

# 夏季電力需要の気象要因分析

キーワード：日電力量，夏季気象，需要分析，時間帯別電力量

小野賢治 森清 堯

## 〔要旨〕

昭和56年～58年の夏季における発受電端電力量（日量および時間帯別電力量）と気象要因との関係を分析した。

日量と気象要因との関係の分析では、15種類の気象変量の中で日量に最も影響を与えるのは日全体の温度レベルを示す平均気温であることが明らかとなった。湿度の日量への影響はほとんど見られず、他に日量に有意に影響する気温以外の気象変量は見いだされなかった。

日量の気温に対する感応度は気温のレベルとともに変化する。これによくあてはまるモデルとして、ある1つの境界温度で感応度が変化する折線モデルを提案した。

時間帯別の分析では、需要量の気温感応度の推移を求めた。その結果、気温感応度は13～15時および19～21時に2つのピークをもつ双峰型曲線を示した。

- はじめに
- 日量と気象要因の関係の分析
  - 日電力量と気象データ
  - 日量と気象変量との関係
  - 日量モデルの推定
  - モデルの比較と異常値診断
- 時間帯別の分析
- 今後の課題

## 1. はじめに

近年においては、異常気象、省エネルギー、景気の低迷などの諸要因が電力需要の変動に与える影響は、従来のものと変化してきている。すなわち、これら諸要因の電力需要への影響を計量的に明らかにする新しい分析手法の確立が望まれている。

本報告は、こうした流れの1つとして最近特に夏季の気象が電力需要へ与える様子について、具体的データをもとにして分析した結果をまとめたものである。

夏季において、特に気温の上昇に対してはエ

アコンディショナーや冷凍庫、冷蔵庫などの稼働率が高くなり、電力使用量は大幅に上昇する。また気温以外にも、湿度や風速などの気象要因も人間の不快感に大きく影響するとされる。そこで、これら気象要因の電力需要への影響がどの程度のものであるかを知ることは需要への影響を知るうえで重要なことである。

本報告では、まず第2章において、夏季の1日の発受電端電力量（日量）と夏季気象の各要因との依存関係を個別にとらえること、すなわち現状の構造分析を行い、これをもとに日量と気象要因との間の計量的関係を具体的に表現するいくつかの数学モデル（日量モデル）を提案

する。さらに、これらのモデルを2つの電力会社の具体的なデータをもとに推定し、その結果をまとめ分析するとともに、モデルの選択法や異常データの診断法などについてもいくつかの考察を行う。第3章では、2章での結果をふまえて、1日の時間帯別の電力量と気温との関係を分析する。

なお、本報告は文献〔1〕をベースとして、その後行った研究結果を追加してまとめたものである。

## 2. 日量と気象要因との関係の分析

### 2.1 日電力量と気象データ

#### 2.1.1 日量と気象データ

ここで用いたデータは、ある2電力会社（A社、B社とする）の昭和56年、57年、58年の3ケ年の7月1日から8月31日までの毎日の発受電端電力量（日量）および15種類の気

象情報（気温、湿度、風速など）である。

図2.1は、夏季の2ヶ月間にわたる日量の推移をあらわすグラフである。これをみると、週を周期とするパターンが顕著にあらわれているのがわかる。一週間ごとに大きく落ちこむ点（下にとがった部分の先端）は日曜日のデータである。また、8月中旬にみられる大きな落ちこみは盆期間のものである。このような特徴はA社、B社のすべての年に共通してみられるものである。

#### 2.1.2 日量モデルの考え方

図2.2は、夏季の2ヶ月間にわたる日量と平均気温の相関のようすを表わす散布図である。この図から明らかなように、平日、土曜、日曜ではそれぞれ日量の大ききのレベルがはっきりと異なっている。また、盆の期間（8月13日～17日）にはいずれの日曜でも日量が大きく落ちこむ。このような異質なデータに対して

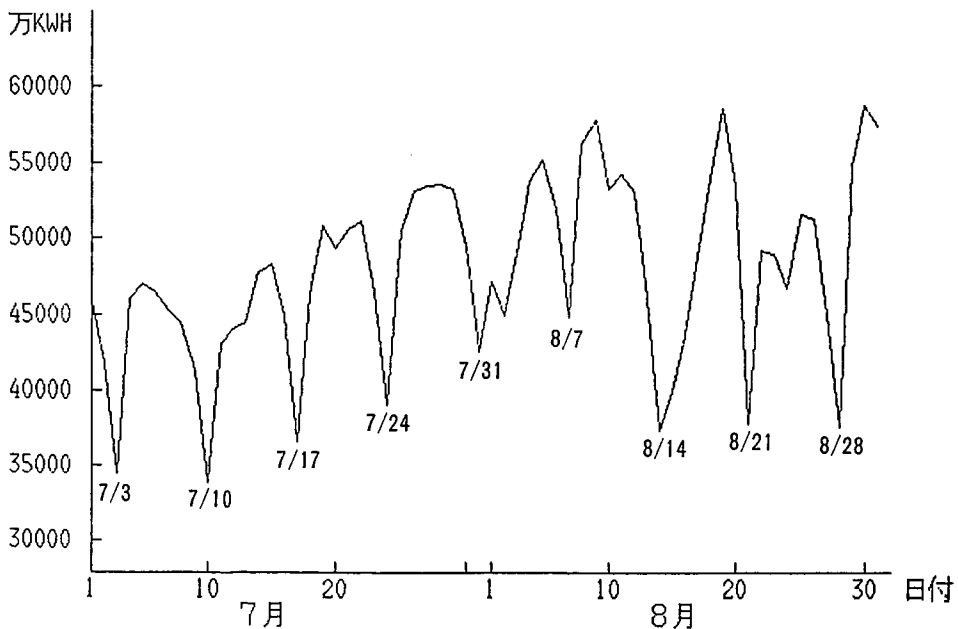
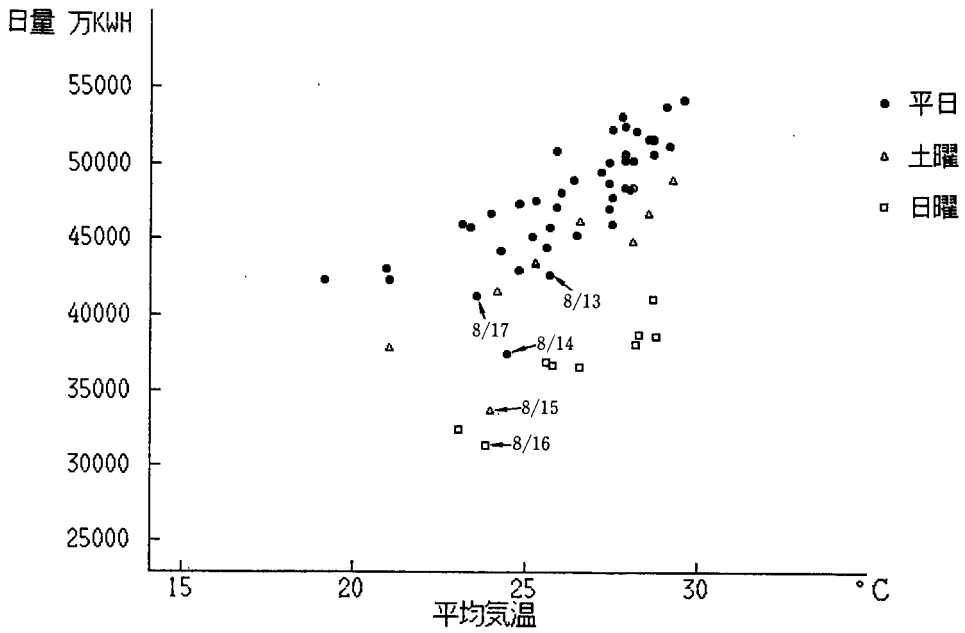
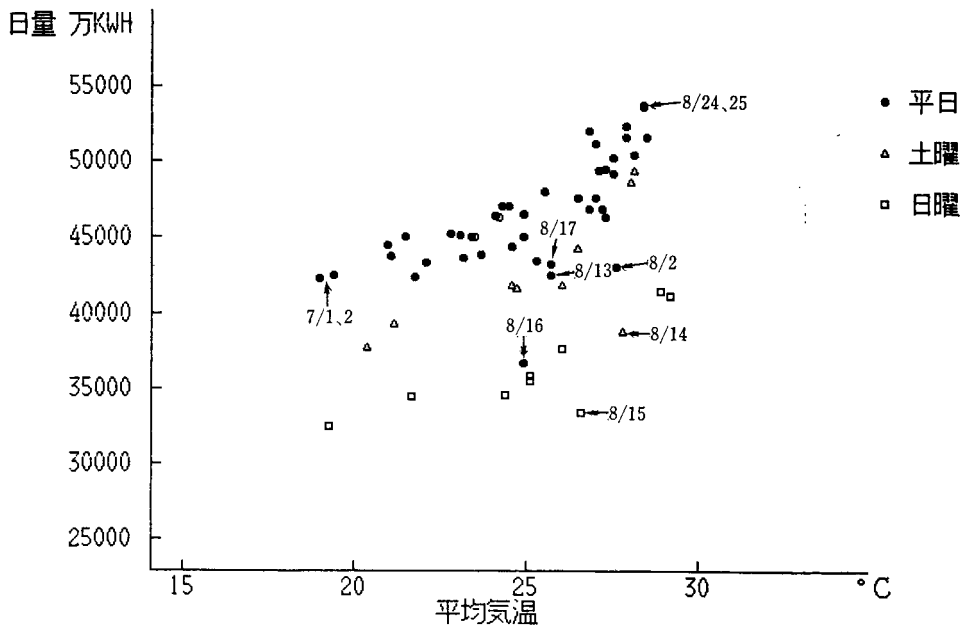


図 2.1 夏季の日量の推移 (A社, 昭和 58 年 7, 8 月)

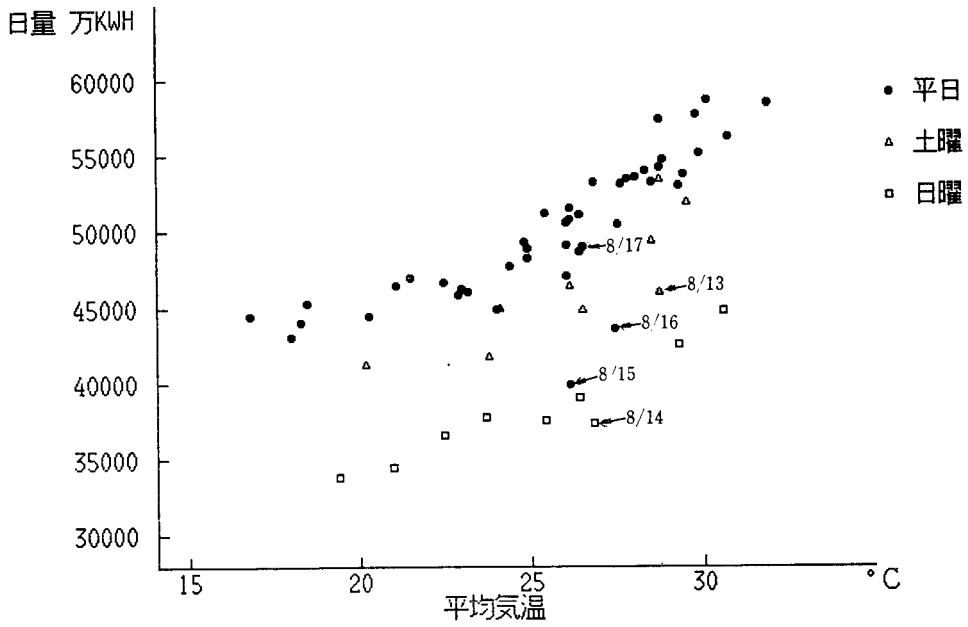


(a) A社, 昭和 56 年

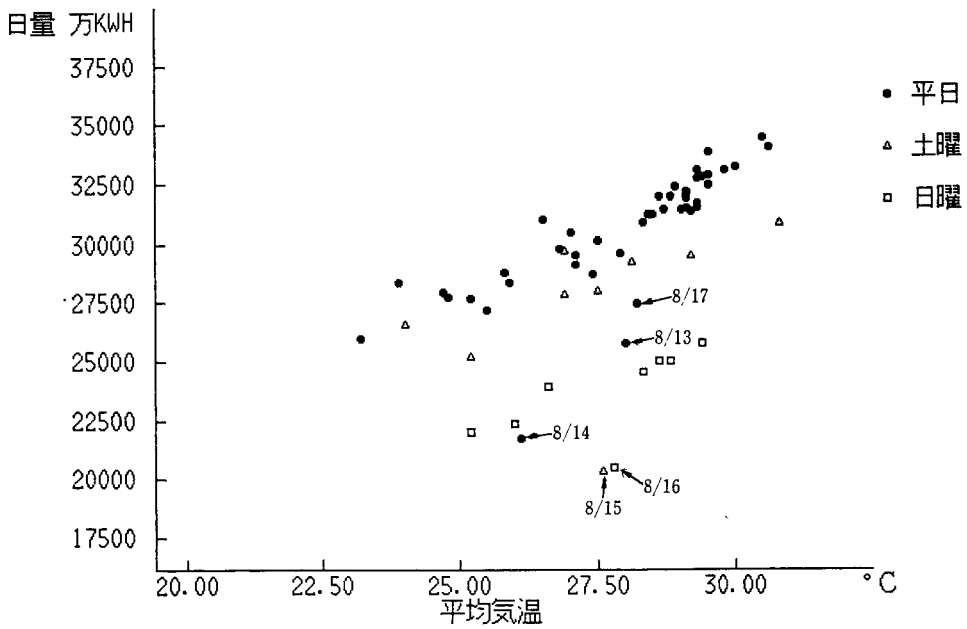


(b) A社, 昭和 57 年

図 2.2 夏季の日量と平均気温との相関

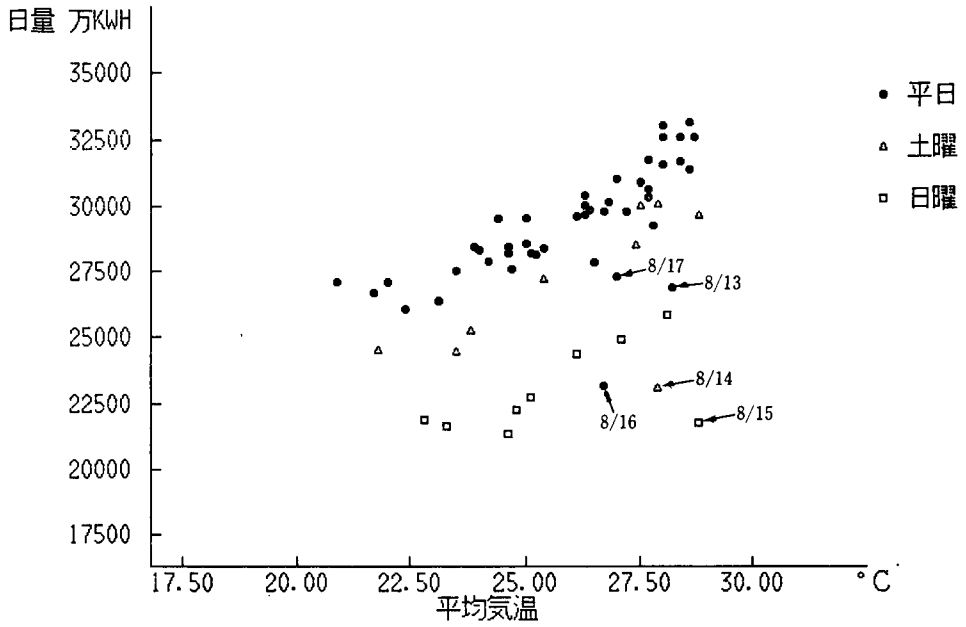


(c) A社, 昭和 58 年

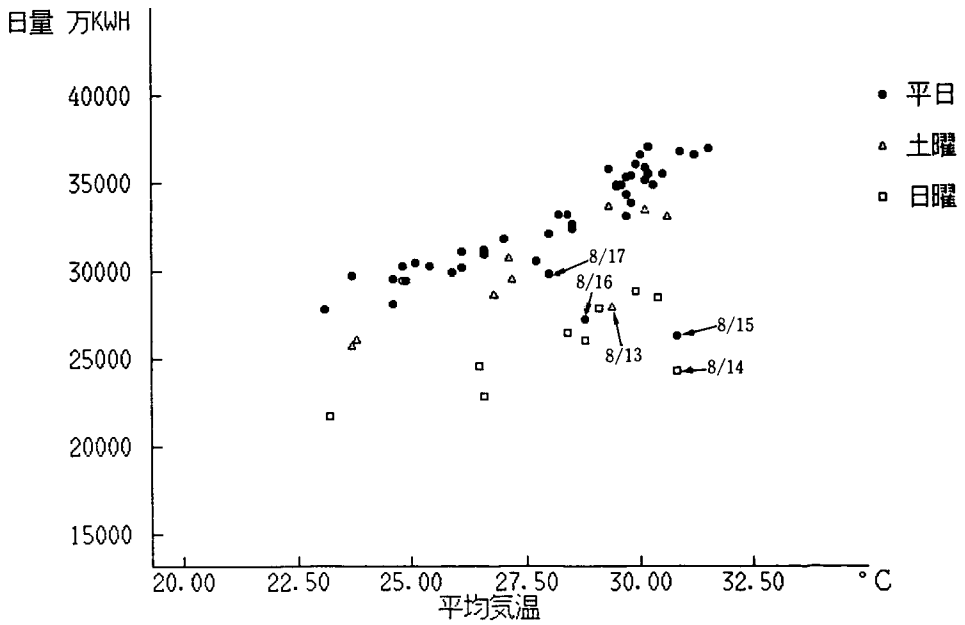


(d) B社, 昭和 56 年

図 2.2 (続き)



(e) B社, 昭和 57 年



(f) B社, 昭和 58 年

図 2.2 (続き)

は、次の2つの分析方法が考えられる。

- i) 観測データ全体について単一モデルを仮定する。土曜、日曜、盆期間の日量の落ちこみを説明するために、各々の要因についてのダミー変数をモデルにとり入れる。
  - ii) 盆期間のサンプルは「異常値」とみなして除外し、平日、土曜、日曜のそれぞれについて別々のモデルを仮定する。
- i) の方法は、データを時系列としてとらえ、時間的な関係をモデル化することができるとい

う利点をもつ。しかし、このモデルは、平日、土曜、日曜および盆期間のすべてにおいて、気象変量に対する日量の感応度、および気象変量で説明できない誤差項の分布が同一であると仮定していることになる。本報告では、ii) のアプローチによって分析を行う。

## 2.2 日量と気象変量との相関

### 2.2.1 日量と主な気象変量との単相関

まず、日量と各気象変量との相関の大きさをみることにする。

表 2.1 日量と各気象変量間の相関係数

### A社

56年	57年	58年
①平均気温 0.819	①気温指数 0.864 (最高×0.6+最低×0.4)	①気温指数 0.922 (最高×0.6+最低×0.4)
②気温指数 0.808 (最高×0.4+最低×0.6)	②平均気温 0.855	②平均気温 0.917
③不快指数 0.800	③最高気温 0.844	③最高気温 0.911
④最低気温 0.767	④不快指数 0.818	④不快指数 0.899
⑤最高気温 0.766	⑤最低気温 0.801	⑤最低気温 0.874
⑥平均湿度 -0.126	⑥平均湿度 -0.284	⑥平均湿度 -0.505

### B社

56年	57年	58年
①平均気温 0.939	①気温指数 0.924 (最高×0.3+最低×0.7)	①平均気温 0.953
②気温指数 0.936 (最高×0.4+最低×0.6)	②平均気温 0.893	②気温指数 0.945 (最高×0.4+最低×0.6)
③最低気温 0.883	③最低気温 0.864	③最低気温 0.908
④最高気温 0.852	④最高気温 0.805	④最高気温 0.862
⑤平均湿度 -0.078	⑤平均湿度 -0.242	⑤平均湿度 -0.349

土曜、日曜、盆期間(8/13~8/17)、57年8月2日(A社のみ)を除く。

気温指数の最高・最低気温の係数は、(0.3, 0.7)から(0.8, 0.2)まで0.1刻みで変化させたとときに、日量との相関が最も高かった係数である。

不快指数は、 $0.99 \times (\text{気温}) + 0.36 \times (\text{露点温度}) + 41.5$ なる量で、ここで用いた値は午後3時のものである。

表 2.2 A社, B社の空調普及率と月平均最低気温

空調普及率	A社 59.6%	B社 89.7%
(昭和56年)		

月平均最低気温		56年 7月	56年 8月	57年 7月	57年 8月	58年 7月	58年 8月
A社		23.4	23.4	20.4	24.6	21.2	24.6
B社		24.9	23.7	21.5	23.5	23.5	26.0

表 2.1 は、日量と気象変量のうち主なものの相関係数の大きさを示したものである。

この表から、以下のことがわかる。

- 1) 単純な気象変量（気温指数以外の変量）の中では、平均気温が日量との相関が最も高い。平均気温が最高・最低気温に比べて相関が高いのは、他の1時点の情報と違って1日の間での温度の水準を表わしている

ためと考えられる。

- 2) 最高気温と最低気温について日量との相関を比較すると、A社の場合は56年はほとんど同じであるが57・58年は最高気温の方が相関が高いのに対し、B社の場合は最低気温の方が相関が高い。この理由は、表 2.2 にみられるように、B社の空調普及率がA社よりも30%も高く、かつ夜間の

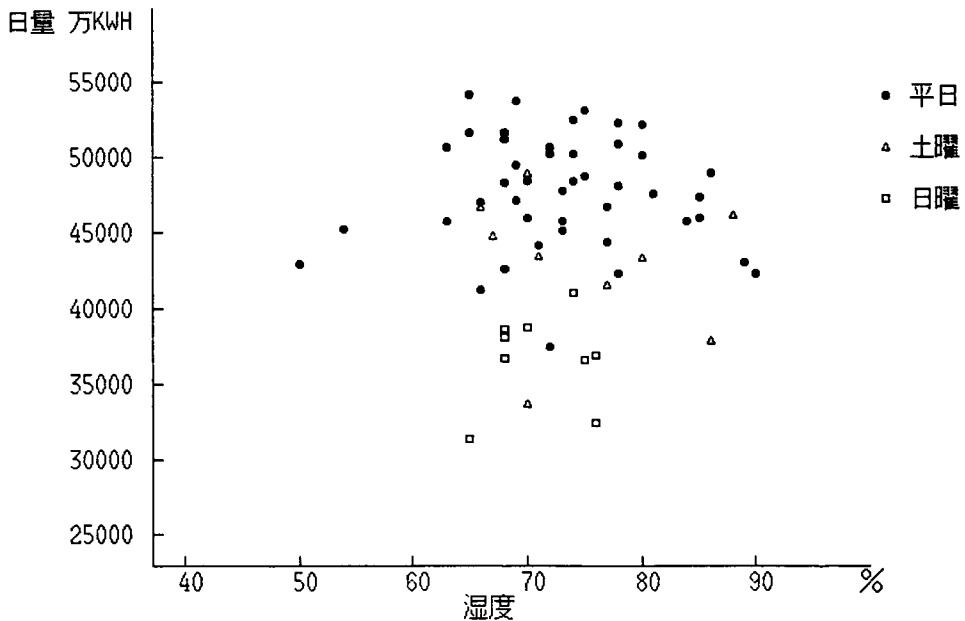


図 2.3 夏季の日量と平均湿度との相関 (A社, 56年 7・8月)

気温が高いことによるものと考えられる。

- 3) 表 2.1 にみられるように、平均気温だけでなく最高気温、最低気温とも日量の変化と重要なかわりをもっている。この理由は、最高気温は日中の暑い時間における冷房の使用に、最低気温は夜間における冷房の使用に影響するためと考えられる。そこで、最高気温と最低気温に適切な重みづけをして線形結合させた変量（「気温指数」とよぶ）と日量との相関をみると、平均気温とはほぼ同程度の大きさの相関をもつことがわかる。
- 4) 日量と不快指数の相関は予想に反してあまり高いものではなかった。この理由としては、ここで用いた不快指数が1時点（午後3時）における観測値であり1日全体の状況を正確には反映していないこと、不快指数は整数値で与えられており、丸めの誤差が入ってしまうこと等が考えられる。
- 5) 日量と平均湿度との（単なる）相関はほとんどないといえる。このことは図 2.3 をみてもよくわかる。

### 2.2.2 気温以外の気象変数の影響

今までの分析から、気温が日量に大きな影響を及ぼしていることはわかったが、気温以外に日量に有意に影響する気象要因は存在するだろうか。

このことを調べるために、A社、B社それぞれの平日について、平均気温と気温以外の1つの気象変数を説明変数とする回帰分析を行ってみた。表 2.3 はこの回帰分析における気温以外の変数についての  $t$ -値をまとめたものである。

この表をみると、B社の平均湿度についての  $t$ -値は一応有意になってはいるが、その値は平均気温の  $t$ -値に比べるとはるかに小さい。ま

たA社では平均湿度は必ずしも有意にはなっていない。結局、A社、B社各年を通して日量に有意に影響を与える気温以外の気象変数を見いだすことはできなかった。

## 2.3 日量モデルの推定

前節の結果から、日量に最も大きな影響を与える気象変数は気温、特に平均気温であり、気温以外の気象変数の影響はほとんど見いだされなかった。そこで今後の分析の焦点を平均気温を用いた日量モデルの分析にしぼることにする。

### 2.3.1 一次式（単回帰）モデルのあてはめ

まず最初に考えられるモデルは、日量と平均気温との関係が線形であるとする以下のような一次式モデルである。

$$y_i = a + bt_i + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

ただし、 $y_i$ : 日量  
 $t_i$ : 平均気温  
 $a, b$ : 回帰係数  
 $\varepsilon_i$ : 誤差項

この一次式モデルをあてはめたときの重相関係数 ( $R^2$ ) の値は表 2.1 の相関係数の平方に等しいが、0.66 から 0.90 の値であり、このモデルでもかなりよい説明力をもっているといえる。

図 2.4 は、A社 58 年のデータについて、(2.1) 式の一次式モデルをあてはめたようすを示したものである。この図をみると、一次式モデルは日量と平均気温との関係を説明するには不十分であることがわかる。すなわち日量の気温に対する感応度（気温の 1°C の上昇に対する日量の増加量）は気温のレベルとともに変化しており、この変化を説明するモデルが必要である。このような気温感応度の変化はA社、B社各年を通じて見られる。このように気温感応



表 2.3 気温以外の気象変量による回帰分析の結果 (月曜～金曜)

## A 社

説明変数	56年	57年	58年
気圧	3.55	0.56	0.09
蒸気圧	4.63	-0.60	-0.34
平均湿度	4.47	-0.98	-0.73
最少湿度	3.91	-0.93	-1.07
平均風速	-1.20	0.40	0.02
最大風速	-0.69	1.49	-1.07
雲量	1.42	-1.36	-0.65
降水量	2.43	-0.41	1.21
日照時間	-1.53	0.25	0.45
全天日射量	-2.37	0.08	0.10

(参考) 平均気温の t 値    11.64                    9.63                    11.94

## B 社

説明変数	56年	57年	58年
実効湿度	0.40	0.69	0.13
平均湿度	2.58	2.20	2.89
最少湿度	2.79	1.98	2.13
平均風速	0.12	-1.11	-0.85
最大風速	0.06	-0.73	-0.38
降水量	3.30	0.74	2.71
日照時間	-0.01	-2.49	-1.92
全天日射量	-1.05	-3.24	-2.62

(参考) 平均気温の t 値    18.38                    12.70                    20.11

(注) これらの値は、日量を被説明変数とし、平均気温と上の変量の1つを説明変数とする回帰モデルにおける回帰係数の t-値である。

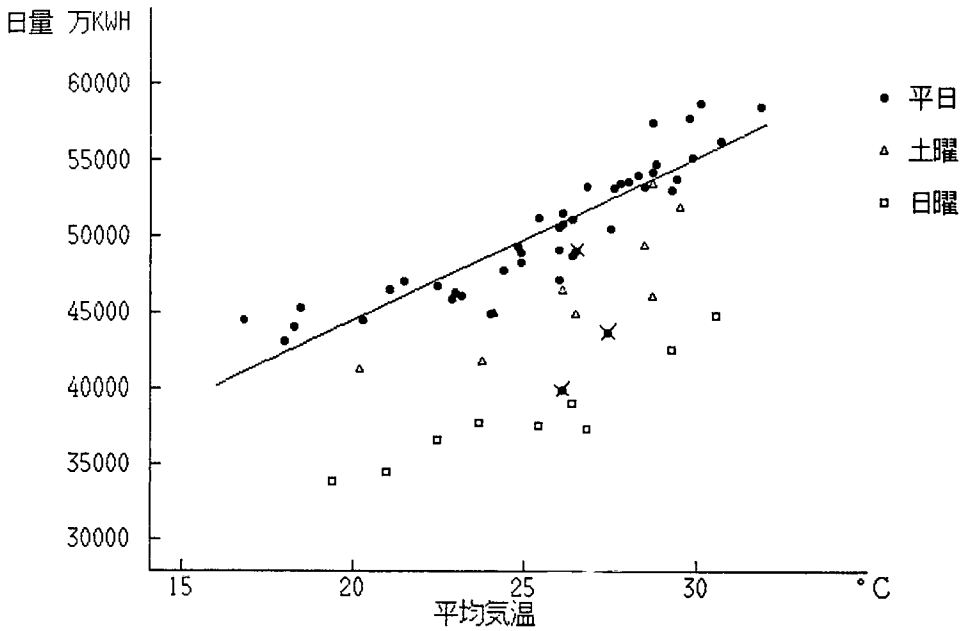


図 2.4 1次式モデルのあてはめ (A社, 58年7・8月, 月曜~金曜)  
 X印のデータはサンプルから除外したもの (盆期間)

度が変化する原因は、気温が高くなるほど温度上昇にともなう冷房需要の増加の程度が大きくなるためと考えられる。

2.3.2 折線モデルのあてはめ

気温感応度の変化を説明するために、次のようなモデルを考える。

$$y_i = a + b_1 t_i + b_2 (t_i - t^*) IND_i + \epsilon_i \quad (2.2)$$

ただし、 $y_i$ : 日量

$t_i$ : 平均気温

$t^*$ : 回帰係数の変化点

$IND_i$  (indicator variable)

$$\begin{cases} 0 & t_i \leq t^* \text{ のとき} \\ 1 & t_i > t^* \text{ のとき} \end{cases}$$

$a, b_1, b_2$ : 回帰係数

$\epsilon_i$ : 誤差項

このモデルは、「日量の気温感応度にはある1つの変化点が存在し、その変化点の前後の温

度領域で気温感応度が異なる」とするものである。ここでは(2.2)式のモデルを「折線モデル」と呼ぶことにする。(2.2)式からわかるように、 $t^*$ が与えられているならば、このモデルは定数項も含めて3変数の線形回帰モデルである。(2.2)式の右辺第3項の $(t_i - t^*) IND_i$ は一種のダミー変数と考えることができる。図2.5はA社58年のデータに折線モデルをあてはめたようすを示したものである。

折線モデルのあてはめにおいて問題となるのは、変化点 $t^*$ をいかに決めるかである。 $t^*$ が与えられている場合は(2.2)式は単なる線形回帰モデルであるが、 $t^*$ を未知パラメータとして推定する場合には、ある種の非線形最適化を行わなければならない。ここでは、 $t^*$ をある間隔 $\Delta t$ ずつ動かしてその都度最小2乗推定を行い、残差平方和が最小になる $t^*$ を探索する

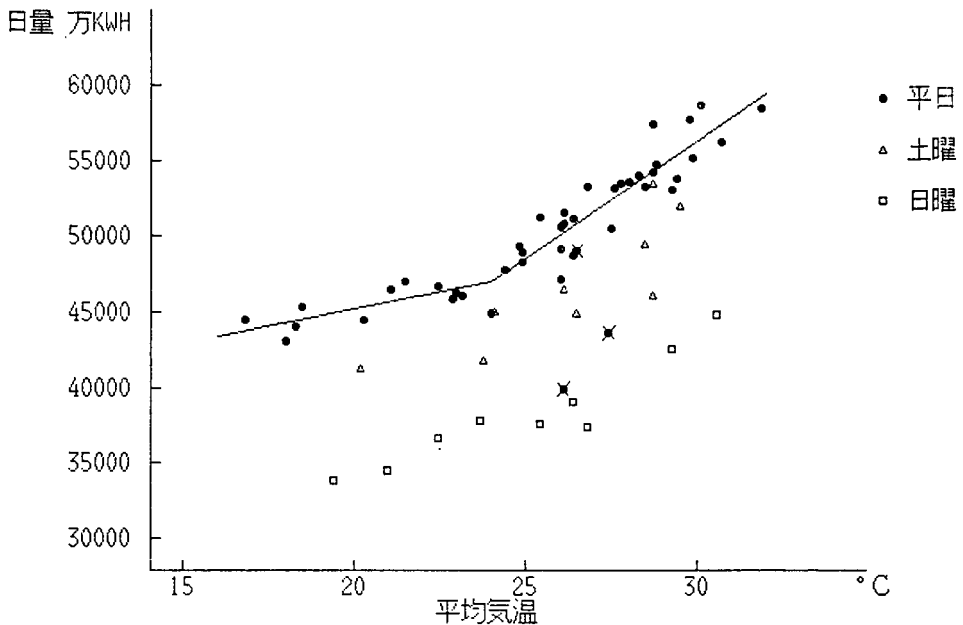


図 2.5 折線モデルのあてはめ (A社, 58年7・8月, 月曜~金曜)  
 ×印のデータはサンプルから除外したもの(盆期間)

方法(一種の格子探索法)を用いた。

2.3.3 日量の気温感応度とその変化点

表 2.4 は, A社, B社各年のデータに折線モデルをあてはめた結果をまとめたものである。この表の結果をまとめると以下の通りである。

- 1) データから推定された最適な変化点の温度をみると, A社では 24~26°C であるのに対し, B社は 26~28°C とやや高くなっている。これは図 2.2 をみてもわかるように B社の 56 年と 58 年は平均気温が 25°C 以下の日が少なく, 25°C 以下の探索ができなかったためである。したがって, A社では 24~26°C 付近が気温感応度の変化点であるが, それが B社についてもいえるかどうかははっきりしない。変化点の年によるバラツキはかなり大きく, 一般的な結論を出すことはむずかしい。

(注) この気温感応度の変化点の推定値の分散(の推定値)を Bootstrap 法で評価したところ, 0.648 とかなり大きいことが報告されている[2]。

- 2) 変化点を推定した場合の高温区間の気温感応度の値をみると, B社では各年ともほぼ同じ値であるのに対し, A社では年ごとに非常に大きなバラツキが見られる。この理由としては以下の事が考えられる。
  - i) 推定された変化点が年ごとにバラついている。一般に変化点が高いと高温区間の気温感応度は大きくなる。
  - ii) 猛暑の日には冷房需要が飽和状態に近くなるので, 気温の最も高い領域では需要量の気温感応度は鈍化する。このような猛暑の日があると折線モデルによる高温区間の傾きはおし下げられる。猛暑の

表 2.4 折線モデルのあてはめの結果

A社

年 変化点 (°C)	日量のレベル(MWH)	気温感応度 (MWH/°C)		
	25°Cの値	低温区間	高温区間	変化点固定(25 °C)
56 25.60	459109	6577	16796	15799
57 26.23	460026	5997	26117	17822
58 23.86	485584	4228	15415	16062

B社

年 変化点 (°C)	日量のレベル(MWH)	気温感応度 (MWH/°C)		
	25°Cの値	低温区間	高温区間	変化点固定(25 °C)
56 27.90	280034	7749	14937	12682
57 26.50	285790	5917	13559	15705
58 27.70	297633	7637	14874	13744

(注) 「変化点」は、探索によって推定されたものである。  
 「日量のレベル」は、25°Cにおける回帰線の高さを表す。

日数は年によって異なるので、高温区間の回帰係数に差が生ずる。

iii) 7月の終りから8月上旬の期間は、工場の夏休みや需給調整契約の影響で需要量が若干落ちる。A社 57 年の場合、この期間の平均気温が 25°C 付近に集中し、これらのデータ点にひきずられて高温区間の傾きが大きくなった。

なお、i) の影響をとり除くために、変化点を固定した場合の気温感応度の値が表 2.4 の右端の列に示されている。こうすると、A社の気温感応度のバラツキは変化点を推定した場合よりもかなり小さくなる。

3) A社とB社の日量のレベルの比は 1.6:1 程度であるが、気温感応度は 1.1:1 程度になっている。すなわち、需要量の単位規模当りの気温感応度はB社の方がかなり高い。この理由は、表 2.2 に示されている空

調普及率の差によるものと考えられる。

2.3.4 折線モデルの改良の試み

2.3.3 の 2) の理由 ii) で、折線モデルが需要量の飽和状態を説明できないことを指摘した。そこで、この飽和状態をある程度説明するように折線モデルを改良することを試みる。

(2.2) 式のモデルを若干変更して、次のようなモデルを考える。

$$y_i = a + b_1 t_i + b_2 T_i + \varepsilon_i \tag{2.3}$$

ただし、 $y_i$  : 日量

$t_i$  : 平均気温

$t^*$  : 回帰係数の第1変化点

$$T_i \begin{cases} 0 & (t_i < t^* \text{ のとき}) \\ t^i - t^* & (t^* \leq t_i < t^{**} \text{ のとき}) \\ t^{**} - t^* & (t^{**} \leq t_i \text{ のとき}) \end{cases}$$

[ $t^{**}$  : 回帰係数の第2変化点]

$a, b_1, b_2$  : 回帰係数

$\varepsilon_i$  : 誤差項

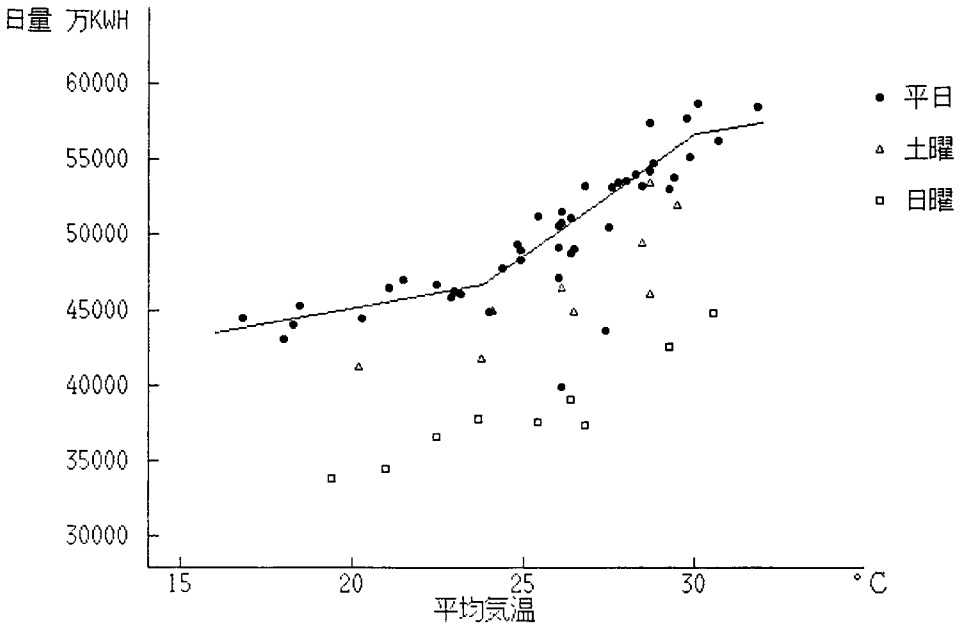


図 2.6 改良型折線モデルのあてはめ (A社, 58年7・8月, 月曜~金曜)  
×印のデータはサンプルから除外したもの (盆期間)

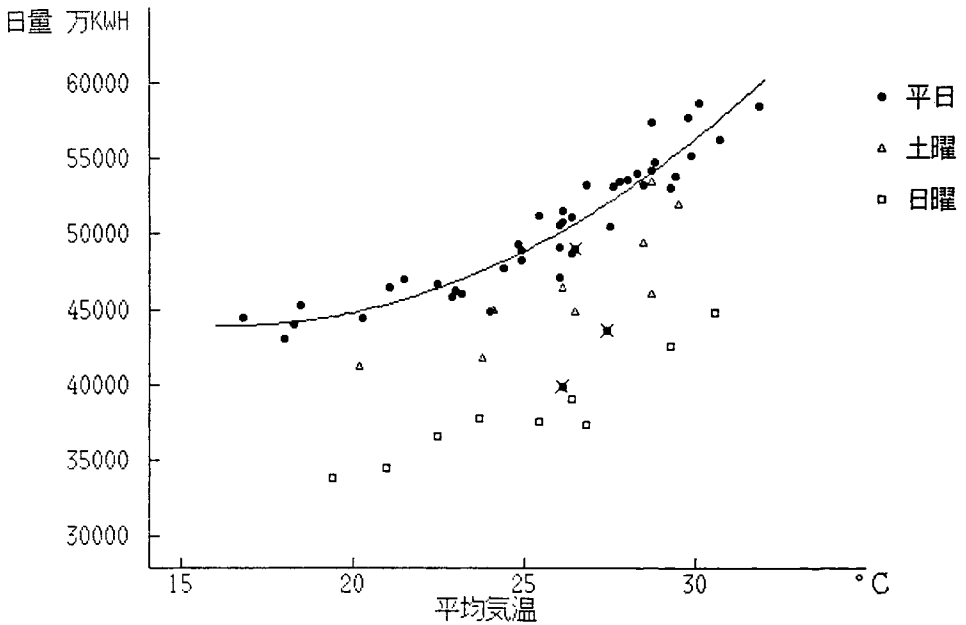


図 2.7 2次式モデルのあてはめ (A社, 58年7・8月, 月曜~金曜)  
×印のデータはサンプルから除外したもの (盆期間)

このモデルと (2.2) 式のモデルとの相違点は、気温が  $t^{**}$  を超える領域における回帰直線の傾きが、気温が  $t^*$  以下の領域における回帰直線の傾きに等しくなることである。これによって気温が非常に高い部分の気温感応度を下げることができ、需要量の飽和状態をある程度説明することができる。

このモデルをA社のデータに適用したところ、昭和58年に  $t^{**}=30(^{\circ}\text{C})$  としたときの残差平方和がもとの折線モデルの残差平方和を下回った。この改良型折線モデルをあてはめたようすを図2.6に示す。この改良型モデルは、説明変数の数を増さずに改良を行ったものであり、実用に耐えうるものであると考える。

### 2.3.5 2次式モデルのあてはめ

次に、日量の気温感応度は1点だけでなく各点で徐々に変化すると考え、日量を平均気温の2次の多項式で説明するモデルを考える。このモデルは次式であらわされる。

$$y_i = a + b_1 t_i + b_2 t_i^2 + \varepsilon_i \quad (2.4)$$

ただし、 $y_i$ : 日量

$t_i$ : 平均気温

$a, b_1, b_2$ : 回帰係数

$\varepsilon_i$ : 誤差項

この2次式モデルの曲線をあてはめたようすを図2.7に示す。

## 2.4 モデルの比較と異常値診断

### 2.4.1 AICによる比較

前節で平均気温を説明するモデルとして、

- ・ 1次式モデル
- ・ 折線モデル
- ・ 2次式モデル

の3つをとり上げた。ここでは、これら3つのモデルの「統計的な良さ」を比較してみよう。

回帰分析において、説明変数の数を多くすれ

ばするほど残差平方和は小さくなり、説明力は高まるが、その反面、推定すべきパラメータ数が多くなり（複雑化し）、推定値の信頼性が低くなる。

回帰モデルについてのモデル選択（良さ）の基準としては種々のものが提案されているが、ここでは我が国において最も広く用いられているAIC（赤池情報量基準）を用い、モデルの比較を行ってみる。回帰モデルの場合のAICは次式で定義される<sup>[3]</sup>。

$$AIC = n \log \sigma^2 + 2P$$

ただし、 $n$ : サンプル数

$\sigma^2$  = (残差平方和) / (サンプル数)

$P$ : パラメータ数

AICの値が小さいほどよいモデルであるとみなされる。AICの値の差が1~2程度以上ならAICの値の差は有意と考えられ、AICの値の小さなモデルがよい。しかし、その差が1以下なら、モデルの良さの差が有意にあるとはいえない。

表2.5はこれら3つのモデルのAICの値をA社・B社の各年で比較したものである。この表から次のことがいえる。

- 1) 1次式モデルは、いずれの場合にもAIC最小のモデルとのAICの差が2より大きく、モデルとしては劣る。
- 2) 折線モデルと2次式モデルは、全体的にほぼ同程度の良さを示している。

このように表2.5を見る限りにおいては、折線モデルと2次式モデルはほぼ同程度の適切さを示している。しかし、2次式モデルでは、気温の非常に高い場合の需要量の飽和状態を説明できないという弱点がある。実際、表2.5と図2.2をあわせて見ると、2次式モデルの方が折線モデルよりもAICの値が小さくなって

表 2.5 平均気温モデルの適切さの比較

A 社

月曜～金曜、除外日：56年＝8/13,14,17 57年＝8/2,13,16,17 58年＝8/15,16,17

	パラメータ数	56年		57年		58年	
		A I C	差	A I C	差	A I C	差
(1) 1次式モデル	3	810.54	3.86	782.84	9.85	805.14	18.7
(2) 2次式モデル	4	806.68 †		774.73	1.74	788.72	2.32
(3) 折線モデル	5	807.92	1.24	772.99 †		786.40 †	

B 社

月曜～金曜、除外日：56年＝8/13,14,17 57年＝8/13,16,17 58年＝8/15,16,17

	パラメータ数	56年		57年		58年	
		A I C	差	A I C	差	A I C	差
(1) 1次式モデル	3	731.09	4.61	747.09	6.64	744.40	5.03
(2) 2次式モデル	4	726.50	0.02	740.45 †		740.19	0.82
(3) 折線モデル	5	726.48 †		742.64	2.19	739.37 †	

(注) A I C (赤池情報量基準) は、モデルの適切さを表す尺度で、以下の式で定義される。

$$A I C = (\text{パラメータ数}) \times \log \hat{\sigma}^2 + 2 \times (\text{パラメータ数})$$

ただし、

$$\hat{\sigma}^2 = (\text{残差平方和}) / (\text{パラメータ数})$$

である。A I C の値が小さいほど、よいモデルであるとみなされる。

† 印は、各年度における最小 A I C をあらわす。

A I C の値の差が 1～2 程度以上なら、A I C の値の差は有意と考えられ、A I C の値の小さなモデルがよい。しかし、その差が 1 以下なら、どちらのモデルも大同小異である。

いるケース（A社 56 年，B社 57 年）は，全体的に気温が低く，需要量の飽和状態が見られない場合であることがわかる。さらに，折線モデルによる分析では，気温感応度の変化点，高温区間の気温感応度といった特徴をとらえることができる。このような理由から，我々は日量の変動を説明するモデルとして，折線モデルが最も適切であると考ええる。

#### 2.4.2 異常値の診断

前節までの分析においては，土曜，日曜のデータは異なる標本として区別し，さらに盆の期間（8月 13 日～17 日）のデータについては異常値とみなして機械的に除外した。しかし，例えばA社の昭和 57 年 8 月 2 日のように，盆期間以外にも異常値とみなされるデータが存在する場合もあり，あるいはA社の昭和 58 年 8 月 17 日のように，盆期間であるが異常値とみなしにくい場合もある（図 2.2 参照）。ここでは新しいデータ解析の方法として近年注目されている回帰診断を用いた異常値の発見方法について述べる。

従来，回帰分析における異常値を調べる方法

としては，最小 2 乗法のあてはめによる残差を検討するのが一般的であった。しかし異常値がある場合には最小 2 乗法による推定値はその異常値にひきずられてしまい，その残差は本来のモデルからのずれを正しく評価しているとは保証しえない。ここで用いる回帰診断の方法は，1つのサンプルを除いたときの残差や回帰係数などの変化の大きさを調べるものである。この回帰診断については文献〔4〕に詳しく述べられている。

まず，表 2.6 に回帰モデルの一般式を示し，つぎに表 2.7 に，この回帰診断（有影響データの診断）の諸統計量の定義式を示す。

次に，表 2.7 にある有影響データ診断の諸統計量について説明する。

#### 1) RSTUDENT

RSTUDENT は残差をその標準偏差の推定値でわって規準化したものである。第  $i$  サンプルの「外れ具合」を正しく評価するために， $s$  のかわりに  $s(i)$  を用いている。この RSTUDENT は第  $i$  サンプルのみ 1 で他はすべて 0 であるダミー変数についての回帰係

表 2.6 回帰モデルの一般式

モデル $y = X\beta + \epsilon$	推定式 $y = Xb + e$
$y$ : 被説明変数 ( $n \times 1$ )	$y$ : 同 左
$X$ : 説明変数 ( $n \times P$ )	$X$ : 同 左
$\beta$ : 回帰係数 ( $P \times 1$ )	$b$ : $\beta$ の最小 2 乗推定量
$\epsilon$ : 誤 差 ( $n \times 1$ )	$e$ : 残 差
$\sigma^2$ : 誤差分散	$s^2$ : 誤差分散の推定量
$x_i$ : $X$ の第 $i$ 行	$b(i)$ : 第 $i$ サンプルを除いたときの $\beta$ の最小 2 乗推定量
$X_j$ : $X$ の第 $j$ 行	
$X(i)$ : 第 $i$ 行を除いた $X$ 行列	$s^2(i)$ : 第 $i$ サンプルを除いたときの 誤差分散の推定量



表 2.7 有影響データ診断の諸統計量

(1) RSTUDENT

$$RSTUDENT_i \equiv \frac{e_i}{s(i)\sqrt{1-h_i}} \quad \text{ただし, } h_i = HATDIAG_i$$

(2) HATDIAG

$$HATDIAG_i \equiv h_i \equiv \mathbf{x}_i (X'X)^{-1} \mathbf{x}_i'$$

(3) COVRATIO

$$COVRATIO_i \equiv \frac{\det \{ s^2(i) [X'(i) X(i)]^{-1} \}}{\det [s^2 (X' X)^{-1}]} = \frac{1}{\left[ \frac{n-P-1}{n-P} + \frac{e_i^{*2}}{n-P} \right]^P (1-h_i)}$$

ただし,  $e_i^* = RSTUDENT_i$   
 det は行列式をあらわす。

(4) DFFITS

$$DFFITS_i \equiv \frac{1}{S(i)\sqrt{h_i}} [\hat{y}_i - \hat{y}_i(i)]$$

(5) DFBETAS

$$DFBETAS_{ij} \equiv \frac{b_j - b_j(i)}{S(i)\sqrt{(X'X)^{-1}_{jj}}}$$

ただし,  $(X'X)^{-1}_{jj}$  は行列  $(X'X)^{-1}$  の  $(j, j)$  成分

数の  $i$  値に等しい。したがって, RSTUDENT の絶対値が 2 をこえるサンプルは「外れ値」であると考えられる。

2) HATDIAG

HATDIAG<sub>i</sub> は被説明変数のベクトル  $\mathbf{y}$  をその予測値  $\hat{\mathbf{y}}$  に射影する行列  $X(X'X)^{-1}X'$  の第  $i$  対角成分である。 $\mathbf{y}$  の第  $i$  成分  $y_i$  がその予測値  $\hat{y}_i$  に及ぼす影響力の大きさが HATDIAG<sub>i</sub> に反映される。また, HATDIAG<sub>i</sub> は第  $i$  サンプルの説明変数ベクトル  $\mathbf{x}_i$

の, それらの平均値  $\bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{n} \sum \mathbf{x}_i$  からのある種の距離を反映している。したがって,  $P$ 次元空間において多くの  $\{\mathbf{x}_i\}$  から離れたところにある  $\mathbf{x}_i$  に対する HATDIAG<sub>i</sub> の値は大きくなる。

3) COVRATIO

COVRATIO<sub>i</sub> は, 回帰係数の共分散行列の行列式を, 第  $i$  サンプルを除いた場合と除かない場合とで比較したものである。COVRATIO<sub>i</sub> が 1 から離れていたら, 第  $i$  サンプル

表 2-8 平均気温による1次式モデルの回帰診断 (A社, 月曜~金曜)

日付	RSTUDENT	HATDIAG	COVRATIO	DFFITS	DFBETAS	
					定数項	平均気温
7/ 1	0.591	0.139 ◆	1.198 ◆	0.237	0.226	-0.217
2	0.665	0.156 ◆	1.217 ◆	0.286	0.274	-0.264
5	-0.399	0.035	1.079	-0.076	-0.051	0.045
6	0.176	0.037	1.088	0.034	0.024	-0.021
7	0.764	0.082	1.112	0.229	0.206	-0.195
8	0.363	0.041	1.087	0.075	0.056	-0.050
9	0.031	0.033	1.085	0.006	0.004	-0.003
12	0.085	0.045	1.098	0.018	-0.012	0.013
13	0.389	0.024	1.067	0.060	-0.005	0.011
14	0.410	0.024	1.066	0.064	0.020	-0.014
15	0.775	0.069	1.094	0.210	0.183	-0.172
16	0.414	0.080	1.131	0.122	0.109	-0.103
19	0.024	0.031	1.083	0.004	0.003	-0.002
20	0.497	0.025	1.063	0.079	0.030	-0.023
21	0.348	0.041	1.088	0.072	0.053	-0.048
22	0.291	0.026	1.073	0.048	0.021	-0.017
23	0.226	0.025	1.074	0.036	0.015	-0.012
26	-0.392	0.061	1.109	-0.100	-0.085	0.079
27	-0.126	0.054	1.109	-0.030	-0.025	0.023
28	-0.514	0.029	1.067	-0.089	-0.050	0.042
29	-0.490	0.023	1.061	-0.075	-0.012	0.004
30	-0.642	0.023	1.053	-0.100	-0.027	0.017
8/ 2	-2.440 ◆	0.047	0.839 ◆	-0.540 ◆	0.347	-0.387 ◆
3	-1.276 ◆	0.023	0.994 ◆	-0.196 ◆	0.001	-0.020
4	-0.920	0.041	1.051	-0.191	0.114	-0.128
5	-0.513	0.034	1.073	-0.096	0.048	-0.056
6	-0.323	0.037	1.084	-0.063	0.034	-0.039
9	-0.144	0.031	1.081	-0.026	0.011	-0.013
10	0.362	0.057	1.106	0.089	-0.063	0.069
11	0.507	0.045	1.085	0.110	-0.069	0.077
12	0.038	0.023	1.074	0.006	0.001	-0.000
13	-1.852	0.024	0.916	-0.292	0.046	-0.075
16	-4.496 ◆	0.023	0.482 ◆	-0.687 ◆	-0.107	0.039
17	-1.534	0.024	0.962	-0.242	0.038	-0.062
18	-0.662	0.040	1.070	-0.135	0.078	-0.088
19	0.294	0.041	1.090	0.061	-0.036	0.041
20	0.896	0.053	1.066	0.211	-0.145	0.159
23	0.690	0.066	1.098	0.184	-0.138	0.149
24	1.569	0.064	0.998	0.410	-0.303 ◆	0.329 ◆
25	1.520	0.064	1.005	0.397	-0.294	0.319 ◆
26	1.483	0.034	0.979	0.278	-0.137	0.160
27	1.205	0.053	1.033	0.284	-0.194	0.214
30	0.325	0.038	1.086	0.065	-0.036	0.041
31	1.073	0.037	1.031	0.210	-0.113	0.129

(注) ◆印はinfluential なデータであることを示す。

ブルは有影響 (influential) であるとみなされる。

#### 4) DEFITS

DFFITS<sub>i</sub> は、第 *i* サンプルを除いたとき  
の予測値の変化を  $\hat{y}_i$  の標準偏差の推定値で  
わって基準化したものである。

#### 5) DFBETAS

DFBETAS<sub>ij</sub> は、第 *i* サンプルを除いたと  
きの第 *j* 回帰係数の変化を  $b_j$  の標準偏差の  
推定値でわって規準化したものである。

次に、A社の昭和 57 年 7・8 月の月曜～金  
曜 (盆期間も含める) についての平均気温によ  
る 1 次式モデルについて、表 2.7 に示した回帰  
診断の諸統計量を計算した結果を表 2.8 に示  
す。

この表 2.8 と図 2.2 の (b) [2.1 節] の散  
布図をあわせて見ると、次のことがわかる。

- i) 7 月 1 日と 2 日に HATDIAG の値が大  
きくなっているが、これはこの 2 日間の日  
平均気温が他の日とくらべて低かったため  
である。また、この 2 日間の COVRATIO  
の値が大きいのも同じ理由によるものであ  
る。
- ii) 8 月 2 日は HATDIAG 以外の値はすべ  
て有影響であることを示しており、充分検  
討の必要があるといえる。
- iii) 盆の期間では 8 月 16 日が有影響であ  
る。8 月 13 日と 17 日は RSTUDENT  
と DFFITS の値がやや大きいが有意に大  
きいとはいえない。
- iv) 8 月 24 日と 25 日の DFBETAS の値  
が大きい。これはこの両日の気温が高く、  
散布図の右上端に位置しているためであ  
る。もしこの 2 つのサンプルがなかったと  
したら、回帰直線の傾きは大きく下がる

考えられる。

このような有影響データに対する一般的な対  
策としては、以下のことが挙げられる。

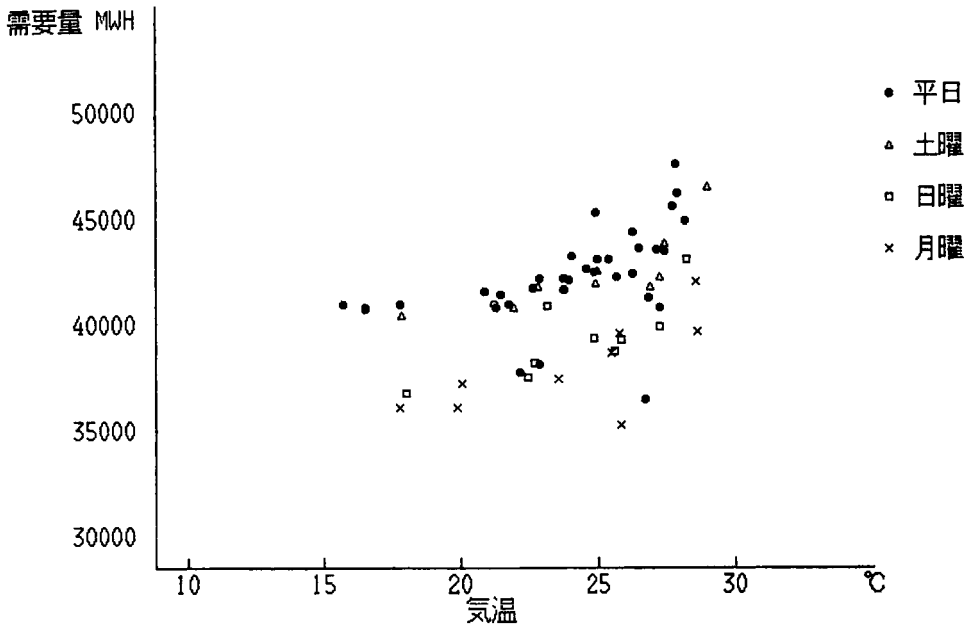
- 1) もとのデータに記入ミスなどがいないかど  
うか調べる
- 2) 多重共線性のチェックを行う
- 3) 異常値とみなしてとり除く
- 4) モデルが適切であるかどうか検討する

ここでは、適用したモデル (一次式モデル)  
が不適切であると判断され、折線モデルあるい  
は 2 次式モデルのあてはめを検討するに至っ  
た。

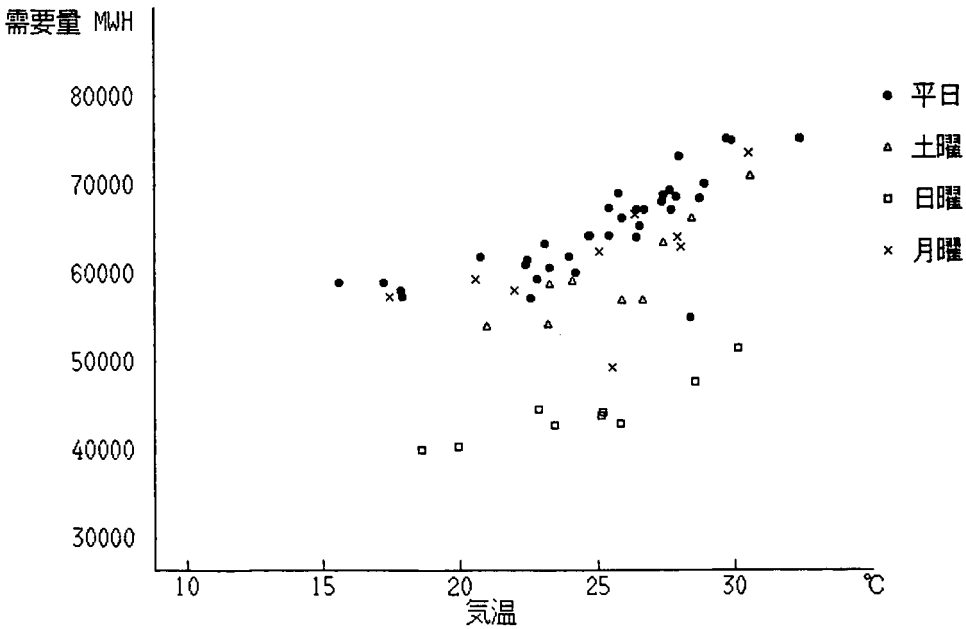
このように回帰診断の統計量を検討すること  
により、問題となるデータを発見し、その原因  
を検討して正確な推定に役立てることができ  
る。ここでの例は説明変数が 1 つなので、散布  
図による検討がある程度可能であるが、重回帰  
分析の場合には図による検討が困難なので、こ  
のような回帰診断による検討は非常に重要であ  
ると考えられる。

### 3. 時間帯別の分析

2.2 節で考察したように、最高気温と最低気  
温を合成した気温指数でも日量との相関が平均  
気温と同程度に高くなる。このことは最高気温  
は特に昼間の気温レベルを、最低気温は熱帯夜  
の有無を示す夜間の気温レベルをそれぞれ表わ  
したもので、昼間、夜間の電力負荷に対する気  
温の影響度の差が気温指数の合成比の違いとな  
っていると考えることができる。このことを一  
層拡張して考えれば、各時間帯ごとに需要と気  
象要因との関係をみることにつながっていく。  
時間帯別の分析を行うことによって、時間帯別  
需要そのものの変動要因の把握ができるととも  
に、より精度の高い日量モデルの構築に役立て

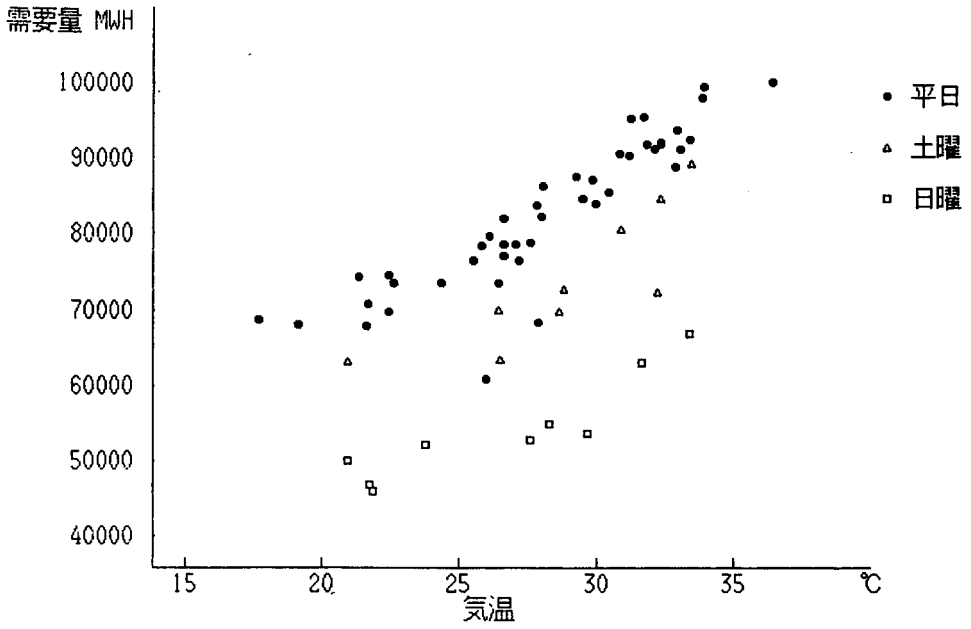


(a) 1時~3時

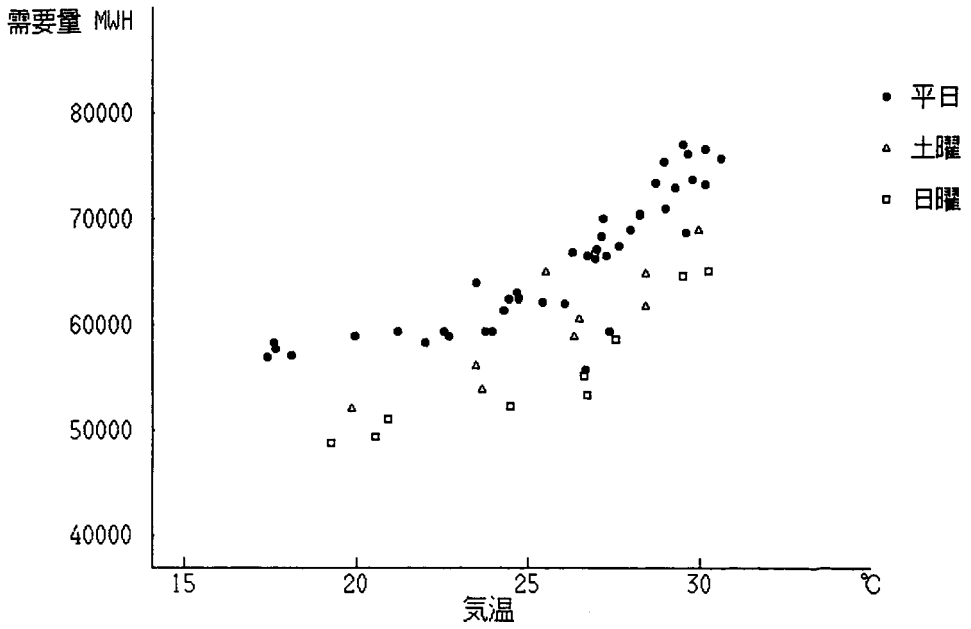


(b) 7時~9時

図 3.1 時間帯別の需要量と気温との相関 (A社, 昭和 58 年 7・8 月)



(c) 13時~15時



(d) 19時~21時

图 3.1 (続き)

ることができる。

この時間帯別の分析で用いたデータは、A社の昭和 56, 57, 58 年の 7 月, 8 月の 1 時間ごとの発受電端電力量, および 1 時間ごと（毎斉時）の気温である。

### 3.1 時間帯別の需要量と気温との関係

まず, 1 日の各時間帯についての需要量と気温との相関のようすをみるために, 2.1 節と同様な散布図を描いて検討した。

図 3.1 は, 1 日のいくつかの時間帯について, 3 時間の需要量と気温との関係をあらわす散布図を示したものである。

これらの散布図から, 以下のようなことがわかる。

1) 夜中の時間帯（1 時～3 時）は他の時間帯に比べて平日の需要量のバラツキが大きい。これは主に次の 2 つの原因によるものである。

i) 月曜日の需要量が他の平日に比べて低い。この状態は 10 時ごろまで続く。これは, 休みあけで多くの工場が操業を始めていないためと考えられる。逆に土曜日の 1～3 時の需要量レベルは他の平日とあまり変わらない。

ii) 盆期間および 7 月下旬～8 月上旬の日の需要量が他と比べて落ちこんでいる。これは, 多くの工場がこの期間に夏休みで操業を止めるためと考えられる。

2) 散布図でみて他の多くのデータから上側に離れているデータ点がいくつか存在する。この原因の 1 つは, 気温の急激な降下に需要量が追従しなかったものである。その他, 特別なイベント等について調査したが, 今回は突きとめられた原因はなかった。

3) 各時間帯における需要量の気温感応度は日量の場合と同じく温度領域によって変化する。この変化がもっとも顕著な時間帯は 19～21 時である。

### 3.2 折線モデルのあてはめ

次に, 前章で日量と平均気温との関係をあらわす最適なモデルとして選択された折線モデルを, 時間帯別の需要量と気温のデータにあてはめてみることにする。ここで問題となるのは, 前節で述べたように, 特に夜中の時間帯においては気象要因以外の原因で需要量の落ちこむ日があり, そのまま折線モデルをあてはめても正確な推定ができないと考えられることである。ここでは, 前節で挙げたような需要をおし下げる要因をモデルにとり入れることはせず, 図 3.1 の散布図から視覚的に判断される「自然なトレンド」に合った回帰線をひくことを主眼とした。そのために, 次の基準にしたがってデータを除外することにした。

〔除外する日〕

- ① 日曜
- ② 土曜の 4 時～24 時
- ③ 月曜の 1 時～9 時
- ④ 次のいずれかに該当し, かつ散布図でみて他の多くのデータと離れている日
  - ・ 7 月下旬～8 月上旬
  - ・ 盆期間（8 月 20 日ごろまで）
- ⑤ 2.4.2 の回帰診断の結果, 非常に有影響であると判定された日

### 3.3 需要量の気温感応度の時間帯推移

前節で述べた方法にしたがって折線モデルのあてはめを行い, 高温区間の気温感応度を推計した。図 3.1 は 1 日の気温感応度の推移を各年ごとにグラフ化したものである。

この図をみると, 高温区間の気温感応度は 4

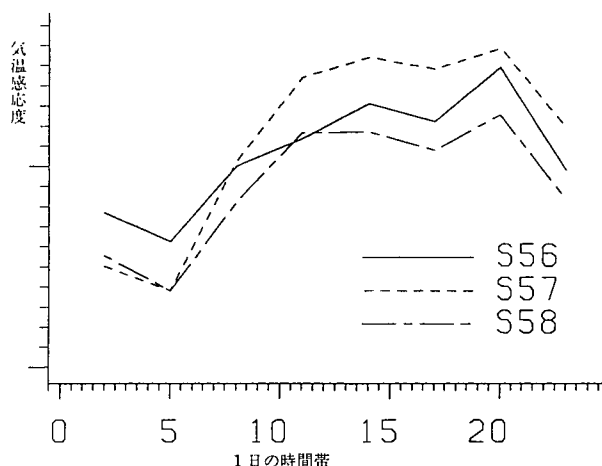


図 3.2 需要量の気温感応度の時間帯推移  
(A社, 昭和 56・57・58 年 7・8 月)

～6時が最も低く、それから上昇ははじめ、16～18時でやや下がるが、19～21時で再び上昇し、1日の最高となるという傾向が各年について見られる。気温感応度が19～21時に最高になる理由は、この時間帯は家庭用需要、特に家庭におけるエアコンの需要の割合が他の時間帯に比べて高いためであると考えられる。気温感応度のレベルが年によって異なるのは2.3.3の2)と同じ理由によるものと考えられる。

このように需要量の気温感応度の変化をみることは、折線モデルの適用によってはじめて可能となったものである。

#### 4. 今後の課題

これまで、夏季における電力需要と気象要因との関係について、その計算分析方法と、限られた期間ではあるものの実際のデータをもとにした分析を試みてきたが、各章にも述べたようにまだ多くの解決すべき課題が残されている。主な課題は以下の3つである。

##### 1) 分析期間の検討と予測モデル

今回の分析は7、8月のみの期間を対象とした。しかし、7月初旬は年平均には梅雨期であり、夏季としての需要特性を反映していないことが多く、さらに9月は8月と同様の暑さが残ることが多い。こうした点から夏季の需要分析という点からは、7月～9月の3ヶ月間を分析対象期間とする方がより妥当と考えられる。

##### 2) 気象要因以外の需要変動要因の分析

今回の需要分析は気象要因のみを対象としたが、分析結果からも明らかなように、気象要因のみでは説明しきれない需要変動もかなりある。これらは景気や夏休みなどによる工場における産業用需要の変動、今年の夏に行われたオリンピックや例年行われる高校野球などの各イベントによるTV需要の変動など経済・社会活動の各種要因によるものと考えられる。より詳しい需要構造の分析には、こうした要因の需要への影響を分析することも重要な課題である。

### 3) ロードマネジメント, 最大電力推定への活用

3章で述べた時間帯別需要の分析をより詳細に行うことにより, 空調機の需要の動向を把握し, 時間帯別料金制や空調機の直接制御等のロードマネジメントの実施による負荷シフトの推定に役立てることができる。また, ピーク時間帯の需要量の予測モデルを構築することにより, 設備計画上必要となる最大電力の推定に活用することができると考えられる。

#### 参考文献

- [1] 小野賢治・森清 堯「夏季電力需要と気象要因」電力中央研究所研究報告 No. 583003, 経済研究所 1984
- [2] 小野賢治・大屋隆生「新しいデータ解析手法の電力需要分析への適用」第19回SSOR予稿集, 1984
- [3] 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎「情報量統計学」共立出版, 1983
- [4] Belsey, D. A., Kuh, E. and Welsch, R. E.: "Regression Diagnostics", Wiley 1980

(お の けんじ  
も り き よ た か し  
情 報 シ ス テ ム 部  
数 理 研 究 室)