

温室内環境条件とキュウリの収量との間の動的関係

呉 毅明*・渡部一郎*・于 広建**・伊東 正**
(*園芸環境工学研究室・**蔬菜園芸学研究室)

Relationships between Greenhouse Environmental Conditions and Cucumber Yield

Wu Yiming*, Ichiro WATANABE*

Yu GUANGJIAN**, Tadashi ITO**

(*Laboratory of Horticultural Engineering, **Laboratory of Vegetable Science)

ABSTRACT

The primary objective of this research was to develop a methodology for comparative assessment of the relationship between multiple environmental factors and yield of crops. This methodology was used to analyze the relationship between changes in greenhouse environmental conditions and cucumber yield.

The results are summarized as follows :

1) Experimental results showed that changes in environmental factors such as insolation, temperature, saturation deficit, etc. during the fruit growth period clearly affected cucumber yield. The stepwise multiple regression analytical method is proposed as an appropriate methodology for the quantitative analysis of the relationship between environmental factors and crop yield

2) Using this methodology the comparative assessment of the effect of multiple environmental factors on yield during the cultivation is possible. However, some problems remain. The selection of environmental factors has a major impact on the results of the regression analysis.

Therefore, factors that are expected to have a strong relationship with yield should be selected. For example, consideration of evaporation, water absorption, and other factors is necessary.

1. はじめに

最近、温室の複合環境制御法や変温管理法が広く利用されている(たとえば、板木, 1982)。しかし、それらの室温などの設定値が適当か否かを、客観的に比較評価する方法は未だ見当たらない。そこで、複合環境制御や変温管理を合理的に行うには、作物の生長に及ぼす環境条件の影響を、客観的に比較評価する方法の開発が必要となる。

呉らの研究(1979, 1981)によれば、キュウリ、トマトなどの果菜について、果実の肥大速度は果実肥大期における日射量や温度、土壌水分などの環境条件の変動に

著しく影響された。すなわち、他の栽培管理、例えば、施肥、摘心、病虫害の防除などが適当である場合、果実の収量と果実肥大期における平均日射量および日積算気温との間には、強い相関関係が認められた。

上述の研究から、温室で慣行法に準じ野菜を栽培し、日射量や生育状況などに応じて、温度条件だけを変化させて実験を行う場合、もし一定期間において、日射量や温度などの環境条件が生育に好適な範囲内であれば、環境要因の変動と収量の変動の間には、ほぼ無相関関係となると予想される。逆に、もし環境条件が、ある時は適当であるが、他の時は不適当であれば、両者の間には強い相関関係が現われると予想される。したがって、回帰

昭和 61 年 1 月日本農学気象学会関東支部例会にて発表

Wu Yiming: A Staff of Chinese Academy of Agriculcultural Science, Beijmg. Peoples Republic of Ching and Stay at Fruculty of Horticulture, Chiba Univercity from May 1984 to May 1986.

Yu Guangjian: A staff of Northeast Agricultural College, Harbin, People's Republic of China and stayed at Faculty of Horticulture, Chiba University from April 1984 to March 1986.

分析によって、日射量や温度などの環境条件がどの程度生育または収量に影響を及ぼすかを判断できる。この判断に基づき、ある期間、ある時間帯の日射量に比例する温度をその時の設定値とし、実験を数回反復継続すると、より適切な日射量に依存する温度設定値が得られると考えられる。

実際の生産においては、ある段階の収穫の後、この回帰分析方法に基づいて、収穫直前の環境条件は、果実の生長に対して適当であったか否かを判断でき、その後の環境条件設定値の改善もできると考えられる。

本報では、作物の栽培にかかわる環境条件を客観的に比較評価する方法の開発を第一の目的とし、次に、その方法に基づき、温室内環境条件の変動と、キュウリの収量の変動との間の動的関係について、測定および解析を行った結果を報告する。比較評価に基づく設定値の改善方法については、今後の課題にしたい。

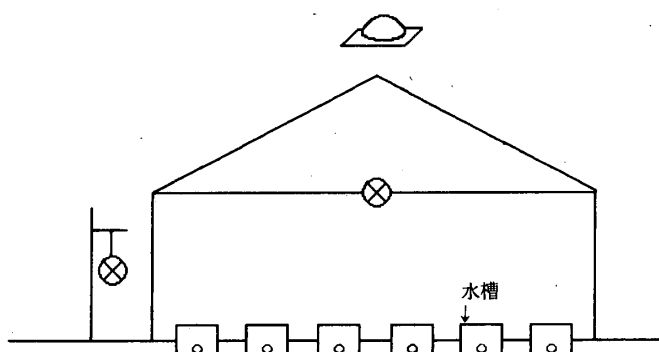
2. 材料及び方法

2.1 栽培概要

ポリエステルフィルム無暖房温室において、長さ9m、幅45cmのNFT水耕ベッドを6本用いて、第1表のような耕種概要でベッド毎にキュウリを17株定植した。栽培管理は慣行法に準じた。昼間の室温は自然換気により管理し、水槽の養液温度は16°C以上に保つように管理した。培養液は園試処方、培養液の濃度は、苗の定植初期は1/2とし、2週間後標準に保つようにした。収穫は1984年9月7日から始め、収穫物の肥大程度に応じ

第1表 キュウリの耕種概要 (1984年)

栽培法	品 種	台 木	は 種	接 木	定 植
NFT水耕	光抑制1号	強力新和南瓜	7月27日	8月2日	8月25日



第1図 環境要因計測器の設置位置

⊗—通風型熱電対 ○—熱電対 (水槽中)
 ☼—日射計

て、1~2日間毎に1回行った。

2.2 測定方法

室内外の乾球・湿球温度、水槽の養液温度および室外日射量は、それぞれ第1図のように設置した熱電対および日射計で連続測定し、打点式記録計と積算計によって記録した。空気飽差は乾・湿球温度測定値から求めた(佐瀬, 1982)。収量は各ベッド毎に調査し、株当りの平均収量を求めた。

2.3 解析方法

収量と環境要因との相関は、線型回帰モデルを用いて、逐次回帰分析法で次のように解析した。

2.3.1 逐次回帰分析

収量は目的変数 Y 、環境要因は説明変数 X_i とし ($i=1, 2, 3, \dots, n$, 要因番号), まず, Y と X_i の単相関係数を計算し、単相関係数の絶対値が最大となる要因 $X_i(\max 1)$ を選んで、線型回帰方程式によって推定収量 Y_1 を求めた。

$$Y_1 = a_1 + b_1 X_i(\max 1) \quad (1)$$

そして、実際収量 Y と推定収量 Y_1 の差を推定誤差 ΔY_1 とし、実際収量 Y の代りに推定誤差 ΔY_1 を用いて ΔY_1 と X_i の単相関係数を計算した。この単相関係数が最大となる要因 $X_i(\max 2)$ を選んで、 $X_i(\max 2)$ により推定誤差 ΔY_1 の推定値 Y_2 を次のように求めた。

$$Y_2 = a_2 + b_2 X_i(\max 2) \quad (2)$$

さらに同じ手順で推定誤差 ΔY_1 の代りに、第2次推定誤差 $\Delta Y_2 (= \Delta Y_1 - Y_2)$ を用いて、 ΔY_2 と X_i の単相関係数を計算し、第3次の回帰方程式を求めた。この計算を繰り返して、終了条件(1)推定誤差<設定誤差；(2)計算次元数=設定最大計算次元数；(3)単相関係数最大値は統計的に有意でなくなる、のいずれかが満足した時に終了した。以上述べた計算結果を加えて、最終の推定収量 Y' を次のように求めた。

$$Y' = Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots \\ = a + b_1 X_i(\max 1) + b_2 X_i(\max 2) + b_3 X_i(\max 3) + \dots \quad (3)$$

ここで、 $a = a_1 + a_2 + a_3 + \dots$

もし重相関係数が有意であれば、回帰方程式(3)は成立する。

2.3.2 日平均収量の時系列変数 $Y(k)$

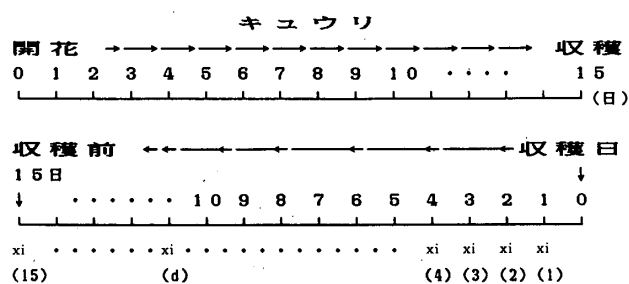
収穫間隔日数の相違による収穫量の変動の影響を消去するために、収量はすべて対応する収穫間隔日数で除して、日平均収量に変換してから用いた。ただし、第1回の収穫は日平均収量が計算できないので、第2回の収穫から日平均収量を求めた。即ち $M+1$ 回の総収穫回数より、 k 回目の日平均収量変数 $Y(k)$ ($k=1, 2, \dots, M$) が得られた。

2.3.3 各環境要因の日平均化変数

相関計算において、毎回の収量に対応する要因値として、どの時期の要因値を考慮するかが問題になる。開花から果実の収穫までの W 日の間においても、時期によって環境要因の収量への影響は異なると考えられる。

時期による収量への影響を別々に考察するために、収穫日毎の直前の W 日を m 個の時期に分けて、時期によってそれぞれ要因の日平均値を求める。したがって、 n 個の環境要因変数 X_i は $n \times m$ 個の環境要因の日平均化変数 $X_{ij}(k) (j=1, 2, 3, \dots, m)$ に変換される。実際の計算は、 $Y(k)$ と $X_{ij}(k)$ の相関を求めている。

開花から収穫までの日数 W は、キュウリの場合経験的に大体 15 日を必要とし、今回、 W は 15 とした。その期間中収穫直前の数日間には、生長が速く、しかも環境影響に対する反応も鋭敏なので、収穫直前の 1 日間から、2 日間、3 日間、 $\dots$ 15 日間までの 15 個 ($m=15$) の要因日平均化変数を作った (第 2 図)。同じ環境要因の収穫直前



x_i の異なる日平均化変数 X_{ij} を作る

$$x_{ij} = \frac{\sum_{d=1}^j x_i(d)}{j}$$

($j=1, 2, 3, \dots, 15$)

第 2 図 環境要因の異なる日平均化変数 X_{ij}

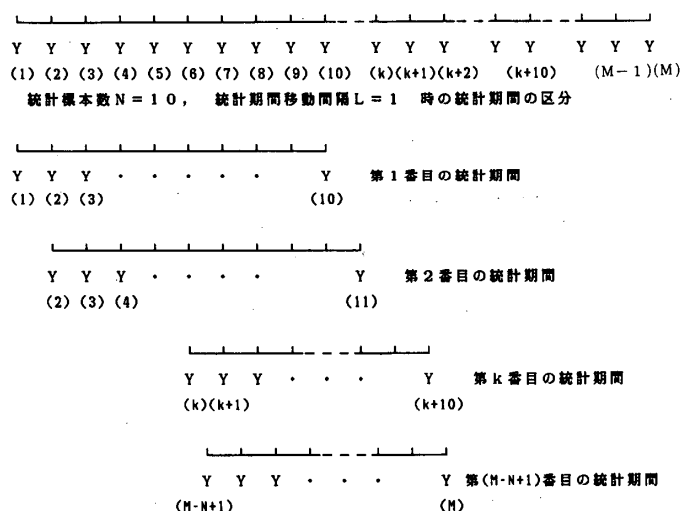
1 日間、2 日間、 $\dots$ 15 日間の日平均化変数 $X_{ij}(k)$ は相互に独立ではないので、それら変数すべてを同時に逐次回帰分析することを防ぐ必要がある。そこで、まず環境要因毎に $X_{ij}(k)$ と収量 $Y(k)$ との間の単相関係数を調べ、単相関係数が最大となる $X_{ij}(k)$ を選出して $X'_{ij}(k)$ とし、 $X'_{ij}(k)$ の間だけに逐次回帰分析が行われるようにした。参考として、収穫直前の 1~5 日、6~10 日、11~15 日の環境要因日平均化変数も計算した (すなわち $W=15$, $m=3$)。なお、収穫量は日平均されているが収穫していない日は、統計期間から除外している。

2.3.4 統計期間の移動分析

収穫期によっても環境要因の収量に及ぼす影響は異なると考えられる。生育期における環境影響を別々に考察するため、まず日平均収量変数 $Y(k)$ の時系列の中に、最

初の N 個の標本 (N 回分の収量) を取って、逐次回帰分析を行う。次に、 $Y(k)$ の時系列の順序に従って後位へ L 個標本数を移動し、再び N 個標本を取って逐次回帰分析を行う。この移動回帰分析を繰り返して、最後の第 M 回収穫まで行う。いわゆる、 $Y(k)$ の時系列は、 $(M-N)/L+1$ 個の統計期間に分けて移動的に回帰分析する。

統計期間が短ければ、環境要因と収量との間の単相関は線型相関に近い可能性がある。また、統計期間の移動間隔 L を短くすれば、異なる収穫時期の影響を動的に考察し易い。そこで、今回の統計標本数 N は 10 とし、移動間隔 L は 1 とした (第 3 図)。



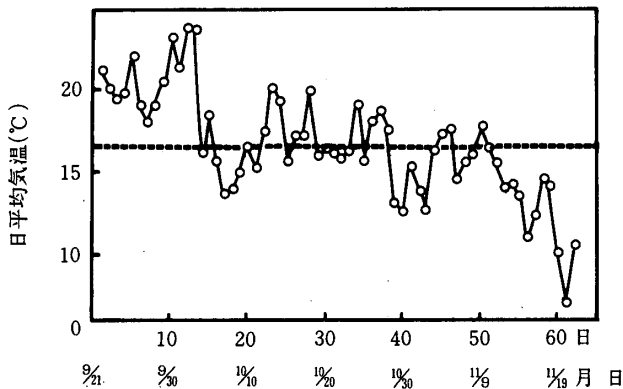
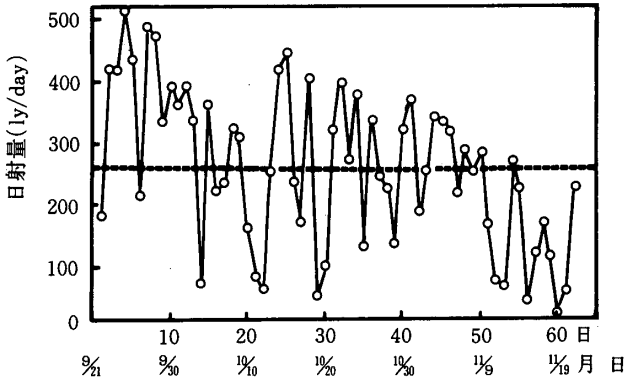
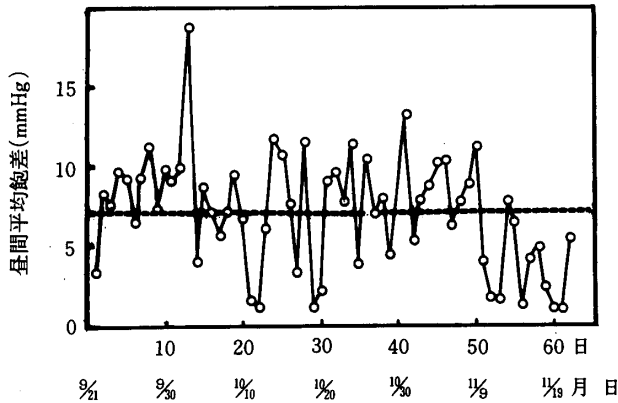
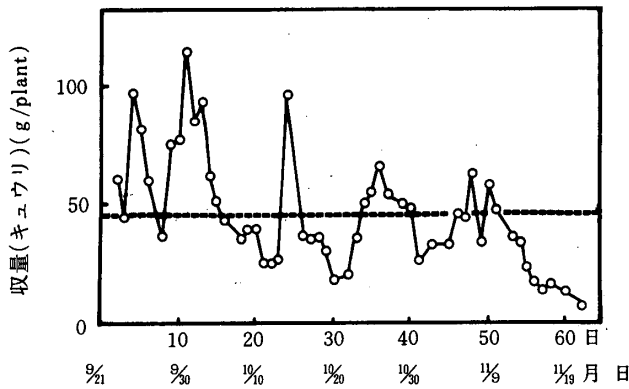
第 3 図 統計期間の区分と移動

2.4 計算条件の設定

四段変温管理の温度設定値を考察するために、室内気温は四段変温制御の時間帯によってそれぞれ一日の午前、午後、前夜半、後夜半の 4 つの積算気温および一日の積算値を算出した。説明変数の環境要因は室外日射量、室内気温の午前、午後、前夜半、後夜半の 4 つの積算気温および一日の積算値、日最低気温、昼間 8~16 時の平均飽差の 8 つを採用し ($n=8$)、養液の温度は変動が小さいので採用しなかった。四段変温管理の時間帯の分割時点は季節によって異なるとして、観測日の推移により (1) 6, 12, 18, 24 時, (2) 6, 14, 19, 23 時および (3) 6, 13, 17, 22 時の 3 種類の分割法を採用した。

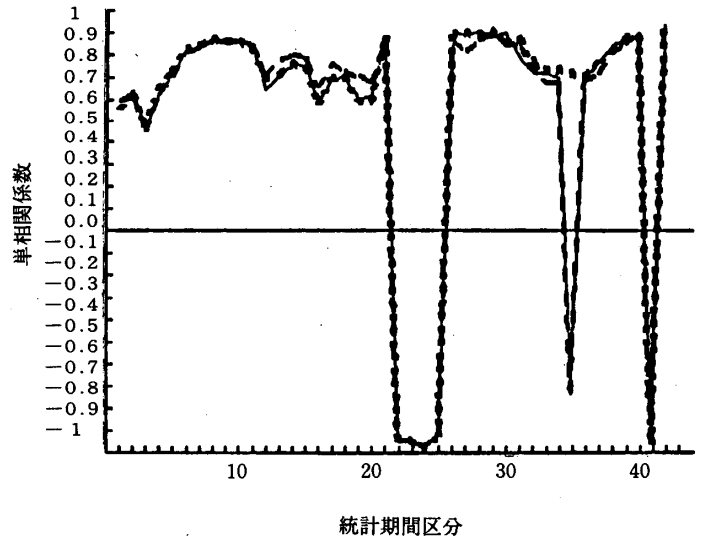
採用した環境要因は基本的には日射量、気温、飽差の 3 種類で、逐次回帰分析設定の最大計算次元数も、3 次とし、収量の推定精度 (設定誤差) ΔY は 3 g/plant とした。

9 月 20 日以前は気象観測を行わず、11 月 20 日以後は収量が少なくなったので、回帰分析は 9 月 21 日~11 月 21 日の間、62 日間 51 回の収穫を 42 の統計期間にわたっ



第4図 環境要因と収量の時系列

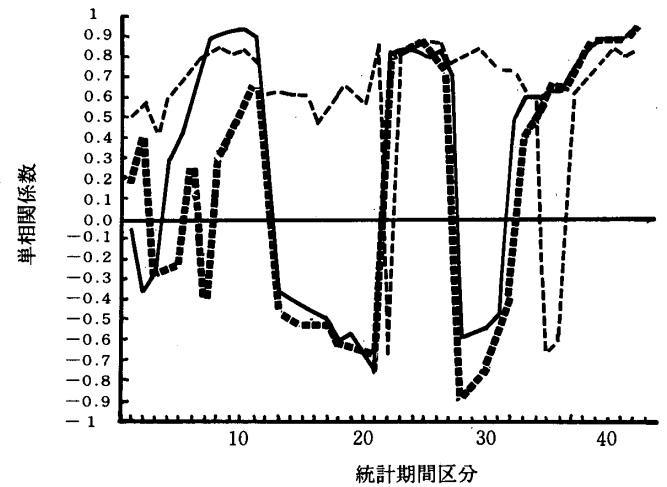
(注) 点線は62日間のデータの平均値



第5図 時間帯の分割時点を変えた場合の積算気温と収量の最大単相関係数の推移

時間帯の分割時点

- (1) 6, 12, 18, 24時 —
- (2) 6, 14, 19, 23時 ---
- (3) 6, 13, 17, 22時 - - -



第6図 環境要因と収量の単相相関係数の推移

——日射量, -----日積算気温, - - - -平均飽差

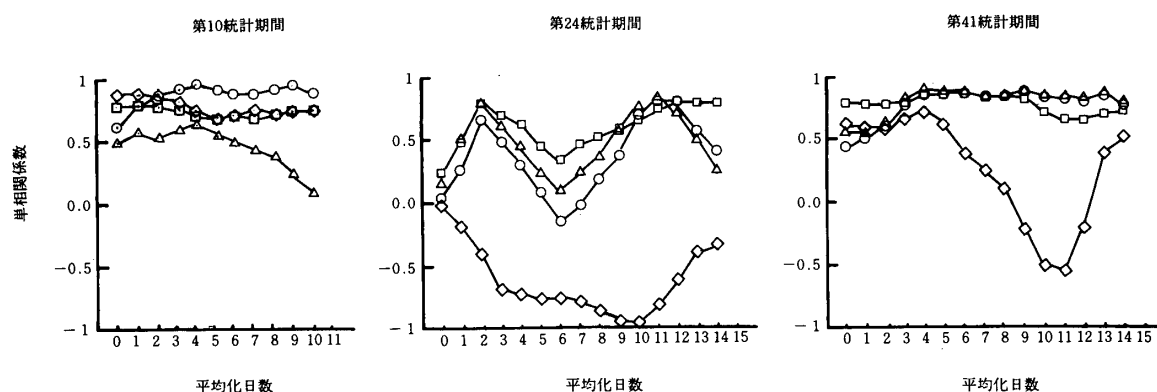
て行った。

3. 結果および考察

分析期間の日平均収量変数 $Y(k)$ と環境要因変数 $X_i(k)$ との時系列を第4図に示した。図中両者の変化傾向はよく一致した。分析前にまず時間帯の分割時点を検討する。

3.1 時間帯の分割時点の選定

3種類の分割法毎に午前、午後、前夜半、後夜半の積



第7図 環境要因の異なる日平均化変数と収量の単相関係数の推移

○：日射量，□：午前気温，◇：午後気温，△：平均飽差

(注)平均化日数とは日平均化変数をつくる時使用する日数(第2図d)

算気温を算出し、統計期間毎に積算気温の異なる日平均化変数と収量との単相関係数をそれぞれ計算し、各期間における各分割法の単相関係数の最大値を第5図に示した。3種類の分割法の相関係数の最大値を比べると、一番高い相関係数は42の統計期間の内、中期には(2)の分割時点(6, 14, 19, 23時)の方が多く、後期には(3)の分割時点(6, 13, 17, 22時)の方が多い。そこで、1~10番目の期間には(1)の、11~25番目には(2)の、26~42番目には(3)の分割時点を採用した。

3.2 環境要因と収量との間の動的関係

各統計期間における環境要因と収量の単相関係数の推移を第6図に示した。図中、大部分の統計期間において環境要因と収量との間の相関は高かった。また、主要な影響要因、影響の時効、影響の性質(相関の正負)および影響の強弱(相関係数と回帰係数の大小)は期間によって変動した。

まず、個々の各環境要因の変動と、環境要因相互の変動のために、収量との単相関が最も強い環境要因、および次に強い環境要因は、期間によって異なった。作物に対して、ある環境要因が著しく不適当になったり、あるいは他の環境要因との組合せが不適当になったりすると、その環境要因の単相関係数は著しく高くなった。例えば、第6図の第10統計期間に示す通り10月上旬に日射量と温度がともに下がった時、日射量と積算気温の収量に関する単相関係数は著しく高かった(それぞれ0.945と0.841)。この場合の主要な影響要因は日射量であった。また、10月中下旬(第4図)には日射量や昼間温度が時々低いレベルにあつて、逆に、夜間温度は比較的高く管理された。これに対応する第24統計期間には、日射量と午前、午後の積算気温の収量に関する単相関係数はそれぞれ0.834, 0.801と0.911と高い正相関を示

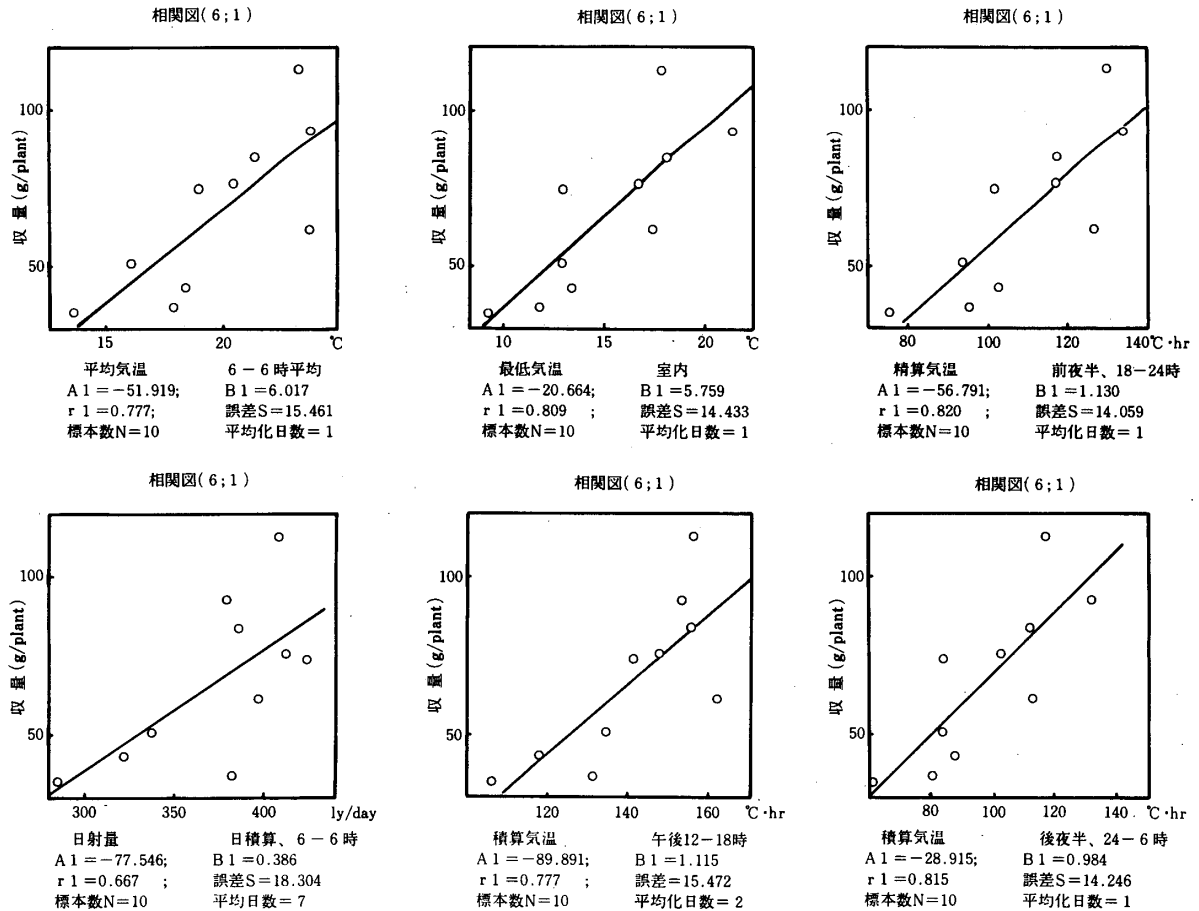
し、他方、前夜半と後夜半の積算気温の収量に関する単相関係数はそれぞれ-0.948と-0.966と高い負相関を示した。この場合の主要な影響要因は後夜半積算気温であった。このことは昼間の低日射量と低温の影響、および日射量に比例しなかった夜間の不適当な高温の組合せなどが、収量に強い影響を及ぼしたことを示している(第8図、相関図24;1)。

次に、同じ環境要因に関して、異なる日平均化変数と収量の単相関係数を第7図に示す。単相関係数は、ある統計期間には短日数の日平均化変数のみが高く、ある期間には長日数の日平均化変数のみが低い。また、ある期間には短日数と長日数の両方とも高くなった。これは環境要因変動における影響の時効はある時は短く、ある時は長い、すなわち要因変動の強さが違うために、影響の時効も期間によって変動したことを示す。

3.3 環境要因の間の複合関係の考察

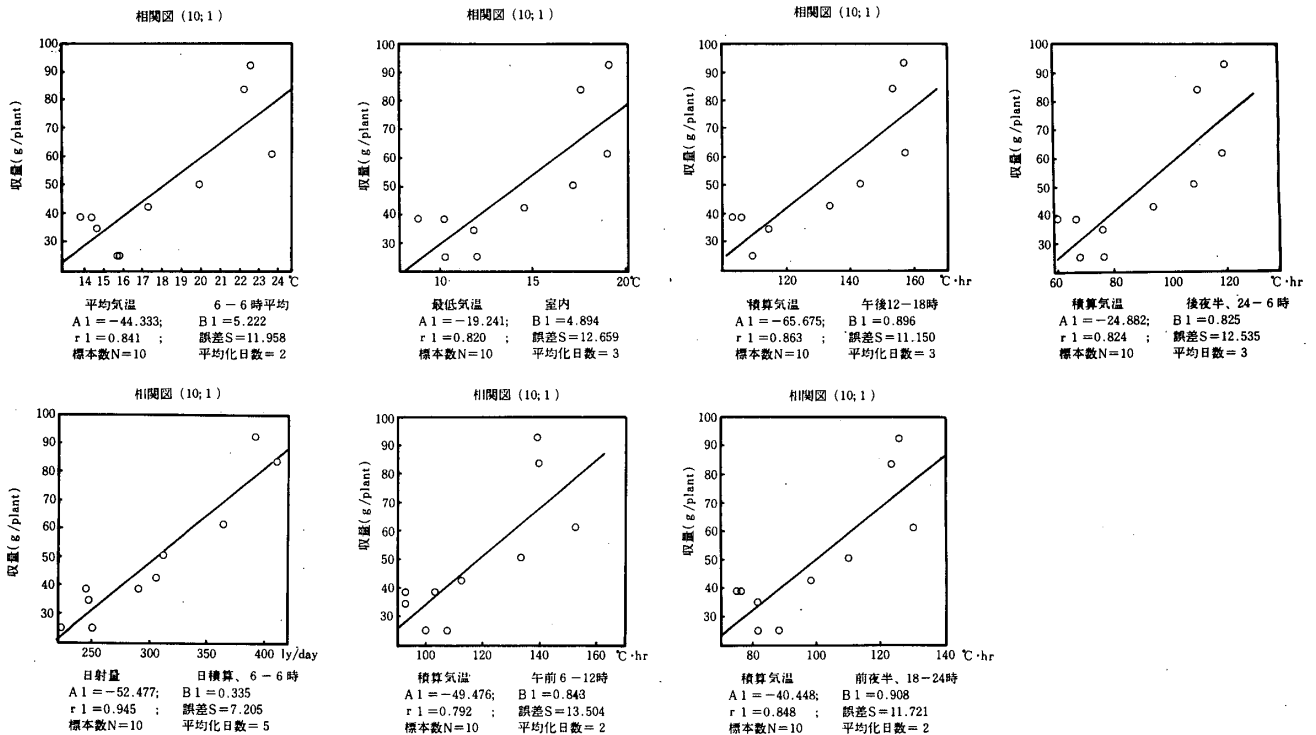
逐次回帰分析結果の各要因の単相関図(第8図)を利用して、環境要因の間の数量的な複合関係も考察できる。まず、日射量の比較的高かった場合、好適温度も割合に高かった。例えば、第8図相関図(6;1)によると第6統計期間(9月下旬~10月上旬)の場合、日平均日射量が300~420 ly/dayで、午前(6~12時)の平均気温が21~23°Cであるときには、主要な影響要因は前夜半および後夜半の積算気温($r=0.820$)となり、なお、前夜半(18~24時)、後夜半(24~6時)の平均気温はある範囲内では、高い程収量が多くなった。

収穫中期に入る第10統計期間(10月上旬)の場合、日射量が250~400 ly/dayの範囲にあり、主要な環境要因である日射量は、250~300より350~400 ly/dayのときに収量が多かった($r=0.945$)。平均気温は午前(6~12時)と午後(12~18時)とも20°C以下のときより24~26°C

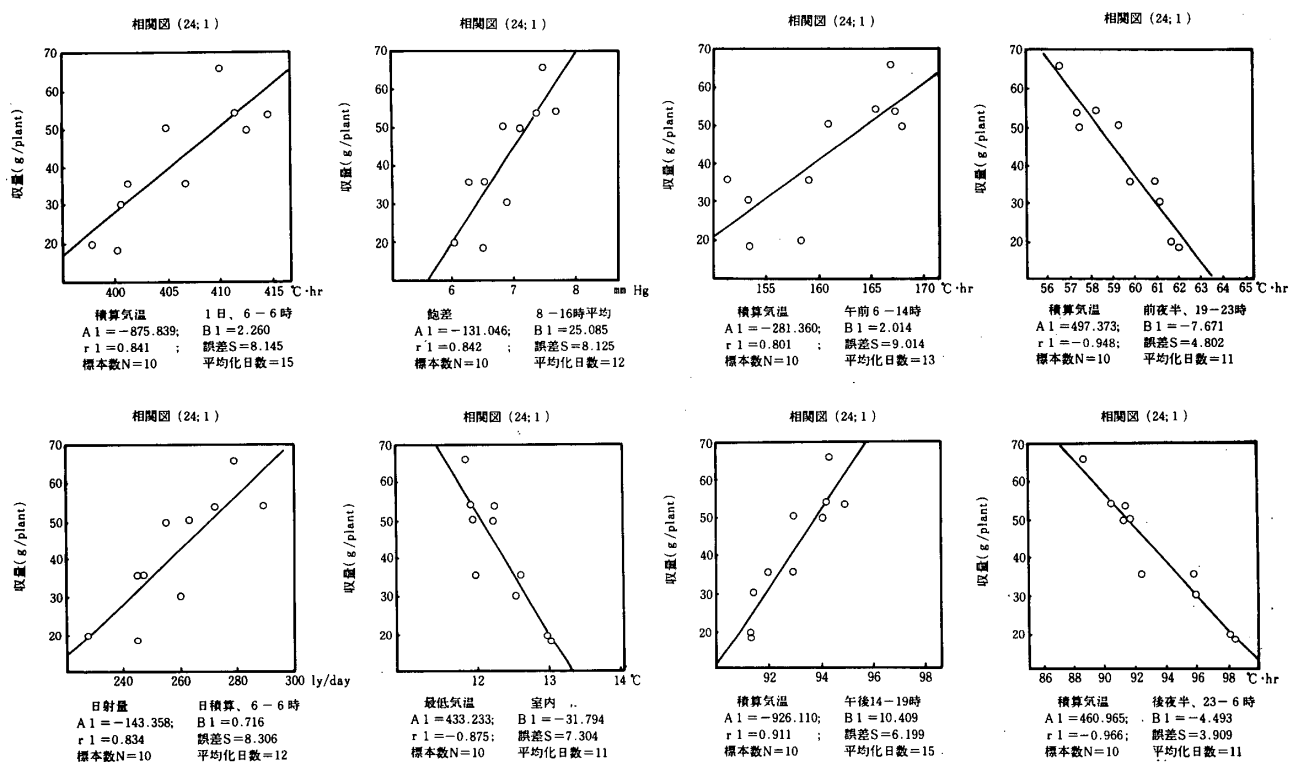


第8図 相関図(6:1) 環境要因と収量の単相関図

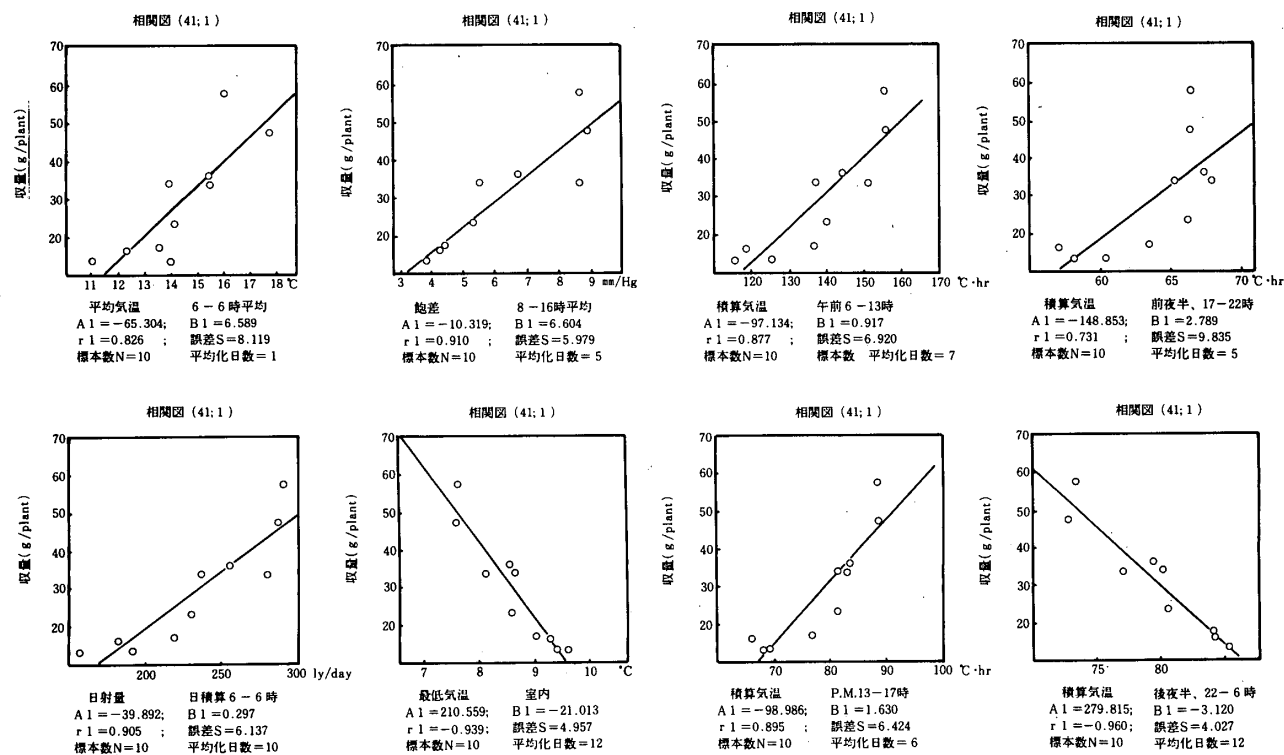
(注) A1: 定数項, B1: 回帰係数, R1: 相関係数, 平均化日数は第7図と同じ



第8図 相関図(10:1) 環境要因と収量の単相関図



第8図 相関図 (24:1) 環境要因と収量の単相関図



第8図 相関図 (41:1) 環境要因と収量の単相関図

のとき ($r = 0.792$ と $r = 0.863$) に、前夜半 (18~24 時) 16°C 以下のときより 18~21°C のとき ($r = 0.848$) に、後

夜半 (24~6 時) 14°C 以下のときより 17~19°C のとき ($r = 0.824$) に、いずれも収量が多かった (第8図-相関図

10:1).

また、日射量の比較的低い場合では、好適温度も低くなった。例えば、収穫中期の第24統計期間の場合、日射量が230~290 ly/day ($r=0.834$)の範囲で、午前中(6~14時)の平均気温が16.5~21°C ($r=0.801$)の範囲で、このような昼間の日射量と温度とも不足な状態で、第8図-相関図(24:1)に示したように、平均気温は後夜半(23~6時)14°Cのときより12.5~13°Cのとき($r=-0.966$)に、前夜半(19~23時)15°C以上のときより14~14.5°Cのとき($r=-0.948$)に収量が多かった。午後(14~19時)では、18.5°C以下のときより19°Cのとき($r=0.911$)に収量が多かった。昼間の平均飽差は7 mmHg以下のときより7~8 mmHgのときに収量が多かった。

収穫後期の第41統計期間も収穫中期と類似した。日射量が156~291 ly/dayの範囲にあり($r=0.905$)、かつ午前(6~13時)と午後(13~17時)の平均気温とも18~22°Cの範囲にあるので($r=0.877$ と $r=0.895$)、後夜半(22~6時)積算気温の負相関が最も高く($r=-0.960$)、平均気温は11°Cのときより9°Cのときに収量が多かった。前夜半(17~22時)の積算気温はやはり正相関($r=0.731$)で、平均気温は11.5°Cのときより13.5°Cのときに収量が多かった。昼間の平均飽差は7 mmHg以下のときより8~9 mmHgのときに収量が多かった(第8図-相関図41:1)。

ここで、各統計期間の計算結果の検討から、日射量のレベルと各時間帯の該当する適温と適飽差などを抽出し、それから抽出した各統計期間のデータ(日射量レベル、適温、適飽差)をまとめて、キュウリ栽培における日射量に比例する四段変温管理の温度設定値の参考値とし第2表に提出した。

第2表 日射量に比例する温度設定値の参考値(キュウリ、結果期)

室 外	室 内					
日射量 ly/day	午前気 温°C	午後気 温°C	前夜半 気温°C	後夜半 気温°C	積算気温 °C·h/day	昼間飽差 mmHg
>350	28±3	25±2	19±2	18±2	500±50	—
300~350	26±2	24±2	17±2	15±1.5	440±30	10±1
250~300	24±2	22±2	14±1	12±1	400±20	8±1
<250	21±1	20±1	13±0.5	9±1	370±10	8±1

4. まとめ

本実験より、キュウリの収量は果実生長期間における

日射量、温度、飽差等の環境要因の変動に著しく影響されることが明らかになった。

そこで、各環境要因と収量との間の動的関係を定量的に分析できる方法、すなわち、移動逐次回帰分析法の適用を提案した。本法によって、栽培期間における環境条件の収量への影響を客観的に比較評価することが可能となる。

本比較評価方法は次の特徴を持っている。

(1) 各環境要因と収量の関係を動的に把握でき、しかも、複合的かつ定量的に分析できる。

(2) 統計期間の移動、要因日平均値の平均化日数の変更、時間帯分割時点の選択によって、異なる生育期間、異なる時間帯における収量への影響の相違が考察できる。

また、本方法は次の問題点を残している。

(1) 収量と環境要因の関係は、直線相関だけではなく、他の相関関係もあるであろう。したがって、今後、他の計算モデルの開発も必要であろう。

(2) 回帰分析の結果は、計算に用いた環境要因の選択に強く影響される。したがって、強い相関関係が予想される要因をなるべく多く採用した方がよい。例えば、蒸散量や吸水量等の要因の考察も必要であろう。

(3) 相関係数の有意水準は、 $\alpha=0.01$ とした。今回の回帰分析において、 $\alpha=0.05$ の水準を採用した時、第20、21の統計期間に、解釈しにくい日射量の負相関が現われた(第6図)。 $\alpha=0.01$ とすれば、その負相関は有意でなくなった。したがって、有意水準の検討も今後必要であろう。

謝 辞

実験の遂行に当たり、千葉大学園芸学部古在豊樹博士ならびに林 真紀夫博士と大学院生広沢祐二氏の援助を、また、東京大学農学部本條毅博士から有益な助言を頂いた。各位に深甚なる謝意を表す。

引用文献

- 1) 吳毅明(1979): 光熱条件与黄瓜產量形成的研究, 農業氣象, 創刊号(1979.1), 14-25, 中国農業科学院.
- 2) 吳 毅明(1981): 光, 熱, 水条件与蕃茄產量形成的研究, 中国農業科学院農業氣象研究室科学研究年報, 1981.
- 3) 板木利隆(1982): 栽培好適環境(温室設計の基礎と実際, 三原義秋編), 養賢堂, 東京, 88-101.
- 4) 佐瀬勘紀(1982): 乾球湿球温度から空氣の諸状態値を求めるプログラム, 日本農業氣象学会施設園芸研究部会第4回研究集会, (発表要旨) 43.