

気象条件による日本の水稻収量構成要素の予測に関する研究 I. 登熟歩合と気象条件の関係

劉 新安*・羽生寿郎**・中山敬一**・今 久**

呉 毅 明***

(*瀋陽農業大学), (**千葉大学園芸学部), (***)中国農業科学院農業気象研究室)

Studies for predicting the amount of each yield component in paddy rice by meteorological conditions in Japan.

LIU Xinan*, Juro HANYU**, Keiichi NAKAYAMA**, Hisashi KON** WU Yiming***

(*Shenyang Agricultural College Shenyang, China) (**College of Horticulture, Chiba University, Matsudo, Chiba, Japan) (***)Chinese Academy of Agricultural Science, Beijing, China.)

ABSTRACT

To estimate the grain yield of paddy rice, the relationship between the percentage of ripened grain and the meteorological elements around the heading time was examined by the technics of principal component analysis, multiple regression analysis and curvilinear regression analysis. The routine crop experiment data, which contained the meteorological data obtained near the fields, by Statistics and Information Department of Ministry of Agriculture and Forestry from 1968 to 1982 were used for the analysis. The results are summarized as follows:

- 1) In the Tohoku district, it was confirmed that the yield index was dependent on the grade of ripening. In the other districts, however, there was no such a tendency on the yield index.
- 2) Although the percentage of ripened grain is the product of percentage ripening and percentage of brown rice, the decrease in percentage ripening is sometimes compensated by the increase in percentage of brown rice and thousand-kernel-weight. So it is concluded that percentage of brown rice is the most important yield component of paddy rice.
- 3) The important seasons which affect on the percentage ripening and the percentage of brown rice were about 10th day and 20th to 35th day after the heading time, respectively.
- 4) Some models to estimate the percentage of ripened grain were constructed by the multiple regression analysis with stepwise method. The test of the models by using the data set in some districts showed that the models brought about the good estimations with fairly high accuracy and stability.

1. まえがき

日本における水稻の収量と気象条件との関係に関する研究は多く行なわれており、単なる統計解析(大後, 1945)から、生育期を考慮した解析(佐藤, 1960)、さらに乾物生産理論を基礎とする解析(村田, 1964)へと発展して来た。一方、収量を構成する作物諸要素(収量構成要素)の成立が気象要素に関係することに注目し、相互関係を定量的に評価する研究が行なわれている(松島, 1957, 角田, 1964, 棟方ら, 1967)。筆者は水稻の収量予測モデ

ルの構築を最終目標としつつ、先ず収量構成要素の一つである登熟歩合と気象諸要素との定量的関係を統計解析により明らかにしようと試みた。

2. 資料及び方法

2.1 資料

解析に使用したデータは農林水産省作物統計課発行の1968-1982年“水稻作況試験”及び同期の作況試験気象表より採用した。品種については、全国同一品種で統一したかったが、全国的に栽培されているものはないので、

東北地方はフジミノリ、関東以西の地域については広い地域で主要品種として多年栽培されている日本晴を取りあげた。選定した試験地と年数は東北地方では藤坂（12年）・岩手（15年）・関東地方では水戸・宇都宮・前橋（3地点，25年），中部地方では岐阜・安城・安土（3地点，25年）・中国地方では鳥取・出雲・山口（3地点，5試験別，36年）である。全てのデータは標肥栽培の下に得られたものである。気象表に掲載されている半月別気象データは，出穂日を初日とした半月毎のデータに修正して使用した。例えば，出穂期から i 番目の半月（以下 i 半月と称す）の気象積算値 $T(i)$ は次式で算出した。

$i < n$ の場合

$$T(i) = \bar{T}(i) \cdot D1 + \bar{T}(i+1) \cdot (5 - D1) \quad (1)$$

$i = n$ の場合

$$T(n) = \bar{T}(n) \cdot D1 + \bar{T}(n+1) \cdot D2 \quad (2)$$

ただし $D1 + D2 > 5$ の場合は

$$T(n) = \bar{T}(n) \cdot (E \text{ MOD } 5) \quad (3)$$

ここで， $\bar{T}(i)$ は修正前の i 半月の平均気象値， n は成熟期を含む半月， $D1$ は修正後の i 半月の初めから修正前の i 半月の終わりまでの日数， $D2$ は成熟期から成熟期を含む修正前の半月初めまで逆に数える日数， E は生育日数で， $(E \text{ MOD } 5)$ は生育日数を 5 で割った余りの日数である。

2.2 方法

2.2.1 主成分分析

一般にいわれている水稻の収量構成要素に係わる関連時期を把握するために主成分分析を行う。いま収量構成四要素（穂数・粒数・登熟歩合・千粒重，松島，1957）の n 年のデータに基づいて 1~2 個の主成分 Z （総合指標）を求める時， Z は q 個の特性値の線形結合式で示される。

$$Z_i = \sum_{j=1}^q b_{ij} X_j \quad i=1, 2, \dots, m \quad (4)$$

ここで， $Z_1 \sim Z_m$ は m 個の主成分， $X_1 \sim X_q$ は q 個の特性値， b_{ij} は X の相関行列から求められた固有値 λ_j ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_q \geq 0$) に対する固有ベクトルである。このようにして求められた主成分の分散の総和 $\sum_{j=1}^q \lambda_j$ はちょうどもとの変量分散の総和 $\sum_{j=1}^q S_{jj}$ に等しくなることから各主成分の全変動に対する寄与率は $\lambda_k / \sum_{j=1}^q \lambda_j$ になり，第 1~第 m 主成分の累積寄与率 C_0 は次式で示される。

$$C_0 = \sum_{j=1}^m \lambda_j / \sum_{j=1}^q \lambda_j \quad (5)$$

2.2.2 重回帰分析

収量あるいはその構成要素 Y_i に対する気象要素 T_{ij} の複合の影響を解析するために重回帰分析を行う。なお，

計算の効率化のため変数減少法を採用し，変数選択を行った。重回帰式は次式で示される。

$$Y_i = C_i + \sum_{j=1}^k g_{ij} T_{ij} \quad (6)$$

ここで C_i は定数項， k は気象要素の数， g_{ij} は採用された気象要素の係数である。収量及び収量構成要素は作物の連続的な生理過程（即ち登熟過程）と環境条件の相互作用によって決定されると考えられるので，全ての気象データは積算値を使った。即ち(6)式中の T_{ij} には出穂から n 日までの最高・最低・平均気温と日照時間の各積算値を当てる。

2.2.3 曲線回帰分析

関連する気象要素の経時変化が収量構成要素にどのような影響を与えるかを検討するために直交多項式による曲線回帰分析を行った。直交多項式 $\phi_k(t)$ は次の特性を持つ。

$$\phi_0(t) = 1$$

$$\sum_{i=1}^n \phi_k(t) = 0 \quad (7)$$

$$\sum_{i=1}^n \phi_k(t) \phi_s(t) = 0 \quad (k \neq s)$$

ここで n は半月数，関東地方と中国地方では出穂前の 6 半月と出穂後の 8 半月，合わせて 14 半月，安土・安城は出穂前の 7 半月と出穂後の 9 半月の合計である。直交多項式係数は直接統計表から読み取られる。時間 t の関数である第 i 年気象要素 $T_i(t)$ を直交多項式によって変換すると，新しい変数 P_{ik} は(8)式のように示される。

$$P_{ik} = \sum_{t=1}^n T_i(t) \phi_k(t) \quad i=1, 2, \dots, m \quad (8)$$

ここで， m はデータの年数， n は半月数， k は直交多項式と方程式の次数 ($k=0, 1, 2, \dots, H$)。 H は採用する方程式の最高次数（ここでは $H=3$ ）である。モデルは次式で表すことができる。

$$Y_i = C + \sum_{k=0}^H a_k P_{ik} \quad (9)$$

ここで， Y_i は収量及びその構成要素， C は定数， a_k は回帰係数である。気象要素の偏回帰係数 a_k は次式から求められる。

$$a_k = \sum_{i=1}^m a_k \phi_k(t) \quad (10)$$

3. 結果

3.1 生長量と登熟量

収量構成要素の内，有効穂数と一穂粒数及び両者の積（全粒数）は出穂前の気象条件によって決定され，登熟生産物の容器とみなすことができるので，この 2 要素を生長量の指標とする。残りの収量構成要素である登熟歩合

と千粒重は登熟量に直接関係する。東北・関東・中部・中国地方について収量構成要素の主成分分析を行ったところ、東北地方（藤坂 12 年，岩手 15 年）についてだけ、ある傾向が認められた。東北地方は他の地方に比べて、水稻の生育・収量を支配している条件が制限的なものなのかもしれない。その結果を Table 1 に示す。

Table 1 により、第一主成分についてみると、有効穂数 $X(1)$ と一穂粒数 $X(2)$ の係数はいずれも正、登熟歩合 $X(3)$ と千粒重 $X(4)$ は負で、前期生育に係わる $X(1)$ と $X(2)$ が良好ならば、第一主成分の値は大きくなるから、生長量を表す主成分と解釈された。前期生育の良否、つまり粒数の多少がその後の収量に大きな影響をもたらす。普通、多くの粒数は豊作の基礎である。第二主成分についてはいずれの係数も正で特に一穂粒数、登熟歩合及び千粒重のそれが大きいので、第二主成分は大体登熟量を表す主成分と言えるであろう。

Fig. 1 に東北地方の第一主成分と第二主成分の散布図を示す。図から、第二主成分の値が 0 以上になった 12 カ年の中で収量指数が 100 以上になる年数は 10 年、0 以下

Table 1. Principal component analysis of paddy rice in the Tohoku district.

	Orders of principal components			
	I	II	III	IV
$X(1)^*$	0.59673	0.14951	0.19445	0.76403
$X(2)$	0.46610	0.73446	-0.08806	-0.48535
$X(3)$	-0.44307	0.41767	0.79074	0.06307
$X(4)$	-0.47995	0.51358	-0.57374	0.42037
Eigenvalue	2.28311	0.81716	0.65296	0.24677
Prop.**	0.57078	0.20429	0.16324	0.06169
Cum. prop.***	0.57078	0.77507	0.93831	1.00000

- * $X(1)$: Number of fruitful panicles per one-square meters.
 $X(2)$: Number of paddy rice per one-panicle, $X(3)$: Percentage of ripened grains, $X(4)$: thousand-kernel-weight
 ** Prop. : Proportion of contribution.
 *** Cum. prop. : Cumulative Proportion of contribution.

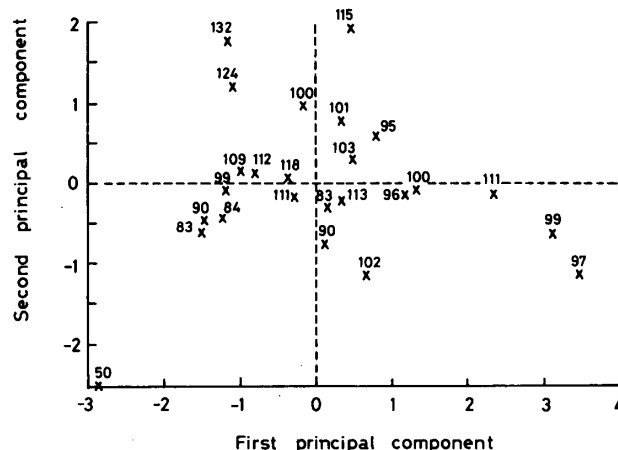


Fig. 1 Scatter diagram of first-second principal components in the Tohoku district. Numbers are crop situation index.

の 15 カ年中に収量指数が 100 以下になる年数は 10 年あることが分かった。したがって東北地方の収量指数は登熟量によって左右されることが認められ、登熟期間の温度条件が収量の年次変動をもたらす主因になっていることが予想される。

3.2 全粒数と収量の関係

収量及びその構成要素の年次変動の大小は一般に変動係数から知ることができる。Table 2 から収量の変動係数の値は関東地方、中部地方、中国地方の順に大きくなり、全粒数にも同様の傾向が見られる。登熟歩合の変動は、中部地方で最大であり、次いで関東地方である。そりに対して千粒重はちょうど逆の順である。すなわち不稔の多いところでは千粒重が多いことを示唆している。

全粒数 N と収量 Y の関係について筆者は 1 次から 3 次までの方程式を求めた。すべての相関係数は 1% 水準で有意であったが、その中で残差の平方和が最小になるのは 2 次方程式即ち放物線モデルで、地方別に次式で示された（それらの相対誤差は 3.53~5.35%）。

関東地方：

$$Y = -689.275 + 7.6768N - 0.11254N^2 \quad (11)$$

Table 2. Coefficients of variation in yield components of paddy rice.

District	Yield	Number of paddy rice /m ²	Percentage of ripened grains	Thousand kernel weight	No. of fruitful panicles/m ²	No. of paddy rice/one-panicle	Percentage ripening	Percentage of brown rice
Kanto	0.0811	0.0832	0.0448	0.0347	0.1124	0.1036	0.0204	0.0371
Tyubu	0.0891	0.0899	0.0663	0.0240	0.1991	0.1617	0.0316	0.0412
Tyugoku	0.1003	0.1165	0.0387	0.0525	0.1002	0.0949	0.156	0.0295

(相関係数 $r=0.77^{**}$, 標準誤差 $Se=25.0$)

中部地方:

$$Y = 151.477 + 1.3016N + 0.00051N^2 \quad (12)$$

($r=0.96^{**}$, $Se=29.7$)

中国地方:

$$Y = -445.148 + 5.8759N - 0.00768N^2 \quad (13)$$

($r=0.93^{**}$, $Se=20.2$)

ここで、数字の肩の“*”，“**”はそれぞれ5%と1%の有意水準に達したことを表す。

収量の極大値に達する 1m^2 当たり全粒数は関東地方では約341(百粒)，中国地方では約383(百粒)である。今までの各地の稲作技術水準下における全粒数はこれより低い。一般に穂数と一穂粒数は負の相関関係を示すことが知られており，本研究における関東地方のそれは $r=-0.71^{**}$ であった。また全粒数は玄米歩合や千粒重と負の相関関係を呈しており，相関係数はそれぞれ -0.40^{*} と -0.46^{*} であった(関東)。つまり，粒数が増大しすぎると，粒の肥大が十分でなくなる。両者の調和を保ちつつ単収の増加をはかることが水稻栽培の永遠の課題であろう。

3.3 登熟歩合に及ぼす気象の影響

登熟歩合 P は稈実粒数歩合 P_1 と玄米粒数歩合 P_2 の積である。ここで，稈実粒数歩合は全粒数に対する屑米を含む全稈実粒数の比，玄米粒数歩合は全稈実粒数に対する比重1.06以上の粒数の比である。今 P_1 , P_2 及び P に及ぼす気象の影響について解析を試みる。

3.3.1 気象要素の複合影響

A. 稈実粒数歩合 (P_1)

Table 3 に出穂からの n 日間(5, 10, 15...40, 成熟期)

の気象条件と稈実粒数歩合との重相関係数(R)を示す。 P_1 に対する出穂後5日の気象条件の相関は3地域とも低い，出穂後10日間についてはいずれも5%の有意水準を示し，その後の気象条件の影響は地域ごとに時間の経過によって変化している。関東地方では，出穂後10~20日間の気象要素の稈実粒数歩合に対する相関は高く，5%の有意水準を示している。中部地方では，出穂後10日からの相関は変動しており，5%の有意水準に達したのは出穂から10日，30日，35日，全登熟期である。中国地方では，出穂後10日から20日までの相関は5%の有意水準で高く，出穂後20日以降は1%の有意水準を示し，成熟期まで持続していることがわかる。以上を総括すると， P_1 に対する影響の大きな時期は出穂後10日間であり，次いで登熟盛期(出穂後20日ごろ)と中後期(出穂後30日ごろ)であると認められる。

モデルの選択については，変数の分散比 F が有意性の水準に達した回帰方程式中から重相関係数(R)の大きいものを選び，同時に赤池の情報量基準(AIC)とマローズの C_p 最小化を参考にし最適なモデルを選択した。これは(14)式で表わされ，各項の係数は Table 4 のとおりである。ここで const は定数項， $b_1 \cdot b_2 \cdot b_3 \cdot b_4$ はそれぞれ $\sum T_{\max} \cdot \sum T_{\min} \cdot \sum T_{\text{mean}} \cdot \sum S$ (出穂から n 日までの気温，日照時間の積算値)の係数である。例えば関東地方について，出穂から10日までの気象要素の積算値を用いて得た稈実粒数歩合 P_1 のモデルは(15)式と(16)式となる。

$$P_1(\%) = \text{const} + b_1 \sum T_{\max} + b_2 \sum T_{\min} + b_3 \sum T_{\text{mean}} + b_4 \sum S \quad (14)$$

$$P_1(\%) = 80.406 + 0.1452 \sum T_{\max}$$

Table 3. Multiple correlation coefficients among each yield component and meteorological elements.

Days after heading Item District		5	10	15	20	25	30	35	40	Maturing stage
Percentage ripening (P ₁)	Kanto	0.44	0.64*	0.64*	0.64*	0.59	0.51	0.46	0.30	0.24
	Tyubu	0.59	0.67*	0.41	0.56	0.53	0.67*	0.60*	0.52	0.60*
	Tyugoku	0.39	0.56*	0.58*	0.65**	0.60**	0.63**	0.63**	0.63**	0.67**
Percentage of brown rice (P ₂)	Kanto	0.27	0.40	0.37	0.44	0.54	0.63*	0.67*	0.65*	0.54
	Tyubu	0.42	0.66*	0.54	0.56	0.65*	0.66*	0.63*	0.68*	0.59
	Tyugoku	0.23	0.38	0.46	0.51	0.58*	0.61**	0.58*	0.43	0.45
Percentage of ripened grains (P)	Kanto	0.40	0.38	0.36	0.43	0.50	0.57	0.60*	0.59	0.42
	Tyubu	0.52	0.71**	0.51	0.54	0.65*	0.68*	0.68*	0.70**	0.61*
	Tyugoku	0.28	0.49	0.58*	0.63**	0.66**	0.70**	0.68**	0.54*	0.55*

$$-0.0529 \sum T_{\min} - 0.0607 \sum T_{\text{mean}} - 0.0468 \sum S \quad (15)$$

$$P_1(\%) = 84.117 + 0.0884 \sum T_{\max} - 0.0636 \sum T_{\text{mean}} \quad (16)$$

Table 4 から、大体各地とも最高温度の影響が大きいことと中国地方は日照時間の影響も大きいことが見られた。このことは、登熟期間の昼間の高温、多照は登熟を促進し、夜温の低下は呼吸消耗を抑制するという、一般の知見と符合する。

なお、 $T_{\max}$ の符号が正で、 T_{mean} の符号が負になったことは、一見矛盾しているようであるが、この場合の $T_{\max}$ は、絶対値そのものよりも温度較差を高めるという意味において大きく寄与していたとみなされる。

B. 玄米粒数歩合 (P_2)

玄米粒数歩合は、粒の充実程度を表わす登熟量であり、一般に P_2 が高ければ屑米が少なく、千粒重 (G) も重くなる。稔実粒数歩合の減少はときどき P_2 と G の増加によって補償される。Table 3 より P_2 を決定する時期は関東地方では主に出穂からの 30 日間であり、中国地方はこれより約 5 日間早くなり、中部地方は出穂後 10 日間と 25 日間であり、後者はやはり関東地方より 5 日早くなっている。玄米粒数歩合の重回帰モデルの係数は Table 5 のとおりである。

変数選択の多くのモデルを比べてみると、 P_2 に対して関東地方では $T_{\max}$ の影響が大きく、中国地方では S の影響が大きい。中部地方は両者の影響を受けている。これらの理由は今後の課題にしなければならない。

C. 登熟歩合 (P)

Table 3 から P_1 は出穂後 10 日間の気象要素との相関係数が 5% の有意水準に達し、 P_2 は出穂後 25~30 日を経てその有意性に達することがわかる。すなわち P_1 と P_2

Table 4. Coefficients in the model to estimate Percentage ripening.

	const	b_1	b_2	b_3	b_4	n	R	F
Kanto	80.406	0.1452	-0.0529	-0.0607	-0.0468	10	0.64	3.39*
	84.117	0.0884	0	-0.0636	0		0.59	5.85**
Tyubu	106.35	0.4470	0	-0.6159	0	5	0.58	5.44*
	87.932	0.4789	0	-0.5098	-0.0950	10	0.64	4.86*
Tyugoku	96.605	0	0	0	0.0486	5	0.35	4.76*
	99.434	0.0481	0	-0.0825	0.0383	10	0.56	4.77**
	94.683	0.0465	0	-0.0583	0.0212	15	0.56	4.99**
	96.380	0	0	-0.0111	0.0328		0.53	6.47**
	90.823	0.0807	0	-0.0864	0	20	0.63	10.7**

はそれぞれ登熟期の前期と中後期の気象要素の影響を比較的大きく受けることになる。各地の登熟歩合と出穂後 35 日間の気象要素との相関係数は共通して有意水準に達するが、有意な期間は地域により異なり、中国地方が最も長く、次いで中部地方であり、関東が最も短い。従って各地の登熟歩合を検討する時には、出穂からの 30~35 日間の気象データを利用するのが簡便と思われる。登熟歩合と気象要素の定量的関係は Table 6 に示した回帰係数で構成されるモデル（即ち変数の選択を経た

Table 5. Coefficients in the model to estimate percentage of brown rice.

Item	const	b_1	b_2	b_3	b_4	n	R	F
Kanto	58.685	0	0	0.05869	0	25	0.53	9.21**
	56.502	0.04409	0	0	0	30	0.62	14.0**
	55.496	0.03946	0	0	0	35	0.66	17.5**
	56.870	0.03381	0	0	0	40	0.64	15.8**
Tyubu	84.704	0.51374	0.27331	-0.79329	0	10	0.62	4.46*
	87.836	0	0	0	0.04791	20	0.40	4.44*
	60.380	0.16605	0.15254	-0.27314	0.01281	25	0.65	3.67*
	56.942	0.17728	0.10750	-0.24870	0	30	0.68	5.12**
	56.193	0.1382	0.10388	-0.21017	0	40	0.68	5.89**
Tyugoku	91.538	0	0	0	0.0451	15	0.43	7.64**
	94.458	0	0	-0.00860	0.04612	20	0.48	5.05*
	98.332	0	-0.01889	0	0.04670	25	0.55	7.11**
	90.919	0.04597	0	-0.05659	0.03520	30	0.61	6.38**
	97.121	0	0	-0.01485	0.05311	30	0.59	8.95**
	87.699	0.04780	0	-0.05456	0.02935	35	0.58	5.33**
	95.492	0	0	-0.01179	0.04964	35	0.55	7.08**

Table 6. Coefficients in the model to estimate percentage of ripened grains.

Item	const	b_1	b_2	b_3	b_4	n	R	F
Kanto	60.29	0.04837	0	0	0	20	0.42	4.86*
	41.772	0.09385	-0.04762	0	-0.02574	30	0.56	3.25*
	37.353	0.09555	-0.05342	0	-0.02854	35	0.60	3.96*
	47.824	0	-0.04232	0.08050	0	40	0.56	5.10*
Tyubu	67.103	0.99681	0	-1.02815	-0.18681	10	0.71	5.20**
	37.907	0.29389	0.24366	-0.47065	0	25	0.65	5.04**
	35.197	0.28687	0.17156	-0.41023	0	30	0.68	5.79**
	42.029	0.24202	0.15489	-0.36097	0	35	0.68	5.87**
	32.614	0.22249	0.16960	-0.34622	0	40	0.70	6.81**
Tyugoku	86.053	0	0	0	0.07947	10	0.45	8.41**
	84.662	0	0	0	0.06970	15	0.53	13.3**
	84.338	0.10368	0	-0.11826	0.04030	20	0.63	7.01**
	84.416	0.09638	0	-0.11192	0.03531	25	0.66	8.11**
	87.576	0.06945	0	-0.08976	0.04961	30	0.70	10.3**
	84.067	0.07146	0	-0.08740	0.04339	35	0.68	9.11**
	95.717	0	0	-0.02346	0.07373	35	0.64	11.6**

重回帰方程式, (14)式) で示される。

3.3.2 単一気象要素の影響

P_1, P_2, P に対する単一な気象要素の変化の影響は曲線回帰分析により, Table 7 に示される。

A. 稈実粒数歩合

Table 7 によれば稈実粒数歩合と気象要素との相関係数が F 検定により 5% の有意水準に達したのは中国地方の $T_{\max}$, T_{mean} と S しかない。中国地方におけるこれらの気象要素 1 単位当たりの稈実粒数歩合の変化率 a_t は Fig. 2 に示すように, 出穂前後の生育時期によってさまざまに現われている。すなわち, 中国地方については出穂前, $T_{\min}$ の影響が大きく, 特に出穂前 10~25 日の半旬平均の $T_{\min}$ が 1°C 上がると, P_1 が 0.05% 程度増加する。出穂後は $T_{\min}$ のマイナス効果と $T_{\max}$, T_{mean} , S のプラス効果が現われ, 特に出穂後 10~25 日頃の $T_{\max}$, T_{mean} は 1°C 上がると, P_1 が 0.05~0.10% 増加することがわかる。関東地方では 1°C 当たりの温度変化による P_1 の変化は正の相関にある (Table 7)。日照時間を見ると, 両地域とも殆どプラスの効果を示しており, 中国地方では有意の相関を示し, 出穂盛期頃の日照時間の影響も比較的大きい (Fig. 2)。

B. 玄米粒数歩合

P_2 に対する関東地方の温度の影響については, Fig. 3 (a) に見られるように, 単純相関係数は有意水準に達しないが, 出穂前はマイナスの効果が見られる。その理由は, この期間の温度が高くなると粒数の増加が起こり, その結果, 玄米粒数歩合が低下するものと思われる。登熟期における温度の影響は最高・最低・平均気温とも同様にプラスの傾向を示し, 特に出穂後 20~30 日における $T_{\max}$ が 1°C 上がると, P_2 は 0.20~0.25% 増加する。

中国地方では $T_{\max}$ と $T_{\min}$ の a_t 曲線の形が丁度逆になっている (Fig. 3 b)。玄米粒数歩合に対する温度の影響は出穂前の $T_{\min}$ と出穂後の温度較差が主因だと思わ

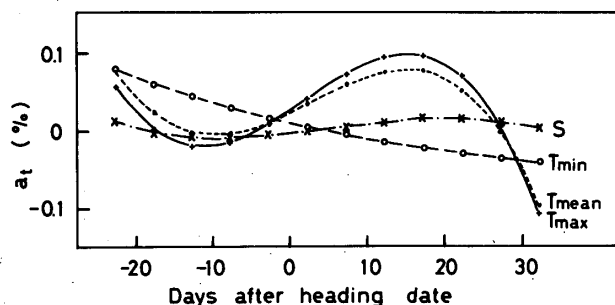


Fig. 2 Effect (%) of unit increasing in each meteorological element on percentage ripening in the Tyugoku district.

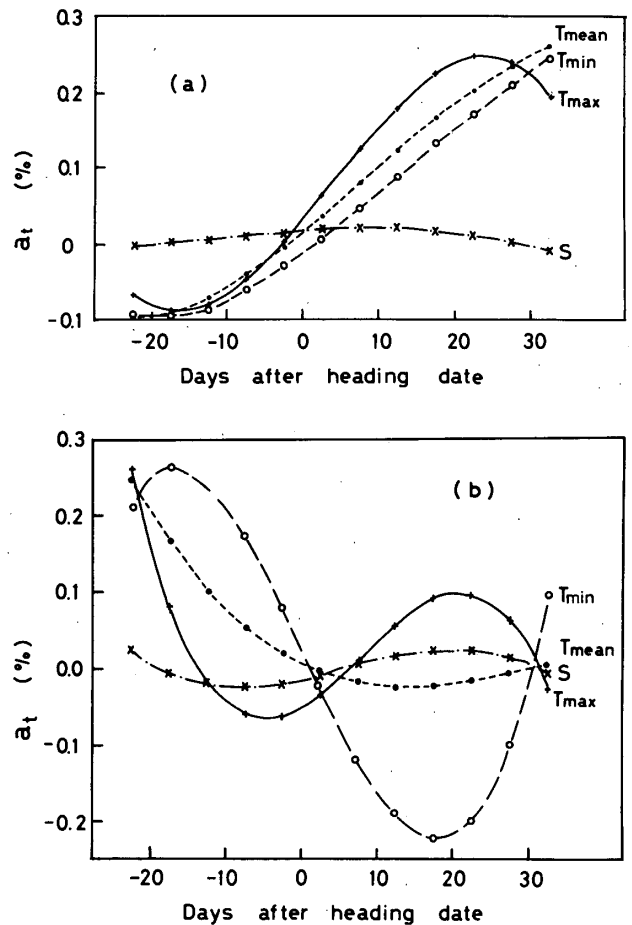


Fig. 3 Same as in Fig. 2 except for percentage of brown rice in the Tyugoku district (a) and the Kanto district (b).

れる。出穂前は 10~25 日の $T_{\min}$ が 1°C 上がると, P_2 が 0.15~0.25% 増加し, 出穂後は 15~25 日の $T_{\min}$ が 1°C 上がると, 0.2~0.25% 減少し, 15~30 日の $T_{\max}$ が 1°C 上がると 0.05~0.10% 増加することがわかる。

C. 登熟歩合

中国地方における各気象要素の変化に対する登熟歩合 P の変化が Fig. 4 に示される。 P は P_1, P_2 両者の積であり, P の変化の形が大体 P_2 の変化 (Fig. 3. b) と似ていることから P に及ぼす P_2 の影響が主要であることがわかる。

単一な気象要素と登熟歩合との定量的関係は曲線回帰方程式を利用して表すこともできる。例えば中国地方における $T_{\max}$ と P の間には次式が成立する。

$$\begin{aligned}
 P_i = & 60.92 + 0.06729 \sum T_{\max, i}(t) \Phi_0(t) \\
 & - 0.01667 \sum T_{\max, i}(t) \Phi_1(t) \\
 & + 0.00333 \sum T_{\max, i}(t) \Phi_2(t) \\
 & - 0.00220 \sum T_{\max, i}(t) \Phi_3(t) \\
 (n=36, R=0.712, F=7.94^{**}) & \quad (17)
 \end{aligned}$$

Table 7. Correlation coefficients between percentage of ripening (P_1), percentage of brown rice (P_2) and percentage of ripened grains (P) and each meteorological element by curvilinear regression analysis.

District	Item	T_{max}	T_{min}	T_{mean}	S	Number of cases
Kanto	P_1	0.287	0.247	0.202	0.284	25
	P_2	0.668*	0.570	0.640*	0.260	25
	P	0.541	0.387	0.490	0.413	25
Tyugoku	P_1	0.648**	0.329	0.581*	0.515*	36
	P_2	0.651**	0.492	0.536*	0.667**	36
	P	0.712**	0.441	0.590**	0.695**	36

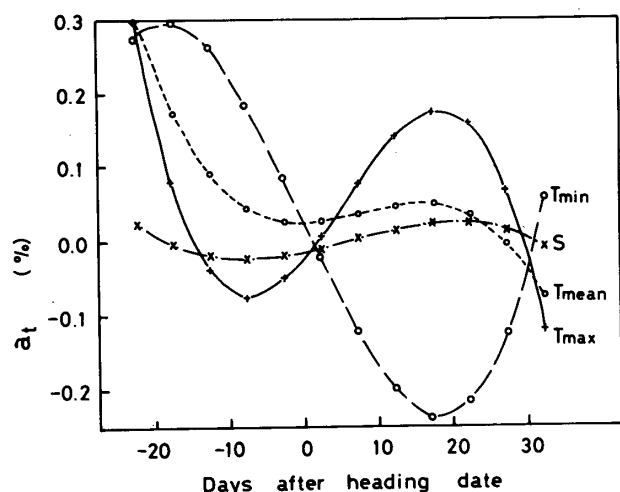


Fig. 4 Same as in Fig. 2 except for percentage of ripened grains in the Tyugoku district.

しかし、単一の気象要素で P を表現することは、生理生態学にかなり無理なことであり、限定された地域においてのみ、可能なこととみなすべきであろう。

3.3.3 登熟歩合の予測

Table 4, 5, 6 はそれぞれ P_1 , P_2 , P と気象要素との最適な回帰モデルの係数であり、これらの係数と気象データを利用して、登熟歩合の予測を行なうことができる。気象要素の積算値は作物の前歴を含む生理過程と関連するので、予測の方程式は比較的安定し、精度も比較的高い。

次に登熟歩合の計算値の実測値に対する適合性の一例を Fig. 5 に示す。下図は出穂後 15 日間のデータを使用した計算値（1 元 1 次式、相関係数 0.53）と実測値を比較したものであり、上図は出穂後 30 日間のデータを使用した計算値（2 元 1 次式、重相関係数 0.70）と実測値を比較したものである。当然のことながら相関係数の大きい上図の方が適合性が高い。もし 5 日間毎に 1 回計算すれば見積値の精度を高めることができる。

4. 摘要

水稻収量要素と気象要素との定量的関係を解析した報告は比較的少ないので、出穂期を中心に生育期別の収量要素と気象のデータについて、主成分分析、重回帰分析、曲線回帰分析などの手法を用いて登熟歩合と気象条件との関係を検討した。その結果、東北地方の収量指数は登熟量によって左右されるが、他の地方ではそういう傾向ははっきり見られなかった。登熟歩合は稈実粒数歩合と玄米粒数歩合との積からなり、稈実粒数歩合の減少はときどき玄米粒数歩合と千粒重の増加によって補償され

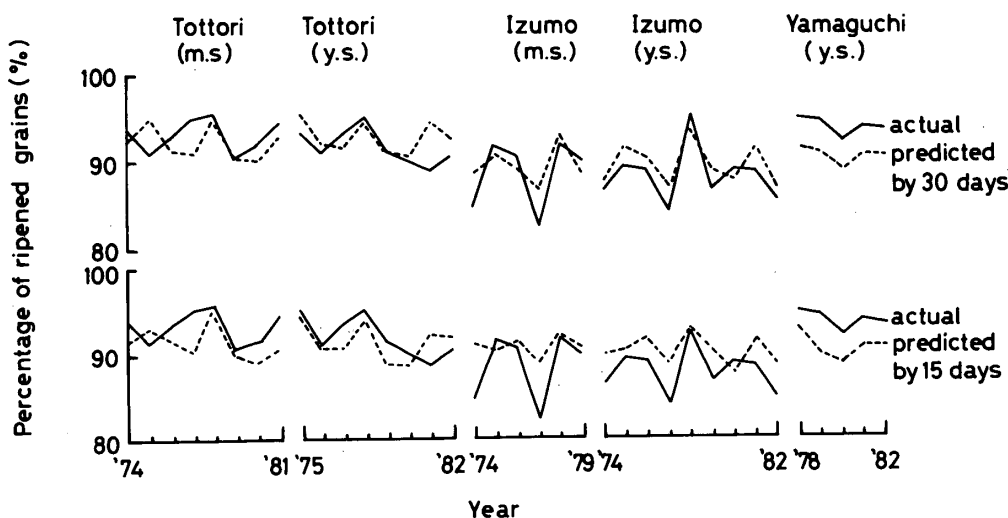


Fig. 5 Comparison of actual and predicted values for percentage of ripened grains. m. s.: mature seedlings and y. s.: young seedlings.

るので、玄米粒数歩合は大切な収量構成要素と言える。したがって、登熟歩合は主に玄米粒数歩合によって決定される。稔実粒数歩合と玄米粒数歩合はそれぞれ登熟の前期（出穂後10日ごろ）と中後期（出穂後20～35日ごろ）の気象条件によって決定される。変数選択の重回帰分析に基づいて幾つかの最良な予測モデルを構築した。一例で検証した結果、作物生育の前歴を含んでいる連続生理過程に係わる気象要素の積算値を採用したので、予測のモデルは比較的安定し、精度も比較的高いことが明らかとなった。そして半月毎に予想の修正を行なうことが可能である。

引用文献

- 大後美保 (1945) : 日本作物気象の研究, 朝倉書店。
- 羽生寿郎・内島立郎・菅原惲 (1965) : 寒地水稻の安全出穂期間を決定する新方法, 農業気象, 21(3), 81-85.
- 羽生寿郎・杉原保幸 (1981) : 水稻の生産力の評価に関する研究, II, 農業気象, 36(4), 257-261.
- 星川清親 (1975) : イネの生長, 農山漁村文化協会, 317.
- 松島省三 (1957) : 水稻収量の成立と予察に関する作物学的研究, 農技研報, A 5, 1-271.
- 棟方研・川崎勇・仮谷桂 (1967) : 気象及び稲体要因からみた水稻生産力の定量的研究, 中国農試報告, A 14, 59-96.
- 村田吉男 (1964) : わが国の水稻収量の地域性に及ぼす日射と温度の影響について, 日本作物学会記事, 33, 59-63.
- 佐藤正一 (1960) : 本邦暖地の稲作気候と水田微気候ならびに微気候調節に関する研究, 九州農業試験場彙報, 6(4), 259-364.
- 杉原保幸・羽生寿郎 (1980) : 水稻の生産力の評価に関する研究, I, 農業気象, 36(2), 71-79.
- 鈴木栄一 (1971) : 気象統計学, 地人書館, 301-303.
- 田中豊・垂水共之・脇本和昌 (1984) : パソコン統計解析ハンドブック (II) 共立出版, 403.
- 坪井八十二 (1963) : 冷害の危険度を推定する, 農業技術, 18巻7号, 309-313.
- 角田公正 (1964) : 水温と稲の生育・収量との関係に関する実験的研究, 農業技術研究所報告 A 11.
- 内島立郎・羽生寿郎 (1967) : 本邦における水稻の気候登熟量示数の地域性について, 農業気象, 22(4), 137-142.