一つの基礎的尺度となり得る。

この尺度は，特に自然エネルギー利用住宅等の熱的方策の効果の評価が重要な建物に対する評価尺度としての有用性が大きい。

冷暖房負荷量と冷暖房日数とは別の尺度であって，経済的評価のされ方は異なる。

冷暖房負荷量に係わる経費は消費エネルギー量に比例するものであるが，冷暖房日数に係わる経費は加負荷時間数・負荷率の大小によらず稼動態勢維持の時間長さに関係した費目となる。

経済設計を行うには，基本的に，設計条件の変化に対応して冷暖房負荷量および冷暖房日数が如何なる変化性状を示すかを知る必要がある。

例えば，空調経常費に関する経済設計を対象とするとき，断熱材厚の変化に対して両者の増減傾向が同一であれば，冷暖房負荷量のみの評価に基づいて設計を行う方法がとり得るが，逆の場合は両者を入れた評価関数を構成の上，最適断熱材厚を求める手順を要することとなる。

ここでは，基礎的に，建物の熱的評価量としての冷暖房日数に関し，外気温・日射作用下での検討を行った。

熱計算（差分数値計算）において採用した室内照射日射の取扱い方法を記述し，対象事例の計算設定条件を示し，冷暖房日数の算出を純自然室温に基づいて行う方法を試みる。

2.4.1　室内照射日射の取扱い方法

窓部射入日射は最も簡易的には総量を室内投入熱として扱われるが，実現象は内壁照射部位における日射吸収・放熱過程を経て部分日射が室内に投入されるのであり，実態をより良く表現するためには，このことを熱計算アルゴリズムに含む必要がある。

使用した建物モデル及び熱計算法（差分法）に基づいて射入日射の取扱いを述べる。

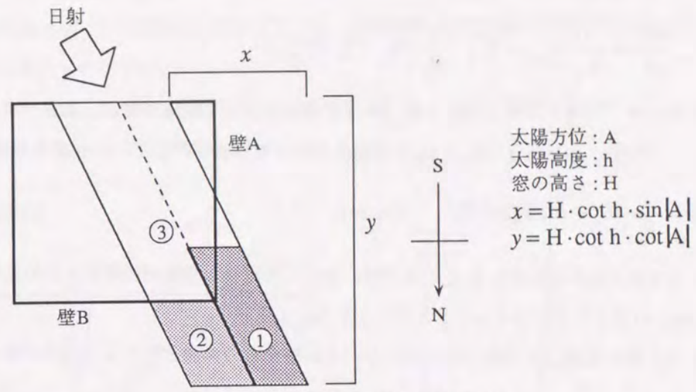


図 2.7 窓透過日射の水平面照射面積

図 2.7に示すごとく，直達日射の室内射入分は

水平面直達日射量（単位面積当り）×水平面照射面積（①+②+③）

で表現される。

このうち，面積①分が壁Ａに，面積②分が壁Ｂに，面積③分が床に照射する日射量である。

日射量は各面で日射吸収率に応じて吸熱され，残部が直接室内空気へ反射投入されるものとする。

熱計算に用いた差分スキームにおける壁体モデルは図 2.8に示す如く分割壁体の中央部に質点をもつものである。

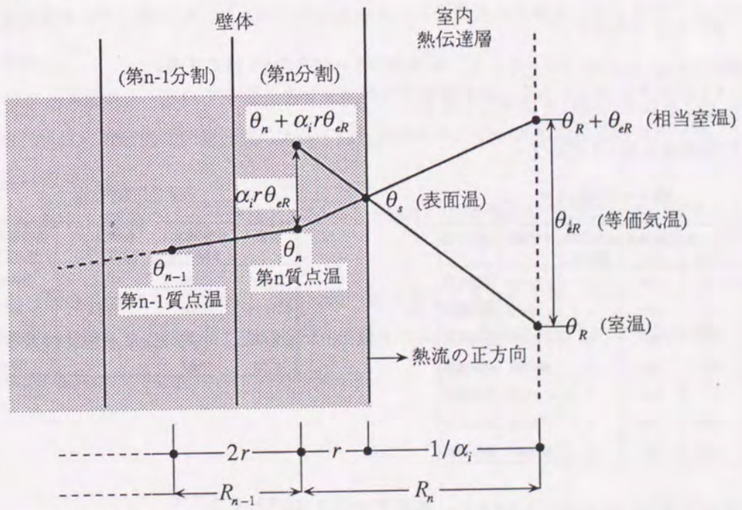


図 2.8 内表面日射照射時の温度分布

室内側の第n分割壁体について微分方程式は次と表せる。（式中，C_nは熱容量を示す。）

$$C_n \frac{d\theta_n}{dt} = \frac{1}{R_{n-1}}(\theta_{n-1} - \theta_n) - \frac{1}{R_n}\{\theta_n - (\theta_R + \theta_{eR})\} \tag{2.120}$$

壁体表面からすぐ内側ではθ_nと$(\theta_R + \theta_{eR})$の温度差に基づいて熱流が流れる表現である。

壁表面から室空気への熱流qはθ_Sとθ_Rの温度差によって形成されるが，これは次で表せる。

$$q = \frac{1}{R_n}\{(\theta_n + \alpha_i r \theta_{eR}) - \theta_R\} \tag{2.121}$$

上式は，qを第n質点の温度とθ_Rとの温度差に基づく熱流として等価表現するためにはθ_nに対して$\theta_n + \alpha_i r \theta_{eR}$の補正を行えばよいことを示している。

室空気質点に関する熱収支の微分方程式においては壁からの熱流として(2.121)式が算入される。

2.4.2 計算事例の設定条件

用いた気象データは茨城県館野高層気象台の1978年～1982年5ヶ年の水平面直達及び散乱日射量と外気温毎時データである。

建物モデルは，コンクリート躯体の3m立方体単室で南面に窓を有する。

熱的条件として，コンクリート厚（150mm，70mm），窓面積率（南面に対する窓部の面積比率を100％及び25％），換気回数（0回/h，1回/h），架構方式（ピロティ型，接地型），そして冷暖房方法（最高あるいは最低室温の昼間(9時～17時のみ)設定，終日設定）を組合せて，以下の7ケースを構成し，各ケースとも断熱材の貼付方法を内，外の2通りとして計算対象を14例とする。（断熱材厚：0，20，40，60，80，100mm。）

暖房期は1～4，11,12月の6ヶ月とし，冷房期は5～10月の6ヶ月とする。

設定室温はそれぞれ18℃及び28℃である。

用いた物性値を表2.2に示す。

表2.1 計算パターン

ﾓﾃﾞﾙ	ｺﾝｸﾘｰﾄ厚 (mm)	窓面積率 (%)	換気回数 (回/h)	床板構成	暖房方法
Ⅰ	150	100	1	ﾋﾟﾛﾃｨ形	昼間暖房
Ⅱ	150	100	0	ﾋﾟﾛﾃｨ形	昼間暖房
Ⅲ	150	25	0	ﾋﾟﾛﾃｨ形	昼間暖房
Ⅳ	150	25	0	接地形	昼間暖房
Ⅴ	70	100	1	ﾋﾟﾛﾃｨ形	昼間暖房
Ⅵ	150	100	1	ﾋﾟﾛﾃｨ形	終日暖房
Ⅶ	150	25	0	接地形	終日暖房

表2.2 物性値

材料	熱伝導率λ (kcal/m℃ h)	熱容量cγ (kcal/m³℃)	熱伝達率α (kcal/m²℃ h)
ｺﾝｸﾘｰﾄ	0.95	462.0	室内側
ｸﾞﾗｽｳｰﾙ	0.035	19.2	8.0
地盤	0.56	594.0	外気側
ｶﾞﾗｽ	0.67	-	20.0

日射吸収率は内外両表面とも0.7とし，地面アルベドは0.2とする。

窓ガラスの日射透過率は入射角の違いによる変化を考慮する。

冷暖房の方法は図2.9（暖房例）に示すように，前時刻負荷0で現時点に負荷が要るとき，負荷はランプ状にかけるものとする。

暖房期においては，室温が設定室温を上回れば成り行きとして冷房は行わない。

冷房期においては，その逆で暖房は行わない。

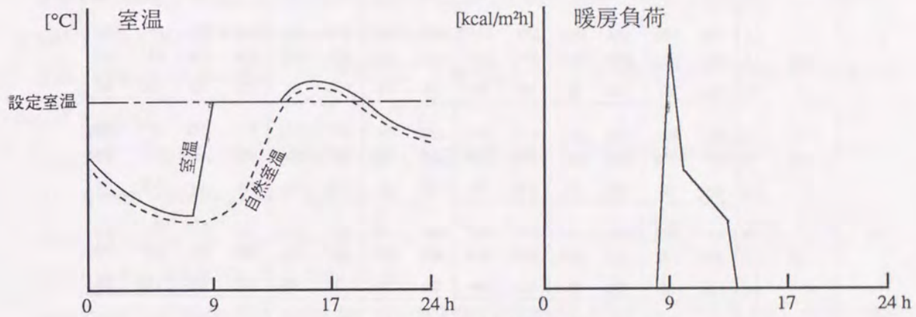


図2.9 冷暖房方式（暖房例）

2.4.3 冷暖房日数の簡易算定法

冷暖房とは，自然状態では室温が設定値を満たさない場合にとられる室温調整手段であり，その採否の判定は正しくは加負荷時を履歴に含む現時点の自然室温に基づいて行われる。

この判定を近似的に純自然室温に基づいて行って得られる冷暖房日数算定結果と，正しい算定結果との間に関係を見いだし得れば，純自然室温計算のみで空調建物の冷暖房日数を推定することができて有用である。

Ⅰ～Ⅶのケースにつき，断熱材を変化させて求めた冷暖房日数の5年平均値を次頁表2.3に示す。

b.は純自然室温の最高値及び最低値によって設定条件判別を行い求めた冷暖房日数であり，a.は実際の冷暖房日数である。

比率c=a／b は内断熱の場合ではほとんどが1であり，外断熱の場合は若干値が小さくなっている。

室内照射日射の取扱い方法を述べ，事例計算の設定条件をまとめて記した。

冷暖房日数の純自然室温に基づく算定値は10％程度の誤差を許すならばそのまま推定値として用い得ることが事例的に示された。

表 2.3 純自然室温による冷暖房日数と実際の冷暖房日数の比率

モデル		Ⅰ		Ⅱ		Ⅲ		Ⅳ		Ⅴ		Ⅵ		Ⅶ	
断熱材厚		IN	OUT	IN	OUT	IN	OUT	IN	OUT	IN	OUT	IN	OUT	IN	OUT
0	a	280	280	281	281	278	259	260	260	307	307	284	284	261	261
	b	280	280	281	281	278	260	260	260	307	307	284	284	263	263
	c	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	99	99
20	a	295	253	298	253	271	221	277	190	304	253	305	271	291	251
	b	295	258	298	260	271	226	279	215	304	258	305	276	291	264
	c	100	98	100	97	100	98	99	88	100	98	100	98	100	95
40	a	301	241	302	230	275	219	292	184	307	241	314	275	317	252
	b	301	253	303	244	275	228	293	209	307	253	314	284	316	268
	c	100	95	100	94	100	96	100	88	100	95	100	97	100	94
60	a	307	229	306	214	297	215	288	196	307	229	323	274	327	274
	b	307	242	306	234	297	228	290	216	307	242	323	284	327	287
	c	100	95	100	91	100	94	99	91	100	95	100	96	100	95
80	a	307	217	306	204	296	212	272	191	306	217	323	273	330	272
	b	307	237	306	226	296	228	273	209	306	237	323	285	330	284
	c	100	92	100	90	100	93	100	91	100	92	100	96	100	96
100	a	305	210	305	197	296	209	255	186	306	210	323	273	331	270
	b	305	229	305	218	296	226	256	206	306	229	323	285	332	283
	c	100	92	100	90	100	92	100	90	100	92	100	96	100	95

IN:内断熱　OUT:外断熱　a:実際の冷暖房日数　b:純自然室温による冷暖房日数　c:比率(%) a/b×100

2.5　体感温度評価

自然室温・空調室負荷等の純物理尺度とともに，人間の感覚尺度にもとづく温熱環境の確率的評価は環境のグレード，あるいは技術目標を設定する上で基礎的に重要である。

本節では，熱環境に係わる変数が関数表現されれば（体感温度との関数関係），体感温度に関する確率的評価が成り立つことを例示する。

建築の熱的評価の対象としては室温が基礎的であるが，夏の通風の効果は，換気量としての働きにより結果する室温の効果の評価のみでは計りきれない。

室温と同様に，人体に対しての“空気速度”が重要となり，人体の感覚として生起する効果を評価せねばならない。

したがって，重要な温熱環境の評価指標として温感に関する評価指標が必要となる。

この指標の一つが体感温度である。

夏期，住宅において，開いた窓を通しての“風”は“冷涼感”を得る手段として重要であり，温感へのその効果は体感温度によって示し得る。

体感温度は，空調時の室内環境評価において実際的使用が多く行われるようであるが，自然状態での評価についても適用し得る。

実際の室内環境は複雑であり，日射による輻射熱，室内発生熱，換気特性に基づく換気量等によって形成されているが，ここでは，日射等の輻射熱を要素に含めないで，体感温度を考える。

通風換気によって，室内環境は外部環境に近づき，通風換気の効果として，外部の体感温度（外部の風速，外気温湿度に基づく体感温度）と室内の体感温度は接近する。両者の体感温度の対比によって建物の自然風利用効果を評価することも可能である。

窓際で直接に風を受ける場合には，近似的に，人体周囲は外部と同一の空気状態であると考えることができ，外部の体感温度はすなわちこの際の室内体感温度である。

また，外部の体感温度を評価することにより，夏期の冷房の必要性に関して一つの判断基準が得られる。

例えば，外部の体感温度が不快域の値を示す度数が多ければ，換気性状が如何に良好であっても室内体感温度が不快域の値を示す度数の多いことが容易に想定され，冷房が必要であることが判断される。

体感温度に及ぼす風量の影響に関する基礎的な検討として，外部において日射等の輻射熱の影響が及ばない状態を仮定し，外部風速に比例した風速（外部風速の何割かに減速した風速）の作用下での外気温湿度に基づく体感温度を考察する。

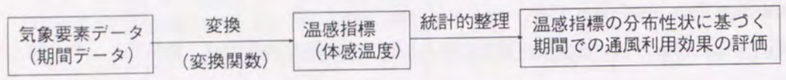
具体的な建築物の建設地は各々気象特性を持っており，その特性を有する期間（今は夏期）全体で通風換気の効果が評価されねばならない。

外部の体感温度を評価するとき，外部気象要素の同時的データに基づき体感温度を求め，これを統

計的に整理して，その結果によって評価を行う。

気象要素データから体感温度への変換は関数に基づいて行うのが実際的であり，線図で提示されているものは関数近似を行う必要がある。

上記の評価に至る過程をまとめると次となる。



2.5.1 体感温度の算出方法

(1) 体感温度

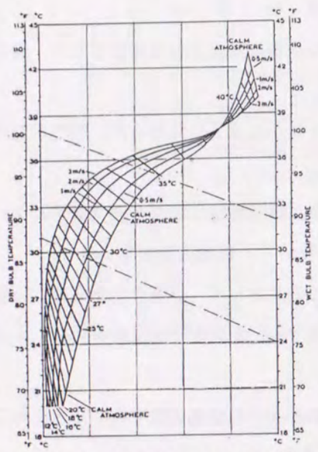


図 2.10 Resultant Temperature Chart
(J.I.H.V.E,Nov.,1959,pp.233)

体感の指標として，ここではMissenardによって示された体感温度（Resultant Temperature，以下，RTと略称する）線図（図 2.10）を用いる。

RTはこの線図に示された関係を最小2乗法によって関数近似して得た関数に基づいて算出する。

ここでのRTは，従来のET（Effective temperature）と同じく静止，飽和空気の乾球温度であるが，滞在順応後の感覚に基づくものである。

線図中，左上方から右下方への各直線が等RT線である。（この線図は，室周壁表面温度と空気温度が等しい環境を対象としており，環境の要素は，乾球温度，湿度（湿球温度），風速の3要素である。）

(2) RTの関数近似

乾球温度θ[℃]，湿球温度θ'[℃]，風速v[m/s]の3つの気象要素を独立変数とした2次多項式によって，Missenardの線図のRTを最小2乗法に基づいて関数近似した。

近似範囲は，21℃≦θ≦41℃，21℃≦θ'≦31℃，0m/s≦v≦3m/s である。

求めた近似２次多項式を次に示す。

$$
\begin{aligned}
RT(\theta,\theta',v) = & -0.0000535\theta^2\theta'^2v^2 + 0.000179\theta^2\theta'^2v - 0.000186\theta^2\theta'^2 \\
& +0.00278\theta^2\theta'v^2 - 0.0103\theta^2\theta'v + 0.00869\theta^2\theta' \\
& -0.0342\theta^2v^2 + 0.131\theta^2v - 0.118\theta^2 \\
& +0.00378\theta\theta'^2v^2 - 0.0117\theta\theta'^2v + 0.0121\theta\theta'^2 \\
& -0.196\theta\theta'v^2 + 0.680\theta\theta'v - 0.557\theta\theta' \\
& +2.39\theta v^2 - 8.46\theta v + 8.05\theta \\
& -0.0660\theta'^2v^2 + 0.186\theta'^2v - 0.186\theta'^2 \\
& +3.44\theta'v^2 - 11.0\theta'v + 8.66\theta' \\
& -41.5v^2 + 133.8v - 106.2
\end{aligned}
\tag{2.122}
$$

RTの近似の状態を図 2.11に例示する。これらはv＝0[m/s]の場合である。線図によるRTと近似関数によるRTの近似誤差の絶対値は最大で0.2[℃]である。近似範囲全体について，この誤差を選点的に検討してみると，最大0.8[℃]であった。近似範囲を越えたθ'＝18[℃]の場合についてこの誤差を求めると1.0[℃]以上の誤差を生じるときがあるが，このとき近似関数に基づくRTは，線図によるRTよりも大となっており，近似関数はRTとしては安全側の値を与える。

以上のような近似誤差は有するが，21℃≦θ≦41℃，18℃≦θ'≦31℃，0m/s≦v≦3m/sの範囲において，RTは近似関数に基づいて算出することとする。

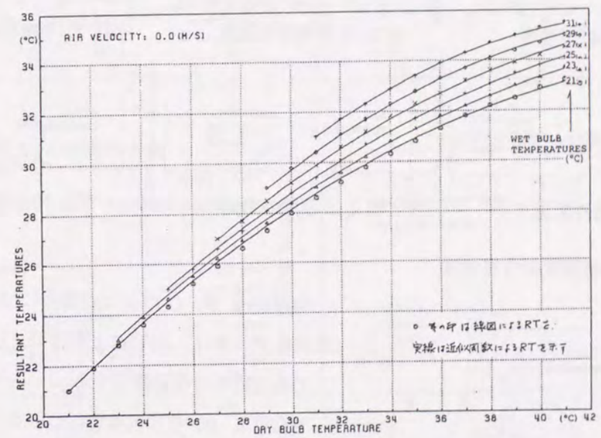


図 2.11 線図によるRTおよび近似関数によるRT

2.5.2 対象気象データの分布性状

用いた気象データは，大阪地方標準気象データ(空気調和・衛生工学会 編)の夏期(6,7,8,9月，122日)の外気温，絶対湿度，風速データである。

各毎時刻値を標本として，期間中の A.昼間(6ｈ～17ｈ) B.夜間(18ｈ～24ｈ，及び1ｈ～5ｈ) C.全日(期間内全ての時刻) の3つの場合について各気象要素（湿度に関しては，変換を行って相対湿度で表現した。）の分布性状を調べた。

結果を図 2.12～図 2.20 に示す。

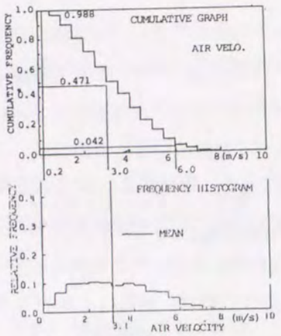


図 2.12 昼間風速

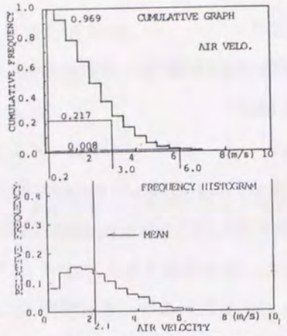


図 2.13 夜間風速

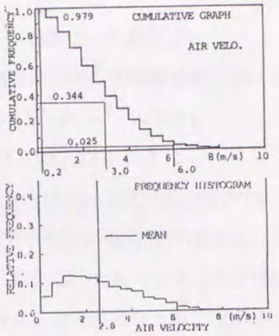


図 2.14 全日風速

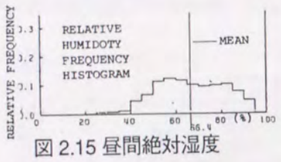


図 2.15 昼間絶対湿度

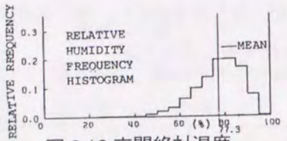


図 2.16 夜間絶対湿度

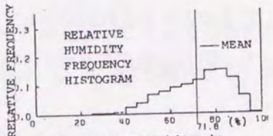


図 2.17 全日絶対湿度

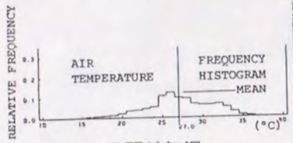


図 2.18 昼間外気温

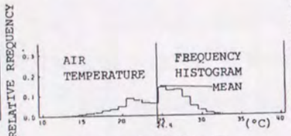


図 2.19 夜間外気温

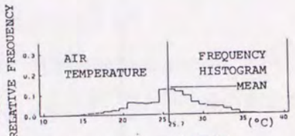


図 2.20全日外気温

2.5.3 外部体感温度の分布性状

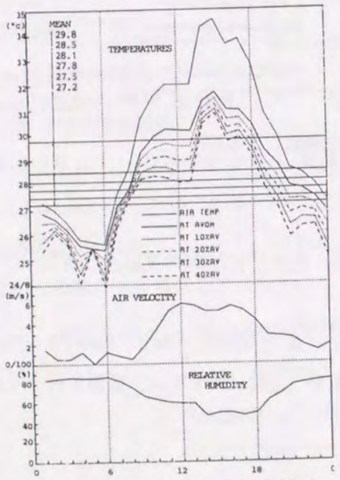


図 2.21 7/29のRTおよび気象値

前項のA，B，Cの3つの場合について，先ず，対象気象データは，21℃≦θ≦41℃，18℃≦θ'≦31℃である標本のみに限定する。

さらにA，B，Cの各場合について，外部風速を4通り（10%，20%，30%，40%）に減速した検討事例を構成し，外部体感温度を算出して分布性状を検討した。

また，風速0m/sとした時の体感温度を比較の基準とした。

分布性状を図2.22～図2.27及び表2.4に示す。

なお，7月29日についての各体感温度，気象要素の時刻変動を図2.21に示す。

表2.4に示すように，各場合とも風速が10%増加する毎にRTが0.4～0.6[℃]低下するという結果を得た。

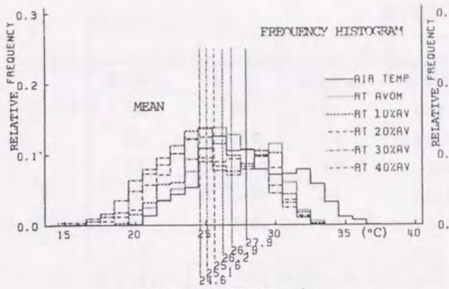


図 2.22 昼間RT分布

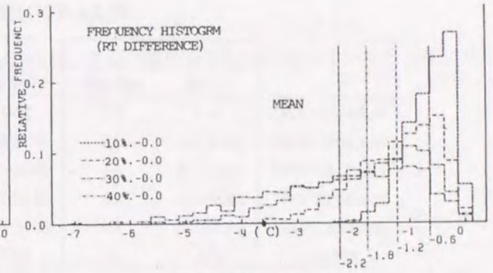


図 2.23 昼間RT差分布

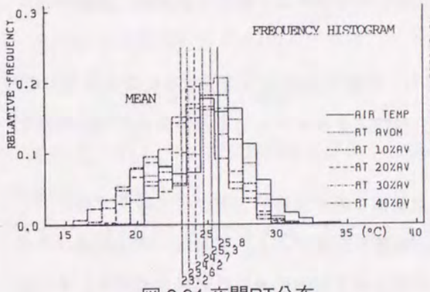


図 2.24 夜間RT分布

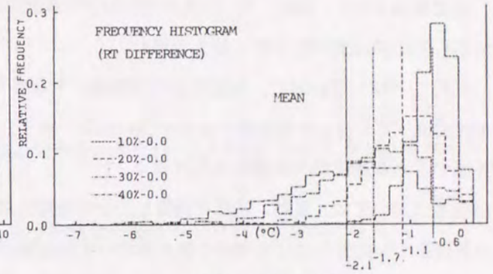


図 2.25 夜間RT差分布

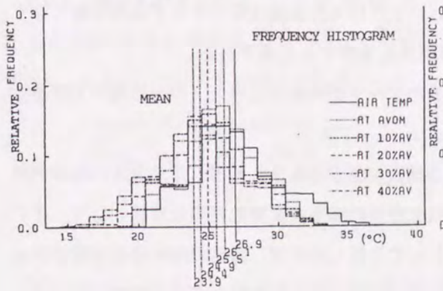


図 2.26 全日RT分布

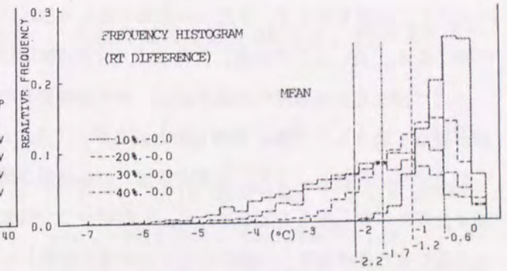


図 2.27 全日RT差分布

図中記号（図2.21～図2.27に関して）
AIR TEMP：外気温
RT AV0M：v＝0[m/s]としたときのRT
RT 10%AV：10%風速下のRT（20%，30%，40%も同様）
10%-0.0：10%風速下のRT－0[m/s]風速下のRT（20%，30%，40%も同様）

表 2.4 RTの統計値

	昼間		夜間		全日	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
a. 風速0m/sでのRT	26.9	2.7	25.3	2.2	26.1	2.6
b. 10%風速でのRT	26.2(-0.6)	2.9	24.7(-0.6)	2.3	25.5(-0.6)	2.7
c. 20%風速でのRT	25.6(-1.2)	3.1	24.2(-1.1)	2.4	24.9(-1.2)	2.9
d. 30%風速でのRT	25.1(-1.8)	3.3	23.6(-1.7)	2.6	24.4(-1.7)	3.0
e. 40%風速でのRT	24.6(-2.2)	3.5	23.2(-2.1)	2.7	23.9(-2.2)	3.2
外気温	27.9	3.4	25.8	2.4	26.9	3.1

( )内はa.との差

外部風速を4例，減速して，外気状態における体感温度を一方法のみではあるが求め，風速増加に対応して体感温度が低下する結果を得た。

このことは，近似的に，自然風の利用価値，すなわち，外部風速が何％利用できたなら室内でRTが何度低下させ得るかを判断できる一つの試算であり，自然エネルギーとしての外部風の利用効果を評価するとき基礎的判断資料となり得る。

住宅においては，夏期，通風を利用してその冷却効果を得るのが建築的方策として得策であり，その評価を十分に行うには建築物の換気性状の実態把握が重要な課題である。実際は，外部風速はその風向と対で考えねばならず，具体的な建物条件に対して現象する室内風速を外部風速の何％とする仮定はさらに検討を要する。また，外部風の導入を良好にすれば体感温度は低下するが気流感覚として不快になる。或いは日常作業に支障をきたす風速の限界も考慮する必要がある。

ここで示した体感温度の評価方法は，室内環境要素のデータが得られた場合，或いは用いる温感指標が異なる場合も方法的に有効と思われる。

以上の事例検討によって，気象変数値と体感温度の関数関係が整備されれば，体感温度の確率的評価が合理的に成し得ることを示した。したがって，気象要素の確率密度関数表現を前提として，それらの変数値と体感温度との関数関係が単純線形関係として近似し得れば，前出の確率密度関数の構成法がそのままこの問題にも適用でき，人間の感覚から環境評価を総合的に行なうことが可能となる。

2.6 確率的評価法

本節では，建築熱性状の確率密度関数が得られた後，これに基づいて確率的評価を行なう方法について考察する。

2.6.1 日平均負荷の確率的評価

次とする。

$$P_H(H)=\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}P'(H,H_C,H_S)dH_C dH_S \tag{2.123}$$

(2.123)式による$P_H(H)$は，日平均負荷Hの密度関数である。

$P_H(H)$の分布関数を$F_H(H)$とすれば，

$$F_H(H)=\int_{-\infty}^{H}P_H(H)dH \tag{2.124}$$

この$F_H(H)$によって日平均値がH以下となる確率を，また$(1-F_H(H))$によってH以上となる確率を知ることができる。

また，$P_H(H)$の平均を求めることによって日平均負荷の期間内での平均値が知られる。

2.6.2 時間変動負荷パターンの確率的評価

各時刻における負荷h_jの変域をm等分割し，その分割幅の値をΔh_jとし，同時密度関数$P''(h_1,\cdots,h_n)$について次の積分を行なう。

$$\int_{h_1(k_1)-\Delta h_1/2}^{h_1(k_1)+\Delta h_1/2}\cdots\int_{h_n(k_n)-\Delta h_n/2}^{h_n(k_n)+\Delta h_n/2}P''(h_1,\cdots,h_n)dh_1\cdots dh_n\ (k_1,\cdots,k_n=1,\cdots,m) \tag{2.125}$$

ただし，$h_j(k_j)$は等分割したh_jのk_j分割部分の中心の値を意味し（図2.28参照），$k_1,\cdots,k_n$の変化数mの全組合せm^2回について(2.125)式の積分を行なうことによってm^2種類の時間変動負荷パターンそれぞれの生起確率を求めることができる。

すなわち，今仮に$k_1=1,k_2=3,\cdots,k_n=1$とすれば，この値に応じる(2.125)式の値によって時刻$1,2,\cdots,$n における負荷がそれぞれ$h_1(1),h_2(3),\cdots,h_n(1)$となる時間変動負荷パターンの生じる確率を知ることができる。

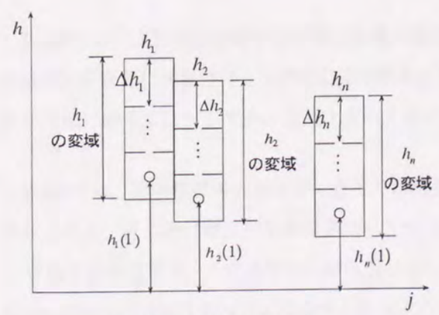


図 2.28 負荷値の離散化

2.6.3　日最高負荷の生じる時刻の確率評価

$P''(h_1,\cdots,h_n)$について次の積分を行なう。

$$\int_{-\infty}^{\hat{h}_j}\cdots\int_{\hat{h}_j}^{\infty}\cdots\int_{-\infty}^{\hat{h}_j}P''(h_1,\cdots,h_n)dh_1\cdots dh_n \quad (j=1,\cdots,n) \tag{2.126}$$

ただし，

$$\hat{h}_j = h_j(k_m) - \Delta h_j/2 \tag{2.127}$$

(2.126)式の結果は，時刻jにおいてh_j以上の値をとり，j以外の時刻ではh_j以下の値をとる確率を意味し，したがって(2.126)式の積分によって時刻jにおけるh_j以上の負荷が日最高負荷である確率が得られる。

2.7　まとめ

本章は，建物の基本計画時において室内熱環境を予め予測評価し，確率的判断を行なって合理的な熱的変換機構＝建物自体の設計をおこなっていくための基礎として，現実の気象条件下での設計変数に応じた熱的性状の確率的出現を推定し得る確率分布推定法の構成を目的とした。

方法の特徴は，入力気象データを連続時系列値確率モデルとして表現するのでなく，気象データの時間的変化パターンをフーリエ級数成分に近似分解し，その成分を確率変数として気象データの確率モデルを作成することにある。このことによって，設計変数に応じた周波数応答関数に基づく計算モデル上の熱的変換自体を確率変数の数学的な変数変換に用いることができ，直接的に熱的性状の確率分布を求めることができた。

2.1節では，気象データの確率モデルがフーリエ級数成分を確率変数とし，相互の関連性を考慮した多変数正規同時確率密度関数として表現されていることを前提として，自然室温の確率的性状をフーリエ解析並びに変数変換手法を用いて多変数確率密度関数で表現するための手順を構成した。

一般的解析手法を記述し，外気温，日射による日最高室温・日最低室温・指定時室温の確率分布推定を例として，これらを確率変数とする密度関数の解表現を行なった。具体的表現においては，1/2日以下の短周期成分を無視したが，表現の拡張は同一手順に基づいて可能である。

2.2節では，自然室温を用いて，間欠空調室負荷を求める解式に基づき，自然室温の確率変数から同数の間欠空調室負荷の確率変数への変換式を構成することによって，間欠空調室負荷の密度関数解を表現した。日平均室負荷に関する確率密度関数及び指定時刻室負荷の確率密度関数の推定を例題とした。単室を対象としたが，多数室問題についても同一手法を各室に適用することによって拡張が可能である。

2.3節では，方位別日射量を水平面日射量の関数で表現し，水平面日射量のみと日射上昇室温（自然室温）を新たに関係付け，自然室温確率密度解を新たに表現した。このことにより，日射の確率変数が大幅に減らすことができ，表現上有利となった。

2.4節では，冷暖房採否の判定が，正しくは加負荷時を履歴に含む現時点の自然室温に基づいて行われるのを，近似的に純自然室温に基づいて行ない得るかという問題を検討した。

自然室温の段階で，その情報から冷暖房日数に関して直ちに判断が可能となれば，2.2の表現が直接目的以外の応用面を持つことになり，実用上の有効度が増す。検討の結果，冷暖房日数の純自然室温に基づく算定値は10％程度の誤差を許すならばそのまま推定値として用い得ることを事例的に示した。

2.5節では，気象変数値と体感温度の関数関係導入によって，体感温度の確率的評価が成り立つことを事例的に示した。

人間の感覚尺度にもとづく温熱環境の確率的評価は環境のグレード，あるいは技術目標を設定する上で基礎的に重要であり，関数関係の線形近似成立を前提とすれば，確率密度関数の推定法がこの問題にも応用可能である。

2.6節では，建築熱性状の確率密度関数が得られた後，これに基づいて確率的評価を行なう一般的方法について記述した。

以上，本章は，建築熱性状の確率的評価の基礎を成す確率密度推定法を，論題の方法的研究として述べた。

3

気象データの確率性状

本章では，外気温及び日射量を内容とする気象データ確率モデルの構成を目的として，観測データに基づき，統計的性質を明らかにする。

外気温，日射量は共に年周期性，日周期性を持つことは経験的にも明らかである。したがって，連続時系列値を日毎に分断し，日別の周期的定常状態を近似導入する。毎日の時間変動を基本周期１日のフーリエ級数で近似展開し，日周成分フーリエ係数を確率変数として確率モデル化を図る。

日周のフーリエ級数近似展開は妥当と思えるが，フーリエ係数値の分布域に関して，年周期性の故に確率変数の分布定常性の仮説が成立せず，年間を通じて一つの確率モデルで表現することは不都合である。

そこで，１年を通じて月単位に分割し，月毎に定常性成立を近似的に仮定して，月別に気象データ確率モデルを構成するものとする。したがって，月別標本に基づいた基礎的統計パラメータ値を比較検討する。

確率モデルの基本形は多変数正規確率密度関数モデルとする。

多変数正規確率密度関数は，各確率変数に関する平均，標準偏差，及び確率変数相互の相関関数によって規定できる。

x_1　：外気温日平均値

x_2　：外気温１日周期成分振幅

x_3　：外気温1/2日周期成分振幅

x_4　：日射量日平均値

x_5　：日射量１日周期成分振幅

x_6　：日射量1/2日周期成分振幅

$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3, \bar{x}_4, \bar{x}_5, \bar{x}_6$　：各確率変数の平均値

$\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \sigma_4, \sigma_5, \sigma_6$　：各確率変数の標準偏差

$r_{12}, r_{13}, r_{14}, r_{15}, r_{16}, r_{23}, r_{24}, r_{25}, r_{26}, r_{34}, r_{35}, r_{36}, r_{45}, r_{46}, r_{56}$　：各確率変数間の相関係数

このとき６変数正規確率密度関数は次で表現される。

$$P(x_1,x_2,x_3,x_4,x_5,x_6)=\frac{1}{(2\pi)^2\prod_{i=1}^{6}\sigma_i\sqrt{|R|}}\exp\left[-\frac{1}{2}\phi\right] \tag{3.1}$$

ここに

$$\phi=\sum_{i=1}^{6}\sum_{j=1}^{6}\left[\frac{R_{ij}}{|R|\sigma_i\sigma_j}(x_i-\bar{x}_i)(x_j-\bar{x}_j)\right] \tag{3.2}$$

$$R=\begin{bmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & r_{14} & r_{15} & r_{16} \\ r_{21} & 1 & r_{23} & r_{24} & r_{25} & r_{26} \\ r_{31} & r_{32} & 1 & r_{34} & r_{35} & r_{36} \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & 1 & r_{45} & r_{46} \\ r_{51} & r_{52} & r_{53} & r_{54} & 1 & r_{56} \\ r_{61} & r_{62} & r_{63} & r_{64} & r_{65} & 1 \end{bmatrix} \tag{3.3}$$

$|R|$：Rの行列式

R_{ij}：Rの第i行，の第j列の余因子

モデル関数（正規密度関数）への適合性を評価するため，標本分布に関する正規性の仮説検定をχ^2検定によって行なう。

確率モデルの妥当性を検討する一つの方法として次が考えられる。

すなわち，確率モデルの表現として，多変数正規確率密度関数が得られたならば，前章で示した方法によってその確率変数（例えば，外気温日平均値及び１日周期成分振幅をそれぞれ確率変数とする）を変数変換することによって，別の目的に対応した，元の確率変数とは全く別の確率変数（例えば，日最高，最低外気温）の確率密度関数を得ることができる。

一方で，この後者の確率変数の確率密度関数が実データ等から直接的に知り得るとき，この直接に構成された確率密度関数と，前者の解析的な変数変換に基づく確率密度関数とを比較する。このことによって，その確率モデルの妥当性が検討できる。

したがって，抽出された統計母数を用いて確率モデルを試作し，正規モデルの可能性を予備的に検討する。

確率密度関数において，相互の関連性を考慮するために，相関係数が導入されている。したがって，各量間の相関関係を詳しく調べる。相関係数値が１に近く，強い線形回帰関係が認められる場合には，その２者を確率１で確定関係にあると近似し，独立な確率変数を減らすことが可能になる。このことは，同時確率密度関数の単純化という大きな利点を生ずることになり，実際的な確率モデル構成への可能性をひらくものである。

3.1　外気温の確率性状

外気温データを考察対象とし，日毎にフーリエ級数近似展開を行なって，そのフーリエ級数成分を新たなデータとし，その確率分布性状を調べる。

3.1.1　年周変動性状

東京の６年間（1962～1967年）の毎時外気温データの基づき，日平均値を求め，これらを各年度毎に基本周期を１年（365日）として調和分析を行なった。

６年についての各周期成分の振幅を図3.1に示す。1/2年以降の成分の振幅は小さく，1/2年周期成分の１年周期成分に対する振幅比率は0.001～0.16である。

外気温日平均値の年周変動は”年平均＋１年周期成分”で大部分の表現ができる。（以後，「年周変動」はこれを指すものとする。）

６年の外気温年平均値，１年周期成分の振幅，位相を表3.1に示す。各値とも，年度による変化は小さい。

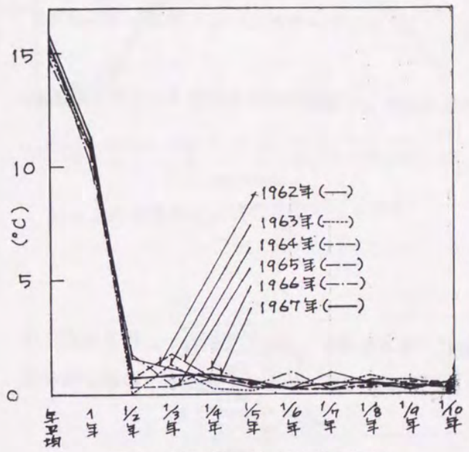


図3.1 外気温周期変動成分振幅

表3.1 外気温年周成分の振幅・位相（東京）

年度	1962	1963	1964	1965	1966	1967	平均
a （℃）	15.5	15.0	15.3	14.7	15.5	15.8	15.3
b （℃）	11.0	11.0	10.9	10.8	10.2	11.3	10.9
c （日）	210.3	208.6	208.9	214.0	213.1	205.8	210.1

a：外気温年平均　b：外気温１年周期成分振幅　c：外気温１年周期成分位相

筑波の５年間（1978～1982年）についての結果を表3.2に示す。

表3.2 外気温年周成分の振幅・位相（筑波）

年度	1978	1979	1980	1981	1982	平均
a （℃）	13.6	14.6	13.1	12.5	13.5	13.5
b （℃）	12.3	10.8	10.8	11.1	10.1	11.0
c （日）	207.1	211.4	206.7	206.9	209.0	208.2

a：外気温年平均 b：外気温１年周期成分振幅 c：外気温１年周期成分位相

年平均値，１年周期成分の振幅は多少の散らばりが見られるが，５年分平均値に関して+1～-1℃の範囲であり，十分安定していると言える。

位相については，非常に安定している。

したがって，外気温については確定的な季節傾向が強固にあり，各節気にそれぞれ別個に固有の外気温値発生母集団が存在すると仮定することができる。

このことは，外気温時系列現象を完全な周期的確率仮定（１年周期）と見なしたことになり，例えば年度が変わっても，１月は同じ母集団から値が見本点とにサンプルされていると考えることができる。

多年度に渡る１月分データを一括し，１月の標本母集団として統計的分析を行なうことが可能である。

3.1.2　日周変動成分の確率性状

(1)　各周期成分の分布性状

ｉ）東京

６年間の毎時データに基づいて，調和分析を月別に，基本周期を１日として行ない，得られた１日周期成分の振幅，1/2日周期成分の振幅を確率変数とし，月毎にその分布の正規分布への適合度を検討する。

a.　日平均値及び周期成分振幅の分布性状

日平均値の各年，月別の平均値，標準偏差をそれぞれ図3.2, 3.3に示す。

標準偏差については１，８，12月が値が小さく，年度による変化も他の月に比して小さい。

図3.4に各月６年分を一括化した場合の日平均値の度数分布を示す。

１日周期成分振幅の各月別の平均値，標準偏差を図3.7，3.8に示す。

平均値については，６月と９月が値が小さく年度による変化も小さい。

標準偏差に関しては７月と８月が小さな変化を示す。

図3.5に各月（6年分）の１日周期成分振幅の度数分布を示す。

1/2日周期成分振幅の各月別の平均値，標準偏差を図3.9，3.10に示す。

平均値，標準偏差ともに，６，７，８月が小さな値を示す。

図3.6に各月（6年分）の1/2日周期成分振幅の度数分布を示す。

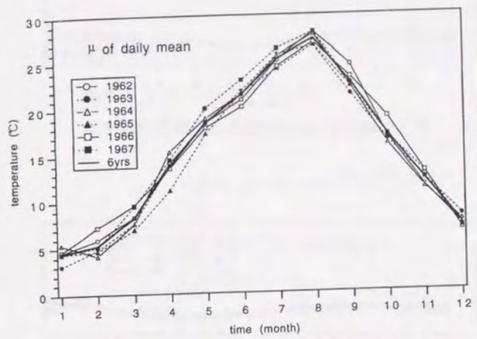


図 3.2 外気温日平均値の月別平均（東京）

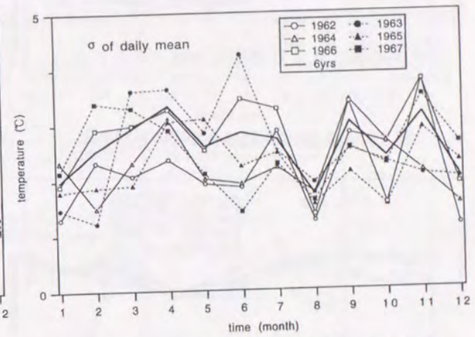


図 3.3 外気温日平均値の月別標準偏差（東京）

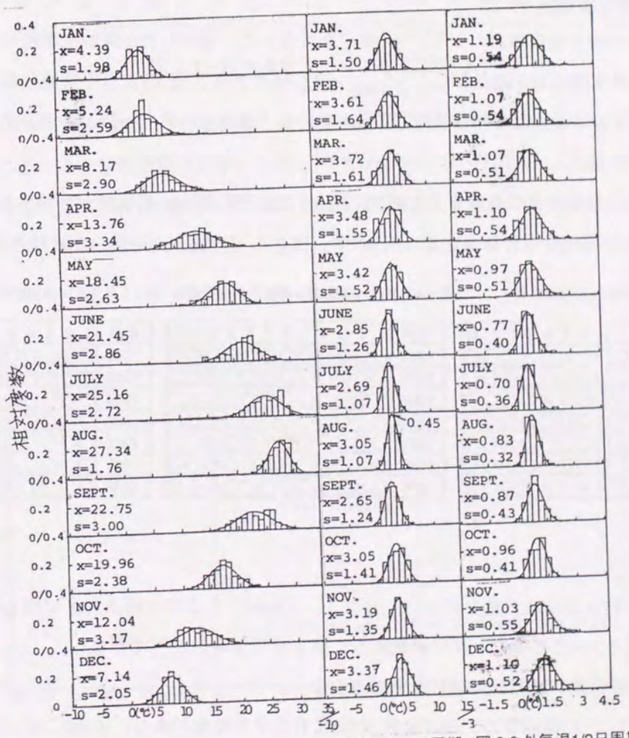


図 3.4 外気温
日平均値（東京）

図 3.5 外気温1日周期
成分振幅（東京）

図 3.6 外気温1/2日周期
成分振幅（東京）

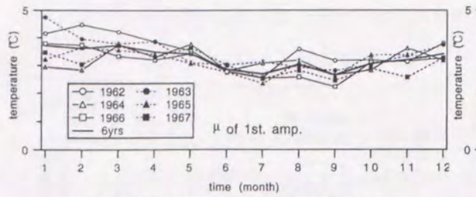


図 3.7 外気温1日周期成分振幅の月別平均

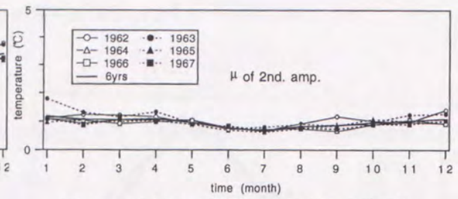


図 3.9 外気温1/2日周期成分振幅の月別平均

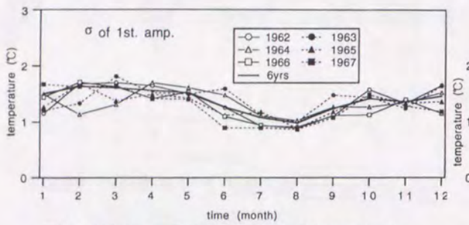


図 3.8 外気温1日周期成分振幅の月別標準偏差

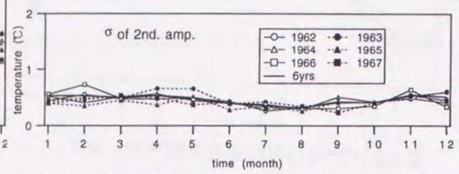


図 3.10 外気温1/2日周期成分振幅の月別標準偏差

b. 正規分布適合度

正規分布への適合度の検討として，χ^2検定を行なった。用いた方法は等度数法であり，自由度は13である。有意水準αは0.05とした。$\chi^2_{13:0.05}=22.36$である。表3.3に日平均値分布の検定結果を示す。各年の各月では正規性の許容される場合が多いが，各月を６年間一括した場合は，棄却される月が多くなっている。

１日周期成分振幅分布の結果を表3.4に示す。ほとんどの場合，正規性が許容される。

1/2日周期成分振幅分布の結果を表3.5に示す。ほとんどの場合，正規性が許容される。

表 3.3 外気温日平均値の χ2検定結果

年度	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1962	○	○	○	○	○	○	×	○	×	○	○	○
1963	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1964	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	○	○
1965	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1966	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○
1967	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
全年	○	×	○	○	×	×	×	×	×	○	○	×

表 3.4 外気温1日周期成分振幅の χ2検定結果

年度	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1962	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1963	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1964	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○
1965	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1966	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○
1967	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
全年	○	×	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○

表 3.5 外気温1/2日周期成分振幅の χ2検定結果

年度	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1962	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1963	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○
1964	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1965	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○
1966	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○
1967	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
全年	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○	×	○

ii） 筑波

i)と同様の検討を筑波の場合について行なう。さらに，ここでは時系列上での１日の定義の仕方を変えた場合についてそのフーリエ級数成分に関する検討を追加して行なう。

以下に，この別定義の説明および意義を記述する。

図3.11において[A]は通常の0～24時(第j日)を１日とする定義であり，[B]はこれより12時間戻って第(j-1)日の12時から第j日の12時を１日とする定義である。

F_Aは[A]をフーリエ級数近似(平均+２項)したものであり，F_Bは[B]の同様のものである。

本論文の序論においても記述したように，１日区切りで時系列データを分断し，その各日を周期的定常状態と見なすことは，実態の近似であり，誤差をまぬがれない。図3.11は連なる２日の外気温の時間的変動性状が大きく異なる場合の例であり，[A]の方式で各日を周期的定常状態近似すれば，誤差が大きく出やすい。

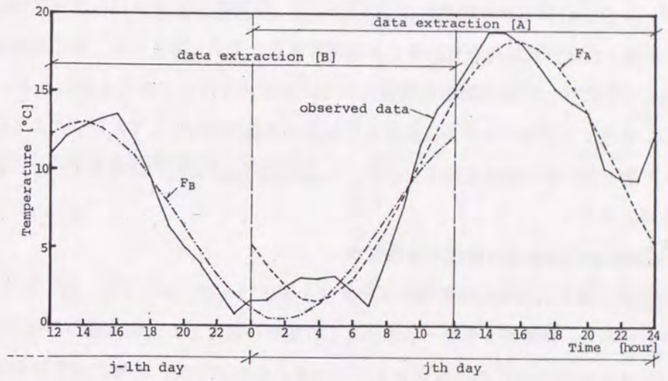


図 3.11 外気温のフーリエ級数展開法

図3.12は図3.11に示す外気温入力のみの作用下での単室自然室温解を示したもので，図中表記FDMは毎時原データに基づく差分数値解（正解）を示し，FRMはフーリエ級数近似入力F_AおよびF_Bに基づく周波数応答解を示す。（用いた建物モデルは，無窓，無換気，３m角立方体単室で，ピロティ形式，150mm厚コンクリート壁体である。）

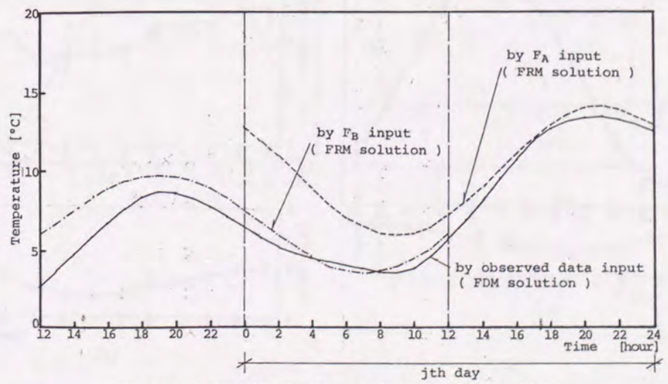


図 3.12 自然室温（図 3.11の各外気温入力に対応）

室温比較を第j日について行なってみる。

F_Aに基づく周波数応答解FRMは，午前中において差分解FDM（正解）と大きく異なっている。（これに対して，午後は比較的良く合ってくる。）一方，その部分でF_Bに基づくFRM解は後半部の応答と良く一致している。

即ち，１日を周期とする周期的定常近似では，後半日については良く近似し得るといえる。

したがって，１日分のフーリエ級数近似（第j日）を，午前部分をオーバーラップする形でF_AおよびF_Bの両者で表現すれば外気温時間変動をより忠実に表現し得ると考えられ，特に履歴が尾を引く熱容量大の建物については，前日の影響を取り入れるこの表現が有効であると思われる。

本論文での，気象データ確率モデルにおける外気温は基礎的検討としてF_A形式のみを採用するが，今後，モデル拡張を図る際の知見を得るために，ここではF_AおよびF_Bの両者のフーリエ係数について統計的検討を行なう。

a. 日平均値および周期成分振幅の分布性状

各フーリエ係数に関する月毎の統計パラメータ値を図3.13～図3.16に示す。図中記号" +" が各年の値（５年分）であり，実線が５年分一括標本とした場合の値である。各成分の月毎平均値および月毎標準偏差はいずれも明らかに年周傾向を有している。したがって，月別に統計的性質を別個に与え，月毎モデルを構成するのが実際的である。

[A]標本と[B]標本の統計的結果は，図3.13～図3.16に見るごとく，図示すると全く相似的な図形となって示されており，[A]と[B]が発生する源の母集団を月々で同一と考えてよいことがわかる。したがって，明かにすべきは，或[B]と連結して発生する[A]の相互関係である。

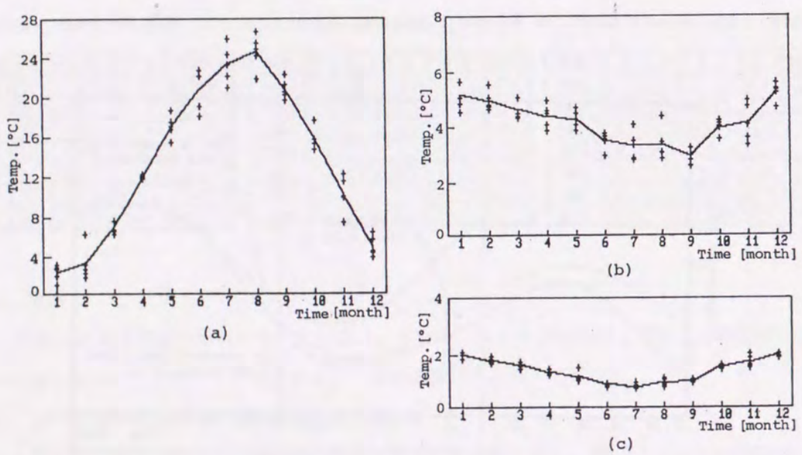


図3.13 F_Aフーリエ級数成分の月別平均（(a)日平均値 (b)1日周期成分振幅 (c)1/2日周期成分振幅）

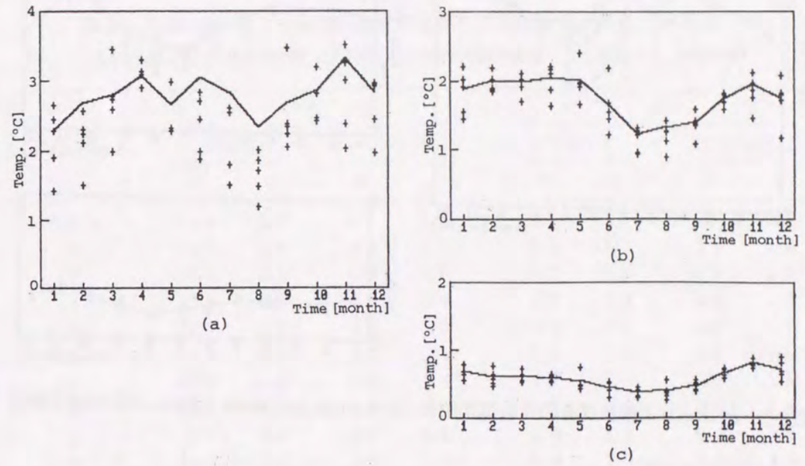


図3.14 F_Aフーリエ級数成分の月別標準偏差（(a)日平均値 (b)1日周期成分振幅 (c)1/2日周期成分振幅）

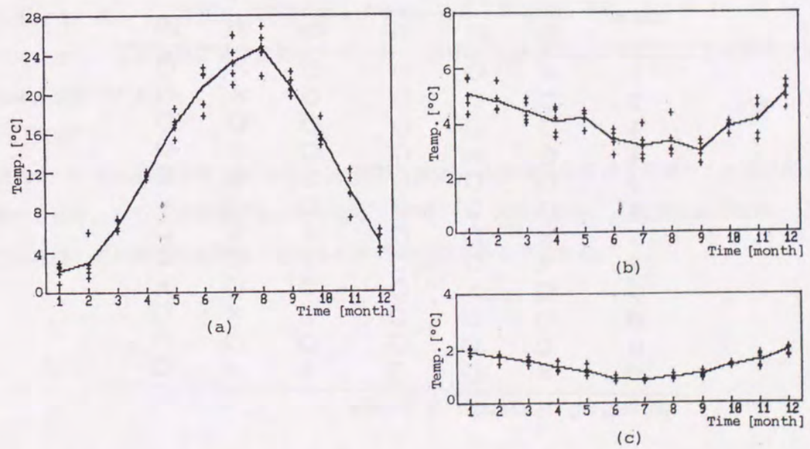


図3.15 F_Bフーリエ級数成分の月別平均（(a)日平均値 (b)1日周期成分振幅 (c)1/2日周期成分振幅）

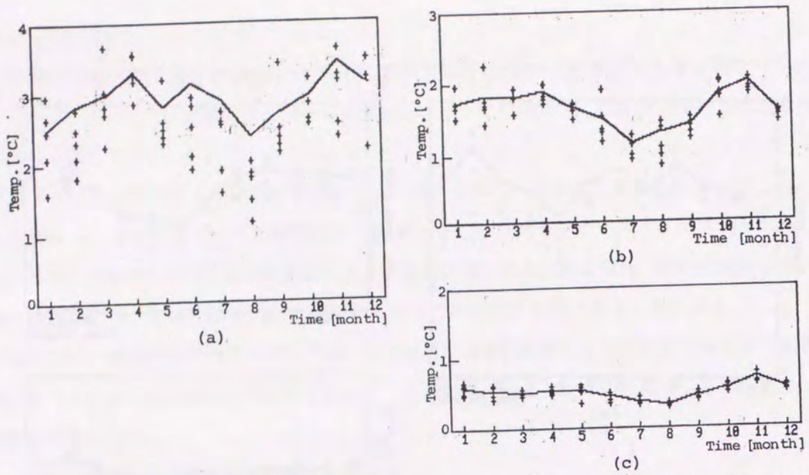


図3.16 F_B フーリエ級数成分の月別標準偏差（(a)日平均値 (b)1日周期成分振幅 (c)1/2日周期成分振幅）

b. 正規分布適合度

χ^2正規検定の結果を表 3.6に示す。正規分布であるとする仮説は大半において許容される結果となった。

表 3.6 外気温フーリエ級数成分の χ^2 検定結果（○：許容，×：棄却）
（$OA_a(0)$：日平均値，$OA_a(1)$：1日周期成分振幅，$OA_a(2)$：1/2日周期成分振幅）

Month	F_A			F_B		
	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)
1	×	○	○	○	×	○
2	○	○	○	○	×	○
3	○	○	○	○	○	○
4	○	×	○	○	×	○
5	○	○	○	○	○	○
6	○	○	○	○	○	×
7	×	○	○	×	○	○
8	×	○	○	×	○	○
9	○	×	○	○	○	×
10	○	○	○	○	×	○
11	○	○	○	○	○	○
12	×	○	○	×	×	○

(0), $OA_a(0)$; (1), $OA_a(1)$; (2), $OA_a(2)$.

c. 周期成分位相の分布性状

各周期成分の位相遅れについて，統計パラメータを算出した結果を表3.7に示す。[A]標本と[B]標本を比較すると，[A]が[B]に対して，ちょうど12時間ずれている結果となっており，位相の面でも，

両者は同一の母集団からサンプリングされているとする見方が補強される。かつ標準偏差は1.1～2.3時間と小さな値であり，バラツキの小さな安定した発生状況であることが知られる。

表 3.7 F_A および F_B フーリエ級数成分位相の月別統計値（単位：時間）
（$OA_a(1)$：1日周期成分位相，$OA_a(2)$：1/2日周期成分位相，$\bar{x}$：平均，s：標準偏差）

Month	F_A				F_B			
	$OA_a(1)$		$OA_a(2)$		$OA_a(1)$		$OA_a(2)$	
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s
1	14.5	1.5	1.1	1.3	2.7	1.1	0.9	1.1
2	14.5	1.8	0.8	1.3	2.7	1.1	0.8	1.2
3	14.3	2.1	0.6	1.6	2.5	1.6	0.7	1.6
4	13.9	2.2	0.6	1.9	1.9	1.9	0.1	1.9
5	13.7	1.9	0.5	1.8	1.9	1.6	0.4	1.7
6	13.8	2.0	0.5	2.1	1.9	1.5	0.5	1.9
7	13.9	1.6	0.9	1.7	1.7	1.3	0.6	1.6
8	13.8	1.6	0.5	1.3	1.8	1.2	0.5	1.4
9	13.7	2.0	0.5	1.5	1.8	1.6	0.4	1.5
10	13.6	2.3	0.3	1.6	2.0	1.9	0.4	1.4
11	14.2	1.9	0.5	1.5	2.2	1.7	0.4	1.3
12	14.2	1.9	0.9	1.2	2.6	1.1	0.8	1.1
Arithmetical mean	14.0	1.9	0.7	1.6	2.1	1.5	0.5	1.5

(2) 周期成分間の相関関係

i)東京

6 年分を一括して，各月毎に相関係数を求めた。結果を図 3.17に示す。

月によって，各相関係数値は変動するが，平均的には，1 日周期成分振幅と1/2日周期成分振幅との相関係数値が大きい。

ii)筑波

筑波についての結果を表3.8に示す。[A]標本と[B]標本の相関関係は日平均値と 1 日周期成分振幅に関する限り，かなり線形性が強いといえる。個別には，東京と同様，1 日周期成分振幅と1/2日周期成分振幅との相関係数値が他の組み合わせでの結果よりも大である。

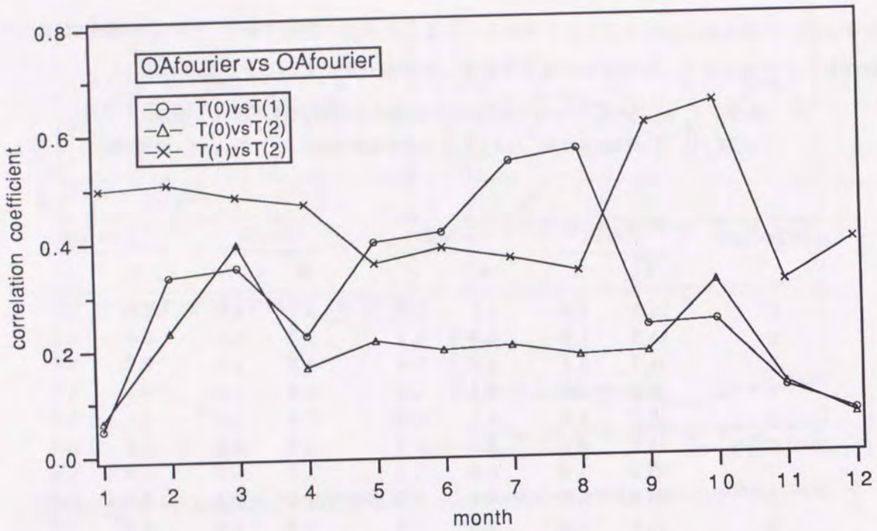


図 3.17 外気温フーリエ級数成分振幅間の相関係数（東京）
（$T(0)$：日平均値，$T(1)$：1日周期成分振幅，$T(2)$：1/2日周期成分振幅）

表 3.8 外気温 F_A および F_B フーリエ級数成分振幅の相関係数（筑波）
（$OA_a(0)$：日平均値，$OA_a(1)$：1日周期成分振幅，$OA_a(2)$：1/2日周期成分振幅）

Month	0 vs 1	0 vs 2	1 vs 2	0′ vs 1′	0′ vs 2′	1′ vs 2′	0 vs 0′	1 vs 1′	2 vs 2′	0 vs 1′	1 vs 0′
1	−.124	−.088	.411	−.321	−.061	.559	.828	.693	.514	−.317	−.471
2	−.152	−.108	.500	−.323	−.192	.437	.876	.727	.543	−.311	−.438
3	.061	.157	.455	−.157	−.071	.231	.851	.600	.327	−.148	−.287
4	.072	.055	.464	−.130	−.089	.405	.847	.613	.367	−.113	−.247
5	.247	−.034	.226	.040	−.244	.118	.818	.595	.249	.061	−.133
6	.216	.126	.310	.131	−.148	.101	.915	.674	.080	.102	−.020
7	.595	.230	.305	.530	−.026	.123	.940	.627	.166	.460	.425
8	.402	.220	.454	.330	.021	.268	.911	.681	.297	.235	.228
9	.330	.151	.688	.177	.088	.470	.911	.567	.391	.042	.148
10	−.306	−.330	.678	−.421	−.359	.670	.911	.810	.569	−.421	−.463
11	−.365	−.223	.697	−.512	−.322	.682	.920	.801	.666	−.500	−.514
12	−.118	−.190	.416	−.355	−.241	.440	.887	.677	.384	−.284	−.403

0, $OA_a(0)$ in F_A; 1, $OA_a(1)$ in F_A; 2, $OA_a(2)$ in F_A; 0′, $OA_a(0)$ in F_B; 1′, $OA_a(1)$ in F_B; 2′, $OA_a(2)$ in F_B.

3.1.3 外気温確率モデルの予備的性能検証

外気温データの確率モデルに関して，その表現性能を事例に基づいて検証する。

(1) 外気温観測値分布とモデル分布の適合

外気温データの確率モデルの妥当性に関する考察を行う。

外気温データの確率モデル化については，本章冒頭でフーリエ係数を確率変数とする多変数確率密度関数モデルの一般形で示した。このモデルは，外気温の時系列確率事象の周期性を重視することによって外気温を周期時系列事象として把握し，その周期成分を確率変数とする多変数正規分布確率モデルである。

本項は，そのモデルの妥当性を具体的な観測データの確率性状との比較に基づいて行う。試みとして，次の事項の検討を最高外気温に関して行う。

A. 正規分布近似の妥当性

B. 日平均外気温及び1日周期成分の振幅を確率変数とする2変数確率密度関数モデルの妥当性

i） 多変数正規確率密度関数

a. 一般的表現

n 次元の確率変数 x_i による多変数正規確率密度関数 $P(x_1,\cdots,x_n)$ は，次で表現することができる。

$$P(x_1,\cdots,x_n)=\frac{\left|[\mathbf{C}_x]^{-1}\right|^{1/2}}{(2\pi)^{N/2}}exp\left\{-\frac{[\mathbf{x}-\overline{\mathbf{X}}]^t[\mathbf{C}_x]^{-1}[\mathbf{x}-\overline{\mathbf{X}}]}{2}\right\} \tag{3.4}$$

ここに，

$\mathbf{x}=[x_1,\cdots,x_n]^t$

$\overline{\mathbf{x}}$：$x_i(i=1,\cdots,n)$ の平均値によるベクトル

$[\mathbf{C}_x]$：確率変数 x_i の共分散行列

t：転置行列記号

b. 確率変数の線形変換に基づく確率密度関数

確率変数 $x_i(i=1,\cdots,n)$ の線形変換によって新しい確率変数 $\xi_i(i=1,\cdots,n)$ が次式で表現されているとする。

$$[\xi]=[\mathbf{T}][\mathbf{x}] \tag{3.5}$$

$[\mathbf{T}]$：線形変換係数行列 $(n\times n)$

$[\xi]$：ξ_i を要素とする列ベクトル

このとき，$[\xi]$ を確率変数とする多変数確率密度関数 $P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)$ は次式によって得られる。

$$P'(\xi_1,\cdots,\xi_n)=|J|P(T_1^{-1}[\xi],\cdots,T_n^{-1}[\xi]) \tag{3.6}$$

$|J| = \left\| [\mathbf{T}]^{-1} \right\|$: (3.5)式の変換のヤコビアンの絶対値

T_i^{-1} : $[\mathbf{T}]^{-1}$の行ベクトル

また，次の関係がある。

$$[\mathbf{C}_x] = [\mathbf{T}]^{-1}[\mathbf{C}_\xi][[\mathbf{T}]^t]^{-1} \tag{3.7}$$

$$[\mathbf{C}_\xi] = [\mathbf{T}][\mathbf{C}_x][\mathbf{T}]^t \tag{3.8}$$

x_iあるいはξ_iのみの密度関数は，共分散行列の(i,i)要素をそれぞれの分散とする正規密度関数となる。

c.　2変数確率密度関数

確率変数を日平均外気温y及び1日周期成分の振幅xとし，この2変数の正規確率密度関数を$P(x,y)$とする。このとき，日最高外気温ξ及び最低外気温ηを新しい確率変数とする確率密度関数$P'(\xi,\eta)$は前節の変数変換手法に基づき次となる。

$$P'(\xi,\eta) = \tfrac{1}{2} P(x,y) \tag{3.9}$$

$$\begin{bmatrix} \xi \\ \eta \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} \tag{3.10}$$

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tfrac{1}{2} & -\tfrac{1}{2} \\ \tfrac{1}{2} & \tfrac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi \\ \eta \end{bmatrix} \tag{3.11}$$

ii）確率モデルの妥当性の検討

2変数正規分布確率モデルの妥当性を，東京地方の6年間（1962～1967）の観測データとの比較に基づいて検討する。妥当性の判断基準を次とする。

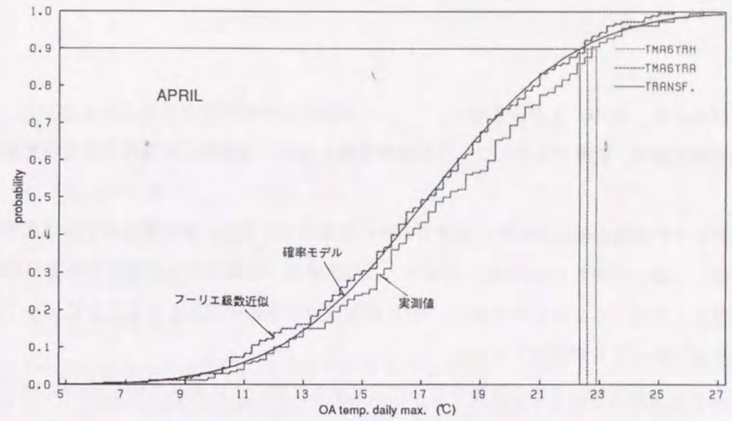
・観測データの日最高外気温の度数分布

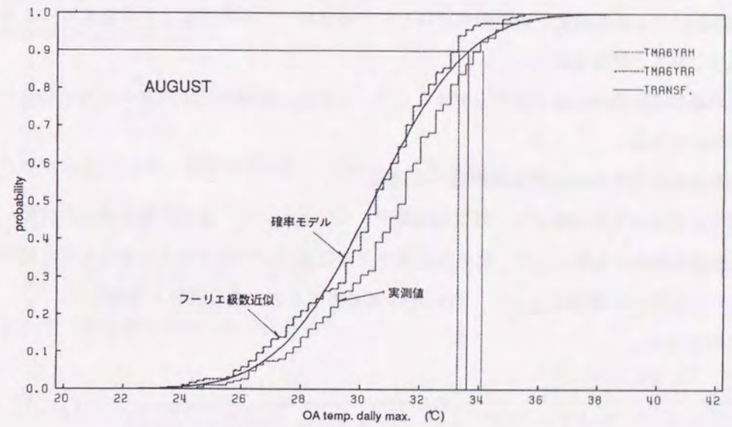
・観測データを1日を基本周期とするフーリエ級数に展開し，その平均値及び1日周期成分によって得られる最高温度の度数分布（以後，“フーリエ級数近似”による度数分布と呼ぶ。）

観測データ，フーリエ級数近似及び確率モデルによる日最高温度の度数分布曲線を図3.18に，それぞれの90％値及び期待値（50％値）を表3.9に示す。

表3.9 実測値，確率モデルによる日最高温度の90%値および50%値

	月	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均
90%値	実測値	12.3	13.9	17.8	22.9	26.9	29.6	32.7	34.1	30.6	24.3	20.7	14.8	23.4
	確率モデル	11.4	13.3	16.7	22.3	26.4	28.9	32.2	33.6	29.9	23.9	19.8	13.8	22.7
	差	-0.9	-0.6	-1.1	-0.6	-0.5	-0.7	-0.5	-0.5	-0.7	-0.4	-0.9	-1.0	-0.7
50%値	実測値	8.9	9.6	12.6	17.9	22.6	25.0	28.6	31.1	26.1	20.6	16.0	11.3	19.2
	確率モデル	8.1	8.9	11.9	17.2	21.9	24.3	27.6	30.4	25.4	20.0	15.2	10.5	18.4
	差	-0.8	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-1.0	-0.7	-0.7	-0.6	-0.8	-0.8	-0.7





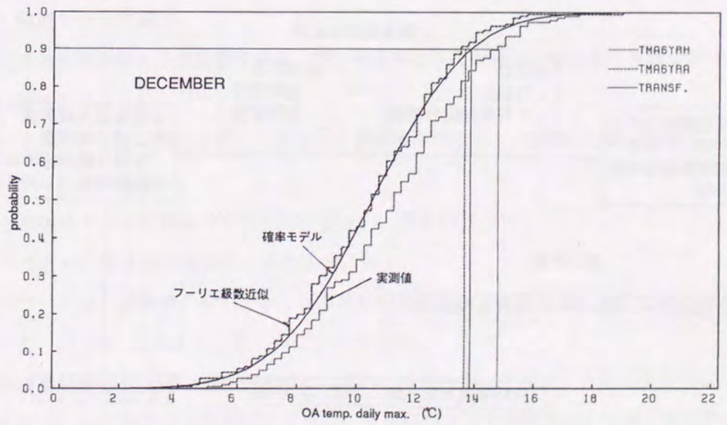


図3.18　最高外気温の累積度数分布（4月，8月，12月）

これらの結果から，次のことがいえる。

・　累積分布曲線は，観測データ，フーリエ級数近似ともに，全体的に正規性を肯定さす形状を示している。

・　観測データの累積曲線は全体的に確率モデルの高温側に位置し，その差の年平均は累積90%，50%（期待値）において何れも0.7の値を示した。この差異は，確率モデルが日平均値と日周成分のみを確率変数としたことによるものであり，1/2日周期成分をも確率変数とすることによって，この差異はかなり減少することが推測される。

・　確率モデルと観測データの一致度をさらによくするには，上に述べた如く1/2日周期以下の短周期成分を考慮することが必要であるが，自然室温を評価するための確率モデルの周期成分については，建物熱容量による振幅減衰が短周期成分ほど大であるので，実用上は１日周期成分による確率モデルでも十分であると判断される。

自然室温の確率的評価のための確率モデルとして，２変数正規確率密度関数は実用性を有するモデルであると判断される。

(2)　外気温確率モデルの自然室温評価への適用

自然室温の日最高値を評価値とし，外気温毎時データに基づいて，差分計算を行った結果から得られる日最高室温の分布を基準として，外気温確率モデルに基づいて得られる日最高室温の確率密度関数を比較し，分布性状の相違によって，用いた外気温確率モデルの妥当性を検討した。

検討の手順を示す。

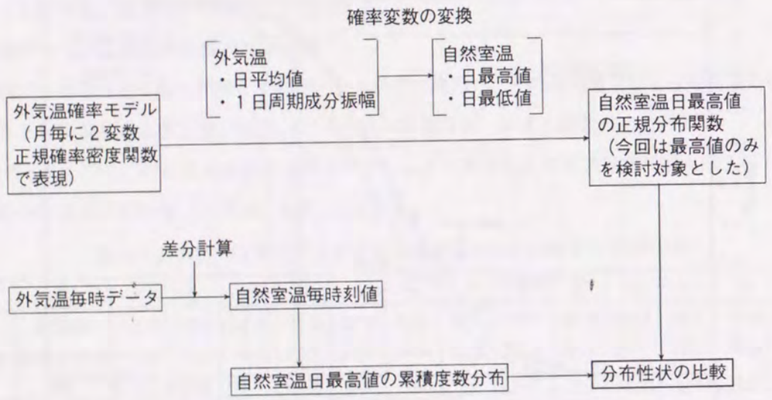


図 3.19　建物を用いた確率モデル性能検証手順

i）　自然室温日最高値の正規確率密度関数

確率変数を次とする。

x_1　：外気温日平均値

x_2　：外気温１日周期成分振幅

ξ_1　：自然室温日最高値

ξ_2　：自然室温日最低値

外気温から自然室温への変換は，次で行い得るものとする。

すなわち，室温の日平均値は外気温の日平均値に等しく，室温１日周期成分振幅は外気温の振幅をA（≦1）倍して得られる。Aは室温の振幅減衰率である。

線形変換係数行列は次となる。

$$[\mathbf{T}]=\begin{bmatrix}1 & A\\ 1 & -A\end{bmatrix} \tag{3.12}$$

室温日最高値ξ_1の平均，分散はそれぞれ次のように求まる。

$$\overline{\xi}_1=\overline{x}_1+A\overline{x}_2 \tag{3.13}$$

$$\sigma^2_{\xi_1}=\sigma^2_{x_1}+2A\rho\sigma_{x_1}\sigma_{x_2}+A^2\sigma^2_{x_2} \tag{3.14}$$

したがって，確率密度関数は次で表される。

$$P'_h(\xi_1)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma^2_{x_1}+2A\rho\sigma_{x_1}\sigma_{x_2}+A^2\sigma^2_{x_2}}}exp\left[-\frac{\left\{\xi-\left(\overline{x}_1+A\overline{x}_2\right)\right\}^2}{2\left(\sigma^2_{x_1}+2A\rho\sigma_{x_1}\sigma_{x_2}+A^2\sigma^2_{x_2}\right)}\right] \tag{3.15}$$

ii）　確率モデルの検討

上の確率密度関数から分布関数を求め，差分数値解より得た室温日最高値の累積度数分布を基準として，比較検討する。

また，差分解を日毎に調和分析し，室温の日最高値を平均＋１日周期成分振幅で表現した場合の累積度数分布との比較も行う。

用いた建物モデルの設定条件を図 3.20，表 3.11，表 3.12に示す。

各建物モデルの室温振幅減衰率Ａを表 3.10に示す。

７月についての，建物モデル１，４，５の場合の室温日最高値累積度数分布を図3.21，図3.22，図3.23.に示す。図 3.21～3.23より，以下のことがわかる。

差分解室温最高値(B)と差分解を調和分析して得た日最高値（平均＋１日周期成分振幅）(C)とは分布に差がなく，1/2日周期以上の高周波成分は，今事例のような建物においては，緩和されて無視できることがわかる。

表 3.10　振幅減衰率 A

建物モデル	1	2	3	4	5	6
振幅減衰率	0.397	0.436	0.426	0.250	0.074	0.213

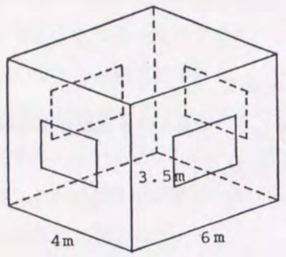


図 3.20　建物モデル

表 3.11　建物モデルの仕様

モデル	外壁及び屋根	窓面積率 (%)
1	コンクリート@150	15
2	〃	50
3	コンクリート@150 ＋グラスウール@30 内断熱	50
4	〃	15
5	コンクリート@150 ＋グラスウール@30 外断熱	15
6	〃	50

＊床はどのモデルもコンクリート@150＋地盤

表 3.12　物性値

材料	熱伝導率 λ [kcal/hm°C]	熱容量 cγ [kcal/m³°C]	熱伝達率 α [kcal/hm²°C]
コンクリート	1.4	481.0	室内側 8.0
グラスウール	0.04	40.0	外気側 20.0
地盤	0.56	396.9	

建物１の場合は，外気温の変数変換から得た分布(E)と差分解から得た分布(B)は比較的一致度が良いが，断熱材を貼付した建物４，５の場合は両者はずれている。特に，外断熱の場合（建物５）には，ずれが大きい。また，建物５の場合には，室温日最高値（差分解）が外気温日平均値よりも，その分布の上限値が低く，分布の領域は狭くなっている。このことは，日周変動よりも長周期の外気温変動が室温に影響している結果と考えられ，この建物モデルに関しては，今回の外気温モデルが適当でないことが示された。

図 3.24に各場合の累積度数分布の概形を示す。

外断熱の建物５の場合が最も(B)と(E)のずれが大きく，また，上記の室温最高値が外気温日平均値を下回るという状態も，建物５以外では起こっていない。建物１，２のコンクリート壁体の場合には，(B)と(E)は比較的一致度が良く，外気温確率モデルが適用し得る事例と考えられる。

事例的な検討ではあるが，使用した建物モデルに関しては，外気温モデルは1/2日周期成分以上の高調波成分を確率変数に含む必要の無いことが示された。しかしながら，逆に，日周変動よりも長周期の外気温変動も考慮すべき事例も示された。

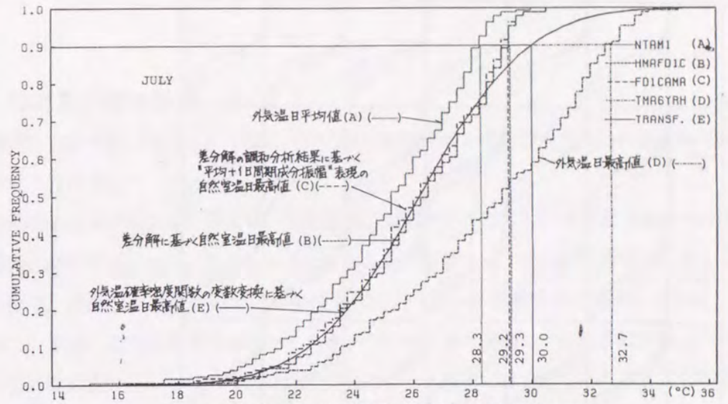


図 3.21　建物１の自然室温日最高値累積度数分布図

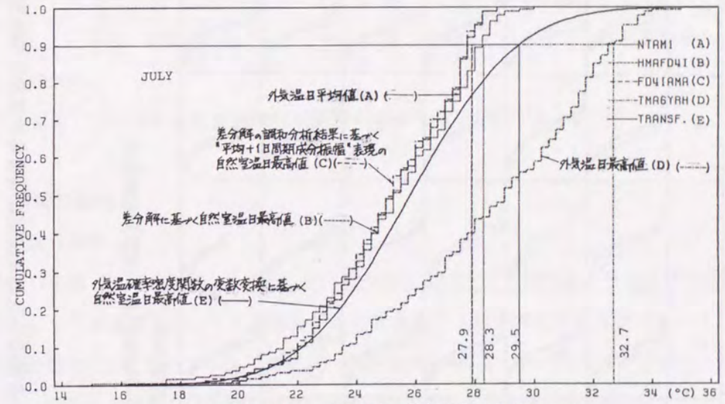


図 3.22　建物4の自然室温日最高値累積度数分布図

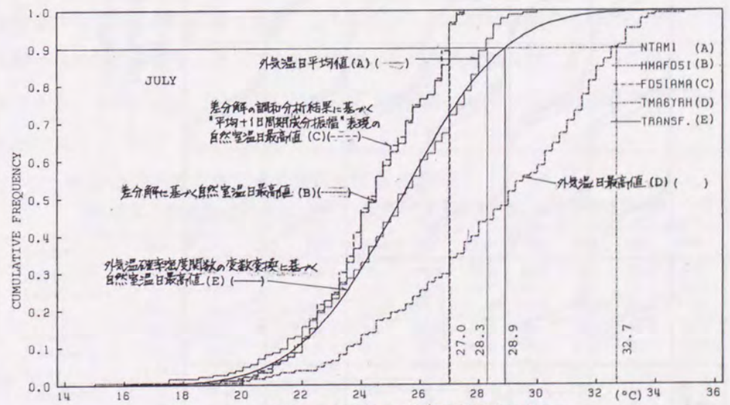


図 3.23　建物5の自然室温日最高値累積度数分布図

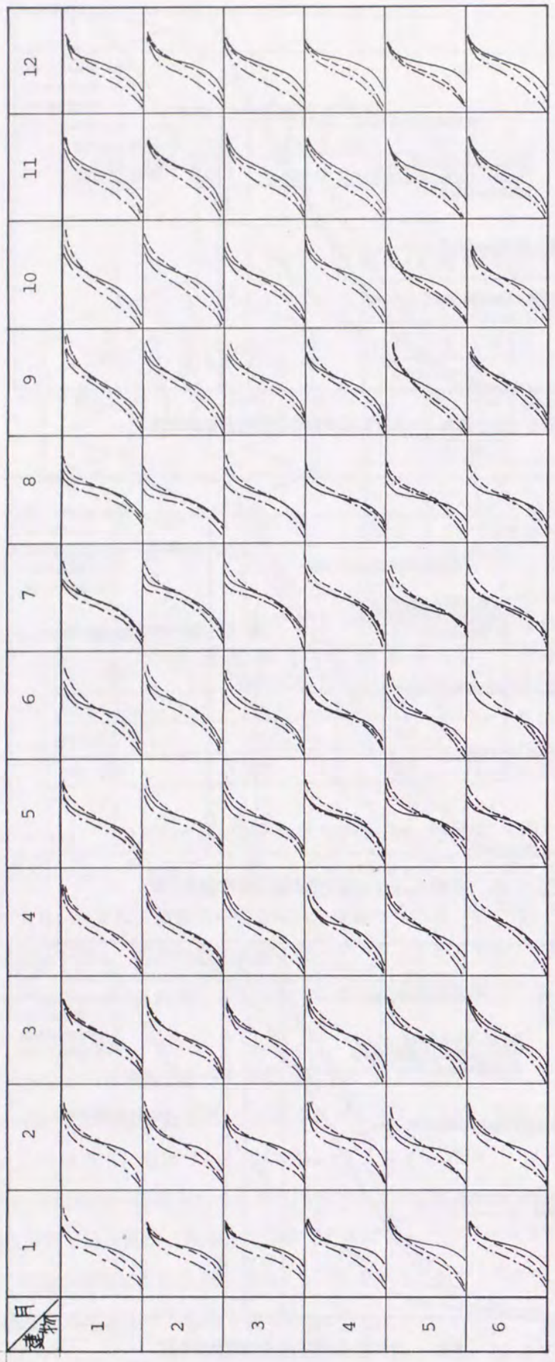


図 3.24 各月・各建物の自然室温日最高値累積度数分布概形

3.2 日射量の確率性状

日射量データを考察対象とし，そのフーリエ級数確率モデル化を行なうための基礎的考察を実データに基づいて行なう。

建物の熱的性状を評価するためには，日射量の基礎的データとして，水平面（あるいは法線面）直達日射量および水平面散乱日射量の２者の分離された日射量データが必要であり，このことに基づき本報では直達，散乱の両者について，その確率性状をフーリエ級数成分に基づいて考察する。

すなわち，直達，散乱日射量の毎時データをフーリエ級数に展開し，その周期成分について分布性状および相関性を検討する。ただし，日射量の基礎データは全天日射量であり，実際入手できる日射量データもほとんどの場合この量が唯一である。また，外気温の時間変動との相互関係を分析する際，日射量として適切な表現はやはりトータルな日射入力としての意味から全天日射量が重要となる。したがって，直達，散乱両日射を全天日射と関連づけることによって，日射量確率モデルは実現性の幅を広げ得る。

基礎日射量としての全天日射量について同様の確率性状を分析する。

3.2.1 年周変動性状

(1) 直達日射量

筑波の計11年間（’70〜’75，’78〜’82）の毎時実測データに基づき，その日平均値を基礎量として，年毎に１年を基本周期として調和分析した結果を表 3.13中および図 3.26中に示す。年平均値は，大体似た値となっているが，１年周期成分の振幅は，年によってバラツキが大きい。位相も同様で，年によって異なる様子が示されている。梅雨期の状況は年によって多少異なっており，多雨の場合，空梅雨の場合など，その季全体を支配する気象現象の傾向が存在している。したがって，安定した年周傾向を特定することは困難である。しかしながら，この梅雨期自体はその時期が全くランダムというわけではなく，多年度に渡ってある平均回りに確率的な散らばりをもって現象していると考えることができる。１年を節気（12ケ月）に割って，その個々について日射現象の母集団を想定する考え方は可能である。

表 3.13 日射量年周成分の振幅・位相（筑波）

（DH:直達，SH:散乱，TH:全天。a:年平均，b:1年周期成分振幅，c:1年周期成分位相）

Solar radiation	Component	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1978	1979	1980	1981	1982	Arithmetical mean
DH	a (kcal/m²h)	61.6	64.5	75.4	69.2	65.4	66.6	75.1	64.3	63.6	65.9	63.8	66.8
	b (kcal/m²h)	12.6	23.4	18.6	9.4	21.4	11.9	26.7	19.0	18.0	15.7	25.3	18.4
	c (day)	95.1	74.1	188.0	60.8	66.5	126.3	157.3	132.3	87.8	105.6	130.8	111.3
SH	a (kcal/m²h)	61.6	62.5	56.3	62.3	60.7	63.8	61.2	62.9	59.6	61.4	64.8	61.6
	b (kcal/m²h)	33.8	40.6	32.6	41.0	36.8	39.3	32.8	35.1	33.3	33.4	30.5	35.4
	c (day)	177.8	177.7	161.7	177.1	177.0	182.3	177.8	176.9	180.4	184.2	176.2	177.2
TH	a (kcal/m²h)	123.0	127.0	131.7	131.4	126.0	130.3	136.3	127.1	123.2	127.3	128.6	128.4
	b (kcal/m²h)	37.8	42.3	50.0	38.0	35.9	47.1	58.7	50.5	37.5	39.8	51.6	44.5
	c (day)	158.1	144.6	171.2	164.1	142.3	169.8	168.6	161.6	151.2	161.3	155.7	159.0

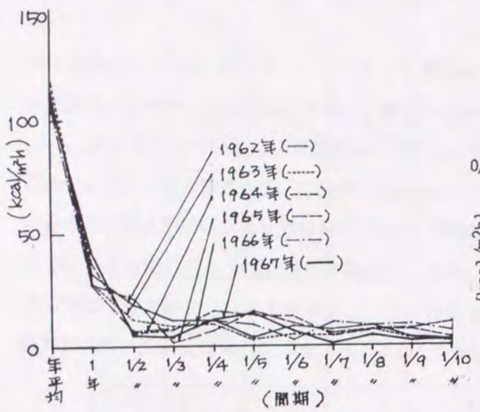


図 3.25 日射量（全天）年周範囲成分振幅

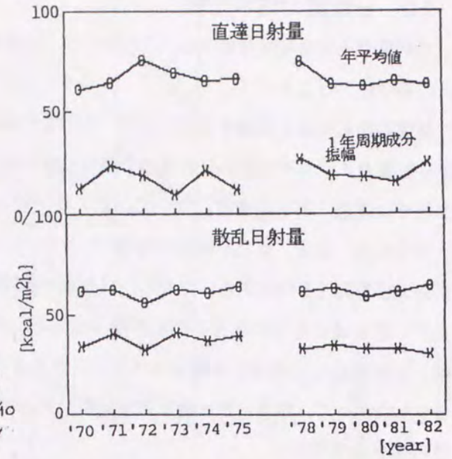


図 3.26 年平均および1年周期成分振幅

(2) 散乱日射量

(1)同様の散乱日射量の結果を表3.13中および図3.26中に示す。直達日射量に比べ，年周成分は，はるかに安定している。1年を節気毎に特徴付けて表現する基本的な考え方は支持される。

(3) 全天日射量

i） 東京

東京の6年間（’62～’67）の毎時データを下に，基本周期1年分の調和に基づき，日射量年周変動成分の振幅を求めた。結果を図3.25に示す。1/2年周期以降の高調波もかなりの振幅を持っているが，1年周期成分の振幅が卓越している。年平均値，1年周期成分振幅，位相を表3.14に示す。

1年周期成分振幅について，年度によるバラツキが見られるが，位相は安定しており，年周性を認めることができる。

表3.14 日射量（全天）年周成分の振幅・位相（東京）
(a:年平均，b:1年周期成分振幅，c:1年周期成分位相)

年度	1962	1963	1964	1965	1966	1967	平均
a(kcal/m² h)	111.9	117.1	111.0	112.7	105.7	107.3	111.0
b(kcal/m² h)	32.2	27.9	36.6	27.7	27.3	41.2	32.2
c(日)	159.9	142.7	160.6	143.4	166.4	151.4	154.1

ii） 筑波

筑波の11年分（’70～’75，’78～’82）の年周成分調和分析結果を表3.13中に示す。年度によって安定した性質を示す散乱分と，相対的には変化の大きな直達分が合わさった結果，全天日射量は年平均値は安定，1年周期成分については振幅が変化し，位相は安定する性質が示されている。

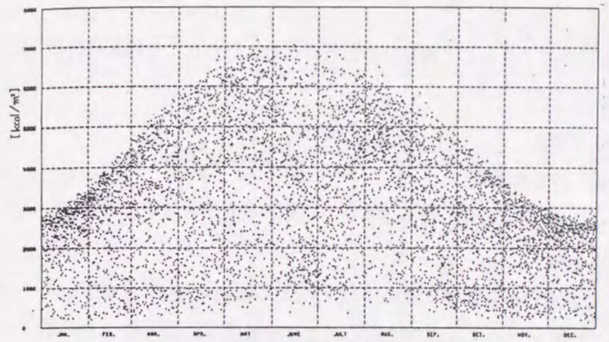


図3.27 全天日射量日積算値全データ（横軸：日）

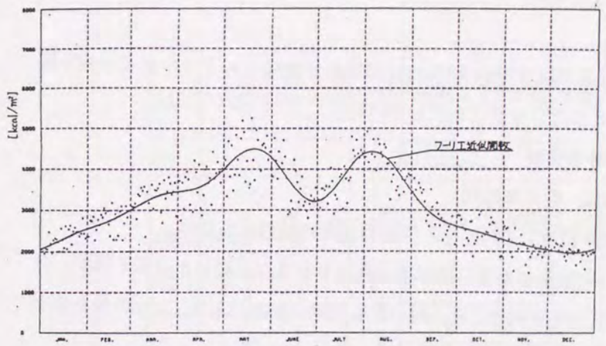


図 3.28 全天日射量日積算値各日平均値（横軸：日）

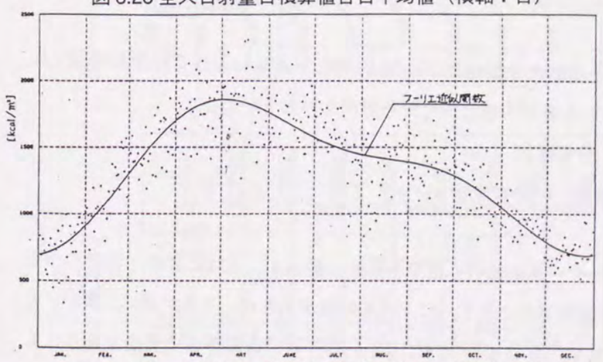


図 3.29 全天日射量日積算値各日標準偏差（横軸：日）

図 3.27には筑波17年分（’70～’86通しのデータ）の日積算値の全てのデータを示した。日毎17個（17年分）のデータをプロットしたが，その最大値を結ぶ形で推定し得る包絡線は理論上の年周変動をかなり忠実に実現できていると見なせる。年度毎の見本値はそれぞれ時系列的な傾向をともなって現象しているが，本論文での前提である日間の分断によれば，連鎖を考えないので，傾向は解体され，均質的な寄せ集め集団で扱う。値の出現可能範囲は節気により明快に異なることが図 3.27より知られ，節気毎に分布のモデル表現を行なうことが適当である。

基本的仮定として，1年以上の長周期のトレンドはないとし，現象は1年を周期とした周期的定常確率過程であると考える。

図 3.28に各日の17年分平均値を示す。図 3.29には標準偏差を示す。これらの図より，過程としては定常性，等分散性が認められないことが分かる。

従って，日射データ全般の性状からも，気象モデルは1年を月単位の12分節に分断して表現し，その別によって季節性／時系列上の特性を表す方法が妥当である。理論的には，月内で定常な不規則過程を仮定したことになるが，前提において日間のつながりは無視しており，時間変数は除外して確率的表現を与えることができる。

3.2.2　日周変動成分の確率性状

毎時データに基づいて，日毎に基本周期を１日として調和分析を行なった。得られた各周期成分振幅に関して，月別のその分布性状を検討した。

(1)　直達日射量の各周期成分の分布性状

ｉ）　日平均値（あるいは日積算値）の分布性状

筑波５年分（’78～’82）の結果を図3.30中に示す。各月とも小さい値の度数が大きい。各月に”終日曇天の日”が相当日数あると判断される。

図 3.33に筑波７月（’77～’86）の直達日射量日積算値の度数分布及び正規分布近似を示す。下位置の度数の突出が顕著であり，この性質はどの月も同じである（全月分を巻末図表の図 3.34に示す）。単一の正規分布の仮定は困難である。

ii）　周期成分振幅の分布性状

筑波５年分（’78～’82）の１日周期成分振幅及び1/2日周期成分振幅の各月での分布状態を図3.30中に示す。各成分とも日平均値と似た分布形状を示している。

(2)　散乱日射量の各周期成分の分布性状

ｉ）　日平均値（あるいは日積算値）の分布性状

筑波５年分（’78～’82）の結果を図3.31中に示す。下位値の突出は見られない。

図 3.35に筑波７月（’77～’86）の散乱日射量日積算値の度数分布及び正規分布近似を示す。分布形は正規により近いがなお，２群の潜在が窺われる。他の月も同様の傾向がある。（全月分を巻末図表の図 3.36に示す）

ii）　周期成分振幅の分布性状

筑波５年分（’78～’82）の１日周期成分振幅及び1/2日周期成分振幅の各月での分布状態を図3.31中に示す。直達と同様，各成分とも日平均値と似た分布形状を示している。

(3)　全天日射量の各周期成分の分布性状

ｉ）　日平均値（あるいは日積算値）の分布性状

a.　東京

東京の６年間（’62～’67年）のデータに基づく結果を示す。図 3.37，3.38に各年，各月の平均値，標準偏差を示す。平均値，標準偏差ともに，１，11，12月の値が小さく，５月が逆に大きい。月別の度数分布を図3.39に示す。x^2検定の結果を表3.15に示す。春，秋に棄却される場合があり，６月分では７月以上は全て棄却される。

b.　筑波

筑波５年分（’78～’82）の結果を図3.32中に示す。下位値の度数の突出も殆ど見られない。

巻末図表の図 3.42に筑波１～12月（’77～’86）の全天日射量日積算値の度数分布及び正規分布近似を示す。直達と散乱の合成結果である全天の分布には２峰性が強く現われている。

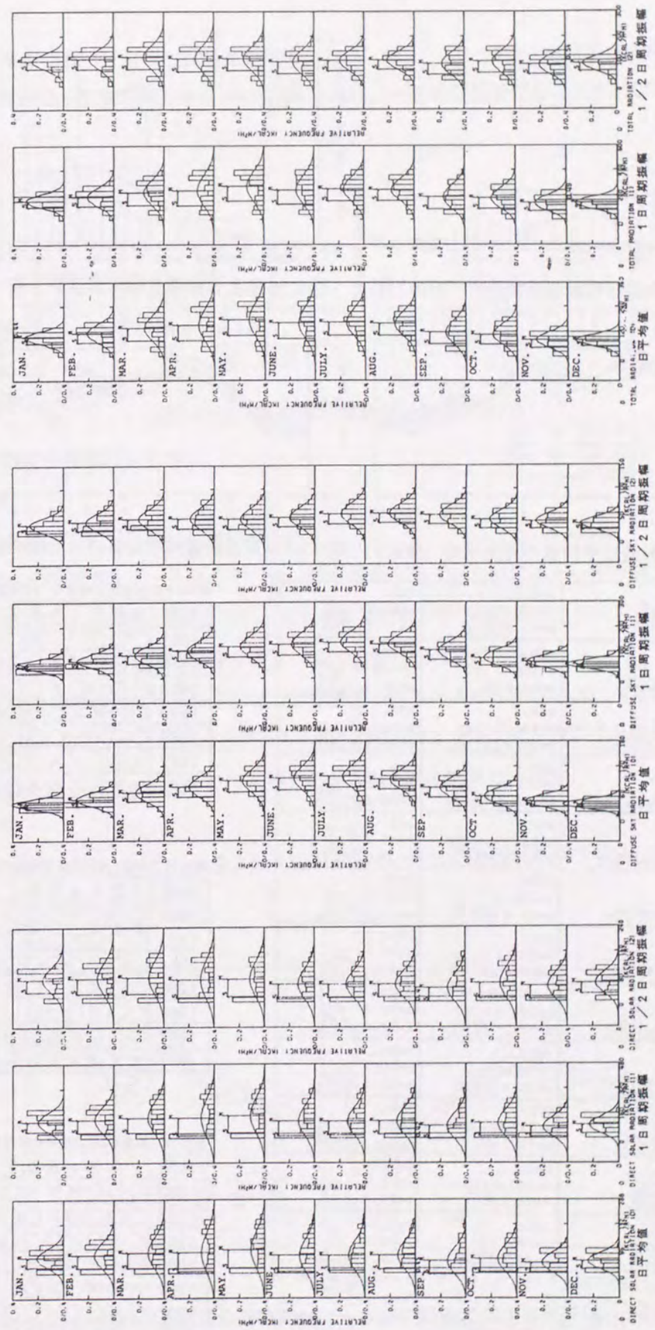


図 3.30　直達日射量各成分の月別度数分布

図 3.31　散乱日射量各成分の月別度数分布

図 3.32　全天日射量各成分の月別度数分布

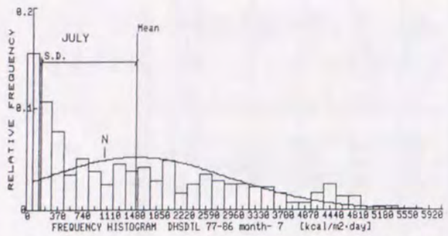


図3.33 直達日射量日積算値度数分布（筑波7月）

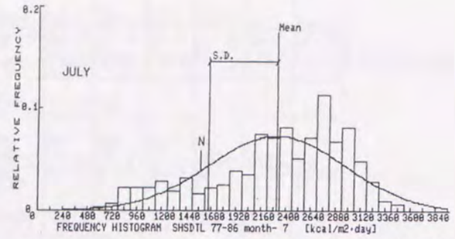


図3.35 散乱日射量日積算値度数分布（筑波7月）

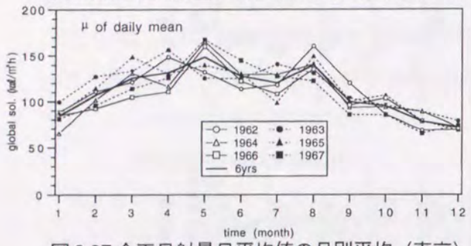


図3.37 全天日射量日平均値の月別平均（東京）

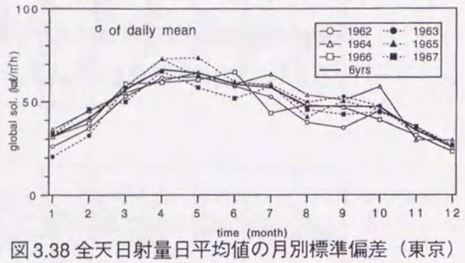


図3.38 全天日射量日平均値の月別標準偏差（東京）

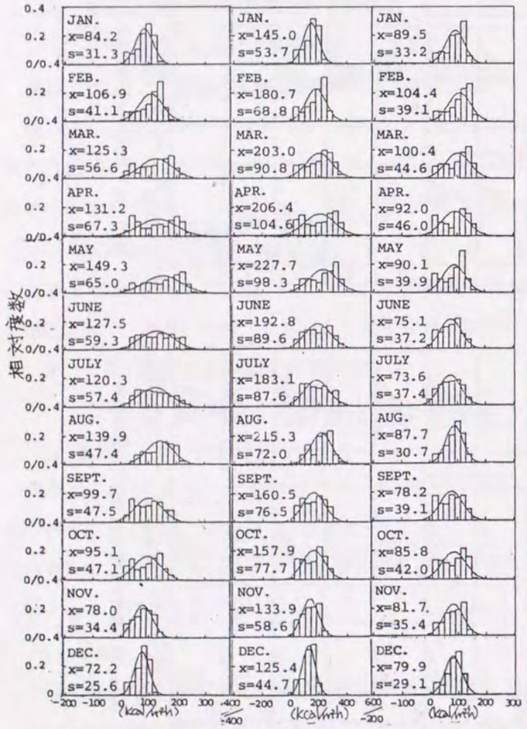


図3.39 全天日射量日平均値度数分布　図3.40 全天日射量1日周期成分振幅度数分布　図3.41 全天日射量1/2日周期成分振幅度数分布

表3.15 日射量日平均値の $\chi 2$検定結果

年度	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1962	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○
1963	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○
1964	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○
1965	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○	○	○
1966	○	○	×	○	○	○	○	○	○	×	○	○
1967	×	①	○	×	×	○	○	○	×	○	○	○
全年	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×

表3.16 日射量1日周期成分振幅の $\chi 2$検定結果

年度	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1962	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○
1963	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1964	○	○	○	○	○	○	○	○	×	×	○	×
1965	○	○	×	×	×	○	×	○	○	○	○	○
1966	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1967	○	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○	○
全年	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×

表3.17日射量1/2日周期成分振幅の $\chi 2$検定結果

年度	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1962	○	○	○	×	×	×	○	○	○	○	○	○
1963	○	○	○	○	×	○	○	○	×	○	○	×
1964	○	×	○	×	○	○	○	○	○	×	○	○
1965	○	×	×	×	×	×	○	○	×	○	○	○
1966	×	○	×	○	×	○	○	○	○	○	○	○
1967	○	×	○	○	×	○	○	○	×	○	○	○
全年	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×

図3.43に筑波7月（'77～'86）及び尼崎7月（'85～'89）の全天日射量日積算量の度数分布及び正規分布近似を示す。両者共に2峰性が認められ，一般的な性質であることが知られる。

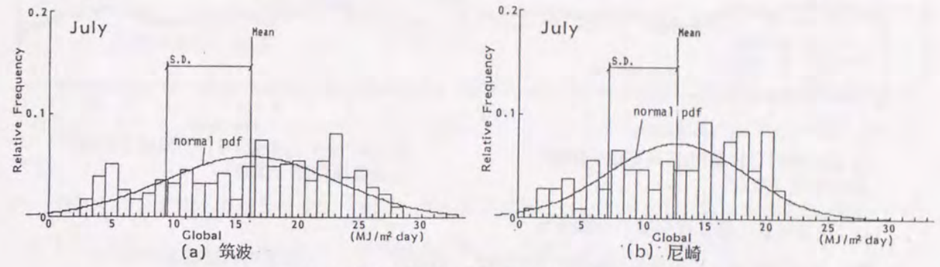


図3.43 全天日射量日積算値度数分布（7月）

ii） 周期成分振幅の分布性状

a. 東京

東京の6年分（'62～'67年）の結果を示す。

1日周期成分振幅の各年，月別の平均値，標準偏差を図3.44,3.45に示す。平均値，標準偏差ともに，日平均値の場合と同様の性質を示す。月別の度数分布を図3.40に示す。分布形状は日平均値の場合と似ている。表3.16は χ^2検定結果であり，6年分では全月棄却である。

1/2日周期成分振幅の各年，月別の平均値，標準偏差を図3.46,3.47に示す。3，4月が平均値，標準偏差ともに大きい値を示す。月別の度数分布を図3.41に示す。分布の傾向は日平均値と似ている。χ^2検定結果を表3.17に示す。夏期だけは正規分布が許容される結果であった。

b. 筑波

筑波5年分（'78～'82）の結果を図3.32中に示す。下位値の度数の突出も殆ど見られない。

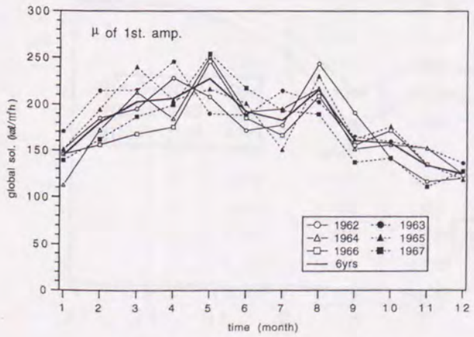


図3.44 全天日射量1日周期成分振幅の月別平均（東京）

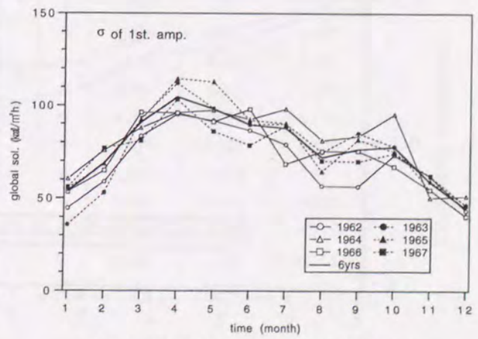


図3.45 全天日射量1日周期成分振幅の月別標準偏差（東京）

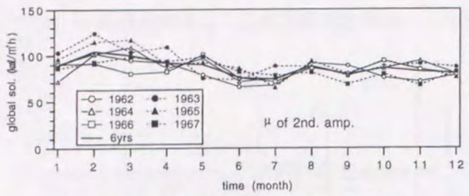


図3.46 全天日射量1/2日周期成分振幅の月別平均（東京）

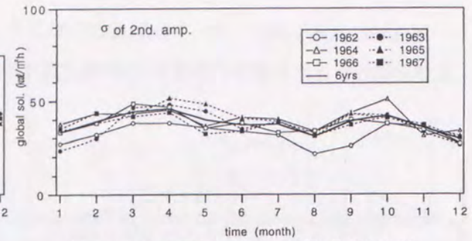


図 3.47 全天日射量1/2日周期成分振幅の月別標準偏差（東京）

(4) 各日射量の周期成分間の相関係数

表 3.18 日平均値と周期成分振幅間の相関係数（筑波）
（0:日平均値、1:1日周期成分振幅、2:1/2日周期成分振幅）

月	直達日射量		散乱日射量		全天日射量	
	0 vs 1	0 vs 2	0 vs 1	0 vs 2	0 vs 1	0 vs 2
1	0.999	0.984	0.998	0.964	0.999	0.982
2	0.999	0.981	0.997	0.926	0.999	0.975
3	0.998	0.951	0.994	0.863	0.998	0.949
4	0.998	0.954	0.990	0.755	0.998	0.939
5	0.997	0.909	0.987	0.695	0.997	0.877
6	0.997	0.902	0.990	0.714	0.996	0.856
7	0.997	0.914	0.989	0.713	0.996	0.843
8	0.996	0.890	0.988	0.714	0.995	0.821
9	0.998	0.954	0.994	0.854	0.998	0.933
10	0.999	0.974	0.996	0.909	0.999	0.970
11	0.999	0.986	0.998	0.947	0.999	0.983
12	0.999	0.990	0.998	0.961	0.999	0.989

日射量時間変動を日毎にフーリエ級数展開したときの各成分の振幅と日平均値（情報量としては日積算量と全く等価（＝日積算量／24））との間の関係を調べる。

東京の6年分（’62～’67）について相関係数を求め，図 3.48に示す。全ての場合に相関係数は高い値を示す。表 3.18に筑波（’70～’75，’78～’82）の相関係数値を示す。いずれの場合も相関係数値は極めて高い値を示しており，フーリエ級数成分は日平均値に確定的に線形従属関係にあるといえる。

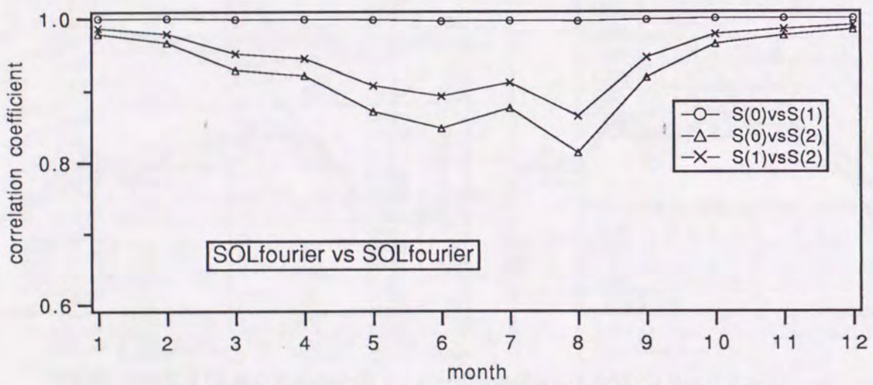


図 3.48 全天日射量日平均および周期成分振幅間の相関係数（東京）
（S(0):日平均値、S(1):1日周期成分振幅、S(2):1/2日周期成分振幅）

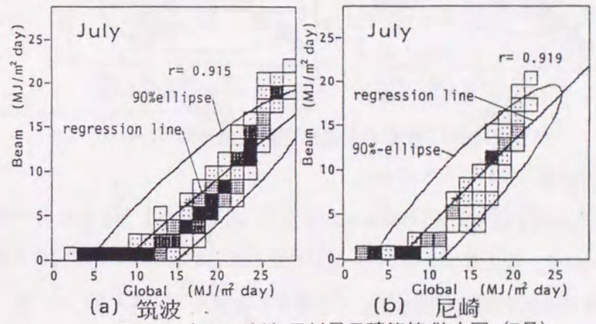
(5) 直達・散乱・全天日射量の相関関係

筑波（’77～’86）および尼崎（’85～’89）の日射量日積算値によって，各日射量相互の関連度を調べる。

i） 全天：直達の関係

図 3.49に全天：直達の散布状態の例を示す。値域は少し異なるものの，両地域とも似た散布の傾向を示している。他の月についても，散布状態は良く似ている。（全月分を巻末図表の図 3.50に示す。）

表 3.19中に相関係数値を示すが，値はいずれも非常に大きい。従って，線形回帰関係が強いといえるが，図 3.49, 3.50に見るごとく，回帰直線は軸：全天日射量を或る正値で横切っており，全天日射量値がそれ以下の場合，負値の直達日射量を関係付けることになり，この点に不合理が生ずる。



(a) 筑波　　(b) 尼崎

図 3.49 全天：直達 日射量日積算値 散布図（7月）

表 3.19 日射量日積算値間の相関係数

(a) 筑波

月	全天／直達	全天／散乱	直達／散乱
1	0.951	-0.230	-0.519
2	0.939	0.032	-0.313
3	0.937	0.385	0.038
4	0.939	0.381	0.038
5	0.930	0.364	-0.004
6	0.916	0.592	0.220
7	0.915	0.498	0.107
8	0.915	0.373	-0.033
9	0.910	0.460	0.051
10	0.930	0.149	-0.226
11	0.935	0.131	-0.229
12	0.951	-0.179	-0.475

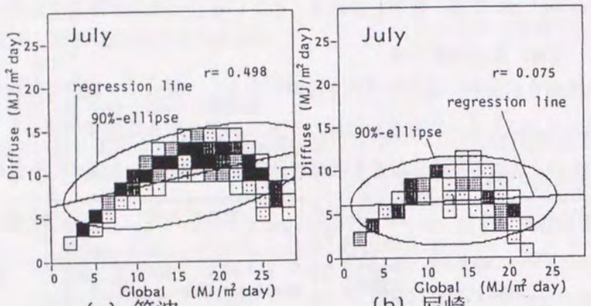
(b) 尼崎

月	全天／直達	全天／散乱	直達／散乱
1	0.919	-0.137	-0.516
2	0.920	0.527	0.152
3	0.894	0.607	0.187
4	0.944	0.268	-0.065
5	0.926	0.328	-0.054
6	0.930	0.216	-0.159
7	0.919	0.075	-0.324
8	0.944	-0.670	-0.877
9	0.928	0.005	-0.368
10	0.955	-0.471	-0.711
11	0.894	0.139	-0.318
12	0.921	0.221	-0.176

ii） 全天：散乱の関係

図3.51に全天：散乱の例を示す。鞍形の分布形が特徴であり，ｉ)同様，傾向は地域，月で不変である（筑波の全月分を巻末図表の図 3.52に示す）。

表 3.19中の相関係数値は，絶対値そのものも小さく，かつ符号も月によりまちまちである。一つの直線関係で代表させることは無理である。

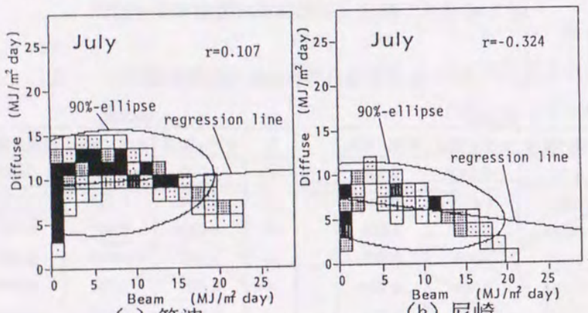


(a) 筑波　(b) 尼崎

図 3.51 全天：散乱 日射量日積算値 散布図（7月）

iii） 直達：散乱の関係

図 3.53に直達：散乱の例を示す。ii)の散布形状を左方へ圧縮したようなかたちで散らばっており，直達の下位値において，散乱がかなり広いレンジで散る様子が示されている（筑波の全月分を巻末図表の図 3.54に示す）。ii)における知見は，この場合にも全く当てはまる。



(a) 筑波　(b) 尼崎

図 3.53 直達：散乱 日射量日積算値 散布図（7月）

(6) 閾値による標本分離

前項における検討によって，もっとも有効な確率関数形である正規型が単一ではデータ分布の表現力に欠けることが知られた。様々の証左により，データの母集団が２群から成ると考えるのが自然である。そこで，２つの集合への分離を試みる。

ｉ） 直達日射量における閾値を用いた標本分離

筑波（'70～'75，'78～'82）の日平均値・1日周期成分振幅値・1/2日周期成分振幅値を用いる。

確率分布の関数形としては正規分布を用いる。したがって，変量の分布の正規性が問題となるが，既に示したように，直達日射量において下位値の度数の突出が顕著であり正規性を乱している。（散乱日射量についてはこの傾向は見られない。）

試みとして，直達日射量日平均値23.0[kcal/m²h]（上限値の10%）を閾値として設定し標本を分けて考察する。

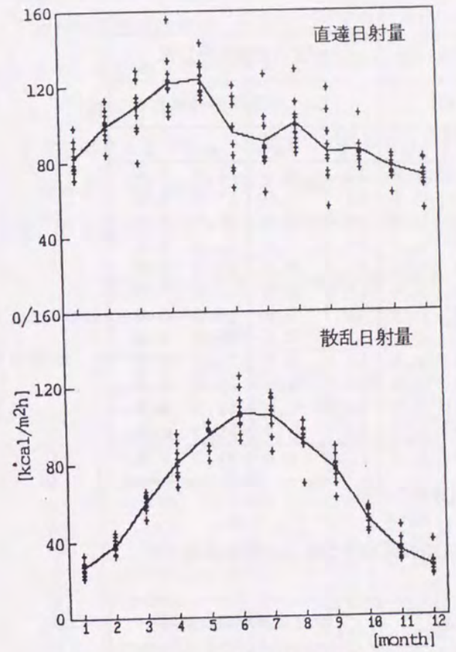


図 3.55 日射量日平均値の月別平均

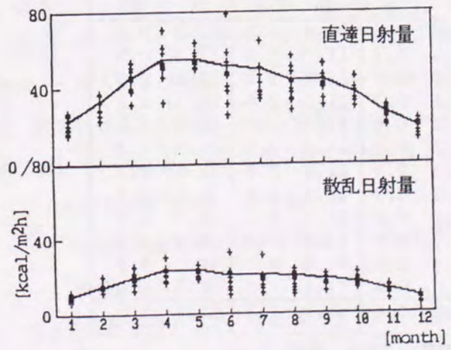


図 3.56 日射量日平均値の月別標準偏差

閾値以上の標本に基づいた月別の平均値を図 3.55に，標準偏差を図　3.56に示す。図中，“＋”印は各年度の値を示し，実線は11年分の値を示している。年度によるバラツキが認められるが，その分布の中央値近傍は頻度が集中しており，平均的な季節パターンを想定し得る。また，散乱日射量は直達日射量に比してより安定した性状を示している。

表 3.20 に11年分のデータに基づく各日射量日平均および標準偏差を示す。直達日射は４，５月に大きな値を示し，散乱日射は６，７月に大きな値を示す。

表3.20 日射量日平均値の月別平均および標準偏差

	直達日射量		散乱日射量	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	82	24	27	10
2	100	34	38	15
3	109	47	60	20
4	123	55	81	23
5	124	56	95	23
6	95	52	106	21
7	91	50	105	22
8	100	45	91	20
9	85	45	77	19
10	85	38	51	17
11	76	27	34	13
12	72	20	26	9

[kcal/m²h]

a. 周期成分の位相

構成しようとする確率モデルは，フーリエ級数成分（cos係数およびsin係数）そのものを確率変数とする方法と，周期成分振幅および位相を確率変数とする方法が考えられるが，ここで

は後者を採る。したがって，周期成分の位相が確率変数として要ることになるが，その変化域が狭いものであれば，これを一定と近似して定数とし，確率変数から除外する方法がとり得る。

各周期成分位相の月別の平均値および標準偏差を，直達日射量日平均値が閾値以上である標本については表3.21に，閾値以下の標本については表3.22に示す。

表 3.21 日射量閾値以上標本の位相の月別平均および標準偏差
（DH:直達日射量，SH:散乱日射量）

Month	1日周期成分位相				1/2日周期成分位相			
	DH		SH		DH		SH	
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s
1	11.2	0.5	11.3	0.3	11.2	0.6	11.4	0.4
2	11.2	0.7	11.4	0.4	11.3	1.0	11.6	2.5
3	11.2	0.9	11.4	0.4	11.4	2.0	11.7	2.7
4	11.3	0.9	11.2	0.4	11.4	1.6	11.3	1.4
5	11.2	1.0	11.1	0.5	11.5	2.1	11.3	2.0
6	11.5	1.1	11.2	0.4	11.8	2.6	11.3	1.5
7	11.6	1.1	11.1	0.4	11.7	1.6	11.0	0.8
8	11.4	0.8	11.0	0.4	11.8	3.5	10.9	0.8
9	11.3	0.9	11.1	0.4	11.5	2.4	11.2	0.8
10	10.9	0.8	11.1	0.4	10.9	0.9	11.1	0.6
11	11.0	0.6	11.1	0.3	11.0	0.6	11.2	0.5
12	11.1	0.4	11.2	0.3	11.1	0.7	11.3	0.7
算術平均	11.3	0.8	11.2	0.4	11.4	1.6	11.3	1.2

$\bar{x}$：平均，s：標準偏差　（単位：時間）

表 3.22 日射量閾値以下標本の位相の月別平均および標準偏差
（DH:直達日射量，SH:散乱日射量）

Month	1日周期成分位相				1/2日周期成分位相			
	DH		SH		DH		SH	
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s
1	11.3	1.7	11.2	0.5	11.6	2.5	11.3	0.9
2	11.3	1.7	11.3	0.7	11.3	1.9	11.3	0.9
3	11.2	1.9	11.2	0.6	11.2	2.2	11.1	0.9
4	10.9	2.2	11.1	0.7	11.0	2.6	11.1	1.2
5	11.1	1.6	11.2	0.8	11.3	2.4	11.2	1.2
6	11.4	1.6	11.2	0.7	11.5	2.3	11.3	1.3
7	11.2	1.7	11.3	0.7	12.0	2.9	11.5	1.7
8	11.0	1.5	11.2	0.7	11.2	2.0	11.1	0.9
9	11.0	1.7	11.1	0.6	11.4	2.3	11.1	0.8
10	11.3	2.0	11.1	0.7	11.8	2.8	11.1	1.0
11	11.2	1.6	11.0	0.5	11.4	2.2	11.0	0.7
12	11.2	1.5	11.0	0.5	11.3	1.8	11.0	0.6
算術平均	11.2	1.7	11.1	0.6	11.4	2.3	11.2	1.0

$\bar{x}$：平均，s：標準偏差　（単位：時間）

月別平均値に関しては，各標本，各周期成分を通して，さほど差がない。月別標準偏差に関しては，標本別で比較すると，閾値以上の標本に比して，閾値以下の標本の方が値が大きくなる傾向が見られる。また，日射量別で比較すると，直達日射量に比して，散乱日射量は値が小さく，約半分である。

閾値以上の標本における散乱日射量の1日周期成分位相は約0.4時間という標準偏差を示しており，位相の変化域は狭い。全般的に散乱日射量については位相が非常に安定している傾向が見られる。なお，当該地方は標準時よりも0.34時間進む。

b.　各日射量相互の相関関係

全天日射量も含めて，各日射量日平均値相互の関係を検討する。

全標本および直達日射量日平均値における閾値設定に基づく閾値以上の標本，閾値以下の標本について，日射量各組み合わせでの相関係数を求めた。結果を表3.23に示す。

表 3.23 各日射量日平均値間の相関係数（a:直達／散乱，b:直達／全天，c:散乱／全天）

Month	全標本			閾値以上標本			閾値以下標本		
	a	b	c	a	b	c	a	b	c
1	-.536	.953	-.255	-.874	.952	-.683	.609	.791	.967
2	-.419	.950	-.113	-.815	.923	-.530	.493	.691	.970
3	-.231	.938	.121	-.745	.925	-.436	.673	.794	.984
4	-.053	.939	.294	-.790	.932	-.514	.668	.781	.986
5	-.034	.932	.330	-.789	.934	-.517	.707	.788	.992
6	.215	.913	.595	-.627	.923	-.279	.663	.760	.989
7	.042	.901	.468	-.738	.919	-.416	.697	.790	.990
8	-.202	.911	.219	-.749	.914	-.415	.705	.803	.989
9	.055	.919	.443	-.760	.927	-.464	.710	.813	.987
10	-.158	.928	.222	-.820	.925	-.542	.664	.796	.980
11	-.324	.932	.042	-.821	.913	-.516	.648	.809	.972
12	-.483	.949	-.183	-.901	.946	-.711	.686	.865	.959

標本による比較をすると，直達vs散乱，散乱vs全天に関して，顕著な差異が認められる。即ち，全標本の場合は，絶対値そのものも小さく，かつ符号も月によりまちまちである。これに比して，閾値以上の標本および閾値以下の標本においては，絶対値が大となり，符号が月によらず一定している。直達日射量日平均値に対しての閾値設定に基づく標本の分離により生成された両標本は，それぞれにおいて特徴的な，比較的高い線形の関連度を示した。

以下に散布例を図示し，考察する。

1)　直達日射量日平均値が閾値以上の標本に関する検討

・　直達，散乱の関係

図3.57に散布例を示す。直線状にまとまった散布状態を示しており，両者の線形関係を特定することが可能である。相関係数値は全月とも負値となっており，直達，散乱両者の関係は，直達が大であるほど散乱が小さくなる関係である。

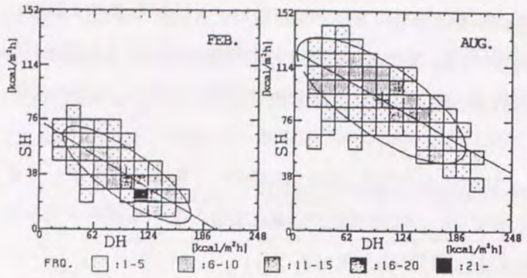


図3.57 閾値以上標本でのDH(直達)／SH(散乱)散布例（筑波）

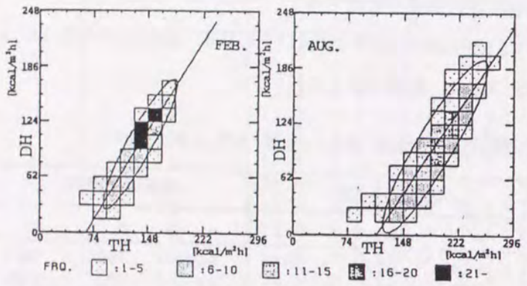


図3.58 閾値以上標本でのTH(全天)／DH(直達)散布例（筑波）

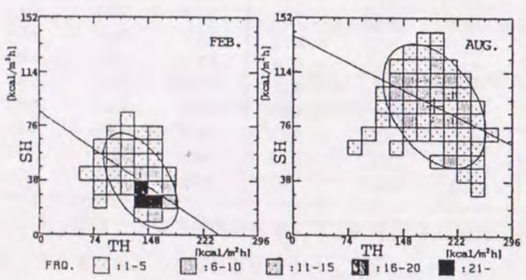


図3.59 閾値以上標本でのTH(全天)／SH(散乱)散布例（筑波）

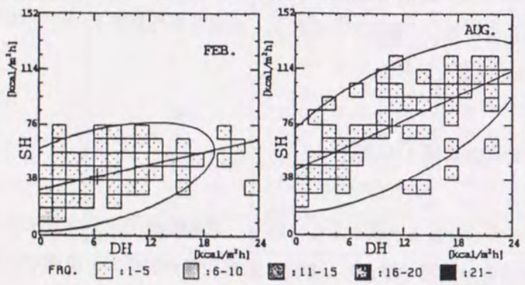


図3.60 閾値以下標本でのDH(直達)／SH(散乱)散布例（筑波）

直達，散乱全体の日射量確率モデルを構成する場合にこの線形関係を用いれば直達或いは散乱の日平均値のみを固有の確率モデルとして構成すれば他の成分は全て線形変換により求められるので，確率モデルの表現は非常に単純となる。

・　全天，直達の関係

図 3.58に散布例を示す。相関係数値は非常に大きな値である。全体の日射量確率モデルを全天日射量日平均値の分布から線形変換により求め得る可能性があり，有効な関係である。

・　全天，散乱の関係

図 3.59に散布例を示す。相関係数値は全て負となっているが，絶対値は月によって低い値となることがある。相関関係は線形とは見做し難い。

この原因は，直達分が内部では日平均値と周期成分振幅との間に線形性が強く，その周期成分の位相が散乱（全天の位相の分布性状は散乱と同程度である。）よりも広い範囲に分布するため，全天－直達である散乱分の周期成分振幅は全天のそれと線形関係が弱くなり，日平均値での関係においても同様に線形性が弱く現れるものと考えられる。

2)　直達日射量日平均値が閾値以下の標本に関する検討

・　直達，散乱の関係

図 3.60に散布例を示す。相関係数値は全て正で，閾値以上の場合よりもそ

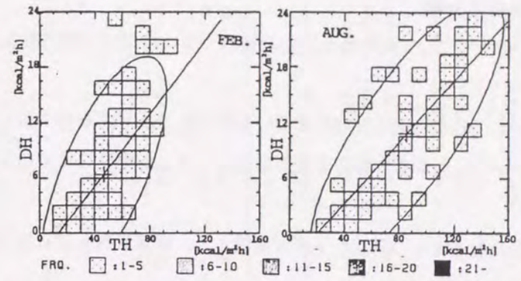


図 3.61 閾値以下標本でのTH(全天)／DH(直達)散布例（筑波）

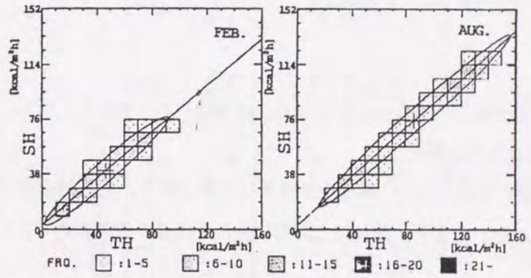


図 3.62 閾値以下標本でのTH(全天)／SH(散乱)散布例（筑波）

の絶対値は少し小さくなっている。散乱は，どの標本でも同じ変域で発生する。

・　全天，直達の関係

図3.61に散布例を示す。閾値以上の場合と同様，正の相関を示すが，係数値は小さくなっている。

・　全天，散乱の関係

図3.62に散布例を示す。閾値以上の場合とは逆に正の相関が示され，相関係数値は非常に大である。直達が閾値以上の場合にはその周期成分位相のバラツキが大きく影響したが，この場合は直達の周期成分自体，値が小さく，一方，散乱分は変域が閾値以上の場合と同じであり，全天＝散乱の場合も発生しており，線形相関性は強くなる。

c.　分離標本の正規適合度

分離した標本集合について，x^2値によって正規型への適合を判定した。結果を表3.24に示す。満足ゆくものではないが，分類によって，判定に変化が若干みられ，“割る”ことが正規近似につながると思われる。

閾値による分類の結果，正規性の表現，各日射成分間での特色ある線形回帰関係の特定に関して成果を得た。

表 3.24 各日射量フーリエ級数成分振幅分布の χ^2 正規検定結果（筑波）（○:許容，×:棄却）
（DH:直達，SH:散乱，TH:全天。(0):日平均値，(1):1日周期成分振幅，(2):1/2日周期成分振幅）

Month	全標本									閾値以上標本									閾値以下標本								
	DH			*SH*			*TH*			*DH*			*SH*			*TH*			*DH*			*SH*			*TH*		
	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)
1	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	○	×	○	○	×
2	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	○	○	○	○	○
3	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
4	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	○
5	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	○	○	×	○	○	×
6	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	○	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
7	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	○	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×
8	×	×	×	×	×	○	×	×	×	○	○	○	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
9	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
10	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	○	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
11	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×

ii) 全天日射量日平均値を閾値とする標本分離

i)の方法は結局，直達日射量値を先ずデータとして知り得ることを前提とするので，一般性に欠ける。

通常，得やすく，独立変量として採用することが可能な日射量要素は全天日射であり，その内訳として直達及び散乱を簡潔に表現できることが，いわゆる日射の直散分離法としても応用性を持つことになる。

日射データの確率モデル構成上は，全天日射を唯一の独立ランダム変量とし，直達日射及び散乱日射を従属変量とすることで，大いに単純化が達成できる。

筑波（'77～'86）及び尼崎（'85～'89）の日射量日積算値を基礎データとし，全天日射量月平均値を閾値に採用して全標本の分離を試みる。

分離した標本集合について，各日射量間で線形回帰分析を行なった。諸統計パラメータを一括し，筑波については表3.25，尼崎については表3.26に示す。

分離群における相関係数値をi)の結果と比較すると，系統的な差異は見つけ難く，線形関連度の優劣はない。閾値以下群では全天：散乱の値が大きく，閾値以上群では全天：直達の値が大きいという性質が強固である。

したがって，全天日射量月平均値を閾値として，"全天"のみを2つの独立な確率分布で表現すれば，他の日射量確率分布は回帰パラメータを用いて線形変換するだけで直ちに確率的表現が得られる。見いだされた線形回帰関係は直達及び散乱日射推定法としても有効であり，当方法は実用性において優れているといえる。

分離2群の日射量間の散布状況を，全天：直達 については図3.63に，全天：散乱 については図3.64に，直達：散乱 については図3.65に示す。

分離が都合良く行なわれている。全天：直達では依然，閾値以下群で回帰直線がx軸：全天日射量を或る正値で横切るが，対応付けられる負値の直達日射量値は微小であり問題となる量ではない。

線形回帰関係の性能を知るため，それを用いて"全天"から"直達"及び"散乱"推定値を計算し，原データ値との間の相関係数並びに決定係数を求めた。

結果を図3.66，図3.67，及び表3.27，表3.28に示す。

単純線形回帰は，直達日射において実分散の90%以上を説明できる。散乱日射については精度が劣るが，単独での使途は別として，直達日射が合わさる一般的状況ではその影響度は薄らぐと考えられる。

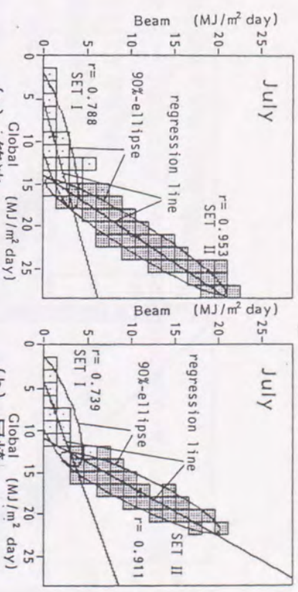
したがって，全体的には，回帰関係は日射間の確定的な関係付けとして有効と結論できる。

表3.25 筑波 線形回帰パラメータ

Month	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Sample Number	310	280	310	300	310	300	310	310	300	310	300	310
Global												
Mean(MJ/m² day)	9.58	11.80	13.17	15.54	18.17	15.47	16.16	16.42	11.99	10.71	8.45	8.19
Standard Deviation (MJ/m² day)	3.12	4.68	6.44	7.65	7.79	7.66	6.80	6.15	5.97	4.95	3.84	2.87
Statistical Results												
Set I (lower set)												
· Sample Number	110	100	131	135	129	143	136	129	147	141	138	113
· Correlation Coefficient												
Global:Beam	0.874	0.843	0.867	0.795	0.771	0.806	0.788	0.818	0.791	0.795	0.797	0.871
Global:Diffuse	0.668	0.845	0.936	0.943	0.912	0.969	0.963	0.927	0.976	0.901	0.878	0.799
Beam:Diffuse	0.222	0.424	0.637	0.547	0.441	0.636	0.594	0.542	0.640	0.453	0.411	0.401
· Parameters of Regression Line of Beam on Global												
Regression Coefficient	0.667	0.498	0.395	0.317	0.353	0.256	0.263	0.366	0.222	0.388	0.415	0.572
Intercept(MJ/m² day)	-2.01	-1.56	-1.29	-1.23	-1.71	-1.20	-1.30	-1.88	-0.80	-1.32	-1.03	-1.44
· Parameters of Regression Line of Diffuse on Global												
Regression Coefficient	0.333	0.502	0.605	0.683	0.647	0.744	0.737	0.633	0.778	0.612	0.586	0.428
Intercept(MJ/m² day)	2.01	1.56	1.29	1.23	1.71	1.20	1.30	1.88	0.80	1.32	1.03	1.44
Set II (upper set)												
· Sample Number	200	180	179	165	181	157	174	181	153	169	162	197
· Correlation Coefficient												
Global:Beam	0.832	0.837	0.909	0.931	0.942	0.948	0.953	0.899	0.936	0.919	0.895	0.933
Global:Diffuse	-0.296	-0.342	-0.577	-0.640	-0.722	-0.646	-0.694	-0.565	-0.617	-0.632	-0.548	-0.749
Beam:Diffuse	-0.775	-0.800	-0.865	-0.876	-0.913	-0.856	-0.879	-0.870	-0.855	-0.887	-0.863	-0.937
· Parameters of Regression Line of Beam on Global												
Regression Coefficient	1.259	1.311	1.478	1.485	1.593	1.398	1.441	1.503	1.419	1.541	1.483	1.766
Intercept(MJ/m² day)	-5.94	-8.85	-15.15	-18.82	-23.85	-19.86	-20.14	-19.90	-15.24	-13.13	-9.30	-10.47
· Parameters of Regression Line of Diffuse on Global												
Regression Coefficient	-0.259	-0.311	-0.478	-0.485	-0.593	-0.398	-0.441	-0.503	-0.419	-0.541	-0.483	-0.766
Intercept(MJ/m² day)	5.94	8.85	15.15	18.82	23.85	19.86	20.14	19.90	15.24	13.13	9.30	10.47

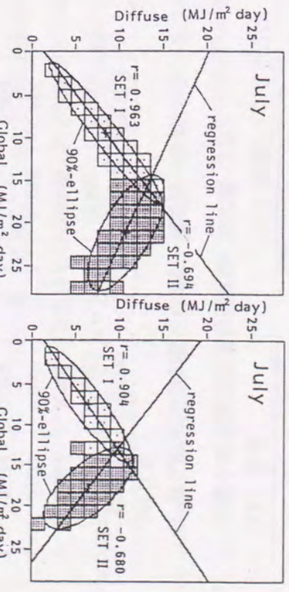
表3.26　尼崎 線形回帰パラメータ

Month	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Sample Number	64	80	49	56	60	87	77	30	27	31	33	43
Global												
Mean(MJ/m² day)	6.36	7.28	9.02	13.30	13.33	13.23	12.77	14.22	10.54	8.97	5.91	5.17
Standard Deviation (MJ/m² day)	2.02	3.50	4.83	6.41	7.04	6.88	5.50	4.16	4.51	3.72	2.80	2.42
Statistical Results												
Set I (lower set)												
・Sample Number	28	35	25	23	24	36	33	10	11	14	21	17
・Correlation Coefficient												
Global:Beam	0.785	0.877	0.725	0.832	0.755	0.754	0.739	0.725	0.816	0.898	0.768	0.814
Global:Diffuse	0.616	0.909	0.879	0.930	0.964	0.933	0.904	0.413	0.780	0.554	0.888	0.666
Beam:Diffuse	-0.005	0.597	0.309	0.570	0.554	0.468	0.380	-0.328	0.274	0.131	0.388	0.110
・Parameters of Regression Line of Beam on Global												
Regression Coefficient	0.618	0.455	0.363	0.372	0.240	0.307	0.341	0.699	0.531	0.754	0.383	0.611
Intercept(MJ/m² day)	-0.94	-0.59	-0.51	-0.96	-0.55	-1.05	-1.38	-4.17	-1.77	-2.50	-0.48	-0.74
・Parameters of Regression Line of Diffuse on Global												
Regression Coefficient	0.382	0.545	0.637	0.628	0.760	0.693	0.659	0.301	0.469	0.246	0.617	0.389
Intercept(MJ/m² day)	0.94	0.59	0.51	0.96	0.55	1.05	1.38	4.17	1.77	2.50	0.48	0.74
Set II (upper set)												
・Sample Number	36	45	24	33	36	51	44	20	16	17	12	26
・Correlation Coefficient												
Global:Beam	0.872	0.863	0.873	0.845	0.945	0.941	0.911	0.888	0.737	0.852	0.845	0.837
Global:Diffuse	-0.476	-0.237	-0.394	-0.437	-0.783	-0.779	-0.680	-0.630	-0.431	-0.538	-0.634	-0.362
Beam:Diffuse	-0.845	-0.696	-0.792	-0.850	-0.944	-0.945	-0.922	-0.916	-0.927	-0.900	-0.949	-0.813
・Parameters of Regression Line of Beam on Global												
Regression Coefficient	1.436	1.167	1.314	1.444	1.774	1.809	1.722	1.723	1.778	1.648	2.081	1.340
Intercept(MJ/m² day)	-5.50	-5.49	-9.52	-13.45	-21.21	-21.82	-19.12	-17.38	-15.63	-9.89	-10.94	-4.46
・Parameters of Regression Line of Diffuse on Global												
Regression Coefficient	-0.436	-0.167	-0.314	-0.444	-0.774	-0.809	-0.722	-0.723	-0.778	-0.648	-1.081	-0.340
Intercept(MJ/m² day)	5.50	5.49	9.52	13.45	21.21	21.82	19.12	17.38	15.63	9.89	10.94	4.46



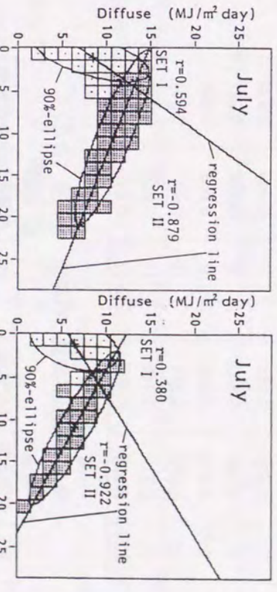
(a) 筑波　(b) 尼崎

図3.63　全天：直達　分布上の2群(7月)



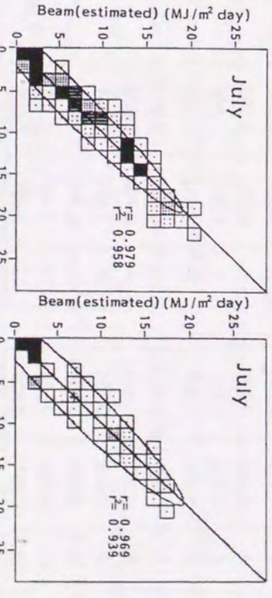
(a) 筑波　(b) 尼崎

図3.64　全天：散乱　分布上の2群(7月)



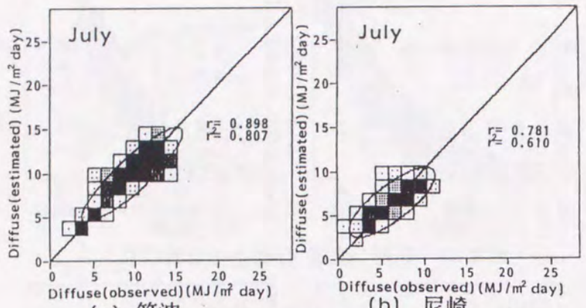
(a) 筑波　(b) 尼崎

図3.65　直達：散乱　分布上の2群(7月)



(a) 筑波　(b) 尼崎

図3.66　直達日射量日積算値　推定度(7月)



(a) 筑波　　(b) 尼崎

図 3.67 散乱日射量日積算値　推定度（7月）

表 3.27 直達日射量日積算値　推定度（各月）

(a) 筑波

月	相関係数	決定係数
1	0.970	0.942
2	0.964	0.930
3	0.974	0.949
4	0.979	0.959
5	0.978	0.957
6	0.977	0.955
7	0.979	0.958
8	0.966	0.933
9	0.973	0.947
10	0.972	0.945
11	0.972	0.945
12	0.983	0.966

(b) 尼崎

月	相関係数	決定係数
1	0.949	0.900
2	0.948	0.900
3	0.942	0.888
4	0.976	0.952
5	0.984	0.968
6	0.981	0.962
7	0.969	0.939
8	0.963	0.927
9	0.952	0.906
10	0.971	0.944
11	0.969	0.940
12	0.941	0.885

表 3.28 散乱日射量日積算値　推定度（各月）

(a) 筑波

月	相関係数	決定係数
1	0.648	0.420
2	0.636	0.405
3	0.804	0.647
4	0.840	0.706
5	0.852	0.727
6	0.904	0.817
7	0.898	0.807
8	0.802	0.644
9	0.869	0.756
10	0.775	0.601
11	0.754	0.569
12	0.811	0.657

(b) 尼崎

月	相関係数	決定係数
1	0.606	0.367
2	0.727	0.528
3	0.805	0.647
4	0.770	0.593
5	0.893	0.798
6	0.854	0.730
7	0.781	0.610
8	0.792	0.628
9	0.569	0.324
10	0.706	0.499
11	0.840	0.705
12	0.527	0.278

3.2.3　日射量確率モデルの予備的性能検証

本節では，前節までに抽出された日射量の確率性状に基づいて，日射量に関する確率モデルを試作し，その表現性能を予備的に検討する。

(1)　全天日射量モデル

東京地方の6年間（1962～1967）のデータを，1日を基本周期としてフーリエ級数に展開し，日平均、1日周期成分の周期成分を確率変数とする多変数正規確率密度関数を作成し，このモデルについての考察を行う。各成分の分布形は2峰性を特徴としていることを既に述べたが，ここでは基礎的検討として，単一の正規分布と近似する。

日最高値の確率密度関数について，実分布をどれだけ表現し得るかを検討する。日射量日最高値の確率密度関数は，変数変換法によって容易に得られ，変数変換が線形変換であるのでその関数形も正規密度関数となる。

前記した変数変換手法に基づき，日平均値及び1日周期成分振幅の2変数による日射量日最高値の正規確率密度関数を構成し，次の3種類の累積度数を求める。

(A)生データの日射量日最高値の累積度数分布

(B)生データを調和分析し，その日平均値と1日周期成分振幅の和として求めた日射量日最高値の累積分布

(C)日平均，1日周期成分振幅の2変数確率モデルに基づく日射量日最高値の確率分布（正規分布）

4，8，12月の分布性状を図3.68に示す。(B)と(C)の結果はかなり良い一致度を示したが，実分布と正規分布近似の隔たりは歴然としている。(A)と(C)は100～150[kcal/m²h]程度(C)の方が小さな値を示している。このことは，日射の日最高値そのものの確率評価に関しては1/2日周期以上の高調波成分をも確率変数とすることの必要性を示している。

(2)　直達，散乱日射量の確率モデル

直達及び散乱日射量の確率モデルを別々に構成してみる。

構成方法は，先ず，日平均値の分布のみを固有の確率分布として正規分布でモデル化する。次いで，直達，散乱日射量それぞれについて，内部の成分間の強い線形関係を，日平均値に対する各周期成分振幅の0点を通る回帰直線関係（比例関係）として近似表現する。各周期成分振幅の分布はこの線形係数（直線の勾配）によって，日平均値の分布を線形変換することにより得る。

即ち，日平均値 x の分布が正規分布 $N(m,\sigma^2)$ で表されるとき，周期成分の振幅 cx（c：線形係数）の分布はやはり正規分布であり，$N(cm,c^2\sigma^2)$ の分布となる。2月，8月を例として，直達及び散乱日射量の確率モデルを構成する。

基礎的な確率性状は，直達の日平均値が閾値以上の標本に関して見出されたものを採用する。

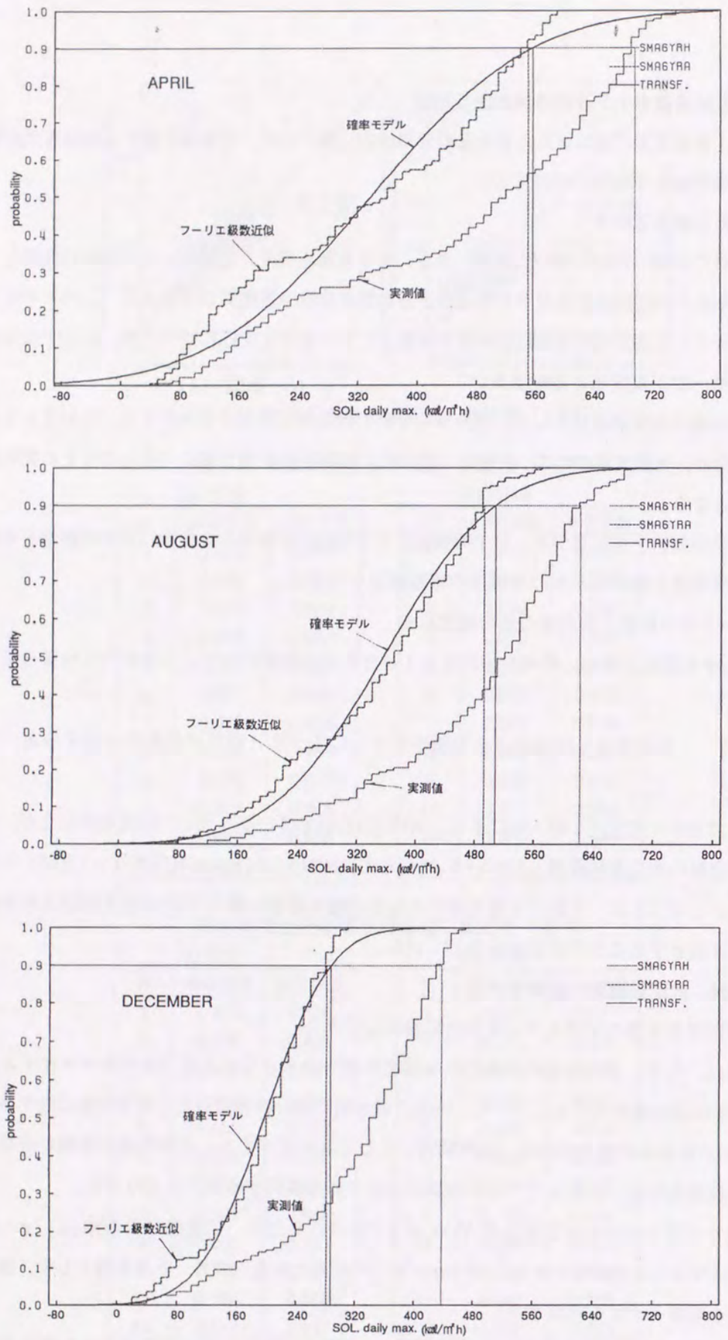


図3.68　全天日射量日最高値の確率分布

表 3.29 統計母数（DH:直達，SH:散乱）

Month	DH		SH	
	m	σ	m	σ
2	99.5	34.0	38.0	15.4
8	100.0	44.9	91.0	20.1

m：平均，σ：標準偏差

i）日平均値の確率分布

正規分布でモデル化する。

直達，散乱日射量の日平均値の２月及び８月の月平均値及び標準偏差を表3.29に示す。これらの値をパラメーターとして日平均値の確率密度関数 $P = N(m,\sigma^2)$ は次式で表される。

$$P(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} exp\left\{-(x-m)^2/2\sigma^2\right\} \tag{3.16}$$

ii）周期成分振幅の確率分布

表 3.30 係数c（DH:直達，SH:散乱）

Month	DH		SH	
	1	2	1	2
2	1.71	1.02	1.65	0.88
8	1.60	0.78	1.51	0.57

1：1日周期成分，2：1/2日周期成分

日平均値を線形変換することにより１日周期成分振幅及び1/2日周期成分振幅の確率分布を求める。変換のための係数 c，即ち日平均値に対する各周期成分振幅の0点を通る回帰直線の勾配を表3.30に示す。

これらの係数 c によって，周期成分振幅の確率密度関数Pは，$N(cm,c^2\sigma^2)$ と表現される。

iii）周期成分の位相

表 3.31 位相（DH:直達，SH:散乱）

Month	DH		SH	
	1	2	1	2
2	11.2	11.3	11.4	11.6
8	11.4	11.8	11.0	10.9

1：1日周期成分，2：1/2日周期成分

直達の周期成分は散乱に比して位相のバラツキが大であるが，直達，散乱の両者とも近似的に分布の平均値を確定的な位相とし，位相に関しては確率的な取扱いを行わない。表3.31に各位相の値を示す。

iv）確率モデルの妥当性の検討

建物モデルについて，直達，散乱日射がそれぞれ個別に作用した場合の日射等価温度のみに基づく自然室温を対象とし，日最高値，日平均値を評価値として，確率モデルを適用し，周波数応答法に基づく熱的変換によりその確率分布を求め，差分計算結果に基づく基準分布と比較して妥当性を検討する。

a.　確率モデルの熱的変換

1)　建物モデル

具体的建物モデルは3mの立方体でピロティ形，壁体は@150のコンクリートで，無窓，無換気である。

2)　温度入力に対する室温の周波数応答

表 3.32 室温応答（GAIN:振幅率，PHASE:位相遅れ）

	平均	1 日周期成分	1/2 日周期成分
GAIN	1.0	0.49	0.26
PHASE	0.0	-5.18 [h]	-3.62 [h]

建物モデルの外気側入力温度に対する室温応答の周波数伝達関数のゲインと位相遅れは表3.32のようになる。

3) 水平面日射量から建物入力温度への変換

(A) 直達日射量

今，壁体は 1 種類で等面積であるから，6 面に同一に作用させる日射等価温度は，各方位別日射等価温度の平均値となる。ここで，この温度を平均日射等価温度と称する。

$$\theta_{DRm}(t)=\frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_o}\mathrm{C_T}(t)I_{DR}(t) \tag{3.17}$$

ただし，

$\theta_{DRm}(t)$ ：平均日射等価温度

a ：日射吸収率

α_o ：外気側熱伝達率

$\mathrm{C_T}(t)$ ：水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数（或いは，単位正方形鉛直面の水平面への投影面積）の合計＋1（ただし，この +1 は日出中のみ）。

$I_{DR}(t)$ ：水平面直達日射量

平均日射等価温度$\theta_{DRm}(t)$をフーリエ級数表現とするためには，(3.17)式右辺がフーリエ級数で表現されねばならない。そのためには，$\mathrm{C_T}(t)$が平均＋4項のフーリエ級数に展開されておれば十分である。

$\mathrm{C_T}(t)$及びフーリエ級数再現値を，2月14日については図 3.69に，8月15日については図 3.70に示す。

$\frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_o}\mathrm{C_T}(t)I_{DR}(t)$は，前節で定めた線形係数及び位相に基づいて日平均値が与えられれば 1 対 1 の対応で確定的に全てのフーリエ級数係数が定まる。図 3.71，3.72 中に単位日平均値に基づく値を示す。

$\mathrm{C_T}(t)$は月間で一定と 近似する。そのことにより，1 つの日平均値に対応して 1 つの$\theta_{DRm}(t)$が確定的に定まる。

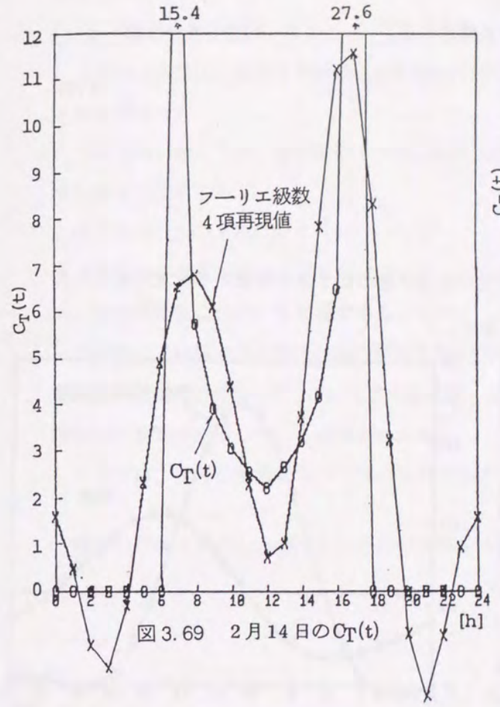


図 3.69 2 月 14 日の$C_T(t)$

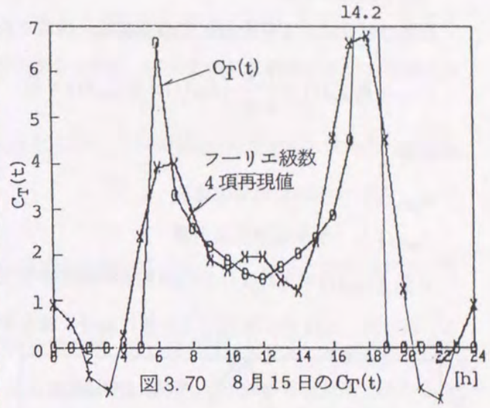


図 3.70 8 月 15 日の$C_T(t)$

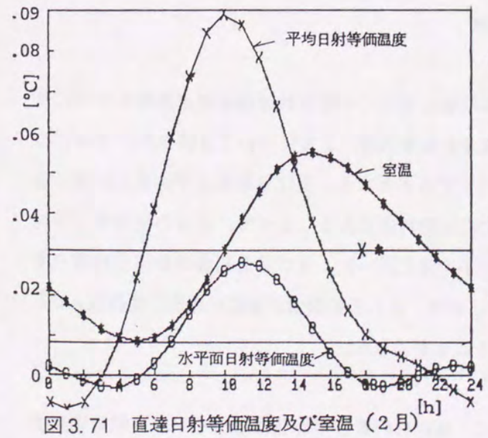


図 3.71 直達日射等価温度及び室温（2 月）

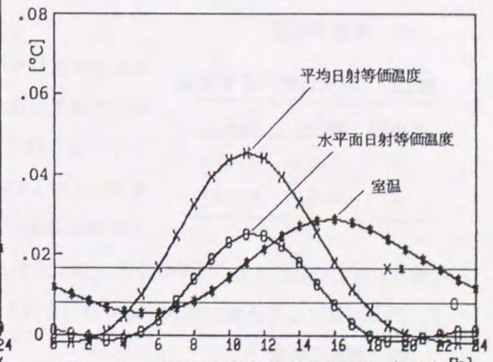


図 3.72 直達日射等価温度及び室温（8 月）

(B)　散乱日射量

散乱日射量による平均日射等価温度は，次式で表現される。

$$\theta_{DFm}(t)=\frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_o}\left(I_{DF}(t)+\tfrac{1}{2}I_{DF}(t)\times 4\right) \tag{3.18}$$

ただし，

$\theta_{DFm}(t)$　：平均日射等価温度

$I_{DF}(t)$　：水平面散乱日射量

$\frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_o}\left(I_{DF}(t)+\tfrac{1}{2}I_{DF}(t)\times 4\right)$は前節の線形係数及び位相に基づいて日平均値から一意に定められる。図 3.73，3.74 中に単位日平均値に基づく値を示す。

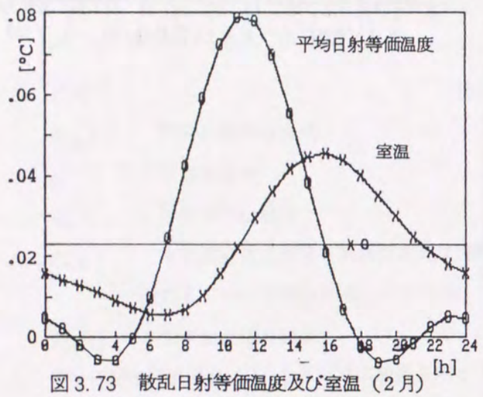


図 3.73　散乱日射等価温度及び室温（2 月）

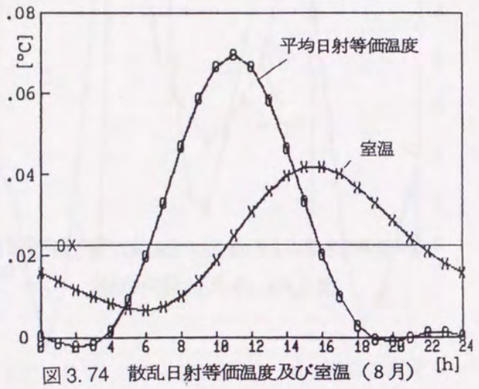


図 3.74　散乱日射等価温度及び室温（8 月）

4)　水平面日射量から自然室温評価値への変換

(A)　直達日射量

表3.33　単位日射による室温

Month	mean	max
2	0.031	0.055
8	0.016	0.029

単位日射量日平均値に基づく平均日射等価温度が建物モデルに作用した結果形成される室温は，2 月については図 3.71，8 月については図 3.72に示すものとなる。単位日射量日平均値と室温は各月毎に 1 対 1 の確定的対応にある。従って，室温の平均値（平均日射等価温度の平均値と同一），及び日最高値は単位日射量日平均値と 1 対 1 に対応する。その値を表3.33に示す。結局，これらの数値が直接の線形変換係数cであり，(2)と同様にして正規分布$N\left(cm,c^2\sigma^2\right)$を得ることができる。

(B)　散乱日射量

表3.34　単位日射による室温

Month	mean	max
2	0.023	0.045
8	0.023	0.042

直達と同様に，単位日射量日平均値に基づく平均日射等価温度から形成される室温は，2 月については図 3.73，8 月については図 3.74に示すものとなる。その平均値及び日最高値（変換係数）

を表 3.34に示す。

b.　確率分布の性状

上述の方式により室温日平均値と日最高値の確率分布を求め，差分数値計算結果に基づく基準分布と比較を行う。

日最高値に関しては，差分解をフーリエ級数 2 項で展開し，その時刻別再現値から求めた日最高温度を併せて比較する。

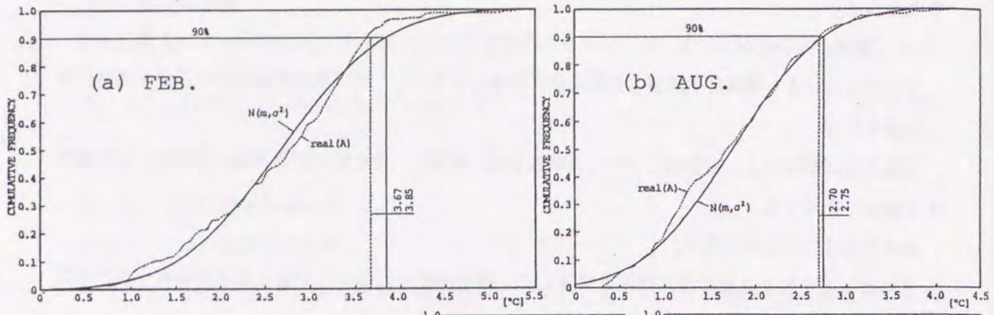
結果を図 3.75～3.78に示す。

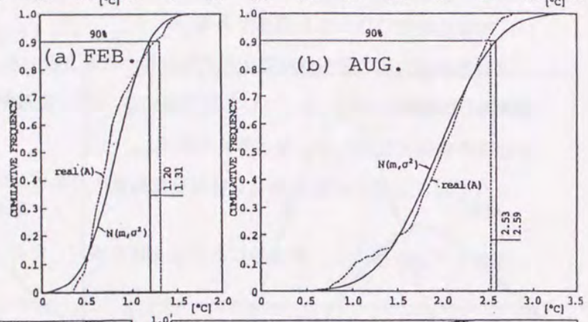
月によって比較すると，2 月は 8 月に比して，確率モデルに基づく分布と基準分布の一致度が悪い。90％点の値についても同様である。

日射量日平均値の分布性状自体の正規分布への適合度の差，或いは直達において一定と近似した温度入力への変換が実際は有している変化幅の差，そして，固定して扱った位相が実際は有している分布性状の差等が原因していると考えられる。

8 月では，直達日射量に基づく室温日最高値の分布において良い一致が得られている。

確率モデルを構成し，事例的にその妥当性を検討したが，基本的な方法の成立可能性は確認された。

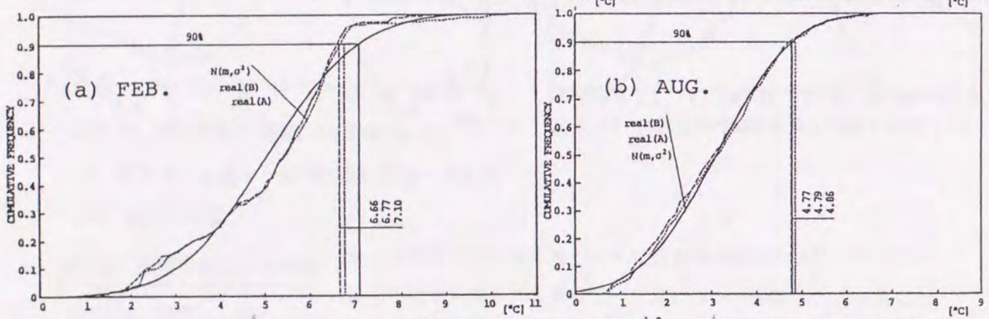


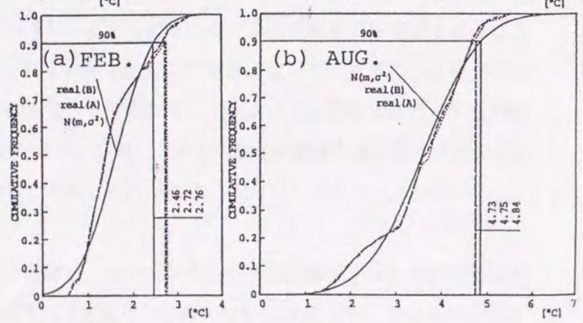


↑ 図3.75　直達日射量による室温日平均値の確率分布

→ 図3.76　散乱日射量による室温日平均値の確率分布

図中記号　N(m,σ²): 確率モデルに基づく分布
real(A): 差分解による基準分布





↑ 図3.77　直達日射量による室温日最高値の確率分布

→ 図3.78　散乱日射量による室温日最高値の確率分布

図中記号　N(m,σ²): 確率モデルに基づく分布
real(A): 差分解による基準分布
real(B): 差分解のフーリエ級数展開に基づく分布

3.2.4　標本分離に関する考察

独立変量としてより一般的なものは全天日射であり，その内訳として直達及び散乱を簡潔に表現できることが，いわゆる日射の直散分離法としても有用で望ましい。

また，日射データの確率モデル構成においても，全天日射のみを独立ランダム変量とする事ができて，“直達”及び“散乱”は従属関係で生成表現できるものとすれば，確率的表現は非常に単純なものとなる。

前出の検討の中では，全天日射の全体分布の２峰性に着目し，閾値を仮定して２群分離を行なった。しかしながら，精確には２つの分布が重畳されていると考えるべきであり，この分離について別方法を考察した。

２群の分離に関しては，外気温の情報が意味をもつと考え，外気温日較差を変量として導入し，標本を２変量標本として，最小２乗法及び多変量解析法を用いた。外気温日較差は，全天日射の反映として関連性を有していると考えられ，また，気象要素の全体モデルを考える上で，同時分布の構造を導入することは必要である。

使用した基礎データは，茨城県筑波におけるもので，1977～1986の10ヶ年分である。

(1)　標本の２群分離法AⅠ

ⅰ）日射量の分布性状

図3.79，図3.81，図3.82に，各日射量の５月分の分布を示す。“散乱”が正規型に近い単峰性の分布を示しているが，他は２峰性が認められる。特に“直達”では低域での度数突出が顕著である。

正規分布の仮定が無理なくできることが重要であり，それが満たされれば，正規型の理論を用いた簡潔な確率モデル表現が可能となる。“全天”及び“直達”は，１つの正規分布形のみを当てはめることが無理なことは明白である。２つの別個の正規分布形が重畳していると考えるのが自然である。

ⅱ）外気温日較差の分布性状

図3.80に，５月分の外気温日較差の分布を示す。日射量ほど顕著ではないものの，２群が内包されている可能性が見てとれる。

外気温情報として日較差を取り上げた理由は，それが外気温日変動の大きさを単純に表しているからであり，利用しやすいからである。ただし，日射入力に対する応答として外気温日変動を捉えるとき，より合理的には，トレンド等を除去した上で変動幅をデータ化すべきであろう。

ⅲ）１変量分布上の標本分類

非線形最小２乗法によって，全天日射及び外気温日較差の度数分布に対し，各２つの正規分布形を当てはめた。得られた結果を，図3.79，図3.80中に示す。元の度数分布形を良く近似できている。

当てはめを行った関数形は，次である。

$$f(x)=\frac{a}{\sqrt{2\pi}\sigma_I}\exp\left\{-(x-\mu_I)^2/2\sigma_I^2\right\}+\frac{(1-a)}{\sqrt{2\pi}\sigma_{II}}\exp\left\{-(x-\mu_{II})^2/2\sigma_{II}^2\right\} \qquad (3.19)$$

ここで，

μ_I, μ_{II}　：各群の平均値

σ_I, σ_{II}　：各群の標準偏差

a　：群の出現比率

上の５つのパラメータを非線形最小２乗法の計算により求めた。

iv）　全天日射量と外気温日較差の同時分布性状

図 3.83に，５月の散布図を示す。

相関係数は0.75程度であり，両者が無関係でないことが示されている。度数が集中するほど濃く表示する方法をとっているが，観察によって，２群の存在が想定し得る。図中には，２次元正規分布を仮定した場合の90％確率楕円 及びその主軸，即ち，多変量解析法における第１主成分を描いた。

日射大のとき較差大という関係が示されている。

v）　同時分布上の２群の分類

全天日射量，外気温日較差を２つの属性量とする標本の分布は，内訳として２群をもつと判断し，これを何らかの方法で分離したい。

最も単純には，今，全天日射量が主対象であるから，図 3.79の２つの分布は重なり部分を持っており，その部分の振り分けをより合理的に行いたい。そこで，次の手順で分離直線を構成してみた。

1) 全天日射量１変量分布（図 3.79）における正規近似の２つの分布の交点を求める．

2) 外気温日較差との２変量同時分布（図 3.83）における第１主成分上の上記交点全天日射量値に対応する点を見い出し，この点を通り第１主成分に直交する直線を求める。

こうして見い出した直線を分離のための境界として用いることで，１つの群判別法が構成できる。ここでは“主成分を用いた群判別法”と呼ぶことにする。図3.83中に，この分離直線を示す。（図中記号　2nd）

また，表3.36には，各月での全天日射量分布の交点座標値，第１主成分，分離直線を示す。

なお，上の第１主成分上の分点の外気温日較差座標値は，日較差１変量分布の近似正規分布交点座標軸と近い値であり，日較差分布の性状も考慮し得ていることがわかる。この分離直線は勾配を有しており，このことによって，前述の重なり部分の振り分けが行い得る。

次いで，もう１つ別の分離直線の構成を試みた。即ち，多変量解析法の判別分析により２群を分ける線形判別関数を見つけ，分離直線とした。

判別分析は，２群の統計情報が既知の場合に，標本の所属群を判別する関数を構成する手法であり，群の統計量が予め知り得なければならない。

従って，２群が埋没した合成成分からいきなり群を選別してその境界線を検出するものではなく，群情報を与え得ることが前提条件となる。

今の目的に関しては直接の効用はないが，この手法が“２群が等分散・共分散である”ことを仮定

としていることに注目して，手法を試みた。図3.79に示すように，単純な最小２乗法の適用結果では分散が等しくないものが検出されており，“主成分を用いた群判別法”ではこの差異をそのまま導入している。判別分析における線形判別関数とは，次である。

$$z = \left\{ \mathbf{x} - \left(\overline{\mathbf{x}}_{(1)} + \overline{\mathbf{x}}_{(2)} \right) / 2 \right\}' S^{-1} \left(\overline{\mathbf{x}}_{(1)} - \overline{\mathbf{x}}_{(2)} \right) - \log\left\{ (1-\pi)/\pi \right\} \tag{3.20}$$

ここで，

$\mathbf{x}$　：変量ベクトル

$\overline{\mathbf{x}}$　：平均ベクトル

π　：第Ⅰ群の出現比率

(1),(2)　：群別

Sは，２群の分散共分散行列S_1及びS_2をもとに，次でプールされた分散共分散行列である。

$$S = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} \left\{ (n_1 - 1) S_1 + (n_2 - 1) S_2 \right\} \tag{3.21}$$

ただし，n_1，n_2は，２群の標本数

群統計情報として，上で求めた群について統計量を算出し，これを条件として判別直線を求めた。５月についての結果を図 3.84に示すが，図 3.83における分離直線と大差ない結果であった。表 3.37に，他月の判別直線パラメータを示す。

(2)　分離法AⅠの判別群における日射量相関関係

i）　日射量間の相関係数

判別分析に基づく判別群における各日射量間の相関係数を表 3.38に，“主成分による判別”のそれを表 3.40に示す。両者は似かよった結果であった。

ii）　日射量推定回帰式

相関係数値をみると，第Ⅰ群では 全天：散乱 の値が大きく，第Ⅱ群では 全天：直達 の値が大きい。従って，この組合わせで，全天から散乱あるいは直達を回帰直線に基づいて求め，それぞれの場合の直達あるいは散乱は，全天からの差引で求める。表3.39に，判別分析に基づいた場合の回帰直線パラメータを示す。

iii）　推定度

上の式で推定した結果と原データ値の相関係数並びに決定係数を算出した。結果を表3.41，表3.42に示す。直達については非常に大きな値が得られている。得られた，直達及び散乱の推定値は，直達で90％以上を説明する能力があるという結果であった。散乱については確立した関係を見出せなかったが，直達の重要性からみると，全体的には良好な回帰関係が推定できたと考える。

分離法として特記すべき成果は得られなかったが，外気温を変量として組み込む試みは，気象データ確率モデル構成上の基礎的知見を積むうえで重要と考える。

表 3.35　各日射量及び外気温日較差の統計パラメーター値

月	N	全天日射量		直達日射量		散乱日射量		外気温日較差	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
1	310	95	31	62	35	33	11	130	35
2	280	117	47	73	49	44	17	123	39
3	310	131	64	72	59	60	22	115	44
4	300	155	76	79	70	75	26	114	43
5	310	181	78	91	72	90	29	108	42
6	300	154	76	60	63	94	31	81	36
7	310	161	68	64	59	97	27	79	28
8	310	163	61	74	57	89	25	84	29
9	300	119	59	49	53	71	25	77	31
10	310	107	49	56	50	51	19	102	39
11	300	84	38	46	39	38	14	114	41
12	310	82	29	51	32	30	10	130	34

N：サンプル数　Mean：平均　SD：標準偏差　単位：kcal/m²/h　　単位：0.1℃

表 3.36　全天日射＼外気温日較差分布における第１主成分とこれへの直交直線パラメーター

月	第１主成分		直交直線		交点全天日射量
	a	b	a	b	
1	1.17	18	-0.85	215	97
2	0.76	34	-1.31	252	105
3	0.61	35	-1.64	226	85
4	0.47	41	-2.12	559	200
5	0.46	25	-2.18	537	194
6	0.41	18	-2.45	270	88
7	0.35	23	-2.87	484	143
8	0.41	18	-2.47	503	168
9	0.45	23	-2.20	164	53
10	0.75	22	-1.34	163	67
11	1.11	21	-0.90	229	104
12	1.32	23	-0.76	209	89

y＝ａｘ＋ｂ　ｙ：外気温日較差　ｘ：全天日射量

表 3.37　判別関数パラメーター

月	判別直線	
	a	b
1	-1.38	239
2	-2.38	331
3	-2.43	329
4	-1.82	446
5	-3.44	710
6	-2.85	365
7	-4.23	676
8	-1.83	364
9	-1.27	127
10	-1.32	176
11	-0.74	199
12	-0.81	198

y＝ａｘ＋ｂ
ｙ：外気温日較差
ｘ：全天日射量

表 3.38　判別関数による判別群での相関係数値

月	N		第 I 群			第 II 群		
	I	II	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱
1	86	224	.844	.792	.340	.906	-.515	-.829
2	75	205	.719	.955	.479	.899	-.468	-.808
3	95	215	.740	.976	.578	.938	-.560	-.813
4	160	140	.855	.902	.548	.900	-.577	-.876
5	121	189	.775	.953	.546	.935	-.665	-.886
6	98	202	.490	.985	.331	.940	-.310	-.615
7	119	191	.724	.972	.544	.956	-.666	-.856
8	122	188	.814	.939	.565	.900	-.517	-.838
9	66	234	.431	.989	.291	.939	-.174	-.503
10	85	225	.660	.970	.457	.941	-.528	-.784
11	162	138	.880	.716	.299	.919	-.557	-.839
12	117	193	.897	.457	.016	.955	-.768	-.923

表 3.39　判別関数による判別群での回帰パラメーター

月	第 I 群 全天：散乱の回帰直線		第 II 群 全天：直達の回帰直線	
	a	b	a	b
1	.452	15.1	1.39	-74
2	.757	5.5	1.35	-94
3	.804	5.0	1.33	-124
4	.559	20.2	1.52	-196
5	.719	12.0	1.51	-216
6	.910	2.4	1.13	-137
7	.799	8.6	1.38	-186
8	.662	16.8	1.41	-179
9	.932	1.4	1.07	-90
10	.819	5.1	1.29	-93
11	.358	19.3	1.40	-82
12	.202	23.2	1.59	-87

y＝ａｘ＋ｂ　（ｘ：全天日射量）

表 3.40　主成分を用いた判別群での相関係数値

月	N		第 I 群			第 II 群		
	I	II	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱
1	117	193	.909	.307	-.117	.898	-.461	-.804
2	81	199	.762	.891	.384	.894	-.465	-.812
3	86	224	.740	.986	.619	.937	-.481	-.756
4	185	115	.895	.846	.518	.857	-.491	-.869
5	146	164	.821	.886	.462	.936	-.716	-.916
6	81	219	.220	.991	.087	.936	-.997	-.443
7	119	191	.724	.972	.544	.956	-.666	-.856
8	137	173	.836	.922	.558	.888	-.538	-.866
9	56	244	.286	.994	.183	.935	-.067	-.416
10	77	233	.601	.981	.435	.944	-.517	-.771
11	188	112	.895	.599	.179	.891	-.431	-.793
12	160	150	.929	.138	-.238	.946	-.764	-.932

表 3.41　直達日射：回帰式の推定度

月	判別関数による		主成分による	
	r	r²	r	r²
1	.973	.946	.962	.925
2	.968	.937	.966	.933
3	.974	.948	.970	.941
4	.977	.954	.973	.946
5	.979	.958	.977	.954
6	.964	.930	.957	.915
7	.978	.957	.978	.957
8	.965	.931	.965	.932
9	.953	.908	.948	.898
10	.966	.933	.965	.932
11	.965	.932	.959	.919
12	.971	.943	.962	.926

ｒ：相関係数　　ｒ²：決定係数

表 3.42　散乱日射：回帰式の推定度

月	判別関数による		主成分による	
	r	r²	r	r²
1	.682	.465	.503	.253
2	.681	.463	.661	.437
3	.798	.637	.768	.590
4	.820	.672	.782	.612
5	.856	.733	.841	.707
6	.847	.718	.811	.658
7	.895	.802	.895	.802
8	.796	.634	.798	.637
9	.758	.575	.728	.530
10	.719	.517	.712	.507
11	.682	.465	.605	.366
12	.655	.429	.500	.250

ｒ：相関係数　　ｒ²：決定係数

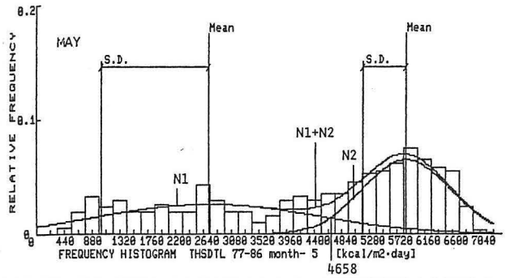


図 3.79　最小２乗法により分離抽出した２つの正規分布形（“全天”）

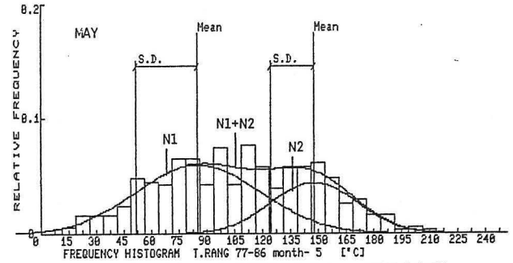


図 3.80　最小２乗法により分離抽出した２つの正規分布形（“外気温日較差”）

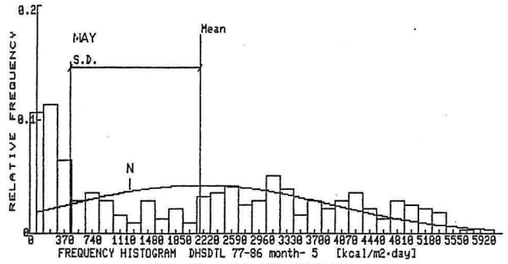


図 3.81　“直達”度数分布

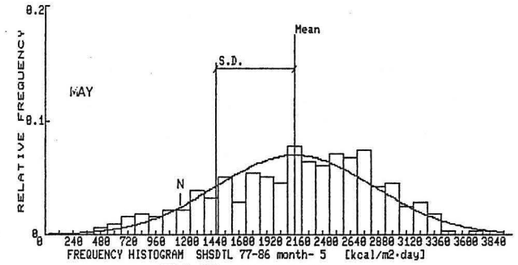


図 3.82　“散乱”度数分布

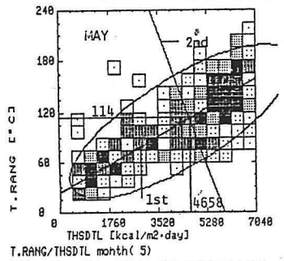


図 3.83　“全天”＼“外気温日較差”分布における第１主成分

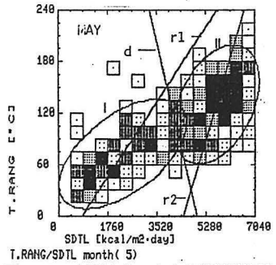


図 3.84　判別直線による２群判別結果

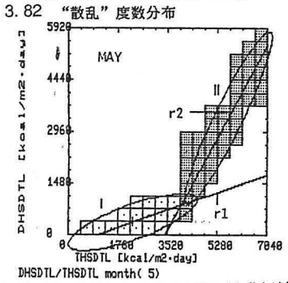


図 3.85　２群における“全天”対“直達”の散布状況

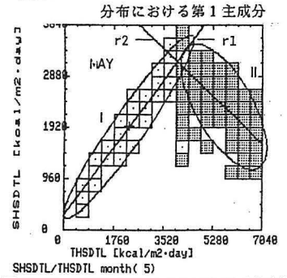


図 3.86　２群における“全天”対“散乱”の散布状況

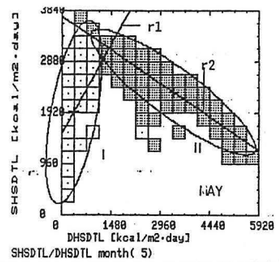


図 3.87　２群における“直達”対“散乱”の散布状況

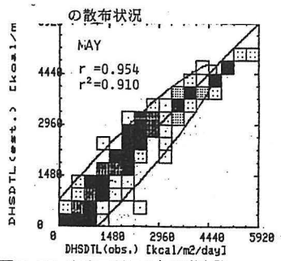


図 3.88　直達日射量：month(5)
測定値と推定値の対応

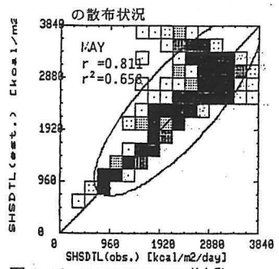


図 3.89　散乱日射量：month(5)
測定値と推定値の対応

(3)　標本の２群分離法AⅡ

気象の全体分布を，２群の合成として考える立場から，(1),(2)において，外気温日較差を変量に加えて，全天日射及び外気温日較差の２元分布を調べ，この分布上で標本の２群分離を試み，群内で全天日射と直達，散乱日射間に良好な線形回帰関係を見い出した。

本項では，２群分離の方法を更に考察し，日射間の関係を検討した。

全天日射及び外気温日較差を規準化して正規変量とし，２次元度数分布を調べた。

結果を図 3.90に示す。この分布上で２群を関数近似できれば，２分布合成形の気象確率モデルの１表現が得られるが，この表現のみでは，次段として日射間の関係を直接標本に基づいて検討することができない。２群の標本を特定する必要がある。

分属を判別する関数は多変量解析法によって求められる。等分散・共分散の仮定は，標本の２次元分布において，困難ではないと考えられるので，先ず，次の形の２次元確率密度関数を非線形最小２乗法によって見い出し た。

$$f(x_1,x_2)=\frac{a}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\times\right.$$

$$\left.\left\{\left(\frac{x_1-\mu_{1I}}{\sigma_1}\right)^2-2\rho\left(\frac{x_1-\mu_{1I}}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_{2I}}{\sigma_2}\right)+\left(\frac{x_2-\mu_{2I}}{\sigma_2}\right)^2\right\}\right]$$

$$+\frac{(1-a)}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\times\right.$$

$$\left.\left\{\left(\frac{x_1-\mu_{1II}}{\sigma_1}\right)^2-2\rho\left(\frac{x_1-\mu_{1II}}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_{2II}}{\sigma_2}\right)+\left(\frac{x_2-\mu_{2II}}{\sigma_2}\right)^2\right\}\right] \tag{3.22}$$

x_i　：確率変数

a　：群の出現比率

μ_I　：1群平均値

μ_{II}：2群平均値

σ_i　：標準偏差

ρ　：相関係数

これは，等分散・共分散の２つの２次元正規確率密度関数の合成形である。（図 3.90中に90％楕円で示す）

見い出された統計量に基づいて，多変量解析の判別分析法により判別直線を求めた（表 3.43，図 3.90中のｄ）。

直線の勾配は概して急であり，また，分布全体の重心近傍を通る傾向がある。

この結果より，より簡便な分離法として，全天日射のみの分布平均値を閾値として標本を群判別する方法が考えられる。

これらの直線あるいは閾値により分布平面は２つの領域に分割され，標本群を確定させることができる。

(4)　分離法AⅡの判別群における日射量相関関係

判別直線に基づく判別群の状況を図 3.91，3.92，3.93に示す。分離が都合よく行われている。

(3)の２つの分離法に基づく２群での各日射量間の相関係数値を表 3.44，3.46 に示す。

両者に大差はなく，いずれでも，第Ⅰ群では 全天：散乱 の値が大きく，第Ⅱ群では 全天：直達 の値が大きく現れている。

したがって，第Ⅰ群では 全天→散乱，第Ⅱ群では 全天→直達 を回帰直線で関係付け，他者を全天からの差引量で表す線形関係が統計的に認め得る。

２つの分離法での回帰直線パラメータを表 3.47，3.48に示す。

これらの単純線形関係によって，全天日射の確率分布を線形変換するだけで直ちに直達日射及び散乱日射の確率的表現が得られる。

また，この関係は，通常得やすい気象データである全天日射及び外気温日較差に基づく直達及び散乱日射推定法としても有効である。

２つの分離法に基づく推定の結果と原データ値の相関係数並びに決定係数を求めた。

結果を図 3.94，3.95 及び表 3.49，表 3.50に示す。

単純線形回帰は，直達日射において実分散の90％以上を説明でき，散乱日射については若干性能が劣るものの，日射間の確定的な関係づけとして有効なものと結論できる。

線形回帰式を抽出するための前段階となる標本分離法は，検討の結果，有効性において，方法の差がほとんど認められず，最も簡便な方法である全天日射平均値を閾値とする分離法で十分であることが判明した。

表3.43 判別直線パラメーター

月	a.勾配	b.切片
1	-0.203	549
2	-0.091	307
3	-0.128	422
4	0.730	-2355
5	0.536	-1890
6	0.134	-375
7	-0.174	629
8	0.889	-2679
9	-0.065	240
10	-0.757	1723
11	-0.284	549
12	-0.193	454

a.[0.℃]/[kcal/m²/day] b.[0.℃]

表3.44 各判別群での相関係数値 （判別関数による）

	N		第 I 群			第 II 群		
月	I	II	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱
1	90	220	0.841	0.754	0.279	0.891	-0.489	-0.832
2	74	206	0.711	0.953	0.466	0.902	-0.478	-0.811
3	97	213	0.743	0.964	0.537	0.938	-0.574	-0.822
4	127	173	0.806	0.958	0.603	0.938	-0.646	-0.871
5	105	205	0.760	0.968	0.572	0.948	-0.700	-0.892
6	129	171	0.751	0.967	0.558	0.949	-0.595	-0.818
7	108	202	0.701	0.971	0.510	0.958	-0.643	-0.835
8	84	226	0.777	0.972	0.607	0.928	-0.521	-0.802
9	127	173	0.767	0.985	0.644	0.943	-0.586	-0.822
10	110	200	0.706	0.963	0.489	0.939	-0.652	-0.873
11	99	201	0.705	0.958	0.472	0.939	-0.612	-0.847
12	91	219	0.838	0.868	0.457	0.957	-0.802	-0.940

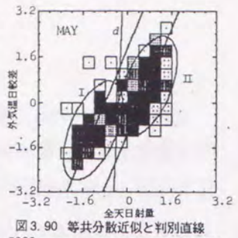


図3.90 等共分散近似と判別直線

表3.45 全天日射量の統計量

月	平均	標準偏差
1	2288	745
2	2819	1118
3	3147	1537
4	3712	1828
5	4341	1860
6	3695	1830
7	3862	1625
8	3921	1469
9	2864	1426
10	2558	1182
11	2020	916
12	1956	685

[kcal/m²/day]

表3.46 各判別群での相関係数値 （全天平均による）

	N		第 I 群			第 II 群		
月	I	II	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱	全天：直達	全天：散乱	直達：散乱
1	110	200	0.874	0.668	0.222	0.832	-0.296	-0.775
2	100	180	0.843	0.845	0.424	0.837	-0.342	-0.800
3	131	179	0.867	0.936	0.637	0.909	-0.577	-0.865
4	135	165	0.795	0.943	0.547	0.931	-0.640	-0.876
5	129	181	0.771	0.912	0.441	0.942	-0.722	-0.913
6	143	157	0.806	0.969	0.636	0.948	-0.646	-0.856
7	136	174	0.788	0.963	0.594	0.953	-0.694	-0.879
8	129	181	0.818	0.927	0.542	0.899	-0.565	-0.870
9	147	153	0.791	0.976	0.640	0.936	-0.617	-0.855
10	141	169	0.795	0.901	0.453	0.919	-0.632	-0.887
11	138	162	0.797	0.878	0.411	0.895	-0.548	-0.863
12	113	197	0.871	0.799	0.401	0.933	-0.749	-0.937

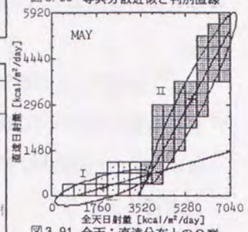


図3.91 全天：直達分布上の2群

表3.47 各判別群での回帰パラメータ（判別直線による）

	第 I 群 全天：散乱の回帰直線		第 II 群 全天：直達の回帰直線	
月	勾配	切片	勾配	切片
1	0.425	386	1.40	-1821
2	0.757	132	1.35	-2273
3	0.765	153	1.35	-3038
4	0.711	253	1.46	-4331
5	0.766	208	1.49	-5103
6	0.770	248	1.32	-4328
7	0.805	197	1.33	-4229
8	0.770	235	1.33	-3844
9	0.826	136	1.34	-3299
10	0.781	151	1.46	-2828
11	0.771	114	1.39	-1966
12	0.533	258	1.68	-2295

[kcal/m²/day]

表3.48 各判別群での回帰パラメータ（全天平均による）

	第 I 群 全天：散乱の回帰直線		第 II 群 全天：直達の回帰直線	
月	勾配	切片	勾配	切片
1	0.333	480	1.26	-1419
2	0.502	373	1.31	-2114
3	0.605	308	1.48	-3619
4	0.683	293	1.48	-4495
5	0.647	410	1.59	-5697
6	0.744	287	1.40	-4743
7	0.737	310	1.44	-4812
8	0.633	449	1.50	-4753
9	0.778	191	1.42	-3642
10	0.612	315	1.54	-3136
11	0.586	245	1.48	-2221
12	0.428	343	1.77	-2502

[kcal/m²/day]

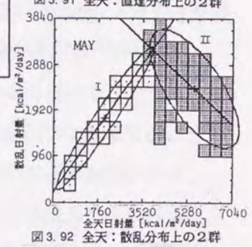


図3.92 全天：散乱分布上の2群

表3.49 回帰式の推定度（判別直線による）

	直達日射		散乱日射	
月	相関係数	決定係数	相関係数	決定係数
1	0.971	0.943	0.659	0.435
2	0.968	0.936	0.680	0.462
3	0.974	0.949	0.801	0.642
4	0.980	0.960	0.843	0.710
5	0.979	0.959	0.859	0.738
6	0.975	0.950	0.894	0.800
7	0.977	0.955	0.890	0.792
8	0.964	0.928	0.788	0.621
9	0.972	0.944	0.861	0.741
10	0.974	0.948	0.789	0.623
11	0.974	0.949	0.775	0.600
12	0.985	0.970	0.836	0.700

表3.50 回帰式の推定度（全天平均による）

	直達日射		散乱日射	
月	相関係数	決定係数	相関係数	決定係数
1	0.970	0.942	0.648	0.420
2	0.964	0.930	0.636	0.405
3	0.974	0.949	0.804	0.647
4	0.979	0.959	0.840	0.706
5	0.978	0.957	0.852	0.727
6	0.977	0.955	0.904	0.817
7	0.979	0.958	0.898	0.807
8	0.966	0.933	0.802	0.644
9	0.973	0.947	0.869	0.756
10	0.972	0.945	0.775	0.601
11	0.972	0.945	0.754	0.569
12	0.983	0.966	0.811	0.657

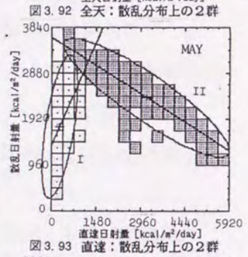


図3.93 直達：散乱分布上の2群

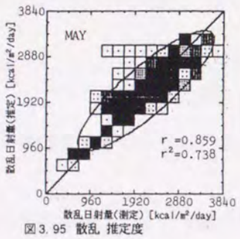


図3.95 散乱 推定度

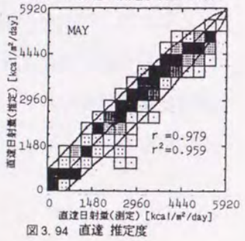


図3.94 直達 推定度

3.3 外気温と日射量の同時確率性状

外気温，日射量それぞれのフーリエ係数成分の確率性状について，前節までで種々の性質が明らかになった。特に，日射においては，強い線形関連度が多く見いだされており，従属関係として近似化し，モデルを簡略化する可能性が得られた。

日射は，地盤と近傍大気という熱システムに入力として作用し，外気温がその出力として形成されると考えるのは自然であり，日射−外気温関係を現象から探るのは意味がある。それが線形関係として抽出し得れば，気象データ全体モデル簡略表現への寄与は大きい。

本節では，日射−外気温の関連性状を他の気象要素を説明因子として導入し，単純線形式にまとめる可能性を探る。

3.3.1 外気温と日射量の相関関係

先ず，直接の関連性状を調べる。本項での日射量は全て，全天日射量である。

(1) 日周変動成分間の相関係数

東京の6年間（’62〜’67年）データに基づいて相関係数を求めた。結果を図3.96に示す。

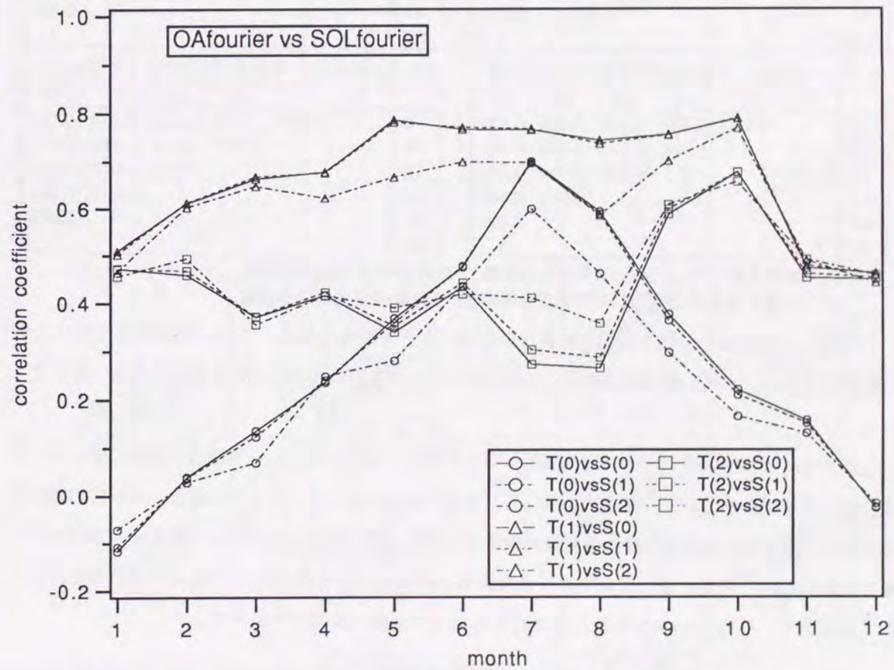


図3.96 外気温および日射量(全天)フーリエ級数成分振幅間の相関係数
（T(0):外気温日平均，T(1):外気温1日周期成分振幅，T(2):外気温1/2日周期成分振幅，S(0):日射量日平均，S(1):日射量1日周期成分振幅，S(2):日射量1/2日周期成分振幅）

外気温日平均対日射量各周期分，外気温１日周期成分対日射量各周期成分，外気温１/２日周期成分対日射量各周期成分の３組の相関係数は各組内では値がほぼ等しく，外気温日平均と日射量各周期成分との相関係数は季節的に見れば大きく変化する。

筑波1978年，東京1964年，大阪標準年（空気調和・衛生工学会標準気象データを便宜的に用いた）について，夏期（６月～９月），冬期（１～３月，12月）の相関係数の結果を表3.51～3.56に示す

表3.51 外気温・日射量相関係数（筑波夏期）

	T0	T1	T2	S0	S1	S2
T0	1	0.317	0.067	0.573	0.573	0.560
T1		1	0.385	0.727	0.739	0.681
T2			1	0.195	0.236	0.391
S0				1	0.996	0.855
S1					1	0.894
S2						1

表3.52 外気温・日射量相関係数（筑波冬期）

	T0	T1	T2	S0	S1	S2
T0	1	0.157	-0.082	0.190	0.175	0.109
T1		1	0.395	0.478	0.493	0.530
T2			1	0.249	0.273	0.363
S0				1	0.998	0.944
S1					1	0.962
S2						1

表3.53 外気温・日射量相関係数（東京夏期）

	T0	T1	T2	S0	S1	S2
T0	1	0.424	0.173	0.521	0.524	0.459
T1		1	0.506	0.740	0.742	0.656
T2			1	0.409	0.440	0.516
S0				1	0.994	0.853
S1					1	0.901
S2						1

表3.54 外気温・日射量相関係数（東京冬期）

	T0	T1	T2	S0	S1	S2
T0	1	0.290	0.172	0.167	0.152	0.092
T1		1	0.611	0.633	0.645	0.660
T2			1	0.413	0.430	0.477
S0				1	0.997	0.931
S1					1	0.954
S2						1

表3.55 外気温・日射量相関係数（大阪夏期）

	T0	T1	T2	S0	S1	S2
T0	1	-0.002	0.022	0.236	0.234	0.178
T1		1	0.394	0.776	0.783	0.701
T2			1	0.214	0.354	0.362
S0				1	0.995	0.858
S1					1	0.904
S2						1

表3.56 外気温・日射量相関係数（大阪冬期）

	T0	T1	T2	S0	S1	S2
T0	1	0.200	0.240	-0.075	-0.084	-0.096
T1		1	0.347	0.414	0.410	0.376
T2			1	0.070	0.082	0.124
S0				1	0.998	0.947
S1					1	0.965
S2						1

記号 T0:外気温日平均 T1:外気温1日周期成分振幅 T2:外気温1/2日周期成分振幅
S0:日射量日平均 S1:日射量1日周期成分振幅 S2:日射量1/2日周期成分振幅

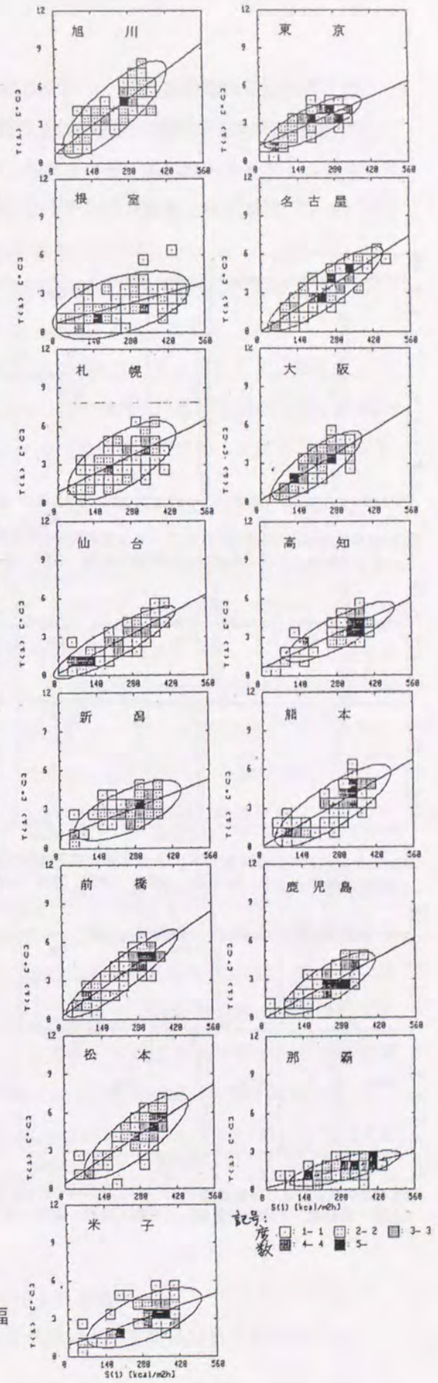
外気温１日周期成分振幅と全天日射量日平均値，１日周期成分振幅，１/２日周期成分振幅との間の相関係数値がいずれも相対的に大きく現われている。全体的に夏期の方が冬期よりも高い値がでている。

全国19地区の標準気象データ（空気調和・衛生工学会）を用いて，１日周期成分振幅に関して，相関係数，回帰係数を求めた。標本は夏期（７，８月）及び冬期（１，２月）である。19地区の相関係数及び外気温振幅の日射量振幅への回帰係数を表3.57に示す。相関係数について見ると，夏期はいずれの地区においても高い値となっており19地区間での平均は0.777である。冬期は大部分の地区において値は低く，平均は0.404である。図3.97に各地区の夏期の散布状態を示す。

外気温１日周期成分振幅と全天日射量各周期成分振幅は，夏期は一般に，線形関連度が強く現われているが，冬期については弱く，単一の回帰関係で両者を結びつけるのは無理である。

表3.57 各地の日射量（全天）対外気温
1日周期成分振幅の相関係数および回帰係数
（r:相関係数，m:回帰係数）

地名	summer		winter	
	r	m	r	m
旭川	0.815	0.0155	0.133	0.0047
根室	0.526	0.0053	0.088	0.0018
札幌	0.657	0.0099	0.273	0.0093
室蘭	0.706	0.0064	0.126	0.0015
秋田	0.828	0.0099	0.414	0.0108
仙台	0.888	0.0108	0.383	0.0083
新潟	0.676	0.0076	0.403	0.0092
前橋	0.904	0.0144	0.355	0.0068
松本	0.812	0.0137	0.419	0.0132
米子	0.665	0.0073	0.534	0.0138
東京	0.797	0.0092	0.661	0.0157
名古屋	0.881	0.0131	0.626	0.0152
大阪	0.815	0.0129	0.370	0.0109
広島	0.828	0.0109	0.338	0.0084
福岡	0.782	0.0074	0.662	0.0139
高知	0.828	0.0093	0.509	0.0108
熊本	0.816	0.0117	0.373	0.0095
鹿児島	0.777	0.0109	0.356	0.0089
那覇	0.758	0.0050	0.651	0.0077



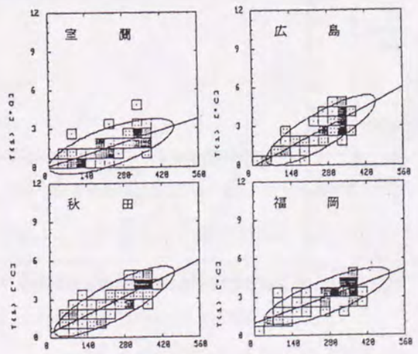


図3.97 各地の日射量（全天）対外気温１日周期成分振幅の散布図（横軸:日射量，縦軸:外気温）

(2)　周期成分の位相差

各周期成分位相を日射量と外気温とで比較してみると図3.98～3.100のようになる。又，時系列原データによって相互相関関数を求めると図3.101～3.103のようになる。位相の関係は夏・冬でほとんど差はなく，外気温は日射量に対して約２時間の遅れが生じることが示されている。

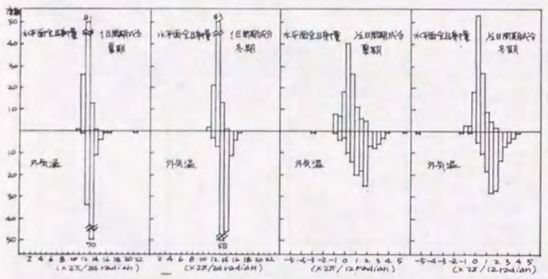


図3.98 外気温および日射量(全天)フーリエ級数成分位相度数分布（筑波）
（上段：日射量，下段：外気温）（横軸：時間，縦軸：度数（日））

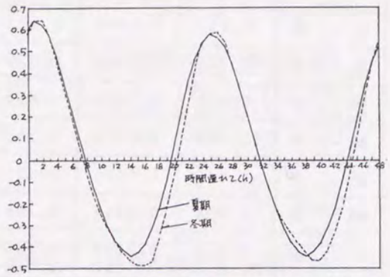


図 3.101 日射量に対する外気温の相互相関関数（筑波）

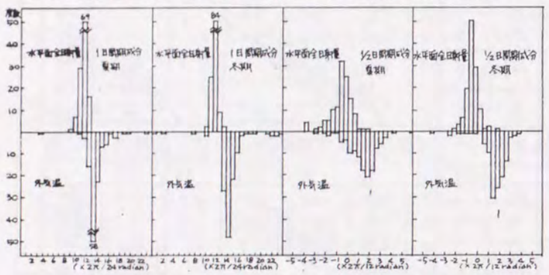


図3.99 外気温および日射量(全天)フーリエ級数成分位相度数分布（東京）
（上段：日射量，下段：外気温）（横軸：時間，縦軸：度数（日））

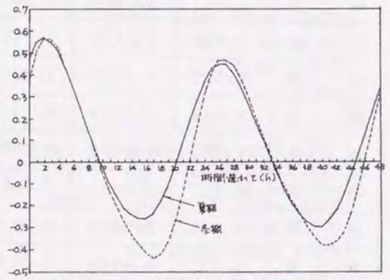


図 3.102 日射量に対する外気温の相互相関関数（東京）

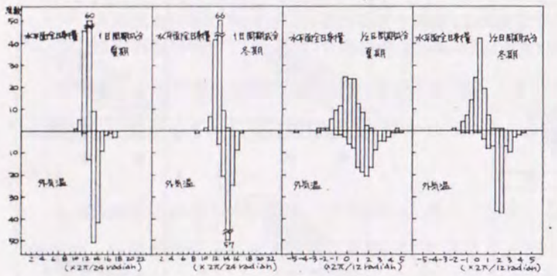


図3.100 外気温および日射量(全天)フーリエ級数成分位相度数分布（大阪）
（上段：日射量，下段：外気温）（横軸：時間，縦軸：度数（日））

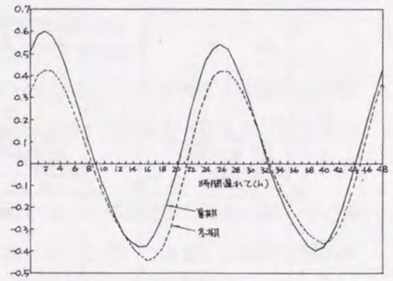


図 3.103 日射量に対する外気温の相互相関関数（大阪）

(3)　線形回帰を用いた外気温・日射モデルの予備的性能検証

外気温・日射モデルに両者の関係を線形関係として近似することの妥当性を探るため，基礎的検討として外気温による水平面全日射量の推定を試みる。

水平面全日射量は平均＋１日周期＋1/2日周期の調和級数で十分表現でき，したがって，その平均，１日周期振幅，1/2日周期振幅の推定度を試すことが本節の目的である。

方法は，１年間の外気温及び水平面全日射量データの日別の調和分析結果に基づく外気温及び水平面全日射量の個々及び相互の各周期振幅間の相関関係を用いた推定方法である。

この推定方法によって，期間における貫流熱量の平均日変動を算定できる水平面全日射量１日分データを作成し，水平面全日射量原データに基づいて差分法で求めた貫流熱量時刻別平均値を調和分析したものと，推定水平面全日射量１日分データに基づいて周波数応答法で求めた貫流熱量を比較することによって推定方法の有効性を検討した。

i）　水平面全日射量及び外気温の各周期振幅間の相関関係

１年間（東京，1964年）の水平面全日射量及び外気温データに基づいて，調和分析を日別に，基本周期を１日として６～９月の４ヶ月（夏期）及び，１～３，12月の４ヶ月（冬期）について行なった。図 3.104，図 3.105に期間の平均水平面全日射量日変動の調和分析結果を示す。

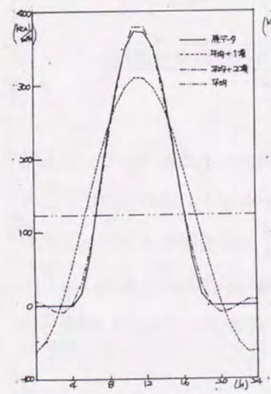


図3.104 全天日射量の調和分析(夏期)

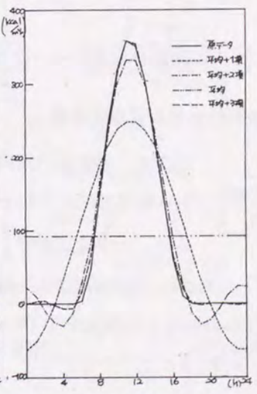


図3.105 全天日射量の調和分析(冬期)

日照時間内の誤差（誤差の絶対値の積算値）は，平均＋調和級数２項で表現した場合，夏期で4%，冬期で10%であり，1/2日周期までの調和級数表現で十分と考える。

平均，１日周期振幅，1/2日周期振幅についての外気温，水平面全日射量個々及び相互の相関係数を表 3.58，表 3.59に示す。水平面全日射量内部の相関はいずれも強く，外気温と水平面全日射量の相関では１日周期振幅の相関が比較的強い。

水平面全日射量の１日周期振幅と平均及び1/2日周期振幅の関係を図 3.106～図 3.111に２次元度数分布で示す。図中＊印は縦軸各刻み毎の横軸変量の分布の平均を示し，これに最小２乗法で直線を当てはめたものが図中に示す直線である。

ii）　水平面全日射量１日分データの作成

期間における貫流熱量の平均日変動を算定できる水平面全日射量１日分データを作成する。

図 3.106～図 3.111の相関関係を用いて，図 3.112に示す手順で水平面全日射量を推定する。

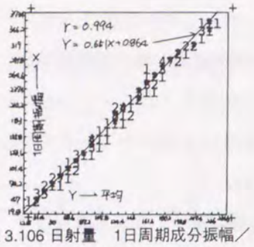


図 3.106 日射量　1日周期成分振幅／日平均2次元度数分布(東京夏期)

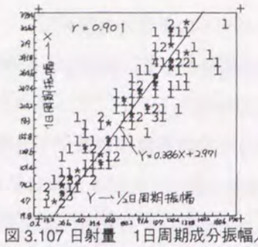


図 3.107 日射量　1日周期成分振幅／1/2日周期成分振幅2次元度数分布(東京夏期)

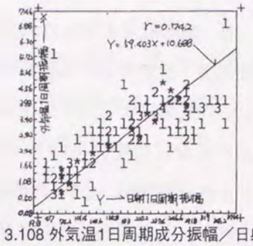


図 3.108 外気温1日周期成分振幅／日射量1日周期成分振幅2次元度数分布(東京夏期)

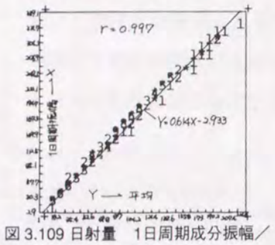


図 3.109 日射量　1日周期成分振幅／日平均2次元度数分布(東京冬期)

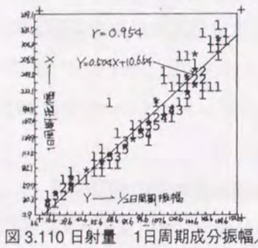


図 3.110 日射量　1日周期成分振幅／1/2日周期成分振幅2次元度数分布(東京冬期)

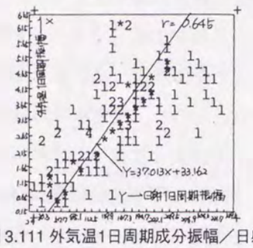


図 3.111 外気温1日周期成分振幅／日射量1日周期成分振幅2次元度数分布(東京冬期)

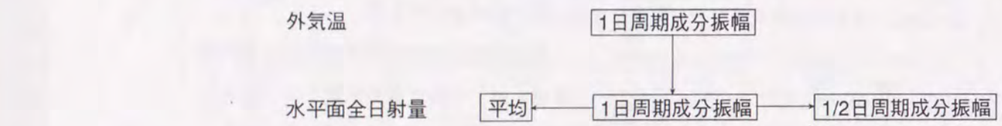


図3.112　水平面全日射量推定手順

表 3.60 外気温1日周期成分振幅の平均

TA-S(夏期)	TB-S(夏期)	TA-W(冬期)	TB-W(冬期)
2.920	2.697	3.192	2.922

(S:夏期，W:冬期)

先ず，外気温の期間データに基づいて，外気温1日周期振幅の平均を求める。求め方には2通りある。一つは日別の1日周期振幅を平均して求める方法（この方法による場合を添字Aで示す），もう一つは時刻別に外気温の平均値を求め，これを調和分析して1日周期振幅を求める方法（この方法による場合を添字B で示す）である。両方法によって求めた外気温1日周期振幅を表3.60に示す。

図3.112に示す手順で図 3.106～図 3.111中の直線式を用い，$T_{A\text{-}S}$，$T_{B\text{-}S}$，$T_{A\text{-}W}$，$T_{B\text{-}W}$に基づいて水平面全日射量の平均及び周期振幅を求める。周期成分の位相に関しては，真太陽時で，1日周期成分が12時間，1/2日周期成分が0時間の位相をもつものとする。中央標準時で表すために，東京の経度による時差0.32時間の補正を行う。以上のようにして求めた水平面全日射量データを次に示す。

$$S_{A\text{-}S} = 120.8 + 184.2\cos(0.262t - 3.058) + 74.0\cos(0.524t + 0.166) \quad (3.23)$$

$$S_{B\text{-}S} = 112.2 + 170.9\cos(0.262t - 3.058) + 68.9\cos(0.524t + 0.166) \quad (3.24)$$

$$S_{A\text{-}W} = 89.9 + 151.3\cos(0.262t - 3.058) + 86.9\cos(0.524t + 0.166) \quad (3.25)$$

$$S_{B\text{-}W} = 83.8 + 141.3\cos(0.262t - 3.058) + 81.9\cos(0.524t + 0.166) \quad (3.26)$$

iii）壁体貫流熱量に基づく水平面全日射量1日分データの比較

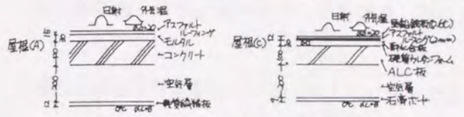


図 3.113 屋根・天井計算モデル

図 3.113に示す屋根・天井について，期間の水平面全日射量原データに基づき，差分法によって貫流熱量を計算し，時刻別の平均を求めこれを1/2日周期成分まで調和分析したものを基準とする。

ii)で求めた推定データに基づいて周波数応答法により貫流熱量を求め，基準との誤差（絶対値の日積算値）の比率を求めた。（表 3.61）

表 3.61 計算熱流の誤差

	SA-Sに基づく熱流の誤差	SB-Sに基づく熱流の誤差	SA-Wに基づく熱流の誤差	SB-Wに基づく熱流の誤差
屋根(A)	2.5%	9.5%	2.7%	9.2%
屋根(B)	3.6%	9.3%	4.3%	9.5%

外気温1日周期振幅の平均を時刻別の平均値の調和分析に基づいて求めた場合，誤差が大きくなっている。屋根(A)，屋根(B)のような熱容量を比較的多く持った壁体においては，冬期の日照時間外におけるような日射量の周期の短い誤差を消す傾向がある。

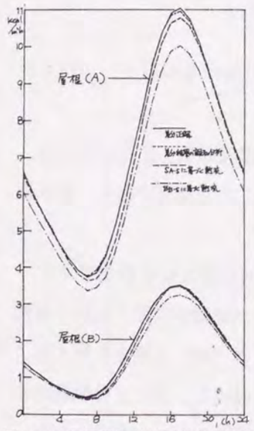


図 3.114 屋根貫流熱流計算値(夏期)

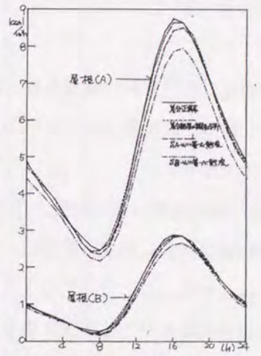


図 3.115 屋根貫流熱流計算値(冬期)

外気温による水平面全日射量の推定を試みた。1地域の1年間のデータではあるがこれに基づく相関関係を用いた推定方法により水平面全日射量1日分データを作成し，2種類の壁体について貫流熱量を計算し，これと原データによる計算値との比較の結果，9.5%以内の近似度を示した。

表 3.58 外気温および日射量フーリエ級数成分振幅間の相関行列(東京夏期)

	T(0)	T(1)	T(2)	S(0)	S(1)	S(2)
T(0)	1	0.424	0.173	0.521	0.524	0.459
T(1)		1	0.506	0.740	0.742	0.656
T(2)			1	0.409	0.440	0.516
S(0)				1	0.994	0.853
S(1)					1	0.901
S(2)						1

表 3.59 外気温および日射量フーリエ級数成分振幅間の相関行列(東京冬期)

	T(0)	T(1)	T(2)	S(0)	S(1)	S(2)
T(0)	1	0.290	0.172	0.167	0.152	0.092
T(1)		1	0.611	0.633	0.645	0.660
T(2)			1	0.413	0.430	0.477
S(0)				1	0.997	0.931
S(1)					1	0.954
S(2)						1

(T(0):外気温日平均，T(1):外気温1日周期成分振幅，T(2):外気温1/2日周期成分振幅，
S(0):日射量日平均，S(1):日射量1日周期成分振幅，S(2):日射量1/2日周期成分振幅)

3.3.2　絶対湿度および長波長放射量の外気温・日射量関係への関与

一般的には，外気温の時間変動と日射のそれとは対応があると考えられるが，前出の検討によって，夏期については両者に線形関係が認められるものの，冬期については不確定という観察結果であった。

本項では，他気象要素の一般的相互関連について観察を行ない，外気温・日射量関係に係わる要因について知見を得ることを目的とする。

ここでは，基礎的に，日平均値の変化性状＝日周よりも長い周期の成分の変動性状も含めて，変動の大きさの相互関連性を相関係数分析に基づいてできるだけ多項目について明らかにする。

関連気象要素としては，絶対湿度及び長波放射関係の要素を取り上げており，候補として挙げ得て，データ入手可能な気象要素を網羅的に検討対象とした。

単純な線形従属関係が成立しておれば，同時気象データは簡略表現が可能であり，また，未知データの推定法にも応用し得る。

(1)　検討対象の設定

使用した気象データは茨城県筑波郡高層気象台（30°03'N，140°08'E）におけるもので，1978年及び1982年の２年分である。

考察対象とした気象要素は，外気温，絶対湿度，全天日射，直達日射，散乱日射，地面反射日射，下向長波放射，夜間放射，長波放射収支量（日射及び放射量は全て水平面）の９要素である。各気象要素日平均値の年間変動を図3.116に示す。（1978年）

全要素とも年周傾向を示しており，外気温，絶対湿度，散乱日射，下向長波放射に顕著である。

表 3.62 晴れ数

月	A	B	C	D
1	116	23	44	42
2	151	30	38	38
3	188	38	45	45
4	235	47	32	31
5	224	45	41	39
6	223	45	38	31
7	214	43	43	36
8	198	40	48	48
9	202	40	23	23
10	158	32	35	35
11	118	24	36	36
12	96	19	41	40

A:月最大値(kcal/m2h) B:晴れ数(日)
C:Aの20%値 D:採用数(日)

種々の時間変動性状に関する検討は，変動幅が明瞭に表れる晴天の場合を対象とする。ここでは次のように“晴”の規定を行った。月毎に，直達日射量日平均値の最大値を検出し，これを最快晴時値と見なし，この値の20%値以上を“晴”と判別し，対象日とした。具体値を表3.62に示す。

気象要素の変動性を表現する指標として，日平均値，日勾配及び１日周期成分振幅をとり上げた。１日周期成分振幅は日毎のフーリエ級数展開によって得たものであり，日周範囲の周期適変動成分を代表するものである。

(2)　変動性状の検討

i）　外気温，絶対湿度，下向長波放射の関係

図3.117は時刻変動の例である。絶対湿度及び下向長波放射は，日内で周期的変動性を示さない。他の要素は日周変動性を有しており，図3.116を参照して理解されるように，放射関係要素は全て１

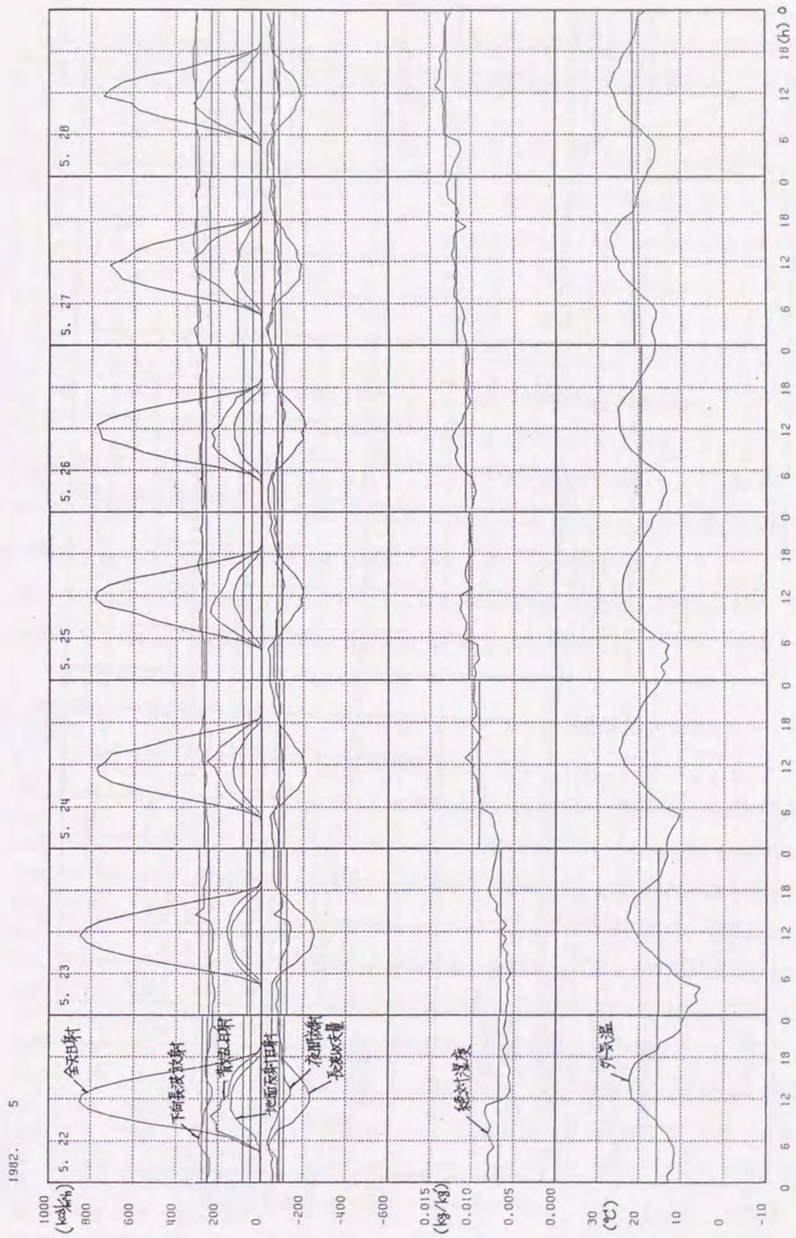


図3.117　気象要素の時刻変動（1982年5月）

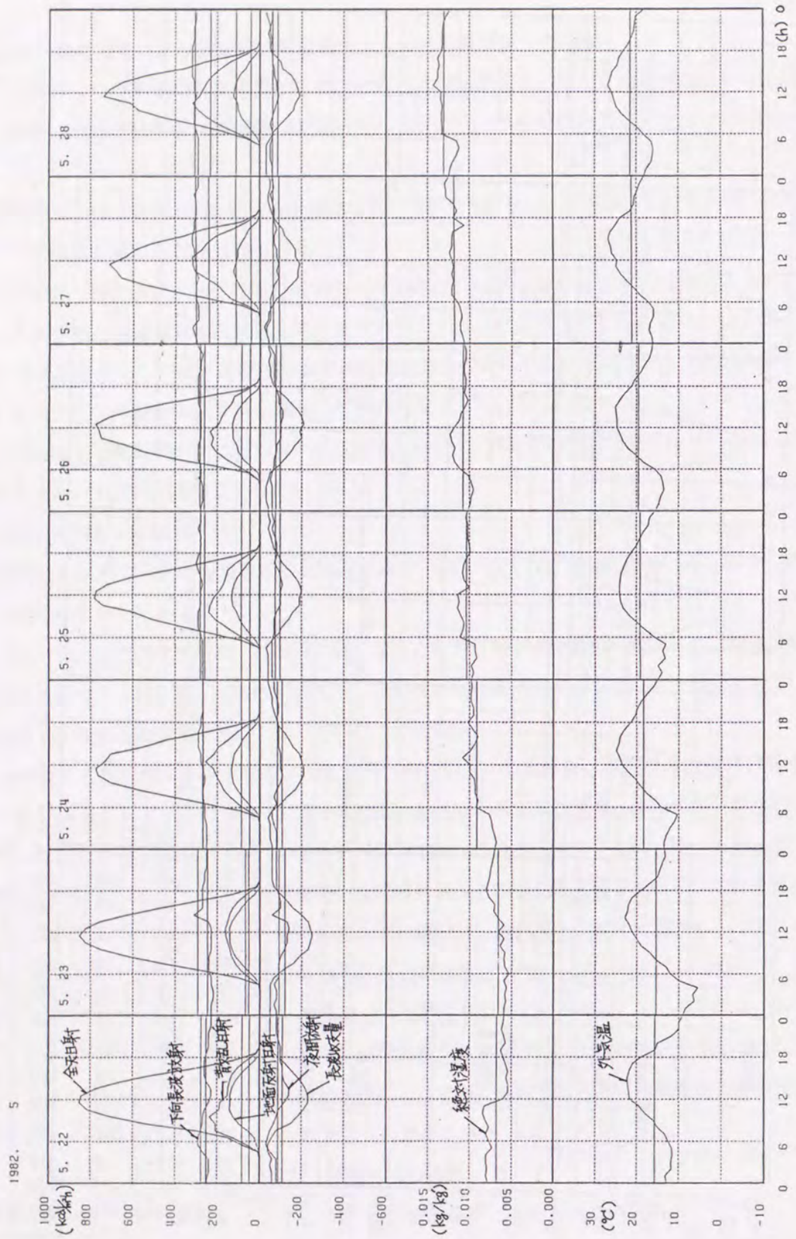


図3.117 気象要素の時刻変動（1982年5月）

表 3.63 気象変数間の相関係数

月	A:B	A:C	B:C	D:E	D:F	E:F
1	0.73	0.60	0.91	0.59	0.66	0.83
2	0.81	0.83	0.90	0.62	0.56	0.78
3	0.77	0.46	0.77	0.65	0.60	0.66
4	0.79	0.70	0.85	0.79	0.80	0.81
5	0.95	0.83	0.82	0.80	0.70	0.69
6	0.86	0.70	0.80	0.80	0.24	0.40
7	0.75	0.85	0.84	0.83	0.62	0.70
8	0.30	0.65	0.43	0.70	0.38	0.23
9	0.76	0.57	0.62	0.79	0.75	0.62
10	0.92	0.86	0.91	0.75	0.74	0.77
11	0.87	0.83	0.95	0.71	0.75	0.78
12	0.87	0.80	0.91	0.77	0.84	0.70
平均	0.78	0.72	0.81	0.73	0.64	0.66

A:外気温日平均(℃) B:絶対湿度日平均(kg/kg')
C:下向長波放射日平均(kcal/m2h) D:外気温勾配(℃/h)
E:絶対湿度勾配((kg/kg')/h) F:下向長波放射勾配((kcal/m2h)/h)

日周期成分振幅が１年周期成分振幅よりも大もしくは同等である。外気温については年周の方が大である。

１日よりも長い周期の成分の傾向を見ると，外気温，絶対湿度，下向長波放射が良く対応した変動性状を示している。即ち，移動平均的に見るとき，上昇，下降の出現が符合している。この３者について，長周期成分の性状を表現するものとして日平均値並びに0h－24hを結ぶ直線勾配を採用し，相互の関連性を相関係数によって検討した。各相関係数を表 3.63に示す。

日平均値間，勾配間でともに相当高い値が得られており，外気温の日平均値及び0h－24h直線勾配の情報に基づいて他の要素指標値を従属的に決定し得る可能性がある。

絶対湿度及び下向長波放射は前述の如く日内での周期変動成分をほとんど持たないので勾配をもつ直線が即ち１日の各時刻値を近似的に表現し得るものと考える。

ii） 放射量間の関係

表 3.64 放射量 日平均対1日周期成分振幅相関係数

月	A:B	C:D	E:F	G:H	I:J
1	1.00	1.00	1.00	1.00	0.67
2	1.00	1.00	0.99	0.99	0.32
3	1.00	0.99	1.00	1.00	-0.15
4	1.00	1.00	0.99	0.99	-0.10
5	0.99	0.99	0.98	0.98	-0.25
6	0.99	0.99	0.99	0.98	-0.29
7	0.99	0.99	0.98	0.99	-0.10
8	0.99	0.99	0.99	0.98	-0.21
9	1.00	0.99	0.99	0.99	-0.48
10	1.00	1.00	1.00	0.99	0.39
11	1.00	1.00	1.00	1.00	0.15
12	1.00	1.00	1.00	1.00	-0.01
平均	1.00	1.00	0.99	0.99	-0.01

直達日射量　A:日平均，B:1日周期成分振幅
散乱日射量　C:日平均，D:1日周期成分振幅
全天日射量　E:日平均，F:1日周期成分振幅
地面反射日射量　G:日平均，H:1日周期成分振幅
夜間放射量　I:日平均，J:1日周期成分振幅

放射量要素について，日周変動性の認められるものについて，変動傾向を検討した。

表3.64に各要素の日平均値と１日周期成分振幅の相関係数を求めたものを示す。前でも示した如く，短波放射に関しては極めて高い値が得られている。従って，短波放射に関しては，日平均値さえ与えられれば，回帰関係に基づいて時刻値の生成は容易に成され得る。夜間放射に関しては相関度が低い。

放射量相互の関係を日平均値間の相関係数によって検討した。表3.65に相関係数値を示す。短波放射については，全体的には高く，今回設定した“晴”天候下では単純な線形従属関係を想定し得る。“全天日射：地面反射日射”は積雪のある１，２月を除いて非常に値が高い。これは，アルベドが月毎では非常に安定していたためである。（14～23）

“短波放射：夜間放射”についても全体的には相当高い値が得られている。このことは，夜間放射日平均値に基づいて短波放射が単純に推定できる可能性のあることを示している。

“長波収支量”は当該観測地点での地表面温度状態に基づいているが，地表面温を外気温とした場

合の“夜間放射E”と高い相関性が認められる。実測“長波収支量”は局地的過ぎるので，より一般的な長波収支気象要素として“夜間放射”が適当と考える。

表 3.65 放射量日平均値間の相関係数

月	A:B	A:C	B:C	C:D	A:E	B:E	C:E	E:F
1	-0.89	0.93	-0.66	0.21	-0.66	-0.45	-0.72	0.90
2	-0.85	0.92	-0.58	0.69	-0.74	-0.80	-0.56	0.90
3	-0.76	0.95	-0.52	0.98	-0.94	-0.68	-0.91	0.95
4	-0.89	0.93	-0.66	0.91	-0.73	-0.63	-0.70	0.95
5	-0.90	0.95	-0.72	0.91	-0.61	-0.51	-0.60	0.94
6	-0.72	0.92	-0.39	0.96	-0.70	-0.41	-0.70	0.91
7	-0.90	0.95	-0.73	0.96	-0.33	-0.34	-0.28	0.85
8	-0.82	0.91	-0.52	0.94	-0.69	-0.48	-0.69	0.88
9	-0.87	0.95	-0.67	0.94	-0.87	-0.71	-0.86	0.96
10	-0.84	0.92	-0.56	0.94	-0.85	-0.77	-0.74	0.93
11	-0.82	0.91	-0.52	0.97	-0.81	-0.78	-0.66	0.97
12	-0.83	0.92	-0.54	0.95	-0.88	-0.78	-0.77	0.93
平均	-0.84	0.93	-0.59	0.86	-0.73	-0.61	-0.68	0.92

A:直達日射量　B:散乱日射量　C:全天日射量
D:地面反射日射量　E:夜間放射量　F:長波収支量

表 3.66 気象要素日平均値間の相関係数

月	A:B	C:B	D:B
1	0.21	0.74	0.91
2	0.57	0.79	0.93
3	-0.11	0.38	0.83
4	0.16	0.54	0.81
5	0.51	0.54	0.90
6	0.21	0.46	0.84
7	0.36	0.63	0.80
8	0.08	0.35	0.81
9	-0.07	0.19	0.78
10	0.50	0.66	0.87
11	0.50	0.79	0.90
12	0.34	0.62	0.84
平均	0.27	0.56	0.85

A:外気温　B:夜間放射量
C:絶対湿度　D:下向長波放射量

iii） 夜間放射と他の気象要素の関係

夜間放射と外気温，絶対湿度及び下向長波放射の間の関連性を日平均値の相関係数によって検討した。表 3.66に相関係数値を示す。“夜間放射：下向長波放射”の場合の値は高い。従って，下向長波放射日平均値が与えられれば夜間放射日平均値を推定することが可能である。“絶対湿度：夜間放射”の相関係数値は秋季，冬期に比較的高い。

iv） 日射と外気温の関係

表 3.67 気象要素1日周期成分振幅間の相関係数

月	A:B	A:C	A:D	E:B	E:C	E:D
1	0.43	-0.42	0.38	0.50	-0.52	0.41
2	0.02	-0.04	-0.01	0.17	-0.21	0.12
3	0.51	-0.28	0.56	0.55	-0.33	0.59
4	0.46	-0.49	0.38	0.52	-0.57	0.42
5	0.24	-0.26	0.21	0.31	-0.34	0.26
6	0.39	-0.08	0.52	0.37	-0.09	0.49
7	0.46	-0.39	0.48	0.54	-0.48	0.53
8	0.44	-0.28	0.47	0.42	-0.27	0.45
9	0.36	-0.39	0.30	0.47	-0.49	0.39
10	0.54	-0.66	0.36	0.69	-0.79	0.49
11	0.53	-0.45	0.50	0.62	-0.59	0.53
12	0.14	-0.09	0.15	0.21	-0.18	0.20
平均	0.38	-0.32	0.36	0.45	-0.41	0.41

A:外気温(A振幅)　B:直達日射量　C:散乱日射量
D:全天日射量　E:外気温(B振幅)

各日射と外気温の関連性をその日周変動性において調べるため，1日周期成分振幅の相関係数を求めた。値を表 3.67に示す。今回のデータ2年分だと，月別では，前出の結果よりも低い値となり，単純に線形従属的に一方から他方を推定する方式は無理であると思われる。

ただし，ここで用いた外気温1日周期成分振幅は日毎に時系列値をそのまま調和分析して得たものである。（A振幅と呼称する。）

外気温の時間変動にはｉ)で検討した長周期の変動成分が存在しており，日毎の周期的変動状態仮定は近似である。外気温の日周変動成分の表現としては長周期分を除いたものの方がより合理的と考えられる。そこで既出の如く，0h

−24h直線の勾配をもち正午に日平均値をとる直線を当該日の長周期成分表現とし，この直線からの“逸れ”について調和分析を適用して得られた1日周期成分振幅（B振幅と呼称する。）について上と同様の相関係数分析を行った。相関係数値を表 3.67中に示す。若干の改良が得られている。

勾配直線様の長周期変動の認められる日について，外気温は，勾配直線とこれからの“逸れ”分のフーリエ級数の和として次式で表現される。

$$\theta(t) = a_0 + mt + a_1 \cos\omega t + b_1 \sin\omega t \tag{3.27}$$

ただし，

$\omega = 2\pi / \mathrm{T}$：角速度

T：周期(=24hour)

ここで，(3.27)式を改めてフーリエ級数展開したものは次で示される。

$$\theta'(t) = a_0 + a_1 \cos\omega t + b_1' \sin\omega t$$

$$= a_0 + a_1 \cos\omega t + (b_1 - 2m/\omega)\sin\omega t \tag{3.28}$$

上式が，原時系列値をそのままフーリエ級数展開したものと対応する。

(3.27)式と(3.28)式の周期成分の振幅は，それぞれ$\sqrt{a_1^2 + b_1^2}, \sqrt{a_1^2 + b_1'^2} = \sqrt{a_1^2 + (b_1 - 2m/\omega)^2}$である。

$|b_1|$と$|b_1 - 2m/\omega|$の大小関係に基づいて，両振幅には大小関係が生ずる。外気温の日変動の位相は午後にずれているのでb_1は一般に負値をとり，

$0 < m$或いは$m < \omega b_1$のとき$\sqrt{a_1^2 + b_1^2} < \sqrt{a_1^2 + b_1'^2}$

$\omega b_1 < m < 0$のとき$\sqrt{a_1^2 + b_1^2} > \sqrt{a_1^2 + b_1'^2}$

となる。大小関係はb_1にも依存するが，ここで，勾配mと$\left(\sqrt{a_1^2 + b_1'^2} - \sqrt{a_1^2 + b_1^2}\right)$の相関係数を2年分のデータに基づき求めてみた。値は0.75と，かなり大きなものが得られた。

(3.28)式における日周成分振幅$\sqrt{a_1^2 + b_1'^2}$は，外気温日較差と非常に強い相関関係がある。日較差に基づく推定は可能である。一方，勾配と振幅差も上述の如くかなり強い相関性を示しており，勾配から振幅差の推定も可能と考えられる。

以上の知見を用いれば，外気温のより少ない情報から(3.27)式中の振幅＝B振幅を知ることができる。

v） 外気温：日射 の振幅比と他気象要素の関係

iv)の検討によって，日射と外気温の1日周期成分振幅の直接の線形関連性は弱いという結果が得られたが，両者を入出力関係として捉える考え方は自然であり，変換システムが単純な定係数系的なものではないのかもしれない。そこで，この入出力比が別のパラメータ，即ち，夜間放射或いは下向長波放射或いは絶対湿度の日平均値にどう依存しているかを調べるため，相関係数を求めた。但し，

表 3.68 日射量／外気温 1日周期成分振幅比と気象要素日平均値の相関係数

月	A:B	A:C	A:D	E:B	E:C	E:D	F:D	F:C	F:D
1	-0.41	-0.41	-0.42	0.45	0.33	0.16	0.02	-0.05	-0.17
2	-0.63	-0.52	-0.42	0.52	0.53	0.39	-0.36	-0.26	-0.22
3	-0.41	-0.37	-0.26	0.78	0.67	0.21	0.19	0.15	-0.06
4	-0.09	-0.07	0.01	0.55	0.49	0.35	0.27	0.25	0.23
5	-0.22	-0.28	-0.26	0.47	0.45	0.37	0.09	0.03	0.01
6	-0.07	0.23	0.48	0.68	0.68	0.53	0.32	0.56	0.67
7	-0.16	-0.09	-0.31	0.40	-0.09	0.09	0.21	-0.13	-0.19
8	-0.18	-0.03	0.31	0.60	0.45	0.47	0.28	0.28	0.51
9	-0.69	-0.39	0.20	0.66	0.31	0.08	-0.16	-0.14	0.26
10	-0.60	-0.44	-0.33	0.64	0.66	0.51	0.05	0.19	0.16
11	-0.54	-0.29	-0.18	0.76	0.78	0.69	0.20	0.41	0.43
12	-0.67	-0.55	-0.45	0.65	0.60	0.52	-0.28	-0.19	-0.14
平均	-0.39	-0.27	-0.14	0.60	0.49	0.36	0.07	0.09	0.12

A:直達日射量／外気温 振幅比　B:夜間放射量日平均　C:下向長波放射量日平均
D:絶対湿度日平均　E:散乱日射量／外気温 振幅比　F:全天日射量／外気温 振幅比

入出力の要素対応を逆にして，日射／外気温の比を用いている。相関係数値を表 3.68 に示す。“（散乱日射／外気温）：夜間放射”の場合が一番大きな値を示す。外気温振幅としてＢ振幅を採用した場合はもう少し改善される。

しかしながら，線形関連性としてはそれほど強固なものとは認められない。

外気温の情報に基づいて日射を推定する場合は，ⅱ)，ⅲ)で得た知見に依るのが有効と思われるが，逆のケースが生じた時，日射情報に基づいて外気温の日周変動性状，例えば，外気温日較差を予測するような場合には，ここで抽出された線形関連性を用いることが有効となり得る。

気象要素の変動性状を日平均値，日勾配，１日周期成分振幅で代表し，相互にどの程度線形関連度を認め得るかを，相関係数値に基づいて検討した。

外気温と日射の関係付けには夜間放射が最も有効であった。

また，日射そのものと夜間輻射も，日平均値において相関性が強く現れた。夜間放射はそれ自体入力要素として重要であり，かつ，他気象要素間の関係を説明するパラメータとして重要と思われる。

(3) 外気温及び夜間放射に基づく日射量推定

熱的に主要な要素である外気温と日射量について，その日変動成分の相互関係は夜間放射によって説明できる可能性の有ることを上に示した。ここでは，回帰分析に基づき，夜間放射量日平均値をパラメータとして外気温日周変動から日射量（ここでは散乱日射量）を推定する方法を試みた。

とり上げる変量の形は，夜間放射量は日平均値，外気温および散乱日射量は日毎のフーリエ級数展開に基づく１日周期成分振幅である。外気温については，0ｈ－24ｈ直線からの“逸れ”分の振幅を用いる。

方法は“晴”を対象として試みた。ここで，“晴”は，直達日射量日平均値の月最大値を基準に月別に20％値以上を選別した。（標本数は計444日）

ⅰ） 要素の基礎的性状

外気温：日射の相関関係のうちでは，図3.118に示す対散乱日射の場合が最もまとまった分布性状を示す。しかしながら，この場合もなお両者に単純な線形関係を当てはめることは無理である。

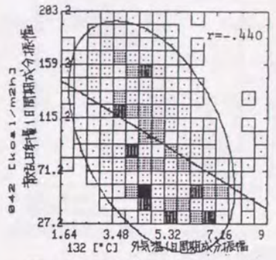


図 3.118 外気温／散乱日射量 1日周期成分振幅 散布図(筑波)

日射・外気温の入出力関係を単純に“比”として表現し，これが他のパラメータに依存するものと想定して，相関係数を検討してみた結果（表3.68），日射の種別では散乱日射の場合が値が高く，又そのうちでも対夜間放射の場合が最も値が大きい。（表 3.69）

以上から，散乱日射，外気温，夜間放射の３者をとり上げ，関係式の構成を試みる。

“晴”の場合，別種日射間の相関係数値は非常に高く，散乱日射から他の推定は容易である。

表 3.69 散乱日射量／外気温 1日周期成分振幅比と夜間放射量日平均値の相関係数

月	E:B
1	0.45
2	0.52
3	0.78
4	0.55
5	0.47
6	0.68
7	0.40
8	0.60
9	0.66
10	0.64
11	0.76
12	0.65
平均	0.60

表 3.70 散乱日射量基準化1日周期成分振幅を用いた場合の相関係数

月	A:B	C:D	C:E	A:F
1	-0.54	0.48	-0.46	0.61
2	-0.22	0.64	-0.65	0.81
3	-0.39	0.70	-0.80	0.75
4	-0.57	0.60	-0.74	0.68
5	-0.34	0.47	-0.53	0.54
6	-0.08	0.69	-0.72	0.48
7	-0.47	0.41	-0.41	0.53
8	-0.25	0.62	-0.64	0.47
9	-0.48	0.67	-0.67	0.75
10	-0.77	0.71	-0.79	0.85
11	-0.59	0.81	-0.84	0.77
12	-0.18	0.71	-0.75	0.76
年間	-0.46	0.64	-0.69	0.77

A:散乱日射量1日周期成分振幅／sin(h) (観測値)
B:外気温1日周期成分振幅　C:夜間放射量日平均
D:(散乱日射量／sin(h))／外気温 1日周期成分振幅比
E:ln(D)　F:(散乱日射量／sin(h))1日周期成分振幅推定値

ⅱ） 散乱日射量推定式の構成

散乱日射量振幅は空気中の通過行路を重み付ける意味で1/sin h 倍（h：真正午太陽高度）した値を用いることとした。（以後この量を単に散乱日射と呼ぶ。）

夜間放射と散乱日射／外気温比の全年での散布状態を図 3.119に示す。また，月毎の相関係数値を表3.70中に示す。図3.120は各月の回帰直線を示したものであるが，相当の範囲に散らばって現れる。

図3.119の観察によって，夜間放射量絶対値の増加に従い比値が指数関数的に減衰すると考えることが可能である。比値の対数をとったものと夜間放射との相互関係を図3.121に示す。月別の相関係数値を表3.70中に示す。相関係数値が少し高くなる結果が得られている。図3.122に，前者と同様回

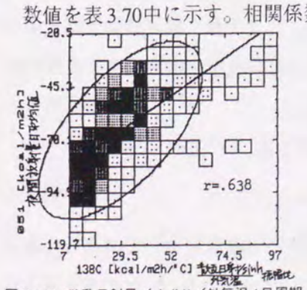


図 3.119 (散乱日射量／sin(h))／外気温 1日周期成分振幅比 対 夜間放射量日平均散布図

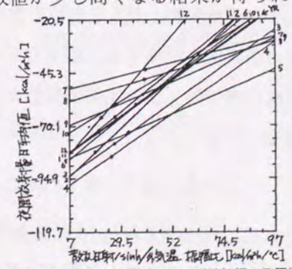


図 3.120 (散乱日射量／sin(h))／外気温 1日周期成分振幅比 対 夜間放射量日平均回帰直線

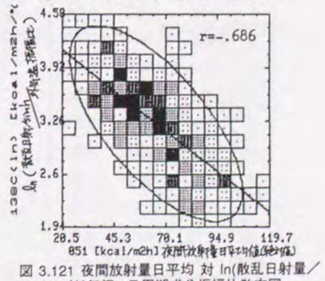


図 3.121 夜間放射量日平均 対 ln(散乱日射量／sin(h))／外気温 1日周期成分振幅比散布図

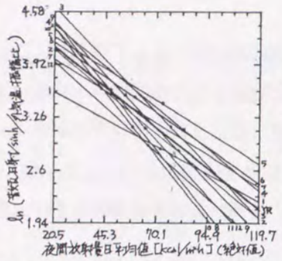


図 3.122 夜間放射量日平均 対 ln(散乱日射量／sin(h))／外気温 1日周期成分振幅比回帰直線

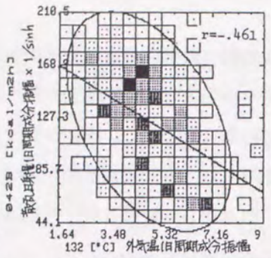


図 3.123 外気温／(散乱日射量／sin(h)) 1日周期成分振幅 散布図(筑波)

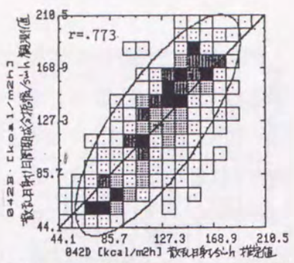
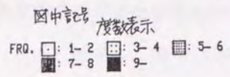


図 3.124 散乱日射量／sin(h) 1日周期成分振幅 推定値 対 観測値散布図



帰直線群を示す。

図3.120，図3.122の直接比較は困難であるが，グラフの範囲は出現値の最大最小で区切ってあり，相対的な散らばり度が理解される。図3.122の方が回帰関係としてよりまとまっている。

当該標本のみに基づけば，図3.122より唯一の回帰線を抽出するのは困難であるので月別に推定式を構成する。月別に比値対数と夜間放射量の関係を図3.122の直接回帰関係で近似する。

$$ln(S/T) = a_0 + a_1|X| \tag{3.29}$$

ここで，

S　：散乱日射

T　：外気温

X　：夜間放射

a_0, a_1　：回帰直線の切片および勾配（回帰係数）

表 3.71 散乱日射量1日周期成分振幅推定式線形係数

月	b0	b1	b2
1	158	-21.5	0.50
2	115	-20.6	1.00
3	105	-9.4	0.49
4	168	-15.0	0.34
5	175	-19.1	0.47
6	108	-6.7	0.46
7	213	-30.4	0.36
8	148	-11.8	0.31
9	175	-32.2	0.60
10	193	-23.0	0.37
11	123	-13.7	0.51
12	115	-14.4	0.68
年間	132	-14.6	0.51

したがって，

$$S = T\,exp(a_0 + a_1|X|) \tag{3.30}$$

(3.30)式の形で夜間放射の関与のしかたを定めたのであるが，(3.30)式のみで散乱日射を推定するよりも，さらに多くの関連性を盛り込んだ推定式の方が精度が上がると期待できる。ここでは，散乱日射と外気温の直接の関連度を加味する。図 3.123に両者の散布状態を示す。表 3.70中に散乱日射：外気温の相関係数値を示す。

散乱日射推定式として次式の形を考える。

$$S = b_0 + b_1T + b_2T\,exp(a_0 + a_1|X|) \tag{3.31}$$

これは，外気温と(3.30)式の変量を改めて変数とおいて構成した重回帰式である。月別に最小２乗法に基づいて求めた b_0, b_1, b_2 の値を表3.71

に示す。各値とも月によって相当異なる結果となった。

(3.31)式に基づいて計算した散乱日射推定値と観測値の関係を全年について図 3.124に示す。

各月の両者の相関係数値を表 3.70中に示す。月によって値の小さい場合もあるが，全体としては0.77という相当高い値が得られている。

少数標本に基づく事例であり，推定式の妥当性，普遍性については検討が不足ではあるが，夜間放射の関与によって外気温と散乱日射の日周変動を関係づけることの可能性が見いだされた。

3.3.3 標本分離に関する考察

気象要素の確率分布表現を目的として，先ず，日射量に関してその各成分（全天，直達，散乱）間に強い線形相関関係があることを見いだした。

日射量（水平面全天，日積算量）の分布は図 3.125，図 3.126に示すように２峰性がうかがえ，全体分布を２つの分布の重畳形で表現するという基本的考え方に沿って上記の結果を得た。

“気象データの全体” を２群の合成形で表現する可能性を探るため，ここでは，日射量と外気温（１日周期成分振幅）に注目して，線形回帰表現性について２群分離を前提に基礎的検討を行った。

用いたデータは，茨城県筑波（30°03'N，140°08'E，1978～1982），及び兵庫県園田（34°41'N，135°11'E，1985～1989，欠測あり）である。

(1) 日射量と外気温の相関関係

日射量は日積算量測定値を，外気温は測定値を日毎にフーリエ級数展開して得た１日周期成分振幅をデータとする。両者には関連性があると予測するのが自然であるが，生の線形相関関係は，図 3.127，図 3.130，及び表3.75A/a欄に示すように，さほど強固ではない。日射量：外気温の散布図を観察すると，２群の存在を仮定し得る。

(2) 標本分離

前出の日射量各成分間の相関性検討において用いた２群分離法は，最も簡便な全天日射量月平均値を閾値とする分離法で，分離２群では十分良好な線形相関結果をもたらした。ここでも方法Ⅰとして１つの検討対象とする。

しかしながら，散布図からは，分離のための直線がy軸に平行とは限らず，むしろ勾配を有する方が適当と考え得る。

分離直線の選定について考察を進めるための基礎として，ここでは次のような直線をとり上げ，方法Ⅱとする。

$$y = \frac{y_{SD}}{x_{SD}}x + y_m - \frac{y_{SD}}{x_{SD}}x_m \tag{3.32}$$

ただし，

x　：日射量

x_m　：日射量月別平均値

x_{SD}　：日射量月別標準偏差

y　：外気温

y_m　：外気温月別平均値

y_{SD}　：外気温月別標準偏差

用いた各統計量を表3.72に示す。

筑波と園田を比較すると，日射量では，平均値・標準偏差ともに筑波の方が値が大であり，外気温では，夏期は大差ないが冬期は平均値・標準偏差ともに筑波の方が大となっている。

上の直線は分布の真ん中をぬう形のものであり，生の相関係数値が示す大きな散らばりを，とにかくよりましなまとまりを持った集合に割る意味のみで考案した。

各分離集合では，当然生よりは強い線形相関性が期待し得るが，どの程度かを知ることがこの試案の目的である。

方法Ⅱによって分離した標本に関する相関係数値を表3.73に示す。

生の相関係数値より値がはるかに大きくなっており，各分離集合毎の線形回帰関係を用いれば，日射量から外気温を，より合理的に特定できることが期待できる。

(3)　日射量による外気温の表現度

生のまま，方法Ⅰ，および方法Ⅱに基づき，一括あるいは2群に関する回帰直線を求め（方法Ⅱの場合の直線のパラメータを表3.74に示す），これを用いて日射量から外気温を求め，測定データとの照合度を調べた。結果を図3.128，図3.129，図3.131，図3.132，及び表3.75に示す。方法Ⅱの場合の精度は満足のいくものである。

日射量と外気温（日周変動成分）の関係付けが標本分離を前提とすれば良好に行えることを確認した。

ただし，分離法自体は試案であり，他の気象要素との関連を合理的に評価して妥当な方法を追求する必要がある。

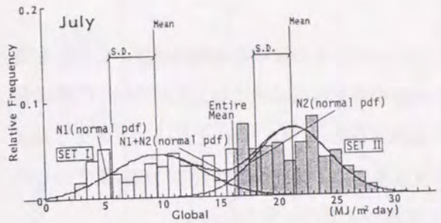


図3.125　筑波7月日射量分布

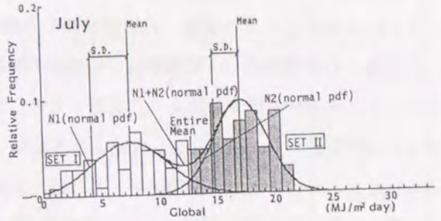


図3.126　園田7月日射量分布

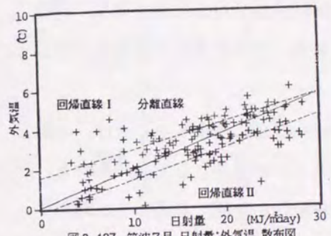


図3.127　筑波7月 日射量:外気温 散布図

表3.72　筑波、園田の日射量及び外気温統計値

月		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
筑波	a	155	140	155	150	155	150	155	155	150	155	150	155
	b	9.4	11.5	14.0	15.5	18.1	16.4	16.8	16.1	11.9	10.9	8.2	8.1
	c	3.1	4.6	6.3	7.9	8.0	7.6	6.7	6.0	6.0	5.1	3.9	2.8
	d	5.1	4.9	4.6	4.3	4.2	3.4	3.2	3.3	2.9	3.9	4.1	5.2
	e	1.9	2.0	2.0	2.1	2.0	1.7	1.3	1.3	1.4	1.8	2.0	1.8
園田	a	88	102	65	81	74	115	104	80	80	98	44	42
	b	6.0	7.3	9.0	13.3	13.3	13.2	12.8	13.7	9.6	9.0	5.9	5.2
	c	2.5	3.5	4.8	6.4	7.0	6.9	5.5	4.7	4.9	3.8	2.8	2.4
	d	3.2	3.2	3.8	4.2	3.7	3.4	3.1	3.5	3.1	3.8	3.4	3.5
	e	1.5	1.6	2.0	2.1	2.0	1.7	1.4	1.0	1.4	1.6	1.6	1.4

a:標本数　b:日射量平均，c:日射量標準偏差（MJ/m² day）d:外気温平均，e:外気温標準偏差（℃）

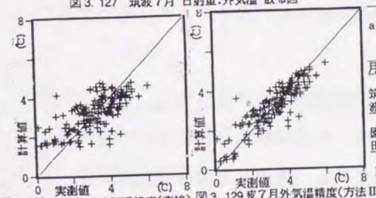


図3.128 筑波7月外気温精度(直接)

図3.129 筑7月外気温精度(方法Ⅱ)

表3.73　各群に関する 日射量:外気温 相関係数値

月		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
筑波	Ⅰ	0.90	0.93	0.80	0.91	0.86	0.89	0.84	0.87	0.93	0.92	0.89	0.78
	Ⅱ	0.78	0.84	0.68	0.79	0.81	0.79	0.88	0.83	0.91	0.86	0.83	0.84
園田	Ⅰ	0.84	0.71	0.94	0.95	0.98	0.96	0.96	0.91	0.90	0.89	0.88	0.83
	Ⅱ	0.60	0.51	0.77	0.64	0.84	0.90	0.90	0.89	0.92	0.73	0.69	0.78

Ⅰ:Ⅰ群　Ⅱ:Ⅱ群

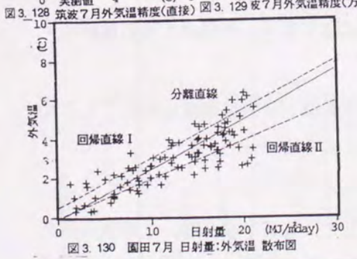


図3.130　園田7月 日射量:外気温 散布図

表3.74　各群に関する 日射量→外気温 回帰直線パラメータ

月		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
筑波	Ⅰ a	0.58	0.45	0.27	0.25	0.24	0.20	0.14	0.20	0.23	0.34	0.50	0.47
	Ⅰ b	1.05	0.93	2.31	1.57	1.13	1.07	1.58	0.88	1.00	1.26	1.09	2.61
	Ⅱ a	0.49	0.38	0.22	0.20	0.22	0.16	0.16	0.21	0.19	0.28	0.37	0.49
	Ⅱ b	-0.73	-0.65	0.24	0.18	-0.82	0.03	-0.20	-0.85	-0.10	-0.06	-0.07	0.01
園田	Ⅰ a	0.45	0.42	0.42	0.34	0.30	0.25	0.25	0.23	0.28	0.37	0.54	0.44
	Ⅰ b	1.69	1.36	1.32	0.85	0.59	0.87	0.54	1.05	1.25	1.33	1.29	2.43
	Ⅱ a	0.40	0.26	0.33	0.21	0.22	0.20	0.20	0.18	0.25	0.35	0.43	0.35
	Ⅱ b	-0.43	0.26	-0.17	0.29	0.10	0.19	-0.02	0.45	0.12	-0.41	-0.16	0.58

Ⅰ:Ⅰ群　Ⅱ:Ⅱ群　a:回帰直線勾配　b:回帰直線切片

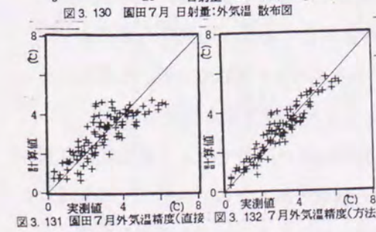


図3.131 園田7月外気温精度(直接)

図3.132 7月外気温精度(方法Ⅱ)

表3.75　方法による推定度比較

月	筑波 A a	筑波 A b	筑波 B a	筑波 B b	筑波 C a	筑波 C b	園田 A a	園田 A b	園田 B a	園田 B b	園田 C a	園田 C b
1	0.60	0.36	0.65	0.43	0.87	0.76	0.38	0.14	0.39	0.15	0.84	0.71
2	0.71	0.50	0.75	0.56	0.90	0.81	0.34	0.12	0.36	0.13	0.69	0.47
3	0.48	0.23	0.48	0.23	0.80	0.64	0.70	0.49	0.70	0.49	0.89	0.79
4	0.70	0.48	0.70	0.49	0.88	0.77	0.70	0.49	0.72	0.52	0.89	0.79
5	0.66	0.44	0.66	0.44	0.85	0.73	0.85	0.72	0.86	0.73	0.94	0.88
6	0.69	0.48	0.69	0.48	0.87	0.76	0.86	0.74	0.86	0.74	0.95	0.90
7	0.69	0.47	0.69	0.48	0.88	0.78	0.83	0.68	0.83	0.68	0.94	0.89
8	0.66	0.44	0.68	0.46	0.86	0.74	0.73	0.53	0.74	0.55	0.91	0.84
9	0.76	0.58	0.77	0.59	0.93	0.86	0.78	0.61	0.79	0.62	0.92	0.84
10	0.72	0.52	0.72	0.52	0.90	0.82	0.63	0.40	0.64	0.41	0.85	0.72
11	0.68	0.47	0.70	0.48	0.88	0.78	0.58	0.34	0.61	0.37	0.83	0.69
12	0.54	0.29	0.61	0.38	0.84	0.71	0.42	0.18	0.49	0.24	0.89	0.80

A:直接の回帰　B:方法1の回帰　C:方法2の回帰　a:相関係数値　b:決定係数値

3.3.4 大気圧による外気温・日射量関係の分類

外気温・日射量関係（1日周期成分振幅間の関係）について，その直接の線形関連度が必ずしも強くないという分析結果をふまえて，前節までで，他の気象要素を説明因子に加えた関係付けの構成を種々試みてきた。その個々においてある程度説明しうる関係を見いだしたが，それほど明解なものは得られなかった。そこでの説明因子として取り上げた気象要素は，幾分かは外気温・日射量そのものを成因としており，独立なパラメータと見なすことに無理があったと考えられる。

本節では，地盤と近傍大気を，日射入力を外気温出力に変換する熱的システムと見なすとき，このシステム自体に対して，外因的に関係するシステムパラメータとして，どの気象要素が該当するかを考えた末，これを大気圧とした。気圧変動は局地的な熱の入出力結果に帰因する部分は少なく，大半は，もっと大きなスケールの通過気団の影響下にあると考えられるから，この要素にこそ局地に対して外的な攪乱因子となり得る。

大気圧が外気温・日射量関係に係るメカニズムを気象物理の立場から詳細に解明することは，本論の範囲を越えるものであり，試案として，推論の域を出ないが，次の2つが仮説としてあげられる。

[仮説Ⅰ] 大気圧のレベル（高気圧，低気圧）が異なれば，空気密度（比重量）が異なる。即ち，空気塊の熱容量が異なることになるので，外気温・日射量関係が大気圧レベルそのものに依存することが予想される。

[仮説Ⅱ] 概括して，1日の中で低気圧化，安定，高気圧化の時間的変化が見られることにより局地での空気塊の密度（熱容量）の時間的変化および地表での気流（熱伝達性状に係わる）の時間的変化が存在していることが分かる。したがって，想定する熱的システム（地盤，地表面空気塊）は，システムパラメータが時間的に変化する時変係数系システムであることになる。外気温・日射量関係は大気圧の時間的変動パターンに依存することが予想される。

よって，本節では，[仮説Ⅰ]，[仮説Ⅱ]の検証を行ない有効な外気温・日射量関係を抽出することを目的とする。

(1) 大気圧の一般的性状

図3.133に大気圧の毎時測定値の例を示す。時間変動の特長として，毎日午後2時，3時頃に僅かな気圧低下が必ず認められる。この時刻は日最高気温の発生時と同じであり，空気温上昇により膨張・圧力低下が起こっていると解される。即ち，気温変化がフィードバックされている。ただし，その降下分は小さく，一日全体を通じての上昇・下降の程度と比べると無視できる程度である。

図3.134に同時期の外気温変動を示すが，その各日変動幅は図示範囲の期間でのより長周期的な変動幅に比して充分大である。従って，もし気圧変化が温度変化の結果であるなら，同期間での気圧変動は長周期的傾向としてなだらかに生じる筈であるが，実際の現象はそのように現われておらず，より激しい変化を示している。

平均的傾向としての上昇・下降傾向も外気温の上昇・下降傾向に対応する空気の膨張・圧縮では説

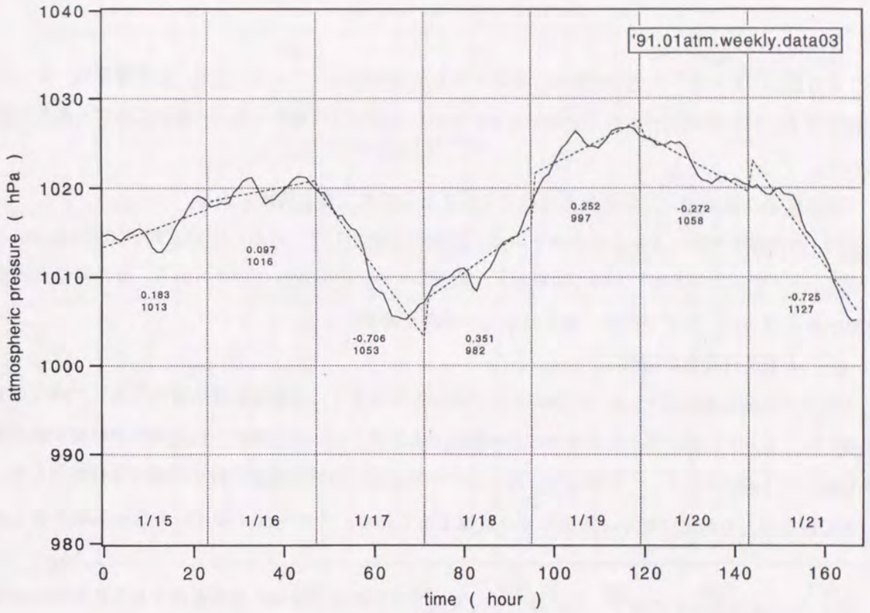


図3.133 大気圧測定例

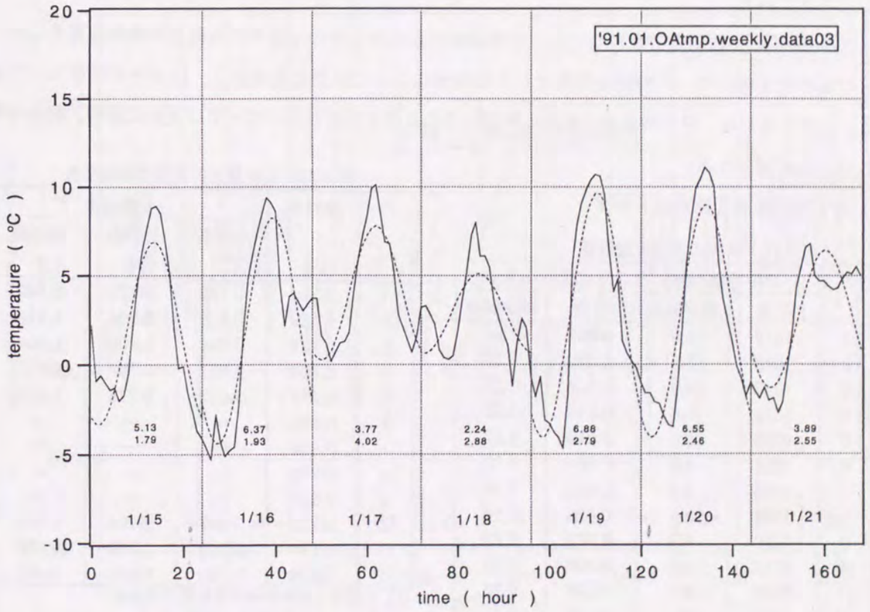


図3.134 外気温測定例

明しきれない。従って，大気圧変動は，対象とする局地の熱的システム（地盤，地表層空気）からの影響のフィードバックは小さく，全くシステム外から外性的に飛来する気団の性状に基づくものと解される。

大気圧変動は外気温・日射量変動とは全く独立した気象変量と判断できる。

図3.135に時間変動の1ヶ月分の例を示す。変動の特徴として，4日の周期変動が認められる。

図3.136に気圧日平均値1年分の例を示す。気圧レベルには年周性が認められる。また時系列的な変動の激しさでは，夏期は静穏，他季は激しい傾向がある。

(2) 大気圧日変動の特徴

大気圧の時間変動は図3.133，3.134の対比で理解されるように日周変動性は僅かであり，各日が上昇期に当たるか下降期に当たるかその程度が微弱であるかといった直線性の変化傾向が時間変動の特徴を表すのに適切である。したがって，各日について大気圧の時間変動特性を代表する指標として，日平均値及び，日勾配（最小2乗法により直線を当てはめ，その勾配を採用）を求め基礎変量とする。

図3.137に筑波20年分の原データに基づく，大気圧日平均値全標本の分布及びそれらの日毎の分布の平均値及び標準偏差を示す。全てに同様な年周傾向が認められ，夏期は低めの気圧で安定した狭い領域で値が発生している。これに対して他季は値が高めで値の出現範囲は広く，変化が激しいようすが示されている。

図3.138には上述の日勾配について，全標本の分布及び日毎の分布の平均値及び標準偏差を示す。日勾配の発生傾向は，平均的な傾向としては季節によって顕著な差はなく，ほぼどの季節も0である。しかしながら，日平均値での傾向と同様にその0周りの変化性については夏期は静穏，他季は激しいことが知られる。

表3.76に月別の統計値を示す。

表3.76　月別の大気圧統計値

月	日平均値(hPa)		日勾配(hPa/hour)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
1	1012	6.5	-0.032	0.34
2	1012	7.1	-0.029	0.34
3	1012	6.9	-0.025	0.37
4	1012	6.6	-0.019	0.33
5	1009	6.1	-0.019	0.27
6	1006	4.9	-0.004	0.20
7	1006	3.9	0.0002	0.14
8	1006	4.6	-0.005	0.16
9	1010	4.9	-0.002	0.23
10	1013	6.2	-0.006	0.29
11	1015	6.7	-0.020	0.35
12	1013	6.6	-0.025	0.35

表3.77　日射量と外気温の相関係数

月	全標本	分類標本		
		分類群 CI	分類群 CII	分類群 CIII
1	0.606	0.772	0.673	0.482
2	0.639	0.818	0.654	0.515
3	0.721	0.834	0.800	0.604
4	0.726	0.837	0.754	0.625
5	0.774	0.847	0.773	0.673
6	0.820	—	—	—
7	0.804	—	—	—
8	0.775	—	—	—
9	0.811	—	—	—
10	0.777	0.837	0.784	0.721
11	0.714	0.858	0.719	0.626
12	0.575	0.740	0.633	0.467

注）日射量：水平面全天日射量日平均値
外気温：1日周期成分振幅

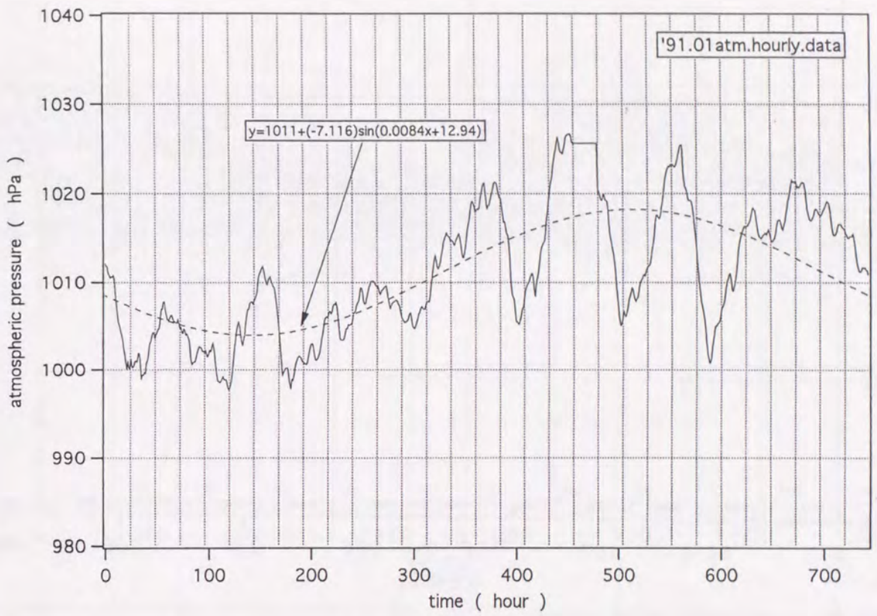


図3.135　大気圧測定例

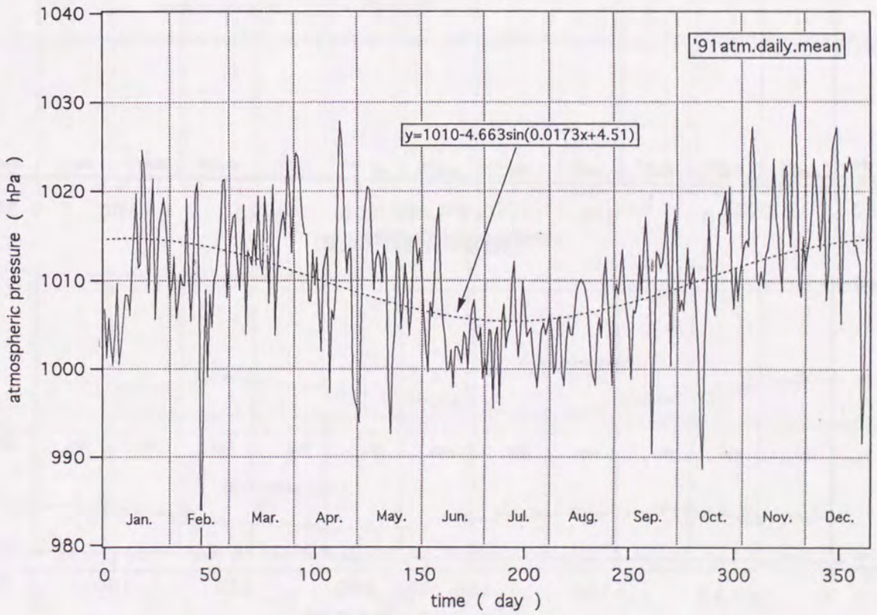


図3.136　大気圧日平均値

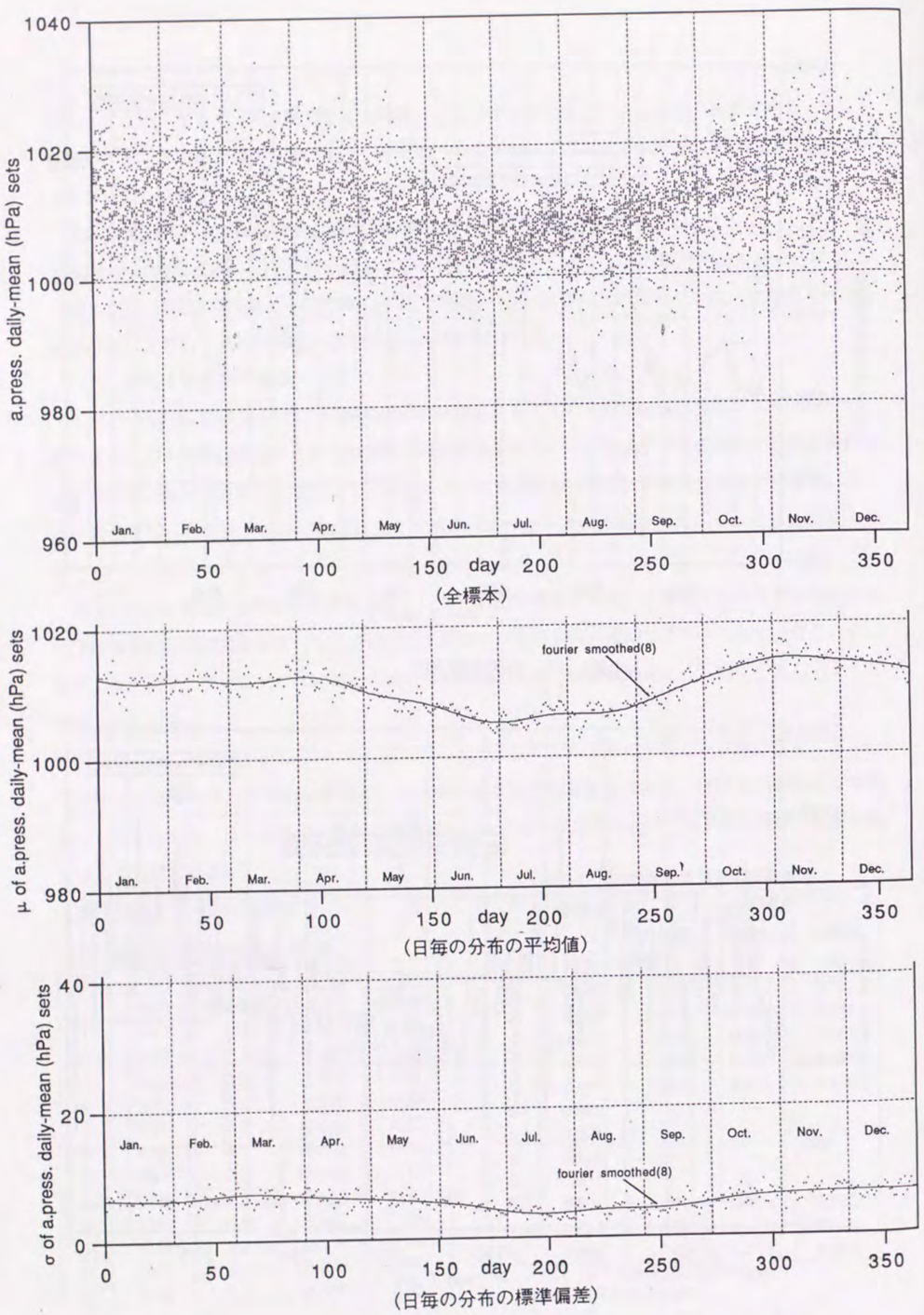


図3.137　大気圧日平均値

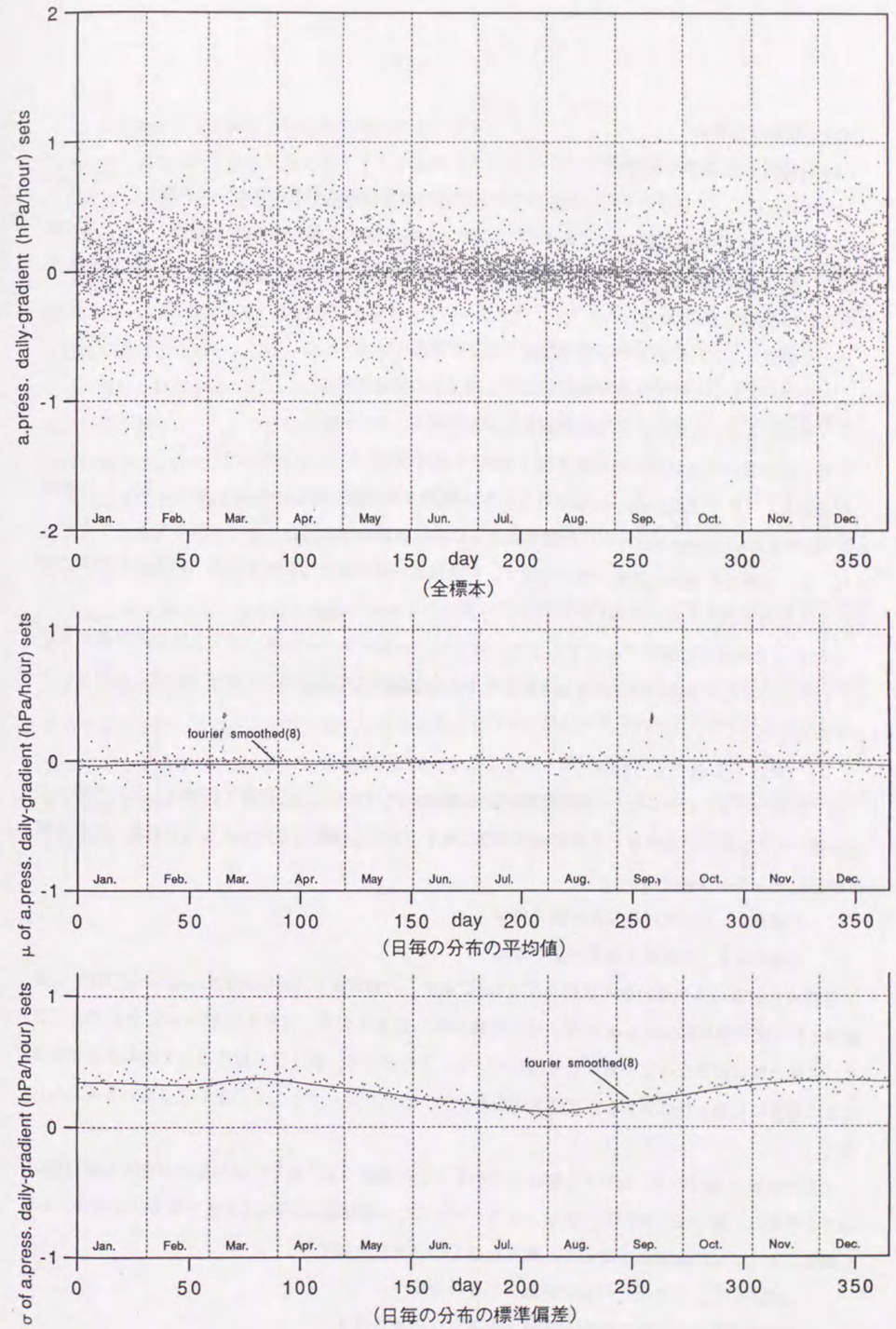


図3.138　大気圧日勾配

(3) 標本の分類法

i) [仮説Ⅰ]に基づく分類法

3月を例として，大気圧のレベルの違いで外気温・日射量関係に差が生じるかを検討した。3月の大気圧日平均値の平均は1012(hPa)であり，これから4(hPa)を引いた値1008(hPa)を閾値1とし，4(hPa)を加えた値1016(hPa)を閾値2として，標本を以下の3群に分類する方法を試みる。（月別標準偏差の最小値約4(hPa)を上記で用いた。）

・分離群AⅠ：大気圧日平均値が閾値1以下の標本

・分離群AⅡ：大気圧日平均値が閾値1と閾値2の間の標本

・分離群AⅢ：大気圧日平均値が閾値2以上の標本

各群の日射量vs外気温の散布状態を図3.139に併せて示す。

分離群AⅠ（図中表記low-mean atm.○印），分離群AⅡ（図中表記mid-mean atm.△印），分離群AⅢ（図中表記higt-mean atm.×印）の標本は均一に同じ値域に全く重なり合って散布するようすが見られ，又，各群での相関係数値（図中で示す）も全標本一括の場合の相関係数値（前頁表3.77中に示す）から改善されたとはいえない。

この方法での標本分離は不成功であった。従って，大気圧レベルの違いで空気塊の熱容量が異なり，日射入力・外気温出力関係に及ぼされると考えた影響はこの程度のレベル差ではほとんどないことが検証された。

ii) [仮説Ⅱ]に基づく分類法

同じ標本（3月）について，大気圧の各日の時間的変化パターン（日勾配で指標化した）の違いで日射量・外気温関係に違いがでるかを検討した。先ず，気圧日勾配の正負によって日射量・外気温関係が分かれるかを検証する。

・分離群BⅠ：大気圧日勾配が負の標本

・分離群BⅡ：大気圧日勾配が正の標本

各群の日射量vs外気温の散布状態を図3.140に示す。分離群BⅠ（図中表記lescend atm.○印）と分離群BⅡ（図中表記ascend atm.×印）は混在域が見られるものの，定性的に明らかに分離できており，2群は性質が異なっていることを示している。したがって，気圧日勾配によって標本を分類することは非常に有効と判断される。気圧日勾配のシステムパラメータとしての重要度は高いと考えられる。

上記の検証に基づいて，次いで分離法を次のように再構成する。気圧に値勾配の月別平均値はほぼ全て0であり，値の変化域の狭い夏期（6月～9月）での標準偏差が約0.2程度である。そこで，-0.2を閾値1とし，+0.2を閾値2として，標本を以下の3群に分類する。

・分類群CⅠ：大気圧日勾配が閾値1以下の標本

・分類群CⅡ：大気圧日勾配が閾値1と閾値2の間の標本

・分類群CⅢ：大気圧日勾配が閾値2以上の標本

ここで，分類群CⅡは混在域を表現するであろうとの予測にたって設けた。

各群の日射量vs外気温の散布状態を図3.141に示す。

分類群CⅠ（図中表記descend atm, ○印），分類群CⅡ（図中表記indefinite atm, △印），

分類群CⅢ（図中表記ascend atm, ×印）の標本は，期待どうり3群に別れる様相を示した。分類群CⅡはちょうど中間に位置しており，予測どうりの結果を得た。分類群CⅠ及びCⅡについては，相関係数値が全標本の場合より高くなっており（前々頁表3.77）線形確定関係のあてはめ（回帰直線）の上で，良好な結果が得られた。分離群CⅢについては，相関関係値が低くなったが，重要なことは，標本全体の散らばった分布形状を如何に集約して表現し得るかということであり，その回帰直線は十分に分離群CⅠ及びCⅡの残部をカバーしている。

同じ分離方式を各月に適用した結果を図3.142及び表3.77に示す。6月～9月については日勾配の散らばりが少なく，日射量，外気温関係も全標本で既に高い相関係数値が得られているので，分離は行なわず，全標本一括とした。

上記の事実からも，日勾配の値域によって日射量・外気温関係が異なるとする当仮説が支持される。

3群分離を行なった月では，各群の位置順位は全く同じであり，このことも，当仮説の定性的な側面の正当性を証している。即ち，低気圧化する過程では日射量に対する外気温の感度は高く現われ，高気圧化する過程では鈍く現われる性質が認められる。相関係数値に関しては分離群中で必ず改良される例が見られており，線形関係の特定にも無理の少ない結果が得られている。3本の回帰線には広がりが得られており，全体分布を集約して示すことにかなり成功していると判断される。

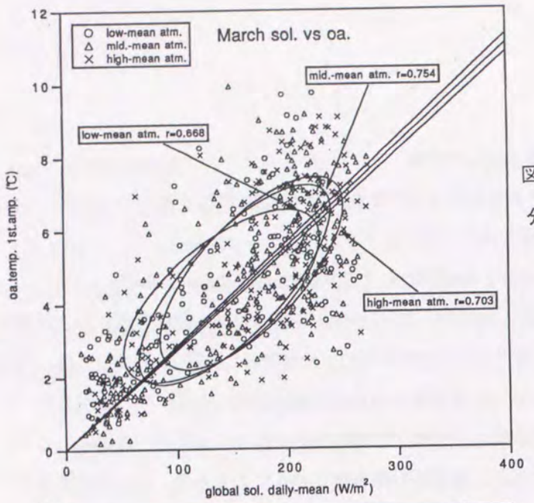


図 3. 139

分離群での日射量外気温関係［仮説Ⅰ］

(横軸:全天日射量日平均，縦軸:外気温1日周期成分振幅)

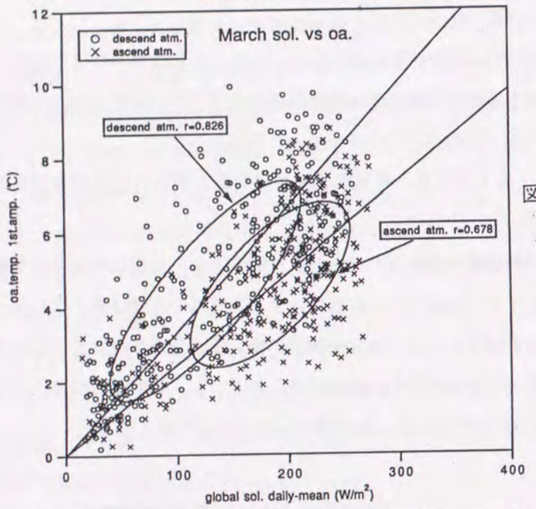


図 3. 140

分離群での日射量外気温関係［仮説Ⅱ］

(2群分離)

(横軸:全天日射量日平均，縦軸:外気温1日周期成分振幅)

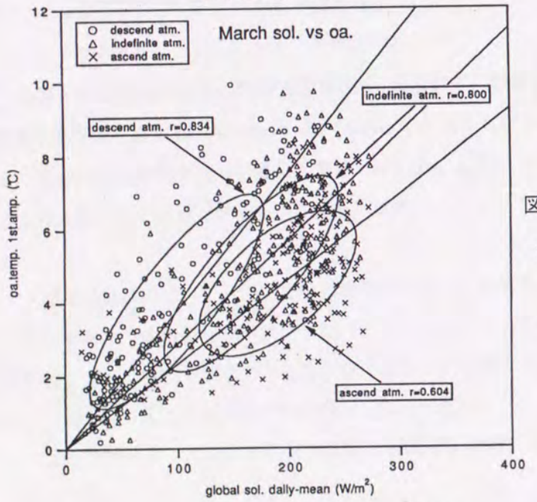
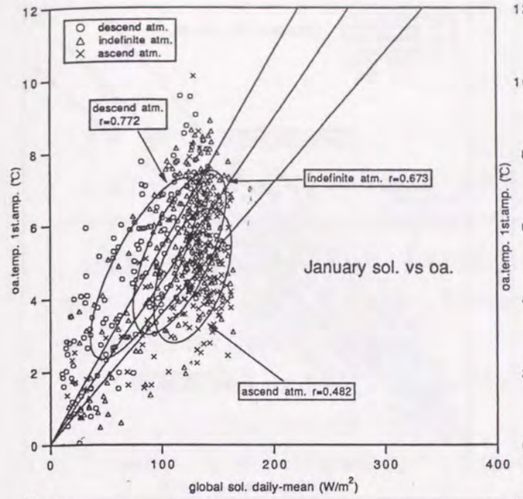


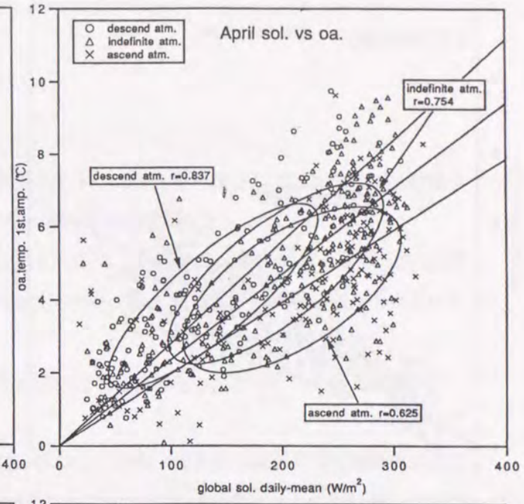
図 3. 141

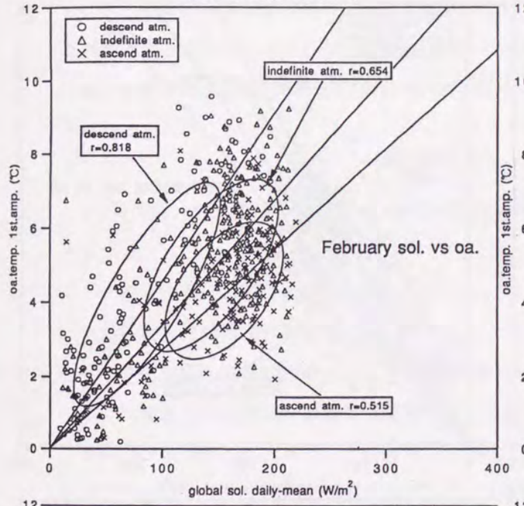
分離群での日射量外気温関係［仮説Ⅱ］

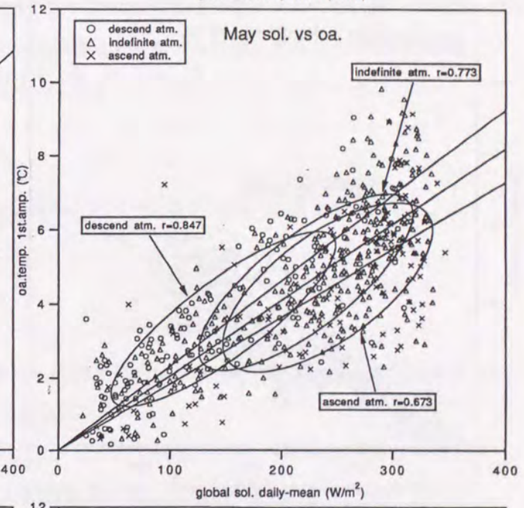
(3群分離)

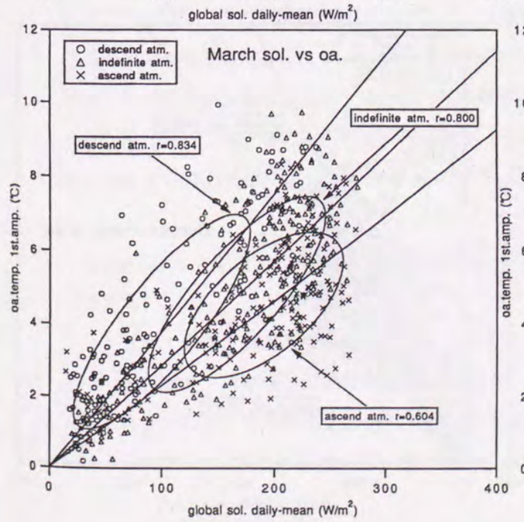
(横軸:全天日射量日平均，縦軸:外気温1日周期成分振幅)











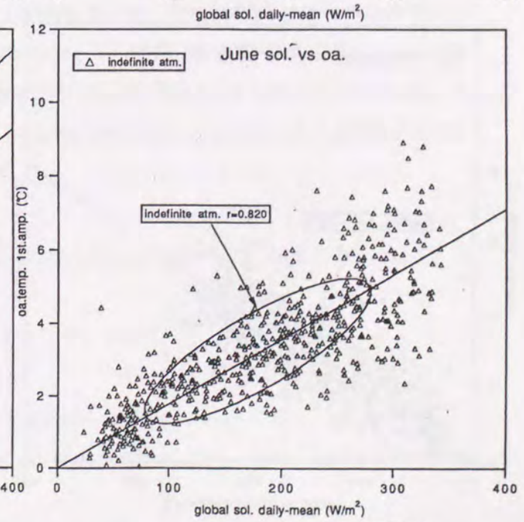


図3.142　分離群での日射量外気温関係［仮説Ⅱ］　(横軸:全天日射量日平均，縦軸:外気温1日周期成分振幅)

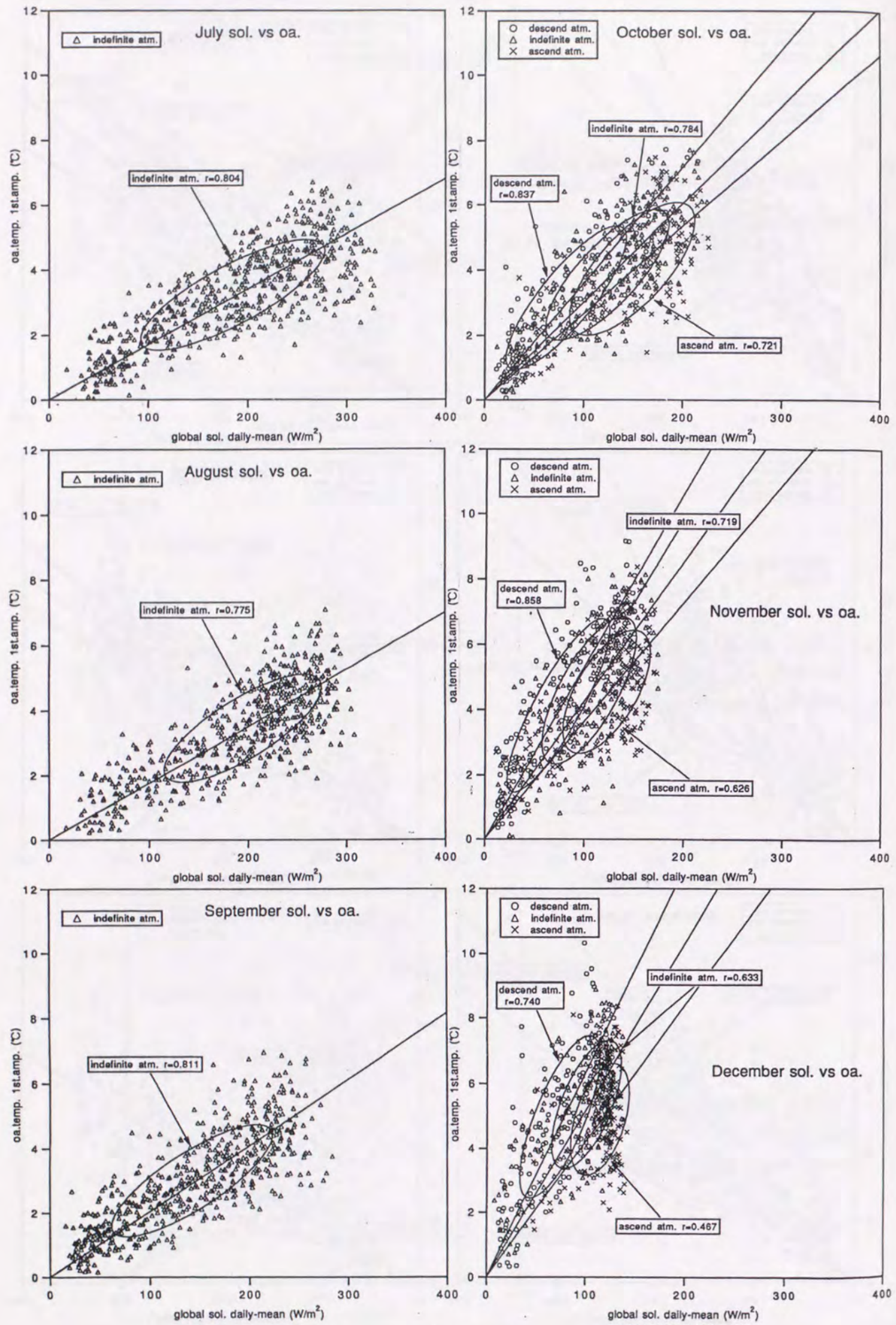


図3.142（続き）

(横軸:全天日射量日平均,
縦軸:外気温1日周期成分振幅)

3.4 まとめ

気象データの熱的に主要な要素は外気温と日射量であり，これらを対象として，フーリエ級数確率モデル化することを目標に，その確率的性状を種々の角度から考察した。

外気温・日射量は明確な年周期性・日周期性を持っており，日周範囲（日平均+1日周期成分+短周期成分）のフーリエ級数成分を確率変数とする本論文でのモデル基本構造上，年間一括のモデルは分布定常性仮説が成立せず，不適当である。

そこで，１年を月単位に分割し，月毎に分布定常性成立を近似仮定し，個々にモデル化を図った。したがって，月別に確率的性状を考察した。

各気象要素・各フーリエ級数成分について正規分布の当てはめ，相互間の線形回帰関係の成立を探求し，日射量の多少による標本分離，大気圧日勾配パターンによる標本分離がそのことに対して有効な手段であることを見い出した。線形回帰関係を確定関係としてモデルに導入することにより，目標である気象データ確率モデルは非常に単純明快な構造を与えられ，実用のための要件が満たされることになった。

3.1節では，外気温についてフーリエ級数成分の確率分布性状を分析した。結果をまとめると，以下である。

- 各成分の分布形は正規型が仮定し得る。
- 各成分位相は比較的安定してる。
- 各成分振幅間の相関関係では，１日周期成分と1/2日周期成分間の場合が評価し得る程度で日平均値と１日周期成分振幅はほぼ無相関・独立と見なせる。

確率モデルを試作し，実データの確率性状との比較，ならびに建物モデル日最高自然室温分布推定の試行を行ない，モデルの妥当性を検討した。日最高温度に関して，外気温そのものの評価では1/2日周期以降の短周期成分をモデルに含める必要が示されたが，建物（容量系）への応用における評価では，その短周期変動成分に対する緩和作用のゆえに（平均+1日周期成分）モデルでも実用に耐えることが示された。モデルの適否では，コンクリート躯体の建物については適当であるが断熱材使用建物について表現誤差が大きいことが示された。

3.2節では，日射量についてフーリエ級数成分の確率分布性状を分析した。結果をまとめると，以下である。

- 全天・直達・散乱共に分布形は正規型が当てはまらない。
- 各日射で，周期成分位相は極めて安定している。
- 各日射において周期成分振幅間の相関係数値は極めて高い。
- 日射間の相関関係は全般に悪いが，閾値による標本の分離を行なうと極めて良好な関係が存在

する。各分離群に正規分布を当てはめ，合成形で全体分布を近似すると実分布に近い形となる。

・ 全天日射量日平均値のみを独立な確率変量とするだけで，他日射，他周期成分は線形確定関係だけで従属的に決定し得る可能性が高い。

確率モデルを試作し，建物モデル日最高自然室温分布推定の試行を行ない，モデルの妥当性を検討した。直達日射量，散乱日射量個々の確率モデルを作成し，それぞれ単独の妥当性を検討した。モデルの構成対象は，直達日射量の日平均値に関して設定した閾値による標本分離に基づく閾値以上の標本とした。構成方法は，日平均値分布を正規分布でモデル化し，周期成分振幅は日平均との回帰関係で近似的に関係付けた（周期成分位相は一定値採用）。月によって，正規分布近似度に差があり，このことが建物モデル日最高自然室温分布推定度に反映しており，標本分離を工夫する必要が示された。

非線形最小2乗法を用い，外気温日較差を説明因子に加えて，標本分離を試みたが，卓越した成果は得られなかった。さらに，多変量解析の手法を用いて標本分離を試みたが，同様の結果となり，結局，全天日射量日平均値に関し設定した閾値による標本分離が十分実用的であることが判明した。

3.3節では，外気温・日射量の相互関連性状を他の気象要素を説明因子として，単純な関数関係で近似表現することを試みた。

日射量については，全天日射量日平均値を代表とし，外気温については１日周期成分振幅を取り上げて２者の関係を日射量・外気温関係と呼ぶ。

相互関連性状についての分析結果をまとめると，以下である。

・ 全標本での相関分析では６月～９月のみ相当高い相関係数値が得られるが，他月は比べて低く，より広い範囲にわたる散布状態である。

・ 大気圧の日勾配値に関して閾値を用いた標本分類を行なうと，各分離群で相関係数値の増加が得られ，散布範囲を合理的に覆う形の回帰直線群が規定し得る。

・ 分離群別に日射量から外気温（１日周期成分振幅）を確定的に決定し得る可能性が高い。

絶対湿度および長波長放射量の外気温・日射量関係への関与について検討した。検討範囲では，明快な性質が見いだされず，外気温／日射量比と夜間放射量の相関性が若干認められたが，強固なものではなかった。

試案として，外気温・日射量分布の統計パラメータを用いた分離直線を考案し，標本分離を行なってみたところ，外気温・日射量の関係付けがより明確化され，標本分離が外気温・日射量関係の関数近似に関して有効なことが確認された。

大気圧の日変動性状が外気温・日射量関係に影響するという仮説を立て，検討した結果，上記の結果を得た。

4

気象データの確率モデル

フーリエ級数係数パラメータを確率変数とする気象データの確率モデルを多変数正規確率密度関数で表現することを前提に，確率変数の変数変換手法に基づいて建築の熱的諸量の確率密度関数を直接的に得る方法を構成し，前提条件である気象データのフーリエ級数係数パラメータ確率分布の正規性および相互の線形関連度に関して分析してきた。

気象データの確率的特性を探った結果，相関関係について良好な結果を数多く検出することが出来た。したがって，複数の気象要素，複数のフーリエ級数係数パラメータを全て確率変数とした，当初に機械的に想定した多変数確率密度関数は大幅に簡略表現される可能性が得られた。主要な成分のみを確率変数とし，他成分はこれとの線形相関関係（線形回帰）によって全く確定的に決まると近似することにより確率変数の数が減らせる。よって，本章では，筑波20年分のデータに基づき，上記の近似手法によって気象データのフーリエ級数係数パラメータ確率モデルの構成を試みる。

4.1 モデル化対象気象データ

筑波20年分の気象データ（外気温，全天，直達，散乱各日射量，大気圧データ）をモデル構成の基礎データとする。

前章までで検討した項目を，筑波20年分データについて改めて概観する。

巻末図表の図4.1に外気温日平均値の年間での変動傾向を示す。上段は，日平均値の日毎の20年分の全標本をプロットしたものであり，中段は日毎の分布の平均，下段は標準偏差を示したものである。大きな年周変動を有しており，日々のそれ周りの散らばり方は，年間でほとんど変化がない特徴をもっている。

巻末図表の図4.2は全天日射量，図4.3は直達日射量，図4.4は散乱日射についての図4.1と同形式の図である。

日射量は０近辺の値も発生するので全標本の値域は広い，20年分のデータの集積によって，対象地域で発生可能な上極限が各項について得られていると考えられ，これらの包絡線が局地の年間上極限日射量を示す。（夏至，冬至等がデータ上で確認される）６月～７月は明らかに日毎の分布の平均値が低下しており，梅雨期の特徴が示されている。

巻末図表の図4.5には月別に各気象要素の日周成分振幅の相対的な大きさを示した。

外気温は１日周期成分以降の高調波成分の振幅の大きさを描いており，日射量は同様の成分に日平均値を冒頭に付加して描いている。周期成分として1/2周期成分までが量的に意味を持つことが知られる。

巻末図表の図4.6には，３月，６月，９月，12月を代表例として，外気温の日平均値及び1/3日周期までの周期成分振幅間の相関関係の概要，並びに各変量の度数分布性状の概観を示した。

相関関係では１日周期成分と1/2日周期成分の関係にわずかに直線状のまとまりが見られるだけで，他の組み合わせでは散らばりが甚だしい。

各成分の分布形は，概略単峰性の形状であり，特に日平均値は正規形に似た性状である。

巻末図表の図4.7，4.8，4.9には，それぞれ全天日射量，直達日射量，散乱日射量の場合の同上の結果を示す。

共通して，相関関係では日平均値及び1/2日周期までの周期成分の相互の間に高い線形関連性が現われている。各成分の分布形では，いずれも２峰性が現われている。

巻末図表の図4.10では，全天，直達，散乱日射量の日平均値間の相関関係と３者の分布性状を併せて示す。

前章までで，記述したように，線形関連性の成立および正規分布を仮定しようとすれば，複数のモデルを当てはめる必要のあることが知られる。

4.2　気象データ確率モデル構成法

モデル化する内容は外気温と日射量（全天，直達，散乱）の同時発生を表現した確率密度関数である。（正規分布を複数個）

前章3.3.4節での知見に基づき，大気圧変化の情報をもとにモデル対象を分類し（６月～９月についてはこの分類を要しない），さらに全天日射量日平均値の大小によって再度，細分類し，各分類群を正規分布で表現する。この流れを図4.11に示す。

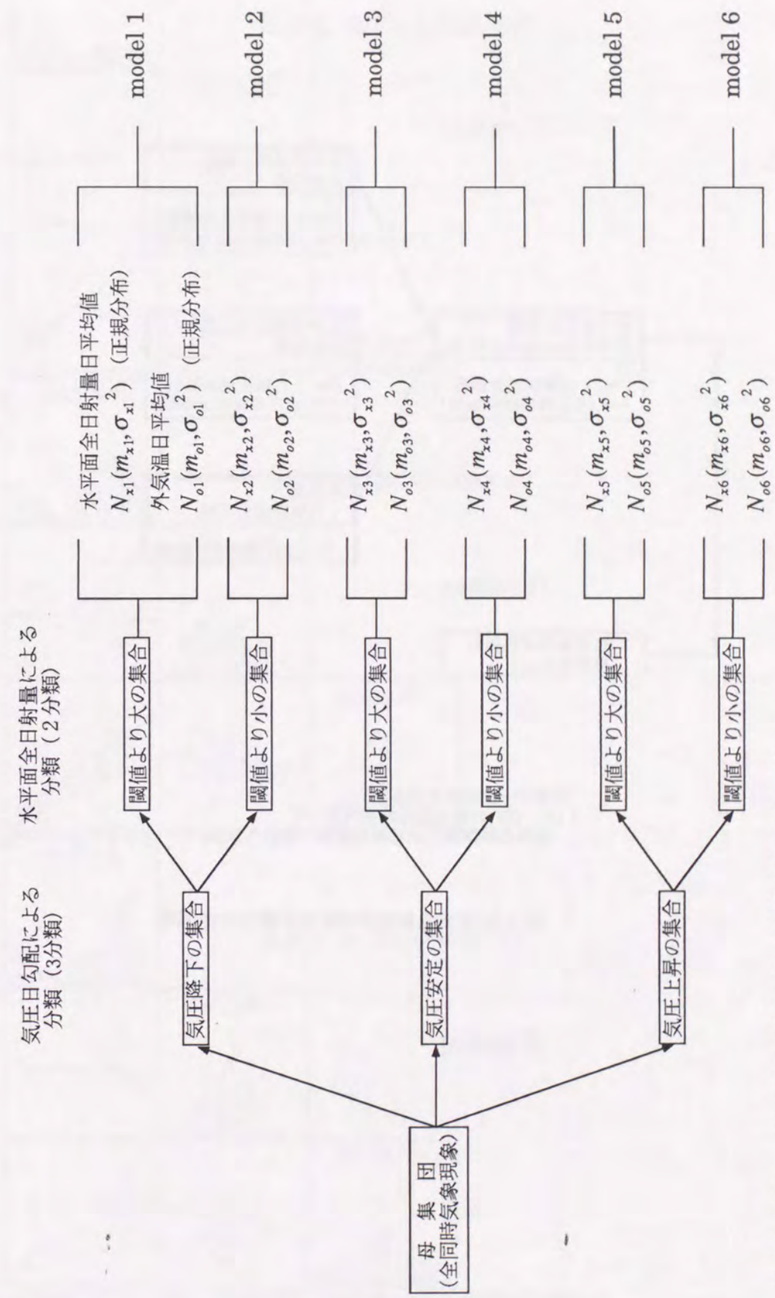
月間では全天日射量日平均値と外気温日平均値は無相関に近い。従って，この２者を全く独立な確率変量として考え，上記分類毎に独立な正規分布としてモデル化する。

他成分は回帰関係によって確定関係としてこれらと関係付ける。この流れを図4.12に示す。

３月を例として，具体化モデルを構成する。

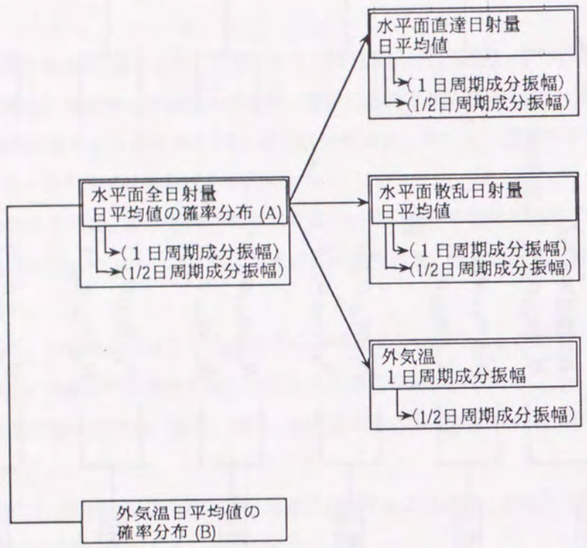
4.2.1　日射量・外気温線形関係の確定

改めて，大気圧変化パターンに基づく３つの分類群での日射量・外気温関係の概略を図4.13に示す。全天日射量日平均値と外気温１日周期成分振幅は相関１と見なす。両者は完全な比例関係（図中記載の直線は一般的な回帰直線を示すが，ここでは原点を通る回帰直線を採用する）にあると近似す



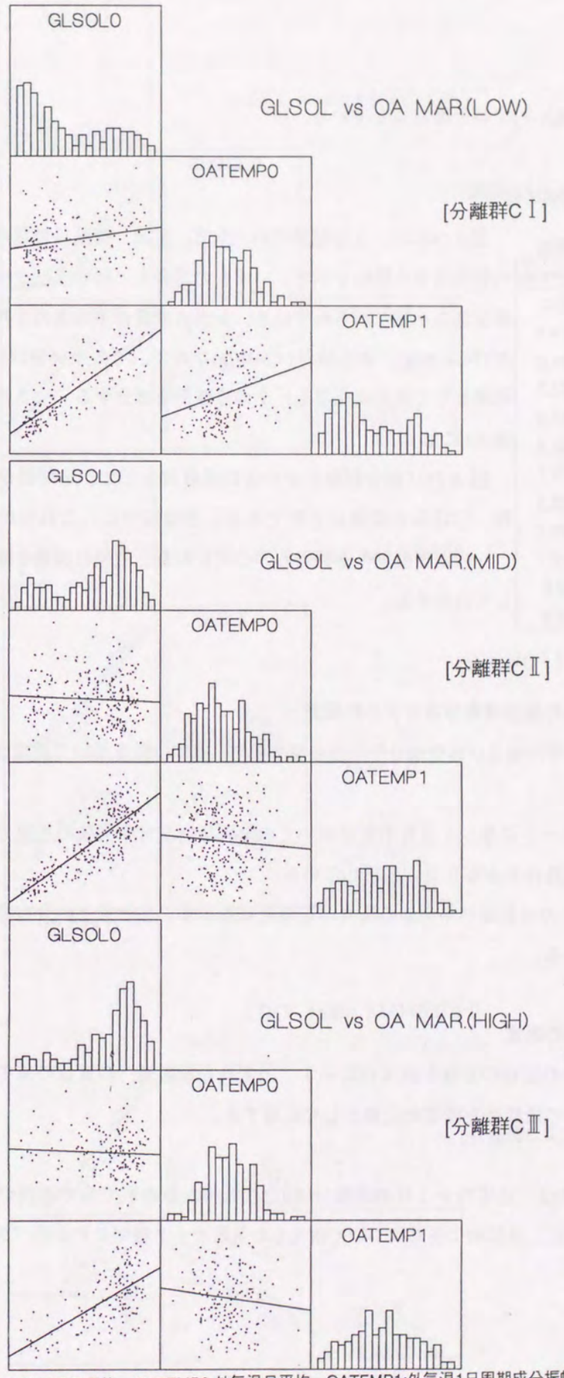
以上６個のmodelの組み合わせで全体分布を表現する。

図 4.11 標本分類法



[気象データ確率モデル]
((A), (B) の独立な分布を元として,
他は回帰関係による線形変換で求められる。)

図 4.12 各気象要素周期成分振幅の決定手順



(GLSOL0:全天日射量日平均、OATEMP0:外気温日平均、OATEMP1:外気温1日周期成分振幅)(3月)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

図4.13　日射量と外気温の相関関係

る。（各月について，3.3.4(3) ii)での分離方式を用いる。）

4.2.2 日射量間の線形関係の確定

表 4.1 全天日射量日平均値の閾値

月	最大値	最低値	閾値(中央値)
1	163.2	10.9	87.0
2	219.1	9.6	114.4
3	274.4	14.6	144.5
4	326.9	18.1	172.5
5	347.2	21.8	184.5
6	342.0	23.6	182.8
7	328.6	17.6	173.1
8	307.9	16.8	162.3
9	283.8	15.6	149.7
10	226.3	11.8	119.1
11	174.1	11.1	92.6
12	141.8	7.8	74.8

注) 単位：W/㎡

図4.14には，３分類群での，全天，直達，散乱日射量の日平均値の相関関係の概略を示す。いずれの場合も，同様なパターンで，特異な散布状態が示されている。全天日射量日平均値の３月の最大値が274.4(W/g)，最小値が14.6(W/g)なので，その中央値145.5(W/g)を閾値として共通に採用し，上の分離群を細分する。（各月の閾値を表4.1に示す。）

図 4.15に細分類群とその各回帰直線を示す。×印群が閾値以下群，○印群が閾値以上群である。分離群毎に，これらの回帰直線（一般回帰直線）を採用し，全天日射量と他種日射量を確定関係として近似する。

4.2.3 日射量及び外気温の基礎確率分布モデルの確定

分離群毎の全天日射量日平均値及び外気温日平均値を標本平均，標本分散を用いて正規分布で近似する。

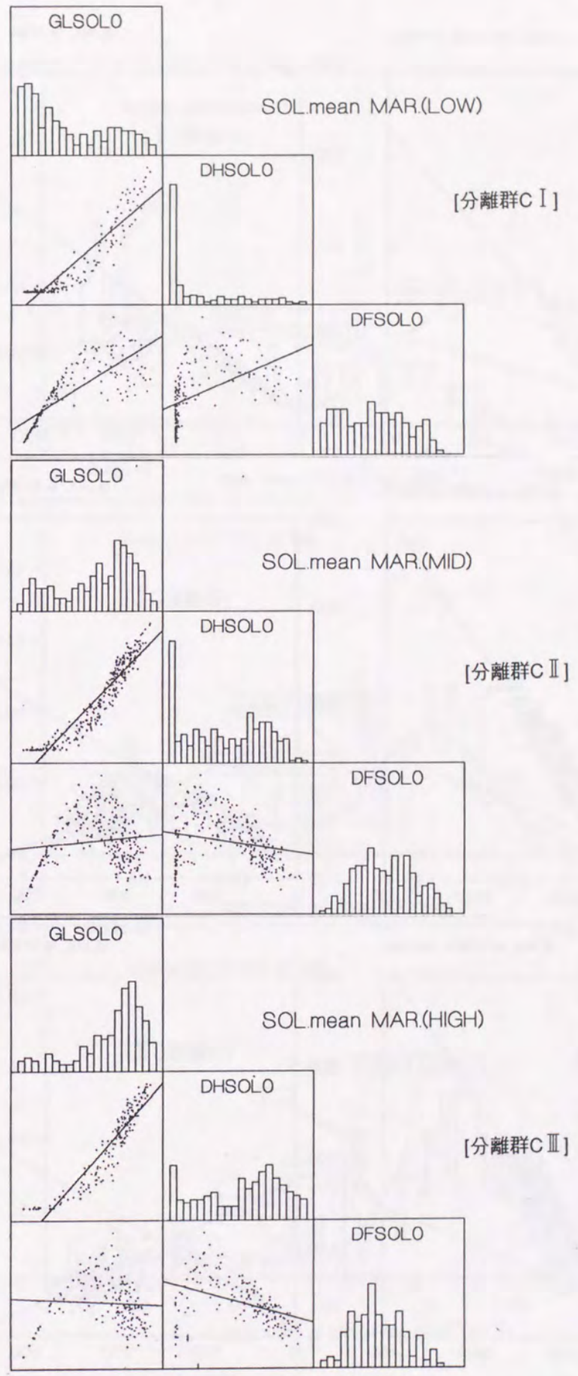
図 4.16に大気圧変化パターンに基づく３分布群についての全天日射量日平均値の正規分布の近似状況を示す。２峰性の分布特性をかなり良く表現している。

図 4.17に同対象についての外気温日平均値の場合の正規近似を示す。もともとの分布特性が単峰性であり，近似は良好である。

4.2.4 各周期成分の位相の確定

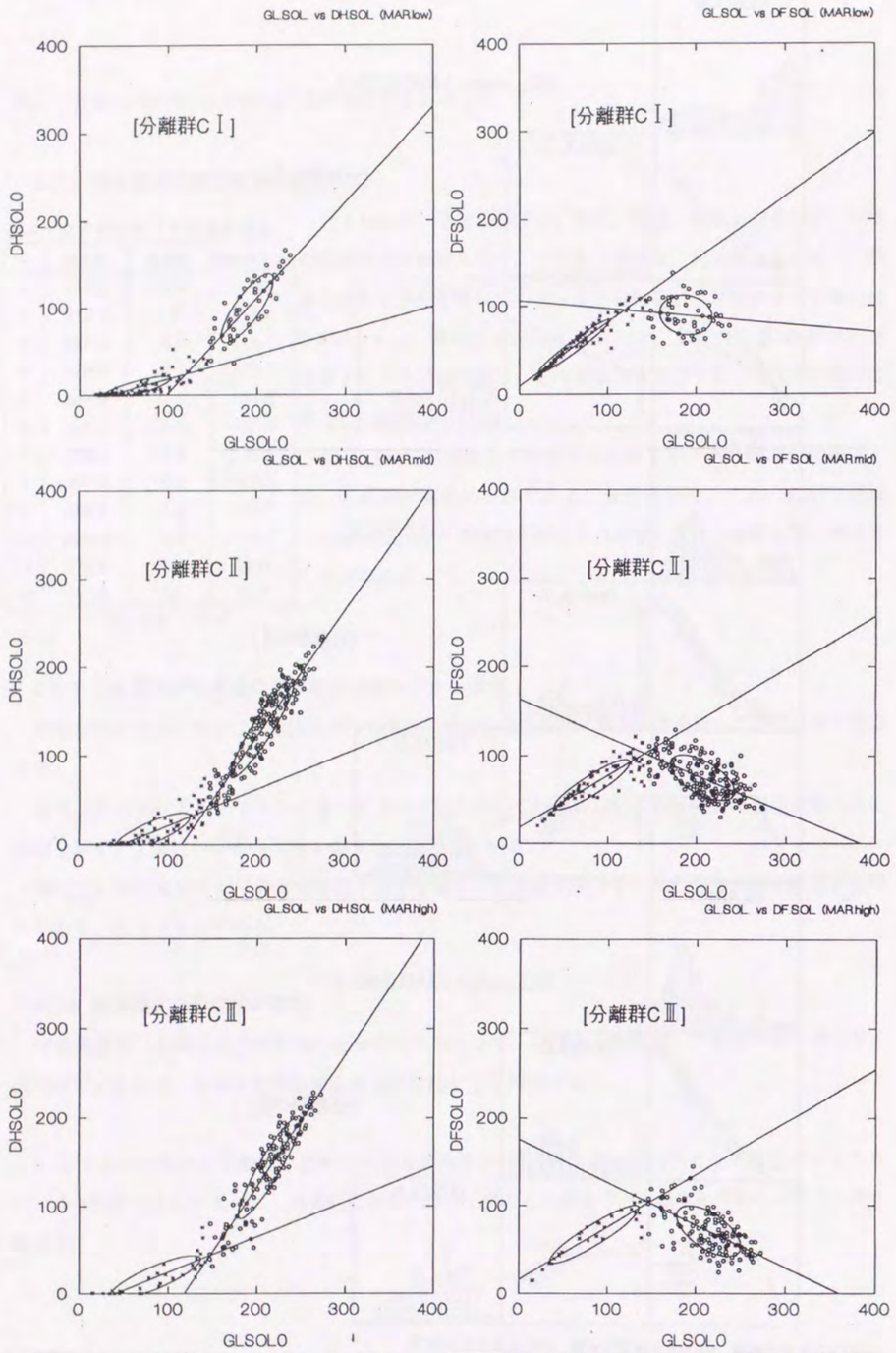
各気象要素，各周期成分の位相の分布を図 4.18に示す。いずれも最頻値への度数の集中は大きく現われているので，これらの最頻値を確定の位相として採用する。

以上によって各気象要素は　日平均＋１日周期成分＋1/2日周期成分の形で全て表現が与えられた。巻末図表の表4.2～4.13に，具体的に各月について構成した気象データ確率モデルのパラメーターを示す。



(GLSOL0:全天日射量，DHSOL0:直達日射量，DFSOL0:散乱日射量)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

図 4. 14 日射量日平均値間の相関関係（3月）



(横軸:全天日射量、縦軸:直達日射量)　(横軸:全天日射量、縦軸:散乱日射量)

図 4.15 全天日射量 対 直達／散乱日射量 日平均値回帰関係

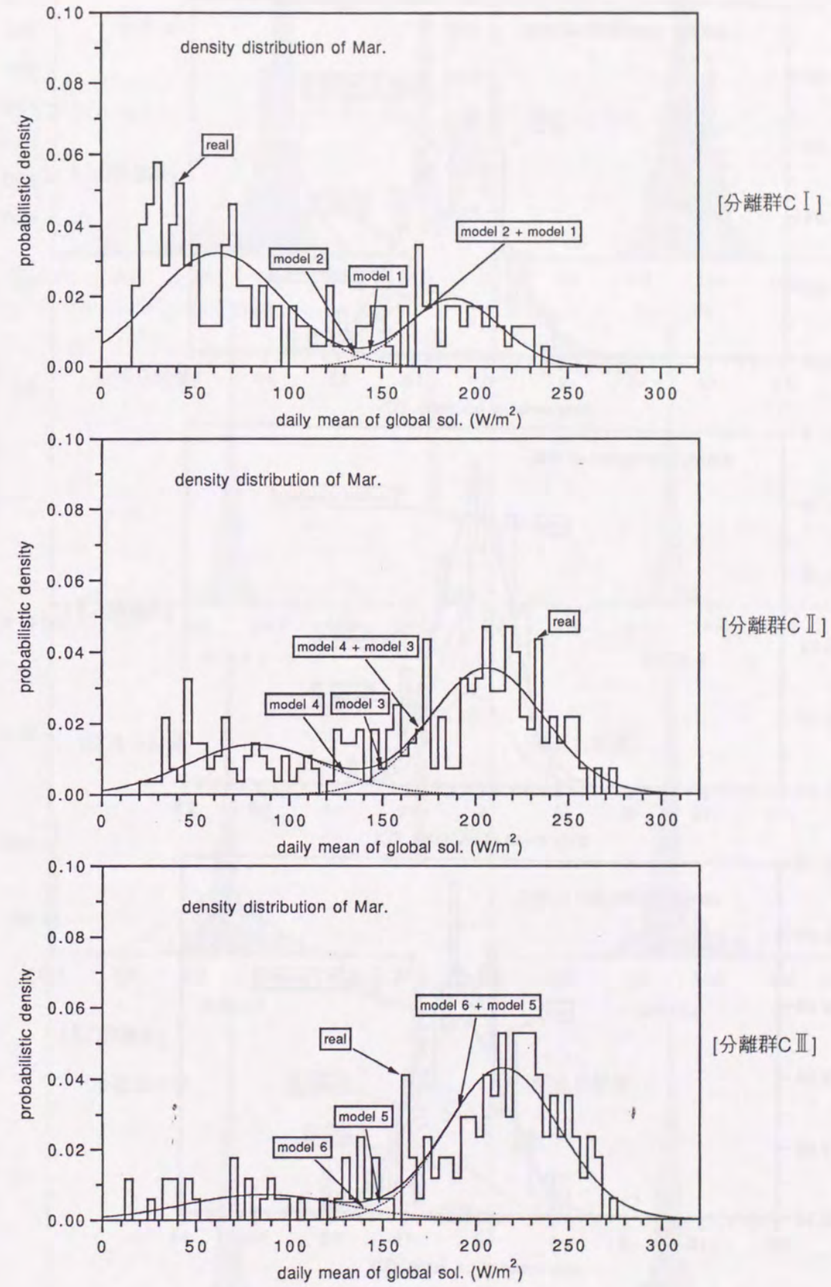


図 4.16 全天日射量日平均値分布の正規近似(3月)（横軸:全天日射量日平均値、縦軸:相対度数）

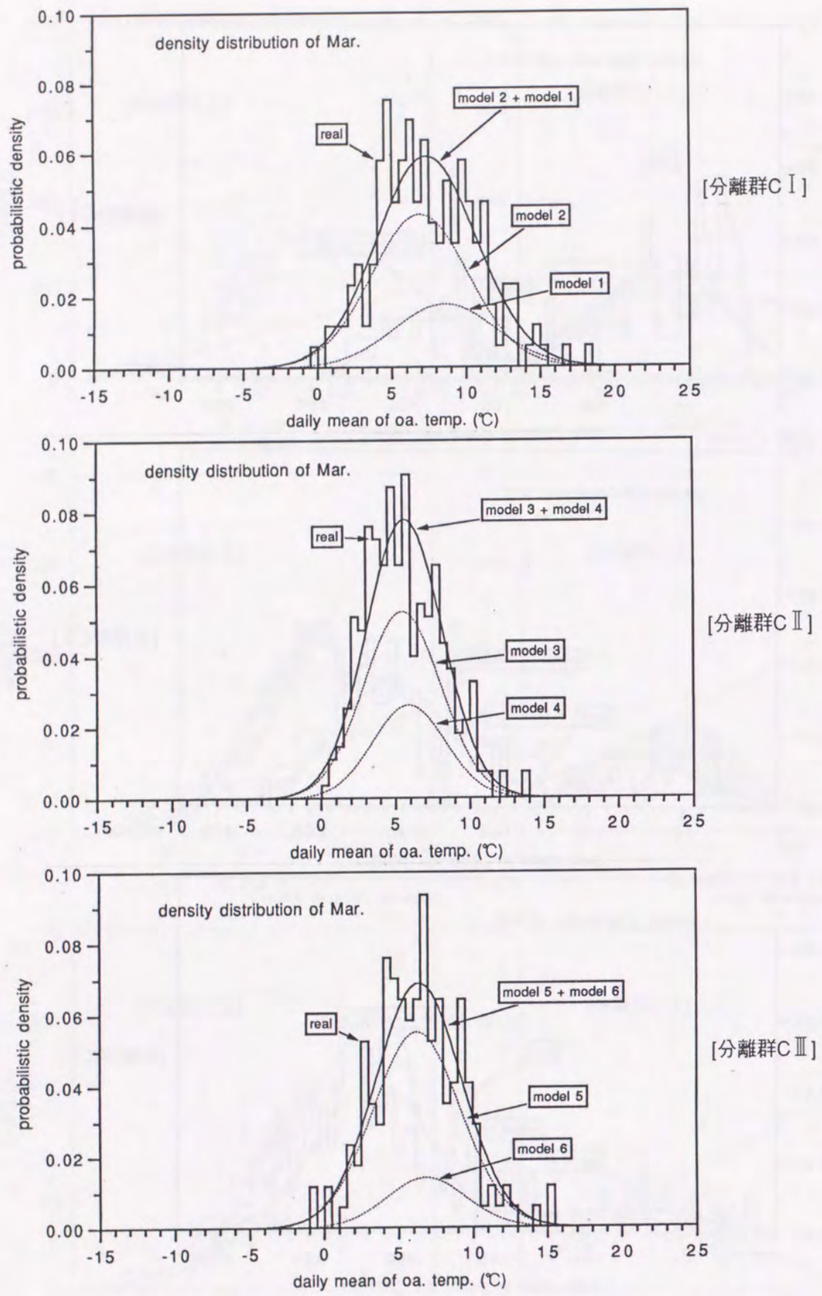
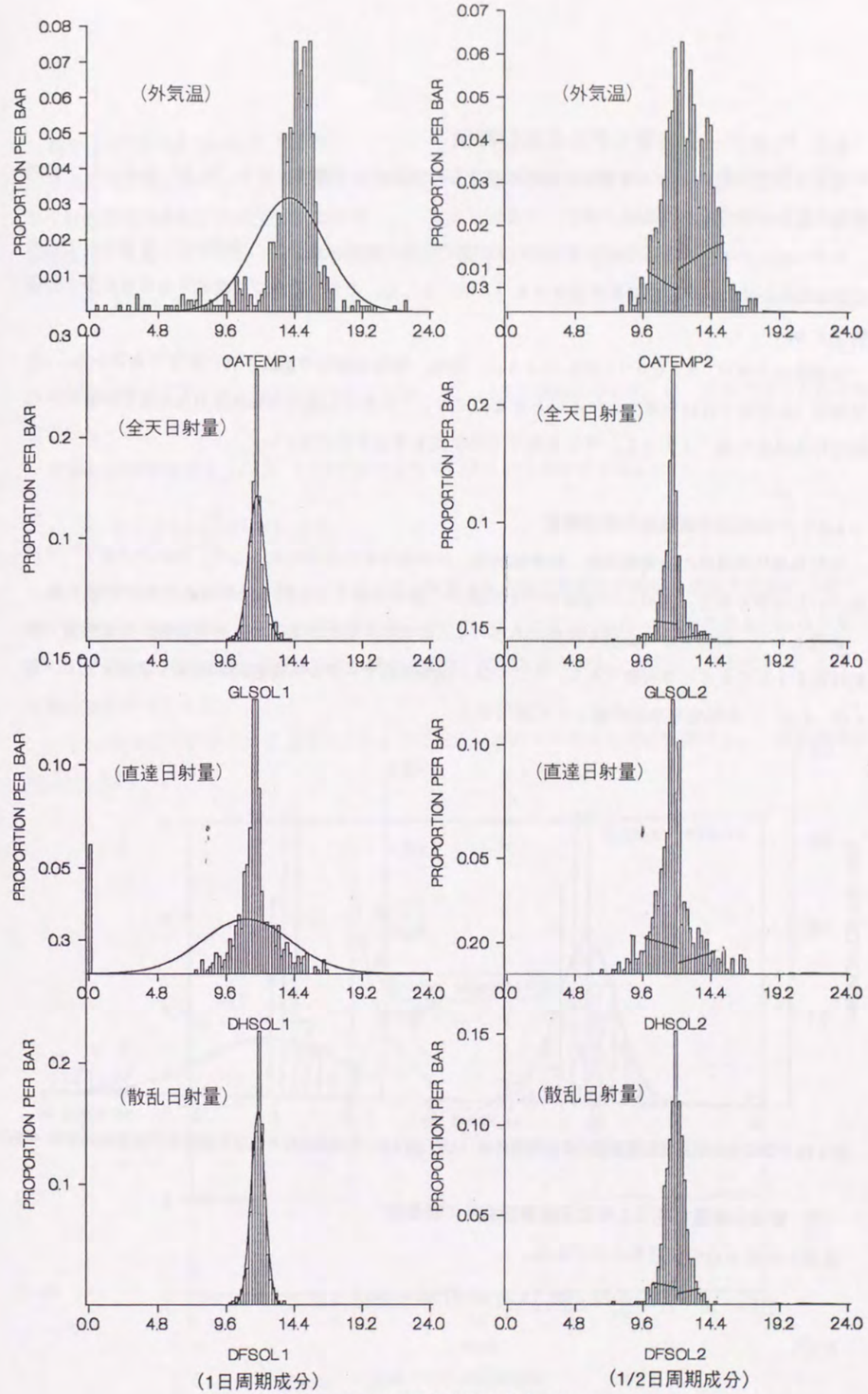


図 4.17 外気温日平均値分布のの正規近似(3月)（横軸:全天日射量日平均値、縦軸:相対度数）



(1日周期成分)　　(1/2日周期成分)

図 4.18 各気象要素周期成分位相の分布（横軸:時間、縦軸:相対度数）

4.3 気象データ確率モデルの性能評価

前章3.2.3(2)の建物モデルを使い，前節で構成した気象データ確率モデル（3月）によって，自然室温の確率分布推定を試みる。

モデル抽出のもととなった20年分のデータに基づき数値解法（差分法：付録参照）を適用して求めた室温時系列解の統計整理結果を基準分布（正解）として，モデルに基づく確率分布の近似度を評価検討する。

当建物モデルは，3.2.3(2)でも記したように，無窓，等面積壁体で構成された単室であるから，6方位壁面（鉛直面方位は東西南北に正対とする）に対しての各方位面相当外気温度(sat)を平均した平均相当外気温度を単一入力とし，その作用下での室温を考察すればよい。

4.3.1 平均相当外気温度の表現精度

平均相当外気温度の日最高温度，日最低温度，日平均温度を評価対象として，20年分の原データに基づいた確率分布と，構成した確率モデルに基づく確率分布とを比較し，その適合度を評価する。

前提として，時間変動の表現を複数項のフーリエ級数形としているので，日最高値，日最低値の生起時刻を予見することは困難である。ここでは，実時系列データから生起時刻の発生状況を知り（図4.19，4.20），最頻値を生起時刻として採用する。

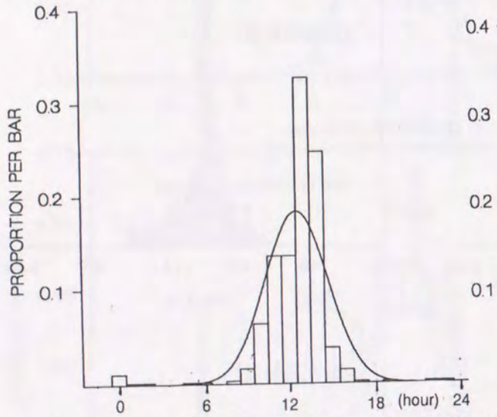


図 4.19 平均相当外気温度日最高値の発生時刻分布（3月）

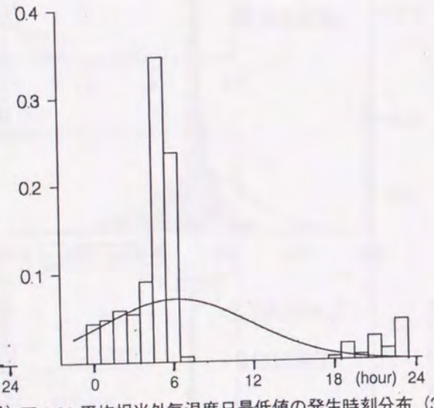


図 4.20 平均相当外気温度日最低値の発生時刻分布（3月）

(1) 直達日射量に基づく平均日射等価温度の表現法

直達日射量 $y(t)$ の関数形は次である。

$$y(t) = y_0 + y_1 cos(\omega t - \varphi h_1) + y_2 cos(2\omega t - \varphi h_2) \tag{4.1}$$

ただし，

$\omega = 2\pi/24[\mathrm{rad./hour}]$：角速度

3月の全標本に基づいて求めた回帰直線勾配（0点通過回帰直線勾配，a_1：直達日射量日平均値を1日周期成分振幅に変換する比例係数，a_2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数）を用いて，次のように日平均値と各周期成分振幅を確定的に関係付ける。

$$y_1 = a_1 y_0 \tag{4.2}$$

$$y_2 = a_2 y_0 \tag{4.3}$$

各周期成分の位相（φ_{h_1}：1日周期成分位相，φ_{h_2}：1/2日周期成分位相）は，前節で述べた如く確定値を与える。

平均日射等価温度 $\theta_{eh}(t)$ は，3.2.3で述べた方法により次と表わされる。

$$\theta_{eh}(t) = \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} C_T(t) \cdot y(t) \tag{4.4}$$

$C_T(t)$（3.2.3(2)iv)a.3)(A)参照，水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数（或いは，単位正方形鉛直面の水平面への投影面積）の合計＋1（ただし，この+1は日出中み））は3月について同一日（'81.3.15：通算20年の中間点を採用）の値を適用する。また，太陽高度が10°以下の場合は日射0とする。

3.2.3(2)で述べた如く，$C_T(t)$ は次のように平均+4項のフーリエ級数に展開する。（展開結果は図4.21に示す。）

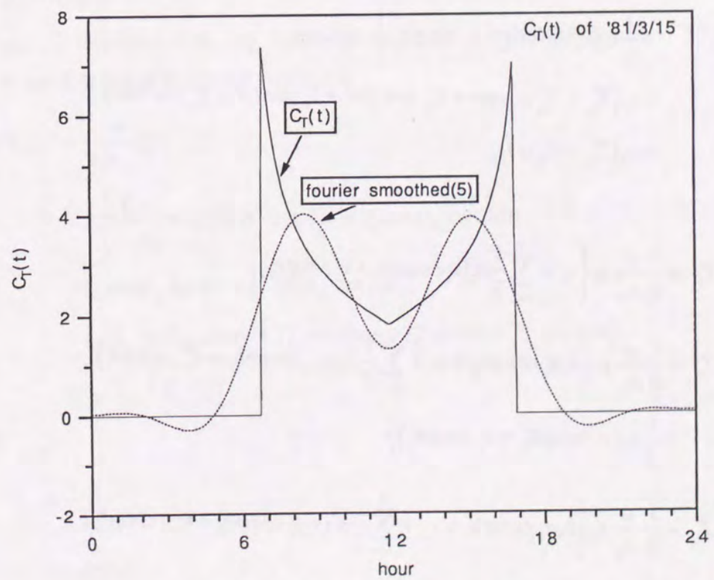


図 4.21 $C_T(t)$のフーリエ級数展開

$$C_T(t) = v_0 + \sum_{i=1}^{4} v_i \cos(i\omega t) + \sum_{i=1}^{4} v_i' \sin(i\omega t) \tag{4.5}$$

(4.1)，(4.2)，(4.3)，(4.5)式に基づいて(4.4)式は具体的には次と表現される。

$$\begin{aligned}
\theta_{eh}(t) = {} & \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_i \cos\varphi h_i + v_i' \sin\varphi h_i \right) \right\} \\
& + \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_1 \cos\varphi h_1 + v_1 + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{3-i} \cos\varphi h_i + v_{3-i}' \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. + \frac{1}{2} a_2 \left(v_3 \cos\varphi h_2 + v_3' \sin\varphi h_2 \right) \right\} \cdot \cos\omega t \\
& + \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_2 \cos\varphi h_2 + v_2 + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{i+2} \cos\varphi h_i + v_{i+2} \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. + \frac{1}{2} a_1 \left(v_1 \cos\varphi h_1 - v_1' \sin\varphi h_1 \right) \right\} \cdot \cos 2\omega t \\
& + \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_1 \sin\varphi h_1 + v_1' + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{i+1}' \cos\varphi h_i - v_{i+1} \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. - \frac{1}{2} a_2 \left(v_1' \cos\varphi h_2 - v_1 \sin\varphi h_2 \right) \right\} \cdot \sin\omega t \\
& + \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_2 \sin\varphi h_2 + v_2' + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{i+2}' \cos\varphi h_i - v_{i+2} \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. + \frac{1}{2} a_1 \left(v_1' \cos\varphi h_1 + v_1 \sin\varphi h_1 \right) \right\} \cdot \sin 2\omega t \\
& = y_0 \left(T_{h_0} + T_{h_1} \cos\omega t + T_{h_2} \cos 2\omega t + T_{h_1}' \sin\omega t + T_{h_2}' \sin 2\omega t \right) \\
& = y_0 \left(T_{h_0} + T_{h_n}(t) \right)
\end{aligned} \tag{4.6}$$

ここで，

$$T_{h_0} = \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_i \cos\varphi h_i + v_i' \sin\varphi h_i \right) \right\} \tag{4.7}$$

$$\begin{aligned}
T_{h_1} = {} & \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_1 \cos\varphi h_1 + v_1 + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{3-i} \cos\varphi h_i + v_{3-i}' \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. + \frac{1}{2} a_2 \left(v_3 \cos\varphi h_2 + v_3' \sin\varphi h_2 \right) \right\}
\end{aligned} \tag{4.8}$$

$$\begin{aligned}
T_{h_2} = {} & \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_2 \cos\varphi h_2 + v_2 + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{i+2} \cos\varphi h_i + v_{i+2} \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. + \frac{1}{2} a_1 \left(v_1 \cos\varphi h_1 - v_1' \sin\varphi h_1 \right) \right\}
\end{aligned} \tag{4.9}$$

$$\begin{aligned}
T_{h_1}' = {} & \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_1 \sin\varphi h_1 + v_1' + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{i+1}' \cos\varphi h_i - v_{i+1} \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. - \frac{1}{2} a_2 \left(v_1' \cos\varphi h_2 - v_1 \sin\varphi h_2 \right) \right\}
\end{aligned} \tag{4.10}$$

$$\begin{aligned}
T_{h_2}' = {} & \frac{1}{6}\frac{a}{\alpha_0} y_0 \left\{ v_0 a_2 \sin\varphi h_2 + v_2' + \sum_{i=1}^{2} \frac{1}{2} a_i \left(v_{i+2}' \cos\varphi h_i - v_{i+2} \sin\varphi h_i \right) \right. \\
& \left. + \frac{1}{2} a_1 \left(v_1' \cos\varphi h_1 + v_1 \sin\varphi h_1 \right) \right\}
\end{aligned} \tag{4.11}$$

$$T_{h_n}(t) = T_{h_1} \cos\omega t + T_{h_2} \cos 2\omega t + T_{h_1}' \sin\omega t + T_{h_2}' \sin 2\omega t \tag{4.12}$$

(2)　散乱日射量に基づく平均日射等価温度の表現法

散乱日射量 $z(t)$ の関数形は次である。

$$z(t) = z_0 + z_1 \cos\left(\omega t - \varphi_{f1}\right) + z_2 \cos\left(2\omega t - \varphi_{f2}\right) \tag{4.13}$$

直達と同様に，回帰直線勾配（0点通過回帰直線勾配，c_1：散乱日射量日平均値を1日周期成分振幅に変換する比例係数，c_2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数）を用いて次の近似を行なう。

$$z_1 = c_1 z_0 \tag{4.14}$$

$$z_2 = c_2 z_0 \tag{4.15}$$

位相（φ_{f_1}：1日周期成分位相，φ_{f_2}：1/2日周期成分位相）について確定値を用い，3.2.3(2)と同様にして，平均日射等価温度 $\theta_{ef}(t)$ は次と表される。

$$\begin{aligned}
\theta_{ef}(t) = {} & \frac{1}{2}\frac{a}{\alpha_0} z(t) \\
= {} & z_0 \left(\frac{1}{2}\frac{a}{\alpha_0} + c_1 \cos\varphi_{f_1} \cos\omega t + c_2 \cos\varphi_{f_2} \cos 2\omega t \right. \\
& \left. + c_1 \sin\varphi_{f_1} \sin\omega t + c_2 \sin\varphi_{f_2} \sin 2\omega t \right) \\
= {} & z_0 \left(T_{f_0} + T_{f_1} \cos\omega t + T_{f_2} \cos 2\omega t + T_{f_1}' \sin\omega t + T_{f_2}' \sin 2\omega t \right) \\
= {} & z_0 \left(T_{f_0} + T_{f_n}(t) \right)
\end{aligned} \tag{4.16}$$

ここで，

$$T_{f_0} = \frac{1}{2}\frac{a}{\alpha_0} \tag{4.17}$$

$$T_{f_1} = c_1 \cos\varphi_{f_1} \tag{4.18}$$

$$T_{f_2} = c_2 \cos\varphi_{f_2} \tag{4.19}$$

$$T'_{f_1} = c_1 \sin\varphi_{f_1} \tag{4.20}$$

$$T'_{f_2} = c_2 \sin\varphi_{f_2} \tag{4.21}$$

$$T_{f_n}(t) = T_{f_1} \cos\omega t + T_{f_2} \cos 2\omega t + T'_{f_1} \sin\omega t + T'_{f_2} \sin 2\omega t \tag{4.22}$$

(3) 外気温の表現法

外気温$\theta_o(t)$の関数形は次である。

$$\theta_0(t) = o_0 + o_1 \cos\left(\omega t - \varphi_{o_1}\right) + o_2 \cos\left(\omega t - \varphi_{o_2}\right) \tag{4.23}$$

日平均値o_0に対しては，全く独立な正規分布表現を与える。

$$N_{o_0}\left(m_{o_0}, \sigma^2_{o_0}\right) = \left(r/\sigma_{o_0}\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\left(o_0 - m_{o_0}\right)^2 / 2\sigma^2_{o_0}\right) \tag{4.24}$$

ただし，

m_{o_0}　：標本分布の平均

$\sigma^2_{o_0}$　：標本分布の分散

r　：分離群標本数の全標本数に対する比率

3月の全標本に基づく回帰直線勾配（0点通過回帰直線勾配，p_2）を用いて，1日周期成分振幅o_1と1/2日周期成分振幅o_2を次のように関係付けて近似表現する。

$$o_2 = P_2 o_1 \tag{4.25}$$

したがって，　位相（φ_{o_1}：1日周期成分位相，φ_{o_2}：1/2日周期成分位相）について確定値を用い，

$$\begin{aligned}\theta_0(t) &= o_0 + o_1\left(\cos\varphi_{o_1} \cos\omega t + P_2 \cos\varphi_{o_2} \cos 2\omega t \right.\\ &\quad \left. + \sin\varphi_{o_1} \sin\omega t + P_2 \sin\varphi_{o_2} \sin 2\omega t\right)\\ &= o_0 + o_1\left(T_{o_1} \cos\omega t + T_{o_2} \cos 2\omega t + T'_{o_1} \sin\omega t + T'_{o_2} \sin 2\omega t\right)\\ &= o_0 + o_1 T_{o_n}(t)\end{aligned} \tag{4.26}$$

ここで，

$$T_{o_1} = \cos\varphi_{o_1} \tag{4.27}$$

$$T_{o_2} = P_2 \cos\varphi_{o_2} \tag{4.28}$$

$$T'_{o_1} = \sin\varphi_{o_1} \tag{4.29}$$

$$T'_{o_2} = P_2 \sin\varphi_{o_2} \tag{4.30}$$

$$T_{o_n}(t) = T_{o_1} \cos\omega t + T_{o_2} \cos 2\omega t + T'_{o_1} \sin\omega t + T'_{o_2} \sin 2\omega t \tag{4.31}$$

(4) 平均相当外気温度の表現法

平均相当外気温度$\theta_E(t)$の関数形は次と表せる。

$$\theta_E(t) = y_0\left(T_{h_0} + T_{h_n}(t)\right) + z_0\left(T_{f_0} + T_{f_n}(t)\right) + o_0 + o_1 \cdot T_{o_n}(t) \tag{4.32}$$

日射の基礎確率分布は，全天日射量日平均値x_0の独立な確率分布とし正規分布表現を与える。

$$N_{x_0}\left(m_{x_0}, \sigma^2_{x_0}\right) = \left(r/\sigma_{x_0}\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\left(x_0 - m_{x_0}\right)^2 / 2\sigma^2_{x_0}\right) \tag{4.33}$$

ただし，

m_{x_0}　：全天日射量日平均値x_0の標本分布の平均

${\sigma_{x_0}}^2$　：全天日射量日平均値x_0の標本分布の分散

r　：分離群標本数の全標本数に対する比率

分離群標本に基づく回帰直線（一般回帰直線，全天日射量日平均値x_0を直達日射量日平均値y_0に変換する直線の勾配＝a_0，切片＝b_0，全天日射量日平均値x_0を散乱日射量日平均値z_0に変換する直線の勾配＝c_0，切片＝d_0）を用いて，x_0とy_0,z_0の関係を次のように近似する。

$$y_0 = a_0 x_0 + b_0 \tag{4.34}$$

$$z_0 = c_0 x_0 + d_0 \tag{4.35}$$

ただし，$x_0 \geq$閾値　の分離群については，

$$a_0 = a_0 \tag{4.36}$$

$$c_0 = 1 - a_0 \tag{4.37}$$

とし，c_0はa_0に従属して与える。（x_0とy_0の相関の程度が大であるから，ただし，原データは厳密に“全天=直達+散乱”が成り立っているので，下の場合も含めて，“どちらか一方を与え，他方は従属さす”ことに統一される。）

$x_0 <$閾値　の分離群については，

$$c_0 = c_0 \tag{4.38}$$

$$a_0 = 1 - c_0 \tag{4.39}$$

とし，上記の逆の与え方をする。（x_0とz_0の相関の程度が大であるから）

大気圧日勾配パターンによる分離群に基づく回帰直線勾配（0点通過回帰直線勾配，p_1）を用いて，x_0と1日周期成分振幅o_1の関係を次で近似する。

$$o_1 = P_1 x_0 \tag{4.40}$$

したがって，(4.32)式は改めて次のように表現される。

$$\theta_E(t) = (a_0 x_0 + b_0)(T_{h_0} + T_{h_n}(t)) + (c_0 x_0 + d_0)(T_{f_0} + T_{f_n}(t)) + o_0 + P_1 x_0 T_{o_n}(t) \tag{4.41}$$

(5) 日最高温度，日最低温度，日平均温度の確率分布

日最高温度の生起時刻を t_1，日最低温度の生起時刻を t_2 とする。

$$\begin{aligned}\theta_E(t_1) &= o_0 + \left[\left\{a_0(T_{h_0} + T_{h_n}(t_1)) + c_0(T_{f_0} + T_{f_n}(t_1)) + P_1 T_{o_n}(t_1)\right\}x_0 \right. \\ &\quad \left. + \left\{b_0(T_{h_0} + T_{h_n}(t_1)) + d_0(T_{f_0} + T_{f_n}(t_1))\right\}\right] \\ &= o_0 + \left\{A(t_1)x_0 + B(t_1)\right\}\end{aligned} \tag{4.42}$$

ここで，

$$A(t_1) = a_0(T_{h_0} + T_{h_n}(t_1)) + c_0(T_{f_0} + T_{f_n}(t_1)) + P_1 T_{o_n}(t_1) \tag{4.43}$$

$$B(t_1) = b_0(T_{h_0} + T_{h_n}(t_1)) + d_0(T_{f_0} + T_{f_n}(t_1)) \tag{4.44}$$

(4.43)式，(4.44)式は確定値である。x_0 が平均 m_{x_0} で分散 $\sigma_{x_0}{}^2$ の正規分布であるとき，x_0 を線形変換した確率変数 $x_0' = A(t_1)x_0 + B(t_1)$ はまた，正規分布 $N_{ex}\left(A(t_1)m_{x_0} + B(t_1), A(t_1)^2\sigma_{x_0}^2\right)$ の分布に従う。

そして，o_0 と x_0 は独立な正規分布としてモデル化したので，(4.42)式は正規分布の一次結合を意味し，次の形の正規分布に従う。

$$\begin{aligned}N_e &= \left(A(t_1)m_{x_0} + B(t_1) + m_{o_0}, A(t_1)^2\sigma_{x_0}^2 + \sigma_{o_0}^2\right) \\ &= N_e\left(m_{max}, \sigma_{max}^2\right)\end{aligned} \tag{4.45}$$

ここで，

$$m_{max} = A(t_1)m_{x_0} + B(t_1) + m_{o_0} \tag{4.46}$$

$$\sigma_{max}^2 = A(t_1)^2\sigma_{x_0}^2 + \sigma_{o_0}^2 \tag{4.47}$$

日最高温度 $\theta_E(t_1)$ の具体的な確率密度関数形は次である。

$$N_e\left(m_{max}, \sigma_{max}^2\right) = \left(r/\sigma_{max}\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\left(\theta_E(t_1) - m_{max}\right)^2/2\sigma_{max}^2\right) \tag{4.48}$$

同様にして，日最低温度 $\theta_E(t_2)$ の確率密度関数形は次のように得られる。

$$N_e\left(m_{min}, \sigma_{min}^2\right) = \left(r/\sigma_{min}\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\left(\theta_E(t_2) - m_{min}\right)^2/2\sigma_{min}^2\right) \tag{4.49}$$

ここで，

$$m_{min} = A(t_2)m_{x_0} + B(t_1) + m_{o_0} \tag{4.50}$$

$$\sigma_{min}^2 = A(t_2)^2\sigma_{x_0}^2 + \sigma_{o_0}^2 \tag{4.51}$$

日平均温度 $\overline{\theta}_E$ は次と表せる。

$$\begin{aligned}\overline{\theta}_E &= o_0 + \left\{\left(a_0 T_{h_0} + c_0 T_{f_0}\right)x_0 + \left(b_0 T_{h_0} + d_0 T_{f_0}\right)\right\} \\ &= o_0 + \left(\overline{A}x_0 + \overline{B}\right)\end{aligned} \tag{4.52}$$

ここで，

$$\overline{A} = a_0 T_{h_0} + c_0 T_{f_0} \tag{4.53}$$

$$\overline{B} = b_0 T_{h_0} + d_0 T_{f_0} \tag{4.54}$$

したがって，上記と同様の形で日平均温度 $\overline{\theta}_E$ の確率密度関数が得られる。

$$N_e\left(m_{mean}, \sigma_{mean}^2\right) = \left(r/\sigma_{mean}\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\left(\overline{\theta}_E - m_{mean}\right)^2/2\sigma_{mean}^2\right) \tag{4.55}$$

ここで，

$$m_{mean} = \overline{A}m_{x_0} + \overline{B} + m_{o_0} \tag{4.56}$$

$$\sigma_{mean}^2 = \overline{A}^2\sigma_{x_0}^2 + \sigma_{o_0}^2 \tag{4.57}$$

(6) 確率分布の適合度

各分類群毎に(4.48)式を計算し，それらを合併することでモデル全体の日最高温度の確率密度関数を得ることができる。

原時系列気象データに基づく日最高温度の確率分布（度数分布）を基準として，モデルに基づく確率分布のそれへの適合度を見てみると，図 4.22に示す結果となった。（図中の model1～6 は前節4.2 図 4.11に定義する。以降の図中表記は全てこれに従う。ただし，6 ～ 9 月については，全天日射量日平均値の大小による 2 分類のみを行なうので，大：model 1，小：model 2とする。）

分布形の特徴に追随していることが窺えるが，モデルの適合度は不満足な箇所も見られる。χ^2 検定（24クラス，有意水準5%，等度数法）によって適合度を検定したところ，棄却される結果となった。

日最低温度の場合を図 4.23に示す。明らかに分布域がずれて表現される結果となった。平均相当外気温度において，日最低値に関しては外気温の変動特性が支配的であるが，一般にその値の発生時点で変化が下降から上昇へと急変する。したがって，このエッジ的部分を良く表現しようとすると，フーリエ級数形では項数を多く必要とする。本論では周期成分を1/2日周期成分までに限定したので，日最低値そのものの表現性において既に劣ることが避けられない。

日平均温度の場合を図 4.24に示す。適合が非常に良好である。χ^2 検定によっても許容される結果が得られた。

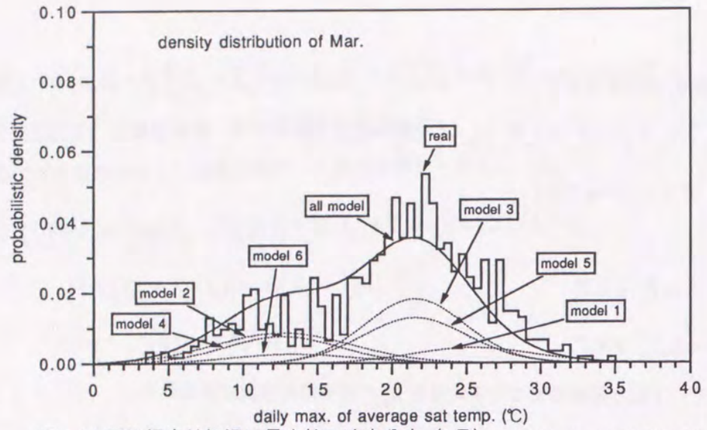


図 4.22 平均相当外気温日最高値の確率分布（3月）(real:実データ，model:気象モデル)

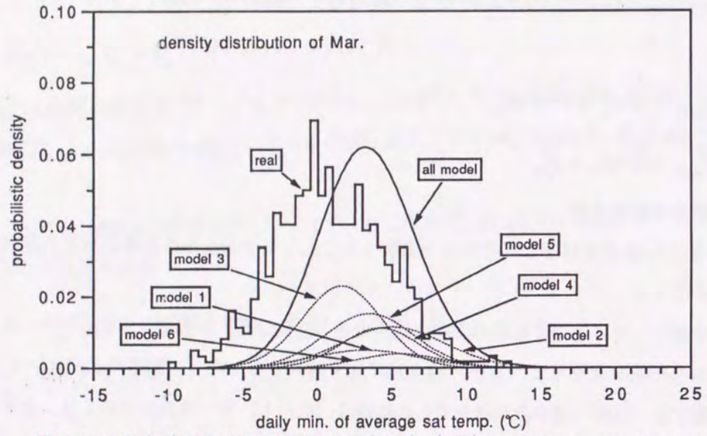


図 4.23 平均相当外気温日最低値の確率分布（3月）(real:実データ，model:気象モデル)

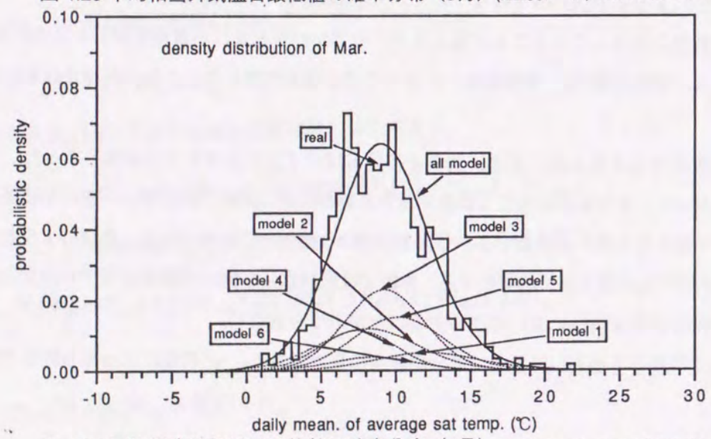


図 4.24 平均相当外気温日平均値の確率分布（3月）(real:実データ，model:気象モデル)

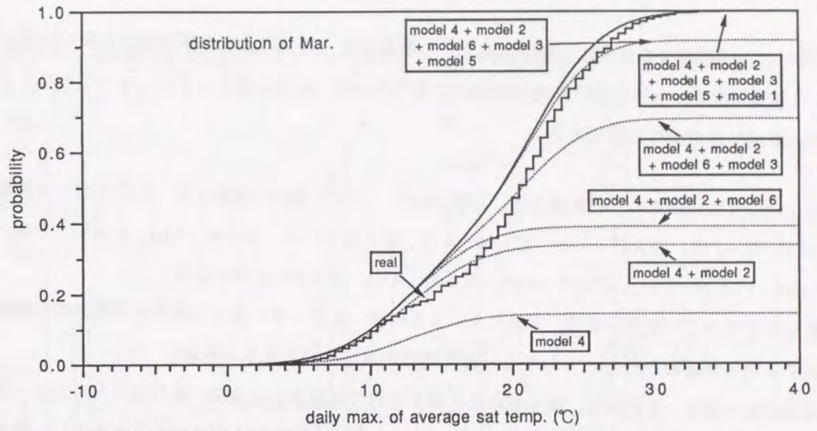


図 4.25 平均相当外気温日最高値の累積確率分布（3月）(real:実データ，model:気象モデル)

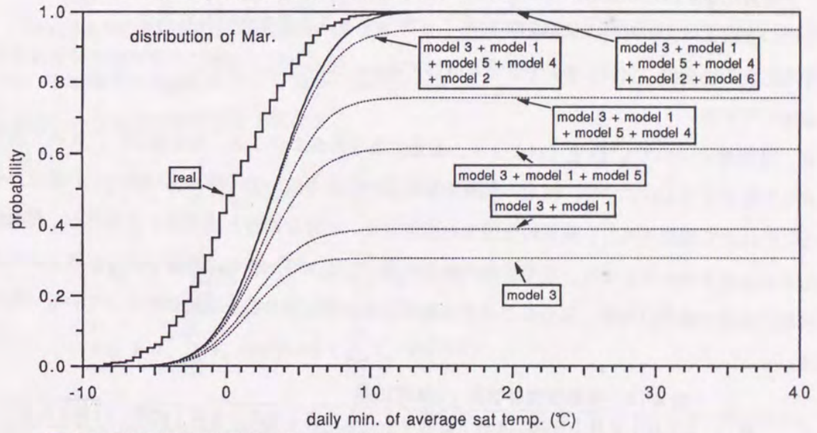


図 4.26 平均相当外気温日最低値の累積確率分布（3月）(real:実データ，model:気象モデル)

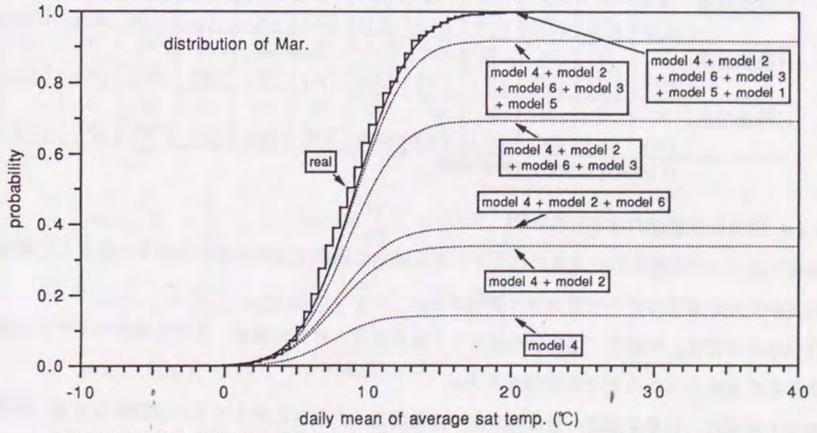


図 4.27 平均相当外気温日平均値の累積確率分布（3月）(real:実データ，model:気象モデル)

図4.25，4.26，4.27はそれぞれ，日最高温度，日最低温度，日平均温度の累積確率を描いたものである。日最高温度では上限に近い範囲の評価が主要であるが，この累積カーブによって知られるように，その範囲での追随は良好である。

3月以外の月についての，日最高温度，日最低温度，日平均温度の確率分布（度数分布）を，巻末図表の図4.37～4.39，図4.43～4.45，図4.49～4.51，図4.55～4.57，図4.61～4.63，図4.67～4.69，図4.73～4.75，図4.79～4.81，図4.85～4.87，図4.91～4.93，図4.97～4.99に示す。

日最高温度のモデル確率分布は，各月とも，3月同様，原データに基づく特異な度数分布形状を近似再現する効果が認められる。もちろん，適合度の不満足な箇所も見られる。

日最低温度の場合，3月同様，明らかに分布域がずれて表現されており，実分布よりも大きい値域にモデル確率分布が現われる結果となった（6，7，8月は“ずれ”の程度がましである）。最低値そのものの表現上は，フーリエ級数項数を多く必要とすることがうかがわれる。

日平均温度の場合は，全般に適合が非常に良好である。歪んだ実分布形にモデル確率分布は非常によく追随している。

各月，各指標についてχ^2検定（24クラス，有意水準5％および1％，等度数法）によって適合度を検定した結果を表4.14に示す。検定の機械的な適用の結果では，日平均温度の場合に許容される月がある以外は全て棄却された。視覚的な図形の観察では，十分な適合と視認される場合も，統計的には厳しく判定却下されてしまう。実用目的の精度に照らして，可・不可は判断されるべきものであるが，日最低温度の場合以外は，実分布とモデル確率分布の間に致命的な乖離は起こっていないと判断される。

表 4.14　平均相当外気温 χ2検定結果

月	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
日平均温度	× (○)	× (○)	○ (○)	○ (○)	× (×)	○ (○)	× (×)	× (×)	○ (○)	○ (○)	× (○)	× (×)
日最高温度	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)
日最低温度	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)	× (×)

(( )内は有意水準1%検定結果)

4.3.2 建物自然室温の確率分布表現

前項で述べた平均相当外気温度の作用下にある単室の自然室温の確率的評価を例題として試み，用いる気象データ確率モデルの妥当性を検討する。

評価項目は前項と同様で，建物自然室温の日最高温度，日最低温度，日平均温度のモデルに基づく確率分布の基準分布への適合度評価である。

前項と同様に，日最高温度，日最低温度の生起時刻を先験的に確定するのは困難なので，時系列室

温変動解から生起時刻の頻度分布を求め（図 4.28，4.29），最頻値を確定の生起時刻として採用した。

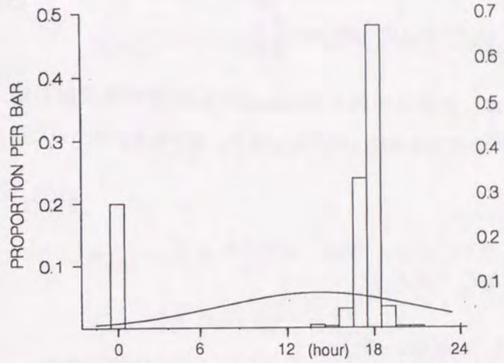


図 4.28 自然室温日最高値の発生時刻分布（3月）

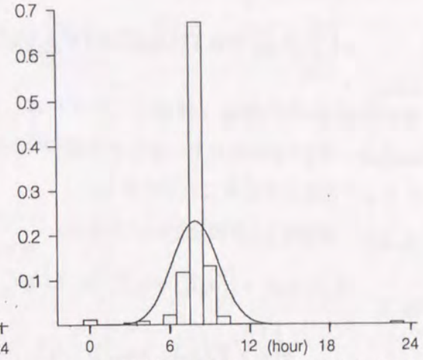


図 4.29 自然室温日最低値の発生時刻分布（3月）

(1)　平均相当外気温度に基づく室温の表現法

平均相当外気温度の関数形を再掲する。

$$
\begin{aligned}
\overline{\theta}_E &= y_0\left(T_{h_0}+\sum_{i=1}^{2}T_{h_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{h_i}\sin(i\omega t)\right)\\
&+z_0\left(T_{f_0}+\sum_{i=1}^{2}T_{f_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{f_i}\sin(i\omega t)\right)\\
&+o_0+o_1\left(\sum_{i=1}^{2}T_{o_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{o_i}\sin(i\omega t)\right)\\
&=o_0+\left[\left\{a_0\left(T_{h_0}+\sum_{i=1}^{2}T_{h_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{h_i}\sin(i\omega t)\right)\right.\right.\\
&+c_0\left(T_{f_0}+\sum_{i=1}^{2}T_{f_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{f_i}\sin(i\omega t)\right)\\
&\left.+P_1\left(\sum_{i=1}^{2}T_{o_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{o_i}\sin(i\omega t)\right)\right\}x_0\\
&+\left\{b_0\left(T_{h_0}+\sum_{i=1}^{2}T_{h_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{h_i}\sin(i\omega t)\right)\right.\\
&\left.+d_0\left(T_{f_0}+\sum_{i=1}^{2}T_{f_i}\cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}T'_{f_i}\sin(i\omega t)\right)\right\}\\
&=o_0+\left\{\left(a_0T_{h_0}+c_0T_{f_0}\right)x_0+\left(b_0T_{h_0}+d_0T_{f_0}\right)\right\}
\end{aligned}
$$

$$+\left[\left\{\sum_{i=1}^{2}\left(a_0T_{h_i}+c_0T_{f_i}+P_1T_{o_i}\right)cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}\left(a_0T'_{h_i}+c_0T'_{f_i}+P_1T'_{o_i}\right)sin(i\omega t)\right\}x_0\right.$$
$$\left.+\left\{\sum_{i=1}^{2}\left(b_0T_{h_i}+d_0T_{f_i}\right)cos(i\omega t)+\sum_{i=1}^{2}\left(b_0T'_{h_i}+d_0T'_{f_i}\right)sin(i\omega t)\right\}\right] \tag{4.58}$$

周波数応答法の理論（付録A）によれば，温度入力例えば$\cos\omega t$に対応する温度出力は$\mathrm{P}\cos(\omega t-\Phi)$と表わされる。Pと$\Phi$が建物の熱特性を集約して示しており，建物条件に基づいた計算によって容易に求めることができる。

よって，室温$\theta_r(t)$の関数形は次となる。

$$\theta_r(t)=o_0+\left\{\left(a_0T_{h_0}+c_0T_{f_0}\right)x_0+\left(b_0T_{h_0}+d_0T_{f_0}\right)\right\}$$
$$+\left[\left\{\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(a_0T_{h_i}+c_0T_{f_i}+P_1T_{o_i}\right)cos(i\omega t-\Phi_i)\right.\right.$$
$$\left.+\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(a_0T'_{h_i}+c_0T'_{f_i}+P_1T'_{o_i}\right)sin(i\omega t-\Phi_i)\right\}x_0 \tag{4.59}$$
$$\left.+\left\{\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(b_0T_{h_i}+d_0T_{f_i}\right)cos(i\omega t-\Phi_i)+\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(b_0T'_{h_i}+d_0T'_{f_i}\right)sin(i\omega t-\Phi_i)\right\}\right]$$
$$=o_0+\left(\overline{A}'x_0+\overline{B}'\right)+\left\{A'(t)x_0+B'(t)\right\}$$

ここで，

$$\overline{A}'=a_0T_{h_0}+c_0T_{f_0} \tag{4.60}$$

$$\overline{B}'=b_0T_{h_0}+d_0T_{f_0} \tag{4.61}$$

$$A'(t)=\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(a_0T_{h_i}+c_0T_{f_i}+P_1T_{\overline{o}_i}\right)cos(i\omega t-\Phi_i)$$
$$+\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(a_0T'_{h_i}+c_0T'_{f_i}+P_1T'_{\overline{o}_i}\right)sin(i\omega t-\Phi_i) \tag{4.62}$$

$$B'(t)=\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(b_0T_{h_i}+d_0T_{f_i}\right)cos(i\omega t-\Phi_i)$$
$$+\sum_{i=1}^{2}\mathbf{P}_i\left(b_0T'_{h_i}+d_0T'_{f_i}\right)sin(i\omega t-\Phi_i) \tag{4.63}$$

(4.63)式は建物の熱特性値P_i，Φ_iが新たに確定値として付加されただけで，4.3.1で構成した式と全く同形の式である。

(2) 日最高室温，日最低室温，日平均室温の確率分布

日最高温度の生起時刻をt'_1，日最低温度の生起時刻をt'_2として与えることにより，各温度指標値の確

率密度関数は次のようになる。

（日最高室温）

$$N_r=\left(\left(\overline{A}'+A'(t'_1)\right)m_{x_0}+\left(\overline{B}'+B'(t'_1)\right)+m_{\overline{o}_0},\left(\overline{A}'+A'(t'_1)\right)^2\sigma^2_{x_0}+\sigma^2_{\overline{o}_0}\right)$$
$$=N_r\left(m_{rmax},\sigma^2_{rmax}\right) \tag{4.64}$$
$$=\left(r/\sigma_{rmax}\sqrt{2\pi}\right)exp\left(-\left(\theta_r(t'_1)-m_{rmax}\right)^2/2\sigma^2_{rmax}\right)$$

ここで，

$$m_{rmax}=\left(\overline{A}'+A'(t'_1)\right)m_{x_0}+\left(\overline{B}'+B'(t'_1)\right)+m_{o_0} \tag{4.65}$$

$$\sigma^2_{rmax}=\left(\overline{A}'+A'(t'_1)\right)^2\sigma^2_{x_0}+\sigma^2_{o_0} \tag{4.66}$$

（日最低室温）

$$N_r\left(m_{rmin},\sigma^2_{rmin}\right)=\left(r/\sigma_{rmin}\sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\left(\theta_r(t'_2)-m_{rmin}\right)^2/2\sigma^2_{rmin}\right) \tag{4.67}$$

ここで，

$$m_{rmin}=\left(\overline{A}'+A'(t'_2)\right)m_{x_0}+\left(\overline{B}'+B'(t'_2)\right)+m_{o_0} \tag{4.68}$$

$$\sigma^2_{rmin}=\left(\overline{A}'+A'(t'_2)\right)^2\sigma^2_{x_0}+\sigma^2_{o_0} \tag{4.69}$$

（日平均室温）

周期的定常状態を仮定しているので，自然室温日平均＝平均相当外気温日平均であり，確率密度関数は前出の(4.55)式そのものである。

(3) 確率分布の適合度

原時系列気象データに基づく数値熱計算結果から抽出した室温指標値の確率分布（度数分布）を基準として，モデルに基づく確率分布の適合度を検討する。

日最高室温の確率分布を図 4.30に示す。多少の不適合があるものの，分布形の概形をかなり良く再現しているといえる。しかしながら，χ^2検定では，適合の仮説は棄却される結果となった。

日最低室温の確率分布を図 4.31に示す。分布の適合度は非常に良いように思える。平均相当外気温度における不適合の度合い（図4.23）からすると一見不可解であるが，建物が高調波変動成分に対してフィルターの役目を果たすことから，図4.23での差異を生む主体が高調波成分だと解するなら説明がつく。即ち，容量系では，図4.23での誤差分はあってもなくても同じ結果をもたらすと考えることができる。

χ^2検定を行なったところ，5%検定では棄却，1%検定では許容という結果を得た。

日平均室温の確率分布を図4.32に示す。下位値での不適合が多少目立っている。周期的定常の仮定が完全であるなら，図 4.24と図 4.32の実分布は似なければならないが，分布の様相が少し異なってい

る。周期的定常の仮定の不適合が多少現われている。

本研究の前提である時系列現象の日毎の分断に関して，モデルの適用建物等，有効範囲について十分な考察が必要である。

図4.33，4.34，4.35はそれぞれ，日最高室温，日最低室温，日平均室温の累積確率を描いたものである。全般に分布形の一致度は高く，いずれも上位値での分布形の一致度は特に良好であり，日最高室温ならば，評価したい箇所にかなりの精度を有していると判断できる。

3月以外の月についての，日最高温度，日最低温度，日平均温度の確率分布（度数分布）を，巻末図表の図4.40～4.42，図4.46～4.48，図4.52～4.54，図4.58～4.60，図4.64～4.66，図4.70～4.72，図4.76～4.78，図4.82～4.84，図4.88～4.90，図4.94～4.96，図4.100～4.102に示す。

日最高温度のモデル確率分布は，平均相当外気温度と同様，原データに基づく特異な度数分布形状を近似再現する効果が認められる。近似度は平均相当外気温度の場合よりも良いように思われる。度数の集中する値域で適合度が不足する傾向が見られる。

日最低温度の場合，上で3月について述べた通り，平均相当外気温度の場合と比べると見違えるように，分布の適合度が増しており，良好な一致が得られている。

日平均温度の場合は，全般的には，適合が良好である。実分布形を非常によく追随しているといえる。

各月，各指標についてχ^2検定（24クラス，有意水準5％および1％，等度数法）によって適合度検定した結果を表4.15に示す。依然として，棄却例が多いが，1％検定では許容されるケースが現われており，日最低温度の5％検定で許容される月があるなど，全般に，室温評価への応用において，平均相当外気温度そのものの表現性から予測された不一致の懸念が薄らいだといえる。建物の初期設計への援用という実用目的に照らして，本気象データ確率モデルは有効と評価し得る。

図4.36に考案した気象データ確率モデルから自然室温確率分布解へ至るフローを示す。

表4.15　自然室温χ2検定結果

月	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
日平均温度	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×
	(×)	(×)	(×)	(○)	(○)	(○)	(×)	(×)	(○)	(○)	(○)	(×)
日最高温度	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
	(×)	(×)	(×)	(○)	(×)	(×)	(○)	(×)	(×)	(×)	(×)	(×)
日最低温度	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	×	○
	(○)	(×)	(○)	(○)	(○)	(○)	(×)	(×)	(×)	(×)	(×)	(○)

(( )内は有意水準1%検定結果)

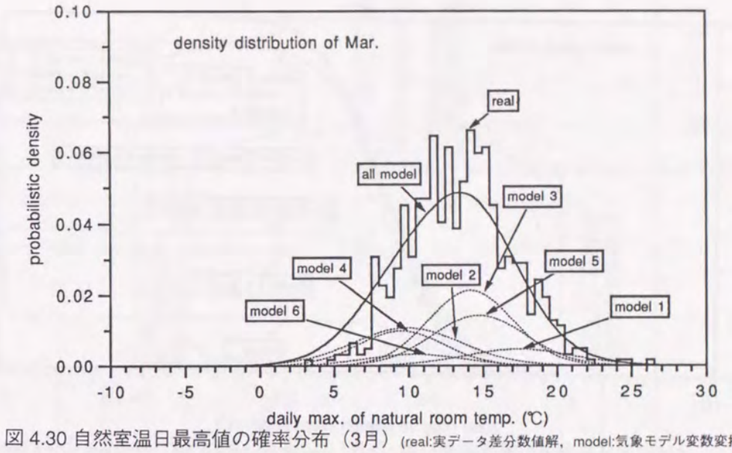


図4.30 自然室温日最高値の確率分布（3月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

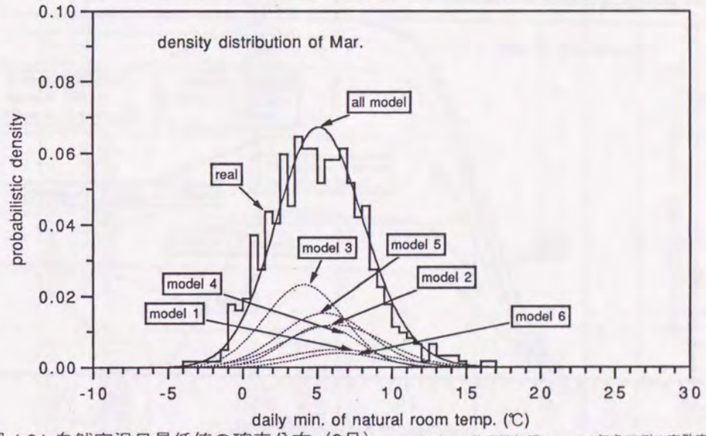


図4.31 自然室温日最低値の確率分布（3月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

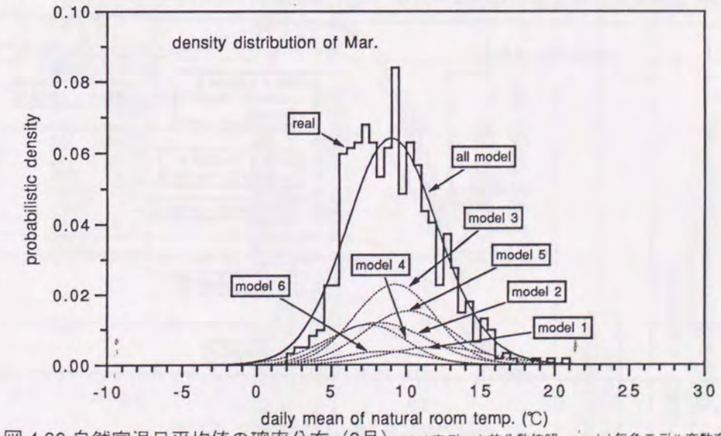


図4.32 自然室温日平均値の確率分布（3月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

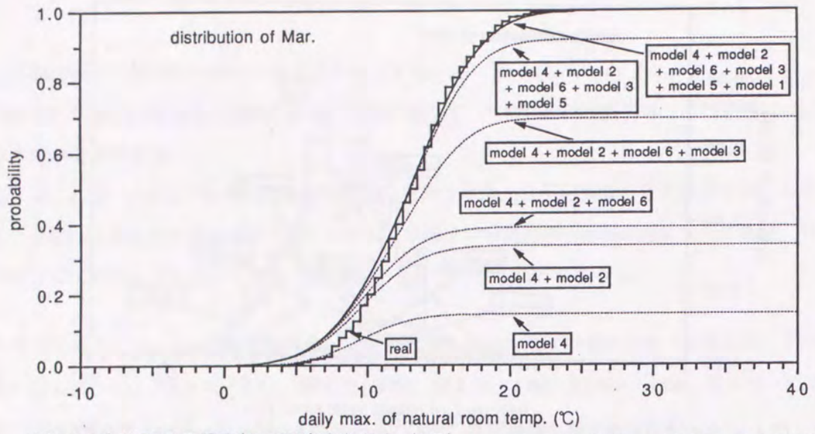


図 4.33 自然室温日最高値の累積確率分布（3月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

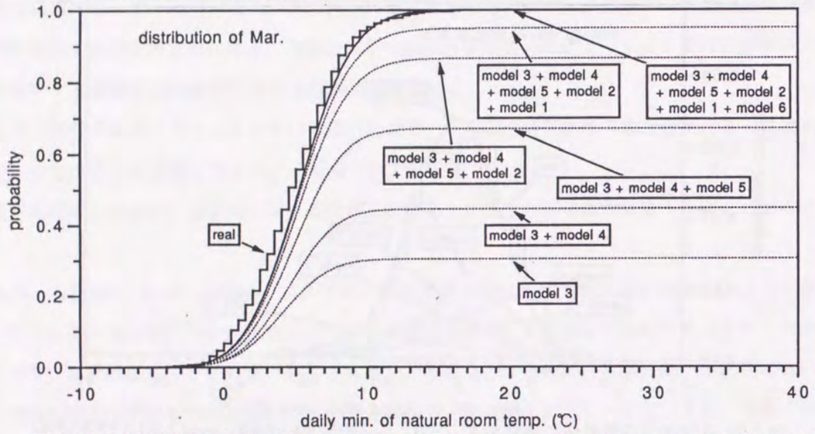


図 4.34 自然室温日最低値の累積確率分布（3月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

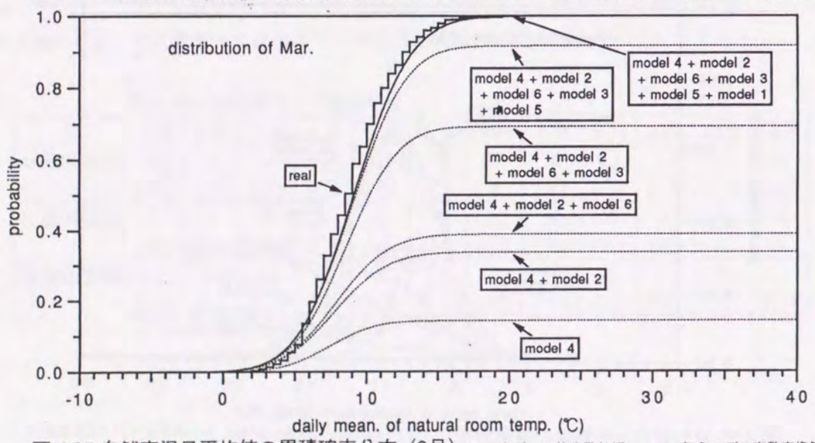


図 4.35 自然室温日平均値の累積確率分布（3月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

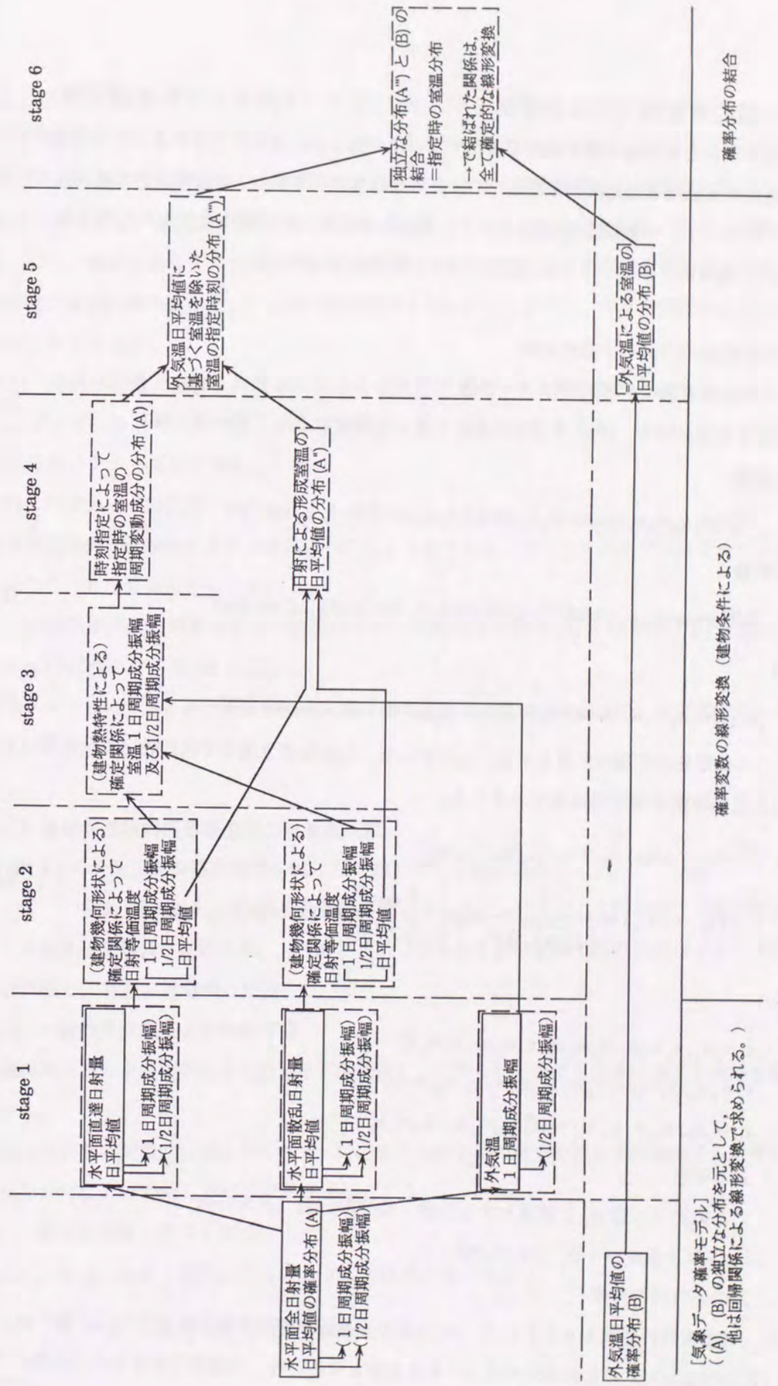


図 4.36 気象データの基礎確率分布から室温の確率分布へ至るフロー

4.4 一般的多変数モデルと考案モデルのパラメータ数および計算量比較

気象確率モデルを正規確率密度関数で表現するのに必要な統計パラメータおよび，モデルから所望の建築熱性状の正規確率密度関数を得るために必要な計算量（平均および分散を決定するために必要な計算量）について，一般的な多変数モデルと本論文で考案した単純化モデルを比較する。

モデル化の規模は　平均＋１日周期成分＋1/2日周期成分　とする。

4.4.1 必要統計パラメータ数の比較

(1)　一般的多変数モデルのパラメータ数

気象要素１項目につき，そのフーリエ係数５個を確率変数として用いる。即ち，

直達日射量：

$$ {}_hU(t)={}_hu_0+{}_hu_1\cos\omega t+{}_hu_1'\sin\omega t+{}_hu_2\cos 2\omega t+{}_hu_2'\sin 2\omega t \tag{4.70}$$

散乱日射量：

$$ {}_fU(t)={}_fu_0+{}_fu_1\cos\omega t+{}_fu_1'\sin\omega t+{}_fu_2\cos 2\omega t+{}_fu_2'\sin 2\omega t \tag{4.71}$$

外気温：

$$ {}_oU(t)={}_ou_0+{}_ou_1\cos\omega t+{}_ou_1'\sin\omega t+{}_ou_2\cos 2\omega t+{}_ou_2'\sin 2\omega t \tag{4.72}$$

の各フーリエ係数を全て確率変数とする。したがって，気象要素３項目では合計15変数を用いる。多変数結合正規確率密度関数形は次で表される。

$$ \begin{aligned} &f\left({}_hu_0,\cdots,{}_hu_2',{}_fu_0,\cdots,{}_fu_2',{}_ou_0,\cdots,{}_ou_2'\right) \\ &=f\left(x_1,\cdots,x_{15}\right)=\frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^{15}|\Sigma|^{\frac{1}{2}}}exp\left\{-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}\sigma^{ij}\left(x_i-\mu_i\right)\left(x_j-\mu_j\right)\right\} \end{aligned} \tag{4.73}$$

ただし，

$$ \left.\begin{aligned} &x_1={}_hu_0, x_2={}_hu_1, x_3={}_hu_1', x_4={}_hu_2, x_5={}_hu_2' \\ &x_6={}_fu_0, x_7={}_fu_1, x_8={}_fu_1', x_9={}_fu_2, x_{10}={}_fu_2' \\ &x_{11}={}_ou_0, x_{12}={}_ou_1, x_{13}={}_ou_1', x_{14}={}_ou_2, x_{15}={}_ou_2' \end{aligned}\right\} $$

μ_i　：x_iの平均

Σ　：x_iとx_jの共分散σ_{ij}を要素とする分散・共分散行列（正方行列）

（$i=j$のとき$\sigma_{ij}\rightarrow\sigma_i^2$：$x_i$の分散）

σ^{ij}　：Σの逆行列の要素

一般に，確率変数の個数をnとすると，(4.73)式の正規確率密度関数を規定するには個のμ_iとΣの要素個（Σは対称行列）の合計個のパラメータを必要とする。今，15変数であるから，必要パラメー

タ数は135個となる。

(2)　考案モデルのパラメータ数

(1)で一般の確率変数総個数をnと表現したが，このとき各気象要素分は$n/3$である。

考案モデルでは，各気象要素について，個の回帰パラメータおよび定数を，先ず，必要とする。

さらに，一般多変数モデルでは陽に登場しなかった気象要素である全天日射量および外気温の日平均値が独立な基礎確率分布として正規密度関数でモデル化されるので，各々の平均と分散の合計４個のパラメータが要る。

また，全天日射量と直達日射量を関係付ける回帰パラメータ２個を要する。

したがって，考案モデルでは，合計して個のパラメータを必要とする。$n=15$について，考案モデルの必要パラメータ数は18個となる。

(3)　パラメータ数比較

気象要素の時間変動性状をより精密に再現しようとすると，フーリエ級数の項数を多く必要とすることになり，nの値は大きくなる。

一般多変数モデルと考案モデルの必要パラメータ数の比は$(n+3)/\left(\left(3n+n^2\right)/2\right)=2/n$で示される。$n=15$について，約1/8となる。

パラメータ比は，nと逆比例の関係にあり，確率変数を増すにしたがって，本考案モデルの簡便さが増す。

4.4.2 建築熱性状の確率密度解の計算量比較

前節4.3での自然室温確率密度解を例として計算量を比較する。

ここで，“計算量”とは，正規密度関数解を規定するパラメータとしての平均，分散を算出するのに要する乗算演算回数と定義する。（一般多変数モデルおよび考案モデルの統計パラメータの算出に必要な計算と，共通な計算部分は除く。）

(1)　一般的多変数モデルの計算量

気象確率モデルを多変数結合正規確率密度関数とした場合に，自然室温確率密度を求める解手順をまとめる。

気象要素の確率変数は15個とするので，対応する自然室温の確率変数も同数設定する必要があり，これらをt_1〜t_{15}の15時刻における自然室温値とする。

i）　直達日射量に基づく室温

時刻t_jの直達日射量と室温は次式のように関係付けられる。

$$ {}_h\theta_{t_j}=\tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o\left[\mathbf{cs}\right]_{t=t_j}\left[\mathbf{P}\right]\left[\mathbf{V}\right]\left[{}_h\mathbf{u}\right] \tag{4.74}$$

ただし，

${}_h\theta_{t_j}$　：直達日射量によって形成される室温

a　：日射吸収率

α_o　：外気側熱伝達率

$$[\mathbf{cs}]_{t=t_j} = \left[1 \;\; cos\,\omega t_j \;\; sin\,\omega t_j \;\; cos\,2\omega t_j \;\; sin\,2\omega t_j\right] \tag{4.75}$$

$$[\mathbf{P}] = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_1 cos\,\varphi_1 & -p_1 sin\,\varphi_1 & 0 & 0 \\ 0 & p_1 sin\,\varphi_1 & p_1 cos\,\varphi_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_2 cos\,\varphi_2 & -p_2 sin\,\varphi_2 \\ 0 & 0 & 0 & p_2 sin\,\varphi_2 & p_2 cos\,\varphi_2 \end{bmatrix} \tag{4.76}$$

p_1　：外気温単位 $cos\,\omega t$ 入力に対する建物モデル室温出力の振幅減衰率

p_2　：外気温単位 $cos\,2\omega t$ 入力に対する建物モデル室温出力の振幅減衰率

φ_1　：外気温単位 $cos\,\omega t$ 入力に対する建物モデル室温出力の位相遅れ

φ_2　：外気温単位 $cos\,2\omega t$ 入力に対する建物モデル室温出力の位相遅れ

前節での表現によって，

$$C_T(t) = v_0 + \sum_{i=1}^{4} v_i\, cos(i\omega t) + \sum_{i=1}^{4} v_i'\, sin(i\omega t) \tag{4.77}$$

とするとき，

$$[\mathbf{V}] = \begin{bmatrix} v_0 & \frac{1}{2}v_1 & \frac{1}{2}v_1' & \frac{1}{2}v_2 & \frac{1}{2}v_2' \\ v_1 & v_0 + \frac{1}{2}v_2 & \frac{1}{2}v_2' & \frac{1}{2}v_1 + \frac{1}{2}v_3 & \frac{1}{2}v_1' + \frac{1}{2}v_3' \\ v_1' & \frac{1}{2}v_2' & v_0 - \frac{1}{2}v_2 & -\frac{1}{2}v_1' + \frac{1}{2}v_3' & \frac{1}{2}v_1 - \frac{1}{2}v_3 \\ v_2 & \frac{1}{2}v_1 + \frac{1}{2}v_3 & -\frac{1}{2}v_1' + \frac{1}{2}v_3' & v_0 + \frac{1}{2}v_4 & \frac{1}{2}v_4' \\ v_2' & \frac{1}{2}v_1' + \frac{1}{2}v_3' & \frac{1}{2}v_1 - \frac{1}{2}v_3 & \frac{1}{2}v_4' & v_0 - \frac{1}{2}v_4 \end{bmatrix} \tag{4.78}$$

$$\left[{}_h\mathbf{u}\right] = \begin{bmatrix} {}_hu_0 \\ \vdots \\ {}_hu_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_5 \end{bmatrix} \tag{4.79}$$

ii）散乱日射量に基づく室温

時刻 t_j の散乱日射量と室温は次式で関係付けられる。

$${}_f\theta_{t_j} = ½ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_j} [\mathbf{P}]\left[{}_f\mathbf{u}\right] \tag{4.80}$$

ただし，

${}_f\theta_{t_j}$：散乱日射量によって形成される室温

$$\left[{}_f\mathbf{u}\right] = \begin{bmatrix} {}_fu_0 \\ \vdots \\ {}_fu_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_6 \\ \vdots \\ x_{10} \end{bmatrix} \tag{4.81}$$

iii）外気温に基づく室温

時刻 t_j の外気温と室温は次式で関係付けられる。

$${}_o\theta_{t_j} = [\mathbf{cs}]_{t=t_j} [\mathbf{P}]\left[{}_o\mathbf{u}\right] \tag{4.82}$$

ただし，

${}_o\theta_{t_j}$：外気温によって形成される室温

$$\left[{}_o\mathbf{u}\right] = \begin{bmatrix} {}_ou_0 \\ \vdots \\ {}_ou_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} \\ \vdots \\ x_{15} \end{bmatrix} \tag{4.83}$$

iv）全気象要素に基づく室温

合計室温を θ_{t_j} とすると，

$$\begin{aligned} \theta_{t_j} &= ⅙ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_j} [\mathbf{P}][\mathbf{V}]\left[{}_h\mathbf{u}\right] + ½ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_j} [\mathbf{P}]\left[{}_f\mathbf{u}\right] + [\mathbf{cs}]_{t=t_j} [\mathbf{P}]\left[{}_o\mathbf{u}\right] \\ &= g_j\left({}_hu_0, \cdots, {}_hu_2', {}_fu_0, \cdots, {}_fu_2', {}_ou_0, \cdots, {}_ou_2'\right) \\ &= g_j\left(x_1, \cdots, x_{15}\right) \end{aligned} \tag{4.84}$$

したがって，各15個の確率変数間の関係が次式で表現される。

$$[\boldsymbol{\theta}] = [\mathbf{C}][\mathbf{u}] = [\mathbf{C}][\mathbf{x}] = [\mathbf{y}] \tag{4.85}$$

ただし，次とする。

$$[\boldsymbol{\theta}] = \begin{bmatrix} \theta_{t_1} \\ \vdots \\ \theta_{t_{15}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_{15} \end{bmatrix} = [\mathbf{y}] \tag{4.86}$$

$$[\mathbf{C}] = \begin{bmatrix} ⅙ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_1} [\mathbf{P}][\mathbf{V}] & ½ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_1} [\mathbf{P}] & [\mathbf{cs}]_{t=t_1} [\mathbf{P}] \\ ⅙ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_2} [\mathbf{P}][\mathbf{V}] & ½ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_2} [\mathbf{P}] & [\mathbf{cs}]_{t=t_2} [\mathbf{P}] \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ ⅙ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_{15}} [\mathbf{P}][\mathbf{V}] & ½ \cdot a/\alpha_o [\mathbf{cs}]_{t=t_{15}} [\mathbf{P}] & [\mathbf{cs}]_{t=t_{15}} [\mathbf{P}] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{1,1} & \cdots & c_{1,15} \\ \vdots & & \vdots \\ c_{15,1} & \cdots & c_{15,15} \end{bmatrix} \tag{4.87}$$

$$[\mathbf{u}]=\begin{bmatrix} {}_h\mathbf{u} \\ {}_f\mathbf{u} \\ {}_o\mathbf{u} \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_{15} \end{bmatrix}=[\mathbf{x}] \tag{4.88}$$

(4.85)式が，気象確率変数を自然室温確率変数に変数変換する線形変換式である。

(4.85)式より，次が成り立つ。

$$[\mathbf{x}]=[\mathbf{C}]^{-1}[\mathbf{y}] \tag{4.89}$$

ここで，(4.85)式，(4.89)式を次のように表現する。

$$y_j=g_j(x_1,\cdots,x_{15}) \quad (j=1,\cdots,15) \tag{4.90}$$

$$x_j=g_j^{-1}(y_1,\cdots,y_{15}) \quad (j=1,\cdots,15) \tag{4.91}$$

2章2.1.1に記述した方法によって，(4.73)式の気象同時密度関数から自然室温の同時密度関数 $f'(y_1,\cdots,y_{15})$ を得ることができる。

$$f'(y_1,\cdots,y_{15})=|J|\times f\left(g_1^{-1}(y_1,\cdots,y_{15}),\cdots,g_{15}^{-1}(y_1,\cdots,y_{15})\right) \tag{4.92}$$

任意変数 y_j の周辺密度関数 $\tilde{f}'(y_j)$ は次で与えられる。

$$y_j\tilde{f}'(y_j)=\int\cdots\int f'(y_1,\cdots,y_{15})dy_1\cdots dy_{j-1}dy_{j+1}\cdots dy_{15} \tag{4.93}$$

2章では，上記の手順をくわしく述べたが，これらは解式の“表現”としての意義が大きく，直接的に(4.93)式を計算するには非常な労力を要する。

実際的には，積率母関数を用いる方法が有効とされている。

(4.73)式の気象同時密度関数に関して，積率母関数は次で示される。

$$\begin{aligned}\phi(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})&=E\left(exp(\zeta_1X_1+\cdots+\zeta_{15}X_{15})\right)\\&=\int\cdots\int\frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^{15}|\Sigma|^{\frac{1}{2}}}exp\left\{-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}\sigma^{ij}(x_i-\mu_i)(x_j-\mu_j)+\sum_{i=1}^{15}\zeta_ix_i\right\}dx_1\cdots dx_{15}\\&=exp\left(\sum_{i=1}^{15}\mu_i\zeta_i+\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}\sigma_{ij}\zeta_i\zeta_j\right)\end{aligned} \tag{4.94}$$

キュミュラント母関数は次で示される。

$$\psi(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})=log\,\phi(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})=\sum_{i=1}^{15}\mu_i\zeta_i+\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}\sigma_{ij}\zeta_i\zeta_j \tag{4.95}$$

$$\left.\frac{\partial}{\partial\zeta_j}\psi(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})\right|_{\zeta_1=\cdots=\zeta_{15}=0}=\mu_j \tag{4.96}$$

$$\left.\frac{\partial^2}{\partial\zeta_j^2}\psi(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})\right|_{\zeta_1=\cdots=\zeta_{15}=0}=\sigma_j^2 \tag{4.97}$$

(4.85)式の関係によって，自然室温同時密度関数についての積率母関数は次となる。

$$\begin{aligned}\phi'(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})&=E\left(exp(\zeta_1Y_1+\cdots+\zeta_{15}Y_{15})\right)\\&=E\left(exp\left\{\left(\sum_{i=1}^{15}c_{i1}\zeta_i\right)X_1+\cdots+\left(\sum_{i=1}^{15}c_{i15}\zeta_i\right)X_{15}\right\}\right)\\&=exp\left\{\sum_{j=1}^{15}\mu_j\left(\sum_{i=1}^{15}c_{ij}\zeta_i\right)+\frac{1}{2}\sum_{k=1}^{15}\sum_{l=1}^{15}\sigma_{kl}\left(\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}c_{ik}c_{jl}\zeta_i\zeta_j\right)\right\}\\&=exp\left\{\sum_{i=1}^{15}\left(\sum_{j=1}^{15}c_{ij}\mu_j\right)\zeta_i+\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}\left(\sum_{k=1}^{15}\sum_{l=1}^{15}\sigma_{kl}c_{ik}c_{jl}\right)\zeta_i\zeta_j\right\}\end{aligned} \tag{4.98}$$

キュミュラント母関数は次となる。

$$\begin{aligned}\psi'(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})&=log\,\phi'(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})\\&=\sum_{i=1}^{15}\left(\sum_{j=1}^{15}c_{ij}\mu_j\right)\zeta_i+\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{15}\sum_{j=1}^{15}\left(\sum_{k=1}^{15}\sum_{l=1}^{15}\sigma_{kl}c_{ik}c_{jl}\right)\zeta_i\zeta_j\end{aligned} \tag{4.99}$$

したがって，第 j 時の自然室温値 y_j の密度関数 $\tilde{f}'(y_j)$ は正規型でそのパラメータ（μ_j'：平均，$\sigma_j'^2$：分散）は次で求められる。

$$\left.\frac{\partial}{\partial\zeta_j}\psi'(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})\right|_{\zeta_1=\cdots=\zeta_{15}=0}=\sum_{m=1}^{15}c_{jm}\mu_m=\mu_j' \tag{4.100}$$

$$\left.\frac{\partial^2}{\partial\zeta_j^2}\psi'(\zeta_1,\cdots,\zeta_{15})\right|_{\zeta_1=\cdots=\zeta_{15}=0}=\sum_{k=1}^{15}\sum_{l=1}^{15}\sigma_{kl}c_{jk}c_{jl}=\sigma_j'^2 \tag{4.101}$$

v）計算量

確率変数の個数を一般の個とする。

(4.100)式および(4.101)式において，係数 c_{jm} 値の算出に要する計算は，考案モデルにおける同種の計算の部分と同一なので，両者に共通な計算として評価から除外する。

(4.100)式の算定には n 回の乗算演算を必要とする。

また，(4.101)式では $2n^2$ 回の乗算を必要とする。

したがって，合計 $n+2n^2$ 回の乗算が一般多変数モデルに関して，独自に必要な計算と言える。$n=15$ に対して，具体的な計算量は465回となる。

(2) 考案モデルの計算量

4.3節で示した，気象データ考案モデルによって自然室温確率密度を求める解手順をまとめる。（記

号の意味は4.3節および前項(1)を参照。）

自然室温確率変数は任意時刻t_jの１変数のみとする。

ｉ） 直達日射量に基づく室温

$$
\begin{aligned}
{}_h\theta_{t_j} &= \tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{V}][{}_h\mathbf{u}] \\
&= \tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{V}][\mathbf{h}](a_0x_0+b_0)
\end{aligned}
\tag{4.102}
$$

ただし，

$$
[{}_h\mathbf{u}] = \begin{bmatrix} {}_hu_0 \\ {}_hu_1 \\ {}_hu_1' \\ {}_hu_2 \\ {}_hu_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ a_1\cos\varphi_{h1} \\ a_1\sin\varphi_{h1} \\ a_2\cos\varphi_{h2} \\ a_2\sin\varphi_{h2} \end{bmatrix}(a_0x_0+b_0) = [\mathbf{h}](a_0x_0+b_0)
\tag{4.103}
$$

$$
[\mathbf{h}] = \begin{bmatrix} 1 \\ a_1\cos\varphi_{h1} \\ a_1\sin\varphi_{h1} \\ a_2\cos\varphi_{h2} \\ a_2\sin\varphi_{h2} \end{bmatrix}
\tag{4.104}
$$

ii） 散乱日射量に基づく室温

$$
\begin{aligned}
{}_f\theta_{t_j} &= \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][{}_f\mathbf{u}] \\
&= \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{f}]((1-a_0)x_0-b_0)
\end{aligned}
\tag{4.105}
$$

ただし，

$$
[{}_f\mathbf{u}] = \begin{bmatrix} {}_fu_0 \\ {}_fu_1 \\ {}_fu_1' \\ {}_fu_2 \\ {}_fu_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ c_1\cos\varphi_{f1} \\ c_1\sin\varphi_{f1} \\ c_2\cos\varphi_{f2} \\ c_2\sin\varphi_{f2} \end{bmatrix}((1-a_0)x_0-b_0) = [\mathbf{f}]((1-a_0)x_0-b_0)
\tag{4.106}
$$

$$
[\mathbf{f}] = \begin{bmatrix} 1 \\ c_1\cos\varphi_{f1} \\ c_1\sin\varphi_{f1} \\ c_2\cos\varphi_{f2} \\ c_2\sin\varphi_{f2} \end{bmatrix}
\tag{4.107}
$$

iii） 外気温に基づく室温

$$
\begin{aligned}
{}_o\theta_{t_j} &= [\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][{}_o\mathbf{u}] \\
&= o_0 + [\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{o}'](p_1x_0)
\end{aligned}
\tag{4.108}
$$

$$
[{}_o\mathbf{u}] = \begin{bmatrix} {}_ou_0 \\ {}_ou_1 \\ {}_ou_1' \\ {}_ou_2 \\ {}_ou_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} o_0 \\ p_1x_0\cos\varphi_{o1} \\ p_1x_0\sin\varphi_{o1} \\ p_1p_2x_0\cos\varphi_{o2} \\ p_1p_2x_0\sin\varphi_{o2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} o_0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \cos\varphi_{o1} \\ \sin\varphi_{o1} \\ p_2\cos\varphi_{o2} \\ p_2\sin\varphi_{o2} \end{bmatrix}(p_1x_0)
\tag{4.109}
$$

$$
[\mathbf{o}'] = \begin{bmatrix} 0 \\ \cos\varphi_{o1} \\ \sin\varphi_{o1} \\ p_2\cos\varphi_{o2} \\ p_2\sin\varphi_{o2} \end{bmatrix}
\tag{4.110}
$$

iv） 全気象要素に基づく室温

$$
\begin{aligned}
\theta_{t_j} &= \tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{V}][\mathbf{h}](a_0x_0+b_0) \\
&\quad + \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{f}]((1-a_0)x_0-b_0) \\
&\quad + o_0 + [\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}][\mathbf{o}'](p_1x_0) \\
&= \Big[[\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}]\big\{(\tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{V}][\mathbf{h}] - \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{f}])a_0 + \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{f}] + [\mathbf{o}']p_1\big\}x_0 \\
&\quad [\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}](\tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{V}][\mathbf{h}] - \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{f}])b_0\Big] + o_0 \\
&= \left(a_{t_j}x_0 + b_{t_j}\right) + o_0
\end{aligned}
\tag{4.111}
$$

ただし，

$$
a_{t_j} = [\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}]\big\{(\tfrac{1}{6}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{V}][\mathbf{h}] - \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{f}])a_0 + \tfrac{1}{2}\cdot a/\alpha_o[\mathbf{f}] + [\mathbf{o}']p_1\big\}
\tag{4.112}
$$

$$b_{t_j} = [\mathbf{cs}]_{t=t_j}[\mathbf{P}](⅙ \cdot a/\alpha_o[\mathbf{V}][\mathbf{h}] - ½ \cdot a/\alpha_o[\mathbf{f}])b_0 \tag{4.113}$$

全天日射量日平均値確率変数x_0の線形変換（a_{t_j}, b_{t_j}：線形変換パラメータ）と外気温日平均値確率変数o_0との一次結合によって，自然室温確率変数θ_{t_j}は表される。

x_0, o_0は独立な正規密度関数で与えられるから，θ_{t_j}も正規密度関数で表される。その平均μおよび分散σ^2は次で求まる。

$$\mu = a_{t_j} \cdot m_{x_0} + b_{t_j} + m_{o_0} \tag{4.114}$$

$$\sigma^2 = a_{t_j}^2 \sigma_{x_0}^2 + \sigma_{o_0}^2 \tag{4.115}$$

v） 計算量

(4.112)式の計算が考案モデルの場合の主要な計算となる。この部分の計算は(1)のc_{jm}値の計算と同内容の箇所を含んでいる。これを除外し，考案モデル独自に必要とする計算量を乗算回数で示すと，$(4/3)n$回となる。$n=15$では，計算量は20回となる。

(3) 計算量比較

一般多変数モデルと考案モデルの共通計算プロセスを除外した独自部分についての計算量（乗算演算回数）の比は

$$(4/3)n/(n+2n^2) = (4/3)/(1+2n)$$

で示される。$n=15$では，比は約1/23となる。

考案モデルによる計算量軽減効果は大きいと判断される。

また，必要統計パラメータの場合と同様に，上の計算量比は確率変数量nと逆比例の関係にあり，変数の数が多いほど，計算量軽減効果は大きく現われる。

4.5 まとめ

一般的表現の気象データのフーリエ級数係数パラメータ確率モデルは，複数の気象要素，複数のフーリエ級数係数パラメータを全て確率変数とした多変数同時確率密度関数で表され，目的とする建物熱性状に関する密度関数解に至る計算手間は非常に大きく，現実的でないことが容易に予測される。

気象データの確率的特性を探った結果，線形相関関係について良好な結果を数多く検出することが出来，当初に機械的に想定した多変数確率密度関数は大幅に簡略表現される可能性が得られた。

全天日射量日平均値における閾値をもちいた標本分離，大気圧日勾配パターンに基づく標本分離を併せ適用することにより，フーリエ級数気象データ確率モデルは，正規型近似，線形確定関係近似の２者を得ることができ，単純な構造と精度を期待できることとなった。

主要な成分のみを確率変数とし，他成分はこれとの線形相関関係（線形回帰）によって全く確定的に決まると近似することにより確率変数の数が減らせる。

筑波20年分のデータに基づき，上記の近似手法によって外気温・日射量同時気象データのフーリエ級数係数パラメータ確率モデルの簡易形（考案モデルと呼称する）（各月について複数個の正規分布モデル）の構成を試みた。

回帰関係式，その他の確定関係を陽に表現する形で考案モデルを新規に記述した。

独立な確率変数は全天日射量日平均値と外気温日平均値の２者のみであり，確率変数の線形変換及び一次結合のみですべての気象要素確率密度関数は表現できた。

考案モデルと実データの確率性状を比較し，単純な建物モデルについての日最高自然室温・日最低自然室温・日平均自然室温分布推定を試行し考案モデルの妥当性を評価した。実分布への適合度を検討した結果，実用上妥当と思える結果を得た。

4.1節では，筑波20年分の気象データ（外気温，全天，直達，散乱各日射量，大気圧データ）をモデル構成の基礎データとし，前章までで検討した確率分布性状等の項目を，筑波20年分データについて改めて概観した。20年分のデータの集積によって，対象地域で発生可能な極限値が各項目について得られていると考えられる。

4.2節では，前章での知見に基づき，大気圧変化の情報をもとにモデル対象を分類し（６月～９月についてはこの分類を要しない），さらに全天日射量日平均値の大小によって再度，細分類し，各分類群を正規分布でモデル表現した。

月間では全天日射量日平均値と外気温日平均値は無相関に近い。従って，この２者を全く独立な確率変量として考え，分類毎に独立な正規分布としてモデル化した。他成分は回帰関係によって確定関係としてこれらと関係付けた。

全天日射量日平均値の正規分布の近似状況は，２峰性の分布特性をかなり良く表現し得た。

外気温日平均値の場合の正規近似は，もともとの分布特性が単峰性であり，近似は良好であった。

各フーリエ級数成分の位相は分布の最頻値を確定値として採用した。

各気象要素は　日平均＋１日周期成分＋1/2日周期成分の形で表現を与えた。

4.3節では，建物モデルを使い，前節で構成した考案モデルによって，自然室温の確率分布推定を試みた。

建物モデルは各方位面相当外気温度(sat)を平均した平均相当外気温度を単一入力とし，その作用下での室温を考察すればよい。

平均相当外気温度の日最高値の考案モデルによる分布形は特異な実分布形状をよく再現し得た。日最低温度については，実分布の分布域からずれて表現された。日平均温度については，歪んだ実分布形をよく追随して表現できた。しかし，χ^2適合度検定ではほとんどが棄却判定された。

自然室温の日最高値の考案モデルによる分布形は実分布形をよく再現し得た。日最低温度については，平均相当外気温度の場合と異なり，実分布への良好な一致が得られた。日平均温度については，実分布への適合が良好であった。χ^2適合度検定では平均相当外気温度の場合よりも許容判定が増し，視覚的には分布形の一致は良好と判断できた。建物の初期設計用という目的からは，考案モデルは十分有効である。

4.4節では，一般的気象多変数正規モデルと考案モデルの必要パラメータ数および計算量を比較した。

2章で，一般的気象多変数正規モデルに応じた建物熱性状の多変数正規密度関数形を表現したが，そこでは多重積分の表現のまま終えており，具体的な1つの確率変数の確率密度解を得るためにはさらに周辺密度関数を求める計算過程を実行しなければならない。多重積分の直接計算は煩雑であり，積率母関数を用いた解式に基づいて，正規分布解を規定する平均・分散算出に要する計算量を量った。計算量とは，正規分布パラメータ（平均，分散）を計算するのに要する乗算演算回数である。

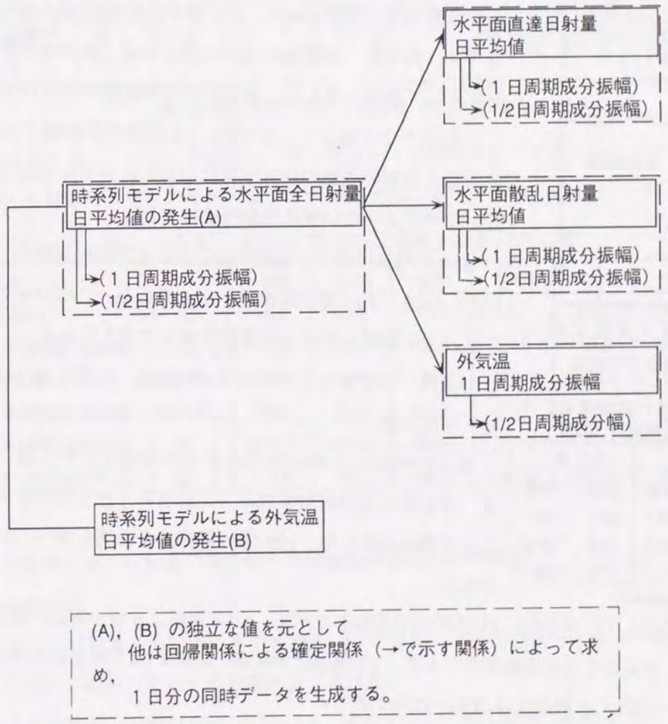
比較の結果，パラメータ数の比（考案モデル／一般的気象多変数正規モデル）は約1/8，計算量の比は約1/23となった。パラメータ数および計算量ともに，この比は確率変数の数と逆比例の関係にあり，考案モデルの有効度が明らかとなった。

5

気象データの年間時系列確率モデル構成に関する予備的検討

前章までで，全天日射量日平均値および外気温日平均値のみを独立な確率変量とし，他成分は確定的にこれらとの従属関係で決定する方法を考案し，有効度を検証した。

熱容量効果が大の建物については，前提としていた日間の連続性の無視は問題となり，やはり日々の連続性を表現した気象時系列確率モデルが有効と思われる。しかしながら，本研究で得られた知見は気象時系列確率モデルの構成法にも応用し得ると思われる。



[気象データ時系列確率モデルの概要]

前頁に概要を示すごとく，独立な系列として全天日射量日平均値および外気温日平均値を確率的に生成するモデルさえ構築されれば他成分は本研究で見い出された確定関係に基づいて生成し得る。

したがって，本章では，この時系列モデルの実現に関連して，基礎的検討を行なった。

5.1 外気温および日射量日平均値の時系列変動性状

本節においては，外気温および日射量日平均値を時系列的に発生する時系列確率モデル構成に際して，その表現内容となる確率的変動成分の基礎的性状を検討する。

先ず，外気温および日射量日平均値の年周変動成分を調和分析によって求め，これを周期的確定成分と見なす。各日平均値のこれらからの偏差を時系列確率成分と考え，その分布性状を調べ，自己相関関数を計算して確率的特性を調べた。

5.1.1 外気温および日射量の年周成分調和分析

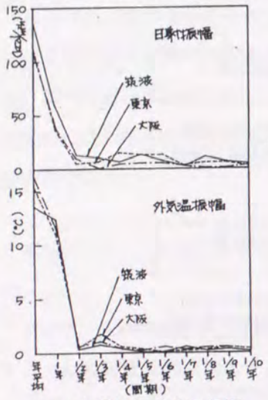


図 5.1 年周範囲成分の振幅

(1) 地域比較

筑波1978年，東京1964年，大阪標準年の各1年分の毎時データに基づき，外気温，日射量の日平均値を求め，基本周期を1年（365日）として調和分析した。各周期成分の振幅を図 5.1に示す。

3 地域とも共通して，年平均・1年周期成分振幅と比べて，1/2年周期より短い周期の成分振幅は相対的に非常に小さくなっており，地域によらない気象変動特性である。

1/2年周期成分の 1 年周期成分に対する振幅の比率は，外気温では3%～6%，日射量では16%～26%である。したがって，実際的には，1 年周期成分のみが重要であると考えられる。

外気温，日射量の 1 年周期成分の振幅，位相を表 5.1に示す。

表 5.1 外気温・日射量の1年周期成分振幅・位相

	外気温		日射量	
	振幅	位相	振幅	位相
筑波	12.3	208.2	58.7	169.1
東京	10.9	208.9	36.6	160.6
大阪	11.5	211.1	37.6	166.1

(振幅:℃, kcal/m2h 位相:日)

(2) 年度比較

東京1962年から1967年の 6 年分の毎時データに基づき，外気温，日射量の日平均値を求め，これらを，基本周期を 1 年(365日)として調和分析した。1967年の調和分析結果を図 5.2および図 5.3に示す。

各年度とも共通して，年平均・1年周期成分振幅と比べて，1/2年周期より短い周期の成分振幅は相対的に小さく，確定的な気象変動特性である。1年周期成分振幅に対する1/2年周期成分の比率は，外気温では0.1%～16%，日射量では11%～75%である。

日射量では，高調波成分の振幅がかなり大きい場合があるが，1 年周期成分の振幅が卓越していることは，どの年度においても同じである。

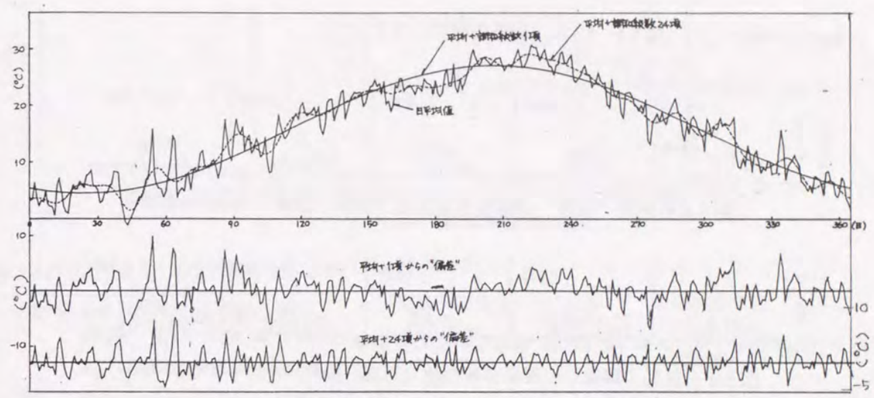


図 5.2 外気温 年周調和分析結果（東京1967年）

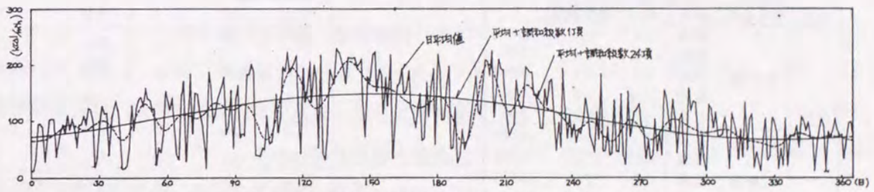


図 5.3 日射量年周調和分析結果（東京1967年）

実際的な見地より，年周変動成分は“年平均値＋1 年周期成分”で表現してよいと考える。

外気温，日射量それぞれの年平均値，1 年周期成分の振幅，位相を表 5.2に示す。

表 5.2 外気温，日射量の1年周期成分振幅・位相（年度比較）

年度		1962	1963	1964	1965	1966	1967	平均
外気温年平均	(℃)	15.5	15.0	15.3	14.7	15.5	15.8	15.3
外気温1年周期成分振幅	(℃)	11.0	11.0	10.9	10.8	10.2	11.3	10.9
日射量年平均	(kcal/m²h)	111.9	117.1	111.0	112.7	105.7	107.3	111.0
日射量1年周期成分振幅	(kcal/m²h)	32.2	27.9	36.6	27.7	27.3	41.2	32.2
外気温1年周期成分位相	(日)	210.3	208.6	208.9	214.0	213.1	205.8	210.1
日射量1年周期成分位相	(日)	159.9	142.7	160.6	143.4	166.4	151.4	154.1

5.1.2 外気温および日射量日平均値の年周変動成分からの“偏差”

(1) 地域比較

外気温および日射量日平均値の年周変動成分（年平均＋1 年周期成分）からの偏差（以後これを“偏差”と呼ぶ）について，その分布状態を調べた。

年間および各期間（1 年:365日，春期:61日，夏期:122日，秋期:61日，冬期:121日）毎に度数分布をつくり，正規分布を当てはめて χ^2を計算し，これより大きな χ^2の得られる確率(P)を統計数値表から求めた。

分布状態の例として，図5.4，5.5に，筑波の度数分布を示す。

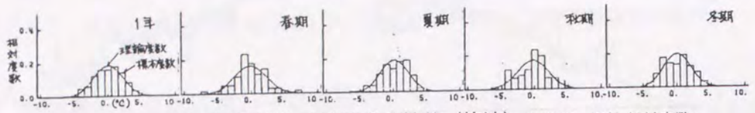


図5.4 外気温“偏差”の確率分布性状（筑波）(横軸:℃, 縦軸:相対度数)

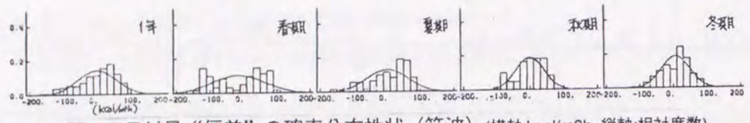


図5.5 日射量“偏差”の確率分布性状（筑波）(横軸:kcal/m2h, 縦軸:相対度数)

表5.3 外気温・日射量の“偏差”の統計値（地域比較）

地域	気象要素	季別	平均	標準偏差	P
筑波	外気温	年間	0.0	2.2	0.40
		春期	-0.2	2.4	0.70
		夏期	0.2	2.1	0.20
		秋期	-0.2	2.3	0.10
		冬期	0.0	2.0	0.30
	日射量	年間	0.1	56.5	<0.001
		春期	-14.9	77.7	<0.001
		夏期	2.4	61.1	<0.001
		秋期	-1.4	42.3	0.05
		冬期	6.1	43.0	0.20
東京	外気温	年間	0.0	2.5	0.05
		春期	1.1	3.2	0.80
		夏期	0.0	2.5	0.20
		秋期	-0.8	1.6	0.30
		冬期	-0.1	2.1	0.30
	日射量	年間	0.0	52.9	<0.001
		春期	2.5	65.4	0.02
		夏期	-5.2	58.0	0.01
		秋期	8.9	44.7	0.50
		冬期	-0.5	43.5	0.20
大阪	外気温	年間	0.0	2.3	0.02
		春期	0.6	2.7	0.60
		夏期	-0.1	2.0	0.02
		秋期	-0.2	1.9	0.20
		冬期	-0.1	2.5	0.20
	日射量	年間	0.0	46.0	0.01
		春期	2.4	63.3	0.01
		夏期	-0.1	50.5	0.40
		秋期	1.8	30.4	0.05
		冬期	-2.0	37.1	0.10

(外気温:℃, 日射量:kcal/m2h)

表5.3には，各地域，各期間の度数分布から求めた平均，標準偏差，確率(P)を示す。

表5.3を見ると，対象地域に関し，いずれも，外気温は正規分布への適合が比較的良いが，日射量は正規性が弱い場合が見られる。

地域によらず，外気温“偏差”分布は正規分布的であり，日射量“偏差”分布は非正規分布的である。

次に，“偏差”の時系列としての特性を調べるため，自己相関関数を計算した。

外気温，日射量，地域別，期間別，いずれの場合でも自己相関性は低く，気象変量“偏差”は不規則変数に近いと考えてよさそうである。

例として図5.6，5.7に，筑波の外気温，日射量“偏差”の自己相関関数を，日を単位とした時間遅れの関数としてプロットした。

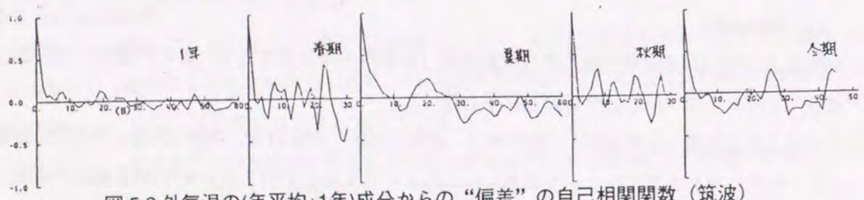


図5.6 外気温の(年平均+1年)成分からの“偏差”の自己相関関数（筑波）
(横軸:遅れ日数, 縦軸:相関係数値)

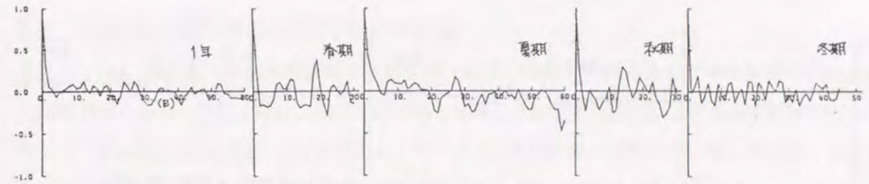


図5.7 日射量の(年平均+1年)成分からの“偏差”の自己相関関数（筑波）
(横軸:遅れ日数, 縦軸:相関係数値)

表5.4 外気温“偏差”の統計値（年度比較）

年度	季別	平均	標準偏差	P
1962	年間	0.0	2.4	0.20
	春期	0.6	2.0	0.50
	夏期	0.2	2.8	<0.001
	秋期	-1.0	2.2	0.98
	冬期	0.1	2.1	0.30
1963	年間	0.0	2.4	0.30
	春期	0.6	2.9	0.80
	夏期	-0.2	2.6	0.70
	秋期	-0.1	2.0	0.20
	冬期	0.0	2.1	0.30
1964	年間	0.0	2.5	0.05
	春期	1.1	3.2	0.80
	夏期	0.0	2.5	0.20
	秋期	-0.8	1.6	0.30
	冬期	-0.1	2.1	0.30
1965	年間	0.0	2.1	0.05
	春期	-0.1	2.9	0.30
	夏期	0.1	2.1	0.70
	秋期	-0.1	2.0	0.20
	冬期	0.0	1.8	0.50
1966	年間	0.0	2.8	0.50
	春期	0.5	2.6	0.30
	夏期	-0.2	2.9	0.10
	秋期	0.2	2.3	0.90
	冬期	-0.1	3.0	<0.001
1967	年間	0.0	2.5	<0.001
	春期	0.4	2.3	0.50
	夏期	-0.1	2.1	0.20
	秋期	-0.1	2.6	0.80
	冬期	-0.1	2.7	0.30
全年	6年間	0.0	2.5	<0.001
	春期	0.5	2.7	0.10
	夏期	0.0	2.5	<0.001
	秋期	-0.3	2.2	0.90
	冬期	0.0	2.3	<0.001

(2) 年度比較

外気温日平均値のみについて，年周変動成分（年平均＋1年周期成分）からの“偏差”について，その分布状態を調べた。

東京の1962年から1967年の6年分について，年度別，および6年間を一括したデータについて，年間および各期間（1年:365日，春期:61日，夏期:122日，秋期:61日，冬期:121日）毎に度数分布をつくり，正規分布を当てはめてχ^2を計算し，これより大きなχ^2の得られる確率(P)を統計数値表から求めた。

表5.4に，各年度，各期間の度数分布から求めた平均，標準偏差，確率(P)を示す。

“偏差”の平均値は，年間ではどの年度も“0”となるが，各期間では“0”とはならず，最大1.1℃の値を示す。

標準偏差は，年間では1965年と1966年を除いてはほぼ同じ値となるが，各期間ではかなり値がばらつく。

P値は，各年度，各期間でほとんど0.20以上の値となり，正規分布が比較的うまく当てはまると思われる。

次に，“偏差”の時系列としての特性を調べるため，自己相関関数を計算した。

図5.8～図5.10に，1964年についての“年平均＋1年周期成分”からの“偏差”，“年平均＋1年＋1/2年”からの“偏差”，“年平均＋1年＋1/2年＋1/3年”からの“偏差”の自己相関関数を計算したものを，日を単位とした時間遅れの関数としてプロットした。

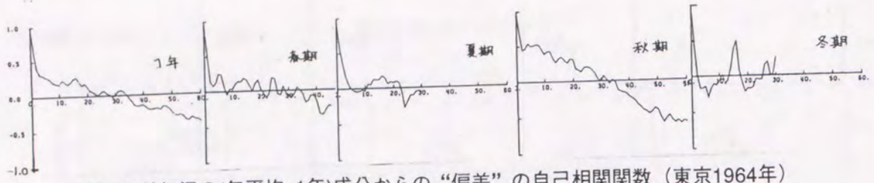


図 5.8 外気温の(年平均+1年)成分からの“偏差”の自己相関関数（東京1964年）
(横軸:遅れ日数, 縦軸:相関係数値)

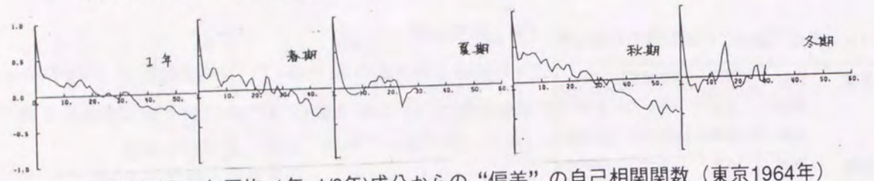


図 5.9 外気温の(年平均+1年+1/2年)成分からの“偏差”の自己相関関数（東京1964年）
(横軸:遅れ日数, 縦軸:相関係数値)

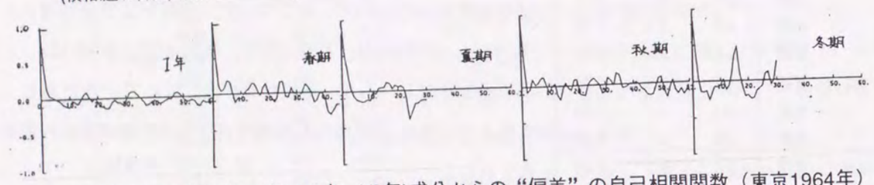


図 5.10 外気温の(年平均+1年+1/2年+1/3年)成分からの“偏差”の自己相関関数（東京1964年）
(横軸:遅れ日数, 縦軸:相関係数値)

1964年は，1/3年周期成分の振幅が１年周期成分の振幅の16%程度あったので，平均＋1/3年周期までを年周変動として“偏差”をとると，平均＋１年周期，或いは平均＋1/2年周期までを年周変動とした場合より，その自己相関性は低くなり，不規則変数に近くなる。1/2日周期成分以降の振幅がもっと小さい場合は，平均＋１年周期のみを年周変動として“偏差”をとれば十分自己相関性は低くなる。

5.2 日射量日積算値の時系列モデル推定

本節では，5.1で基礎的検討を行なった日射量日平均値“偏差”の時系列モデルの構成を試みた。

太陽熱利用の建物，装置の設計，効率評価に際しては，日射量時系列データが必要な場合がある。

例えば，熱容量の適性規模の決定時である。データとして生の時系列値を用いることも考えられるが，検討目的に対応した変動特性を含むデータを手に入れることは容易でないし，また，統計的評価を目的とすれば，必要データ量が膨大になることも考えられる。

従って，日射量時系列の確率・統計的性状をその構造に組み込んだ時系列確率モデルを構成することによって，データ表現を簡潔にすることが有効な方策となる。

近年，気象データに関し，時系列モデルとして ARMAモデルを適用した研究が見られる。それらの多くは，モデル推定の基礎データが数ヶ年である。これに対し，U.Amato等の研究は20年分のデータに基づいており，年間を通してのモデル構成法を示している。本節では同モデル構成法を我が国（上はイタリアにおける研究報告である）の日射量データ（茨城県筑波）17年分に対して適用した。

5.2.1 基礎データ

基礎データは茨城県筑波(36° 03'N，140° 08'E)の水平面全天日射量で，1970～1986年の17年分である。

データの単位は日積算量とし，時間単位を日とした時系列モデルを推定する。基本的仮定として，１年以上の長周期のトレンドはないものとする。また，現象は１年を周期とした周期的定常性を有すると仮定する。従って，17個の見本過程が得られていると考える。

図 5.11に見本点の全て，各日の見本値の平均，標準偏差を示す。図の観察によって，過程には定常性，等分散性が認められないことが分かる。

5.2.2 モデルの記述

上述の平均，標準偏差の年変動を確定的なトレンドと考え，日射量系列に次式の表現を与える。

$$\mathrm{H}(i,t)=\mu(t)+\sigma(t)\cdot\mathrm{X}(i,t)\quad(t=1,\cdots,365,\ i=1,\cdots,17) \tag{5.1}$$

ここで，

$\mathrm{H}(i,t)$，：i年，t日に記録された全天日射量の実測値

$\mu(t)$　：平均のトレンド

$\sigma(t)$　：標準偏差のトレンド

$\mathrm{X}(i,t)$　：確率成分

従って，確率成分時系列$\mathrm{X}(i,t)$は次と表現される。

$$\mathrm{X}(i,t)=\left(\mathrm{H}(i,t)-\mu(t)\right)/\sigma(t) \tag{5.2}$$

X系列は平均0，標準偏差1の規準化された変数であり，これに対して時系列モデル表現を行なう。ここで，$\mu(t),\sigma(t)$を関数表現するため，フーリエ級数展開を行なう。表5.5に結果を示す。

次いで，$\mu(t),\sigma(t)$に元の離散値を用いた場合のX系列とフーリエ級数近似を用いた場合のX系列の特性比較を行なう。図5.12，5.13に度数分布を示す。また，図5.14，5.15に自己相関関数を示す。

いずれの比較によっても両者にほとんど差のないことが分かる。したがって，より簡便な後者をモデル構成の対象とする。このX系列の各日の見本値の平均及び標準偏差をそれぞれ図5.16，5.17に示す。定常性，等分散性が仮定し得る。

5.2.3 時系列モデル

X系列の時系列モデルとしてAR，ARMAモデルを取り上げ，推定を行なう。

ところで，ARMAモデルのような線形モデルで造成した値は終局，正規分布になることが知られている。図5.13で明らかなように，対象とするX系列は正規分布ではない。

したがって，図5.18に示すようなX系列の分布と正規分布の対応関係によってX系列を正規分布の系列へ変換し（この系列をZ系列とする），正規分布に従うZ系列に対してAR，ARMAモデルの推定を行なう。

推定モデルによって生成されるZ系列を逆変換することによりX系列が得られる。

- $X(i,t) \rightarrow F(X) = erf(Z) \rightarrow Z(i,t) \rightarrow Z(i,t)$系列の時系列モデル（AR，ARMAモデル）表現
- $Z(i,t)$系列のAR，ARMAモデル$\rightarrow Z(i,t) \rightarrow erf(Z) = F(X) \rightarrow X(i,t)$

上掲手順の上段に関しては各X値の相対累積度数$F(X)$値を求め，正規分布関数の逆演算によりZ値を算出した。

実際のモデル使用時に問題となるのは下段のプロセスであり，モデルに基づく造成値からXへの逆変換が容易に行なえることが必要である。

ここでは先に求めたX,Zの対応値の組を用いてZからXを求める関数をチェビシェフ近似に基づいて高次多項式として求めた。得られた係数値を表5.6に示す。

又，8項を用いた時の近似状態を図5.19に示す。

ここで行なう変換では，Z,Xが1対1に対応するので，基礎となるXの確率・統計的性質はZにおいても保持されることが知られている。

5.2.4 AR，ARMAモデル推定結果AR(1)

AR(1)モデル（自己回帰モデル）は次で与えられる。

$$Z_t + \sum_{i=1}^{l} a_i Z_{t-i} = e_t \tag{5.3}$$

a_i　：自己回帰パラメーター

e_t　：平均値0，分散σ^2の独立な正規型白色雑音過程

ARMA(l,m)モデル（自己回帰移動平均モデル）は次式で示される。

$$Z_t + \sum_{i=1}^{l} a_i Z_{t-i} = e_t + \sum_{j=1}^{m} b_j e_{t-j} \tag{5.4}$$

a_i　：自己回帰項パラメーター

b_j　：移動平均項パラメーター

e_t　：平均値0，分散σ^2の独立な正規型白色雑音過程

(1) ARモデル推定結果

最小自乗法に基づいて，次数lを変えて自己回帰パラメーターを同定した。

結果を表5.7に，また，$\mu(t),\sigma(t)$に観測による値そのものを用いた場合のZ（Z_0で示す）に関する結果を表5.8に示す。

いずれの場合も2項目以降の係数値が1項目に比して小さく，次数を上げてもそのことによる貢献が小さいと思われる。

(2) ARMAモデル推定結果

ARMAモデルは，ARモデルでは次数が大きくなるときに，それに代わって少数パラメーターでうまく適合し得る場合が多いと云われる。

上述の結果より，本報の場合はより複雑な表現であるARMAモデルを用いることの貢献が少ないと思われるが，試みに，ユール・ウォーカー方程式を用いた近似法によってARMAモデルの初期推定を行なった。結果を表5.9，5.10に示す。係数a_1の寄与が卓越している。

以上，日射量時系列が単純な時系列モデルAR(1)で表現可能なことを示した。

また，付加される確定成分はフーリエ級数表現で十分なことも示した。

作成モデルは通年で使用できるものである。

表 5.5 μ(t), σ(t)のフーリエ級数成分振幅

	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5	c_6
μ	3106	1029	156	185	290	208	101
σ	1312	487	192				

表 5.8 Z_0のAR係数値

N	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	σ^2
1	-.242					1.167
2	-.243	.004				1.168
3	-.243	.012	-.033			1.171
4	-.241	.011	-.023	-.040		1.175
5	-.241	.011	-.024	-.036	-.017	1.176

表 5.7 ZのAR係数値

N	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	σ^2
1	-.238					1.162
2	-.240	.007				1.162
3	-.240	.015	-.035			1.166
4	-.238	.015	-.026	-.036		1.169
5	-.238	.015	-.027	-.031	-.022	1.171

表 5.9 ZのARMA係数値

	a_1	a_2	b_1	b_2
ARMA(1,1)	-.211		.029	
ARMA(2,2)	-1.300	.091	-.681	-.122

表 5.10 Z_0のARMA係数値

	a_1	a_2	b_1	b_2
ARMA(1,1)	-.227		.015	
ARMA(2,2)	-1.473	.154	-.628	-.086

表 5.6 チェビシェフ近似法によるZ(k),X(k)の近似関数

$$Z(k) = a_0 + a_1 Z(k) + a_2 Z(k)^2 + \cdots + a_{10} Z(k)^{10}$$

項数	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	a_{10}	最大誤差
2	-0.8139E-1	0.8163E+0										0.4100E+0
3	-0.5230E-1	0.8505E+0	-0.1725E-1									0.3728E+0
4	0.2550E-1	0.1031E+1	-0.4601E-1	-0.2561E-1								0.2555E+0
5	0.7499E-1	0.1100E+1	-0.1214E+0	-0.3690E-1	0.8309E-2							0.1956E+0
6	0.1148E+0	0.1200E+1	-0.1612E+0	-0.8667E-1	0.1272E-1	0.4088E-2						0.1514E+0
7	0.1425E+0	0.1236E+1	-0.2214E+0	-0.1064E+0	0.3065E-1	0.5841E-2	-0.1242E-2					0.1232E+0
8	0.1762E+0	0.1305E+1	-0.2885E+0	-0.1789E+0	0.4846E-1	0.2121E-1	-0.2388E-2	-0.8666E-3				0.9664E-1
9	0.2041E+0	0.1326E+1	-0.3818E+0	-0.2028E+0	0.9411E-1	0.2813E-1	-0.9500E-2	-0.1280E-2	0.3414E-3			0.7476E-1
10	0.2244E+0	0.1537E+1	-0.4593E+0	-0.2758E+0	0.1337E+0	0.5614E-1	-0.1565E-1	-0.5168E-2	0.6323E-3	0.1712E-3		0.6157E-1
11	0.2437E+0	0.1349E+1	-0.5727E+0	-0.2740E+0	0.2283E+0	0.5696E-1	-0.4144E-1	-0.5388E-1	0.3428E-2	0.1842E-3	-0.1046E-3	0.4410E-1

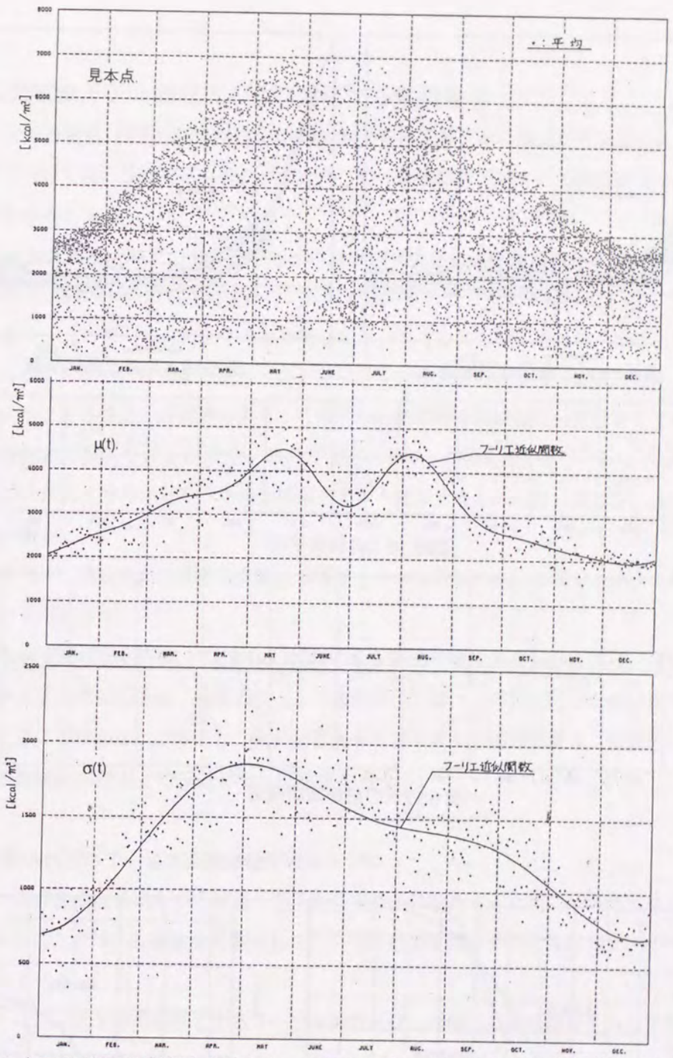


図 5.11 全天日射量日積算量 全見本点・日毎の平均(μ(t))・日毎の標準偏差(σ(t))（筑波）

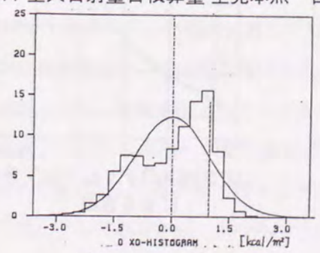


図 5.12 X_0の確率分布

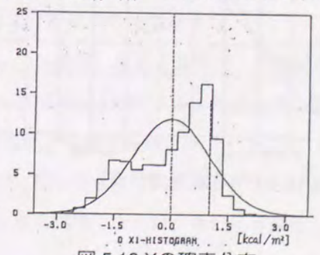


図 5.13 Xの確率分布

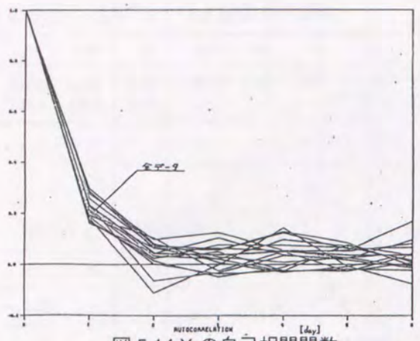


図 5.14 X_0の自己相関関数

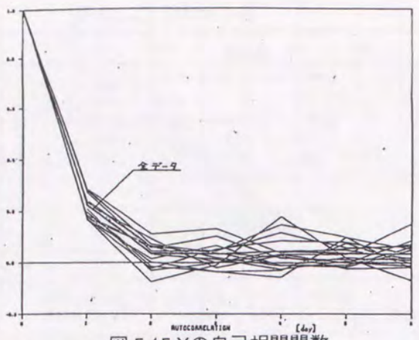


図 5.15 Xの自己相関関数

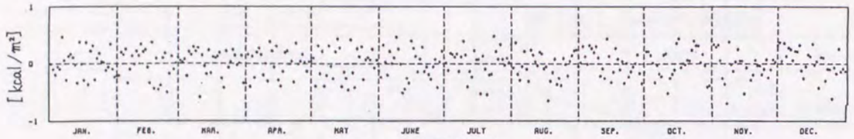


図 5.16 Xの日毎平均

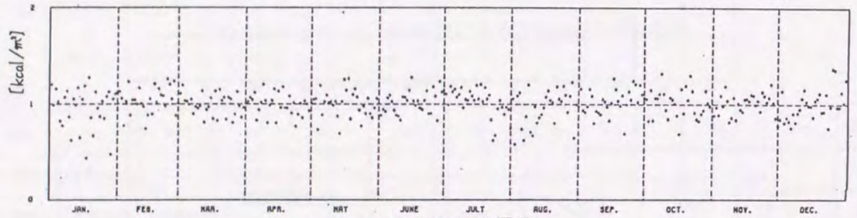


図 5.17 Xの日毎標準偏差

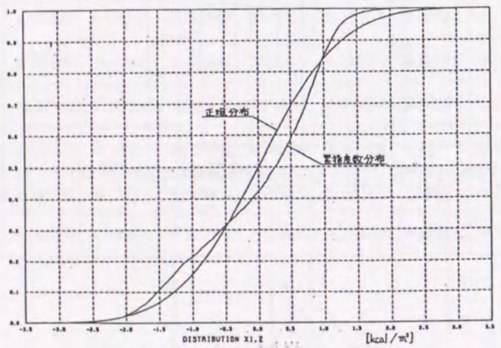


図 5.18 Xの分布と正規分布

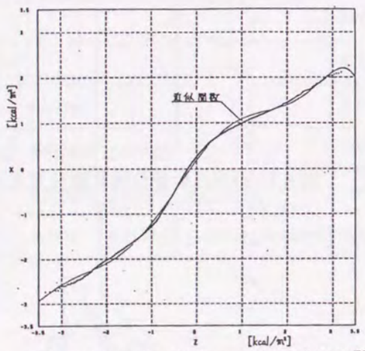


図 5.19 Xのチェビシェフ多項式(Zの関数)による近似

5.3 年間気象モデル構成法および対応する熱計算法

前節で，全天日射量日平均値を時系列的に発生させる確率モデルの構成が可能なことが確かめられた。外気温については，検討を成し得なかったが，とくに困難が予想される原因は見当たらないので同じく可能と思われる

4章までの知見に基づいて，上の日平均値に確定従属関係による周期成分を付加すれば，日毎のフーリエ級数形が揃い，時系列時間変動モデルが表現できることになる。

しかしながら，このモデルに対応する熱計算法では，日々を発生順に連ねた系列を入力とした出力が算出できねばならない。日間を分断し，各日毎に，1日分入力のみを用いて履歴を同一パターンの周期的定常状態に置き換え，近似的にその1日分だけの熱的解を求めるという前章までの方法は，入力の前歴を合理的に反映できないので，ここでは用いることができない。

したがって，前節までの知見を，時系列確率モデルへ展開するためには，改めて，方法的な準備を行なう必要がある。

そこで本節では，基礎的に，時系列変動を日毎フーリエ級数形の連結で表した場合の外気温を対象として，検討を行なった。

外気温の時間変動においては，3.1.2(1) ii)においても関連事項に言及したように，連なる2日の時間変動性状が大きく異なる場合，通常のフーリエ級数表現では，その機械的な連結は接合点で大きな不連続を生ずることがある。このことの熱的影響度も検討を要する問題であり，基礎的に，実データとフーリエ級数連結形近似との誤差について検証を行なう。

5.3.1 年間外気温のフーリエ級数連結形近似モデル

時系列入力の履歴が相当尾をひく建築の熱的性状を量的に予測するためには年間気象モデルの表現が必要である。ここでは，外気温を対象として，一つの近似年間モデルの表現およびその近似性状についての考察を行う。

このモデルは，1日を基本周期とするフーリエ級数及び一次関数の線形結合の形で年間各日の外気温を近似表現しようとするものである。

連続毎時刻値1年分のデータ形式に対して当モデルは次の特徴をもつ。

1) 日周の時間変動については関数表現（フーリエ級数）を与えるので，その係数パラメータ値のみがデータ内容となり，毎時刻値よりデータ量を減ずることができる。対象とする建物の熱容量が大であればある程，フーリエ級数の項数を減じることが可能である。

2) 線形系の対象に対して解析解を得ることが可能となる。この気象モデルは一次式および三角関数を用いた関数モデルであるから，系の熱特性を重み関数（または，単位応答関数）で表現することによって解析解を得ることが可能となる。

3) 新しい解法が構成・適用できる。1日の外気温変動を一次式およびフーリエ級数によって表現

することは，１日データをそれぞれの線形係数を変数として表現したことを意味し，したがって，これらの線形係数によって得られるベクトルをベクトル変数とする解式の構成がなされる。

4)　時系列確率モデル（前出の）について，一次式該当成分を追加補正すれば，上で，対応する熱計算法が準備されることになり，建物の熱的性状の年間評価用データはこのモデル（データ発生機）に集約表現してしまうことができる。

(1)　外気温近似モデルの説明

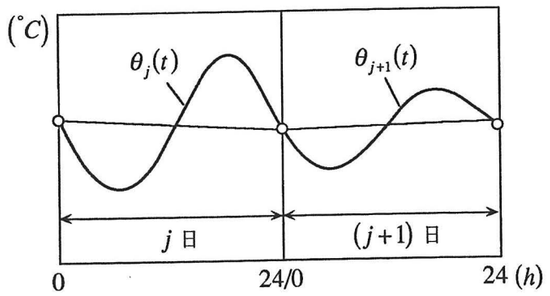


図 5.20 外気温時間変動例

いま，年間の任意の j 日および $(j+1)$ 日の外気温変化が，図5.20のように現象しているものとする。

このデータを先ず，0時と24時の間を直線で結び，これを1次式で表現する。次いで，この直線まわりの偏差量を取り出し，これを調和分析する。このことによって，１年間の各日の外気温は次式のように表現される。（フーリエ級数の項数を m とする。）

$$\theta_j(t) = a_{j-0} + a'_{j-0}t + \sum_{i=1}^{m}\left(a_{j-i}\cos\omega_i t + b_{j-i}\sin\omega_i t\right) \quad (j=1,\cdots,365) \tag{5.5}$$

したがって，各日のデータは $a_{j-0}, a'_{j-0}, a_{j-i}$ および $b_{j-i}(i=1,\cdots,m)$ の合計 $2(m+1)$ の線形係数で表現されることになる。

ところで，0時と24時の間を直線で結ぶことによって一次関数に表現し，従来のフーリエ級数近似にこの一次式を付加したことによって，フーリエ級数近似に比して近似項数が１項増加するが，同時に，フーリエ級数近似に比して j 日の24時と $(j+1)$ 日の0時の値の一致度の向上が期待される。

(2)　モデルの近似性状の検討

ここで提示したフーリエ級数（５項で表現する）モデル（以後，RAMP.と呼称する）と，原時系列データとの比較に，従来のフーリエ級数モデル（以後，NORM.と呼称する）を併せて近似度について検討を行う。

原時系列データは東京の６年間（'62～'67）の毎時外気温データを用いた。図5.21に，外気温の原データの一部およびその各モデルでの近似温度を示す。

RAMP.データは外気温に良く沿っているが，NORM.データは0時において大きな誤差を生じている。

表5.11に，NORM.およびRAMP.の0時におけるズレ値の月別平均値，標準偏差を示す。また表5.12に，RAMP.の勾配（線形係数 a'_{j-0}）の月別平均値，標準偏差を示す。

表5.13に，原データとの日積算量誤差[℃･h]の月別平均値，標準偏差を示す。平均値，標準偏差ともに，RAMP.の方がNORM.よりも値が小さく近似度がよい。

表5.14，5.15に，日最高温度および日最低温度の誤差[℃]の月別平均値，標準偏差を示す。

日最高値に関しては，NORM.とRAMP.は同程度の誤差を示すが，日最低値に関しては，RAMP.の方がNORM.よりも少し誤差が小さい。

(3)　提示フーリエ級数モデルの性状

RAMP.データ自体の性状を検討する。

図5.22，5.23，5.24に，RAMP.モデルの線形係数 a'_{j-0}，a_{j-0} から年周成分（＝年平均＋１年周期成分）を除いた値（a''_{j-0} とする），0時でのズレ量に関する自己相関関数値を示す。a'_{j-0} およびズレ量は純不規則変数と見なすことができる。

a''_{j-0} に関する自己相関関数形は周期成分が若干残存していることを示している。

次に，a''_{j-0} と a'_{j-0} の相関係数値を月別に表5.16に示す。絶対値そのものは大きな値ではないが，各月とも負値で統一されており，a_{j-0} 値が年周成分より大となった時は勾配 a'_{j-0} がこれを低下させるような傾向で発生することが示されている。

RAMP.の近似性状は良好であり，データ量の面でNORM.に１項付加されるだけでNORM.よりも近似度は良くなっているといえる。

5.3.2　提示フーリエ級数モデルに適合した解法

前項において，年間各日の外気温を，1次式とフーリエ級数の線形結合の形で近似表現し，その近似度についての考察を行った。

ここでは，この近似モデルが時間関数による表現であること，またこの関数が線形係数を変数とすることの特徴を生かした建築の熱的性状の解法について検討し，提示フーリエ級数モデルに適合した解法を示すとともに，事例的に提示モデルを用いた室温の計算を行い，実データとの比較に基づいて，モデルの有効性の検討を行う。

(1)　熱的性状の解法

ｉ）　解析解法

外壁の外気温に応じる室内流入熱を具体的な対象として，先ず，提示フーリエ級数モデルに基づく解析解法を示す。

なお，ここでは流入熱を対象とするが，外気温に応じる室温の重み関数が得られているときも，ここで導く解式と同一の解式を得ることができる。

いま壁体の貫流応答に関する重み関数を $w(t)$ とし，次の n 項の指数関数で表現されているものとする。

$$w(t)=\sum_{k=1}^{n} w_k \exp(-\alpha_k t) \tag{5.6}$$

このとき，年間の任意の j 日目の表面熱流を $q_j(t)$ とするとき，$q_j(t)$ は一般に次式で表現される。

$$q_j(t)=[1,\cdots,1]\left[q_{j-1}(t),\cdots,q_{j-n}(t)\right]^t \tag{5.7}$$

ただし，$[1,\cdots,1]$ は，要素1，次数 n の単位横ベクトル．

また，$q_{j-k}(t)(k=1,\cdots,n)$ は，次式によって定まる“熱流ベクトル”の要素である。

$q_{j-k}(t)$ を要素とするベクトルを $\mathbf{q}_j(t)$ と表して，

$$\mathbf{q}_j(t)=\begin{bmatrix}\exp(-\alpha_1 t) & & \\ 0 & \ddots & 0 \\ & & \exp(-\alpha_n t)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}q_{j-1}(0)\\ \vdots \\ q_{j-n}(0)\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}w_1 & & \\ 0 & \ddots & 0 \\ & & w_n\end{bmatrix}\int_0^t \begin{bmatrix}\exp(-\alpha_1(t-\tau))\\ \vdots \\ \exp(-\alpha_n(t-\tau))\end{bmatrix}\theta_j(\tau)d\tau \tag{5.8}$$

上式で，$\left[q_{j-1}(0),\cdots,q_{j-n}(0)\right]^t$ は $(j-1)$ 日以前の外気温による j 日の初期熱流ベクトル，右辺第2項は j 日目の外気温による熱流ベクトルである。

ここで，外気温が次式で近似表現されているとする。（フーリエ級数の項数をmとする。）

$$\theta_j(t)=a_{j-0}u(t)+a_{j-0}{}'t+\sum_{i=1}^{m}\left(a_{j-i}\cos\omega_i t+b_{j-i}\sin\omega_i t\right) \tag{5.9}$$

(5.8)式に(5.9)式を代入し，次の $\mathbf{q}_j(t)$ 解式を得る。

$$\mathbf{q}_j(t)=[\mathbf{P}(t)]\mathbf{q}_j(0)+[\mathbf{W}][\mathbf{Q}(t)]\Theta_j \tag{5.10}$$

ただし，

$$\mathbf{q}_j(0)=\left[q_{j-1}(0),\cdots,q_{j-n}(0)\right]^t \tag{5.11}$$

$$\Theta_j=\left[a_{j-0},a_{j-0}{}',a_{j-1},\cdots,a_{j-m},b_{j-1},\cdots,b_{j-m}\right]^t \tag{5.12}$$

$$[\mathbf{P}(t)]=\begin{bmatrix}\exp(-\alpha_1 t) & & \\ 0 & \ddots & 0 \\ & & \exp(-\alpha_n t)\end{bmatrix} \tag{5.13}$$

$$[\mathbf{W}]=\begin{bmatrix}w_1 & & \\ 0 & \ddots & 0 \\ & & w_n\end{bmatrix} \tag{5.14}$$

$$[\mathbf{Q}(t)]=\begin{bmatrix}{}_1q_0(t),{}_1q_0'(t),{}_1q_{c-1}(t),\cdots,{}_1q_{c-m}(t),{}_1q_{s-1}(t),\cdots,{}_1q_{s-m}(t)\\ \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \cdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \cdots \quad \vdots \\ {}_nq_0(t),{}_nq_0'(t),{}_nq_{c-1}(t),\cdots,{}_nq_{c-m}(t),{}_nq_{s-1}(t),\cdots,{}_nq_{s-m}(t)\end{bmatrix} \tag{5.15}$$

$${}_kq_0(t)=\int_0^t \exp(-\alpha_k(t-\tau))u(\tau)d\tau=1/\alpha_k\left(1-\exp(-\alpha_k(t))\right) \tag{5.16}$$

$${}_kq_0{}'(t)=\int_0^t \exp(-\alpha_k(t-\tau))\tau d\tau=1/\alpha_k\left\{t-1/\alpha_k\left(1-\exp(-\alpha_k(t))\right)\right\}=1/\alpha_k\left(t-{}_kq_0(t)\right) \tag{5.17}$$

$$\begin{aligned}{}_kq_{c-i}(t)&=\int_0^t exp(-\alpha_k(t-\tau))cos\,\omega_i\tau d\tau\\ &=1\Big/\sqrt{\alpha_k{}^2+\omega_i{}^2}\left(cos(\omega_i t+\phi_{k,i})-exp(-\alpha_k(t))\cdot\alpha_k\Big/\sqrt{\alpha_k{}^2+\omega_i{}^2}\right)\quad (i=1,\cdots,m)\end{aligned} \tag{5.18}$$

$$\begin{aligned}{}_kq_{s-i}(t)&=\int_0^t exp(-\alpha_k(t-\tau))\sin\omega_i\tau d\tau\\ &=1\Big/\sqrt{\alpha_k{}^2+\omega_i{}^2}\left(sin(\omega_i t+\phi_{k,i})+exp(-\alpha_k(t))\cdot\omega_i\Big/\sqrt{\alpha_k{}^2+\omega_i{}^2}\right)\quad (i=1,\cdots,m)\end{aligned} \tag{5.19}$$

$$\phi_{k,i}=\tan^{-1}(-\omega_i/\alpha_k) \tag{5.20}$$

したがって，$q_j(t)$ の解式は次となる。

$$q_j(t)=\{\mathbf{P}(t)\}\mathbf{q}_j(0)+\{\mathbf{Q}'(t)\}\Theta_j \tag{5.21}$$

ただし，

$$\{\mathbf{P}(t)\}=\{1,\cdots,1\}[\mathbf{P}(t)] \tag{5.22}$$

$$\{\mathbf{Q}'(t)\}=\{1,\cdots,1\}[\mathbf{W}][\mathbf{Q}(t)] \tag{5.23}$$

(5.21)式において n 次の係数横ベクトル $\{\mathbf{P}(t)\}$，$\{\mathbf{Q}'(t)\}$ は日数 j と無関係であり，日によって変化するものは $\mathbf{q}_j(0)$ および Θ_j のみである。

Θ_j は既知であるから，初期ベクトル $\mathbf{q}_j(0)$ が定まれば，$q_j(t)$ は求まる。

いま何らかの判断に基づき第1日目の初期ベクトル $\mathbf{q}_1(0)$ が得られているとすれば，$\mathbf{q}_2(0)$ は次式で表される。

$$\mathbf{q}_2(0)=[\mathbf{P}(24)]\mathbf{q}_1(0)+[\mathbf{W}][\mathbf{Q}(24)]\Theta_1 \tag{5.24}$$

(5.24)式を一般化して次式を得る。

$$\mathbf{q}_j(0)=[\mathbf{P}(24)]\mathbf{q}_{j-1}(0)+[\mathbf{W}][\mathbf{Q}(24)]\Theta_{j-1} \tag{5.25}$$

したがって，$\mathbf{q}_1(0)$ を与えることにより，以後各日の熱流は(5.25)，(5.21)式に基づいて順次求めることができる。

すなわち，外気温を一次式とフーリエ級数の線形結合の形で近似することによって重み関数の項の初期値ベクトルおよび2(m+1)個の線形係数のベクトルをベクトル変数とする解析解式を得ることができ，この解式は提示フーリエ級数外気温モデルに適合した一つの新しい解式である。

ii） 数値解法

提示モデルに応じる数値解法は(5.21)式の を離散的時刻で表現した解式となる。

日数 j と無関係に定まる数値熱特性行列 $\left[\mathbf{P}(t_i)\right]$ および $\left[\mathbf{Q}(t_i)\right]$ $(t_i$：時刻。$(i=1,\cdots,24))$ を各時刻別に予め算出しておくことにより，j 日目の $\mathbf{q}_j(0)$ を既知とすれば，任意時刻 t_i での $\mathbf{q}_j(t_i)$ は(5.10)式から求まり，$q_j(t_i)$ は(5.21)式の関係から得られる。

(2) 提示フーリエ級数モデルの精度

前項において作成した提示モデル（RAMP.）に基づく外気温による自然室温計算結果と，元の時系列データに基づく計算結果を比較し，モデルの有効性を検討する。

なお，併せて，通常のフーリエ級数モデル（NORM.）に基づく計算結果を比較する。

計算は前出の解法によって遂行できるが，ここではRAMP.，NORM.ともに時刻再現値（フーリエ級数５項）を毎時データとして使用し，改良差分法（付録参照）によって数値計算を行う。

建物モデルは，ピロティ形式の3m立方体で各方位面積は等しく，壁体は@150のコンクリート，窓は3mmガラスである。

窓面積および換気回数の違う次の２例を事例とした。

・建物Ⅰ：窓面積　4.5g，換気回数 1回

・建物Ⅱ：窓面積　18g，換気回数 2回

i） 計算結果の比較

図 5.25に外気温例を，図 5.26にこれと対応する建物Ⅰの室温計算結果を示す。

なお，日別の周期適定常解も図 5.26に併記する。

当外気温例は0時～24時の温度勾配が極端に現れた事例であるが，RAMP.室温と原データ室温はよく一致しており，RAMP.モデルの妥当性が示されている。

NORM.室温は，0時での外気温近似誤差が尾を引いて原データ室温と若干の差異を生じている。

併記した周期適定常解は，原データ室温と午前で大きな差異を生じている。

当例のごとく，入力の周期的定常性が仮定しにくい場合，建物の熱容量が大である場合，日毎に分断した周期適定常解は実態と誤差を生じる。

ii） 誤差の性状

前項の６年間のデータに基づき室温を算出し，原時系列データに基づく解を基準として，RAMP.による解およびNORM.による解の誤差を検討する。

表 5.17，表 5.18に，日積算誤差量[℃･h]，月別平均値，標準偏差を示す。

建物Ⅰと建物Ⅱの比較では，建物Ⅱのほうが誤差が大である。

RAMP.とNORM.の比較では，誤差分布の平均値，標準偏差ともにRAMP.のほうが値が小さくなっている。日平均値，日最高値，日最低値についても同様の傾向があり，RAMP.は実態をより良く表現しているといえる。ただし，RAMP.とNORMで甚大な差があるとは判定しにくい。

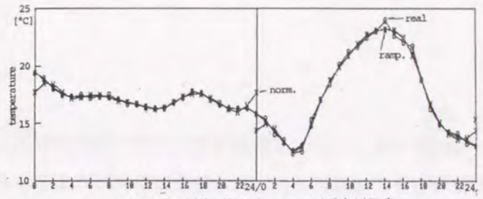


図 5.21 外気温データの近似傾向

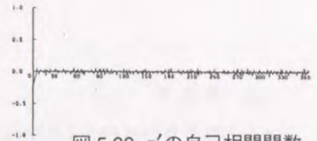


図 5.22 a_0'の自己相関関数

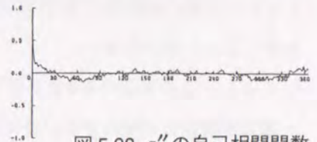


図 5.23 a_0''の自己相関関数

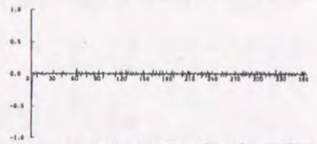


図 5.24 “ズレ” 量の自己相関関数

表 5.11 0時における“ズレ”量

	NORM.		RAMP.	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	-0.051	1.794	-0.002	1.277
2	0.102	2.148	0.041	1.451
3	0.144	2.165	-0.023	1.446
4	0.151	2.730	0.011	1.637
5	0.157	2.181	0.006	1.592
6	0.104	2.124	-0.009	1.429
7	0.113	1.723	0.001	1.087
8	-0.064	1.440	-0.013	0.983
9	-0.225	2.085	-0.017	1.385
10	-0.085	1.850	0.018	1.285
11	-0.189	2.209	-0.003	1.501
12	-0.161	1.882	-0.011	1.277
平均	0	2.028	0	1.363

表 5.12 RAMP.勾配 $\left(a_0'\right)$

MONTH	MEAN	S.D.
1	-0.0001	0.109
2	0.0015	0.112
3	0.0101	0.128
4	0.0039	0.150
5	0.0068	0.108
6	0.0038	0.104
7	0.0049	0.074
8	-0.0020	0.067
9	-0.0082	0.093
10	-0.0049	0.096
11	-0.0075	0.118
12	-0.0081	0.109
平均	0	0.106

表 5.13 NORM.およびRAMP.の日積算誤差

	NORM.		RAMP.	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	4.61	2.36	3.32	1.44
2	4.37	2.29	2.90	1.27
3	4.82	2.58	3.03	1.43
4	4.99	2.77	2.93	1.24
5	4.67	1.94	3.16	1.27
6	4.15	1.74	2.58	1.07
7	3.78	1.71	2.81	1.12
8	3.50	1.34	2.72	0.91
9	3.74	1.66	2.45	1.04
10	3.73	1.64	2.43	0.89
11	4.42	2.57	2.82	1.79
12	4.55	2.25	3.20	1.37
平均	4.28	2.07	2.86	1.24

表 5.14 NORM.の日最高値および日最低値誤差

	日最高値誤差		日最低値誤差	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	-0.18	0.26	0.19	0.42
2	-0.24	0.28	0.11	0.27
3	-0.21	0.27	0.18	0.30
4	-0.19	0.30	0.15	0.36
5	-0.21	0.25	0.16	0.28
6	-0.19	0.23	0.12	0.27
7	-0.22	0.24	0.09	0.20
8	-0.21	0.22	0.09	0.18
9	-0.16	0.19	0.15	0.54
10	-0.14	0.18	0.13	0.29
11	-0.18	0.37	0.15	0.34
12	-0.15	0.26	0.19	0.32
平均	-0.19	0.25	0.14	0.31

表 5.15 RAMP.の日最高値および日最低値誤差

	日最高値誤差		日最低値誤差	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	-0.17	0.21	0.13	0.26
2	-0.20	0.24	0.07	0.20
3	-0.19	0.25	0.11	0.19
4	-0.18	0.24	0.09	0.18
5	-0.19	0.22	0.08	0.19
6	-0.18	0.21	0.05	0.13
7	-0.21	0.24	0.04	0.10
8	-0.21	0.22	0.05	0.12
9	-0.15	0.17	0.06	0.19
10	-0.13	0.15	0.07	0.14
11	-0.17	0.33	0.09	0.21
12	-0.15	0.26	0.13	0.19
平均	-0.18	0.23	0.08	0.18

表 5.16 a_0''とa_0'の相関係数

MONTH	r
1	-0.505
2	-0.421
3	-0.479
4	-0.467
5	-0.440
6	-0.382
7	-0.360
8	-0.453
9	-0.371
10	-0.414
11	-0.489
12	-0.516
平均	-0.441

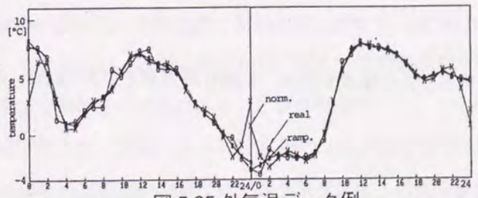


図 5.25 外気温データ例

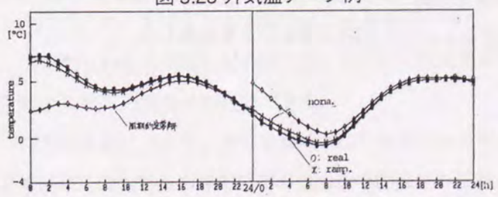


図 5.26 建物Ⅰ自然室温

表 5.17 建物Ⅰの日積算誤差(℃・h)

	NORM.		RAMP.	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	0.90	0.74	0.29	0.11
2	0.87	0.66	0.26	0.09
3	1.04	0.71	0.27	0.10
4	1.16	0.93	0.25	0.08
5	0.93	0.57	0.27	0.08
6	0.91	0.56	0.22	0.07
7	0.62	0.40	0.22	0.07
8	0.58	0.39	0.23	0.06
9	0.77	0.51	0.22	0.09
10	0.79	0.51	0.23	0.08
11	0.94	0.70	0.25	0.11
12	0.85	0.66	0.28	0.10
平均	0.86	0.61	0.25	0.09

表 5.18 建物Ⅱの日積算誤差(℃・h)

	NORM.		RAMP.	
MONTH	MEAN	S.D.	MEAN	S.D.
1	1.59	0.85	0.99	0.41
2	1.52	0.78	0.87	0.37
3	1.72	0.84	0.90	0.41
4	1.86	1.02	0.87	0.35
5	1.65	0.66	0.94	0.36
6	1.50	0.62	0.77	0.30
7	1.26	0.52	0.83	0.32
8	1.18	0.45	0.81	0.26
9	1.32	0.57	0.73	0.29
10	1.32	0.56	0.73	0.26
11	1.57	0.86	0.85	0.50
12	1.55	0.77	0.96	0.39
平均	1.50	0.71	0.86	0.35

5.4 まとめ

建物の熱容量効果が大きい場合については，気象データフーリエ級数確率モデルでの基本的前提としていた日間の連続性の無視は問題となり，やはり日々の連続性を表現した気象時系列確率モデルが必要となると思われる。

しかし，この場合にも4章までで得られた知見はその構成に際して有効に用い得る。

全天日射量日平均値および外気温日平均値をそれぞれ独立に時系列で発生できる確率モデルが構成できれば，1日の時間変動を表現する成分をフーリエ級数形で表し，これらとの確定従属関係で定めて付加することにより，フーリエ級数形（基本周期１日）を連結した時系列気象同時データが生成できることになる。

平均とフーリエ級数成分を関係付ける確定従属関係として，4章までで得られた線形回帰関係が用い得る。

5.1節では，外気温および日射量日平均値を時系列的に発生する時系列確率モデル構成に際して，その表現内容となる確率的変動成分の基礎的性状を検討した。

外気温および日射量日平均値の年周変動成分を周期的確定成分と見なし，各日平均値のこれらからの偏差を時系列確率成分と考え，その分布性状を調べ，自己相関関数を計算して時系列確率特性を調べた。

外気温“偏差”分布は正規分布的であり，日射量“偏差”分布は非正規分布的であった。

外気温“偏差”と日射量“偏差”は，いずれも自己相関性が低く，不規則変数に近いことがわかった。

5.2節では，日射量日平均値“偏差”の時系列モデルの構成を試み，単純な時系列モデルAR(1)（自己回帰モデル）で表現可能なことを示した。

5.3節では，日毎フーリエ級数形の気象変量を連結した時系列モデル対応の熱計算法を新たに構成し，周波数応答法の代用に比べて時系列性状をより良く反映できることを検証した。

6

総　括

本論文は，建物の基本計画時において室内熱環境を予め予測評価し，確率的判断を行なって合理的な熱的変換機構＝建物自体の設計をおこなっていくための方法的基礎を構築することを目的とした。

主要なテーマは，関数表現した気象データ確率モデルから建物熱性状に関する確率関数を得るための方法の構成と，気象観測値の確率性状分析に基づく気象データ確率モデル自体の構成である。

6.1 建築の熱的性状の確率分布推定法

現実の気象条件下での設計変数に応じた熱的性状の確率的出現を推定し得る確率分布推定法の構成を目的とした。

方法の特徴は，入力気象データを連続時系列値確率モデルとして表現するのでなく，気象データの1日毎の時間的変化パターンをフーリエ級数成分に近似分解し，その成分を確率変数として気象データの確率モデルを作成することにある。

このことによって，設計変数に応じた周波数応答関数に基づく計算モデル上の熱的変換自体を確率変数の数学的な変数変換に用いることができ，直接的に熱的性状の確率分布を求めることができた。

方法的には，設計変数の変更に応じて変数変換の内容を変えるだけで建築熱性状に関する新たな確率密度関数をただちに得ることが可能となった。この同じ１つの確率密度関数を基礎資料として，空調装置設計・消費エネルギー見積の２つの設計問題が確率的に検討し得る。

建物の初期設計段階では，現実的な精度・速度で推定を繰り返し実行できることが重要であり，この点に関して，本確率分布推定方法は成果を示し得た。

方位別日射を水平面日射で関数化することで気象確率変数の減少を実現した。このことにより，気象確率モデルの簡便さが達成できた。

空調の日数について，純粋な自然室温の情報のみから簡易的に推定できることを示した。このことの意義は，自然室温の確率分布が他の確率的判断の資料として生きる応用例を見いだした点である。

自然室温，空調室負荷等の評価項目以外にも，環境の熱的指標として評価の必要な対象があり，体感温度を取り上げて，気象変数で関数化することで確率的評価が成し得ることを示した。この成果は，種々の量的関係を関数表現することで，確率的評価が可能となり，合理性が得られる点である。

6.2 気象データ確率モデル

熱的に主要な気象データの要素は外気温と日射量であり，これらを対象として，フーリエ級数確率モデル化することを目標に，実観測データに基づいてその確率的性状を種々の角度から考察した。

基本的には，気象現象を１年周期の周期的定常確率過程と仮定し，各節気に固有な母集団から値が発生しているものと考えた。したがって，月毎の標本を年度分合併し，月別の統計・確率分析を行なった。年間は，月別12個のモデルで表現することを前提とした。

抽出された統計パラメータを用いて，複数の気象要素，複数のフーリエ級数パラメーターを全て機械的に確率変数に取り上げ多変数同時正規確率密度関数で気象データ確率モデルを近似表現することは可能であるが，建築熱性状の確率密度解を得るための計算処理が多く，実用性に乏しい。

各気象要素・各フーリエ級数成分について正規分布の当てはめ，相互間の線形回帰関係の成立を探求し，全天日射量の多少による標本分離，大気圧日勾配パターンによる標本分離がそのことに対して有効な手段であることを見い出した。このことが，気象確率モデルの近似精度向上・簡易化をともに可能ならしめ，実用的気象確率モデル構成の要として本論文の重要な成果である。

線形回帰関係を確定関係としてモデルに導入することにより，目標である気象データ確率モデルは非常に単純明快な構造を与えられ，実用のための要件が満たされることになった。

相互相関関係の全てを係数値１か０の関係に置き換える大きな近似を行ない，独立な確率変数が消去されることとなり，確率モデルが大幅に簡略表現されることとなった。

考案モデルの最終の構造は，全天日射量日平均値と外気温日平均値のみに確率的表現を与えるものである。確率密度関数で実用上最も有効なものは正規確率密度関数であり，標本分布がこれに適合するかどうかがモデル構成の成否を決める。

複数のモデルに分割することにより，個々には正規型を当てはめることが妥当となり，合併して実分布を良く近似することが可能となった。この構想により，正規分布の理論が無理なく使えることとなり，重要な成果である。

実データに基づいて見いだされた線形相関関係（回帰関係）を用いて，具体的に気象データ確率モデルを構成し，単室の自然室温の確率的評価を試みたところ，実用上有効と判断し得る結果を得た。

大胆な近似を重ねているので誤差は免れないが，1日の時間変動レベルまで表現して，外気温・日射量を同時発生を考慮した確率モデルとして総合的に具体気象確率モデルを作成した例は他に見られず，実際的な確率的評価の実現を目指して基礎的手段を形成したことが本論文の大きな成果である。

一般的気象多変数正規モデルと考案モデルの必要パラメータ数および必要計算量を比較し，圧倒的に考案モデルが優れていることを証明した。

また，日射実データに基づいて見いだされた線形相関関係（回帰関係）はいわゆる日射の直散分離法として応用し得る。

気象確率モデル構成に用いた線形回帰関係は未知データの推定法としても有効で，結果的には，大

気圧情報に基づき外気温データから日射量は全て推定し得ることになり，その意義は大きい。

地域差等，モデルの一般性については言及できていない。しかし，局地において成立した定性的な傾向は自然の基礎的な法則性を抽出したものと考えられ，他所でもパラメータの値域が異なるだけで存在すると考えることができる。

6.3 今後の課題と展望

気象データ確率モデルを考案構成し，建物自然室温に関して確率分布推定を試行したが，建物モデル１例のみであり，また検証が明快であることから無窓等の特殊な設定をした。一般性に関して，窓射入日射のある場合等検証例を増やす必要がある。断熱材貼付の建物について，気象データ確率モデルによる熱性状確率分布解と実分布が一致しない事例を検出しており，改善モデルについて考察を進める必要がある。

モデル化対象の標本を分類するためのキーパラメータとして大気圧日勾配を用いたが，より身近な質的データ（例えば天候状態）の代用の可能性も検討する必要がある。これが可能となれば，一般の他地域の気象確率モデル構成に資する。

今回，採用しなかった一般的気象多変数正規モデルがどうしても必要な場合も在りえるので，あらためて正規近似の手法考案も含めてその具体的なモデル構成・検証を行ない，複数種類の気象データ確率モデルを整備して，対象に応じて使い分けができるようにすることが必要である。

建物の熱容量効果の面からは，本研究の前提としている日毎での分断は当然誤差を生む根本要因となり，現状のモデルのままでは熱容量の適用上限が回避できない。また逆に熱容量が小さな建物に対しては，フーリエ級数の短周期成分が意味をもってくるので，現モデルのフーリエ級数の項数が不足である事態が想定される。

考案モデルに関して，適用限界を明らかにし，さらに改良法を考案して幅広い適用性をそなえることが今後の課題である。大胆な仮定，近似を導入したにも係わらず，考案モデルが有効であることが認められたので，少なくとも基本的に用いたアイデアは妥当であったと判断される。従って，気象物理を背景としてパラメータ値等の調整を行なってモデルを洗練することも必要である。

非常に熱容量が大きな建物に関しては，やはり気象時系列値に基づく計算を要することもある。この際，時系列確率モデルが有効となるが，本研究で検出した種々の日周フーリエ級数成分間の回帰関係は，この種のモデル化に対しても大きな応用性を持っている。

参考文献

1章

[1]M. Shinozuka：Simulation of Multivariate and Multidimensional Random Processes, 1970, The Journal of the Acoustical Society of America

[2]M. Shinozuka, C.-M. Jan：DIGITAL SIMULATION OF RANDOM PROCESSES AND ITS APPLICATIONS, 1972, Journal of Sound and Vibration 25(1)

[3]A.パポリス,大槻他訳：工学のための応用フーリエ積分, 1975, オーム社

[4]瀧 他：確率統計現象, 1980, 岩波書店

[5]千葉孝男：空気調和の設計外気条件, 1966, 空気調和・衛生工学

[6]松尾,赤坂,石野,滝沢：電算機による動的熱負荷計算法, 1972, 空気調和・衛生工学

[7]赤坂　裕：年間毎時刻雲量,日照率,日射データの作成法, 1986, 日本建築学会計画系論文報告集

[8]早川一也,清水浩明：モンテカルロ法による熱負荷計算のための気象データの研究, 1976, 空気調和・衛生工学会論文集

[9]渡辺,浦野,林：水平面全天日射量の直散分離と傾斜面日射量の推定, 1983, 日本建築学会論文報告集

[10]宇田川光弘,木村健一：水平面全天日射量観測値よりの直達日射量の推定, 1978, 日本建築学会論文報告集

[11]松尾,赤坂,田中他：大阪地方の標準気象データ, 1976, 空気調和・衛生工学

[12]B. Y. H. Liu, R. C. Jordan：The Interrelationship and Characteristic Distribution of Direct, Diffuse and Total Solar Radiation, 1960, Solar Energy

[13]Z. O. Cumali：Spectral Analysis of Coincident Weather Data for Application in Building Heating, Cooling Load and Energy Consumption Calculations, 1970, ASHRAE Transactions

[14]斎藤他：標準気象データに関する研究, 1974, 空気調和・衛生工学

[15]岡田，中沢，和田：熱負荷計算用気象データに関する検討，1978/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.29-32

2章

[16]小針晃宏：確率・統計入門, 1973, 岩波書店

[17]アタナシアス・パポリス,平岡他訳：工学のための応用確率論, 1970, 東海大学出版会

[18]P. Z. Peebles, Jr.,平野訳：電子・通信工学のための確率論序説, 1981, 東京電機大学出版局

[19]岡田，中沢：自然室温の確率的評価法（建築の熱的性状の確率的評価法その２），1982/11，日本建築学会建築環境工学論文集第４号，pp.131-136

[20]中沢康明：間欠空調室負荷の評価法, 1981, 日本建築学会近畿支部研究報告集
[21]岡田，中沢：間欠空調室負荷の確率的評価法（建築の熱的性状の確率的評価法その３），1982/11，日本建築学会建築環境工学論文集第４号，pp.137-140
[22]岡田，中沢，溝畑：フーリエ解析による日射上昇室温の確率的評価法（建築の熱的性状の確率的評価法その４），1983/11，日本建築学会建築環境工学論文集第５号，pp.181-186
[23]Nakazawa,Okada：Stochastic Estimation Method for Thermal Properties of Building，1983/3，proceedings of the fourth international symposium on The Use of Computers for Environmental Engineering Related to Buildings，pp.50-55
[24]岡田，中沢，岡本：外気温・日射量に基づく冷暖房負荷量と冷暖房日数について―その１計算方法，計算条件及び日数簡易算定法―，1985/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.783-784
[25]岡田，中沢，岡本：外気温・日射量に基づく冷暖房負荷量と冷暖房日数について―その２熱的条件変化に応ずる負荷量，負荷日の変化性状―，1985/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.785-786
[26]岡田，中沢：外部の体感温度について，1982/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.65-68
[27]岡田，中沢：冷暖房の負荷量及び日数に関する基礎的検討，1985/5，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.33-36

3章

[28]小倉義光：一般気象学, 1985, 東京大学出版会
[29]RUDOLF GEIGER：THE CLIMATE NEAR THE GROUND, 1950, HARVARD UNIVERSITY PRESS
[30]T.R. OKE,斉藤他訳：境界層の気候, 1981, 朝倉書店
[31]奥野忠一他：多変量解析法, 1971, 日科技連出版社
[32]田中　豊,脇本和昌：多変量統計解析法, 1988, 現代数学社
[33]S・チャタジー,B・プライス,佐和他訳：回帰分析の実際, 1981, 新曜社
[34]中川　徹,小柳義夫：最小二乗法による実験データ解析, 1982, 東京大学出版会
[35]白旗慎吾：統計解析入門, 1992, 共立出版
[36]木村健一編：建築環境学１, 1992, 丸善
[37]竹内　啓,柳井晴夫：多変量解析の基礎, 1972, 東洋経済新報社
[38]矢澤大二：気候地域論考, 1989, 古今書院
[39]国立天文台編：理科年表, 1972～1991, 丸善
[40]河村　武編：気候変動の周期性と地域性, 1986, 古今書院
[41]柳井晴夫,高木廣文編：多変量解析ハンドブック, 1986, 現代数学社

[42]柴田和雄,内嶋善兵衛編：太陽エネルギーの分布と測定, 1987, 学会出版センター
[43]竹内清秀,近藤純正：大気科学講座1 地表に近い大気, 1981, 東京大学出版会
[44]松尾　陽他：現代の気象テクノロジー 建築と気象, 1986, 朝倉書店
[45]嘉納宗靖：気象における長波長放射の測定, 1978, 日本建築学会環境工学委員会熱分科会 第8回熱シンポジウム
[46]岡田，中沢，新田：気象データの確率性状及び確率モデル（建築の熱的性状の確率的評価法その１），1982/11，日本建築学会建築環境工学論文集第４号，pp.125-130
[47]岡田，中沢，渡辺，溝畑：直達，散乱日射の確率性状（気象データの確率モデルに関する研究その１），1983/11，日本建築学会建築環境工学論文集第５号，pp.121-126
[48]岡田，中沢：直達，散乱日射の確率モデルに関する事例的考察（気象データの確率モデルに関する研究その２），1984/11，日本建築学会建築環境工学論文集第６号，pp.127-132
[49]Okada：Stochastic Properties of Outdoor Air Temperature and Solar Radiation，1984/12，the Memoirs of the Faculty of Engineering and Design,Kyoto Institute of Technology,Series of Science and Technology,Vol.33，pp.103-119
[50]岡田：日射量の確率分布表現について，1992/3，平成３年度科学研究費補助金（総合研究Ａ）研究成果報告書「気象データの建築環境工学への応用に関する総合的研究」（研究代表者 松尾陽），pp.208-215
[51]岡田，中沢：外気温による水平面全天日射量の推定について，1979/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.581-582
[52]岡田，中沢：日射量と外気温の日周変動及び年周変動について，1981/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.591-592
[53]岡田，中沢，渡辺：水平面全天日射量の確率性状に関する研究（その１フーリエ係数確率モデルの考察），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.629-630
[54]岡田，中沢：水平面全天日射量の確率性状に関する研究（その２全天日射量の極限事象に関する考察），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.631-632
[55]岡田，中沢，溝畑：外気温の確率性状に関する研究（その１），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.637-638
[56]岡田，中沢：外気温の確率性状に関する研究（その２），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.639-640
[57]岡田，中沢："標準気象データ"の統計・確率的性状について（その１外気温と日射それぞれの性状），，1983/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.951-952
[58]岡田，中沢，宮嶋："標準気象データ"の統計・確率的性状について（その２外気温及び日射量

相互の関連性），，1983/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.953-954
[59]岡田：外気温及び夜間放射に基づく日射量推定，1987/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.789-790
[60]岡田：日射の統計的性状について，1989/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.733-734
[61]岡田：日射量と外気温の線形回帰性について，1990/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.697-698
[62]岡田，中沢：日射及び外気温データの調和分析に基づく考察，1979/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.17-20
[63]岡田，中沢：外気温と水平面全天日射量の相関性について，1980/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.45-48
[64]岡田，中沢：外気温と日射量日平均値の年周変動の関係及び"偏差"について，1981/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.113-116
[65]岡田，三上：外気温日周変動と日射量の関係について，1987/5，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.201-204
[66]岡田，壁下：日射の確率分布形に関する考察，1989/5，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.49-52
[67]岡田，中沢：空調装置容量算定のための外気温データに関する検討，1978/10，空気調和・衛生工学会学術講演会論文集，pp.245-248
[68]岡田，中沢：法線面直達日射量より水平面，鉛直面直達日射量を求めるための調和分析に基づく簡易計算法，1979/10，空気調和・衛生工学会学術講演会論文集，pp.273-276
[69]岡田，中沢：日射データの調和分析に基づく考察，1979/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.75-78
[70]岡田，中沢，三輪：外気温及び外部風速の調和分析に基づく考察，1980/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.101-104
[71]岡田，中沢：外気温及び日射量日平均値の年間変動性状について，1981/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.111-114
[72]岡田，中沢，渡辺：集熱面受照日射量の確率的評価法，1983/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.25-28
[73]岡田，中沢，宮嶋：日射上昇室温の事例的考察（差分法の精度の検討），1984/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.31-34

4章

[74]柴田義貞：正規分布ー特性と応用, 1981, 東京大学出版会
[75]竹内　啓：数理統計学ーデータ解析の方法, 1975, 東洋経済新報社

5章

[76]G.E.P. Box, G.M. Jenkins：TIME SERIES ANALYSIS forecasting and control, 1976, Holden Day
[77]Peter BloomField：Fourier Analysis of Time Series An Introduction, 1976, JOHN WILEY & SONS
[78]J.S.ベンダット,A.G.ピアソル,得丸他訳：ランダムデータの統計的処理, 1978, 培風館
[79]得丸英勝他：計数・測定ーランダムデータ処理の理論と応用, 1982, 培風館
[80]砂原善文他：確率システム理論1, 1981, 朝倉書店
[81]FRANCIS SCHEID：NUMERICAL ANALYSIS, 1968, McGRAW-HILL
[82]吉田治典,寺井俊夫：時系列モデルによる熱負荷計算用気象データの同定, 1984, 日本建築学会大会学術講演梗概集
[83]赤池弘次,中川東一郎：ダイナミックシステムの統計的解析と制御, 1972, サイエンス社
[84]松本　衛,鉾井修一,香川正樹：外気温確率性状のARMAモデルによる解析,1984, 日本建築学会大会学術講演梗概集
[85]吉田治典,寺井俊夫：熱負荷計算用の気象データのモデル化, 1988, 日本建築学会計画系論文報告集
[86]U. Amato et al.：MARKOV PROCESSES AND FOURIER ANALYSIS AS A TOOL TO DESCRIBE AND SIMULATE DAILY SOLAR IRRADIANCE, 1986, Solar Energy
[87]岡田，中沢，山本：モデルの提案とその性状について（年間近似外気温モデル及びそれに応じる熱的性状の解法その１），日本建築学会大会学術講演梗概集，1984/10，pp.679-680
[88]岡田，中沢，山本：提案モデルに適合した解法について（年間近似外気温モデル及びそれに応じる熱的性状の解法その２），日本建築学会大会学術講演梗概集，1984/10，pp.681-682
[89]岡田，曽我：多年度データに基づく日射量時系列モデル推定，1988/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.45-48

付録

[90]岡田，中沢：建築熱的性状の差分解法について，1984/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.51-54
[91]岡田，中沢，山本：建築熱的性状の数値解法の比較考察，1984/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.55-58

関連論文

岡田，中沢，新田：気象データの確率性状及び確率モデル（建築の熱的性状の確率的評価法その１），1982/11，日本建築学会建築環境工学論文集第４号，pp.125-130

岡田，中沢：自然室温の確率的評価法（建築の熱的性状の確率的評価法その２），1982/11，日本建築学会建築環境工学論文集第４号，pp.131-136

岡田，中沢：間欠空調室負荷の確率的評価法（建築の熱的性状の確率的評価法その３），1982/11，日本建築学会建築環境工学論文集第４号，pp.137-140

岡田，中沢，渡辺，溝畑：直達，散乱日射の確率性状（気象データの確率モデルに関する研究その１），1983/11，日本建築学会建築環境工学論文集第５号，pp.121-126

岡田，中沢，溝畑：フーリエ解析による日射上昇室温の確率的評価法（建築の熱的性状の確率的評価法その４），1983/11，日本建築学会建築環境工学論文集第５号，pp.181-186

岡田，中沢：直達，散乱日射の確率モデルに関する事例的考察（気象データの確率モデルに関する研究その２），1984/11，日本建築学会建築環境工学論文集第６号，pp.127-132

Nakazawa,Okada：Stochastic Estimation Method for Thermal Properties of Building，1983/3，proceedings of the fourth international symposium on The Use of Computers for Environmental Engineering Related to Buildings，pp.50-55

Okada：Stochastic Properties of Outdoor Air Temperature and Solar Radiation，1984/12，the Memoirs of the Faculty of Engineering and Design,Kyoto Institute of Technology,Series of Science and Technology,Vol.33，pp.103-119

岡田：日射量の確率分布表現について，1992/3，平成３年度科学研究費補助金（総合研究Ａ）研究成果報告書「気象データの建築環境工学への応用に関する総合的研究」（研究代表者　松尾陽），pp.208-215

岡田，中沢：外気温による水平面全天日射量の推定について，1979/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.581-582

岡田，中沢：日射量と外気温の日周変動及び年周変動について，1981/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.591-592

岡田，中沢，渡辺：水平面全天日射量の確率性状に関する研究（その１フーリエ係数確率モデルの考察），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.629-630

岡田，中沢：水平面全天日射量の確率性状に関する研究（その２全天日射量の極限事象に関する考察），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.631-632

岡田，中沢，溝畑：外気温の確率性状に関する研究（その１），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.637-638

岡田，中沢：外気温の確率性状に関する研究（その２），1982/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.639-640

岡田，中沢："標準気象データ"の統計・確率的性状について（その１外気温と日射それぞれの性状），，1983/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.951-952

岡田，中沢，宮嶋："標準気象データ"の統計・確率的性状について（その２外気温及び日射量相互の関連性），，1983/9，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.953-954

岡田，中沢，山本：モデルの提案とその性状について（年間近似外気温モデル及びそれに応じる熱的性状の解法その１），日本建築学会大会学術講演梗概集，1984/10，pp.679-680

岡田，中沢，山本：提案モデルに適合した解法について（年間近似外気温モデル及びそれに応じる熱的性状の解法その２），日本建築学会大会学術講演梗概集，1984/10，pp.681-682

岡田，中沢，岡本：外気温・日射量に基づく冷暖房負荷量と冷暖房日数について—その１計算方法，計算条件及び日数簡易算定法—，1985/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.783-784

岡田，中沢，岡本：外気温・日射量に基づく冷暖房負荷量と冷暖房日数について—その２熱的条件変化に応ずる負荷量，負荷日の変化性状—，1985/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.785-786

岡田：外気温及び夜間放射に基づく日射量推定，1987/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.789-790

岡田：日射の統計的性状について，1989/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.733-734

岡田：日射量と外気温の線形回帰性について，1990/10，日本建築学会大会学術講演梗概集，pp.697-698

岡田，中沢：日射及び外気温データの調和分析に基づく考察，1979/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.17-20

岡田，中沢：外気温と水平面全天日射量の相関性について，1980/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.45-48

岡田，中沢：外気温と日射量日平均値の年周変動の関係及び"偏差"について，1981/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.113-116

岡田，中沢：外部の体感温度について，1982/6，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.65-68

岡田，中沢：冷暖房の負荷量及び日数に関する基礎的検討，1985/5，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.33-36

岡田，三上：外気温日周変動と日射量の関係について，1987/5，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.201-204

岡田，壁下：日射の確率分布形に関する考察，1989/5，日本建築学会近畿支部研究報告集，pp.49-52

岡田，中沢：空調装置容量算定のための外気温データに関する検討，1978/10，空気調和・衛生工学会学術講演会論文集，pp.245-248

岡田，中沢：法線面直達日射量より水平面，鉛直面直達日射量を求めるための調和分析に基づく簡易計算法，1979/10，空気調和・衛生工学会学術講演会論文集，pp.273-276

岡田，中沢，和田：熱負荷計算用気象データに関する検討，1978/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.29-32

岡田，中沢：日射データの調和分析に基づく考察，1979/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.75-78

岡田，中沢，三輪：外気温及び外部風速の調和分析に基づく考察，1980/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.101-104

岡田，中沢：外気温及び日射量日平均値の年間変動性状について，1981/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.111-114

岡田，中沢，渡辺：集熱面受照日射量の確率的評価法，1983/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.25-28

岡田，中沢，宮嶋：日射上昇室温の事例的考察（差分法の精度の検討），1984/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.31-34

岡田，中沢：建築熱的性状の差分解法について，1984/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.51-54

岡田，中沢，山本：建築熱的性状の数値解法の比較考察，1984/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.55-58

岡田，曽我：多年度データに基づく日射量時系列モデル推定，1988/3，空気調和・衛生工学会近畿支部学術研究発表会論文集，pp.45-48

付録A
熱計算法

1　解析解法

1.1　壁体熱伝導の基礎式

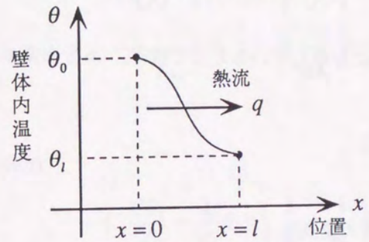


図 1.1 壁体熱伝導

物体中に温度勾配が存在すると，高温の部分から低温の部分へ熱が移動する。→熱伝導

$$q = -\lambda \frac{\partial \theta}{\partial x} \text{(熱伝導に関するフーリエの法則)} \quad (1.1)$$

(任意断面での温度勾配と熱流の関係付け)

$$q_x = -\lambda \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_x \quad (1.2)$$

$$q_{x+\Delta x} = -\lambda \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_{x+\Delta x} \quad (1.3)$$

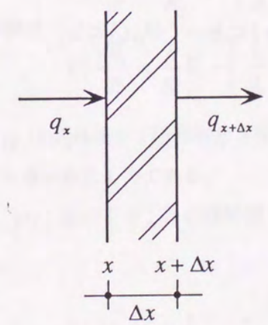


図 1.2 壁体微小断面での熱流

Δt時間持続したとすると，

$$-\lambda \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_x \cdot \Delta t - \left\{ -\lambda \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_{x+\Delta x} \cdot \Delta t \right\} \quad (1.4)$$

の熱量が中に蓄えられる。

一方，この間に温度は$\theta(x,t)$から$\theta(x,t+\Delta t)$に変化したから，その変化量は，

$$c\gamma \Delta x \{ \theta(x,t+\Delta t) - \theta(x,t) \} \quad (1.5)$$

(1.4)式と(1.5)式が釣り合うから，

$$c\gamma \Delta x \{ \theta(x,t+\Delta t) - \theta(x,t) \} = \lambda \left\{ \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_{x+\Delta x} - \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_x \right\} \Delta t \quad (1.6)$$

$$\frac{\theta(x,t+\Delta t) - \theta(x,t)}{\Delta t} = \frac{\lambda}{c\gamma} \frac{\left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_{x+\Delta x} - \left(\frac{\partial \theta}{\partial x} \right)_x}{\Delta x} \quad (1.7)$$

$\Delta x \to 0, \Delta t \to 0$として，

$$\frac{\partial\theta}{\partial t}=\frac{\lambda}{c\gamma}\frac{\partial^2\theta}{\partial x^2}\text{(熱伝導基礎方程式)} \tag{1.8}$$

1.2 熱伝導方程式の解法

物質には熱を通す性質のほかに熱を蓄える性質がある。→抵抗・容量系

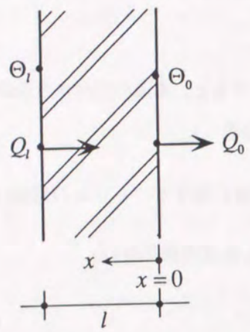


図 1.3 壁体表面の温度，熱流

1.2.1 分布系モデル

熱容量，熱抵抗が均一に分布しているとして扱う。→分布系モデル(偏微分方程式)

$$\frac{\partial\theta}{\partial t}=\frac{\lambda}{c\gamma}\frac{\partial^2\theta}{\partial x^2} \tag{1.9}$$

Θ:壁体温度θのラプラス変換形

Q:壁体熱流のラプラス変換形

とする。

壁体境界での値を図-1.3のように，$x=0$において$\Theta_0,Q_0,x=l$においてΘ_l,Q_lとし，初期条件$\theta(0,x)=0$として(1.9)式を解くと，

$$\begin{bmatrix}\Theta_l\\ Q_l\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}A(s)B(s)\\ C(s)D(s)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Theta_0\\ Q_0\end{bmatrix} \tag{1.10}$$

(1.10)式の係数行列を四端子行列という。

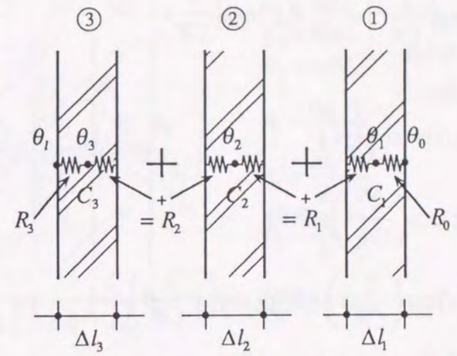
ただし，

$$\begin{aligned}A&=cosh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{s}\\ B&=\frac{\sqrt{a}}{\lambda}\frac{1}{\sqrt{s}}sinh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{s}\\ C&=\frac{\lambda}{\sqrt{a}}\sqrt{s}\,sinh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{s}\\ D&=A\end{aligned} \tag{1.11}$$

1.2.2 集中系モデル

壁体を分割し，分割部分の熱容量が集結して中央部に質点を成すとし，これらを熱抵抗が結んでいるとしてモデル化する。→集中系モデル

これは(1.9)式の表現が位置xに関して連続であるのを選点的に離散化した表現である。



$$C_1=c\gamma\Delta l_1$$
$$C_2=c\gamma\Delta l_2$$
$$C_3=c\gamma\Delta l_3$$
$$R_0=\frac{\Delta l_1}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$
$$R_1=\frac{\Delta l_2}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}+\frac{\Delta l_1}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$
$$R_2=\frac{\Delta l_3}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}+\frac{\Delta l_2}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$
$$R_3=\frac{\Delta l_3}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$

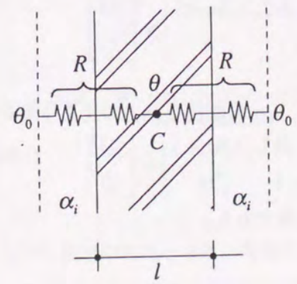
$$(\Delta l_1+\Delta l_2+\Delta l_3=l)$$

図 1.4 集中系モデル Ⅰ

$$\begin{aligned}C_3\frac{d\theta_3}{dt}&=\frac{1}{R_3}\theta_l-\left(\frac{1}{R_3}+\frac{1}{R_2}\right)\theta_3+\frac{1}{R_2}\theta_2\\ C_2\frac{d\theta_2}{dt}&=\frac{1}{R_2}\theta_3-\left(\frac{1}{R_2}+\frac{1}{R_1}\right)\theta_2+\frac{1}{R_1}\theta_1\\ C_1\frac{d\theta_1}{dt}&=\frac{1}{R_1}\theta_2-\left(\frac{1}{R_1}+\frac{1}{R_0}\right)\theta_1+\frac{1}{R_0}\theta_0\end{aligned} \tag{1.12}$$

(1.12)式は連立１階常微分方程式であり，壁体内の離散位置を指定して，そこでの熱量の釣り合いから導かれたものである。

(1) 集中系モデルの単純例



$$C=c\gamma\Delta l$$
$$R=\frac{1}{\alpha_i}+\frac{l}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$

図 1.5 1質点モデル

１質点のみで構成された壁体システムで，例えば板状の熱容量物質が室に置かれたケースを考える。

$$C\frac{d\theta(t)}{dt}=2\cdot\frac{1}{R}\left(\theta_0(t)-\theta(t)\right) \tag{1.13}$$

解法a)(通常の解析解法)

$$\frac{d\theta(t)}{dt}+\frac{2}{CR}\theta(t)=\frac{2}{CR}\theta_0(t) \tag{1.14}$$

$$\exp\left(\int\frac{2}{CR}dt\right)=\exp\left(\frac{2}{CR}t\right) \tag{1.15}$$

(1.15)式を(1.14)の各項に掛けて，

$$\frac{d\theta(t)}{dt}\exp\left(\frac{2}{CR}t\right)+\frac{2}{CR}\theta(t)\exp\left(\frac{2}{CR}t\right)=\frac{2}{CR}\theta_0(t)\exp\left(\frac{2}{CR}t\right) \tag{1.16}$$

$$\frac{d\left(\theta(t)\cdot\exp\left(\frac{2}{CR}t\right)\right)}{dt}=\frac{2}{CR}\theta_0(t)\exp\left(\frac{2}{CR}t\right) \tag{1.17}$$

$$\theta(t)\cdot\exp\left(\frac{2}{CR}t\right)=\int_0^t\frac{2}{CR}\theta_0(\tau)\exp\left(\frac{2}{CR}\tau\right)+\theta(0) \tag{1.18}$$

$$\theta(t)=\exp\left(-\frac{2}{CR}t\right)\int_0^t\frac{2}{CR}\theta_0(\tau)\exp\left(\frac{2}{CR}\tau\right)+\theta(0)\cdot\exp\left(-\frac{2}{CR}t\right) \tag{1.19}$$

初期値$\theta(0)=0$とすると，

$$\theta(t)=\int_0^t\frac{2}{CR}\theta_0(\tau)\exp\left(-\frac{2}{CR}(t-\tau)\right)\text{(たたみ込み積分)} \tag{1.20}$$

$$\frac{2}{CR}\exp\left(-\frac{2}{CR}t\right)\text{(系の重み関数)} \tag{1.21}$$

解法b)(ラプラス変換による解法)

(1.13)式をラプラス変換すると，

$$C(s\Theta(s)-\theta(0))=\frac{2}{R}\Theta_0(s)-\frac{2}{R}\Theta(s) \tag{1.22}$$

(sはラプラス変換パラメータ，$s\Theta(s),\Theta_0(s)$は$\theta(t),\theta_0(t)$のラプラス変換形)

(1.22)式を解いて，初期値$\theta(0)=0$とすると，

$$\Theta(s)=\frac{2}{RC\left(s+\frac{2}{RC}\right)}\Theta_0(s)=G(s)\cdot\Theta_0(s) \tag{1.23}$$

ただし，

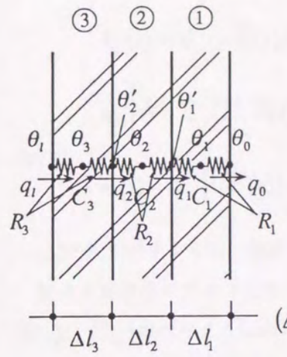
$$G(s)=\frac{2}{RC\left(s+\frac{2}{RC}\right)}\quad\text{(伝達関数:入出力の比を与える)} \tag{1.24}$$

(1.24)式の逆変換形は$\frac{2}{RC}\exp\left(-\frac{2}{RC}t\right)$であり，これは重み関数である。

(1.23)式の逆変換は，

$$\theta(t)=\int_0^t\exp\left(-\frac{2}{RC}(t-2)\right)\theta_0(\tau)d\tau \tag{1.25}$$

(2) 多次の集中系モデル



$$C_1=c\gamma\Delta l_1$$
$$C_2=c\gamma\Delta l_2$$
$$C_3=c\gamma\Delta l_3$$
$$R_1=\frac{\Delta l_1}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$
$$R_2=\frac{\Delta l_2}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$
$$R_3=\frac{\Delta l_3}{\lambda}\cdot\frac{1}{2}$$
$$(\Delta l_1+\Delta l_2+\Delta l_3=l)$$

図 1.6 集中系モデルⅡ

図-1.4の集中系モデルについて次のように表現を変える。

分割部分3について，

$$q_l-q_2=C_3\frac{d\theta_3}{dt}$$
$$q_l=\frac{1}{R_3}(\theta_l-\theta_3) \tag{1.26}$$
$$q_2=\frac{1}{R_3}(\theta_3-\theta_2')$$

(1.26)式をラプラス変換し初期値$\theta_3(0)=0$とすると，

$$Q_l-Q_2=C_3s\Theta_3$$
$$Q_l=\frac{1}{R_3}(\Theta_l-\Theta_3) \tag{1.27}$$
$$Q_2=\frac{1}{R_3}(\Theta_3-\Theta_2')$$

($\Theta_l,\Theta_3,\Theta_2',Q_l,Q_2$は$\theta_l,\theta_3,\theta_2',q_l,q_2$のラプラス変換形)

(1.27)式からΘ_3を消去すると，

$$\begin{bmatrix}\Theta_l\\Q_l\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1+sR_3C_3 & 2R_3+sR_3^2C_3\\ sC_3 & 1+sR_3C_3\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Theta_2'\\Q_2\end{bmatrix} \tag{1.28}$$

という表現が得られる。

分割部分2についても同様にして，

$$\begin{bmatrix}\Theta_2'\\Q_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1+sR_2C_2 & 2R_2+sR_2^2C_2\\ sC_2 & 1+sR_2C_2\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Theta_1'\\Q_1\end{bmatrix} \tag{1.29}$$

(1.28)式，或いは(1.29)式の行列表現の特徴は縦続接続が出来ることであり，結局，

$$\begin{bmatrix}\Theta_l\\Q_l\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1+sR_3C_3 & 2R_3+sR_3^2C_3\\ sC_3 & 1+sR_3C_3\end{bmatrix}\begin{bmatrix}1+sR_2C_2 & 2R_2+sR_2^2C_2\\ sC_2 & 1+sR_2C_2\end{bmatrix}\begin{bmatrix}1+sR_1C_1 & 2R_1+sR_1^2C_1\\ sC_1 & 1+sR_1C_1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Theta_0\\Q_0\end{bmatrix} \tag{1.30}$$

という表現が可能となる。当面の目的に関して(室の問題)，不要な壁体内部温度を変量として登場させることなく，両端部の間の関係付けを示し得ている。

(1.30)式を次のように表現する。

$$\begin{bmatrix}\Theta_l\\Q_l\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}A' & B'\\ C' & D'\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Theta_0\\Q_0\end{bmatrix} \tag{1.31}$$

単一材の壁体をn等分割し，$n \to \infty$とした極限では，

$$
\begin{aligned}
A' &= cosh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{s} \\
B' &= \frac{\sqrt{a}}{\lambda}\frac{1}{\sqrt{s}}sinh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{s} \\
C' &= \frac{\lambda}{\sqrt{a}}\sqrt{s}\,sinh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{s} \\
D' &= A'
\end{aligned}
\tag{1.32}
$$

となり(1.31)式は分布系モデルの関係式(1.10)式と一致した。

1.2.3 解式表現(非定常解式)

(1.10)式を再掲する。

$$
\begin{bmatrix} \Theta_l \\ Q_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B \\ C & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Theta_0 \\ Q_0 \end{bmatrix}
\tag{1.33}
$$

Θ_l, Θ_0を壁体両側の空気温とすると壁体実質部の両サイドに熱伝達抵抗を付加した形となり，

$$
\begin{bmatrix} \Theta_l \\ Q_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1/\alpha_i \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A & B \\ C & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1/\alpha_o \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Theta_0 \\ Q_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{A} & \overline{B} \\ \overline{C} & \overline{D} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Theta_0 \\ Q_0 \end{bmatrix}
\tag{1.34}
$$

ただし，

α_i:室内側熱伝達率

α_o:外気側熱伝達率

$$
\begin{bmatrix} \overline{A} & \overline{B} \\ \overline{C} & \overline{D} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1/\alpha_i \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A & B \\ C & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1/\alpha_o \\ 0 & 1 \end{bmatrix}
\tag{1.35}
$$

(1.34)式は温度，熱流をペアにしてベクトル化し式の形を整えた，単に数学的な表現であり，式形によって物理的な因果関係を直接に示すものではない。

(1.34)式を変形して，

$$
\begin{bmatrix} Q_0 \\ Q_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\overline{A}/\overline{B} & 1/\overline{B} \\ -1/\overline{B} & \overline{D}/\overline{B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Theta_0 \\ \Theta_l \end{bmatrix}
\tag{1.36}
$$

と表わすと，右辺ベクトルが原因で左辺ベクトルがその結果を示す入出力関係を示す式表現となる。(係数行列をアドミッタンス行列という)

$-\overline{A}/\overline{B}, 1/\overline{B}, -1/\overline{B}, \overline{D}/\overline{B}$がそれぞれ伝達関数といわれる。

これらを逆変換したものが重み関数$\left(k_{a1}(t), k_t(t), -k_t(t), k_{a2}(t)\right)$といわれる。

$$
\begin{aligned}
k_{a1}(t) &= \mathfrak{L}^{-1}\left\{-\overline{A}(s)/\overline{B}(s)\right\} = a_0\delta(t) + \sum_{i=1}^{\infty} a_1\, exp(-\alpha_i t) \\
k_{a2}(t) &= \mathfrak{L}^{-1}\left\{\overline{D}/\overline{B}(s)\right\} = a_0\delta(t) + \sum_{i=1}^{\infty} d_i\, exp(-\alpha_i t) \\
k_t(t) &= \mathfrak{L}^{-1}\left\{1/\overline{B}(s)\right\} = \sum_{i=1}^{\infty} b_i\, exp(-\alpha_i t)
\end{aligned}
\tag{1.37}
$$

(1.37)式に示すように，壁体の分布形モデルでは，重み関数の項数は無限として表現される。

壁体を集中系モデルで近似して，壁体分割数を有限の分割とすると，四端子行列の要素$\overline{A}(s)$，$\overline{B}(s)$，$\overline{D}(s)$は次のように巾級数で表現される。

$$
\begin{aligned}
\overline{A}(s) &= a_1 + a_2 s + a_3 s^2 + \cdots + a_{n+1} s^n \\
\overline{B}(s) &= b_1 + b_2 s + b_3 s^2 + \cdots + b_{n+1} s^n \\
\overline{D}(s) &= d_1 + d_2 s + d_3 s^2 + \cdots + d_{n+1} s^n
\end{aligned}
\tag{1.38}
$$

ヘビサイドの展開定理によって，各重み関数は次のようにして求められる。

$$
\frac{\overline{A}(s)}{\overline{B}(s)} = \frac{a_{n+1}}{b_{n+1}} + \frac{\left(a_1 - \frac{a_{n+1}}{b_{n+1}} b_1\right) - \left(a_2 - \frac{a_{n+1}}{b_{n+1}} b_2\right) s + \left(a_n - \frac{a_{n+1}}{b_{n+1}} b_n\right) s^{n-1}}{\overline{B}(s)} = a_0 + \frac{\overline{A}'(s)}{\overline{B}(s)}
\tag{1.39}
$$

ここで，

$$
a_0 = \frac{a_{n+1}}{b_{n+1}}, \quad \overline{A}'(s) = \sum_{i=1}^{n} (a_i - a_0 b_i) s^{i-1}
\tag{1.40}
$$

$\overline{B}(s) = 0$の根を$S_i (i = 1, \cdots, n)$とし，$\alpha_i = -S_i$とおいて，重み関数$k_{a1}(t)$は次となる

$$
k_{a1}(t) = \mathfrak{L}^{-1}\left\{\frac{\overline{A}(s)}{\overline{B}(s)}\right\} = a_0\delta(t) + \sum_{i=1}^{n} A_i\, exp(-\alpha_i t)
\tag{1.41}
$$

ここで，

$$
A_i = \left.\frac{\overline{A}'(s)}{\frac{d}{ds}\overline{B}(s)}\right|_{S=S_i}
\tag{1.42}
$$

同様にして，$k_{a2}(t)$，$k_t(t)$も有限項の関数として求まる。壁体の熱流出力$q(t)$の非定常解はたたみ込み積分として，

$$
ql(t) = \int_{-\infty}^{t} k_{a2}(t-\tau)\theta_l(\tau)d\tau - \int_{-\infty}^{t} k_t(t-\tau)\theta_0(\tau)d\tau
\tag{1.43}
$$

を計算して求まる。

1.3 室温の非定常解

簡単のため，一種類の壁体ので構成された単室を考える。

記号

$h(t)$:室への供給熱量

$k_{a2}(t)$:壁体内表面の吸熱の重み関数

$k(t)$:壁体の貫流の重み関数

M :壁体面積

V :室の容積

C_a :空気の比熱

γ_a :空気の比重量

n :換気回数

C_l:室内空気の熱容量$(=C_a\gamma_a V)$

室での熱量の釣り合い式は次式となる。

$$h(t)+C_a\gamma_a nV\theta_0(t)=C_l\frac{d\theta_l(t)}{dt}+M\int_{-\infty}^{t}k_{a2}(t-\tau)\theta_l(\tau)d\tau -M\int_{-\infty}^{t}k_t(t-\tau)\theta_0(\tau)d\tau+C_a\gamma_a nV\theta_l(t) \tag{1.44}$$

(1.44)式を移項整理すると，

$$h(t)+C_a\gamma_a nV\theta_0(t)+M\int_{-\infty}^{t}k_t(t-\tau)\theta_0(\tau)d\tau =C_l\frac{d\theta_l(t)}{dt}+M\int_{-\infty}^{t}k_{a2}(t-\tau)\theta_l(\tau)d\tau+C_a\gamma_a nV\theta_l(t) \tag{1.45}$$

ここで，

$$\left.\begin{aligned} h_g(t)&=h(t)+C_a\gamma_a nV\theta_0(t)+M\int_{-\infty}^{t}k_t(t-\tau)\theta_0(\tau)d\tau\\ C_v&=C_a\gamma_a nV\\ k_t(t)&=C_v\delta(t)\end{aligned}\right\} \tag{1.46}$$

とおくと，

$$h_g(t)=C_l\frac{d\theta_l(t)}{dt}+\int_{-\infty}^{t}\{Mk_{a2}(t-\tau)+C_v\delta(t-\tau)\}\theta_l(\tau)d\tau \tag{1.47}$$

(1.47)式をラプラス変換すると，

$$\mathbf{H}_g(s)=C_lS\Theta_l(s)+\{MD_1(s)+D_2(s)\}\Theta_l(s) \tag{1.48}$$

ただし，

$$\left.\begin{aligned} D_1(s)&=\mathfrak{L}\{k_{a2}(t)\}=d_0+\sum_{i=1}^{n}\frac{di}{\alpha_i+S}\\ D_2(s)&=\mathfrak{L}\{k_t(t)\}=C_v\end{aligned}\right\} \tag{1.49}$$

(1.48)式を$\Theta_l(s)$について解いて，

$$\Theta_l(s)=\frac{1}{C_lS+MD_1(s)+D_2(s)}\mathbf{H}_g(s)=\overline{D}(s)\mathbf{H}_g(s) \tag{1.50}$$

ここで，

$$\overline{D}(s)=\frac{1}{C_lS+MD_1(s)+D_2(s)} \tag{1.51}$$

$\overline{D}(s)$が室の伝達関数であり，これを逆変換したものが，暖房の重み関数$(\varphi(t))$といわれる。

$$\varphi(t)=\mathfrak{L}^{-1}\{\overline{D}(s)\}=\sum_{j=1}^{n+1}B_j\exp(-\beta_j t) \tag{1.52}$$

室温$\theta_l(t)$の非定常解は次で計算される。

$$\theta_l(t)=\int_{-\infty}^{t}\varphi(t-\tau)h_g(\tau)d\tau \tag{1.53}$$

現象が，基本周期をt_1とする周期的定常状態であれば，これに対する暖房の重み関数は次と表わされる。

$$\sum_{j=1}^{n+1}\frac{B_j}{1-\exp(-\beta_j t_1)}\exp(-\beta_j t) \tag{1.54}$$

これは周期的重み関数である。この場合のたたみ込み積分は1周期分だけ行なえばよい。

1.4 周波数応答解

入力が周期的であった場合，例えば(1.13)式の1質点系モデルで$\theta_0(t)=\cos\omega t$あったとき，それに対する出力$\theta(t)$は$A\cos(\omega t-\phi)$の形となる。

オイラーの公式を使って，三角関数の指数表現による表示を行なうと，

$$\cos\omega t=\frac{1}{2}(\exp(j\omega t)+\exp(-j\omega t)) \tag{1.55}$$

$$\exp(j\omega t)=\cos\omega t+j\sin\omega t \tag{1.56}$$

$$\sin\omega t=\frac{1}{2j}(\exp(j\omega t)-\exp(-j\omega t)) \tag{1.57}$$

と表現できる。すなわち，

$$\theta_0(t)=\cos\omega t=\theta_{0-a}(t)+\theta_{0-b}(t)=\frac{1}{2}\exp(j\omega t)+\frac{1}{2}\exp(-j\omega t) \tag{1.58}$$

と２項に分けた表現にすると，部分入力$\theta_{0-a}(t)$による

$$C\frac{d\theta_a(t)}{dt}=2\frac{1}{R}\left(\theta_{0-a}(t)-\theta_a(t)\right) \tag{1.59}$$

の解$\theta_a(t)$と，残りの入力$\theta_{0-b}(t)$による

$$C\frac{d\theta_b(t)}{dt}=2\frac{1}{R}\left(\theta_{0-b}(t)-\theta_b(t)\right) \tag{1.60}$$

の解$\theta_b(t)$を加え合わせることで，全体入力$\theta_0(t)=\theta_{0-a}(t)+\theta_{0-b}(t)$による解$\theta(t)=\theta_a(t)+\theta_b(t)$が求まる。

$$\theta_{0-a}(t)=\frac{1}{2}\exp(j\omega t) \tag{1.61}$$

とすると，これによる解の形は，

$$\theta_a(t)=\hat{\theta}_a\exp(j\omega t) \tag{1.62}$$

となる。微分項は，

$$C\frac{d\theta_a(t)}{dt}=j\omega\hat{\theta}_a\exp(j\omega t) \tag{1.63}$$

となるので，(1.59)式の具体的な形は次となる。

$$j\omega C\hat{\theta}_a\exp(j\omega t)=\frac{2}{R}\left(\frac{1}{2}\exp(j\omega t)-\hat{\theta}_a\exp(j\omega t)\right) \tag{1.64}$$

入力を指数関数形としたことで，微分により関数形が変化しない特徴が使えて，(1.64)式は次式の成立を意味することになる。

$$j\omega C\hat{\theta}_a=\frac{2}{R}\left(\frac{1}{2}-\hat{\theta}_a\right) \tag{1.65}$$

元の代数方程式に置き変わってしまった。

$$\hat{\theta}_a=\frac{1}{j\omega RC+2} \tag{1.66}$$

残りの入力

$$\theta_{0-b}(t)=\frac{1}{2}\exp(-j\omega t) \tag{1.67}$$

に対する解は，

$$\theta_b(t)=\hat{\theta}_b\exp(-j\omega t) \tag{1.68}$$

と表わせ，$\hat{\theta}_b$は$\hat{\theta}_a$と共役である。また$\exp(j\omega t)$と$\exp(-j\omega t)$は共役であるから，結局$\theta_a(t)$と$\theta_b(t)$は共役であることが分かる。$\theta_a(t)$さえ求まれば，$\theta_b(t)$は自動的に定まり，出力$\theta(t)$は$\theta_a(t)$の実部の２倍である。

言い換えれば，$\theta_{0-a}(t)=\frac{1}{2}\exp(j\omega t)$の２倍$\exp(j\omega t)$を入力とした解を求め，その実部をとれば$\theta(t)$が求まる。入力を$\exp(j\omega t)$としたときの解の複素係数は(1.66)式より，

$$\frac{2}{j\omega RC+2}=\frac{2}{RC\left(j\omega+\frac{2}{RC}\right)} \tag{1.69}$$

であり，これは(1.24)式の伝達関数において複素パラメータsを$j\omega$で置き換えたものに相当し，周波数伝達関数といわれる。分布系では一般の単一材壁体について，

$$\begin{aligned}
A(j\omega)&=cosh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{j\omega}\\
B(j\omega)&=\frac{\sqrt{a}}{\lambda}\frac{1}{\sqrt{j\omega}}sinh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{j\omega}\\
C(j\omega)&=\frac{\lambda}{\sqrt{a}}\sqrt{j\omega}\,sinh\frac{l}{\sqrt{a}}\sqrt{j\omega}\\
D(j\omega)&=A(j\omega)
\end{aligned} \tag{1.70}$$

であり，$-A(j\omega)/B(j\omega),1/B(j\omega),-1/B(j\omega),D(j\omega)/B(j\omega)$が周波数伝達関数である。

1.5　室温の周波数応答解(単室)

室での熱収支は次と表わせる。

室への供給熱＋室への流入熱＝室からの流出熱＋室内熱容量への蓄熱　(1.71)

入力

$$\text{外気温}:\theta_o(t)=\overline{\theta}_o+\sum_{k=1}^{M}\left\{a_k\cos(\omega_k t)+a'_k\sin(\omega_k t)\right\} \tag{1.72}$$

$$\text{供給熱}:H(t)=\overline{H}+\sum_{k=1}^{M}\left\{h_k\cos(\omega_k t)+h'_k\sin(\omega_k t)\right\} \tag{1.73}$$

出力

$$\text{室温}:\theta_l(t)=\overline{\theta}_l+\sum_{k=1}^{M}\left\{b_k\cos(\omega_k t)+b'_k\sin(\omega_k t)\right\} \tag{1.74}$$

1.5.1 平均成分

$\overline{\theta}_0, \overline{H}$ に応じる未知室温 $\overline{\theta}_l$ は定常室温の解式によって，

$$\overline{H} + c_a\gamma_a nV\overline{\theta}_0 = c_a\gamma_a nV\overline{\theta}_l + \sum_{i=1}^{n} K_i S_i\left(\overline{\theta}_0 - \overline{\theta}_l\right) \tag{1.75}$$

$$\overline{\theta}_l = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} K_i S_i + c_a\gamma_a nV}\overline{H} + \overline{\theta}_0 \tag{1.76}$$

1.5.2 時間変動成分

第 k 項目についてのみ解を記す。$(k = 1, \cdots, M)$

複素数の表現として，

$$\cos\omega_k t \to \exp(j\omega_k t)$$

$$\sin\omega_k t \to -j\exp(j\omega_k t)$$

と置き換える。

$$\text{外気温:}\left(a_k - ja_k'\right)\exp(j\omega_k t) = \hat{\theta}_{0-k}\exp(j\omega_k t) \tag{1.77}$$

$$\text{供給熱:}\left(h_k - jh_k'\right)\exp(j\omega_k t) = \hat{H}_k\exp(j\omega_k t) \tag{1.78}$$

$$\text{室温:}\left(b_k - jb_k'\right)\exp(j\omega_k t) = \hat{\theta}_{l-k}\exp(j\omega_k t) \tag{1.79}$$

(1) 壁体熱流

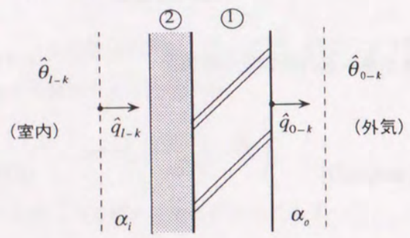


図 1.7 2層壁モデル

$$\begin{bmatrix}\hat{\theta}_{l-k}\\ \hat{q}_{l-k}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & 1/\alpha_i\\ 0 & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_2(j\omega_k) & B_2(j\omega_k)\\ C_2(j\omega_k) & D_2(j\omega_k)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_1(j\omega_k) & B_1(j\omega_k)\\ C_1(j\omega_k) & D_1(j\omega_k)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}1 & 1/\alpha_o\\ 0 & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\hat{\theta}_0\\ \hat{q}_0\end{bmatrix}$$
$$= \begin{bmatrix}\overline{A}(j\omega_k) & \overline{B}(j\omega_k)\\ \overline{C}(j\omega_k) & \overline{D}(j\omega_k)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\hat{\theta}_0\\ \hat{q}_0\end{bmatrix} \tag{1.80}$$

$$\begin{bmatrix}q_{0-k}\\ q_{l-k}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}-\overline{A}(j\omega_k)/\overline{B}(j\omega_k) & 1/\overline{B}(j\omega_k)\\ -1/\overline{B}(j\omega_k) & \overline{D}(j\omega_k)/\overline{B}(j\omega_k)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\hat{\theta}_{0-k}\\ \hat{\theta}_{l-k}\end{bmatrix} \tag{1.81}$$

(2) 室での熱収支

壁からの流出熱の複素係数は，

$$\hat{q}_{l-k} = -\frac{1}{\overline{B}(j\omega_k)}\hat{\theta}_{0-k} + \frac{\overline{D}(j\omega_k)}{\overline{B}(j\omega_k)}\hat{\theta}_{l-k} \tag{1.82}$$

壁は n 種あるので，

$$\hat{q}_{l-k} = \left(\sum_{i=1}^{n} S_i\frac{-1}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)}\right)\hat{\theta}_{0-k} + \left(\sum_{i=1}^{n} S_i\frac{{}_i\overline{D}(j\omega_k)}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)}\right)\hat{\theta}_{l-k} \tag{1.83}$$

換気による流入熱の複素係数は，

$${}_{in}\hat{q}_v = c_a\gamma_a nV\hat{\theta}_{0-k} \tag{1.84}$$

換気による流出熱の複素係数は，

$${}_{out}\hat{q}_v = c_a\gamma_a nV\hat{\theta}_{l-k} \tag{1.85}$$

したがって，正味の室への流入熱 $\hat{q}_k$ は，

$$\hat{q}_k = H + \left(\sum_{i=1}^{n} S_i\frac{1}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)}\right)\hat{\theta}_{0-k} - \left(\sum_{i=1}^{n} S_i\frac{{}_i\overline{D}(j\omega_k)}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)}\right)\hat{\theta}_{l-k} + c_a\gamma_a nV\hat{\theta}_{0-k} - c_a\gamma_a nV\hat{\theta}_{l-k} \tag{1.86}$$

室内熱容量(空気のみなら $c_a\gamma_a$ ×室容積)(C_l) を集中1質点として，室空間をモデル化すると，そこへの蓄熱量は $C_l\dfrac{d\theta_{l-k}(t)}{dt}$ と表現され $\theta_{l-k}(t)$ を(1.79)式の複素表現すると複素係数部は $j\omega_k C_l\hat{\theta}_{l-k}$ となる。

正味流入熱と蓄熱量がバランスするから，

$$\hat{q}_k = j\omega_k C_l\hat{\theta}_{l-k} \tag{1.87}$$

したがって，

$$\hat{\theta}_{l-k} = \frac{\hat{H}_k + \left(\sum_{i=1}^{n} S_i\frac{1}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)} + c_a\gamma_a nV\right)\hat{\theta}_{0-k}}{j\omega_k C_l + \sum_{i=1}^{n} S_i\frac{{}_i\overline{D}(j\omega_k)}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)} + c_a\gamma_a nV} \tag{1.88}$$

$$e - jf = \frac{\sum_{i=1}^{n} S_i \frac{1}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)} + c_a\gamma_a nV}{j\omega_k C_l + \sum_{i=1}^{n} S_i \frac{{}_i\overline{D}(j\omega_k)}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)} + c_a\gamma_a nV} \tag{1.89}$$

とおくと，

$$\begin{aligned} e - jf &= \sqrt{e^2+f^2}\left(\frac{e}{\sqrt{e^2+f^2}} - j\frac{f}{\sqrt{e^2+f^2}}\right) \\ &= \sqrt{e^2+f^2}\,(cos\varphi - j\,sin\varphi) \\ &= \sqrt{e^2+f^2}\,exp(-j\varphi), \quad \left(\varphi = tan^{-1}\frac{f}{e}\right) \end{aligned} \tag{1.90}$$

室温の外気温に基づく部分は振幅が$\sqrt{e^2+f^2}$倍になり位相がφ遅れる。

ところで，今，室モデルを供給熱＝0，換気＝0，純抵抗材（ガラス，ドア等）無しであり，6面とも同一壁体，同一面積であると近似する。

したがって，

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_{l-k} &= \frac{\sum_{i=1}^{6} S_i \frac{1}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)}\,{}_i\hat{\theta}_{0-k}}{j\omega_k C_l + \sum_{i=1}^{6} S_i \frac{{}_i\overline{D}(j\omega_k)}{{}_i\overline{B}(j\omega_k)}} = \frac{S\frac{1}{\overline{B}(j\omega_k)}\sum_{i=1}^{6}{}_i\hat{\theta}_{0-k}}{j\omega_k C_l + 6S\frac{\overline{D}(j\omega_k)}{\overline{B}(j\omega_k)}} \\ &= \frac{S\frac{1}{\overline{B}(j\omega_k)}}{j\omega_k C_l + 6S\frac{\overline{D}(j\omega_k)}{\overline{B}(j\omega_k)}} \cdot \sum_{i=1}^{6}{}_i\hat{\theta}_{0-k} = \frac{6S\frac{1}{\overline{B}(j\omega_k)}}{j\omega_k C_l + 6S\frac{\overline{D}(j\omega_k)}{\overline{B}(j\omega_k)}} \cdot \sum_{i=1}^{6}{}_i\hat{\theta}_{0-k} \end{aligned} \tag{1.91}$$

2　数値解法　(差分法)

ここに言う改良差分は，時間刻みをとするとき，任意の整数について，先ず刻みの差分を構成し，境界の空気温度がの間，一定勾配で変化すると近似することによって，この刻みの差分を刻みの差分に変換して得られる差分を意味し

2.1　一般的差分表現

2.1.1 基礎方程式

説明の便宜上，一種類の壁体及び窓，換気の瞬時定常熱経路を有する単室を対象とする。

このとき，この単室は図 2.1の集中定数回路で近似表現される。

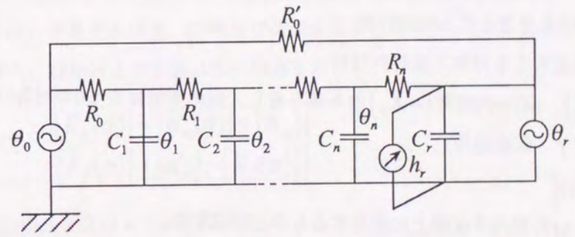


図 2.1 壁体の集中定数回路近似

ここに，

θ_o	：外気温$[°C]$
θ_r	：室温$[°C]$
$\theta_i(i=1,\cdots,n)$	：壁体質点温度$[°C]$
$R_i(i=0,\cdots,n)$	：壁体質点間熱抵抗$[h°C/kcal]$
R_0'	：瞬時定常熱経路の全熱抵抗$[h°C/kcal]$
$C_i(i=1,\cdots,n)$	：壁体質点熱容量$[kcal/°C]$

図-1に示す回路に応じる基礎方程式は次式で与えられる。

$$\left.\begin{aligned} C_1\frac{d\theta_1(t)}{dt} &= K_0\theta_0(t) - \overline{K}_1\theta_1(t) + K_1\theta_2(t) \\ C_2\frac{d\theta_2(t)}{dt} &= K_1\theta_1(t) - \overline{K}_2\theta_2(t) + K_2\theta_3(t) \\ &\vdots \\ C_n\frac{d\theta_n(t)}{dt} &= K_{n-1}\theta_{n-1}(t) - \overline{K}_n\theta_n(t) + K_n\theta_r(t) \end{aligned}\right\} \tag{2.1}$$

$$C_r\frac{d\theta_r(t)}{dt} = K_n\theta_n(t) - \overline{K}_r\theta_r(t) + K_0'\theta_o(t) + h_r(t) \tag{2.2}$$

ここに，

$$\left.\begin{aligned} &K_i = 1/R_i\,(i=1,\cdots,n), K_0' = 1/R_0' \\ &\overline{K}_i = K_{i-1} + K_i\,(i=1,\cdots,n), \overline{K}_r = K_n + K_0' \end{aligned}\right\} \tag{2.3}$$

2.1.2 壁体の一般的差分表現

(1) 壁体質点温度の解式

(2.1)式を次のように行列-ベクトル式で表現する。

$$[C_w]\frac{d}{dt}\boldsymbol{\theta}(t) = [K_w]\boldsymbol{\theta}(t) + [K_f]\boldsymbol{\theta}_f(t) \tag{2.4}$$

ただし，

$[C_w]$ ：$C_i(i=1,\cdots,n)$を対象要素とする対角行列

$[K_w]$ ：(2.1)式の係数を要素とする対称三重対角行列

$[K_f]$ ：1行1列要素$(=K_0)$，n行m列要素$(=K_n)$のみ値を有し，他の要素は全て0の対角行列

$\boldsymbol{\theta}(t) = [\theta_1(t)\cdots\cdots\theta_n(t)]^T$（$T$：転置記号）

$\boldsymbol{\theta}_f(t) = [\theta_o(t)0\cdots\cdots0\theta_r(t)]^T$

$\boldsymbol{\theta}(t)$及び$\boldsymbol{\theta}_f(t)$が$t=0\sim\Delta t$時間内で直線上に変化するものと近似する。

すなわち次とする。

$$\left.\begin{aligned} &\boldsymbol{\theta}(t) \approx \{\boldsymbol{\theta}(\Delta t) - \boldsymbol{\theta}(0)\}\frac{t}{\Delta t} + \boldsymbol{\theta}(0) \\ &\boldsymbol{\theta}_f(t) \approx \{\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) - \boldsymbol{\theta}(0)\}\frac{t}{\Delta t} + \boldsymbol{\theta}(0) \end{aligned}\right\} \tag{2.5}$$

(2.5)式を(2.4)式に代入して次式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{1}{\Delta t}[C_w]\{\boldsymbol{\theta}(\Delta t) - \boldsymbol{\theta}(0)\} &= [K_w]\left\{\{\boldsymbol{\theta}(\Delta t) - \boldsymbol{\theta}(0)\}\frac{t}{\Delta t} + \boldsymbol{\theta}(0)\right\} \\ &+ [K_f]\left\{\{\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) - \boldsymbol{\theta}_f(0)\}\frac{t}{\Delta t} + \boldsymbol{\theta}_f(0)\right\} \end{aligned} \tag{2.6}$$

ここで次の無次元時間σを設定する。

$$\sigma \equiv t/\Delta t, (0 \le \sigma \le 1; 0 \le t \le \Delta t) \tag{2.7}$$

(2.6)式を(2.7)式のσを用いて整理して次式を得る。

$$\begin{aligned} \left[\frac{1}{\Delta t}[C_w] - \sigma[K_w]\right]\boldsymbol{\theta}(t) &= \left[\frac{1}{\Delta t}[C_w] + (\sigma-1)[K_w]\right]\boldsymbol{\theta}(0) \\ &+ (\sigma-1)[K_f]\boldsymbol{\theta}_f(0) + \sigma[K_f]\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) \end{aligned} \tag{2.8}$$

ここで次とする。

$$\left.\begin{aligned} &[\tilde{K}_w(\sigma)] \triangleq \left[\frac{1}{\Delta t}[C_w] - \sigma[K_w]\right] \\ &[\overline{K}_w(\sigma)] \triangleq \left[\frac{1}{\Delta t}[C_w] + (1-\sigma)[K_w]\right] \\ &[\tilde{K}_f(\sigma)] \triangleq \sigma[K_f] \\ &[\overline{K}_f(\sigma)] \triangleq (1-\sigma)[K_f] \end{aligned}\right\} \tag{2.9}$$

(2.9)式の表現を用いて，(2.8)式から次式を得る。

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\theta}(\Delta t) &= [\tilde{K}_w(\sigma)]^{-1}[\overline{K}_w(\sigma)]\boldsymbol{\theta}(0) \\ &+ [\tilde{K}_w(\sigma)]^{-1}[\overline{K}_f(\sigma)]\boldsymbol{\theta}_f(0) + [\tilde{K}_w(\sigma)]^{-1}[\tilde{K}_f(\sigma)]\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) \end{aligned} \tag{2.10}$$

(2.10)式がσをパラメータとした壁体質点温度に対する一般的差分の解法であり，$\sigma = 0, 1/2, 1$とすれば，それぞれ前進，中間及び後退差分が対応する。

また，(2.9)式より容易に次の関係を得る。

$$\left.\begin{aligned} &[\overline{K}_w(\sigma)] = [\tilde{K}_w(\sigma)] + [K_w] \\ &[\tilde{K}_f(\sigma)] = [K_f] - [\overline{K}_f(\sigma)] \end{aligned}\right\} \tag{2.11}$$

(2.10)式を次のように表現する。

$$\boldsymbol{\theta}(\Delta t) = [E(\sigma)]\boldsymbol{\theta}(0) + [P(\sigma)]\boldsymbol{\theta}_f(0) + [P'(\sigma)]\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) \tag{2.12}$$

ここに，

$$\left.\begin{aligned} &[E(\sigma)] = [\tilde{K}_w(\sigma)]^{-1}[\overline{K}_w(\sigma)] \\ &[P(\sigma)] = [\tilde{K}_w(\sigma)]^{-1}[\overline{K}_f(\sigma)] \\ &[P'(\sigma)] = [\tilde{K}_w(\sigma)]^{-1}[\tilde{K}_f(\sigma)] \end{aligned}\right\} \text{(無次元量)} \tag{2.13}$$

(2) 壁体表面熱流の解法

室内側表面熱流について考察する。

$t=0$及び$t=\Delta t$における表面熱流を$q_r(0), q_r(\Delta t)$とするとき，それぞれ次式で表される。(流出熱を正とする。)

$$q_r(0) = K_n(\theta_r(0) - \theta_n(0)) \tag{2.14}$$

$$q_r(\Delta t) = K_n(\theta_r(\Delta t) - \theta_n(\Delta t)) \tag{2.15}$$

ところで，(2.15)式のは(2.12)式によって次のように表現される。

$$\theta_n(\Delta t)=[{}_n e]\theta(0)+[P_{n,1}\quad P'_{n,1}]\begin{Bmatrix}\theta_o(0)\\ \theta_o(\Delta t)\end{Bmatrix}+[P_{n,n}\quad P'_{n,n}]\begin{Bmatrix}\theta_r(0)\\ \theta_r(\Delta t)\end{Bmatrix} \tag{2.16}$$

ただし，

$[{}_n e]$　：$[E(\sigma)]$のn行要素による横ベクトル

$P_{n,1}, P_{n,n}$　：$[P(\sigma)]$のn行1列及びn列要素

$P'_{n,1}, P'_{n,n}$　：$[P'(\sigma)]$のn行1列及びn列要素

(2.16)式を(2.15)式に代入して次式を得る。

$$q_r(\Delta t)=[\overline{P}_r\quad \overline{P}'_r]\begin{Bmatrix}\theta_o(0)\\ \theta_o(\Delta t)\end{Bmatrix}-[\overline{P}_o\quad \overline{P}'_o]\begin{Bmatrix}\theta_o(0)\\ \theta_o(\Delta t)\end{Bmatrix}-K_n[{}_n e]\boldsymbol{\theta}(0) \tag{2.17}$$

ただし，

$$\left.\begin{aligned}\overline{P}_r&=K_nP_{n,n}\quad,\quad \overline{P}'_r=K_n\left(1-P'_{n,n}\right)\\ \overline{P}_o&=K_nP_{n,1}\quad,\quad \overline{P}'_o=K_nP'_{n,1}\end{aligned}\right\} \tag{2.18}$$

2.1.3 室温の一般的差分表現

(2.2)式を次のように変形する。

$$\begin{aligned}C_r\frac{d\theta_r(t)}{dt}&=-K_n\left(\theta_r(t)-\theta_n(t)\right)-K'_0\theta_r(t)+K'_0\theta_o(t)+h(t)\\ &=-q(t)-K'_0\theta_r(t)+K'_0\theta_o(t)+h(t)\end{aligned} \tag{2.19}$$

ここに，

$$q(t)=K_n\left(\theta_r(t)-\theta_n(t)\right) \tag{2.20}$$

(2.18)式の各現象量を(2.5)式と同様に$t=0\sim\Delta t$間において直線補間することによって，次式を得る。

$$\begin{aligned}\theta_r(t)-\theta_r(0)=&-\frac{\Delta t}{C_r}\{\sigma q(\Delta t)+(1-\sigma)q(0)\}-\frac{\Delta t}{C_r}K'_0\{\sigma\theta_r(\Delta t)+(1-\sigma)\theta_r(0)\}\\ &+\frac{\Delta t}{C_r}K'_0\{\sigma\theta_o(\Delta t)+(1-\sigma)\theta_o(0)\}+\frac{\Delta t}{C_r}\{\sigma h(\Delta t)+(1-\sigma)h(0)\}\end{aligned} \tag{2.21}$$

(2.21)式に(2.4)式，(2.17)式を代入し整理して次の解式を得る。

$$\theta_r(t)=[S_1\quad S_2\quad S_3]\begin{Bmatrix}\theta_r(0)\\ \theta_o(0)\\ h(0)\end{Bmatrix}+[S'_2\quad S'_3]\begin{Bmatrix}\theta_o(\Delta t)\\ h(\Delta t)\end{Bmatrix}+[{}_n e']\boldsymbol{\theta}(0) \tag{2.22}$$

ここに，

$$a\equiv 1+\frac{\Delta t}{C_r}\left\{K'_0+\sigma K_n\left(1-P'_{n,n}\right)\right\} \tag{2.23}$$

として，

$$S_1=\left[1-\frac{\Delta t}{C_r}\left\{(1-\sigma)\left(K'_0-K_n\right)-\sigma K_nP_{n,n}\right\}\right]\Big/a \tag{2.24}$$

$$S_2=\frac{\Delta t}{C_r}\left\{K'_0(1-\sigma)+\sigma K_nP_{n,1}\right\}\Big/a \tag{2.25}$$

$$S_3=\frac{\Delta t}{C_r}(1-\sigma)\Big/a \tag{2.26}$$

$$S'_2=\frac{\Delta t}{C_r}\left\{\sigma K'_0+\sigma K_nP'_{n,1}\right\}\Big/a \tag{2.27}$$

$$S'_3=\frac{\Delta t}{C_r}\sigma\Big/a \tag{2.28}$$

$$[{}_n e']=\frac{\Delta t}{C_r}\sigma K_n[{}_n e]+\left[0\cdots 0\frac{\Delta t}{C_r}(1-\sigma)K_n\right] \tag{2.29}$$

室温に関する前進，中間差分法はともに安定条件の拘束を受け，例えば，1時間刻みの差分スキームを構成することが不可能，または振動現象を生じる等の問題点を有し，また後退差分法も常に安定かつ一様収束という優れた特徴を有するものの，採用する時間ステップ及び対象とする現象量の変動性状によっては無視し得ぬ誤差をもたらす難点を有している。

ここでは，これらの差分スキームの有する時間ステップの任意設定性に関する欠点を解消するための一つの方法として"改良差分法"を考案する。

2.2 改良差分法

2.2.1 考え方

壁体に作用する空気温度がΔt時間内で図2.2に示すように直線上に変化するものとする。

ここで，Δtをm等分割し，その分割幅を$\Delta\tau$とする。

すなわち，

$$\Delta\tau=\Delta t/m \tag{2.30}$$

このことによって，各分割点の各温度は，次のように，$\theta(t),\theta(t+\Delta t)$の線形結合で表現される。

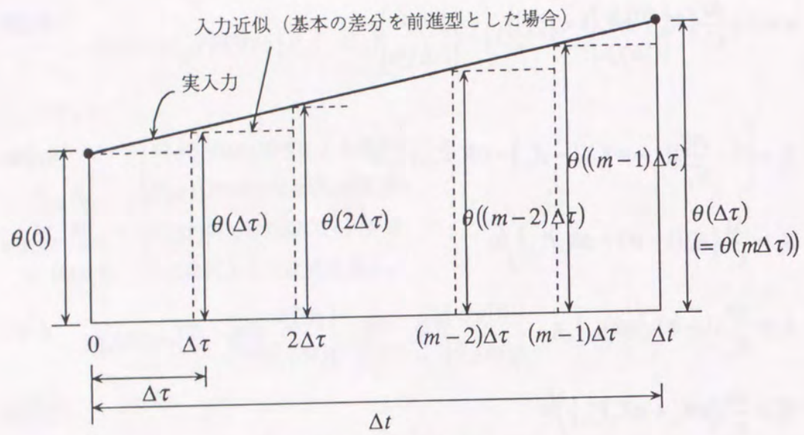


図 2.2 Δt内での入力近似

$$\theta(i\Delta t)=\frac{\theta(\Delta t)-\theta(0)}{\Delta t}i\Delta\tau+\theta(0)$$
$$=\frac{i}{m}\theta(\Delta t)+\left(1-\frac{i}{m}\right)\theta(0)\quad(i=1,\cdots,m) \tag{2.31}$$

ところで，時間間隔$\Delta\tau$の差分表現として次が得られているとする。((2.12)式参照)

$$\boldsymbol{\theta}(\Delta\tau)=E\boldsymbol{\theta}(0)+P\boldsymbol{\theta}_f(0)+P'\boldsymbol{\theta}_f(\Delta\tau) \tag{2.32}$$

この係数行列E,P,P'を用いて$\boldsymbol{\theta}(i\Delta\tau)(i=1,\cdots,m)$に対して次式を得る。

$$\boldsymbol{\theta}(i\Delta\tau)=E\boldsymbol{\theta}((i-1)\Delta\tau)+P\boldsymbol{\theta}_f((i-1)\Delta\tau)+P'\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta\tau) \tag{2.33}$$

ところで，行列Eは$\Delta\tau$時間後の$\boldsymbol{\theta}$を与える遷移行列であり，また$\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta\tau)(i=1,\cdots,m)$は(2.31)式によって$\boldsymbol{\theta}(0)$及び$\boldsymbol{\theta}(\Delta t)$で表されるから，(2.33)式を$i=1,\cdots,m$まで順次代入を繰り返すことによって次の表現を得る。

$$\boldsymbol{\theta}(\Delta t)=\overline{E}\boldsymbol{\theta}(0)+\overline{P}\boldsymbol{\theta}_f(0)+\overline{P}'\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) \tag{2.34}$$

(2.34)式は壁体作用温度をΔt時間内で直線上に変化するとしたときのΔtの時間ステップの差分表現であり，したがって，(2.32)式のE,P,P'に基づいて，$\overline{E},\overline{P},\overline{P}'$を構成することによって所期の目的，すなわち$\Delta\tau(=\Delta t/m)$刻みの差分表現を先ず構成し，これを$m$回の代入演算を行なって，$\Delta t$刻みの改良差分を得ることができる。

したがって，問題はE,P,P'と$\overline{E},\overline{P},\overline{P}'$との関数的関係付けを行なうことに帰着する。

なお，ここではΔt間において直線上に作用温度が変化するとしての改良差分についての説明を行なったが，$2\Delta t$間において2次，さらには一般化してn次曲線状に変化するとした改良差分の構成も当然可能である。

2.2.2 改良差分の解式

(2.33)式に基づいて，順次代入を行ない，最終的に(2.36)式を得る。

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\theta}(2\Delta\tau)&=E\boldsymbol{\theta}(\Delta\tau)+P\boldsymbol{\theta}_f(\Delta\tau)+P'\boldsymbol{\theta}_f(2\Delta\tau)\\&=E\left(E\boldsymbol{\theta}(0)+P\boldsymbol{\theta}_f(0)+P'\boldsymbol{\theta}_f(\Delta\tau)\right)+P\boldsymbol{\theta}_f(\Delta\tau)+P'\boldsymbol{\theta}_f(2\Delta\tau)\\&=E^2\boldsymbol{\theta}(0)+EP\boldsymbol{\theta}_f(0)+[P+EP']\boldsymbol{\theta}_f(\Delta\tau)+P\boldsymbol{\theta}_f(2\Delta\tau)\end{aligned} \tag{2.35}$$

⋮

$$\boldsymbol{\theta}(m\Delta\tau)=E^m\boldsymbol{\theta}(0)+\sum_{i=1}^{m-1}A_i\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta\tau)+P'\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t) \tag{2.36}$$

ただし，

$$A_i\equiv E^{m-(i+1)}[P+EP'],(i=1,\cdots,m-1) \tag{2.37}$$

ところで，(2.31)式によって，

$$\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta\tau)=\frac{i}{m}\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t)+\left(1-\frac{i}{m}\right)\boldsymbol{\theta}_f(0) \tag{2.38}$$

したがって次を得る。

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^{m}A_i\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta\tau)&=\sum_{i=1}^{m}A_i\left\{\frac{i}{m}\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t)+\left(1-\frac{i}{m}\right)\boldsymbol{\theta}_f(0)\right\}\\&=\frac{1}{m}\left(\sum_{i=1}^{m}iA_i\right)\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t)+\left\{\sum_{i=1}^{m}A_i-\frac{1}{m}\left(\sum_{i=1}^{m}iA_i\right)\right\}\boldsymbol{\theta}_f(0)\end{aligned} \tag{2.39}$$

すなわち次を得る。

$$\left.\begin{aligned}\overline{E}&=E^m\\\overline{P}&=\sum_{i=1}^{m-1}A_i-\frac{1}{m}\left(\sum iA_i\right)\\\overline{P}&=\frac{1}{m}\left(\sum i\theta_i\right)+P'\end{aligned}\right\} \tag{2.40}$$

(2.39)式の行列が改良差分の係数行列である。

なお，単位応答に応じる解式は(2.35)式の$\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta\tau),\boldsymbol{\theta}_f(\Delta t)$がいずれも$[1\quad 1]^T$となるから，(2.35)式は次となる。

$$\boldsymbol{\theta}(m\Delta\tau)=E^m\boldsymbol{\theta}(0)+\left(\sum_{i=1}^{m}A_i+P'\right)\begin{Bmatrix}1\\1\end{Bmatrix}\equiv\overline{E}\boldsymbol{\theta}(0)+\overline{P}_u\begin{Bmatrix}1\\1\end{Bmatrix} \tag{2.41}$$

ただし，

$$\overline{P}_u = \sum_{i=1}^{m} A_i + P' \tag{2.42}$$

2.2.3 室温の改良差分

時間刻み $\Delta t' = \Delta t/m$ の安定条件及び必要精度をみたす前進型差分を次とする。

$$\theta_R(t+\Delta t') = w_1\theta_R(t) + w_2\theta_o(t) + w_3\theta_n(t) + w_4 h(t) \tag{2.43}$$

壁体の場合と同様に $m\Delta t'$ 分を順次代入して $\theta_R(t+\Delta t)$ を表現すると次となる。

$$\begin{aligned}\theta_R(t+\Delta t) &= w_1{}^m\theta_R(t) + w_1{}^{m-1}\left(w_2\theta_o(t) + w_3\theta_n(t) + w_4 h(t)\right)\\ &\quad + w_1{}^{m-2}\left(w_2\theta_o(t+\Delta t') + w_3\theta_n(t+\Delta t') + w_4 h(t+\Delta t')\right)\\ &\quad \vdots\\ &\quad \left(w_2\theta_o((m-1)\Delta t') + w_3\theta_n((m-1)\Delta t') + w_4 h((m-1)\Delta t')\right)\end{aligned} \tag{2.44}$$

空気温度及び θ_n が Δt 間で直線状に変化すると近似して次式を得る。

$$\begin{aligned}\theta_R(t+\Delta t) &= w_1{}^m\theta_R(t) + {}_1L\left(w_2\theta_o(t) + w_3\theta_n(t) + w_4 h(t)\right)\\ &\quad + {}_2L\left(w_2\theta_o(t+\Delta t) + w_3\theta_n(t+\Delta t) + w_4 h(t+\Delta t)\right)\end{aligned} \tag{2.45}$$

ここで，

$$\left.\begin{aligned}{}_1L &= \frac{1}{m}\sum_{i=0}^{m-1}\left\{w_i{}^{m-1-i}(m-i)\right\}\\ {}_2L &= \frac{1}{m}\sum_{i=0}^{m-1}\left(w_i{}^{m-1-i}i\right)\end{aligned}\right\} \tag{2.46}$$

ところで，$\theta_n(t+\Delta t)$ は(2.34)式によって次と表せる。

$$\begin{aligned}\theta_n(t+\Delta t) &= {}_1\overline{\mathbf{a}}_u{}^T\boldsymbol{\theta}(t) + {}_2\overline{a}_{u,1}\theta(t) + {}_2\overline{a}_{n,n}\theta_R(t)\\ &\quad + {}_3\overline{a}_{u,1}\theta_o(t+\Delta t) + {}_3\overline{a}_{n,n}\theta_R(t+\Delta t)\end{aligned} \tag{2.47}$$

ここで，

${}_1\overline{\mathbf{a}}_u{}^T$ ：行列 $\left[{}_1\overline{A}\right]$ の第n行を要素とする転置ベクトル

${}_2\overline{a}_{u,1}, {}_2\overline{a}_{n,n}$ ：行列 $\left[{}_2\overline{A}\right]$ の第n行1列要素及び第n行n列要素

${}_3\overline{a}_{u,1}, {}_3\overline{a}_{n,n}$ ：行列 $\left[{}_3\overline{A}\right]$ に関する同上の要素

(2.47)式を(2.45)式に代入して $\theta_R(t+\Delta t)$ の解式を得る。

$$\begin{aligned}\theta_R(t+\Delta t) &= \left(w_1{}^m + {}_2Lw_{32}\overline{a}_{n,n}\right)/S\ \theta_R(t)\\ &\quad + \left({}_1Lw_2 + {}_2Lw_{32}\overline{a}_{u,1}\right)/S\ \boldsymbol{\theta}_o(t) + \left({}_1Lw_2 + {}_2Lw_{33}\overline{a}_{u,1}\right)/S\ \theta_o(t+\Delta t)\end{aligned}$$

$$+ {}_1Lw_3/S\ \theta_n(t) + {}_2Lw_3/S\ {}_1\overline{\mathbf{a}}_n\boldsymbol{\theta}(t) + {}_1Lw_4/S\ h(t) + {}_1Lw_4/S\, h(t+\Delta t) \tag{2.48}$$

ここで，

$$S = 1 - {}_1Lw_{33}\overline{a}_{n,n} \tag{2.49}$$

2.4 周期的定常の解法

一般的差分は，前報によって，次式で表現される。((1.12)式)

$$\boldsymbol{\theta}(i\Delta t) = E\boldsymbol{\theta}\left((i-1)\Delta t\right) + P\boldsymbol{\theta}_f\left((i-1)\Delta t\right) + P'\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta t) \tag{2.50}$$

ここに，行列 E は Δt 時間後の $\boldsymbol{\theta}$ を与える遷移行列であり，(2.50)式を $i=1$ から順次代入して周期 $n\Delta t$ まで繰り返すことによって次を得る。

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\theta}(n\Delta t) &= \overline{E}\boldsymbol{\theta}(0) + \sum_{i=1}^{n-1} A_i\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta t) + P'\boldsymbol{\theta}_f(n\Delta t)\\ &\equiv \overline{E}\boldsymbol{\theta}(0) + \boldsymbol{\theta}'_f(n\Delta t)\end{aligned} \tag{2.51}$$

ただし，

$$\left.\begin{aligned}\overline{E} &= E^n\\ A_i &= E^{n-(i+1)}\left[P + EP'\right]\\ \boldsymbol{\theta}_f{}'(n\Delta t) &= \sum_{i=1}^{n-1} A_i\boldsymbol{\theta}_f(i\Delta t) + P'\boldsymbol{\theta}_f(n\Delta t)\end{aligned}\right\} \tag{2.52}$$

今，周期的定常だから $\boldsymbol{\theta}(n\Delta t)$ と $\boldsymbol{\theta}(0)$ とは一致しなければならないので，(2.51)式は次となる。

$$\left[I - \overline{E}\right]\boldsymbol{\theta}(0) = \theta_f{}'(n\Delta t) \tag{2.53}$$

したがって，

$$\boldsymbol{\theta}(0) = \left[I - \overline{E}\right]^{-1}\theta_f{}'(n\Delta t) \tag{2.54}$$

この $\boldsymbol{\theta}(0)$ を初期値とすることによって1周期分の1回の計算によって各時刻の解を得ることができる。

改良差分は演算時間を大幅に減じることができ，なおかつ細かい時間刻みの前進型差分と同精度の数値結果を得ることができる。

付録B
日射量フーリエ級数の項数について

一般的に，各方位鉛直面日射量そのものをフーリエ級数表現すると，項数を多く要すると予想されるが，このことについて以下に検討を加えた。

1年分のデータ（東京，1964年）のうち夏期（6-9月の4ケ月）及び冬期（1-3,12月の4ケ月）について，法線面直達日射量及びこれに基づいて太陽高度を用いて計算した水平面，鉛直面（東西南北）直達日射量を基礎データとして，基本周期を1日として日別に調和分析した。

図1，図2にそれぞれ南向鉛直面，東向鉛直面の夏期の平均日変動の調和分析結果を示す。図3～図7には各面直達日射量の期間での平均日変動の各周期振幅及びこれに基づく壁体貫流熱量の振幅を示す。図3～図7において，日射量及び熱量の振幅の変化を見ると，最大振幅の1割程度になるのが，水平面，南向鉛直面では1/3日周期，東西北向鉛直面では1/5日周期である。従って，各面単独の表現精度に関しては，水平面，南向鉛直面は平均＋調和級数3項，東西北向鉛直面では平均＋調和級数5項が必要ということになる。

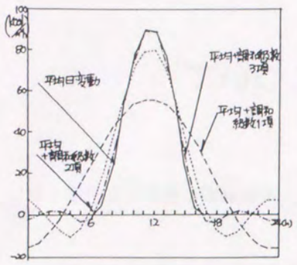


図 1 南向鉛直面直達日射量調和分析

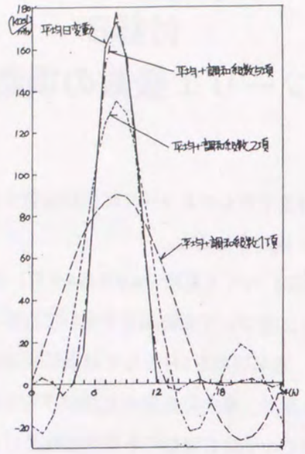


図 2 東向鉛直面直達日射量調和分析

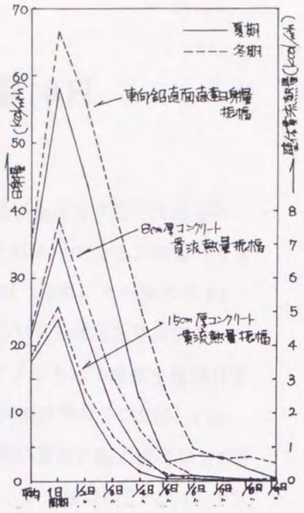


図 3 東向鉛直面直達日射量および貫流熱流各周期成分振幅

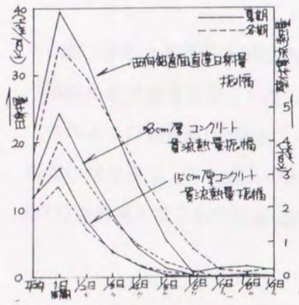


図 4 西向鉛直面直達日射量および貫流熱流各周期成分振幅

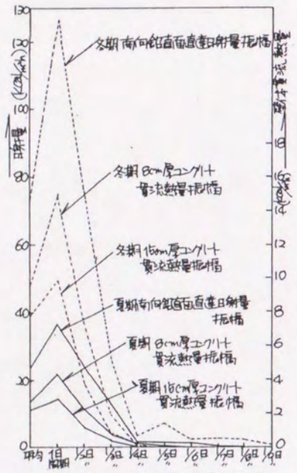


図 5 南向鉛直面直達日射量および貫流熱流各周期成分振幅

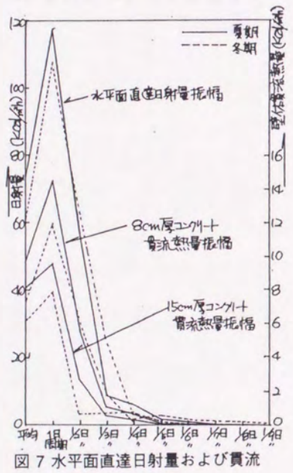


図 7 水平面直達日射量および貫流熱流各周期成分振幅

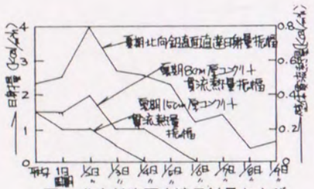


図 6 北向鉛直面直達日射量および貫流熱流各周期成分振幅

巻末図表

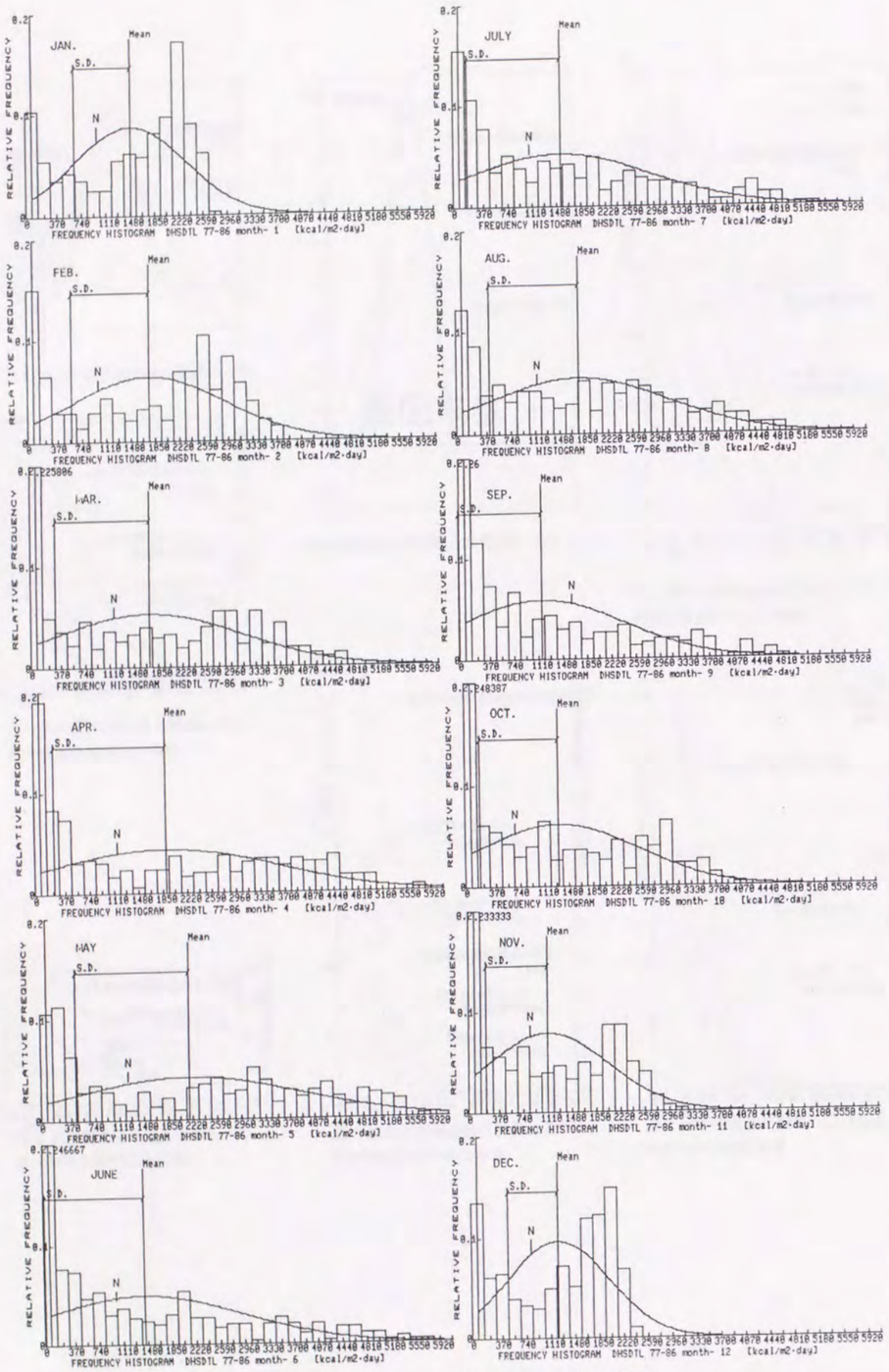


図 3.34 直達日射量日積算値度数分布（筑波）

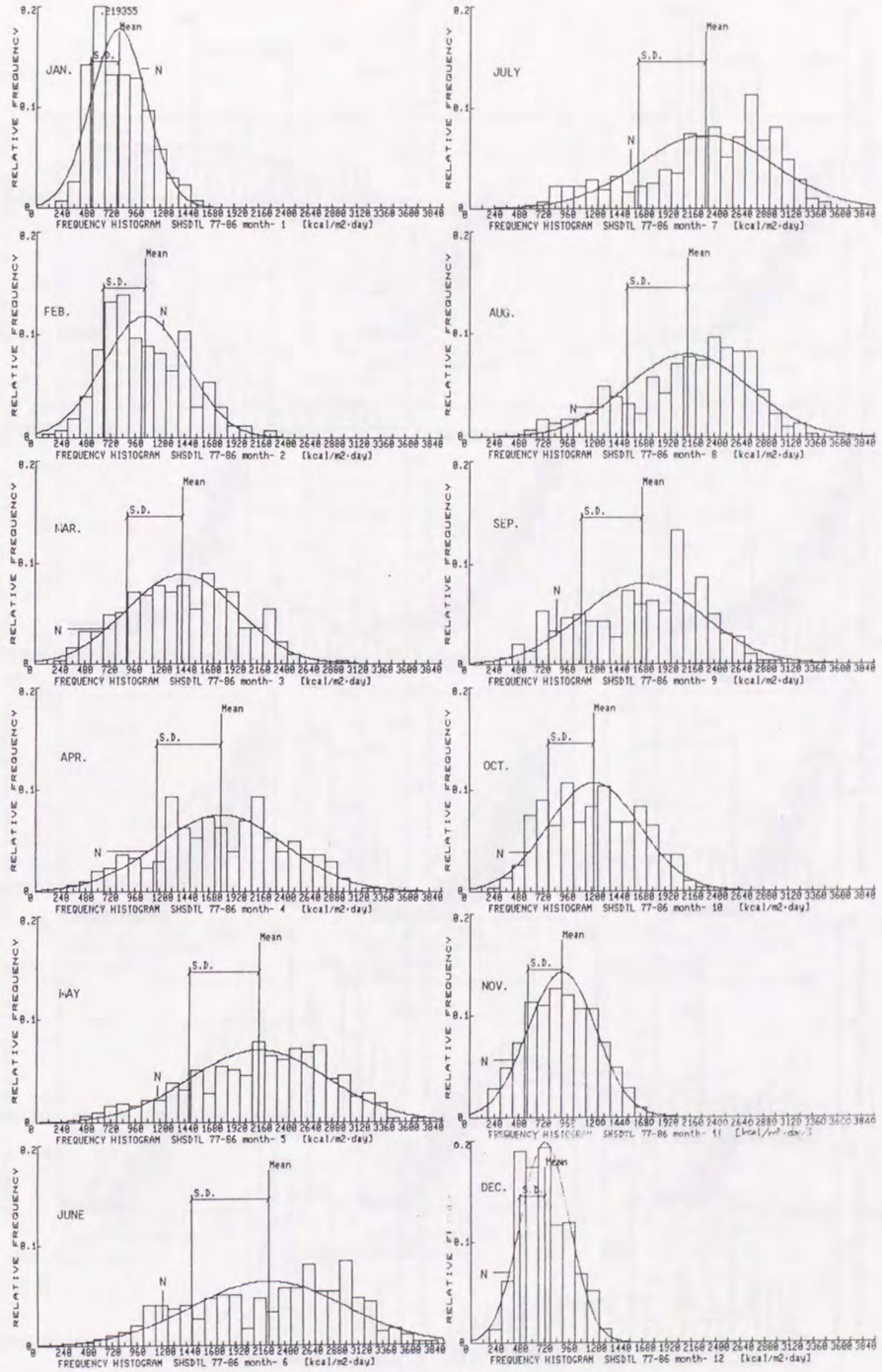


図 3.36 散乱日射量日積算値度数分布（筑波）

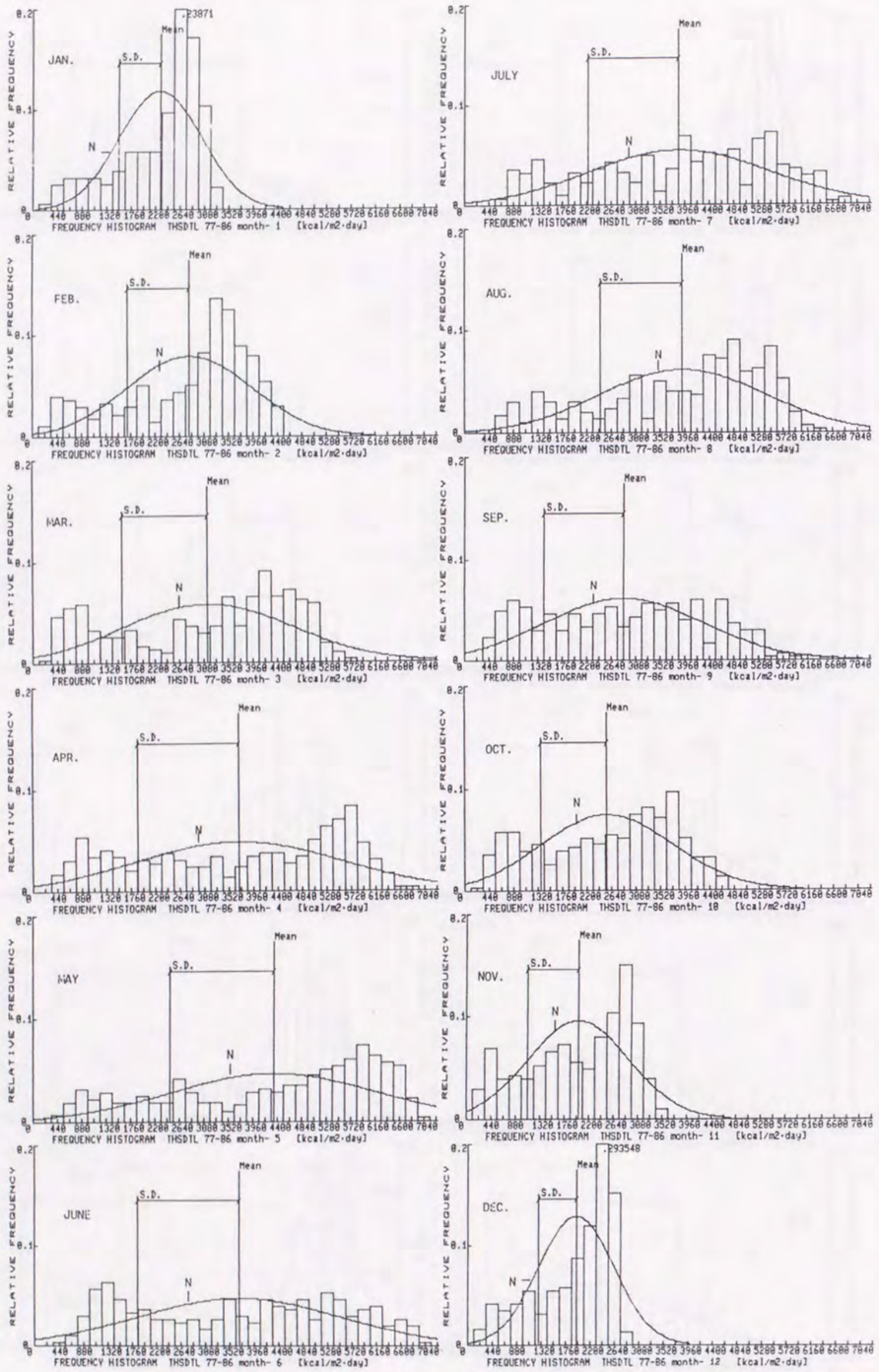


図 3.42 全天日射量日積算値度数分布（筑波）

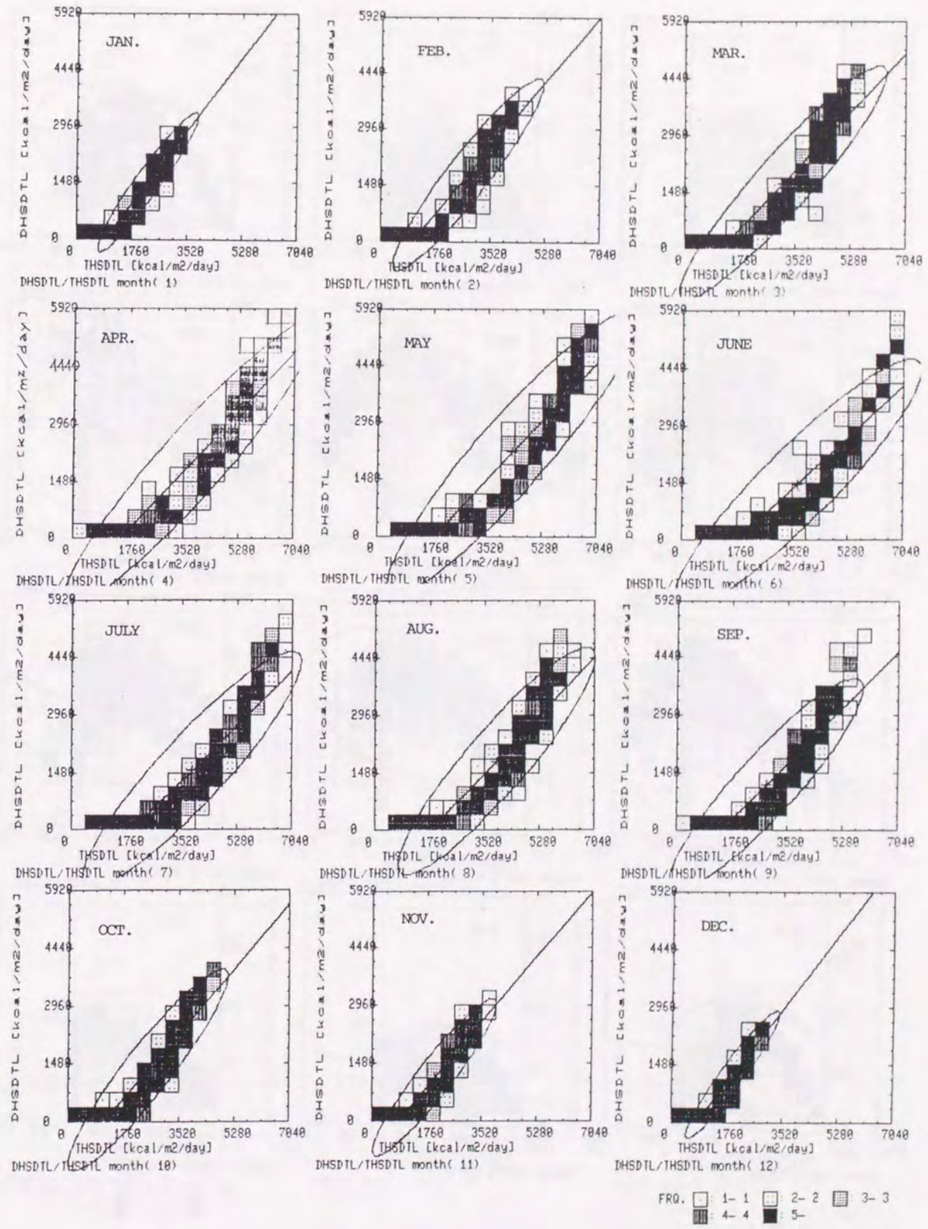


図 3.50 全天：直達 日射量日積算値 散布図（全月）（筑波）
（横軸変量THSDTL:全天，縦軸変量DHSDTL:直達）

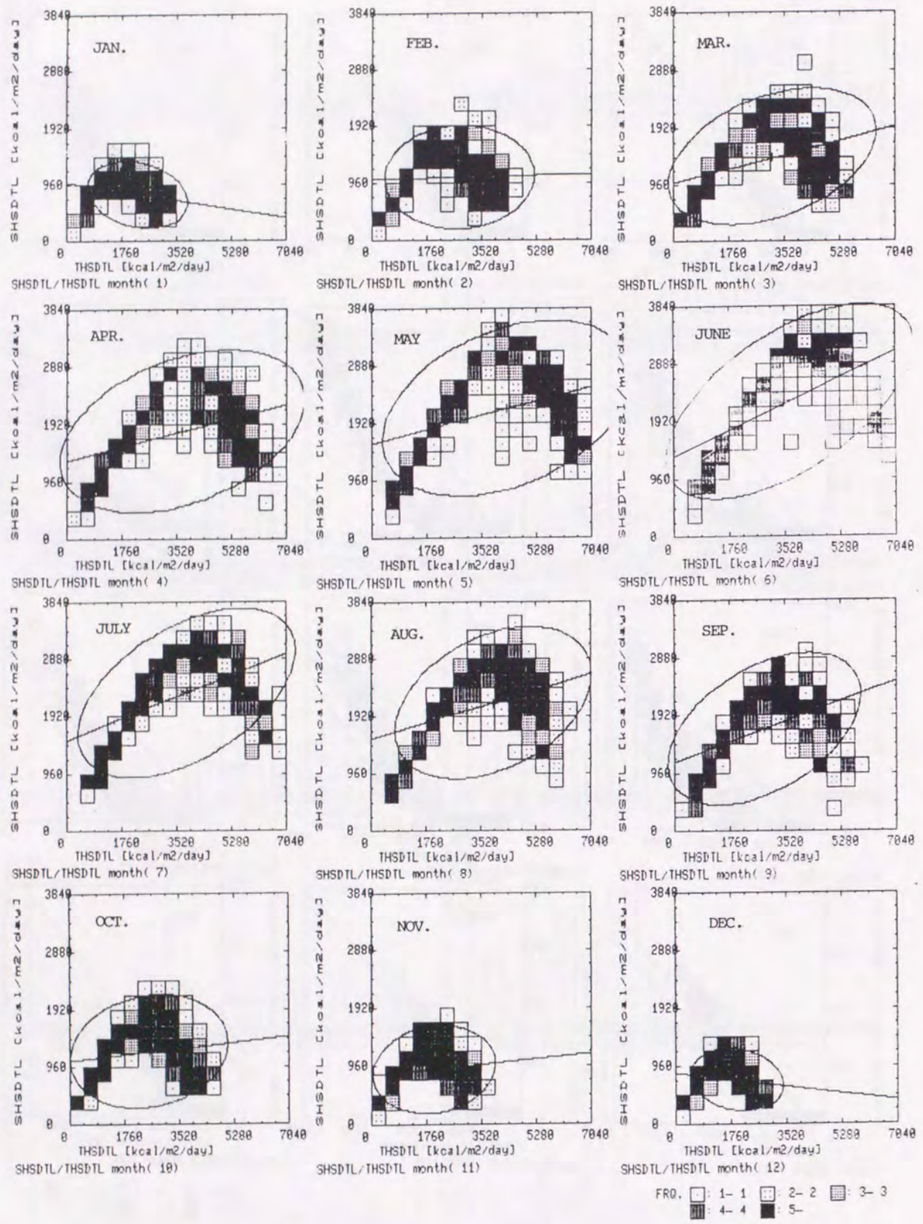


図 3.52 全天：散乱 日射量日積算値 散布図（全月）（筑波）
（横軸変量THSDTL:全天，縦軸変量SHSDTL:散乱）

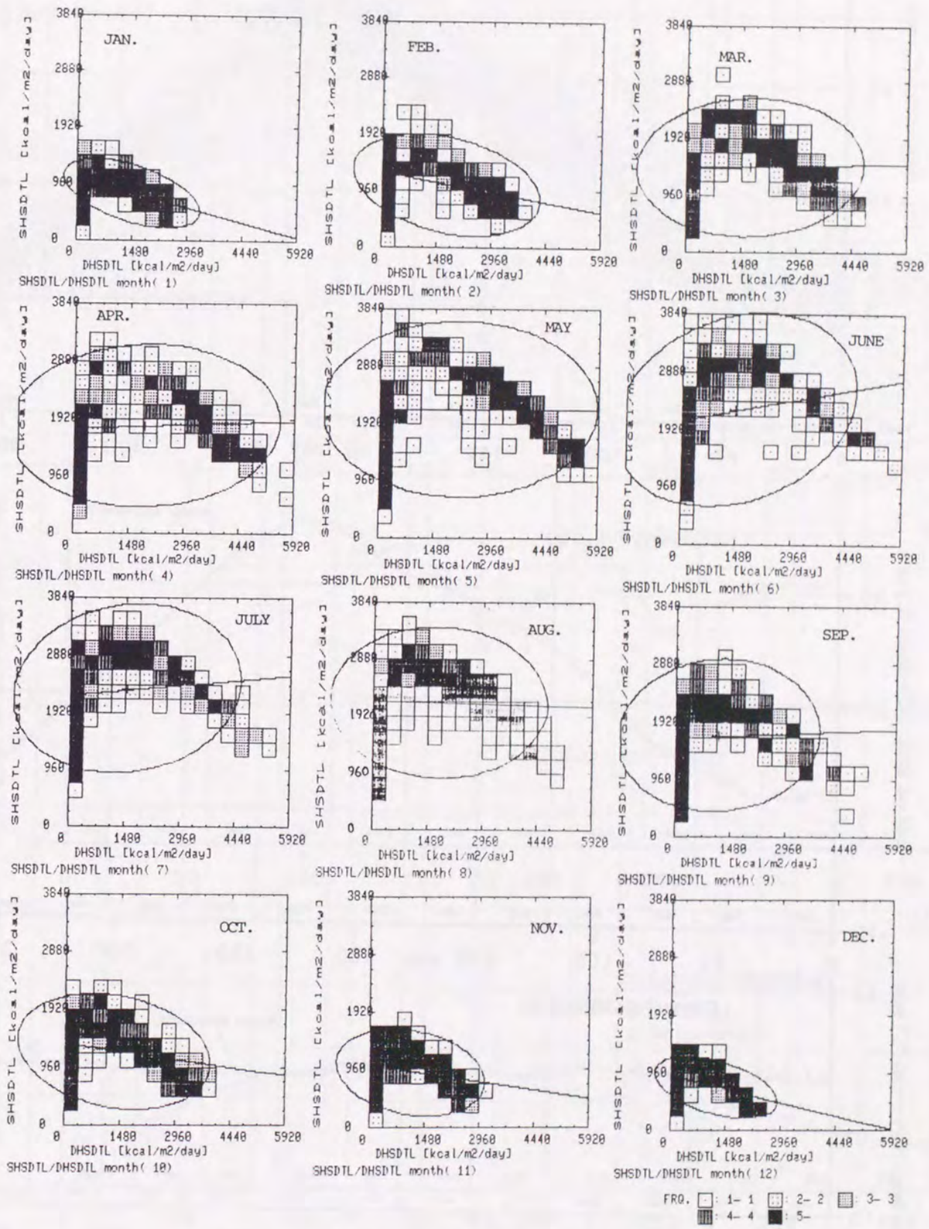


図 3.54 直達：散乱 日射量日積算値 散布図（全月）（筑波）
（横軸変量DHSDTL:直達，縦軸変量SHSDTL:散乱）

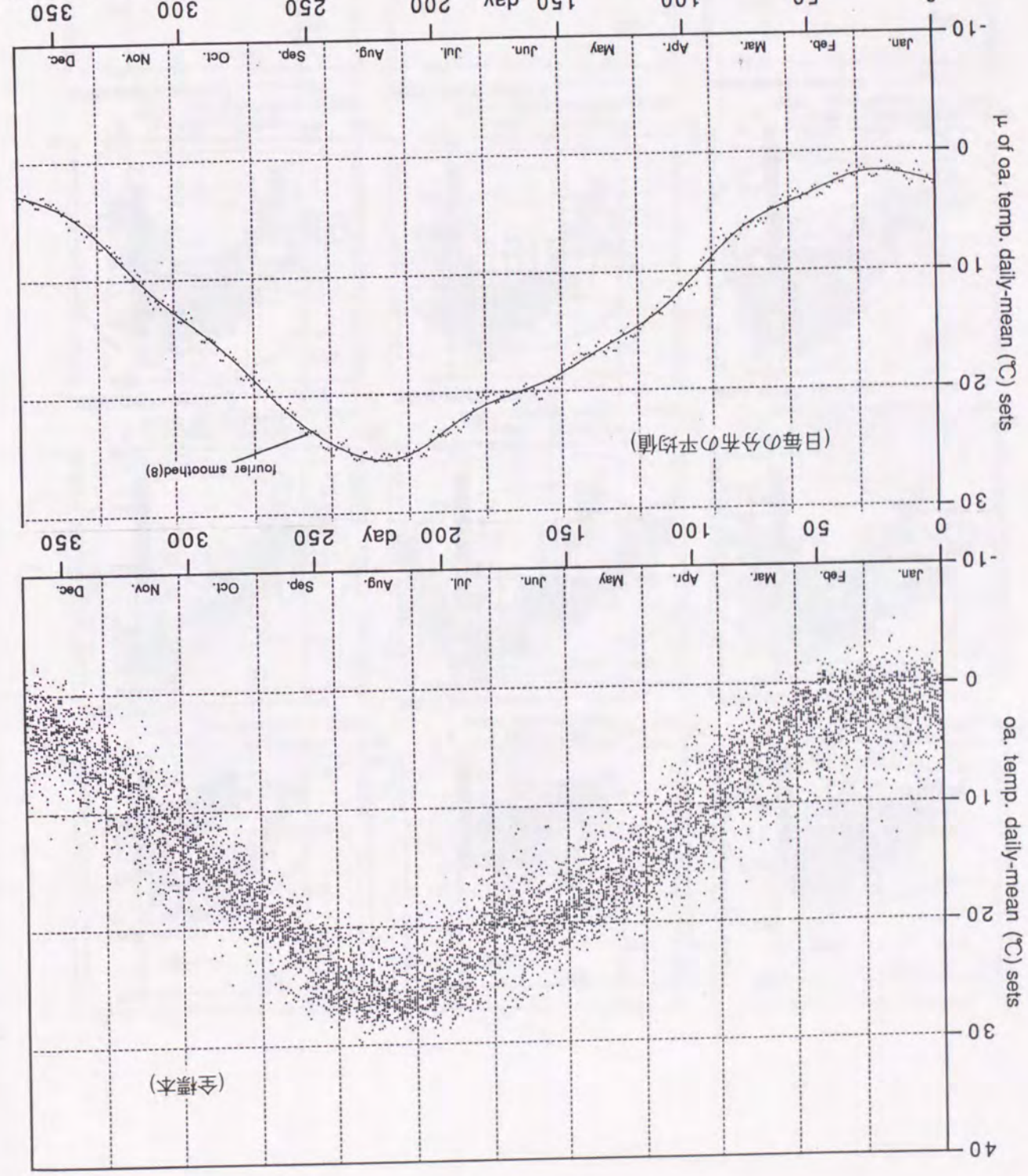


図4.1 外気温日平均値

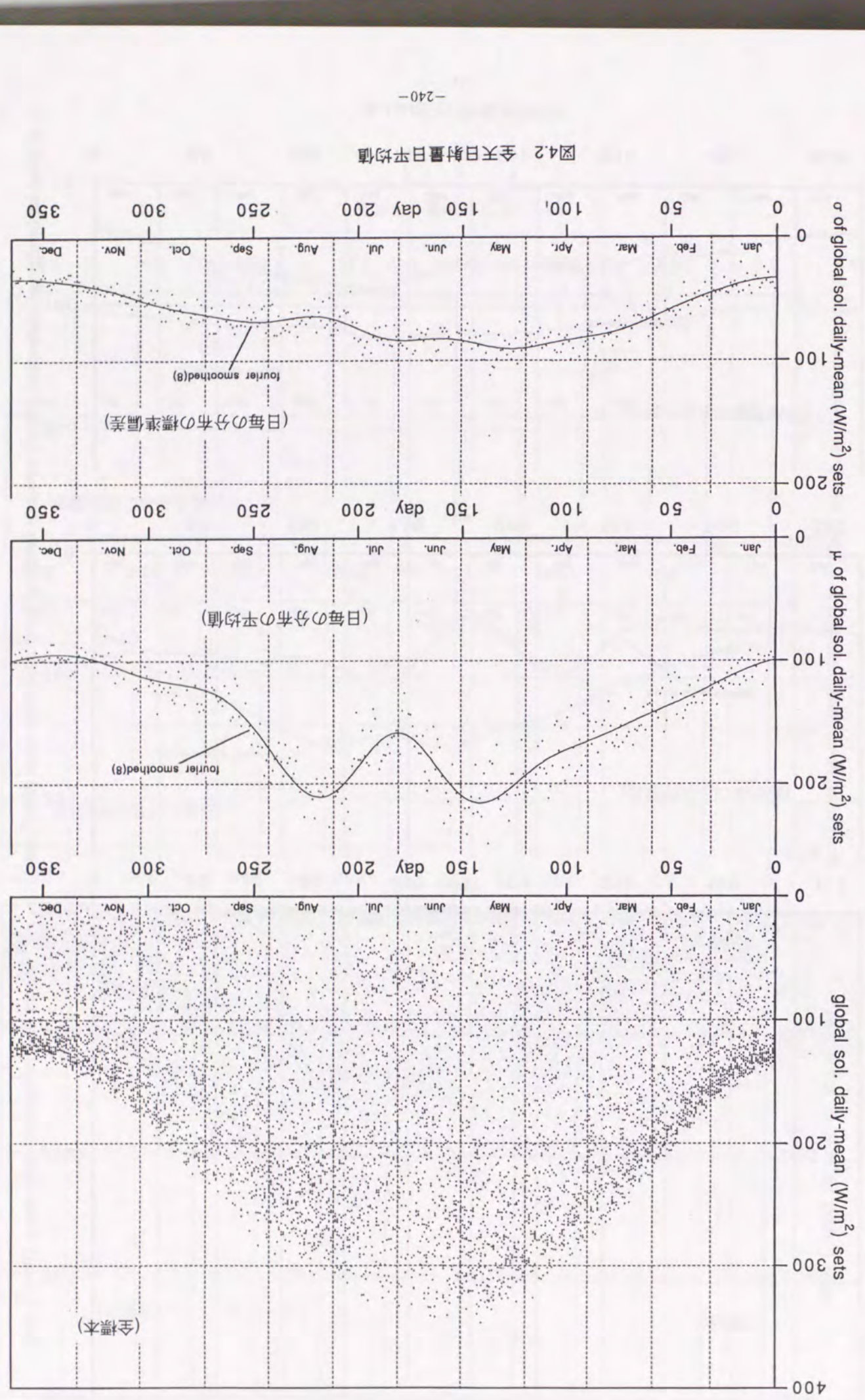


図4.2 全天日射量日平均値

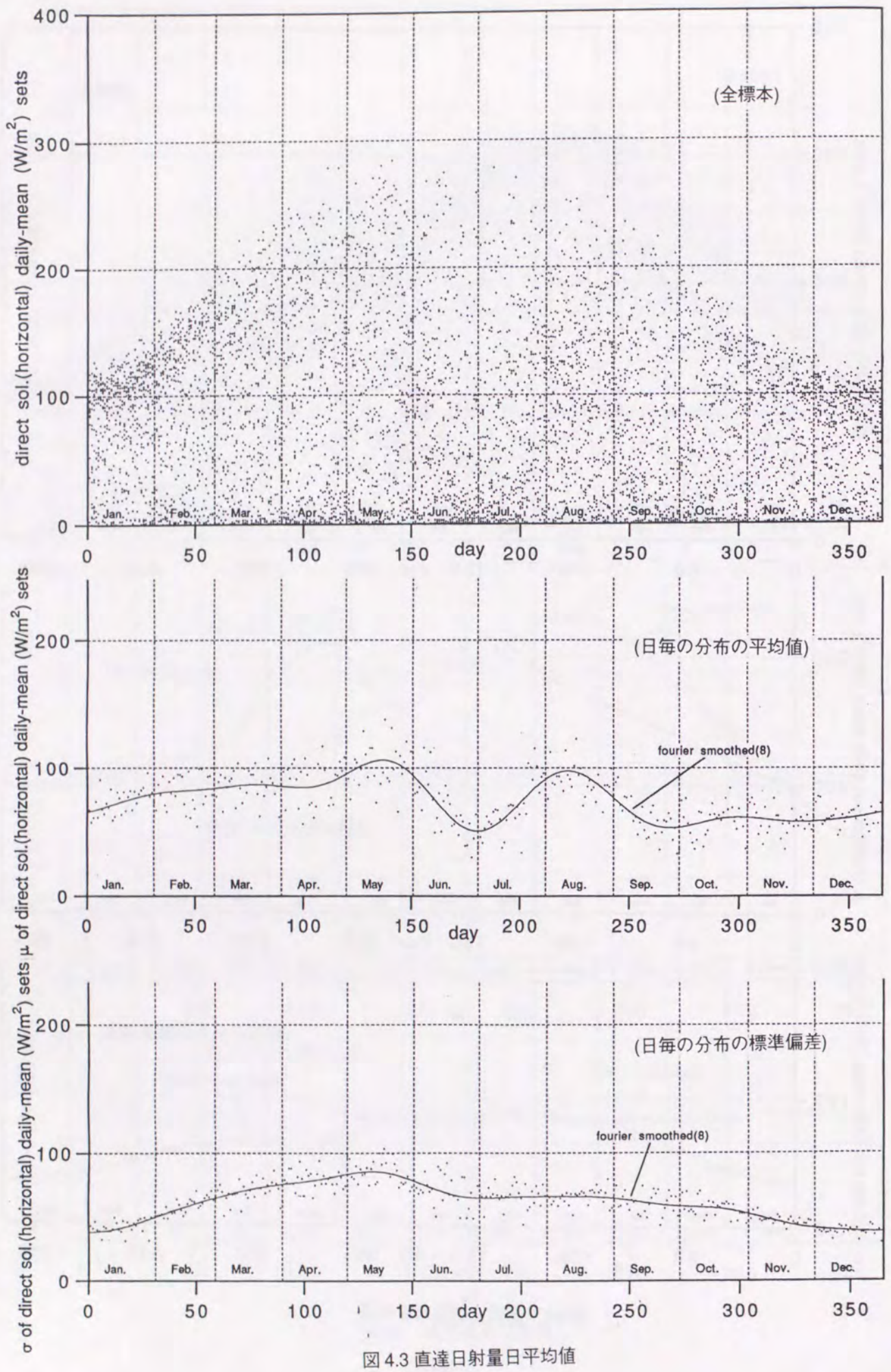


図 4.3 直達日射量日平均値

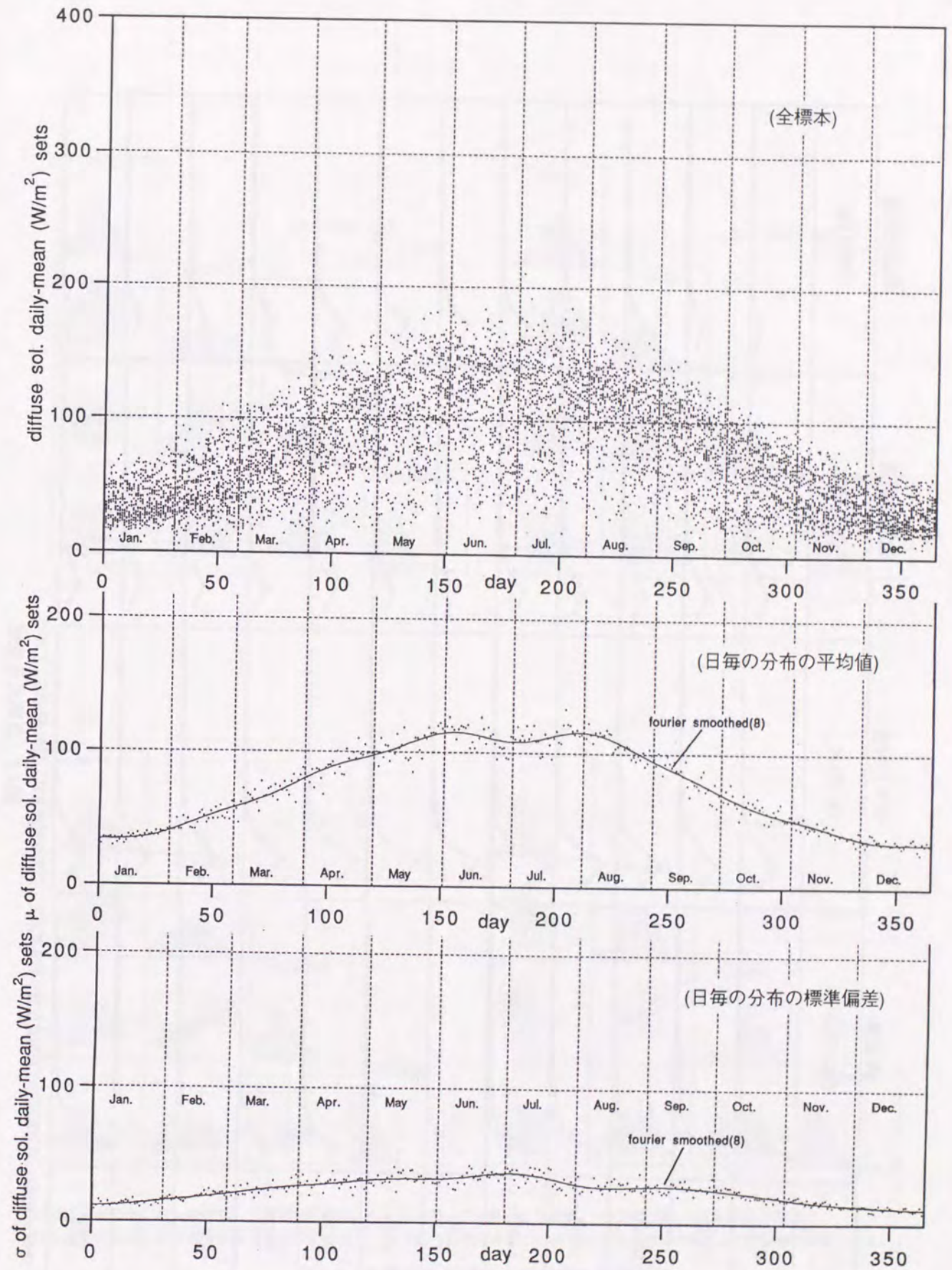
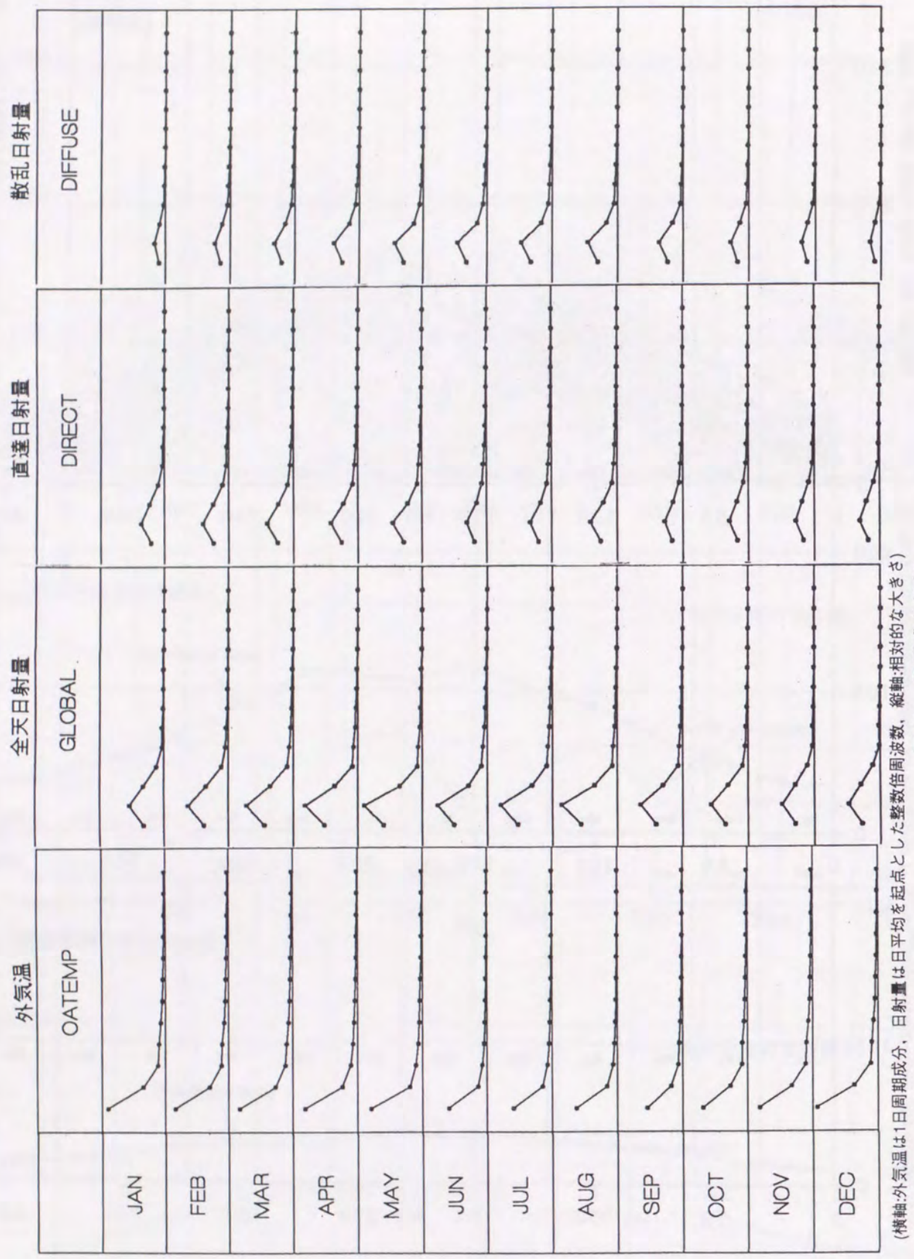
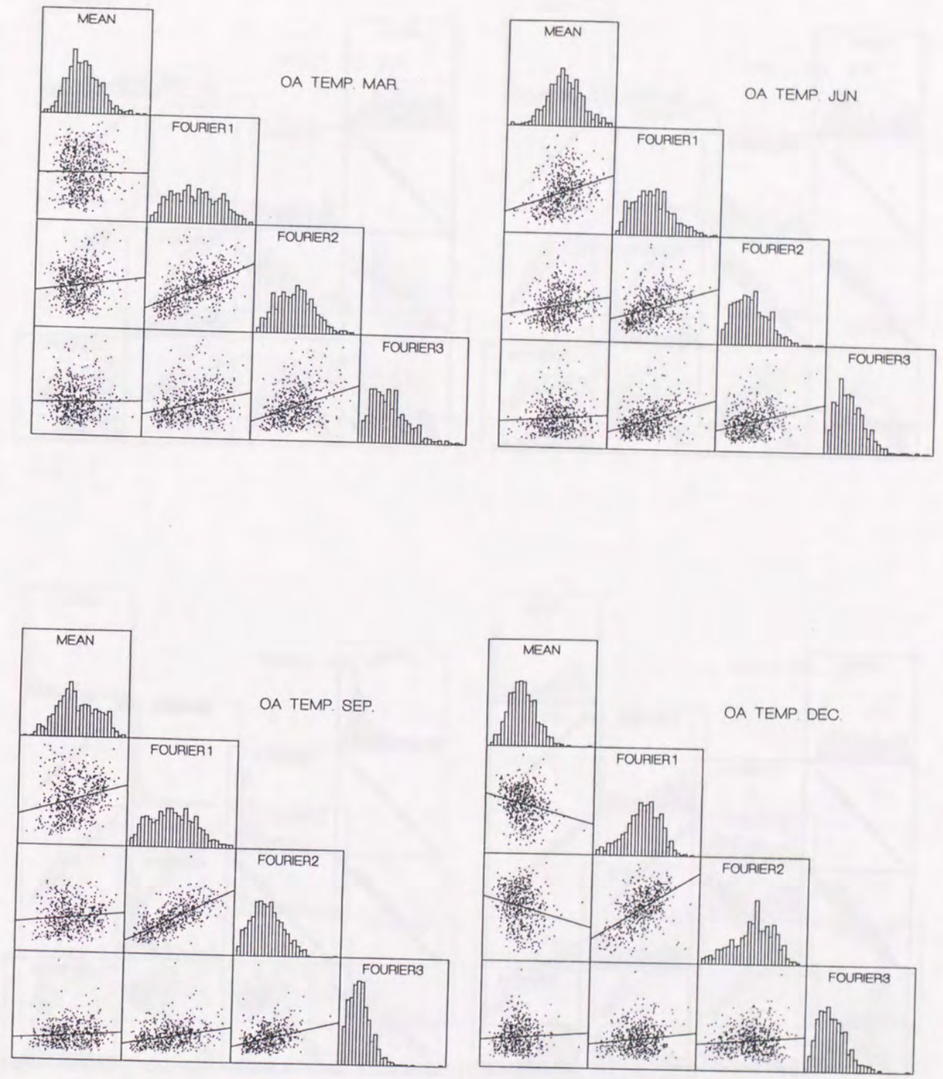


図4.4　散乱日射量日平均値



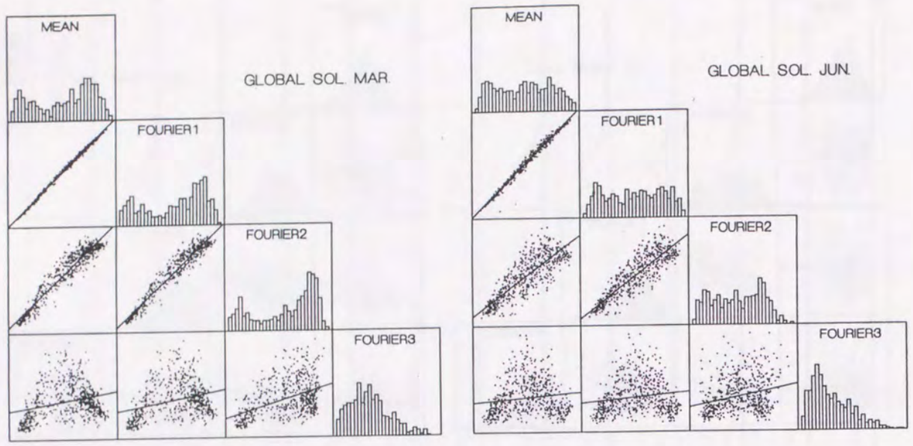
(横軸:外気温は1日周期成分，日射量は日平均を起点とした整数倍周波数，縦軸:相対的な大きさ)

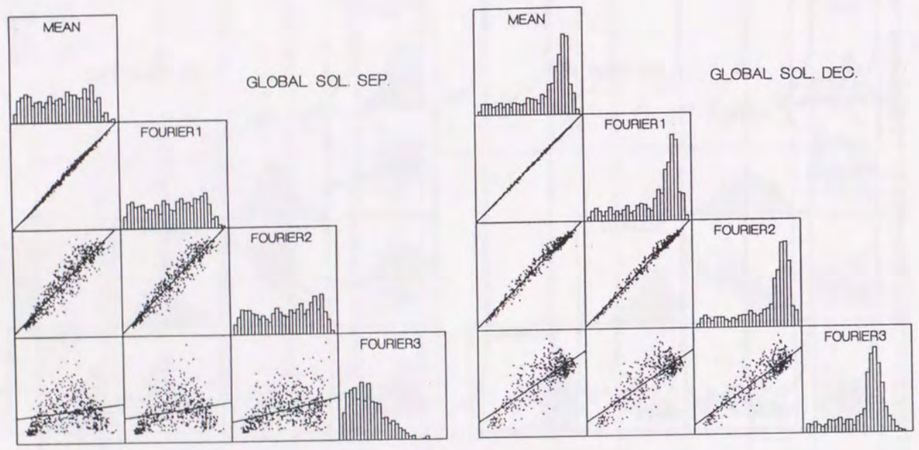
図4.5　日周成分振幅



(MEAN:日平均値，FOURIER1:1日周期成分振幅，FOURIER2:1/2日周期成分振幅，FOURIER3:1/3日周期成分振幅)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

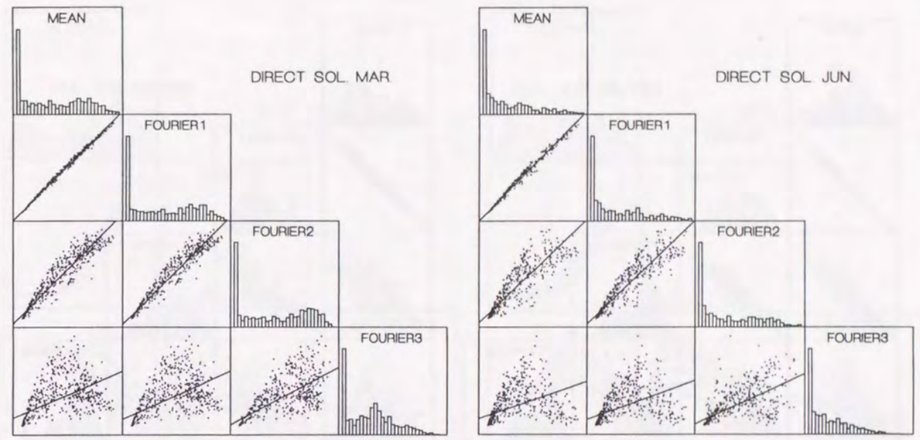
図4.6　外気温の周期成分振幅間の相関関係

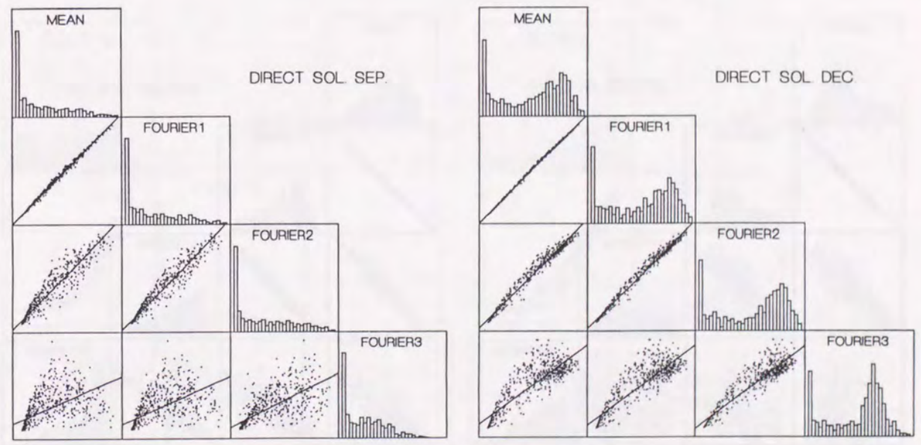




(MEAN:日平均値，FOURIER1:1日周期成分振幅，FOURIER2:1/2日周期成分振幅，FOURIER3:1/3日周期成分振幅)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

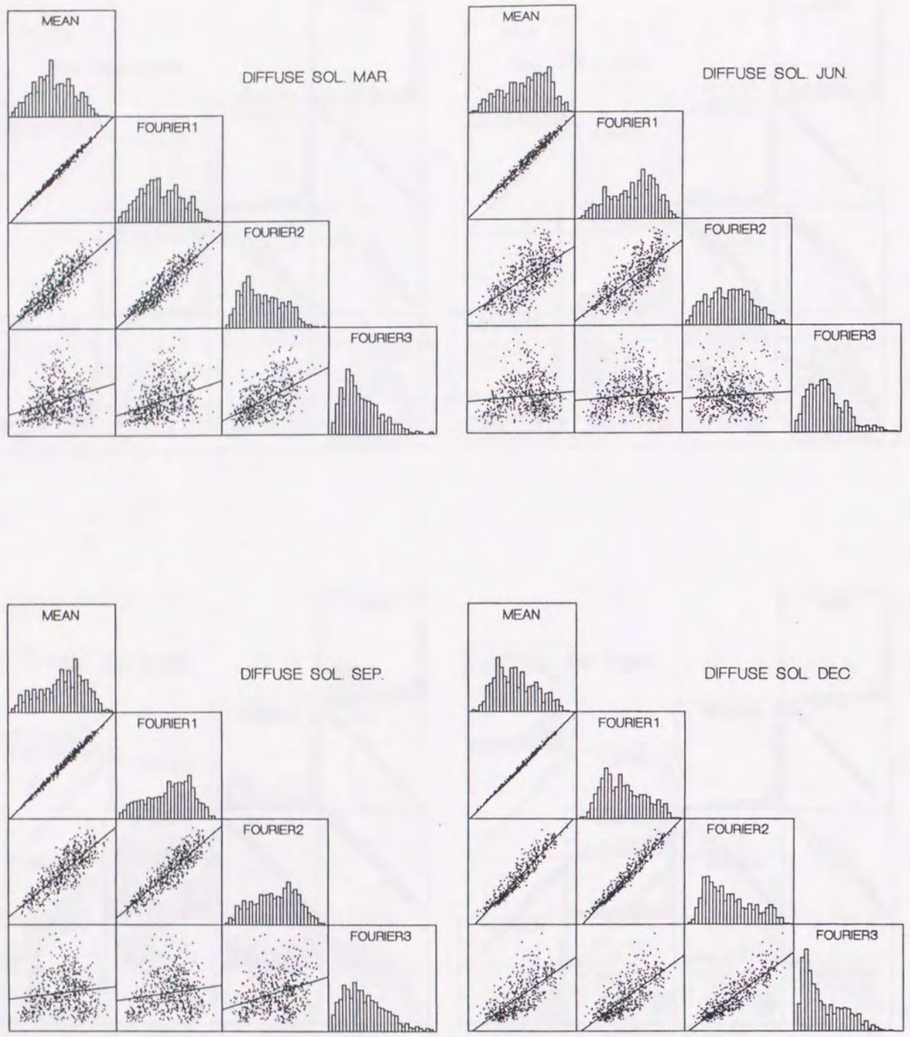
図4.7　全天日射量の周期成分振幅間の相関関係





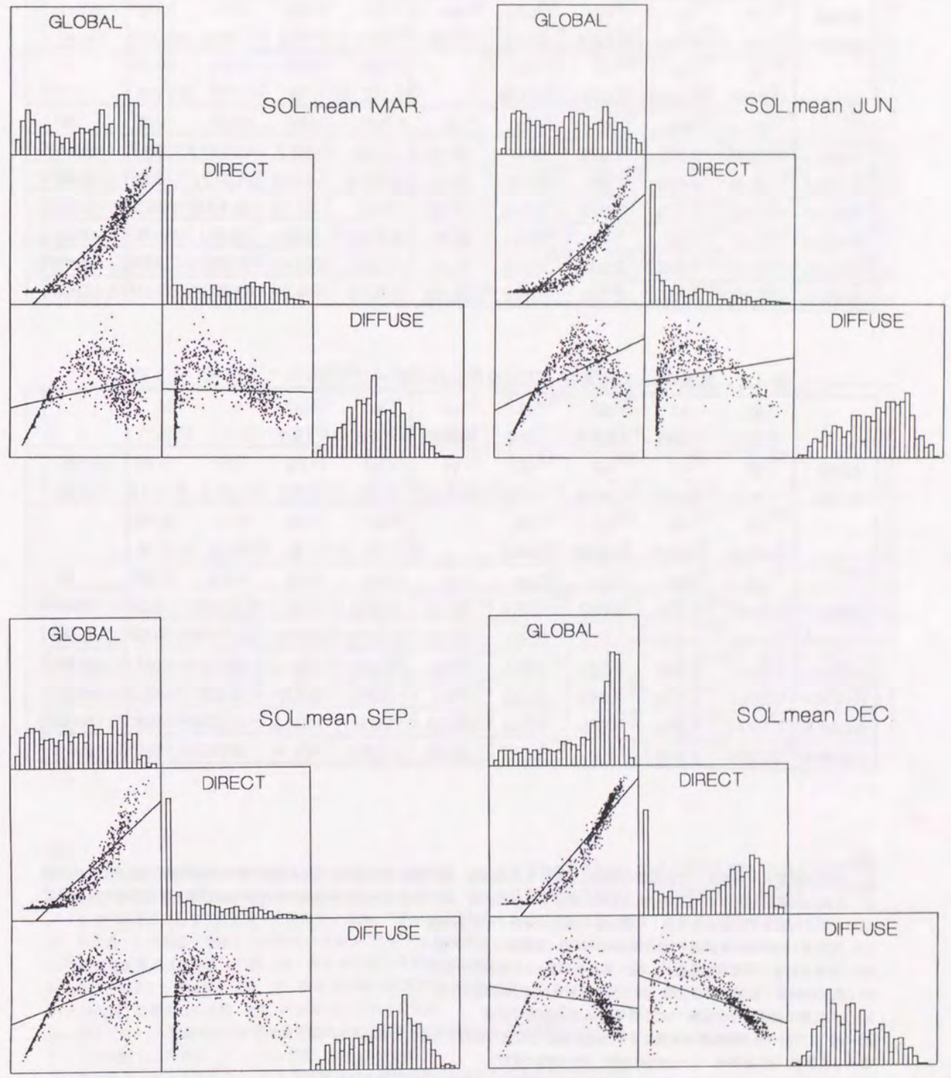
(MEAN:日平均値，FOURIER1:1日周期成分振幅，FOURIER2:1/2日周期成分振幅，FOURIER3:1/3日周期成分振幅)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

図4.8　直達日射量の周期成分振幅間の相関関係



(MEAN:日平均値，FOURIER1:1日周期成分振幅，FOURIER2:1/2日周期成分振幅，FOURIER3:1/3日周期成分振幅)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

図4.9　散乱日射量の周期成分振幅間の相関関係



(GLOBAL:全天日射量，DIRECT:直達日射量，DIFFUSE:散乱日射量)
(対角線上は各成分の分布性状概要を示す図であり，対角成分の各組み合わせに対応してその交差部に2次元分布の概要を示す。)

図 4.10 日射量日平均値間の相関関係

表 4.2　気象データ確率モデルのパラメーター（1 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.361	1.729	1.087	1.667	0.9178	14.5	12.9			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.41	-2.195	0.7371	0.617	-1.103	11.8	11.8	11.8	11.9	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.0298	-0.0023	-0.0701	0.1125		13	6	17	9	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0538	2.279	2.572	118	16.37	1.457	-96.7	-0.4573	96.71	0.1419
model 2	0.0538	2.809	2.941	47.09	23.67	0.3879	-8.952	0.6121	8.951	0.1274
model 3	0.0447	1.176	2.079	129.9	17.02	1.43	-91.15	-0.4305	91.15	0.3855
model 4	0.0447	2.91	3.173	50.51	20.95	0.3189	-8.954	0.681	8.956	0.0823
model 5	0.0358	1.992	2.233	135.9	14.27	1.295	-70.42	-0.2953	70.42	0.2339
model 6	0.0358	4.769	2.756	57.16	26.88	0.5295	-14.99	0.4705	14.99	0.029

表 4.3　気象データ確率モデルのパラメーター（2 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.321	1.693	0.9913	1.629	0.8276	14.6	12.9			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.417	-2.017	0.2624	1.006	-0.9645	11.8	11.8	11.9	11.9	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.0068	0.0147	-0.0456	0.0402		13	6	18	8	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0455	3.326	3.062	152.1	22.74	1.369	-112.7	-0.369	112.7	0.0938
model 2	0.0455	3.602	3.019	50.01	26.06	0.2625	-6.693	0.7375	6.693	0.1681
model 3	0.0337	2.222	2.383	168.1	23.31	1.423	-121.5	-0.4226	121.5	0.3788
model 4	0.0337	3.879	2.948	63.25	29.1	0.365	-12.29	0.635	12.29	0.115
model 5	0.0271	3.253	2.956	171.8	24.24	1.334	-104.2	-0.3338	104.2	0.2035
model 6	0.0271	4.448	2.6	72.77	28.28	0.4391	-15.76	0.5608	15.76	0.0407

注）

a1：直達日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　a2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
c1：散乱日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　c2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
p1：全天日射量日平均値を外気温１日周期成分振幅に変換する比例係数
p2：外気温１日周期成分振幅を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
lh1：直達日射量１日周期成分位相　lh2：直達日射量1/2日周期成分位相
lf1：散乱日射量１日周期成分位相　lf2：散乱日射量1/2日周期成分位相
lo1：外気温１日周期成分位相　lo2：外気温1/2日周期成分位相
v0～v8：ＣＴ(t)（水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数の合計＋1）の
フーリエ係数（v0:日平均，v1～v4:cos係数，v5～v8:sin係数）
st1：平均相当外気温度日最高温度の生起時刻　st2：平均相当外気温度日最低温度の生起時刻
rt1：自然室温日最高温度の生起時刻　rt2：自然室温日最低温度の生起時刻
mx：全天日射量日平均値の標本分布の平均　sx：全天日射量日平均値の標本分布の標準偏差
mo：外気温日平均値の標本分布の平均　so：外気温日平均値の標本分布の標準偏差
a0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
b0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
c0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
d0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
rat：分離群標本数の全標本数に対する比率

表 4.4　気象データ確率モデルのパラメーター（3 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.2929	1.658	0.9054	1.578	0.7157	14.6	12.6			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.358	-1.743	-0.1479	1.094	-0.5237	11.7	11.7	11.8	11.9	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.1109	-0.002	-0.1745	0.1242	0	13	5	18	8	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0377	8.499	3.424	187.9	25.21	1.107	-109.8	-0.1069	109.8	0.0855
model 2	0.0377	6.931	3.27	61.15	33.73	0.2717	-9.096	0.7283	9.095	0.1935
model 3	0.0285	5.474	2.6	206.3	30.92	1.423	-162.8	-0.4232	162.8	0.3048
model 4	0.0285	5.923	2.449	80.88	35.69	0.3979	-18.41	0.6021	18.41	0.1403
model 5	0.0231	6.258	2.944	214.7	30.2	1.487	-175.5	-0.4873	175.5	0.2242
model 6	0.0231	6.865	2.667	85.37	41.94	0.4037	-16.12	0.5963	16.12	0.0516

表 4.5　気象データ確率モデルのパラメーター（4 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.2679	1.62	0.8203	1.513	0.5817	14.3	12.4			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.296	-1.452	-0.4931	0.9678	-0.0098	11.7	11.7	11.6	11.6	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.1013	0.0858	-0.2263	-0.0038		13	5	18	7	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0279	13.98	2.753	234.7	31.94	1.329	-182	-0.3295	182	0.1
model 2	0.0279	12.63	3.298	87.42	41.61	0.2803	-13.02	0.7198	13.02	0.19
model 3	0.0235	12.43	3.169	249	35.51	1.544	-241.7	-0.5442	241.7	0.2983
model 4	0.0235	11.48	3.699	96.39	39.74	0.3152	-16.96	0.6848	16.96	0.1667
model 5	0.0196	11.13	3.254	255.8	34.59	1.474	-208	-0.4743	208	0.175
model 6	0.0196	11.29	3.371	91.5	42.85	0.2701	-11.63	0.7299	11.63	0.07

注）

a1：直達日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　a2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
c1：散乱日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　c2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
p1：全天日射量日平均値を外気温１日周期成分振幅に変換する比例係数
p2：外気温１日周期成分振幅を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
lh1：直達日射量１日周期成分位相　lh2：直達日射量1/2日周期成分位相
lf1：散乱日射量１日周期成分位相　lf2：散乱日射量1/2日周期成分位相
lo1：外気温１日周期成分位相　lo2：外気温1/2日周期成分位相
v0～v8：ＣＴ(t)（水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数の合計＋1）の
フーリエ係数（v0:日平均，v1～v4:cos係数，v5～v8:sin係数）
st1：平均相当外気温度日最高温度の生起時刻　st2：平均相当外気温度日最低温度の生起時刻
rt1：自然室温日最高温度の生起時刻　rt2：自然室温日最低温度の生起時刻
mx：全天日射量日平均値の標本分布の平均　sx：全天日射量日平均値の標本分布の標準偏差
mo：外気温日平均値の標本分布の平均　so：外気温日平均値の標本分布の標準偏差
a0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
b0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
c0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
d0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
rat：分離群標本数の全標本数に対する比率

表 4.6　気象データ確率モデルのパラメーター（5 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.2151	1.579	0.7294	1.46	0.4807	14.1	12.2			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.314	-1.253	-0.7938	0.8043	0.3576	11.7	11.7	11.6	11.6	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.1526	0.218	-0.3247	-0.2119		13	4	18	7	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0231	17.53	1.991	241.5	38.6	1.408	-229.9	-0.4078	229.9	0.0935
model 2	0.0231	16.58	2.589	87.89	42.72	0.2006	-9.011	0.7994	9.012	0.1452
model 3	0.0205	17.05	2.416	269.4	36.33	1.566	-270.7	-0.5659	270.7	0.4065
model 4	0.0205	15.89	2.864	111.8	42.77	0.2689	-15.83	0.7312	15.83	0.1742
model 5	0.0182	15.8	2.372	275.5	42.07	1.514	-245.1	-0.5137	245.1	0.1452
model 6	0.0182	14.64	2.53	103.7	39.92	0.202	-8.486	0.798	8.484	0.0355

表 4.7　気象データ確率モデルのパラメーター（10月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.3691	1.692	0.993	1.618	0.8033	14.1	12.5			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.404	-1.885	0.0545	0.9772	-0.641	11.6	11.6	11.5	11.5	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.3049	-0.0243	-0.4971	0.4705		13	5	17	8	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0359	15.96	3.68	153.7	24.53	1.342	-124.5	-0.3415	124.5	0.0581
model 2	0.0359	15.78	2.614	57.41	31.03	0.2946	-9.184	0.7054	9.182	0.1661
model 3	0.0302	15.36	2.999	161	24.87	1.475	-143.5	-0.4745	143.5	0.3339
model 4	0.0302	15.79	2.638	69.41	31.18	0.2825	-10.63	0.7176	10.63	0.2258
model 5	0.0266	14.72	3.22	177.1	24.34	1.473	-135	-0.4732	135	0.1597
model 6	0.0266	15.4	2.494	69.53	28.07	0.4391	-18.81	0.5609	18.81	0.0565

注)

a1：直達日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　a2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
c1：散乱日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　c2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
p1：全天日射量日平均値を外気温１日周期成分振幅に変換する比例係数
p2：外気温１日周期成分振幅を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
lh1：直達日射量１日周期成分位相　lh2：直達日射量1/2日周期成分位相
lf1：散乱日射量１日周期成分位相　lf2：散乱日射量1/2日周期成分位相
lo1：外気温１日周期成分位相　lo2：外気温1/2日周期成分位相
v0～v8：ＣＴ(t)（水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数の合計＋1）の
フーリエ係数（v0:日平均、v1～v4:cos係数、v5～v8:sin係数）
st1：平均相当外気温度日最高温度の生起時刻　st2：平均相当外気温度日最低温度の生起時刻
rt1：自然室温日最高温度の生起時刻　rt2：自然室温日最低温度の生起時刻
mx：全天日射量日平均値の標本分布の平均　sx：全天日射量日平均値の標本分布の標準偏差
mo：外気温日平均値の標本分布の平均　so：外気温日平均値の標本分布の標準偏差
a0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
b0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
c0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
d0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
rat：分離群標本数の全標本数に対する比率

表 4.8　気象データ確率モデルのパラメーター（11月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.3795	1.727	1.084	1.664	0.9131	14.3	12.5			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.422	-2.106	0.5157	0.6827	-0.8157	11.4	11.5	11.5	11.5	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.4136	-0.2283	-0.4023	0.7438		13	6	17	8	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0529	9.101	3.558	121.5	18.02	1.413	-100.7	-0.4134	100.7	0.1067
model 2	0.0529	10.55	3.5	44.46	24.87	0.3125	-7.321	0.6875	7.322	0.1717
model 3	0.0425	9.46	3.364	129.8	18.37	1.488	-110.1	-0.4884	110.1	0.3
model 4	0.0425	10.06	3.394	57.03	23.63	0.3417	-10.71	0.6583	10.71	0.155
model 5	0.0363	8.851	3.364	138.5	18.42	1.41	-91.97	-0.4098	91.97	0.2133
model 6	0.0363	10.57	2.884	58.72	21.58	0.491	-16.23	0.509	16.22	0.0533

表 4.9　気象データ確率モデルのパラメーター（12月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.3764	1.743	1.127	1.684	0.9611	14.4	12.9			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.404	-2.217	0.8383	0.4536	-0.9662	11.6	11.6	11.6	11.6	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.2707	-0.2128	-0.1593	0.492		13	6	17	9	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0631	4.155	2.643	102	14.7	1.558	-99.39	-0.5578	99.39	0.15
model 2	0.0631	4.699	2.778	42.47	19.27	0.3028	-6.108	0.6972	6.109	0.1323
model 3	0.0515	3.64	2.773	112.2	13.99	1.649	-108.3	-0.6487	108.3	0.3823
model 4	0.0515	4.928	2.458	42.37	20.55	0.382	-9.165	0.6181	9.163	0.0726
model 5	0.0419	4.223	3.081	122.5	10.75	1.628	-104	-0.6285	104	0.2339
model 6	0.0419	6.341	2.451	51.12	14.65	0.4943	-14.78	0.5058	14.77	0.029

注)

a1：直達日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　a2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
c1：散乱日射量日平均値を１日周期成分振幅に変換する比例係数　c2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
p1：全天日射量日平均値を外気温１日周期成分振幅に変換する比例係数
p2：外気温１日周期成分振幅を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
lh1：直達日射量１日周期成分位相　lh2：直達日射量1/2日周期成分位相
lf1：散乱日射量１日周期成分位相　lf2：散乱日射量1/2日周期成分位相
lo1：外気温１日周期成分位相　lo2：外気温1/2日周期成分位相
v0～v8：ＣＴ(t)（水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数の合計＋1）の
フーリエ係数（v0:日平均、v1～v4:cos係数、v5～v8:sin係数）
st1：平均相当外気温度日最高温度の生起時刻　st2：平均相当外気温度日最低温度の生起時刻
rt1：自然室温日最高温度の生起時刻　rt2：自然室温日最低温度の生起時刻
mx：全天日射量日平均値の標本分布の平均　sx：全天日射量日平均値の標本分布の標準偏差
mo：外気温日平均値の標本分布の平均　so：外気温日平均値の標本分布の標準偏差
a0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
b0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
c0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
d0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
rat：分離群標本数の全標本数に対する比率

表 4.10　気象データ確率モデルのパラメーター（6 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.2029	1.578	0.7413	1.453	0.4768	14.1	12.6			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.415	-1.162	-1.123	0.7445	0.7006	12	12.1	11.7	11.7	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.0937	0.1772	-0.1803	-0.2271		13	4	18	7	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0178	20.82	2.574	252.9	42.58	1.396	-231.2	-0.3963	231.2	0.4983
model 2	0.0178	19.24	2.535	105.4	43.8	0.2668	-15.78	0.7332	15.78	0.5017

表 4.11　気象データ確率モデルのパラメーター（7 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.2137	1.593	0.7738	1.468	0.5024	14.1	12.7			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.35	-1.205	-0.9658	0.8127	0.5656	12.1	12.2	11.7	11.6	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.0763	0.0657	-0.1155	-0.0805		13	4	18	7	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.017	24.61	2.479	241.4	39.17	1.446	-236.1	-0.4462	236	0.5935
model 2	0.017	21.33	2.439	102.9	40.54	0.2183	-12.11	0.7817	12.11	0.4065

注）

a1：直達日射量日平均値を 1 日周期成分振幅に変換する比例係数　a2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
c1：散乱日射量日平均値を 1 日周期成分振幅に変換する比例係数　c2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
p1：全天日射量日平均値を外気温 1 日周期成分振幅に変換する比例係数
p2：外気温 1 日周期成分振幅を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
lh1：直達日射量 1 日周期成分位相　lh2：直達日射量1/2日周期成分位相
lf1：散乱日射量 1 日周期成分位相　lf2：散乱日射量1/2日周期成分位相
lo1：外気温 1 日周期成分位相　lo2：外気温1/2日周期成分位相
v0～v8：ＣＴ(t)（水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数の合計＋1）の
フーリエ係数（v0:日平均，v1～v4:cos係数，v5～v8:sin係数）
st1：平均相当外気温度日最高温度の生起時刻　st2：平均相当外気温度日最低温度の生起時刻
rt1：自然室温日最高温度の生起時刻　rt2：自然室温日最低温度の生起時刻
mx：全天日射量日平均値の標本分布の平均　sx：全天日射量日平均値の標本分布の標準偏差
mo：外気温日平均値の標本分布の平均　so：外気温日平均値の標本分布の標準偏差
a0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
b0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
c0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
d0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
rat：分離群標本数の全標本数に対する比率

表 4.12　気象データ確率モデルのパラメーター（8 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.2406	1.6	0.7811	1.496	0.5505	13.8	12.7			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.297	-1.354	-0.6501	0.92	0.2009	12	12.1	11.6	11.5	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.08	0.0639	-0.151	-0.0385		13	4	18	7	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0174	25.71	1.868	231.3	33.61	1.416	-208.9	-0.4162	208.9	0.7194
model 2	0.0174	23.32	2.049	101.8	39.06	0.2568	-13.42	0.7433	13.42	0.2806

表 4.13　気象データ確率モデルのパラメーター（9 月）

const. param.	p2	a1	a2	c1	c2	lo1	lo2			
	0.3068	1.632	0.8472	1.564	0.6839	14	12.6			
	v0	v1	v2	v3	v4	lh1	lh2	lf1	lf2	
	1.341	-1.605	-0.3268	1.01	-0.2431	11.9	11.9	11.6	11.6	
	v5	v6	v7	v8		st1	st2	rt1	rt2	
	0.1997	0.0967	-0.4154	0.1322		13	5	17	8	
	p1	mo	so	mx	sx	a0	b0	c0	d0	rat
model 1	0.0204	22.48	2.879	202.1	30.76	1.457	-184.1	-0.4566	184.1	0.4917
model 2	0.0204	20.44	2.422	83.99	37.96	0.2757	-12.11	0.7243	12.11	0.5083

注）

a1：直達日射量日平均値を 1 日周期成分振幅に変換する比例係数　a2：直達日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
c1：散乱日射量日平均値を 1 日周期成分振幅に変換する比例係数　c2：散乱日射量日平均値を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
p1：全天日射量日平均値を外気温 1 日周期成分振幅に変換する比例係数
p2：外気温 1 日周期成分振幅を1/2日周期成分振幅に変換する比例係数
lh1：直達日射量 1 日周期成分位相　lh2：直達日射量1/2日周期成分位相
lf1：散乱日射量 1 日周期成分位相　lf2：散乱日射量1/2日周期成分位相
lo1：外気温 1 日周期成分位相　lo2：外気温1/2日周期成分位相
v0～v8：ＣＴ(t)（水平面直達日射量を東西南北鉛直面日射量へ変換する係数の合計＋1）の
フーリエ係数（v0:日平均，v1～v4:cos係数，v5～v8:sin係数）
st1：平均相当外気温度日最高温度の生起時刻　st2：平均相当外気温度日最低温度の生起時刻
rt1：自然室温日最高温度の生起時刻　rt2：自然室温日最低温度の生起時刻
mx：全天日射量日平均値の標本分布の平均　sx：全天日射量日平均値の標本分布の標準偏差
mo：外気温日平均値の標本分布の平均　so：外気温日平均値の標本分布の標準偏差
a0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
b0：全天日射量日平均値を直達日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
c0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の勾配
d0：全天日射量日平均値を散乱日射量日平均値に変換する回帰直線の切片
rat：分離群標本数の全標本数に対する比率

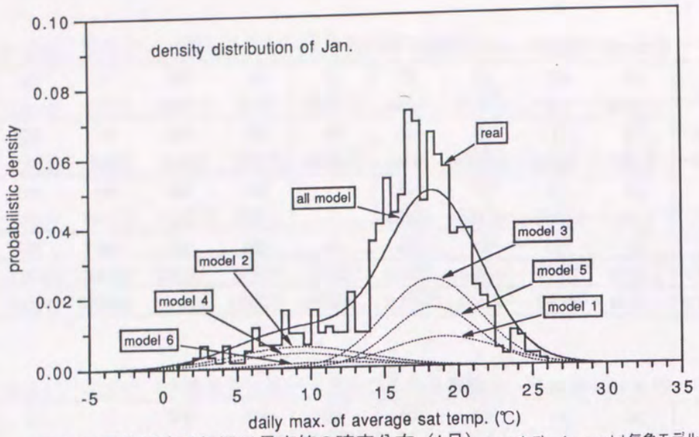


図 4.37 平均相当外気温日最高値の確率分布（1月）(real:実データ，model:気象モデル)

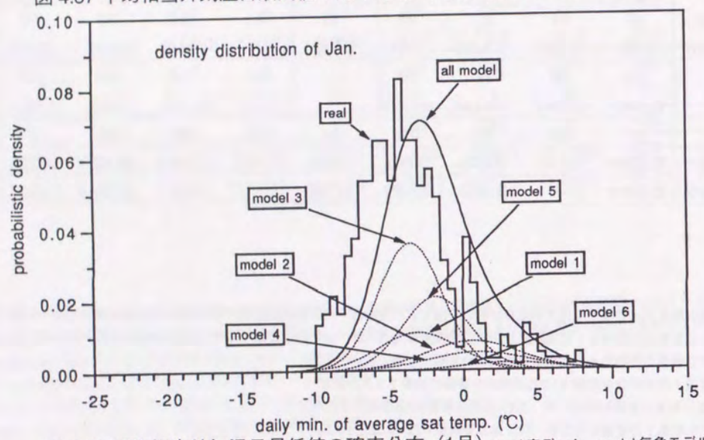


図 4.38 平均相当外気温日最低値の確率分布（1月）(real:実データ，model:気象モデル)

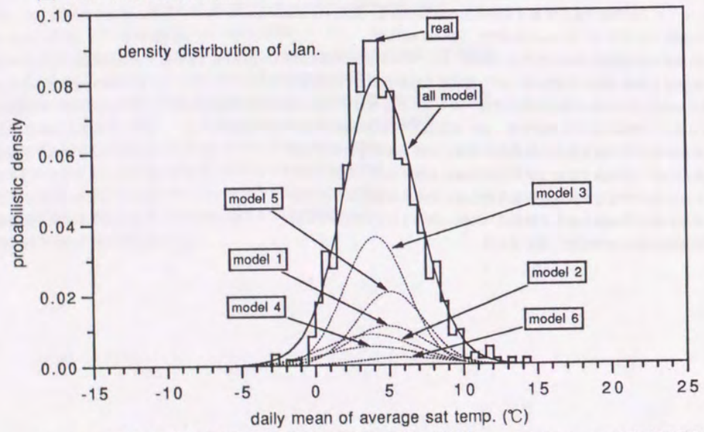


図 4.39 平均相当外気温日平均値の確率分布（1月）(real:実データ，model:気象モデル)

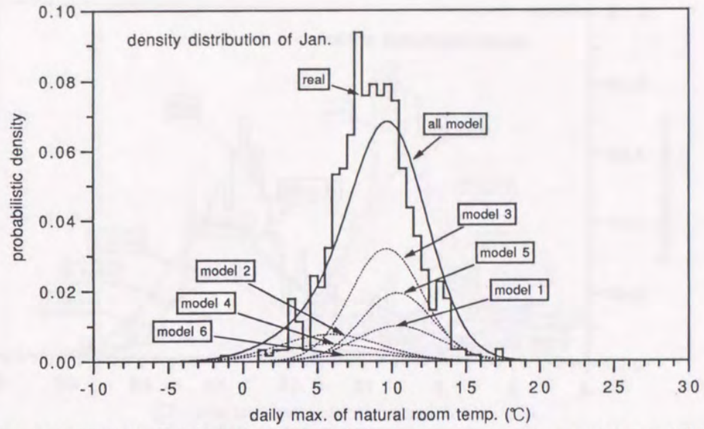


図 4.40 自然室温日最高値の確率分布（1月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

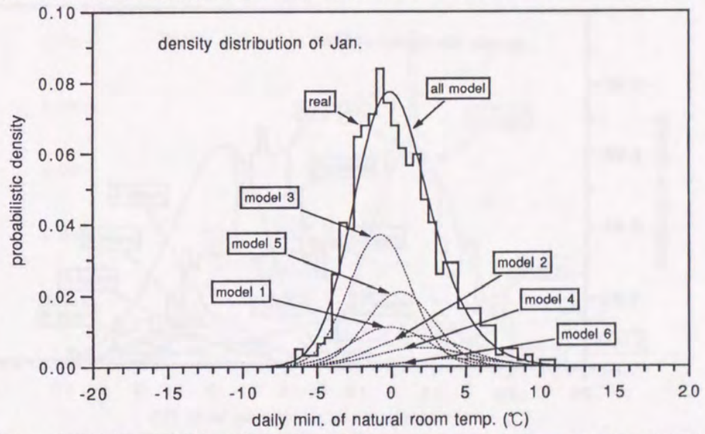


図 4.41 自然室温日最低値の確率分布（1月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

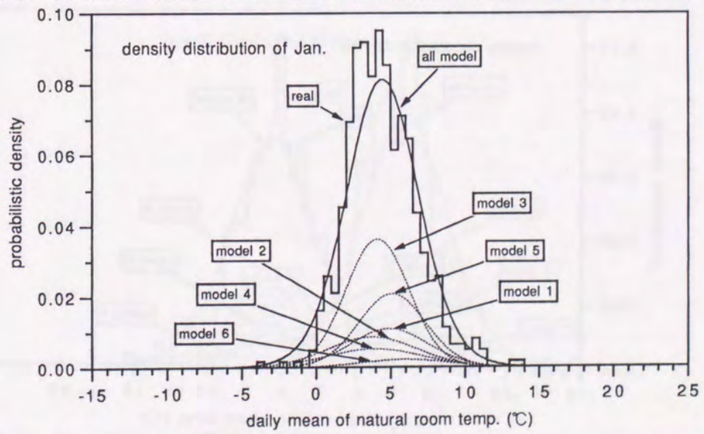


図 4.42 自然室温日平均値の確率分布（1月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

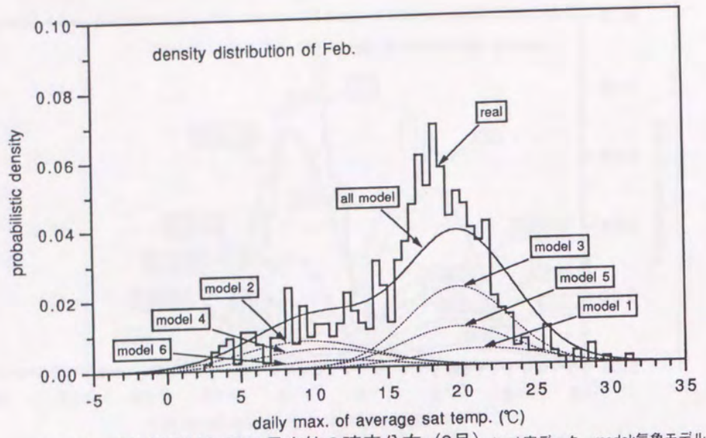


図 4.43 平均相当外気温日最高値の確率分布（2月）(real:実データ，model:気象モデル)

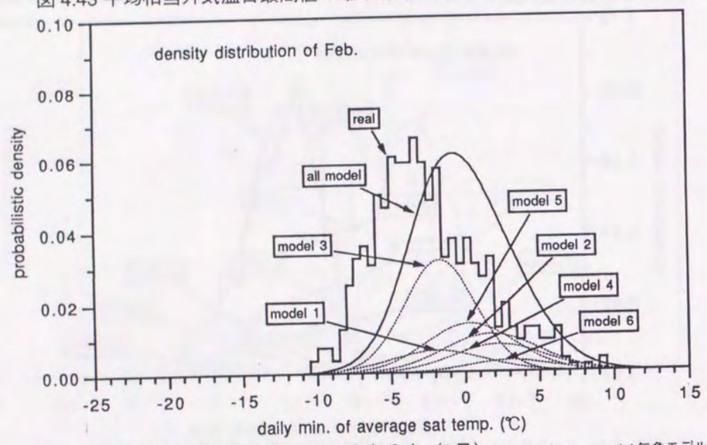


図 4.44 平均相当外気温日最低値の確率分布（2月）(real:実データ，model:気象モデル)

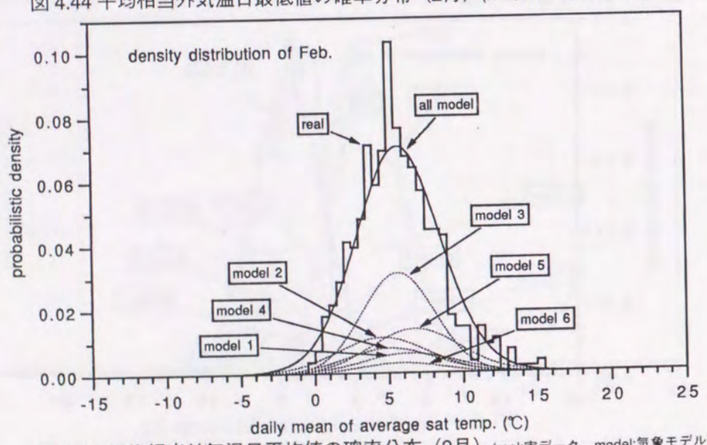


図 4.45 平均相当外気温日平均値の確率分布（2月）(real:実データ，model:気象モデル)

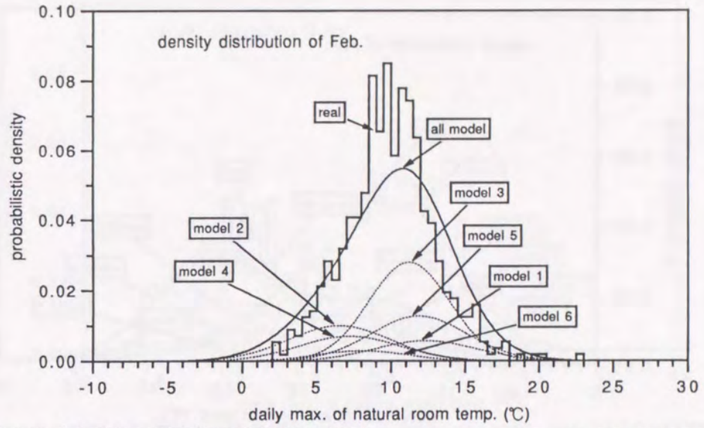


図 4.46 自然室温日最高値の確率分布（2月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

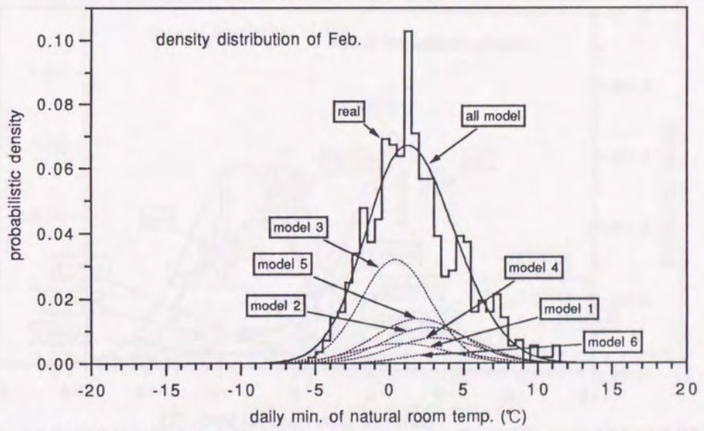


図 4.47 自然室温日最低値の確率分布（2月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

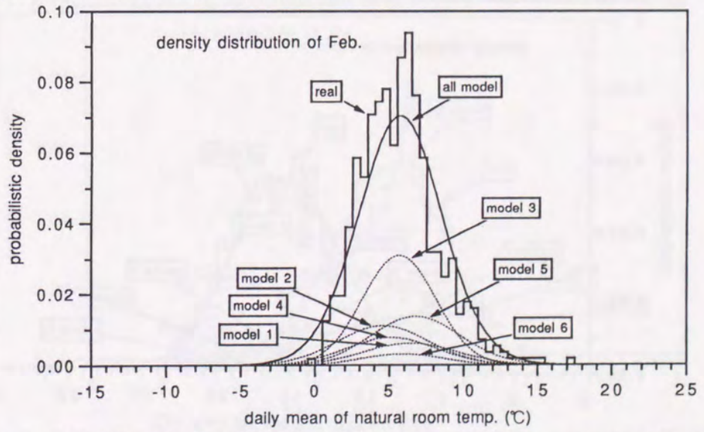


図 4.48 自然室温日平均値の確率分布（2月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

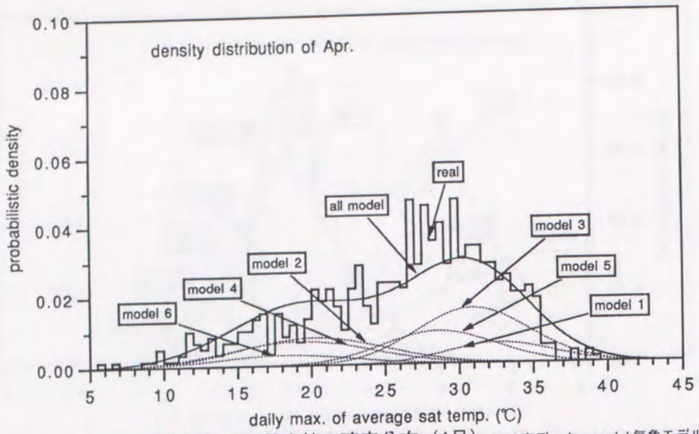


図 4.49 平均相当外気温日最高値の確率分布（4月）(real:実データ，model:気象モデル)

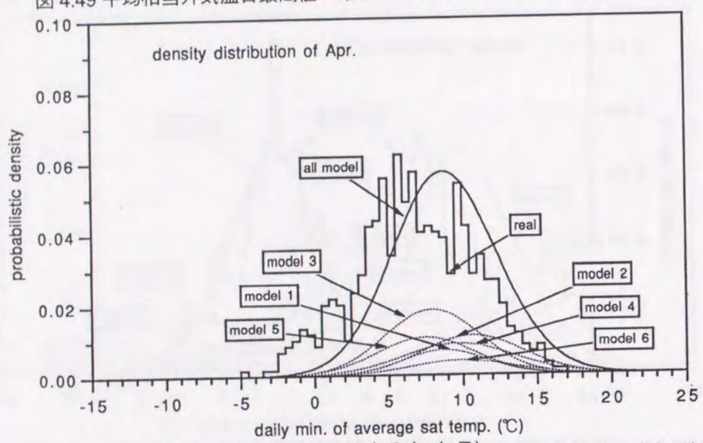


図 4.50 平均相当外気温日最低値の確率分布（4月）(real:実データ，model:気象モデル)

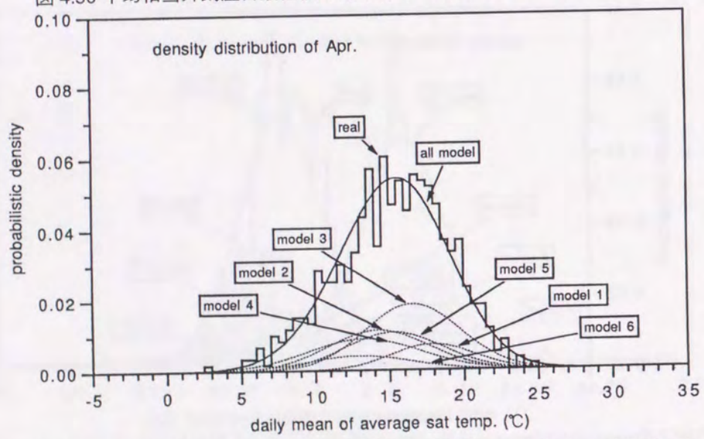


図 4.51 平均相当外気温日平均値の確率分布（4月）(real:実データ，model:気象モデル)

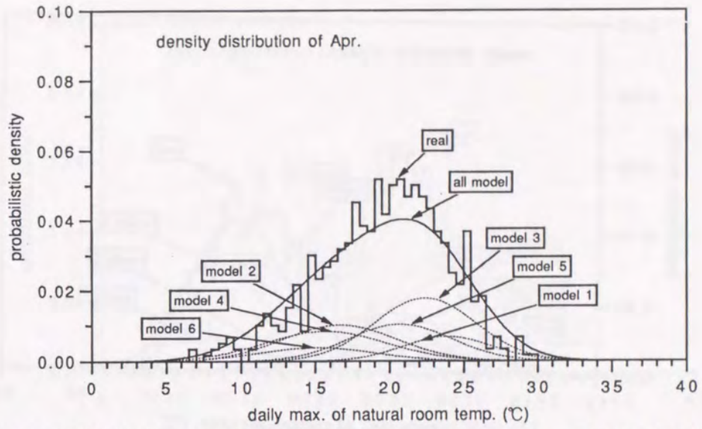


図 4.52 自然室温日最高値の確率分布（4月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

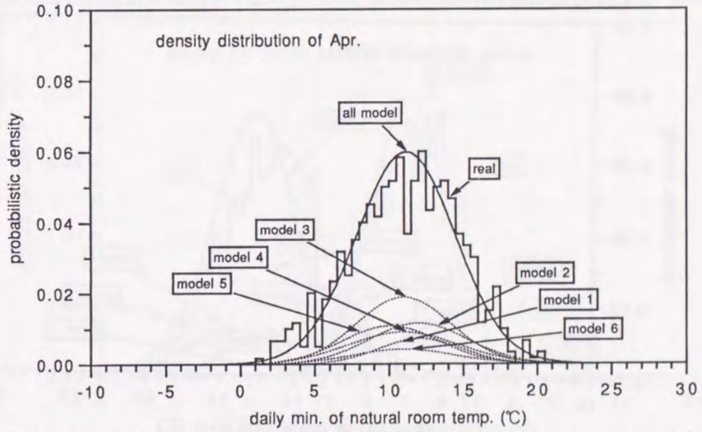


図 4.53 自然室温日最低値の確率分布（4月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

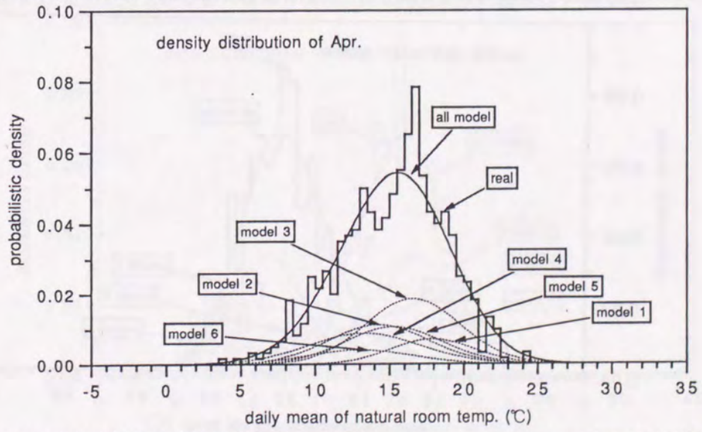


図 4.54 自然室温日平均値の確率分布（4月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

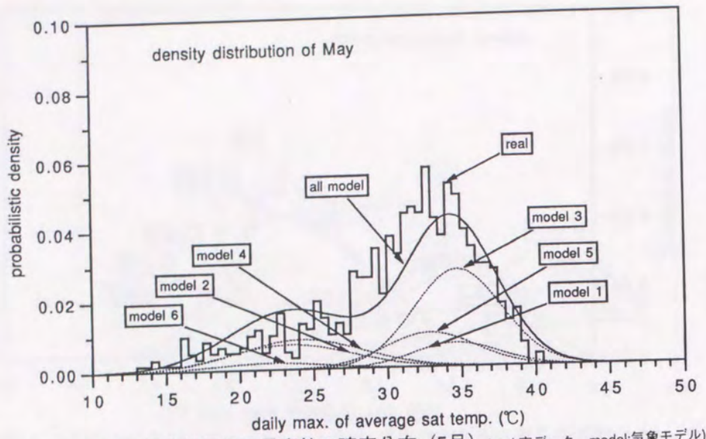


図 4.55 平均相当外気温日最高値の確率分布（5月）(real:実データ，model:気象モデル)

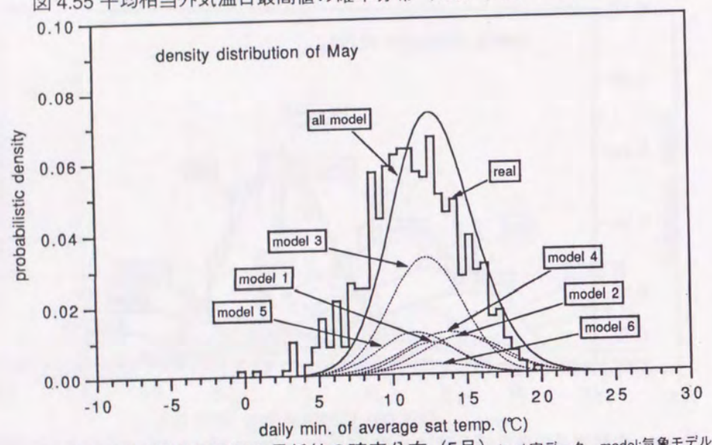


図 4.56 平均相当外気温日最低値の確率分布（5月）(real:実データ，model:気象モデル)

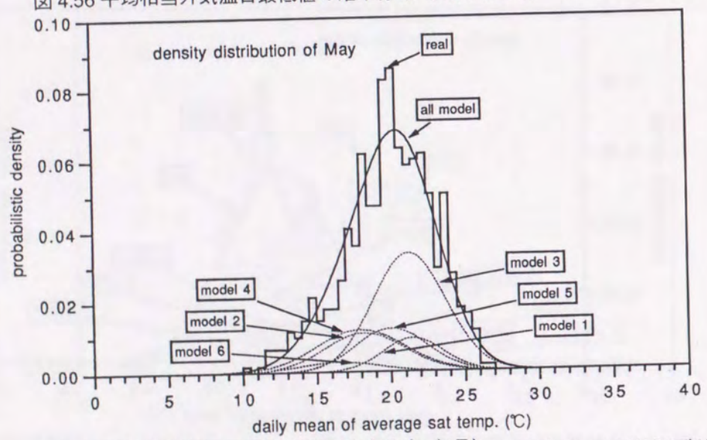


図 4.57 平均相当外気温日平均値の確率分布（5月）(real:実データ，model:気象モデル)

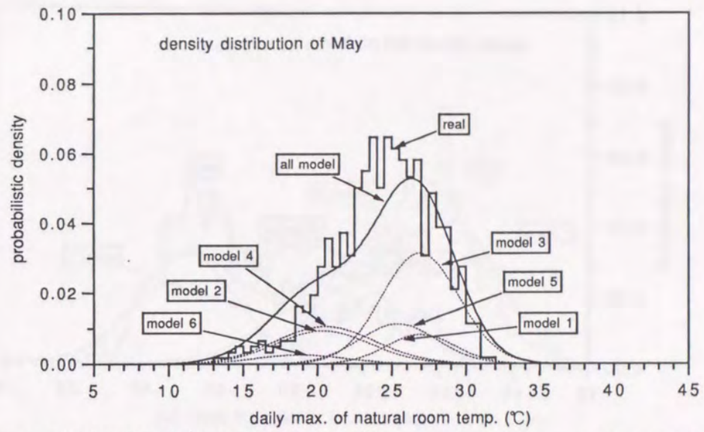


図 4.58 自然室温日最高値の確率分布（5月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

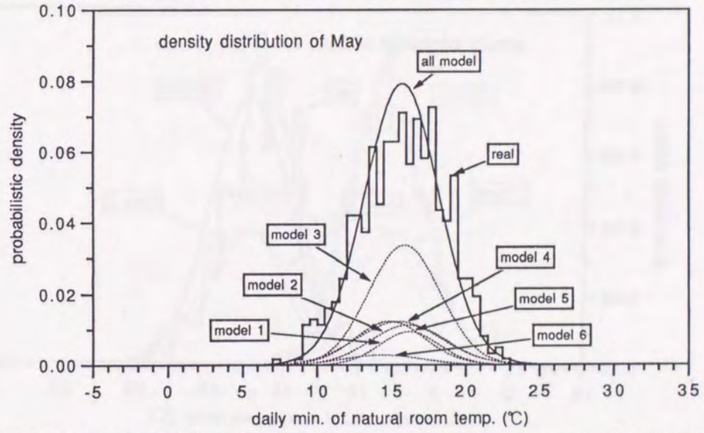


図 4.59 自然室温日最低値の確率分布（5月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

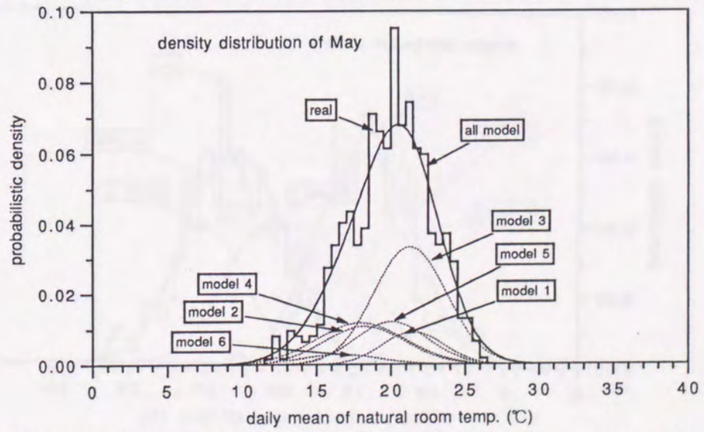


図 4.60 自然室温日平均値の確率分布（5月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

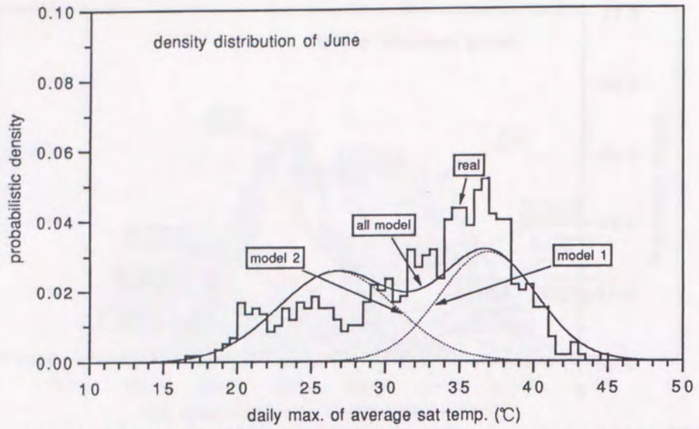


図 4.61 平均相当外気温日最高値の確率分布（6月）(real:実データ，model:気象モデル)

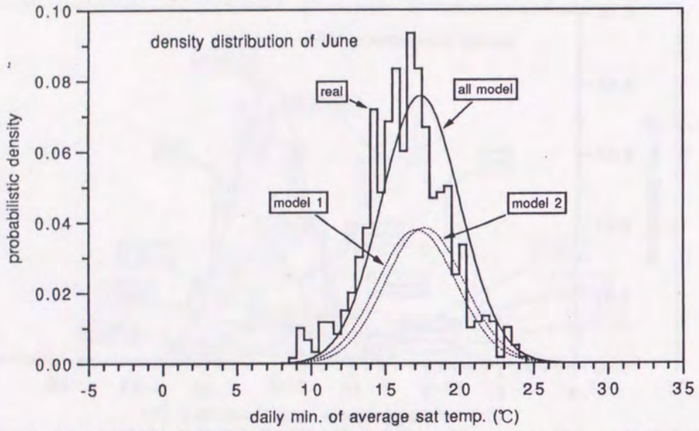


図 4.62 平均相当外気温日最低値の確率分布（6月）(real:実データ，model:気象モデル)

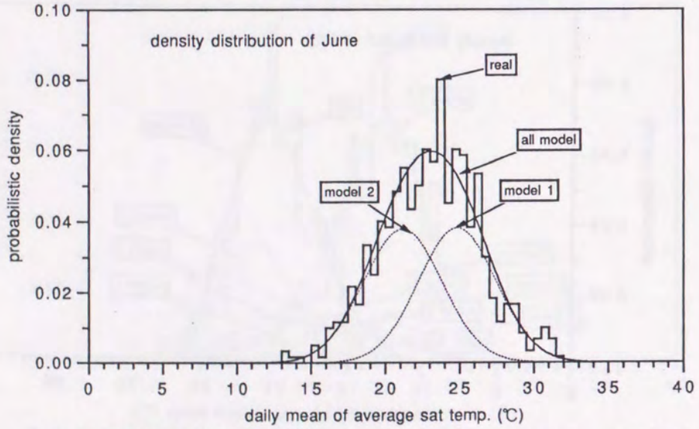


図 4.63 平均相当外気温日平均値の確率分布（6月）(real:実データ，model:気象モデル)

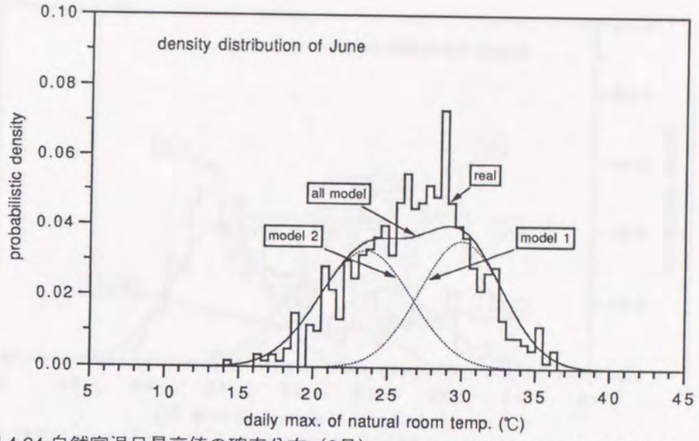


図 4.64 自然室温日最高値の確率分布（6月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

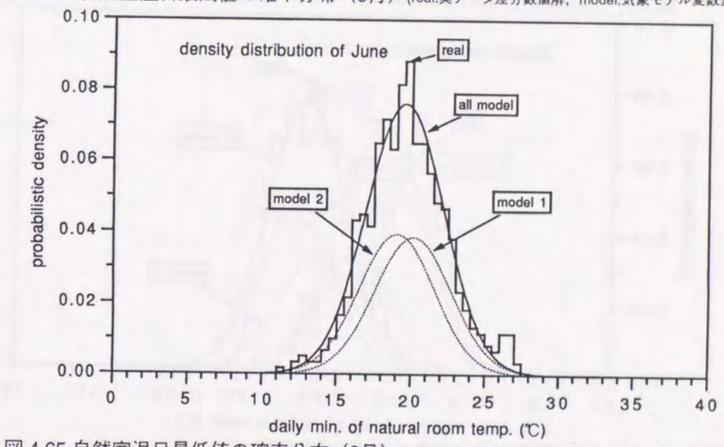


図 4.65 自然室温日最低値の確率分布（6月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

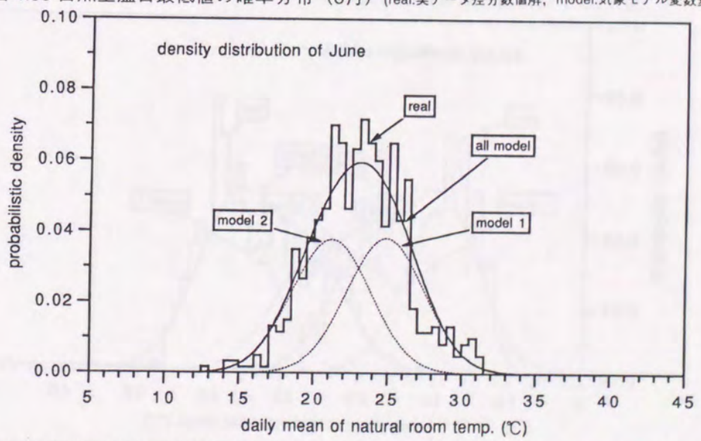


図 4.66 自然室温日平均値の確率分布（6月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

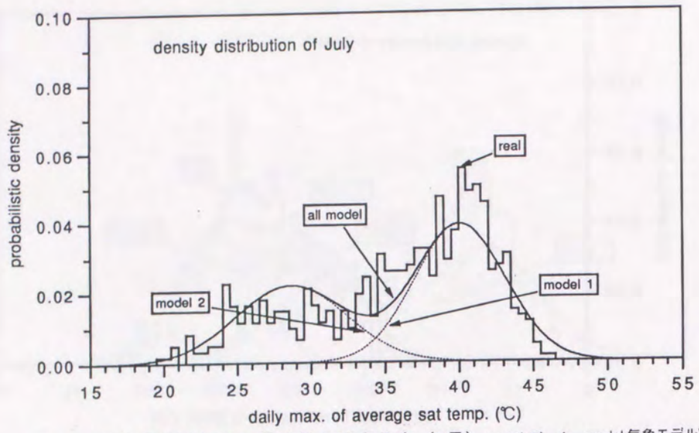


図 4.67 平均相当外気温日最高値の確率分布（7月）(real:実データ，model:気象モデル)

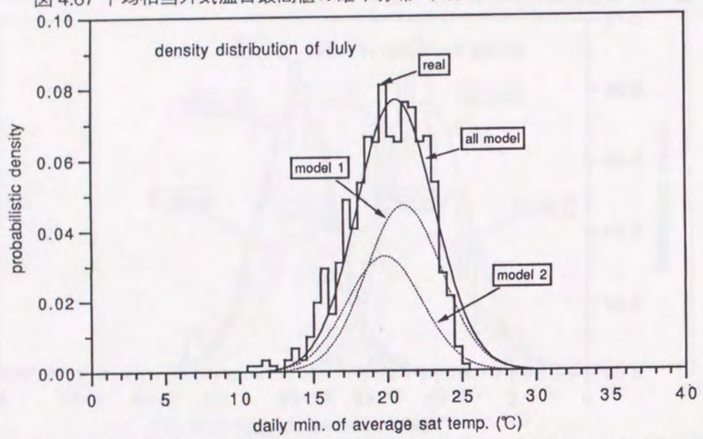


図 4.68 平均相当外気温日最低値の確率分布（7月）(real:実データ，model:気象モデル)

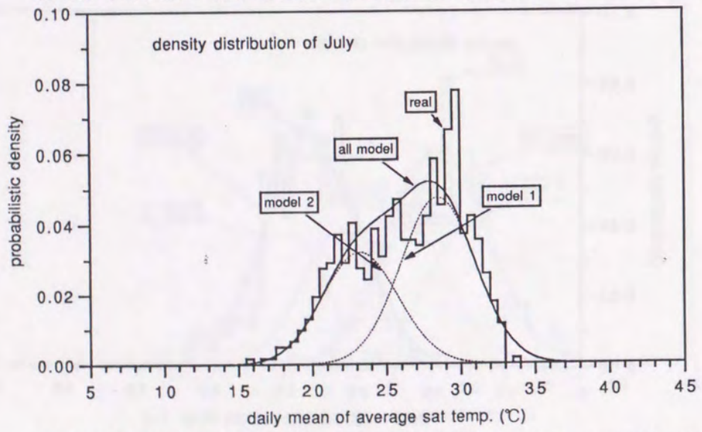


図 4.69 平均相当外気温日平均値の確率分布（7月）(real:実データ，model:気象モデル)

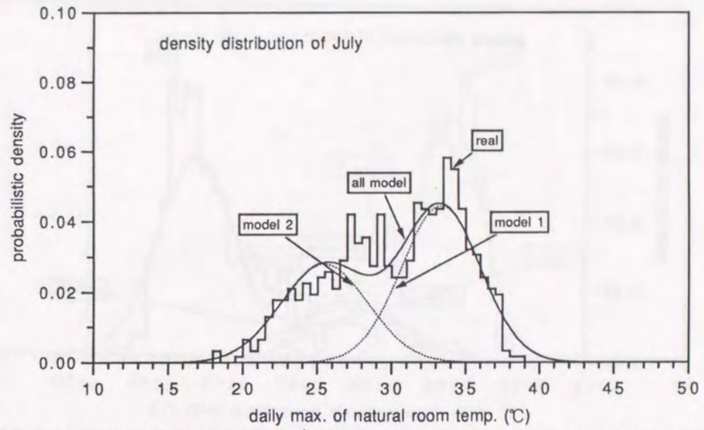


図 4.70 自然室温日最高値の確率分布（7月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

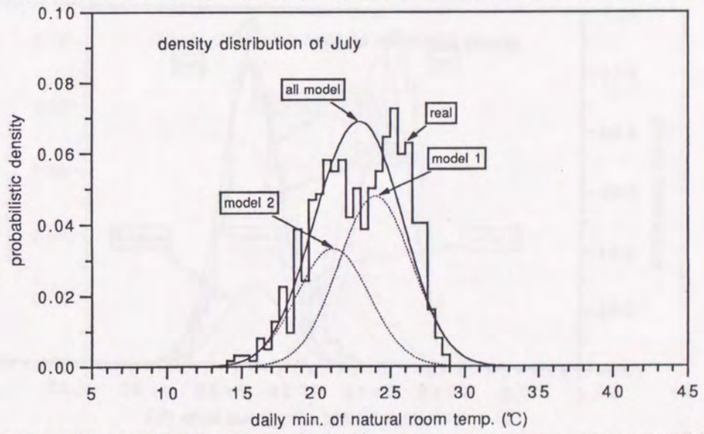


図 4.71 自然室温日最低値の確率分布（7月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

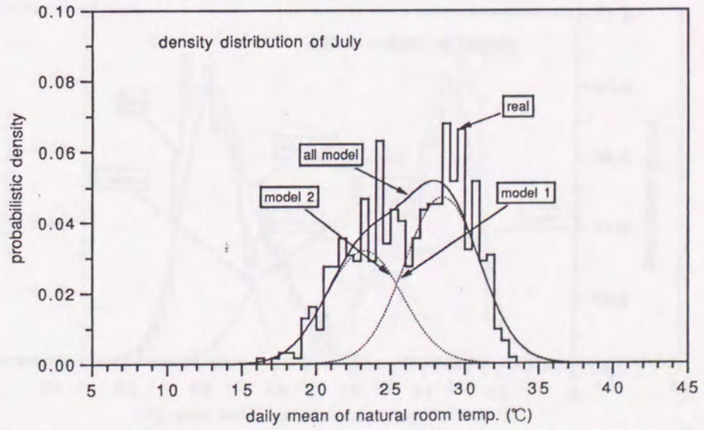


図 4.72 自然室温日平均値の確率分布（7月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

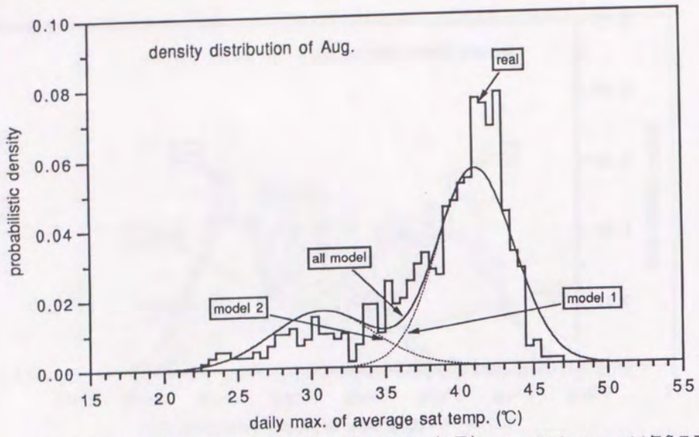


図 4.73 平均相当外気温日最高値の確率分布（8月） (real:実データ，model:気象モデル)

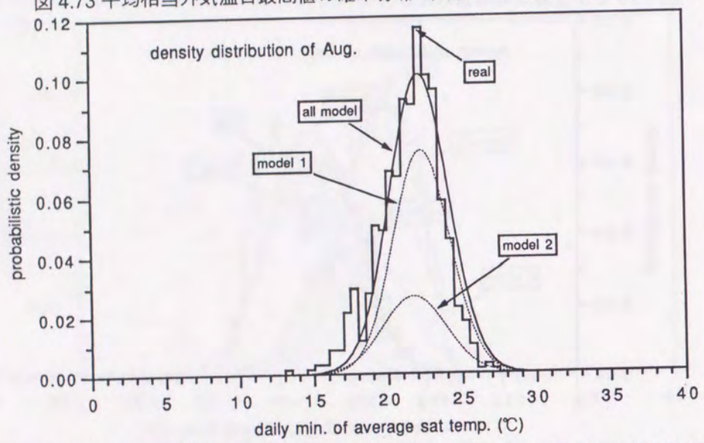


図 4.74 平均相当外気温日最低値の確率分布（8月） (real:実データ，model:気象モデル)

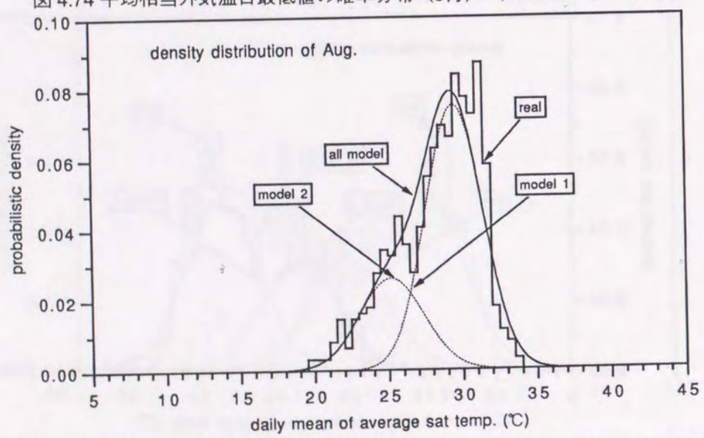


図 4.75 平均相当外気温日平均値の確率分布（8月） (real:実データ，model:気象モデル)

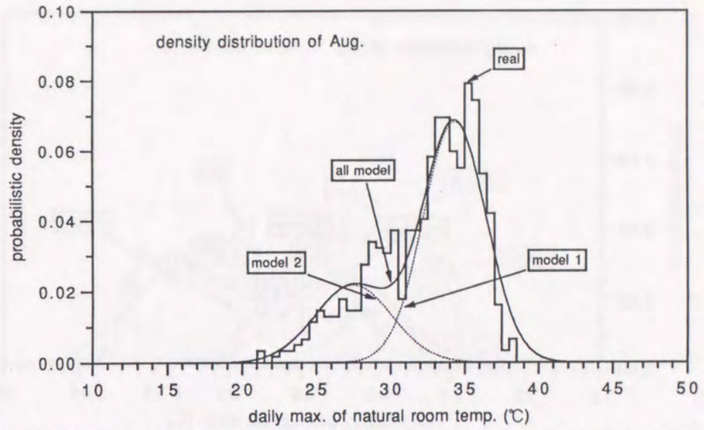


図 4.76 自然室温日最高値の確率分布（8月） (real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

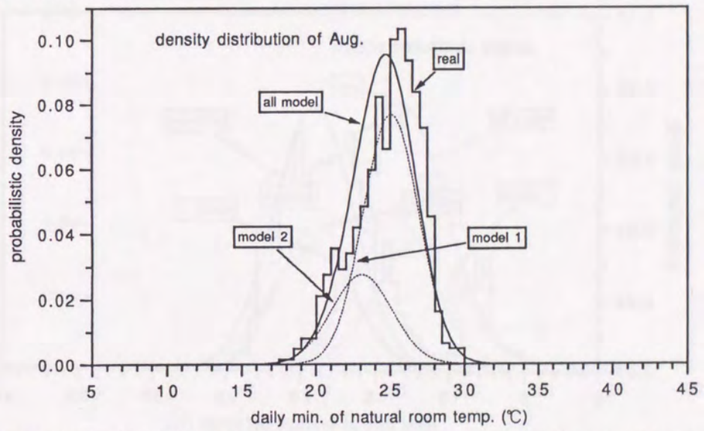


図 4.77 自然室温日最低値の確率分布（8月） (real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

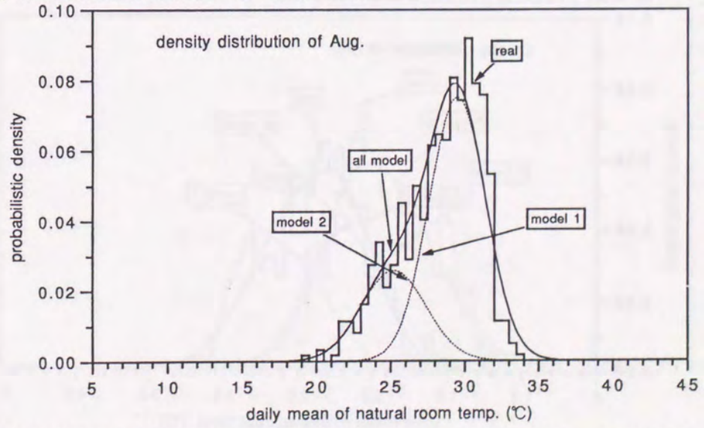


図 4.78 自然室温日平均値の確率分布（8月） (real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

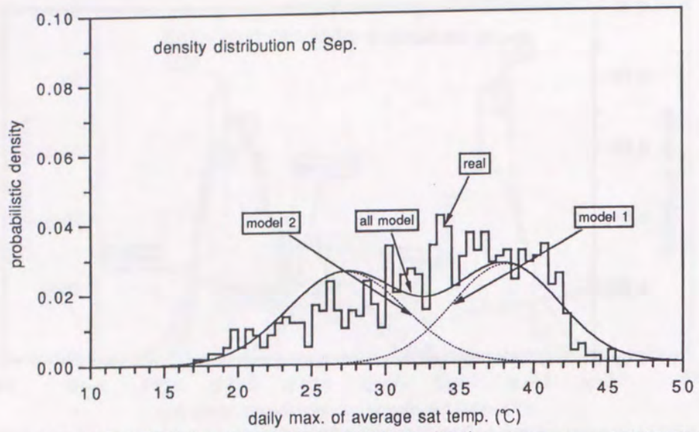


図 4.79 平均相当外気温日最高値の確率分布（9月）(real:実データ，model:気象モデル)

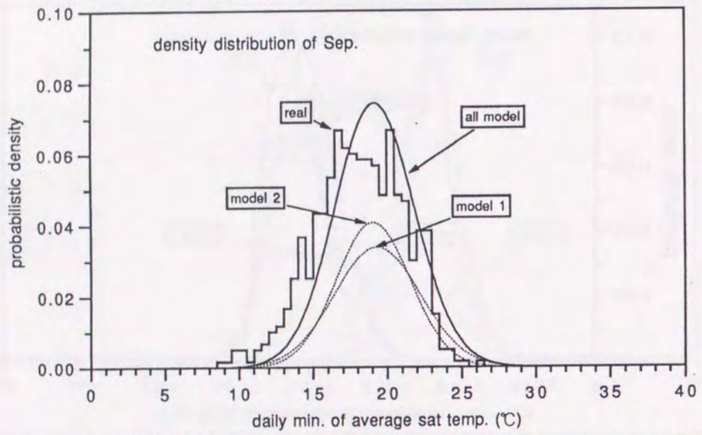


図 4.80 平均相当外気温日最低値の確率分布（9月）(real:実データ，model:気象モデル)

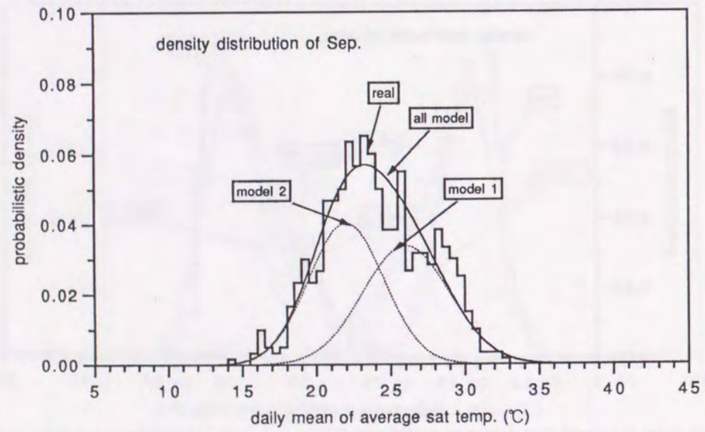


図 4.81 平均相当外気温日平均値の確率分布（9月）(real:実データ，model:気象モデル)

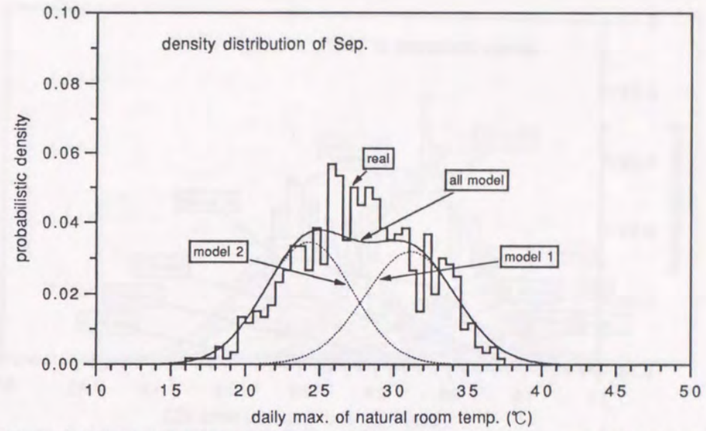


図 4.82 自然室温日最高値の確率分布（9月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

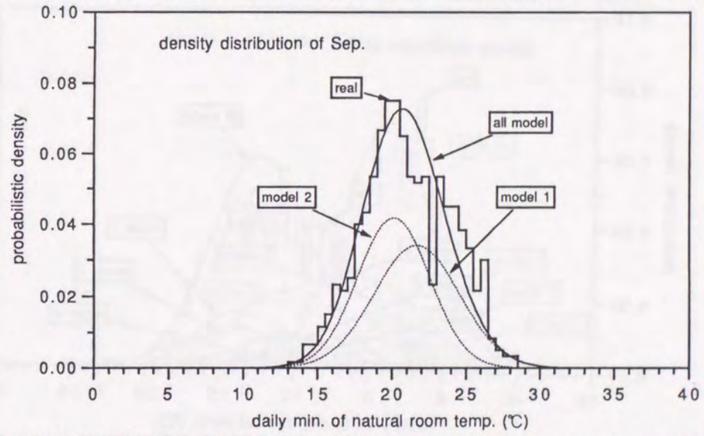


図 4.83 自然室温日最低値の確率分布（9月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

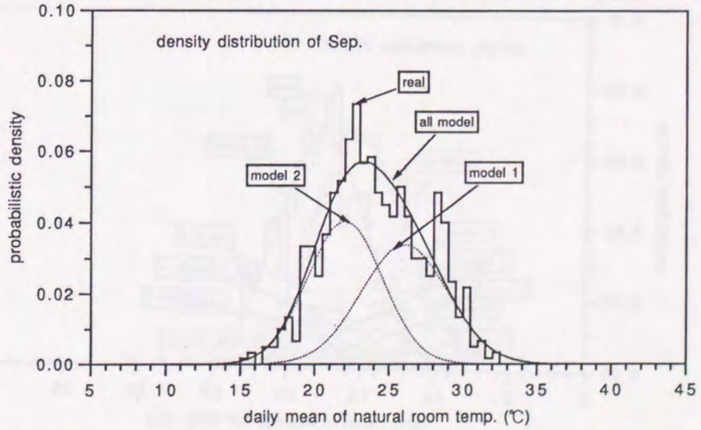


図 4.84 自然室温日平均値の確率分布（9月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

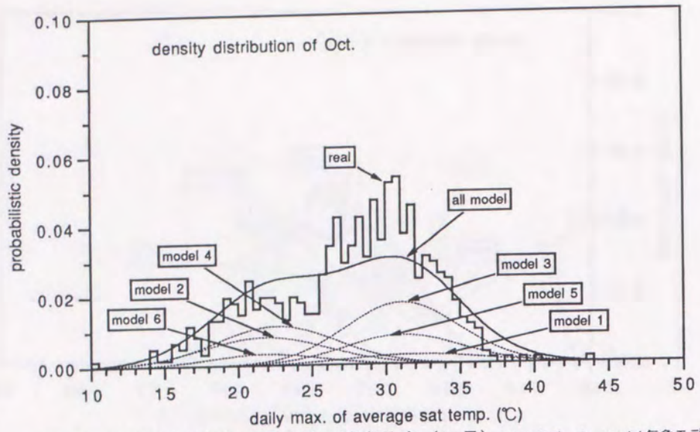


図 4.85 平均相当外気温日最高値の確率分布（10月） (real:実データ，model:気象モデル)

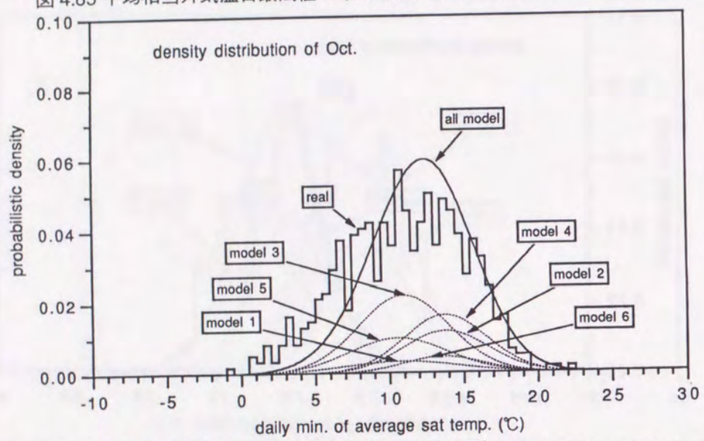


図 4.86 平均相当外気温日最低値の確率分布（10月） (real:実データ，model:気象モデル)

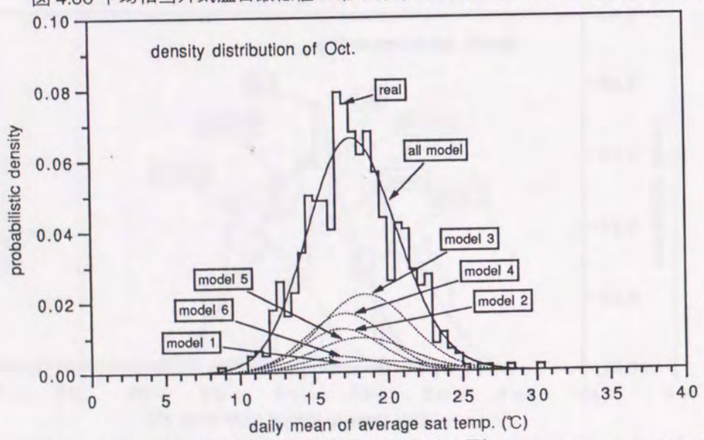


図 4.87 平均相当外気温日平均値の確率分布（10月） (real:実データ，model:気象モデル)

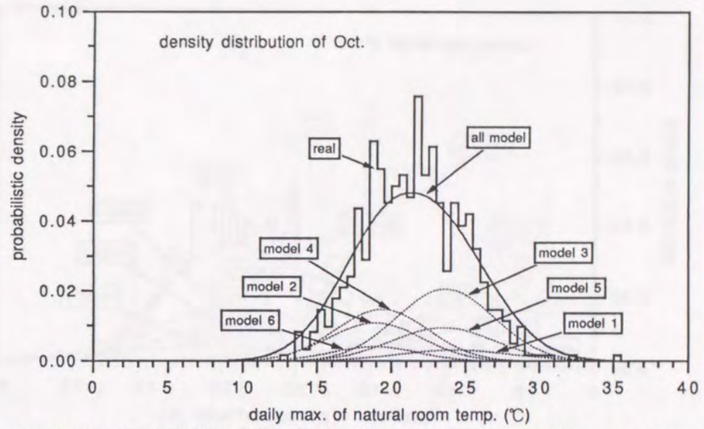


図 4.88 自然室温日最高値の確率分布（10月） (real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

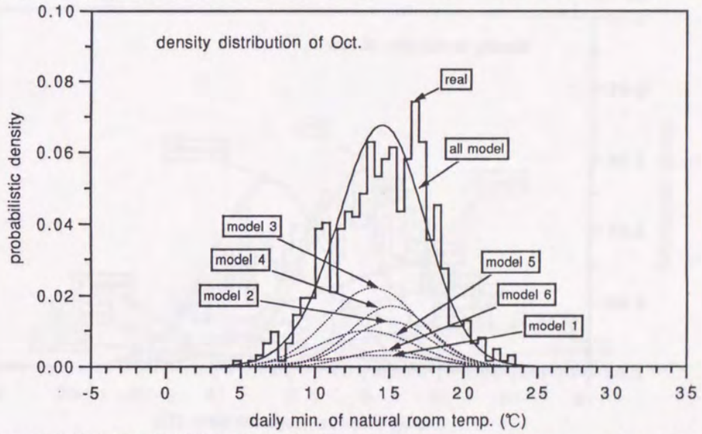


図 4.89 自然室温日最低値の確率分布（10月） (real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

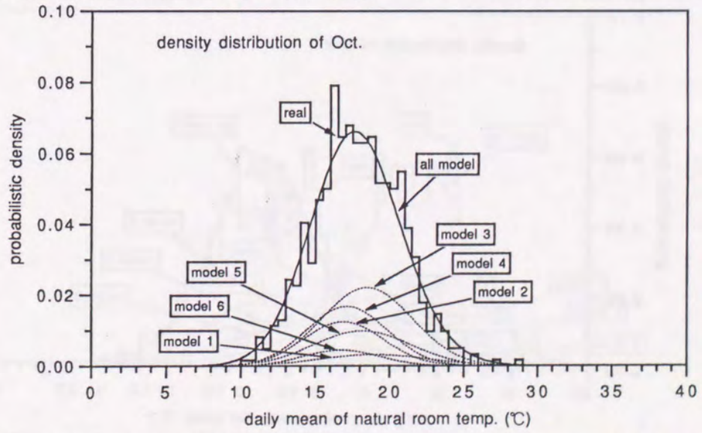


図 4.90 自然室温日平均値の確率分布（10月） (real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

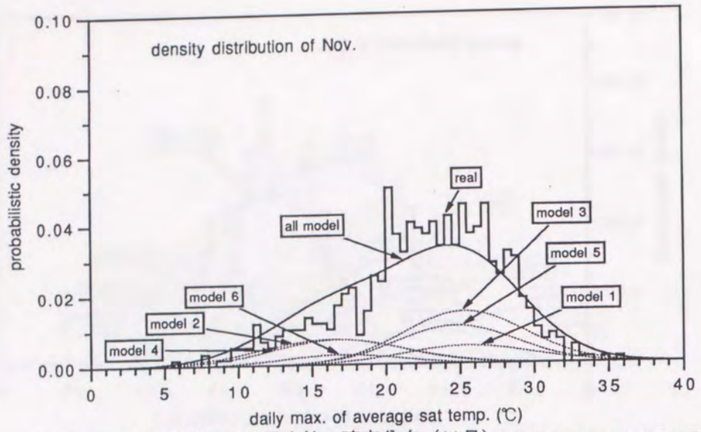


図 4.91 平均相当外気温日最高値の確率分布（11月）(real:実データ，model:気象モデル)

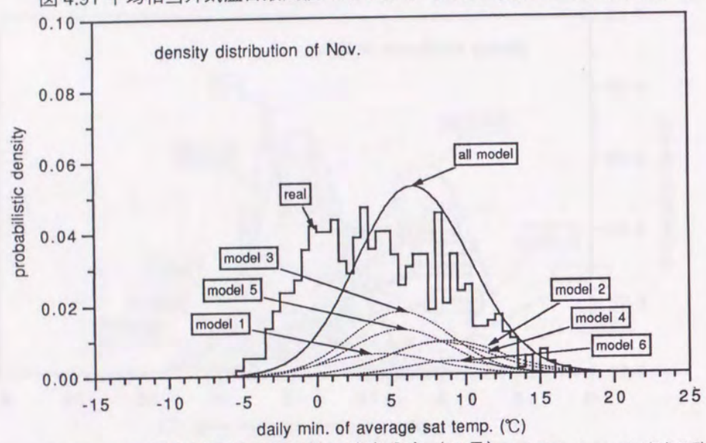


図 4.92 平均相当外気温日最低値の確率分布（11月）(real:実データ，model:気象モデル)

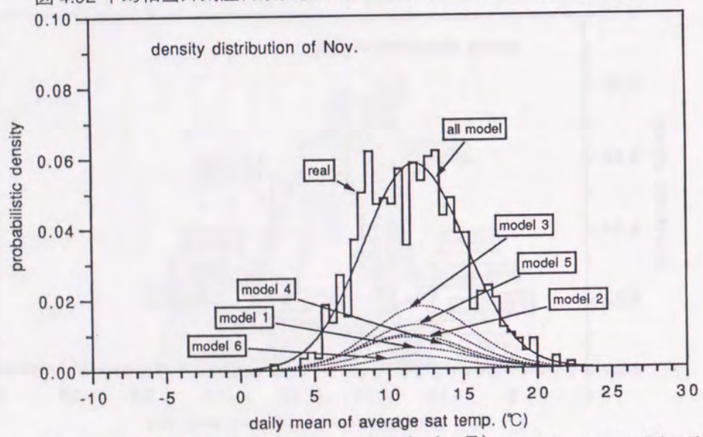


図 4.93 平均相当外気温日平均値の確率分布（11月）(real:実データ，model:気象モデル)

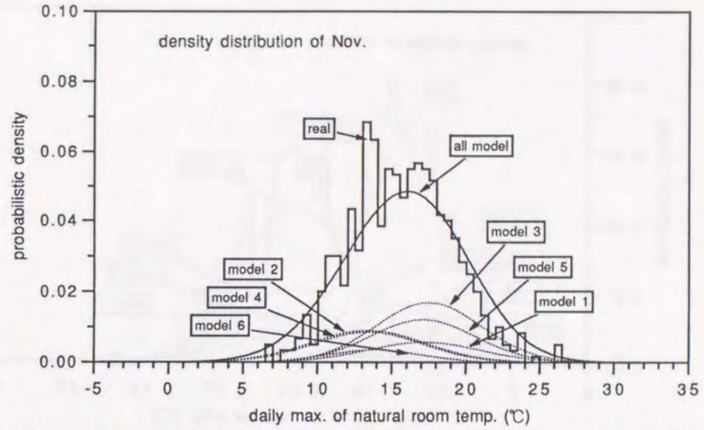


図 4.94 自然室温日最高値の確率分布（11月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

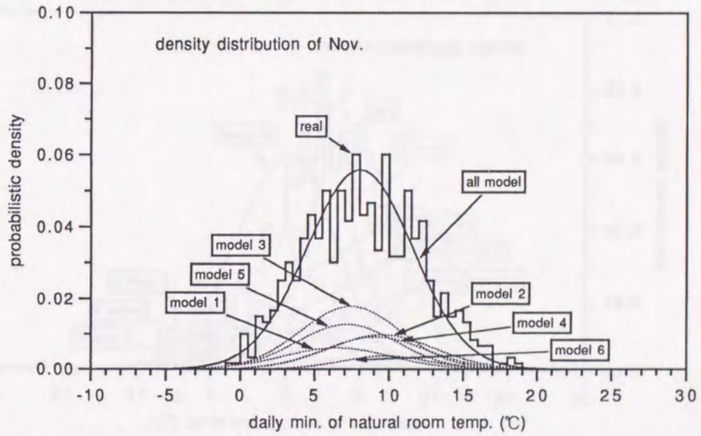


図 4.95 自然室温日最低値の確率分布（11月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

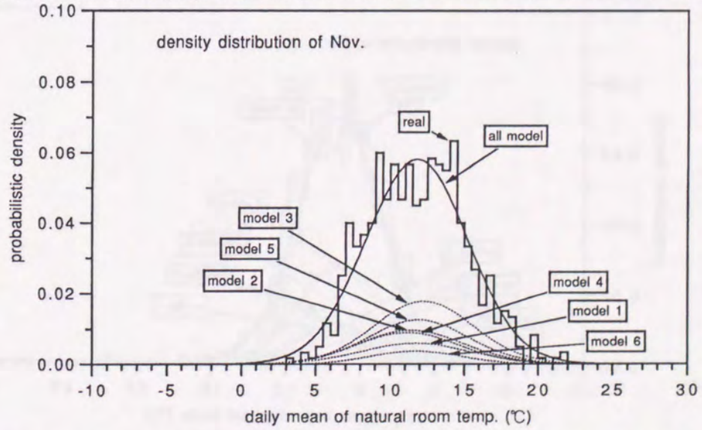


図 4.96 自然室温日平均値の確率分布（11月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

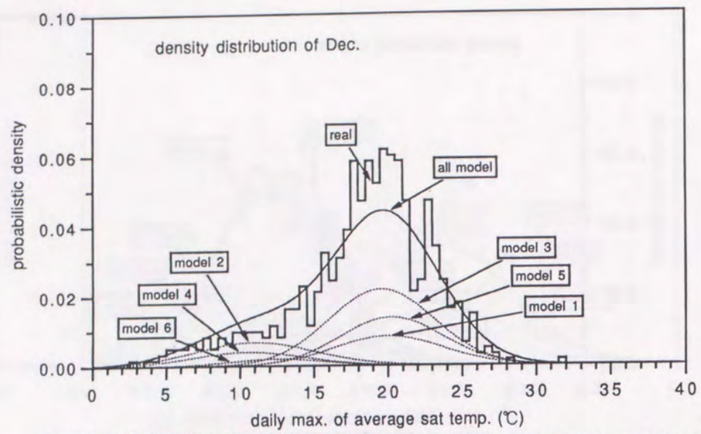


図 4.97 平均相当外気温日最高値の確率分布（12月）(real:実データ，model:気象モデル)

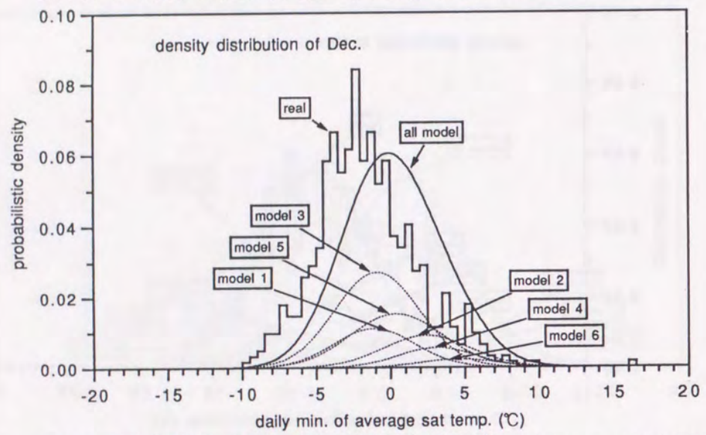


図 4.98 平均相当外気温日最低値の確率分布（12月）(real:実データ，model:気象モデル)

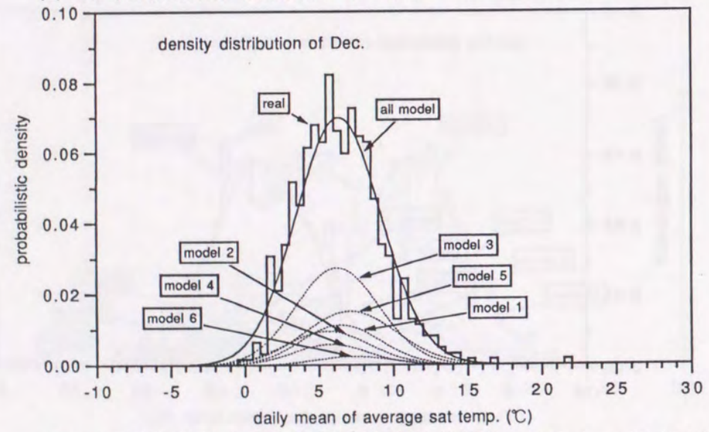


図 4.99 平均相当外気温日平均値の確率分布（12月）(real:実データ，model:気象モデル)

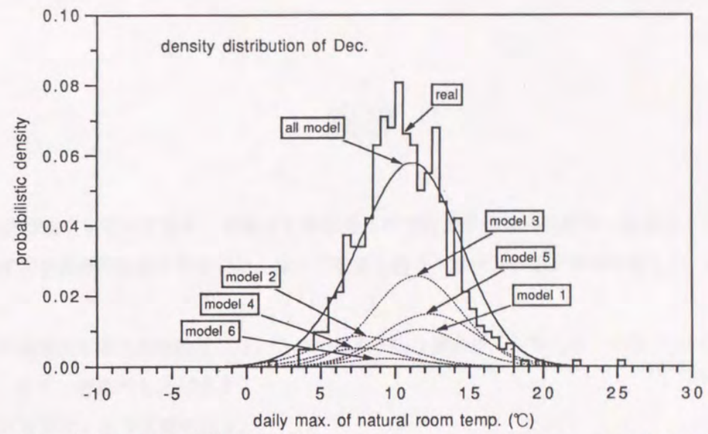


図 4.100 自然室温日最高値の確率分布（12月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

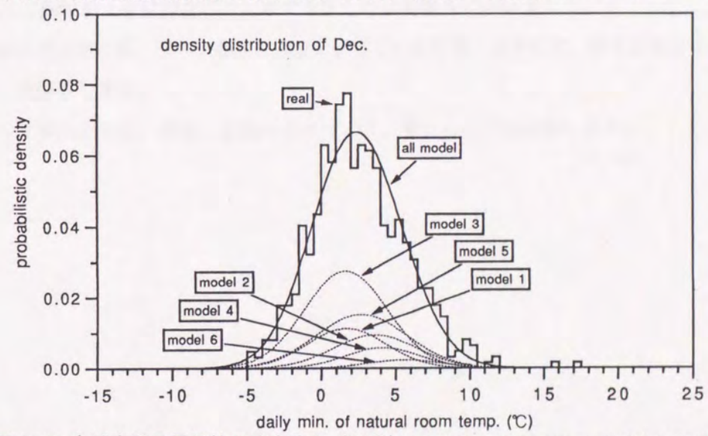


図 4.101 自然室温日最低値の確率分布（12月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

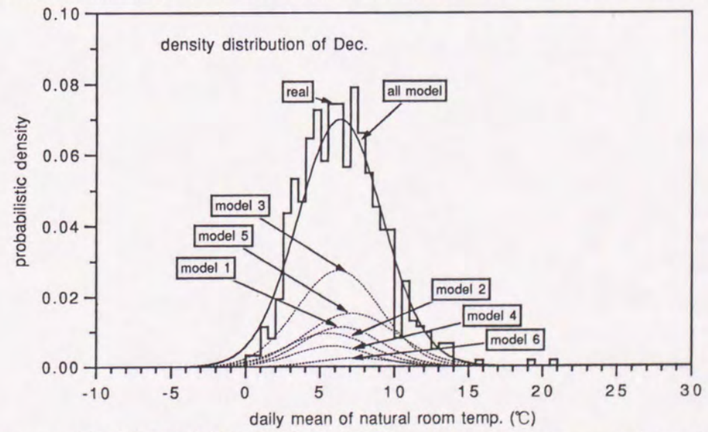


図 4.102 自然室温日平均値の確率分布（12月）(real:実データ差分数値解，model:気象モデル変数変換解)

謝辞

凡庸を我慢強く見守って頂き，本論文を審査賜った大阪大学楢崎正也教授に感謝申しあげます。

大阪大学名誉教授岡田光正先生には，深いご配慮を賜り，学位への道が開かれました。御礼申し上げます。

京都工芸繊維大学藤本康雄教授には，さめやらぬ不安な夢の中，一気にすくい上げていただきました。身にしみて，感謝申し上げます。

故石原正雄先生，故中沢康明先生，

授かったご薫陶を，今につなぐことができました。有難うございました。

高層気象台の皆様には，データ参照の便宜を図っていただき，おかげで，研究を実らせることができました。感謝致します。

節を折らず来れたのは，同志，家族のおかげです。皆に心より感謝致します。