

日本水稻生産力に関する農業気候学的研究〔II〕

松田, 昭美
九州大学農学部

<https://doi.org/10.15017/22933>

出版情報 : 九州大学農学部学藝雑誌. 21 (2/3), pp.255-284, 1964-12. 九州大学農学部
バージョン :
権利関係 :

日本水稲生産力に関する農業気候学的研究〔II〕

松 田 昭 美

Agro-climatic studies on the productivity of the paddy rice in Japan [II]

Akiyoshi Matsuda

II 水稲生産力に及ぼす気候の影響

1. は し が き

栽培技術あるいは品種の改良等によつて反収の長期傾向は前報において示したように夫々の地域の特性を示しながら何れも飛躍的な上昇をたどつて今日に至つては、年々の反収はその年の環境条件に支配されて変動することが多い。

北緯 30° から 46° まで細長く延びた日本列島では地形の複雑性と相俟つて、耕地を取巻く気象条件が非常に多様であり、水稲の豊凶を支配する気象要素もまた当然異なつてゐる。

環境条件に恵まれて長らく王座を占めていた本邦西南暖地の水稲生産力は増加速度に関する顕著な停滞性によつて発展の速度が緩慢であるのに比べ、遂には烈悪な環境条件に打勝つて今日の著しい昂揚をもたらした東北部の地方に王座を奪われるに至つた。

本報告ではこのように対称的な発展傾向を示している本邦北部と南部の代表地域として夫々東北、九州を選び水稲生産力に及ぼす主要な気象条件の影響に關す

る解析を行なう。

2. 寒冷地の水稲生産力に及ぼす気候の影響

(1) 豊凶作の限界

東北あるいは北陸等の本邦寒冷地の農業は、冬季の気候的不良条件に妨げられて夏作物の比重が大きく、しかもまた夏作物としても水稲に代るべき適作物が少ないために、典型的な水稲単作地帯となつてゐる。農民あるいは関係公共機関の関心が主として水稲に集中して今日の昂揚をもたらしたのは一面当然のことかも知れない。

これらの寒冷地における水稲作の環境条件で最も恐れられているのは夏季の冷害であり、過去の主要な凶作の殆んどが7～8月の夏季低温に帰因している。

このような意味からここでは主として水稲の豊凶作と夏季の気温との関係について取扱つてみたい。そのためには先ず豊凶作あるいは半年作の基準を規定する必要がある。豊凶作の規定に関しては既に多くの試みがなされているが、客観的な方法を用いたものは比較的少ない。¹⁰⁾

ここでは一つの試みとして正規分布による方法を用

Table 18. 反収偏差の度数分布表。

偏差の階級(石/反)	階級値 x (石/反)	度 数	累 積 度 数	累積百分率 (%)
-0.8500 — -0.7500	-0.8000	2	2	2.7
-0.7500 — -0.6500	-0.7000	1	3	4.1
-0.6500 — -0.5500	-0.6000	1	4	5.5
-0.5500 — -0.4500	-0.5000	2	6	8.2
-0.4500 — -0.3500	-0.4000	2	8	11.0
-0.3500 — -0.2500	-0.3000	3	11	15.1
-0.2500 — -0.1500	-0.2000	2	13	17.8
-0.1500 — -0.0500	-0.1000	9	22	30.1
-0.0500 — 0.0500	0	19	41	56.2
0.0500 — 0.1500	0.1000	16	57	78.1
0.1500 — 0.2500	0.2000	11	68	93.2
0.2500 — 0.3500	0.3000	4	72	98.6
0.3500 — 0.4500	0.4000	0	72	98.6
0.4500 — 0.5500	0.5000	1	73	100
0.5500 — 0.6500	0.6000	0	73	100

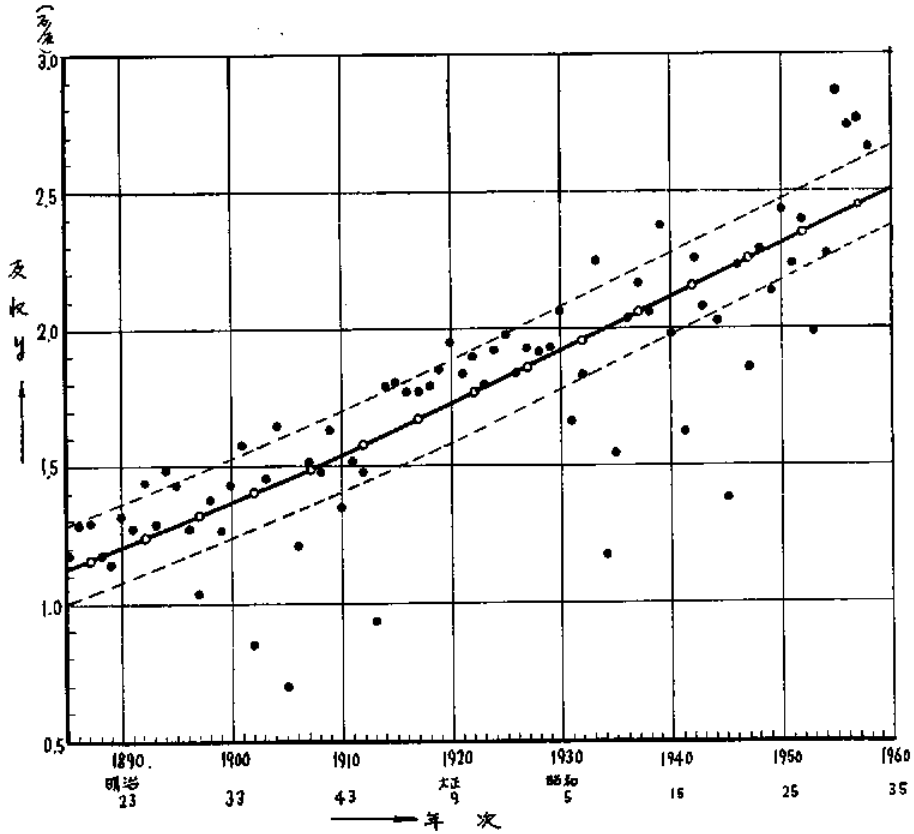


Fig. 27. 反収の変動と豊凶作の限界(東北).

いる。

第27図は東北における明治18—昭和33年に至る74年間の毎年の水稲反収を示したもので、実線は前報(16)式で与えた logistic 曲線を示したものである。

次に logistic 曲線による推定反収 \hat{y} に対する実際の反収 y の偏差、即ち $y - \hat{y}$ を求めると、第18表に示すような階級別度数分布表が得られるが、その分布の形状は第28図にみられるように明らかに非対称となり、偏差の絶対値は負の方に大きな値がみられる。そこで豊凶作をその出現確率によつて規定するために

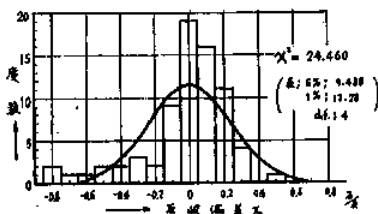


Fig. 28. 反収偏差のヒストグラム(東北).

これを正規分布に変換する。正規化の方法は次に示すような簡単な図式法²⁰⁾を用いた、即ち第29図[I]の $(x-U)$ 折線は第18表第5欄に示した偏差階級値 x の累積百分率と標準正規分布の変量 U の累積百分率とを対応させて画いたものである。したがつてこの関係から U の等間隔内に含まれる x の度数を求めることによつて x を U に変換し、この U を用いて正規化することが出来る。第29図[II]は x の累積度数折線を示したもので U の階級に含まれる度数を推定するために用いた。このようにして求めた新しい変量 U の分布を示すと第30図のようになり、正規性に関する χ^2 検定の結果は $\chi^2 = 0.828$ となつて正規分布であると考えて差支えない。そこで第30図に示した U の分布から種々の出現確率に対する U の限界及び第29図から U に対応した x 、即ち偏差 $y - \hat{y}$ を求めると第19表のようになる。即ち同じ出現確率に対して偏差 x は正と負でその絶対値を異にしていることがわかる。

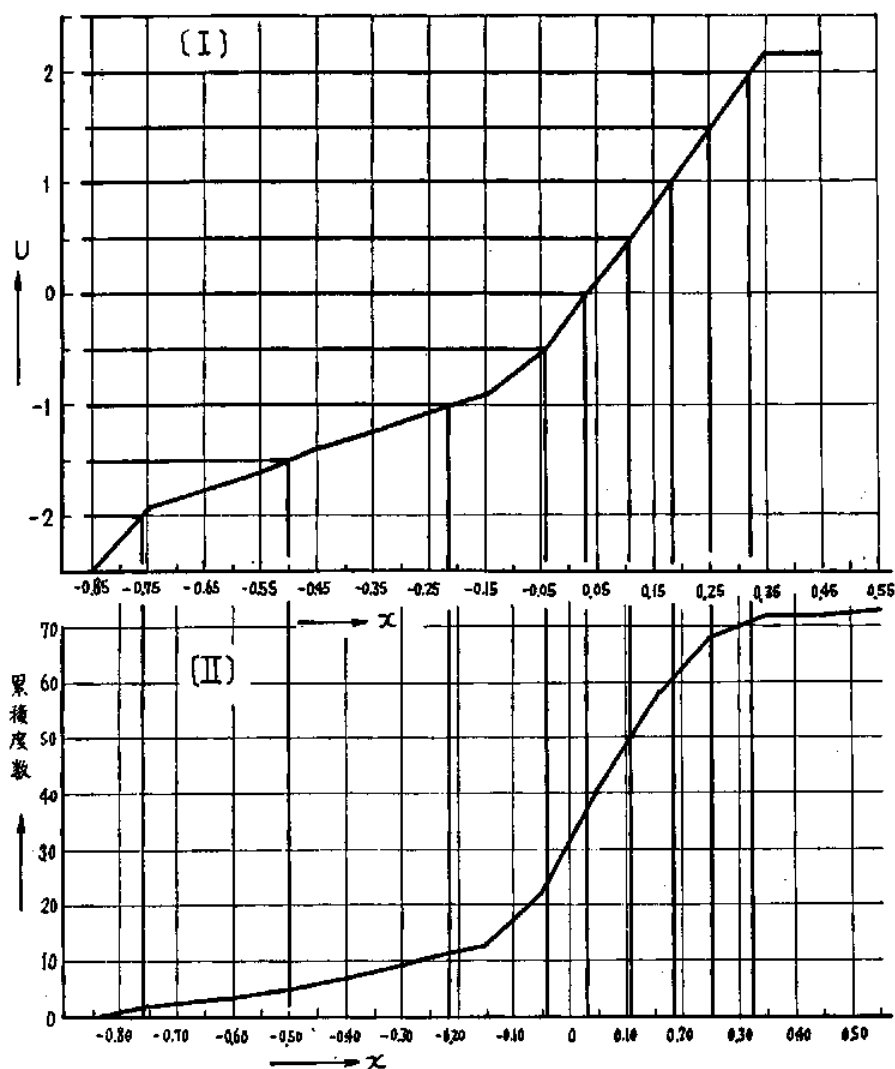


Fig. 29. (x-U) 変換図.

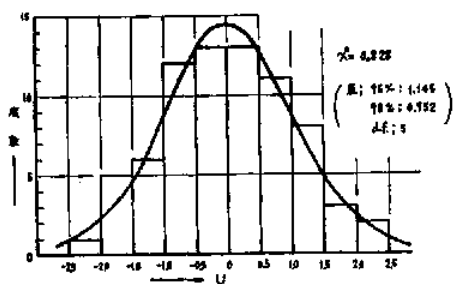


Fig. 30. 反収偏差 (U) のヒストグラム (東北).

いま仮りに出現確率 1/5 の正負の偏差を夫々豊作, 凶作の限界とすると第 19 表に示したように豊作の場

合は $y-\bar{y} = 0.16$ 石/反以上, 凶作の場合は $y-\bar{y} = -0.13$ 石/反以下となり, これらの値は何れも 5 年に 1 回の割合で出現することになる。第 27 図に示した上下 2 つの点線は夫々上に規定した出現確率 1/5 の場合の豊凶作の限界を示したものである。

以上は過去 74 年間の平均的な結果を示したものである。年々の反収の変動の仕方は水稲作の発展と共に変化するだろうことは当然考えられるので厳密には時代と共に変化する傾向を求める必要があるが, ここでは簡単のために上に求めた平均的な結果を基準にして気温との関係を求める。

Table 19. 反収偏差の出現確率.

出現確率	U の 限界	x							
		正 の 偏 差		期 待 回 数	実 測 回 数	負 の 偏 差			
1/5	± 0.84	0.16	石/反以上	14.6	14	-0.13	石/反以下	14.6	15
1/10	± 1.28	0.22	"	7.3	7	-0.39	"	7.3	6
1/20	± 1.65	0.27	"	3.7	5	-0.59	"	3.7	3
1/50	± 2.05	0.33	"	1.5	1	-0.77	"	1.5	1

(2) 豊凶作と夏季気温

本邦北部における水稲作の豊凶を支配する気象要素は云うまでもなく気温であるが、その中でも7—8月の夏季気温の影響が最も大きいことは既に多くの調査によつて指摘されている。例えば第31図は池田²¹⁾の調査による岩手県における水稲反収と平均気温の相関係数の変化を示したもので、7、8月の穂孕期及び開花乳熟期が最も関係の深いことを示している。また荒川²²⁾は東北6県の平均気温と凶作の関係を調べ、7、8月の何れかが20°Cあるいはそれ以下となつた場合

は大凶作が起ることを指摘し、この気温20°Cのことを危険平均気温と名付けた。

そこで、ここでも同様な考えから前述の規定に従つた豊凶作年とその年の7—8月の平均気温（青森、宮古、石巻、福島、山形、秋田の6観測値の平均）との関係について、先ず G. Azzi²³⁾ による気象当量の方法を適用すると第32図に示すようになる。即ち Azzi の定義にしたがえば図に示した 22.6°C が低温当量に相当し豊凶作の限界気温となる。また 21.3°C 以下では凶作の年のみとなり、逆に 23.8°C 以上では凶作の年はなくなる。また気温が 21.3°C と 23.8°C の範囲では豊作と凶作が入り混つており、他の要素が気温と一緒になつて豊作となつたり凶作となつたりしている。即ちたとえ気温が低温当量以下であつても豊作となつているのは他の要因が低温の障害を補つて多収をもたらしたものと考えられ、逆に低温当量以上で凶作となつたのは他の要因が負の方向に働いたものと考えることが出来よう。したがつて収量に対する気温の影響が強い程、このような他要因の干渉の幅が狭くなくなる。東北の場合、この干渉の幅は気温で示した場合、

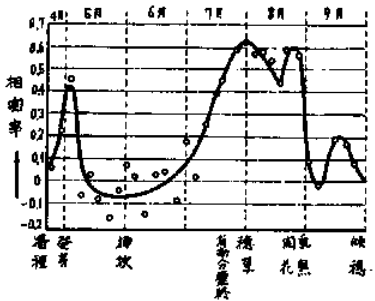


Fig. 31. 水稲収量と半月気温との相関率の変化。(池田による)

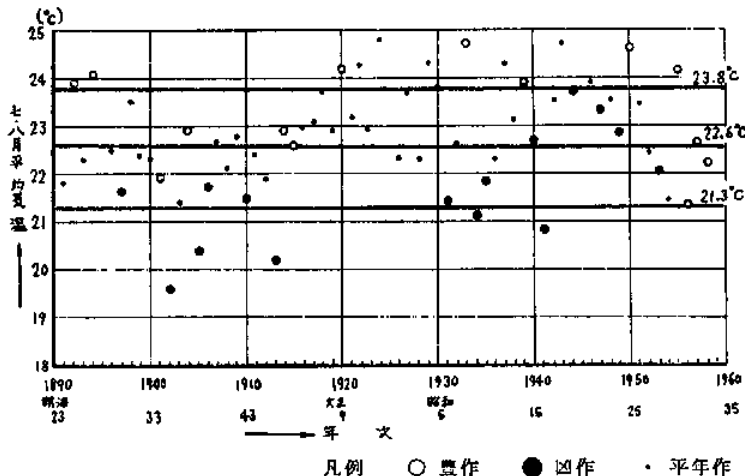


Fig. 32. 豊凶作に関する夏季の低温当量（東北）.

Table 20. 収量偏差と気温の相関表 (東北).

U \ θ	19.75	20.25	20.75	21.25	21.75	22.25	22.75	23.25	23.75	24.25	24.75	計
2.25				1						1		2
1.75							1		1		1	3
1.25					1	1	2		1	2	1	8
0.75							5	2	1	2	2	13
0.25				1	1	4	1	1	4	1		13
-0.25						3	2	1	1			7
-0.75				1	2	2	3	1	1		1	11
-1.25			1	1	3	1		1				7
-1.75	1											3
-2.25		2		1								1
計	1	2	1	5	8	11	14	6	9	6	5	68

(1890—1958 但し 1945 を除く)

23.8 - 21.3 = 2.5(°C) となるが、後述する暖地の場合 (第39図参照) に比べると圧倒的に小さく、気温の影響が非常に大きいことがわかる。

次に平年作をも含めた場合は第32図からわかるように複雑になつてくる。そこですべての年の収量と気温との関係について、一層これを詳細に知るために相関理論の方法に従つて解析を行なつてみる。

第20表は U と7—8月平均気温 θ の関係を示した階級別相関表であるが、得られた相関係数は $r = 0.5392$ となり、母相関係数 $\rho = 0$ に関する有意性の検定結果は危険率1%以下となつて非常に有意となる。

また気温 θ に対する U の直線回帰方程式は次式で与えられる。

$$\hat{U} = \bar{u} + b(\theta - \bar{\theta}) = 0.0955 + 0.476(\theta - 22.75) \dots\dots(29)$$

ここで、 \hat{U} ; U の推定値 (\bar{u} は U の平均値)
 $\bar{\theta}$; 気温 θ の平均値
 b ; 回帰係数

第33図はこの傾向を示したものである。

さて、(29)式の直線回帰において任意の θ に対する U の推定値 \hat{U} には平均値 \bar{u} に伴う誤差と回帰 b に伴う誤差とが加わるので推定値 \hat{U} の分散 $s_{\hat{U}}^2$ は相互に独立な \bar{u} の分散と $b\theta$ の分散の和で与えられる。²⁴⁾

$$s_{\hat{U}}^2 = \sigma_{u,\theta}^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\theta^2}{\sum \theta^2} \right) \dots\dots(30)$$

ただし、ここで $\theta = \theta - \bar{\theta}$, n ; 標本の大きさを示す。

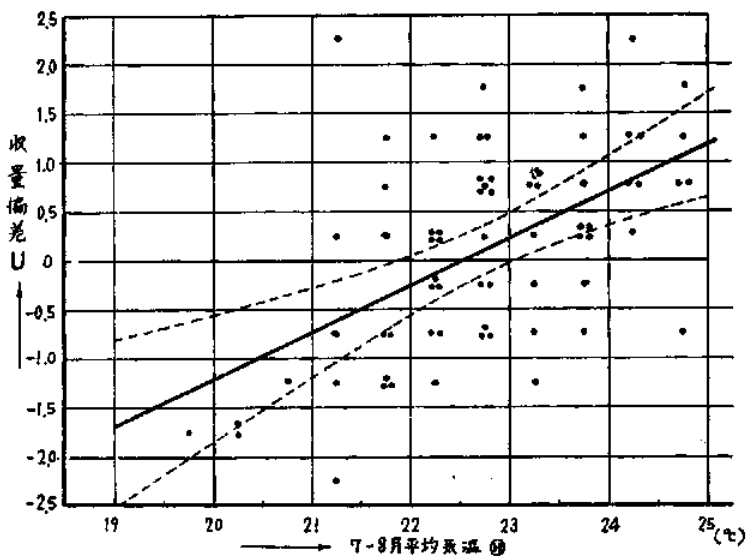


Fig. 33. 夏季気温に対する収量偏差 (U) の回帰 (東北).

また回帰からの分散 $s^2_{u,\theta}$ は不明であるため、その不偏推定値 $s^2_{u,\theta}$ を用いる。即ち

$$s^2_{u,\theta} = \Sigma(U - \hat{U})^2 / n - 2 = \Sigma(U - \bar{u} - b\theta)^2 \dots (31)$$

この場合、 $t = \frac{\hat{U} - E(U)}{s^2_{u,\theta} (\frac{1}{n} + \frac{\theta^2}{\Sigma\theta^2})}$ は自由度 $n-2$ なる

t 分布をするので、信頼度を $(1-\alpha)$ とし、推定値 \hat{U} の信頼限界を求めると次式で与えられる。

$$\hat{U} - t_{(1-\alpha)} \sqrt{s^2_{u,\theta} (\frac{1}{n} + \frac{\theta^2}{\Sigma\theta^2})} < E(\hat{U}) < \hat{U} + t_{(1-\alpha)} \sqrt{s^2_{u,\theta} (\frac{1}{n} + \frac{\theta^2}{\Sigma\theta^2})} \dots (32)$$

ここで、第20表及び(29)式から $s^2_{u,\theta} = 1.0705$, $\Sigma\theta^2 = 91.50$, $n = 68$ となる。

また、信頼度95% ($\alpha = 5\%$) の t の値は一般の統計数値表から、 $t_{(0.95)} = 2.00$ (ただしここで自由度 $d.f.$ は60とする) であるから、信頼度95%の \hat{U} の範囲は次式のようになる。

$$E(U) = \hat{U} \pm 2\sqrt{1.0705 (\frac{1}{68} + \frac{\theta^2}{91.50})} \dots (33)$$

第21表はこの計算結果を示したものである。また、第33図に示した双曲線はこの信頼限界を示したものである。

Table 21. \hat{U} の信頼限界。

θ (°C)	\hat{U}	$t_{95\%} s_{\hat{U}}$	$\hat{U} + t_{95\%} s_{\hat{U}}$	$\hat{U} - t_{95\%} s_{\hat{U}}$
19.25	-1.571	0.793	-0.778	-2.364
19.75	-1.333	0.692	-0.641	-2.025
20.25	-1.095	0.593	-0.502	-1.688
20.75	-0.857	0.499	-0.358	-1.356
21.25	-0.619	0.408	-0.211	-1.027
21.75	-0.381	0.330	-0.051	-0.711
22.25	-0.143	0.272	0.129	-0.415
22.75	0.096	0.249	0.345	-0.153
23.25	0.333	0.272	0.605	0.061
23.75	0.571	0.330	0.901	0.241
24.25	0.809	0.408	1.217	0.401
24.75	1.047	0.499	1.546	0.548

次に、第29図に示した $(x-U)$ の関係を用いて実際の偏差 $x (= y - \bar{y})$ と平均気温 θ との関係に書換え、これを滑らかな曲線で示したのが第34図である。そこでこの図から反収に及ぼす気温の影響を推定した場合、95%の信頼度によつて次のことが云えよう。

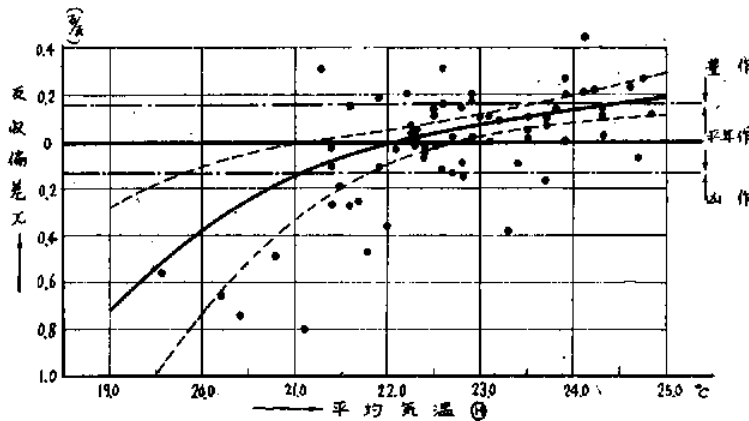


Fig. 34. 夏季気温に対する収量偏差 (x) の回帰 (東北)。

- i, 7—8月の平均気温が 22.0°C 前後で平均反収が得られる。
- ii, 平均気温が 21.0°C 以下になると平均反収以下となり、22.9°C を越えると平均反収以上となる。
- iii, 平均気温が 20.0°C 以下になると凶作となるが、24°C 以下となつても必ずしも豊作とは限らない。

以上、気温と反収の関係について、豊凶作のみを対象にした場合の気象当量の考へと、更には、半年作を

も加えたものに対する回帰分析の方法を用いて、反収に及ぼす気温の影響について調べたが、これらの結果から、特に低温に対する減収の割合が著しく、第34図にも示したように気温に対する反収の変動は線形に変化しない。また回帰分析による平均的な結果によると、凶作の限界温度は約 20.0°C であるが、実際の場合には更に高い温度で凶作となつており、第32図あるいは第34図に示したように 21.3°C を限界として、それより低い温度になつた場合は例外なく著しい凶作となつている。一方、東北6県の7—8月の平均気温

は、平均 22.75°C、標準偏差 1.160°C の正規分布 (第 35 図) と見做すことが出来るので、平均気温が 21.3°C 以下となるような頻度はかなり高い (確率約 0.1) ことが予想される。第 22 表は各地の 7 月の平均気温の標準偏差を示したものであるが、東北における気温の変動は烈しく、九州あるいは近畿に比べて 2 倍以上となっている。

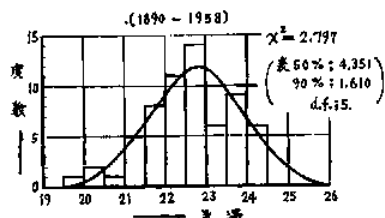


Fig. 35. 夏季 (7, 8 月) 平均気温の度数分布。(東北)

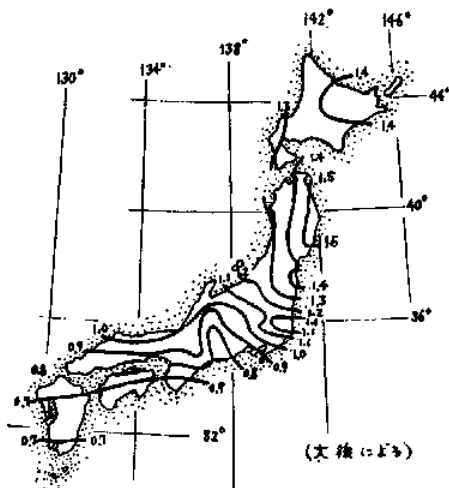


Fig. 36. 8 月平均気温の標準偏差の分布。(大雑によ)

Table 22. 7 月平均気温の標準偏差。

地名	標準偏差 (°C)	観測年数
福岡	1.16	50
大阪	1.19	58
東京	1.79	65
福島	2.71	58
山形	2.25	60
宮城	2.82	65
青森	2.31	62

(“東北の気候”²⁵⁾ による)

また、第 36 図は大後²⁶⁾によつて調べられた 8 月平均気温の標準偏差の分布を示したものであるが、やはり東北が最も大きく、特に太平洋沿岸域の岩手県、宮城県等において最も顕著である。

3. 温暖地の水稲生産力に及ぼす気候の影響

暖地における水稲栽培は比較的良好な環境条件に恵まれて早くから高い生産量をあげているが年による収量の変動は東北の場合と同様にかなり顕著である。

第 37 図は九州の場合について毎年の反収と logistic 曲線による傾向変動を示したものであるが反収偏差 $y - \bar{y}$ は第 38 図のヒストグラムにみられるように東北と異なりほぼ正規分布と見做すことが出来る。そこで種々の出現確率に対する反収偏差の限界を求めると第 23 表のようになる。即ち東北の場合と同様に出現確率 1/5 (5 年に 1 回) の正負の偏差を夫々豊作、凶作の限界とすると ± 0.16 石/反で、豊作の偏差は東北の場合と同じであるが、凶作の場合は東北に比べてより大である。第 37 図に示した上下 2 つの点線は夫々上に規定した豊凶作の限界を示したものである。

一般に暖地における水稲栽培は温暖な気候条件に恵まれているために環境上の限定要因を見出すことが困難である。またその上干害、風水害等の気象災害が相当頻繁に発生して減収をもたらすために一層これを複

Table 23. 反収偏差の出現確率。

出現確率	偏 差 $y - \bar{y}$					
	正の偏差	期待回数	実測回数	負の偏差	期待回数	実測回数
1/5	0.16 石/反 以上	14.6	15	-0.16 石/反 以下	14.6	14
1/10	0.24 "	7.3	4	-0.24 "	7.3	7
1/20	0.30 "	3.7	3	-0.30 "	3.7	4
1/50	0.37 "	1.5	2	-0.37 "	1.5	3

雑にしている。例えば第 39 図 [I] 及び [II] は夫々豊凶作と 7—8 月平均気温及び 9—10 月日照時数の関係を示したものであるが何れも明瞭な気象当量を決定することが出来ない。

このようなことから以下主として水稲豊凶 参照試験²⁷⁾の成績を用いて、気象要因との関係を相関法に基づく統計学的解析によつて、水稲生産量と気候条件の関連を明瞭にしたい。

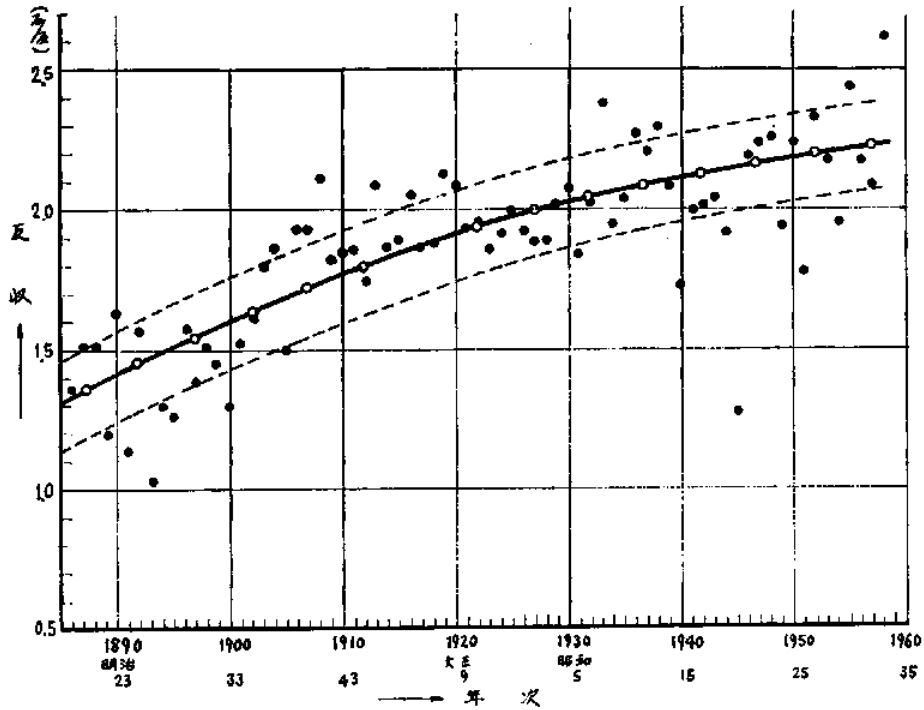


Fig. 37. 反収の変動と豊凶作の限界.

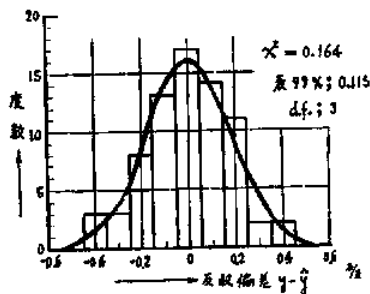


Fig. 38. 反収偏差のヒストグラム

(1) 収量に影響を及ぼす気象要因の選択²⁸⁾

従来、暖地水稲気象の研究成果はかなりの数にのぼっているが、気象要因選択に客観的な方法を用いたものは比較的少ない。そこでここでは福岡の場合を例にとり相関法によつて、水稲反収に最も関係の深い気象要因を選択する。

使用した資料は水稲豊凶参照試験のうち福岡県立農事試験場の晩生種（品種；目利，神力）の収量（1919—1938）と同期間の福岡管区気象台の気象資料を用いた。

まず収量に関して年次的な傾向変動が認められる場

合は、これを除いた残りの変動、即ち定常時系列について解析する必要がある。第40図に示した収量折線からわかるように反収は年々僅かではあるが増加している。

一般に豊凶参照試験は一定の耕種要綱に基づいて行なわれたものであるが、長期間の間には耕地の条件に変化が生じて、このような結果になつたものと考えられる。

いまこのような傾向変動が直線で表現出来るものとして求める回帰直線を次のように表わす。

$$\hat{Y} = \bar{y} + b(t_i - \bar{t})$$

ここで、 \hat{Y} ；収量 Y の推定値 (メ/反)，
 \bar{y} ； Y の平均値， t_i ；年次 (i は 1919 年を 1 として順次 1, 2, 3, ..., 20)， \bar{t} ； t_i の平均値で 10.5，
 b ；回帰係数。

これを実際に求めると次のようになる。

$$\hat{Y} = 92.903 + 0.924t_i \dots\dots\dots(34)$$

回帰係数 b に関する t 検定の結果は $t = 2.17$ ($d.f. = 18$) となつて、危険率 5% で (34) 式の成立を容認し得る。毎年の値からこの傾向変動の値を除いた値、即ち i に対する Y のすべての値を求めて、これを修正

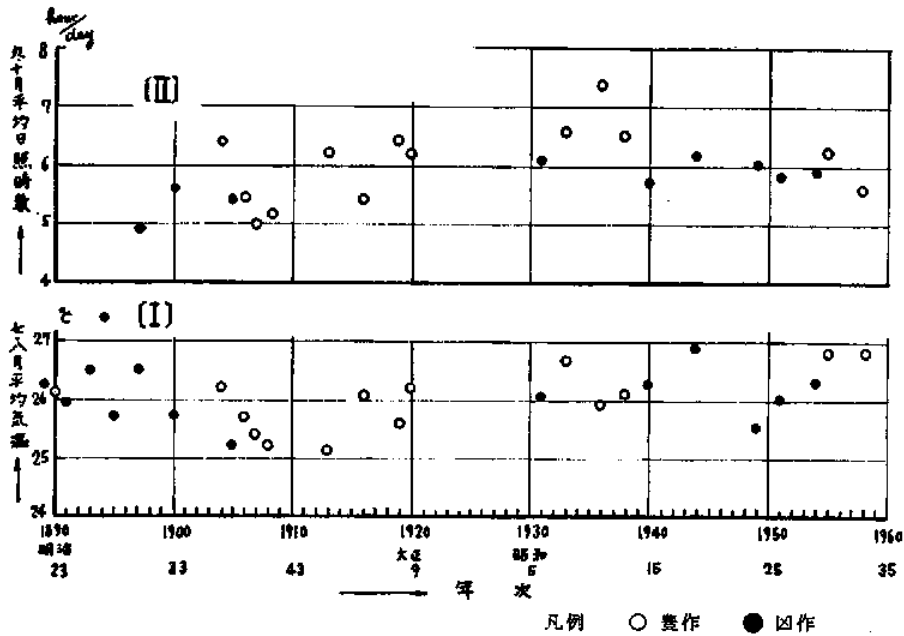


Fig. 39. 粳凶作と日照及び気温の関係 (九州).

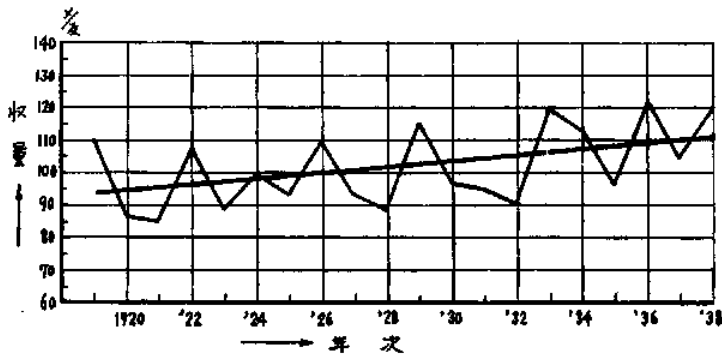


Fig. 40. 反収の傾向変動.

収量 Y_0 と呼ぶことにして、以下 Y_0 の値と気象要因の関係求める。

一般に福岡における粳稲の本田生育期間は7—10月である。そこでここでは多数の気象要因について考える関係上、この期間内において1カ月を期間の単位として収量と気象要因の関係を求めた。

先ず収量に関係を有すると考えられる気象要因を多数選び出して、収量との単相関を求め、その中で一応関係があると考えられる要因14を相関係数の大きさの順に示したのが第24表である。

この表には降水量並びに土壌に関する気象要因を含んでいない。これは試験田における資料を用いた関係上、人為的な制御が地上におけるそれ以外の気象条件

Table 24.

気象要因	記号	平均	相関係数 r
9月平均日照率(%)	A	46.65	0.589
9月平均気温較差(%)	B	9.11	0.554
9月平均最高気温(°C)	C	27.2	0.301
10月平均日照率(%)	D	50.00	-0.233
10月平均最低気温(°C)	E	10.6	0.227
10月平均気温較差(°C)	F	11.84	-0.185
10月平均気温(°C)	G	16.21	0.181
9月平均気温25°C以上の日数	H	6.15	0.151
8月平均気温(°C)	I	26.75	0.144
8月平均日照率(%)	J	58.50	0.137
9月平均最低気温(°C)	K	18.09	-0.136
9月平均気温(°C)	L	22.25	0.116
7月平均日照率(%)	M	50.10	0.108
8月平均最低気温(°C)	N	22.85	0.103

に比較して大きくこれを同一な条件で取扱うのは都合が悪いと考えたためである。

第24表の結果は嵐、立石^{29,30)}の求めたものとおおむね同じ傾向を示しており、特別相関度の高いものは認められない。

一般に収量と気象要因の関係を定量的に調査する場合、なるべく要因数を少なくした方が好ましい。したがってここでは上記した14の気象要因の中から収量に最も大きな影響を及ぼす2~3の要因を選択することにする。Kincer and Mattice³¹⁾はかつて小麦及びトウモロコシの収量に影響を及ぼす多数の気象要因の

中で、ある要因と他の要因を組合せて収量との重相関係数を最も増加させるもののみを残し、他の要因を除外した。かような組合せを繰返し行ない、最早収量との重相関係数を増加させなくなるまで続け、最後に数種の要因を選択した。ここでもこのような考え方を適用する。方法の概要並びに結果は次の通りである。

先ず第24表において単相関係数の最も大きな9月の平均日照率 ($r_{YA} = 0.589$) と他の要因とを夫々組合せて収量との重相関係数を求める。この結果は第25表Iに示したように8月の平均気温と組合せたものが最大で $R_{Y, AI} = 0.627$ となる。

Table 25.

I			II		
1	2	3	1	2	3
$r_{YA} = 0.589$	$r_{AB} = 0.889$	$R_{Y, AB} = 0.593$	$r_{YA} = 0.627$	$r_{AIB} = 0.857$	$R_{Y, AIB} = 0.628$
$r_{YB} = 0.554$	$r_{AG} = 0.597$	$R_{Y, AG} = 0.592$	$r_{YB} = 0.554$	$r_{AIG} = 0.604$	$R_{Y, AIG} = 0.635$
$r_{YC} = 0.301$	$r_{AD} = -0.146$	$R_{Y, AD} = 0.607$	$r_{YC} = 0.301$	$r_{AID} = -0.311$	$R_{Y, AID} = 0.628$
$r_{YD} = 0.233$	$r_{AE} = 0.347$	$R_{Y, AE} = 0.590$	$r_{YD} = -0.233$	$r_{AIE} = 0.388$	$R_{Y, AIE} = 0.627$
$r_{YE} = 0.227$	$r_{AF} = -0.146$	$R_{Y, AF} = 0.597$	$r_{YE} = 0.227$	$r_{AIF} = -0.279$	$R_{Y, AIF} = 0.627$
$r_{YF} = -0.185$	$r_{AG} = 0.380$	$R_{Y, AG} = 0.592$	$r_{YF} = -0.185$	$r_{AIG} = 0.340$	$R_{Y, AIG} = 0.628$
$r_{YG} = 0.181$	$r_{AH} = 0.325$	$R_{Y, AH} = 0.591$	$r_{YG} = 0.181$	$r_{AIG} = 0.329$	$R_{Y, AIG} = 0.630$
$r_{YH} = 0.151$	$r_{AI} = -0.119$	$R_{Y, AI} = 0.627$	$r_{YH} = 0.151$	$r_{AIH} = 0.695$	$R_{Y, AIH} = 0.632$
$r_{YI} = 0.144$	$r_{AJ} = -0.085$	$R_{Y, AJ} = 0.618$	$r_{YI} = 0.137$	$r_{AIJ} = -0.053$	$R_{Y, AIJ} = 0.636$
$r_{YJ} = 0.137$	$r_{AK} = -0.124$	$R_{Y, AK} = 0.593$	$r_{YJ} = 0.137$	$r_{AIK} = 0.349$	$R_{Y, AIK} = 0.637$
$r_{YK} = -0.136$	$r_{AL} = 0.275$	$R_{Y, AL} = 0.591$	$r_{YK} = -0.136$	$r_{AIL} = 0.043$	$R_{Y, AIL} = 0.632$
$r_{YL} = 0.116$	$r_{AM} = 0.042$	$R_{Y, AM} = 0.590$	$r_{YL} = 0.116$	$r_{AIM} = 0.225$	$R_{Y, AIM} = 0.628$
$r_{YM} = 0.108$	$r_{AN} = 0.028$	$R_{Y, AN} = 0.603$	$r_{YM} = 0.108$		
$r_{YN} = 0.103$			$r_{YN} = 0.103$		

次にこれら2つの要因(A, I)を用いて収量に関する重回帰方程式を求める。いま2要因A及びIについての变量を夫々 X_A, X_I とし、収量 Y_C に関する重回帰方程式を次の如く表わす。

$$\hat{Y}_C = \bar{y}_C + \beta_{Y, A} (X_A - \bar{x}_A) + \beta_{Y, I} (X_I - \bar{x}_I) \dots (35)$$

ここで $\bar{y}_C, \bar{x}_A, \bar{x}_I$ は夫々 Y_C, X_A, X_I の平均値、 $\beta_{Y, A}, \beta_{Y, I}$ は夫々 X_A, X_I についての偏回帰係数を示す。

(35)式において2つの β の値を決定するために相関法を用いると、次のような連立方程式を解けば良いことになる。

$$\left. \begin{aligned} \beta_{Y, A} S_{XA} + \beta_{Y, I} r_{AI} S_{XI} &= r_{YA} S_Y \\ \beta_{Y, I} r_{AI} S_{XA} + \beta_{Y, I} S_{XI} &= r_{YI} S_Y \end{aligned} \right\} \dots (36)$$

ここで S_Y, S_{XA}, S_{XI} は夫々 Y_C, X_A, X_I の標準偏差を示す。したがって

$$\left. \begin{aligned} \beta_{Y, A} &= \frac{r_{YA} - r_{AI} r_{YI}}{1 - r_{AI}^2} \frac{S_Y}{S_{XA}} \\ \beta_{Y, I} &= \frac{r_{YI} - r_{AI} r_{YA}}{1 - r_{AI}^2} \frac{S_Y}{S_{XI}} \end{aligned} \right\} \dots (37)$$

(37)式において標準偏差の比を除いた値即ち標準偏回帰係数 β' を用いると(35)式は次のようになる。³²⁾

$$\hat{Y}_C = \bar{y}_C + \beta'_{Y, A} \frac{S_Y}{S_{XA}} (X_A - \bar{x}_A) + \beta'_{Y, I} \frac{S_Y}{S_{XI}} (X_I - \bar{x}_I) \dots (38)$$

また重相関係数 $R_{Y, AI}$ は次の式から求めることが出来る。

$$R^2_{Y, AI} = r_{YA} \beta'_{Y, A} + r_{YI} \beta'_{Y, I} \dots (39)$$

したがって、求める回帰方程式は次式で与えられる。

$$\hat{Y}_C = -31.345 + 0.739 X_A + 3.356 X_I \dots (40)$$

(40)式から毎年の推定収量を求めて図示したのが第41図である。

図から2要因を用いて求めた回帰方程式でかなり好結果が得られることがわかる。(40)式で与えられた重回帰方程式の適合度を検定するために、全変動を回帰に基づくものと推定の誤差に基づくものとに分けて、

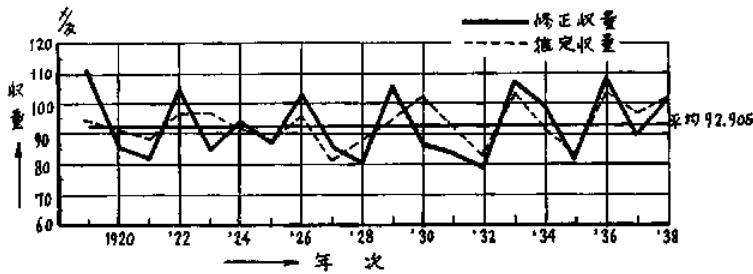


Fig. 41. 9月の平均日照率と8月の平均気温に対する収量の回帰.

その平均平方の比、即ち F の値を求めると、 $F=5.50$ ($d.f.$ は回帰; 2, 推定の誤差; 17) となり、有意水準 5% で、このような回帰が存在すると考えて差支えない。次に 2 つの要因、即ち 9 月の日照率と 8 月の平均気温の相対的な比重を調べるために夫々の標準偏回帰係数を比較すると、上述したように前者の 0.615 に対して後者は 0.217 である。いま夫々の母回帰係数を 0 と仮定して t 検定を行なうと、 $\beta'_{Y_{A_1}}; 2.97$, $\beta'_{Y_{A_2}}; 1.06$ ($d.f.$ は何れも 17) となり 9 月の日照率は非常に有意となるが、8 月の平均気温の場合、収量に及ぼす影響は前者に比較して余り大きくない。

次に求められた毎年の推定収量を新しい要因、即ち天気指数として取扱ひ、これを A_1 で表わす。これはいままでに考慮した 2 つの変量 X_A, X_L の代りに 1 つの新変量 X_{A_1} を用いることを意味する。そして A_1 と A 及び I 以外の要因とを組合せて、前と同様に収量に対する重回帰係数を求めると第 25 表 II のようになり、9 月の平均気温と組合せたものが最大で $R_{Y_{A_1L}} = 0.637$ となる。収量に関する重回帰方程式は次の通りである。

$$\hat{Y} = 23.583 + 1.063X_{A_1} - 1.324X_L \dots\dots\dots(41)$$

ここで、 X_{A_1}, X_L は夫々 A_1 及び L に関する変量を示す。(40) 式について行なつた検定と同様に F の値を求めてみると、 $F = 3.63$ ($d.f.$ は回帰; 3, 推定の誤差; 16) となり、第 3 番目の要因 (9 月の平均気温) を加えてもあまり効果がないことがわかる。

したがつて上記した 14 の気象要因の中から有意な回帰方程式を得るには 2 つの要因、即ち 9 月の平均日照率及び 8 月の平均気温を用いるのみで十分であると考えられる。

佐藤^{33, 34)} は暖地における晩稲栽培に最も大きな影響を及ぼすのは 7 月及び 8 月の平均気温と 9 月及び 10 月の日照時数であることを見出したが、著者の場合もほぼ同様な傾向を示しており、その中でも 9 月の日照

率の影響が最も大きく、次いで 8 月の平均気温であることがわかつた。

(2) 収量に及ぼす日照効果の時期変化³⁵⁾

前節において水稻反収に対する気象要因の影響は 9 月の日照率が最も大きいことを見出した。収量の回帰を求めるにはこのような月単位の値で十分その目的を達することがわかつたが、収量に及ぼす日照効果を知るにはこれだけでは不十分である。いま仮りに 9 月のみを考えただけでも上旬と下旬とでは与える影響が異なっているであろう。また 9 月においてかような高い相関を示したのは、あるいはそれ以前の時期における日照条件に幾分か影響されたからかも知れない。

このようなことから、ここでは本田移植後の全生育期間 (7—10 月) を 10 日ずつに区切つて (7 月 1 日—10 月 28 日) 12 の期間区分をつくり、夫々の時期における日照効果の状態を調べてみる。

一般の方法でこれを求めるには 12 の夫々異なつた偏回帰係数を求めることが必要である。このことは計算が煩雑である上に高々 20 年間の資料から算定した回帰方程式に、このように多数の常数を含んでは正確な結果を得難い。かつて R. A. Fisher³⁶⁾ は小麦の収量に及ぼす降水量の影響を調査した時、次のような方法を用いたが、ここでもその方法を適用する。

いま、12 の未知数をもつた重回帰方程式を次のように表わす。

$$\hat{Y}_S = C + \alpha_1(1) + \alpha_2(2) + \dots + \alpha_i(i) + \dots + \alpha_{12}(12) \dots\dots\dots(42)$$

ここで \hat{Y}_S は日照時数によつて推定した収量、 C は常数、 α_i は或期間 (10 日ずつに区切つた区間) i における偏回帰係数を表わし、その期間における日照効果を示すものである。いま、10 日ずつに区切つた期間内におけるある単位量の付加日照時数は夫々独立に取扱われるがこれらは連続的に且ゆるやかに変化するものと仮定する。このように時間に対して連続的に変

化するならば、求める回帰係数は時間の函数で表わすことが出来る。Fisherはこのように考えて、かような函数は比較的少ない直交多項式で表わし得るとした、即ち

$$a = \alpha_0 T_0 + \alpha_1 T_1 + \alpha_2 T_2 + \dots \dots \dots (43)$$

ここで、 T は時間の直交函数を示す。次にある期間における日照時数の影響が $\alpha(t)s(t)dt$ の如き形で表わされるとする。ここで $s(t)dt$ は時間 t と $t+dt$ 間の日照時数を示す。そうすると(42)式は次のように表わすことが出来る。

$$\hat{Y}_s = C + \int_0^T \alpha(t)s(t)dt \dots \dots \dots (44)$$

ここで(43)式の関係を用いると(44)式は次のようになる。

$$\begin{aligned} Ys &= C + \int_0^T (\alpha_0 T_0 + \alpha_1 T_1 + \alpha_2 T_2 + \dots) s(t) dt \\ &= C + \alpha_0 \int_0^T T_0'(t) dt + \alpha_1 \int_0^T T_1 s(t) dt \\ &\quad + \alpha_2 \int_0^T T_2 s(t) dt + \dots \dots \dots (45) \end{aligned}$$

ここで $\int_0^T T_i'(t) dt$ は実際の日照時数から求めることが出来る量である。

次に各期間における日照時数もまた時間の連続函数

と考へて直交多項式で表現出来るとした、即ち

$$\rho_0 T_0 + \rho_1 T_1 + \rho_2 T_2 + \dots \dots \dots (42)$$

ここで、 ρ_i は $\int_0^T T_i'(t) dt$ を表わすもので、 T は前述のものと同様に時間の直交標準函数を示す、即ち

$$\int_0^T T_m T_n dt = 0 \quad (m \neq n), \quad \int_0^T T_m^2 dt = 1$$

次に ρ_i 、即ち $\int_0^T T_i s(t) dt$ を実際の日照時数から求めるには次のようにして求める。

$$\rho_i = \Sigma(sT_i)$$

ここで Σ は12の区間即ち7月1日から10月28日迄の120日間の総和を示し、 s は10日間毎の日照時数を示す。したがつて ρ_i の値が実際に求まると α_i の値は最小二乗法を用いて決定することが出来る。しかし乍ら實際上 T_i の値を求めて ρ_i を算定するのはかなり面倒である。Davis and Pallessen³⁶⁾は T_i の代りに標準化されていないが整数値を持つ ξ_i' の値を用いて算定法を次のように簡単化した。即ち ξ_i' と T_i の間には次のような関係があり、しかも ξ_i' の値は一般の統計数値表³⁷⁾に示されている。

いま、 $\rho_i' = \Sigma(s\xi_i')$ と置くと(46)式は次のようになる。

$$\frac{\rho_0' \xi_0'}{\Sigma(\xi_0'^2)} + \frac{\rho_1' \xi_1'}{\Sigma(\xi_1'^2)} + \frac{\rho_2' \xi_2'}{\Sigma(\xi_2'^2)} + \dots \dots \dots (47)$$

Table 26.

年次	取量 Yc (頁/反)	ρ_0'	ρ_1'	ρ_2'	ρ_3'	ρ_4'	ρ_5'
1919	110.7	796.7	321.1	1,514.5	913.5	4,800.8	- 203.4
'20	86.5	840.3	- 92.3	2,364.9	2,705.9	-1,403.6	1,463.0
'21	83.2	814.5	- 841.9	-1,108.5	1,629.1	-1,068.3	-1,882.7
'22	105.4	863.2	- 400.6	-4,266.8	5,055.4	-1,318.0	2,387.8
'23	85.1	814.4	- 522.6	-3,992.8	2,913.4	-3,992.8	-2,180.6
'24	94.8	830.7	- 871.5	720.9	542.3	-1,693.5	-4,278.1
'25	86.9	822.3	- 90.3	- 978.9	2,828.5	921.3	-4,465.1
'26	102.6	849.2	- 763.6	- 319.6	3,022.0	-1,536.6	1,504.6
'27	85.5	690.4	20.1	1,165.3	3,475.1	2,722.7	3,642.5
'28	80.3	767.7	308.1	- 797.5	362.9	- 103.3	-2,758.3
'29	105.3	842.3	- 376.9	-4,164.3	4,668.3	-3,294.4	3,061.8
'30	85.9	895.4	- 501.4	876.2	-196.2	-3,445.8	- 923.4
'31	83.9	644.4	463.9	-3,356.3	2,109.1	2,871.6	-4,132.9
'32	78.7	763.9	- 417.0	- 573.6	1,907.4	-4,944.6	1,479.0
'33	106.8	841.4	- 617.0	-1,832.2	445.0	- 124.5	952.6
'34	98.7	839.8	-1,251.4	1,176.4	1,750.0	2,812.7	-4,732.7
'35	80.9	782.6	- 424.2	964.4	3,141.6	-2,623.3	-2,682.7
'36	107.5	797.2	657.2	-1,449.2	1,937.2	-1,618.8	4,669.6
'37	88.5	805.0	- 344.8	- 413.3	2,190.2	4,606.9	-1,708.1
'38	100.4	851.5	- 818.9	-2,415.5	705.3	- 929.9	3,088.1
計		16,153.2	-6,564.0	-19,912.9	42,106.0	-14,806.8	-7,754.0
平均	92,905	807.66	- 328.2	-995,645	2,105.3	-740.34	- 387.7

次に

$$\frac{\alpha_i}{\Sigma(\xi_i'^2)} = \alpha_i' \text{ と置くと}$$

$$\alpha_i T_i = \alpha_i' \sqrt{\Sigma(\xi_i'^2)} \cdot \frac{\xi_i'}{\sqrt{\Sigma(\xi_i'^2)}} = \alpha_i' \xi_i' \dots (48)$$

したがつて(43)式は次のように書換えることが出来るので、 α_i の代わりに α_i' を求めれば良いことになる。

$$a = \alpha_0' \xi_0' + \alpha_1' \xi_1' + \alpha_2' \xi_2' + \dots \quad (49)$$

$$\begin{cases} \alpha_0' \Sigma(\rho_0''^2) + \alpha_1' \Sigma(\rho_0'' \rho_1'') + \alpha_2' \Sigma(\rho_0'' \rho_2'') + \dots + \alpha_5' \Sigma(\rho_0'' \rho_5'') = \Sigma(y \rho_0'') \\ \alpha_0' \Sigma(\rho_0'' \rho_1'') + \alpha_1' \Sigma(\rho_1''^2) + \alpha_2' \Sigma(\rho_1'' \rho_2'') + \dots + \alpha_5' \Sigma(\rho_1'' \rho_5'') = \Sigma(y \rho_1'') \\ \vdots \\ \alpha_0' \Sigma(\rho_0'' \rho_5'') + \alpha_1' \Sigma(\rho_1'' \rho_5'') + \alpha_2' \Sigma(\rho_2'' \rho_5'') + \dots + \alpha_5' \Sigma(\rho_5''^2) = \Sigma(y \rho_5'') \end{cases}$$

Table 27.

	ρ_0''	ρ_1''	ρ_2''	ρ_3''	ρ_4''	ρ_5''
ρ_0''	64,387.19	-312,473.46	71,371.1	-135,213.44	-525,392.15	410,379.1
ρ_1''		4,676,367.8	-2,799,932.4	754,629.0	4,966,839.0	12,576,891.0
ρ_2''			70,473,919.0	-16,572,885.0	583,038.7	-19,945,097.0
ρ_3''				37,939,893.0	-15,966,090.0	23,733,951.0
ρ_4''					142,079,970.0	-60,418,202.0
ρ_5''						168,415,330.0
$\Sigma y \rho_0''$	4,984.754	$\Sigma y \rho_2'' = -137,012.9$	$\Sigma y \rho_4'' = 136,551.83$			
$\Sigma y \rho_1''$	-4,356.88	$\Sigma y \rho_3'' = 24,582.0$	$\Sigma y \rho_5'' = 272,361.64$			
		$\Sigma y_2 = 2,173.87$				

第 27 表から α' の値は夫々次のようになる。

$$\begin{aligned} \alpha_0' &= 0.012293, & \alpha_3' &= -0.0007798 \\ \alpha_1' &= -0.013698, & \alpha_4' &= 0.0029216 \\ \alpha_2' &= -0.0016988, & \alpha_5' &= 0.003589 \end{aligned}$$

さて、ここでは 5 次の直交多項式であてはめることが出来るとして算定した。即ち各期間の日照時数 $s_1, s_2, s_3, \dots, s_{12}$ と $\xi'(n=12)$ の値から $\rho_0', \rho_1', \rho_2', \dots, \rho_5'$ の値を求めると第 26 表のようになる。ここで表に示した収量は前節に与えた修正収量を示す。

次に第 26 表の夫々について平均値からの偏差平方和及び偏差積和を求めると第 27 表のようになる。したがつてこの値を用い α' の値を決定するには次のような 6 元連立方程式を解けば良い。

第 42 図は(49)式を用いて a の変化を示したものであるが、これは 7 月 1 日 - 10 月 28 日の間の任意の区間において、単位時間 (1 時間) の日照時数の増加が反収に及ぼす平均的な影響を示すものである。図から

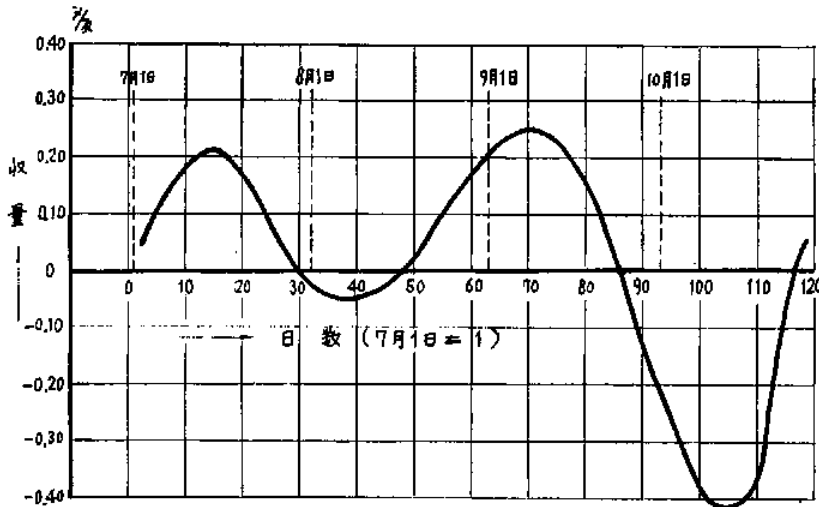


Fig. 42. 1 時間の附加日照時数が収量に及ぼす平均的効果

わかるように収量に対する日照時数の効果は7月中旬及び8月下旬から9月上旬にかけて大きい。このことは7月の栄養生長の盛んな時期と8月下旬のいわゆる開花期にはじまる生殖生長の初期において最も多くの日照を必要とし、その中でも9月の10日前後にその最大値が存在している。9月の好天気が多収穫をもたらすという従来の考え方を裏書きしている。また逆に8月の初旬並びに10月における負の効果は、これらの時期においては比較的日照を必要としないことを意味するもので、特に10月においては実際の日照時数より更に少なくても良いことを示している。

次に日照時数に対する収量の回帰方程式は次式によ

つて与えられる。

$$\hat{Y}_s = 81.977 + 0.012293\rho_0' - 0.013698\rho_1' - 0.0016988\rho_2' - 0.0007798\rho_3' + 0.0029216\rho_4' + 0.003589\rho_5' \dots\dots\dots(50)$$

また(50)式から毎年の推定収量を求めると第43図に示したようになる。前節におけると同様に全変動を回帰に基くものと、推定の誤差に基くものとに分けて、各々の平均平方の比を求めると第28表に示すようになって非常に有意となる。また、この場合の重回関係数は $R = 0.887$ となる。

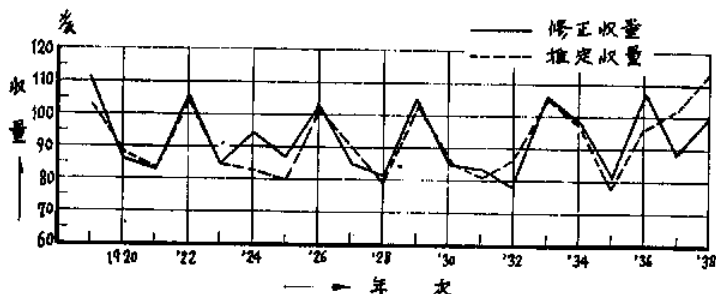


Fig. 43. 直交多項式から求めた収量の回帰。

Table 28. 回帰方程式の適合度に関する F 検定。

変 動 因	自由 度	平 方 和	平均平方	F=8,009 表: 5%, 2.92 1%, 4.62
回 帰	6	1710.988	285.165	
推定の誤差	13	462.882	35.606	
全 体	19	2173.87		

(3) 収量に影響を及ぼす日照時数と平均気温の同時相関⁸⁹⁾

(1)節において福岡における晩稲の収量に対する気象要因の影響は9月の日照と8月の平均気温が最も重要であることを見出した。また(2)節においては水稲の本田生育期間中における日照時数の単独効果について考察した。

ここでは(1)節において用いた資料と同じものを用い、8月及び9月の夫々の月の日照時数と平均気温の水稲反収に及ぼす影響を同時相関々係の考えに基づいて分析してみる。即ちある月における日照時数の影響は同じ月の気温の高低によつて異なる。また逆に気温の影響は日照時数の多少によつて異なるということを仮定して、収量に対する日照時数と平均気温の従属関係を求めようとするものである。

先ず8月及び9月の夫々の月の日照時数と平均気温

に対する収量の回帰方程式は次式で表わされるものとする。

$$\hat{Z} = \bar{z} + A_1(X_1 - \bar{x}_1) + A_2(X_2 - \bar{x}_2) + B_1(Y_1 - \bar{y}_1) + B_2(Y_2 - \bar{y}_2) \dots\dots\dots(51)$$

ここで

\hat{Z} : 推定収量 (\bar{z} は収量 Z の平均値), X_1, X_2 : 夫々8月及び9月の日照時数 (\bar{x}_1, \bar{x}_2 は夫々の平均値),

Y_1, Y_2 : 夫々8月及び9月の平均気温 (\bar{y}_1, \bar{y}_2 は夫々の平均値),

を示す。

簡単のために(51)式において各々の変量をその平均値に対する偏差で示し、これを次のように書換える。

$$\hat{z} = A_1x_1 + A_2x_2 + B_1y_1 + B_2y_2 \dots\dots\dots(52)$$

ここで変量を示す小文字は何れも偏差を示す。

さて、(52)式において右辺の変量は何れも互いに独立して収量に影響を及ぼすと考えたのであるが、若し収量に対する日照時数の影響が同じ月の気温の高低によつて異なり、また逆に気温の影響が日照時数の多少によつて異なる場合には、この関係式では都合が悪い。そこで簡単のために、若し同じ月における日照時数と平均気温の影響の間に次に示すような直線的な関係が

成立すると仮定すれば、(52)式は次の(53)式のように書換えられる。

$$\begin{aligned}
 A_1 &= a_1 + \alpha_1 y_1, & A_2 &= a_2 + \alpha_2 y_2 \\
 B_1 &= b_1 + \beta_1 x_1, & B_2 &= b_2 + \beta_2 x_2
 \end{aligned}$$

ただし、ここで a, b, α, β は何れも常数

$$\begin{aligned}
 \hat{z} &= a_1 x_1 + b_1 y_1 + c_1 x_1 y_1 \\
 &+ a_2 x_2 + b_2 y_2 + c_2 x_2 y_2 \dots\dots\dots(53)
 \end{aligned}$$

ここで $\alpha_1 + \beta_1 = c_1, \alpha_2 + \beta_2 = c_2$
 (53)式からわかるようにある月の日照時数(気温)の影響は同じ月の気温(日照時数)を考慮してはじめて明瞭になることを示している。

このような考えは Hendricks と Scholl³⁰⁾ が1943年にトウモロコシの収量に対する気温と降水量の同時効果を研究したのが最初で、収量に対する2つの気象要因の Joint relationship と称した。

次に月毎の各々の変量に対する収量の変化は次のようにして求めることが出来る。

$$\begin{aligned}
 \text{日照時数} \begin{cases} \frac{\partial \hat{z}}{\partial x_1} = a_1 + c_1 y_1 & (8 \text{ 月}) \\ \frac{\partial \hat{z}}{\partial x_2} = a_2 + c_2 y_2 & (9 \text{ 月}) \end{cases} \\
 \text{平均気温} \begin{cases} \frac{\partial \hat{z}}{\partial y_1} = b_1 + c_1 x_1 & (8 \text{ 月}) \\ \frac{\partial \hat{z}}{\partial y_2} = b_2 + c_2 x_2 & (9 \text{ 月}) \end{cases}
 \end{aligned}$$

計算に用いた資料は第29表に示した如くである。ここで収量は(1)節において与えた修正収量を kg/a の単位に換算したものである。

第29表の値から最小二乗法を適用して(53)式に示した各々の回帰係数を求めると次のようになる。

Table 29.

年次	収量 Z (kg/a)	日照時数 (hour/day)		気温 (°C)	
		8月 X ₁	9月 X ₂	8月 Y ₁	9月 Y ₂
'19	41.9	7.2	6.7	25.7	21.4
'20	32.7	7.0	6.0	25.9	23.3
'21	31.5	8.6	5.0	26.9	21.5
'22	39.9	9.6	5.7	28.1	23.5
'23	32.2	9.0	6.1	27.7	22.9
'24	35.9	7.8	5.7	26.5	21.7
'25	32.9	9.1	4.8	26.7	22.5
'26	38.8	8.6	5.6	27.9	23.6
'27	32.3	5.6	3.9	26.4	21.1
'28	30.4	7.0	5.7	25.5	23.8
'29	40.0	8.7	5.7	27.2	21.7
'30	32.5	6.8	7.3	26.7	21.6
'31	31.7	7.8	5.1	27.3	22.8
'32	29.8	6.5	4.3	26.4	20.8
'33	40.0	7.4	7.4	26.6	22.5
'34	37.3	9.2	5.2	27.0	21.6
'35	30.6	7.7	4.0	26.5	21.5
'36	40.7	5.5	7.8	26.2	23.3
'37	33.5	8.6	6.0	27.3	22.8
'38	38.0	7.9	7.2	26.5	21.2
平均	35.15	7.78	5.76	26.75	22.25

$$\begin{aligned}
 a_1 &= 1.1221, & a_2 &= 2.7107 \\
 b_1 &= 0.0812, & b_2 &= -0.8881 \\
 c_1 &= 0.8998, & c_2 &= 0.5574
 \end{aligned}$$

したがって求める回帰方程式は次のようになる。

$$\begin{aligned}
 \hat{z} &= 1.1221x_1 + 0.0812y_1 + 0.8998x_1y_1 \\
 &+ 2.7107x_2 - 0.8881y_2 + 0.5574x_2y_2 \dots\dots\dots(54)
 \end{aligned}$$

第44図は(54)式から推定した毎年の収量を示したものである。推定値の適合度に関する F 検定の結果は5%水準で有意となるので、収量に対する2つの要因の同時相関々係の解析に(54)式を利用して差支えない

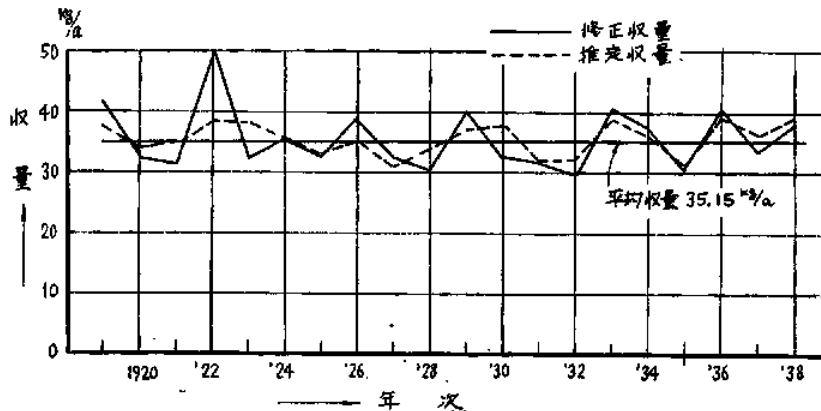


Fig. 44. 収量の回帰,

ものと考えられる。

また(54)式から各々の気象変量に対する収量の変化を推定すると次のようになる。

$$\begin{cases} \frac{\partial z}{\partial x_1} = 1.1221 + 0.8998y_1 & (8月) \\ \frac{\partial z}{\partial x_2} = 2.7107 + 0.5574y_2 & (9月) \\ \frac{\partial z}{\partial y_1} = 0.0812 + 0.8998x_1 & (8月) \\ \frac{\partial z}{\partial y_2} = -0.8881 + 0.5574x_2 & (9月) \end{cases}$$

これらの関係を図示すると次の第45図及び第46図のようになる。図中実線で示した部分は使用した統計年次内において実際に現われた平均気温あるいは日照時数の値に対するものであり、点線で示した部分はこれを外挿したものである。

日照時数の影響については第45図に示したように、8月及び9月の何れにおいても、実際に現われた気温の範囲内では正の効果をもっており、気温の上昇と共にその効果は増大する傾向にある。9月の場合には実際に出現した最低気温より更に低温であつても日照の効

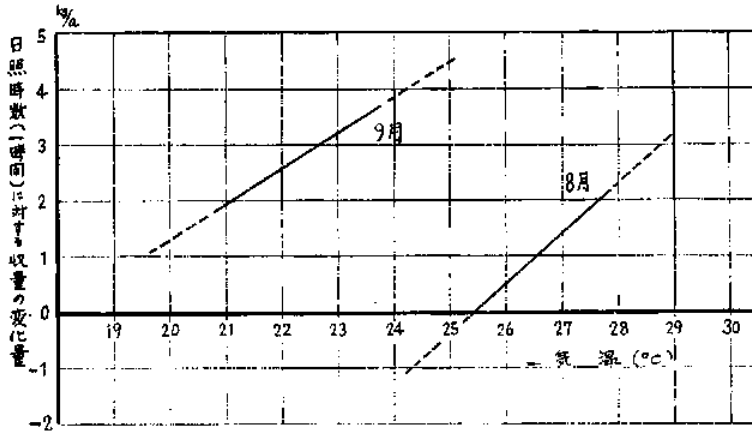


Fig. 45. 気温を考慮した場合の日照時数が収量に及ぼす影響。

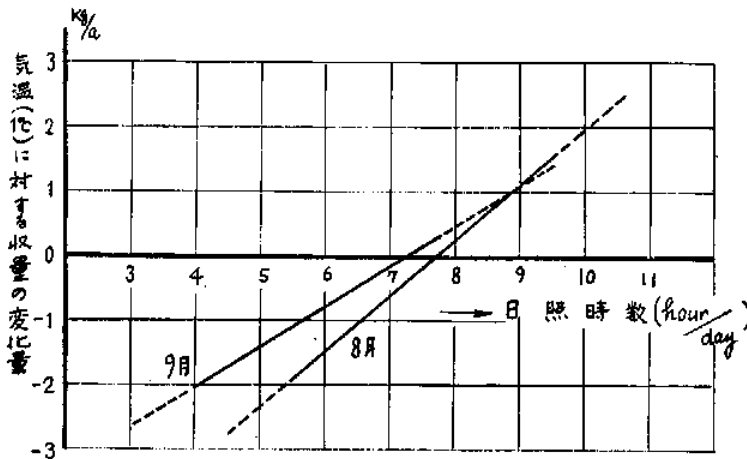


Fig. 46. 日照時数を考慮した場合の気温が収量に及ぼす影響。

果は正の値を示すが、8月の場合には約 25.5°C 以下になると、むしろ負の効果を示すことになる。

次に気温の影響は日照時数の場合と同様に日照時数が長くなれば気温の効果が増大する傾向にあるが、効果の程度は比較的少ない。8月の場合、実際の日照が

7~8時間程度では気温の効果は殆んど認められず、それ以下では日照時数の減少と共に次第に負の効果を増す。一方9月の場合、実際に出現した日照時数の範囲は4.0~7.8時間であるが、この範囲内では気温の効果は大部分負の値を示し、数年に1回しか期待出来な

いような長い日照時数の時にのみ正の効果を与えることになる。

以上(1)―(3)節を通じて、福岡の場合を例にして、水稲反収に反ばす気象要因の影響に関する解析を行なったが、これらの結果から最も重要な気象要因は水稲の登熟過程に相当する9月の日照時数の影響が最も大きいことがわかった。これは東北において7―8月の気温が最も重要な気象要因であるのに比べて甚だ対照的である。

しかし(1)あるいは(3)節において示したように、気温の影響もこれに次いで重要であり、本節で述べたように日照の効果に対しても、その時の気温の高低がその程度を左右していることがわかる。

これらの結果は暖地の一標本として福岡の場合を示したのであるが、大まかには本邦西南暖地の特性を示したのと考えて良からう。また、本研究に用いた資料は試験場における試験田のものであるから、実際の圃場におけるものとは若干水稲の生育条件が異なっていると考えられる。さらに頻繁に発生する干害、風水害などの気象災害の影響については直接考慮に入れていない。

しかし乍ら、かように突発的に発生する異常条件については一応対象外とし、平常な気象条件の推移のもとに考えられるような、水稲収量と気象要因の平均的な関係については上述の解析によつて一応の目的を達し得たと考える。

(4) 収量に及ぼす高温の影響⁴⁰⁾

本邦暖地の水稲収量に及ぼす日照時数の影響は一般に正の相関を有し、日照時数の増加に伴つて収量もまた増大する傾向が強いが、気温の場合は必ずしもそのような傾向を示さない。例えば大後²⁶⁾の水稲収量と月平均気温の相関係数に関する府県別統計によれば、四国あるいは九州等の暖地においても一般には正の相関を示しているが、その程度は本邦東北部に比べると非常に小さく、熊本、鹿児島県などのようにむしろ負の相関を示すところもある。

そこで、ここでは一例として福岡、宮崎、鹿児島を選び、最も高温月である8月の平均気温の効果について、その概括的な傾向を調べ、好適気温の範囲に関して若干の考察を試みたい。

資料は農林省統計協会発行の水稲豊凶考照試験のうち、福岡、鹿児島及び宮崎各県農事試験場の晩生種の収量と夫々の試験場に最も近接した気象台の気象資料を用いた(第30表及び第31表参照)。

既に述べたように収量に対しては日照時数の影響が

最も大であると考えられるので、先ず日照時数の影響を除いて、残りの収量変動に対して、その気温効果の状態を求めることにする。

(1) 節において述べたように福岡の場合は9月の平均日照率と8月の平均気温を用いて、十分良好な収量方程式を得ることが出来た。そこで簡単のために鹿児島、宮崎の場合もほぼ同様な傾向を有するものと見做して、何れも9月の日照時数の影響を除去する。

いま、9月の日照時数に対する収量の回帰が次式で与えられるものとする。

$$\hat{Z}_x = \bar{z} + \beta(x - \bar{x}) \dots\dots\dots(55)$$

ここで

- \hat{Z}_x ; 推定収量 (\bar{z} は収量 Z の累年平均値)
- X ; 9月の平均日照時数 (\bar{x} は X の累年平均値)
- β ; 回帰係数

ここで収量 Z は福岡の場合(1)節に示したように年次的な傾向変動が認められるので、これを除去した後の、いわゆる修正収量((3)節第29表と同じ資料)を用いたが、鹿児島、宮崎の場合は、このような傾向が認められないので、そのままの値を用いた(第30表)。

ここで収量と日照時数の相関係数 r_{zx} を求めると第30表の最下欄に示したように鹿児島の場合は相対的に小さく、推定収量もあまり良好な適合度を示さない。

このことは9月の日照時数以外にも考慮すべき要因が存在すると考えることが出来るが、福岡、宮崎と同様に取扱うことにする。

次に推定収量 \hat{Z}_x に対する実際の収量 Z の偏差 $Z - \hat{Z}_x$ を求め8月の平均気温 Y との関係を示すと第47図のようになる。両者の間の相関係数 r_{zy} は夫々福岡; 0.265, 鹿児島; -0.214, 宮崎; 0.255となつて福岡、宮崎が正の相関を有するのに対して、鹿児島の場合は負の相関となつて、気温の増加に伴つて次第に減少の傾向を示している。これは水稲品種の相違にもよろうが、鹿児島がこの中で最も気温が高いことがその原因であろう。各地区別に求めた気温に対する収量の回帰は第47図に示した夫々の直線の如くである。この場合は実際に出現する気温の分布幅も比較的小さく、その適合度もあまり良くない。

次に上記の3地区を通じ、また数種の品種を含めて、これを概括的にみた場合、気温に対する収量の回帰がどのように表わされるかを調べてみる。

Table 30.

福 岡				鹿 兒 島				宮 崎			
年 次	収 量 Z (kg/a)	9 月 日照時数 X(hour/ day)	推定収量 \hat{Z} (kg/a)	年 次	収 量 Z(kg/a)	9 月 日照時数 X(hour/ day)	推定収量 \hat{Z} (kg/a)	年 次	収 量 Z(kg/a)	9 月 日照時数 X(hour/ day)	推定収量 \hat{Z} (kg/a)
1919	41.9	6.7	37.2	1927	37.5	4.3	40.9	1927	36.0	3.4	32.6
'20	32.7	6.0	35.7	'28	43.4	6.9	42.3	'28	30.9	5.7	36.7
'21	31.5	5.0	33.5	'29	49.2	6.6	42.1	'29	37.1	5.1	35.6
'22	39.9	5.7	35.0	'30	46.1	7.3	42.5	'30	43.2	6.7	38.4
'23	32.2	6.1	35.9	'31	40.4	6.9	42.3	'31	36.8	6.2	37.6
'24	35.9	5.7	35.0	'32	39.2	5.5	41.6	'32	32.4	4.8	35.1
'25	32.9	4.8	33.1	'33	44.4	7.5	42.6	'33	43.4	7.2	39.3
'26	38.8	5.6	34.8	'34	46.0	6.9	42.3	'34	35.9	6.1	37.4
'27	32.3	3.9	31.1	'35	39.1	5.4	41.5	'35	32.9	5.0	35.4
'28	30.4	5.7	35.0	'36	39.0	8.4	43.1	'36	41.2	7.5	39.8
'29	40.0	5.7	35.0	'37	45.6	6.6	42.2	'37	40.9	5.8	36.9
'30	32.5	7.3	38.5	'38	48.9	7.8	42.8	'38	43.7	7.5	39.9
'31	31.7	5.1	33.7	'39	42.0	8.2	43.0	'39	40.4	8.2	41.1
'32	29.8	4.3	32.0	'40	39.0	6.1	41.9	'40	30.8	5.2	35.8
'33	40.4	7.4	38.7	'41	45.0	5.6	41.6	'41	37.0	4.6	34.7
'34	37.3	5.2	33.9	'42	34.6	8.3	43.1	'42	36.0	7.6	40.0
'35	30.6	4.0	31.3	'43	40.3	7.2	42.5	'43	36.0	7.4	39.7
'36	40.7	7.8	39.6	'44	40.4	5.9	41.8	'44	38.4	5.9	37.0
'37	33.5	6.0	35.7								
'38	38.0	7.2	38.3								
平均	35.15	5.76	35.15	平均	42.23	6.74	42.23		37.39	6.11	37.39
$r_{ZX}=0.589$, 品種; 日利均, 神力				$r_{ZX}=0.148$, 品種; 曲玉, 小坊主				$r_{ZX}=0.555$, 品種, 雄町, 神力, 福富			

Table 31.

福 岡			鹿 兒 島			宮 崎		
年 次	収 量 偏 差 Z_d $=Z-\hat{Z}_x$ (kg/a)	8 月 平均 気 温 Y(°C)	年 次	収 量 偏 差 Z_d $=Z-\hat{Z}_x$ (kg/a)	8 月 平 均 気 温 Y(°C)	年 次	収 量 偏 差 Z_d $=Z-\hat{Z}_x$ (kg/a)	8 月 平 均 気 温 Y(°C)
1919	4.7	25.7	1927	-3.4	27.2	1927	3.4	26.7
'20	-3.0	25.9	'28	1.1	26.6	'28	-5.8	26.1
'21	-2.0	26.9	'29	7.1	27.6	'29	1.5	27.2
'22	4.9	28.1	'30	3.6	27.4	'30	4.8	27.2
'23	-3.7	27.7	'31	-1.9	28.0	'31	-0.8	27.5
'24	0.9	26.5	'32	-2.4	27.0	'32	-2.7	26.3
'25	-0.2	26.7	'33	1.8	26.7	'33	4.1	27.1
'26	4.0	27.9	'34	3.7	27.7	'34	-1.5	27.9
'27	1.2	26.4	'35	-2.4	27.5	'35	-2.5	27.2
'28	-4.6	25.5	'36	-4.1	27.6	'36	1.4	27.4
'29	5.0	27.2	'37	3.4	27.8	'37	4.0	27.4
'30	-6.0	26.7	'38	6.1	26.5	'38	3.8	26.1
'31	-2.0	27.3	'39	-1.0	26.6	'39	-0.7	25.9
'32	-2.2	26.4	'40	-2.9	26.2	'40	-5.0	25.5
'33	1.7	26.6	'41	3.4	26.9	'41	2.3	26.2
'34	3.4	27.0	'42	-8.5	28.4	'42	-4.0	27.8
'35	-0.7	26.5	'43	-2.2	26.7	'43	-3.7	26.0
'36	1.1	26.2	'44	-1.4	27.4	'44	1.4	26.6
'37	-2.2	27.3						
'38	-0.3	26.5						
平均	0	26.75	平均	0	27.21	平均	0	26.78
$\hat{Z}_d=-33.488+1.252Y$			$\hat{Z}_d=0.216-0.00793Y$			$\hat{Z}_d=-32.451+1.212Y$		

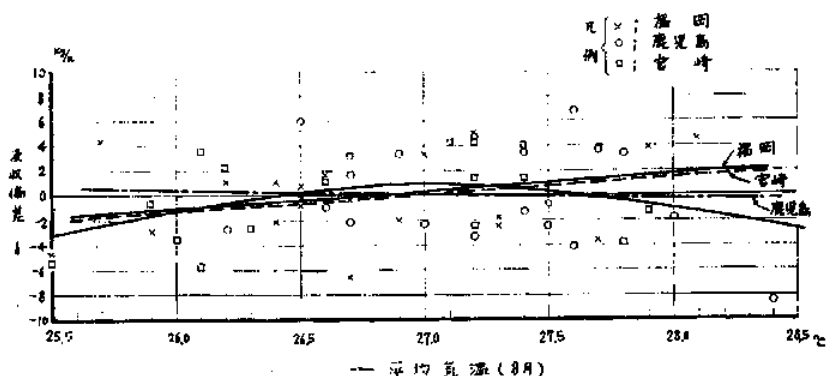


Fig. 47. 気温 (8月) に対する収量の回帰。

先ず3地区全体の収量偏差 Z_i と夫々に対応した8月の平均気温 Y との間次のような関係が成立すると仮定して、これを求め、その適合性を調べる。

$$\hat{Z}_a = a + bY + cY^2 \dots \dots \dots (56)$$

ここで、 \hat{Z}_a ; 偏差 Z_a の推定値

Y ; 8月の平均気温

a, b, c ; 常数

第31表を用いて算定した(56)式の常数は夫々次のようになる。

$$a = -1273.726, b = 94.269, c = -1.7432$$

第47図に示した曲線はその傾向を示したものである。曲線の適合度に関する F 検定の結果は $F_{33}^0 = 2.53$ (表5頁; 3.17) となり、その適合度は余り良好ではない。言い換えれば気温に対する収量偏差の回帰において(56)式で示した2次曲線を用いるならば約10%の危険率が存在することになる。

しかし次に若しこの分布の母集団回帰が直線で示されると仮定した場合、この直線に対する上述の回帰曲線の有意性は第32表に示したように5%以下の危険で有意となる。即ち少なくとも直線回帰をあてはめる

Table 32. 曲線回帰の曲線性の検定。

変 動 因	自 由 度 d. f.	平 方 和	平 均 平 方	$F_{33}^1 = \frac{52,061}{11.636} = 4.474$ 表; F_{55}^1 ; 5%; 4.02%; 1%; 7.12%
直線回帰からの偏差	54	668.775	11.636	
曲線回帰からの偏差	53	616.714		
	1	52.061		

よりも、曲線回帰をあてはめる方が、より適合性が良いことがわかる。

そこでいま約10%の危険を犯して上述の曲線回帰が存在するとすれば、8月の平均気温に対する収量の影響は第47図からもわかるように27°C前後が最も好適であると云え、正の効果を示す範囲はほぼ26.5~27.5°Cとなる。

これは九州全体について考えた場合、ほぼその平均気温に相当し、気温が平常な状態で推移するのが収量に対して最も好適であることを意味している。またこの結果は佐藤^{28,41)}が指摘した好適気温27°C前後という結果に全く一致している。

高温による減収が単に気温そのものに起因しているのか、あるいは高温に伴って派生する他の条件例えば

灌漑水の昇温に起因するものであるかは未だ今後の研究に俟たなければならないが、少なくとも気温が高過ぎるために減収となる傾向が存在することは事実である。

第48図は好適気温の範囲として規定した26.5~27.5°Cを基準にして画いた気温の頻度分布図である。実線で示した等値線は8月の平均気温が26.5°Cに満たないような低温が出現する割合を百分率によつて示したものであり、同様に点線で示した等値線は27.5°Cを越えるような高温の出現割合を示したものである。

これらの結果は一般の気温分布図からもほぼ推定し得るものであるが、より低温(26.5°C以下)の頻度が50%を越える地域は九州中部山岳地帯にかなり広範囲に拡つている。また逆に、より高温(27.5°C以上)

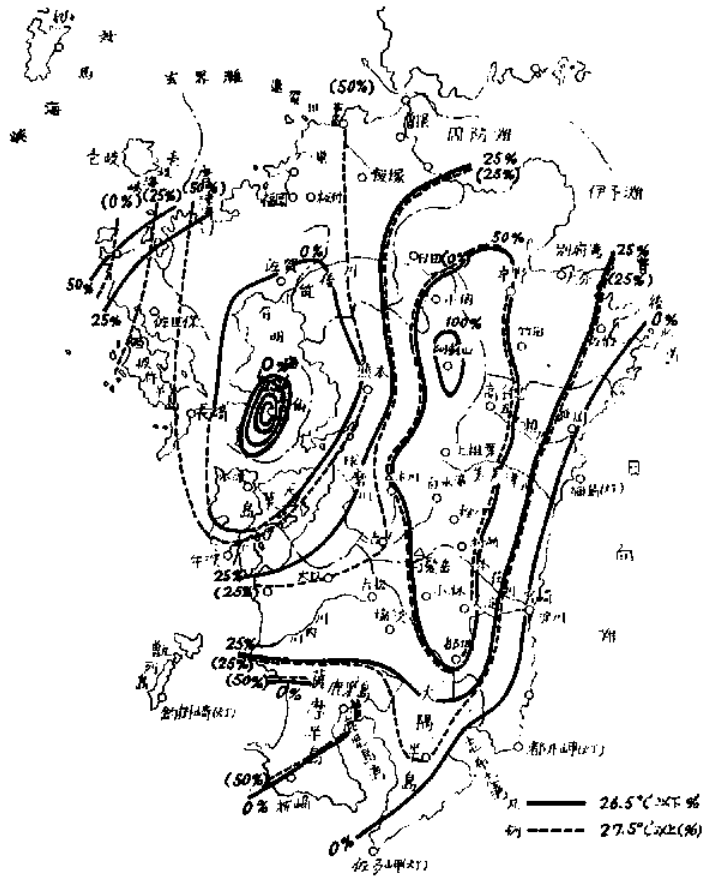


Fig. 48. 気温(8月)の頻度分布.

の出現頻度が50%を越えるような地域は有明沿岸及び鹿児島県の一部に存在し、特に前者の地域は相当広い。ここで注意すべき点は高温に過ぎる有明海沿岸域が九州における主要稲作地帯となっていることである。しかし乍らこれは気温が高過ぎるような不利な条件を克服して、より多収をもたらすような他の重要な要因、例えば良好な土壌条件⁴²⁾が存在していると考えの方が妥当であろう。このようにこの図から直ちに実際の環境条件を規定することは危険であるが、九州全体の稲作に対する平均的な気温条件を知る一つの目安となり得よう。

以上9月の日照時数の影響を加味した夏季の気温の影響について概説したが、寒冷地の水稲収量が気温の増加と共に増大する傾向が顕著であるのに比べ、暖地においては最暖月である8月の平均気温が27.5°Cを越えると、むしろ減収となる頻度の方が高いことがわかった。

水稲の高温障碍、灌漑水温上昇の抑制等、暖地水稲に関する今後の重要な課題の一つであろう。

4. 水稲早晩期栽培と気候⁴³⁾

水稲の早晩期栽培の端緒は稲作の安定性と水田土地利用の増大を目的としたもので、早期栽培はより早期に播種し、晩期栽培はより晩期に播種して、何れもその生育期間を短縮して、栽培可能期間の拡大を計ることにあつた。

鹿田⁴⁰⁾は水稲作付期の可動性を論じ、単に、早期あるいは晩期栽培のみでなく、栽培可能期間内の任意の時期に栽培し得るような、いわゆる“時無し栽培”の必要性を提唱している。また佐藤⁴⁴⁾は宮崎県の水稲反収の停滞性を論じ、台風常襲地帯における稲作経営発展の方向として水稲早期栽培の必然性を力説している。

実際に九州、四国等の暖地においては早期あるいは晩期栽培が相当広範囲に実施されており、最近の農業技術の進歩に伴う病虫害防除技術あるいは保溫育苗技

術の発達等により、一層その栽培可能期間が拡大されつつある。水稲の品種も従来の慣行栽培のものとなり、より寒冷地に適した品種が導入されているために、気象条件に対する関係も当然従来のものと異なっている。

従来の慣行栽培が夏季の最も気温の高い時期を中心にして栽培されているのに対し、早期あるいは晩期栽培は、より寒冷な時期に栽培しなければならないために、気象条件で最も重要になってくるのは気温であ

る。藤田¹⁶⁾は稲作可能期間として早春の平均気温が8~9℃以上の時期から、晩秋の出穂期頃の平均気温が20℃を下らない時期迄を考え、この間の積算温度が4400℃を越える地域は水稲の二期作が可能であるとして第49図のような地域分布を示した。即ち北緯35°よりやや北の地域を境界として、それ以南（標高300m以上を除く）がそれに相当し、水稲二期作の立場から、この地帯を本邦西南暖地とするのが適当であるとしている。

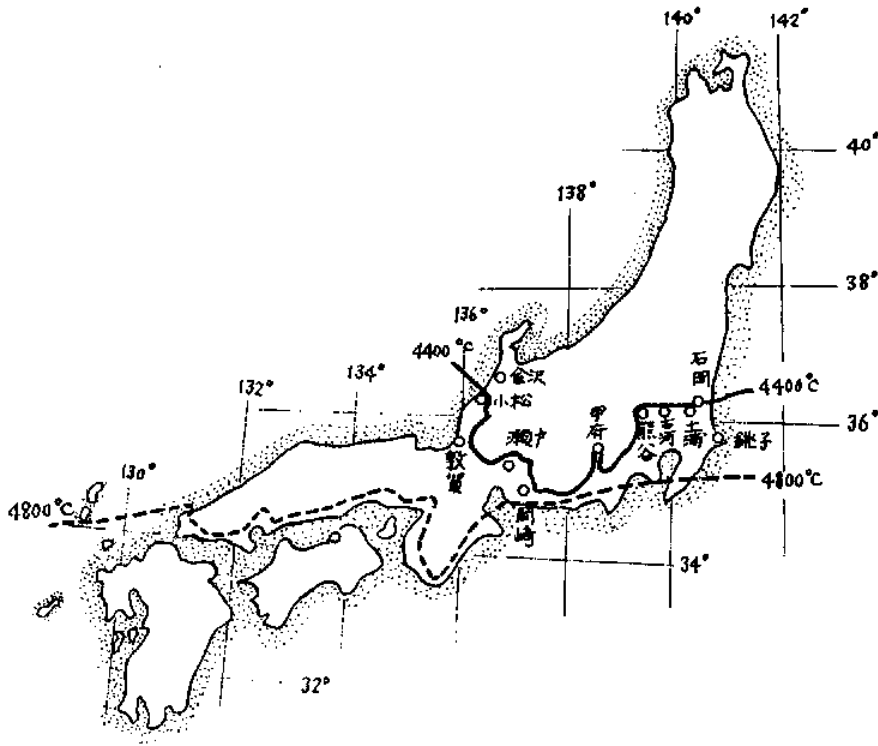


Fig. 49. 水田二期作可能地帯。
(藤田による)

早晩期栽培は暖地のみを対象としたものでなく、寒冷地においても重要な課題であるが、ここでは第49図にみられるように積算温度5000℃前後に相当する九州について、水稲栽培可能期間に関する気温の解析を行なう。

上述したように水稲の作付には日平均気温が8~9℃以上あれば可能であるといわれるが、ここでは統計の便宜上その限界を10℃とし、春季において10℃の出現するときから秋季の10℃以下になるまでの期間について行なう。

(1) 10℃の出現期日

先ず過去の気象資料から日平均気温10℃が現われる日として、春季の初日、秋季の終日を求め、その等日線を画いたのが第50図及び第51図である。この場合の期日は日別累年平均気温表(1883—1950)から求めたものでここで云う初日は10℃を示す最初の日ではなく、最早10℃以下の気温を示さなくなる日を示し、終日は10℃迄降つた最初の日を示すものである。

図に示された等値線の形状は一般に示されている春季及び秋季の平均気温の分布に類似しているが、初日

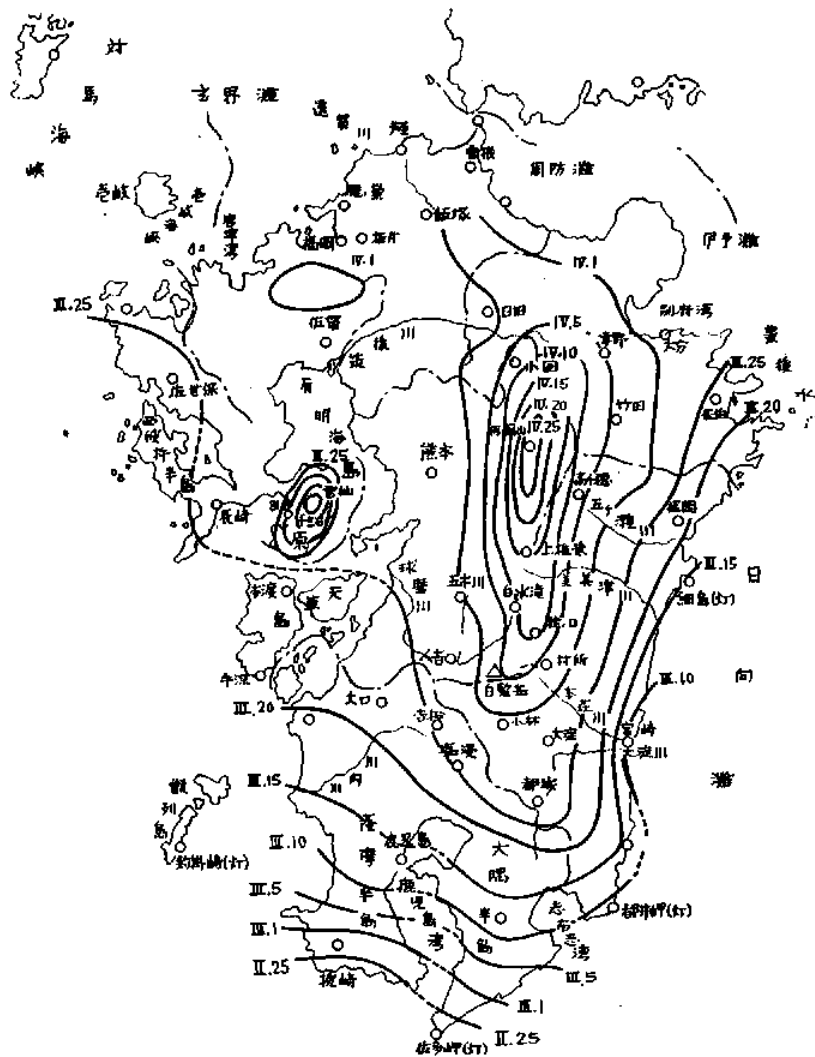


Fig. 50. 平均気温 10°C の出現期日 (初日).

あるいは終日の出現期日が場所によって1カ月以上も相違していることは水稻の培計画上留意しなければならないことである。

第52図はこれらの相違に関して地形との関係も考慮に入れて示したものである。即ち第52図Aに示したように東西及び南北方向に沿って、夫々数カ所の観測点を選び、これを結んだ折線に対応した地形の断面図を画き、10°C出現の初日及び終日との関係を模式的に求めたものである。

先ず東西方向の初日の等値線については東部に比べて西部が相対的に早く出現し、佐保保の3月24日に対し、大分は4月1日で8日の遅れがある。また標高と

の関係を雲仙岳及び阿蘇山の資料を参考にして推定すると、高さ500mに対し約10日の遅れが認められる。一方終日の方は内陸部において最も早く現われているが、東西沿岸域の相違はあまり顕著ではない。

次に南北方向については東西方向に比べて延長距離も長く、期日の相違の度も大である。初日については北部と南部で1カ月以上の相違が見られる。北部から中部に至る等値線の傾斜は比較的ゆるやかであるが、南部にゆくに従って次第に傾斜を増し、特に鹿児島と枕崎では、前者の3月14日に対し、後者は2月21日で半月以上の相違がみられる。一方終日の等値線は途中かなりの凹凸がみられるが北部と南部の沿岸域

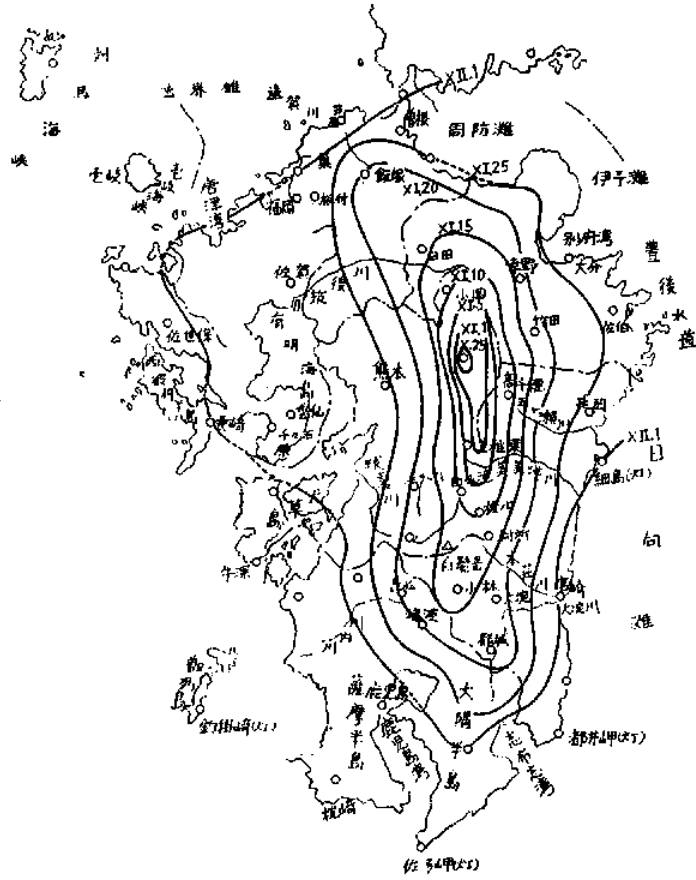


Fig. 51. 平均気温10°Cの出現期日(終日).

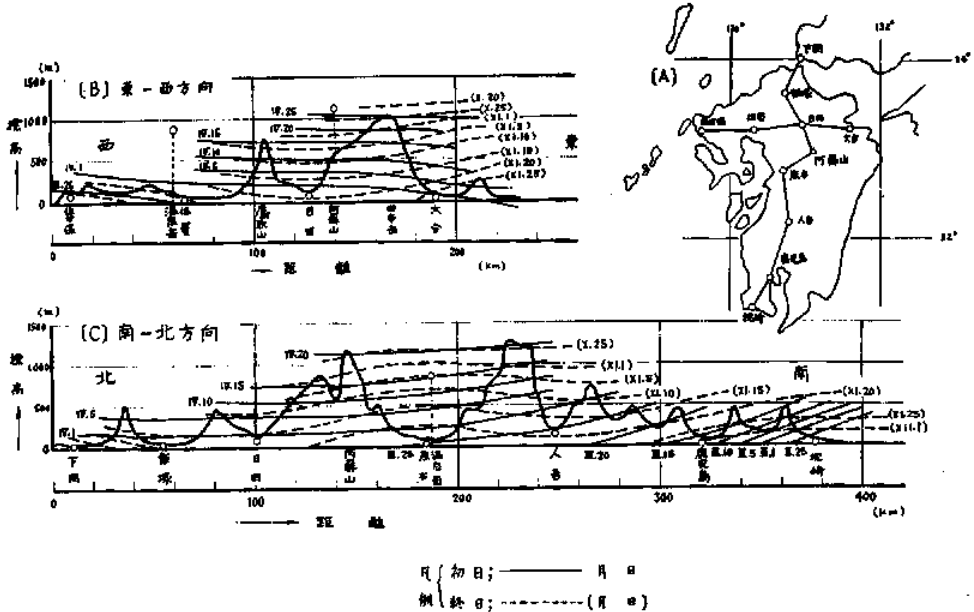


Fig. 52. 地形と10°C出現期日の関係.

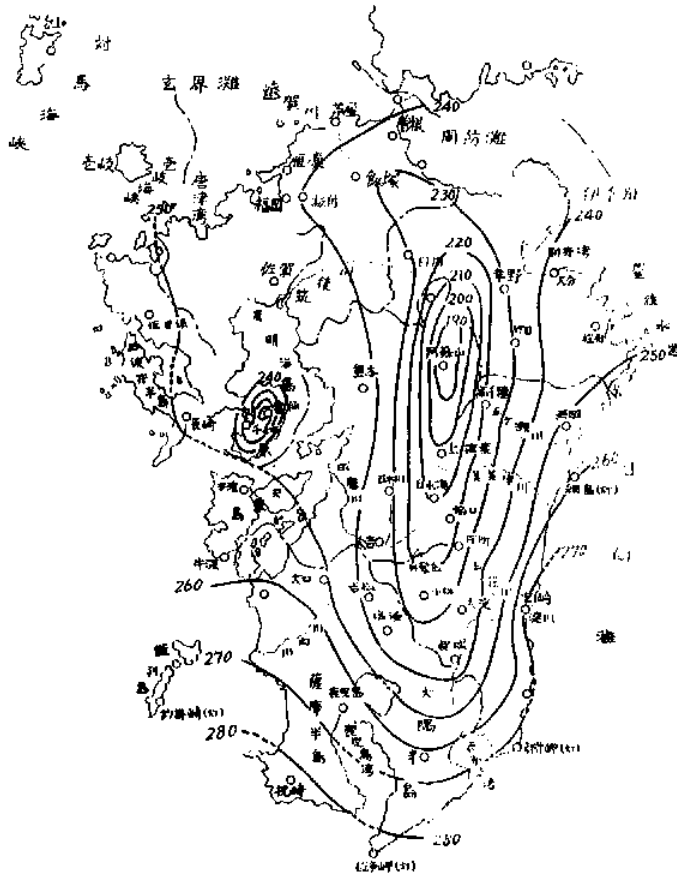


Fig. 53. 栽培可能期間 (平均気温 10°C 以上の日数).

は殆んど一致し、初日の変動に対して対照的である。

このように一般に 10°C 出現の期日に関しては初日の変動の方が終日の変動に比べて大きい傾向がある。また初日出現の早晩と終日出現の早晩の間には明瞭な関係は認められない。

(2) 栽培可能期間

10°C 出現の初日から終日までの期間を仮りに播種から収穫迄の栽培可能期間と考えて、その日数の分布を示したのが第 53 図である。但しここで秋季気温として 10°C を基準にしたのは低温に過ぎて实际的でないが統計処理の便宜上このように定めたものである。図からわかるように九州南部の鹿児島、枕崎、宮崎の沿岸域が最も長く 260~280 日である。これに対し北部の福岡、佐賀、佐世保等の沿岸域は 240~250 日である。また内陸部の水田地帯である飯塚、日田、人吉等は更に短く 230~240 日で、南部沿岸域に比べて 1 カ月以上短い。

次にこの間の積算温度については前報 [I] の第 26 図から、その概要を知ることが出来る。

(3) 期日並びに気温の変動

これまでに示した結果は気温の累年平均値から求めた傾向であるから、得られた結果は当然年によつて変動する。そこで一例として鹿児島の場合をとり、その変動の状態を調べてみる。ただしここでは簡単のために気温の長期変動は考えないことにする。

先ず鹿児島では累年平均気温から求めた 10°C の初

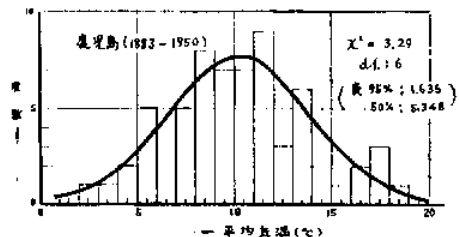


Fig. 54. 平均気温の度数分布, 3月14日.

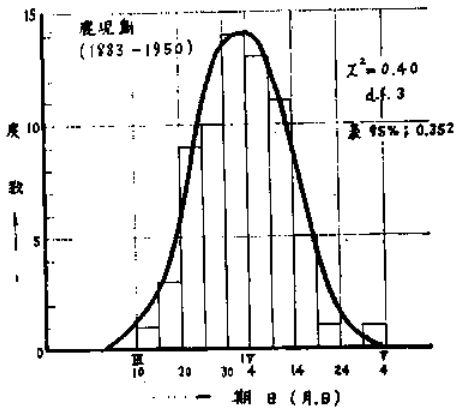


Fig. 55. 10°C 出現期日 (初日) の度数分布.

日は3月14日であるが、このような特定の日の平均気温の年による変動の状態は第54図に示したようになり、分布に関する χ^2 検定の結果は十分その正規性を認めることが出来る。

したがって、いま鹿沼島において3月14日を10°Cの出現する平均的な期日と考えて栽培計画を立てた場合、年によつては一層低い温度が出現することを予測しなければならないが、第33表の上欄は10°C以下の種々な気温の出現確率を示したものである。表から例えば10年に1回は3月14日の平均気温が5.5°C以下になることを予測しなければならない。

以上は特定日の気温について求めた例であるが、逆に10°Cの出現する初日の年による変動を求めると第55図に示したような分布を示し、毎年の初日は4月2日となつて累年平均値から求めた上述の3月14日に比べて半月以上遅れている。これはここで定義した初日以前において既に平均気温が10°Cを上廻るような日がかかり続いたために、累年平均値から求めたものがこのように早くなつたものと考えられる。このように算定の方法によつて異なつた値の初日が得られるので、安全を期するためには播種期を4月上旬にした方

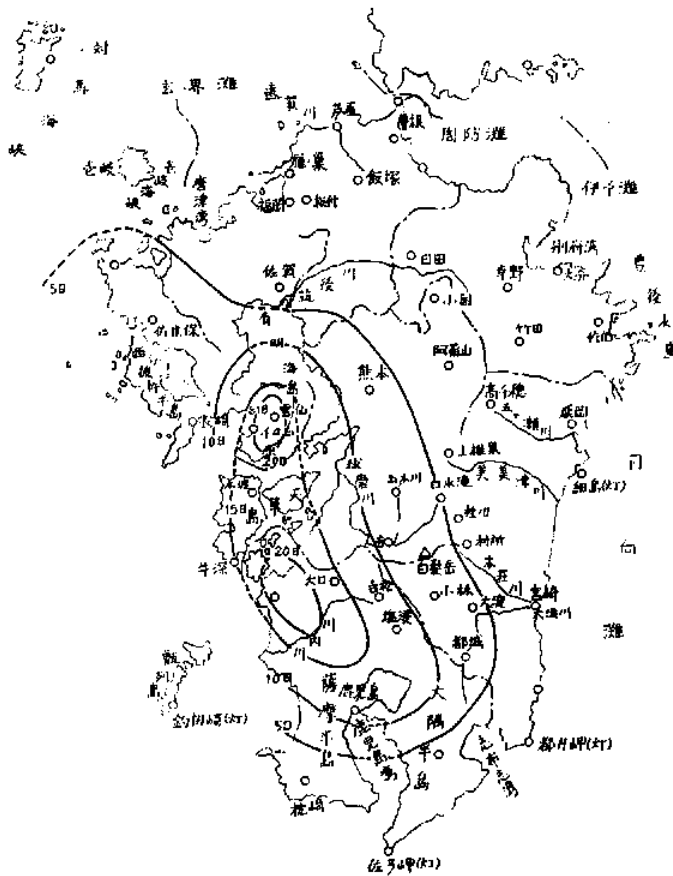


Fig. 56.

Table 33. 気温並びに期日の出現確率.

		確率	期待回数 (68か年中)	実測値 (1883~1950) 68カ年	
				回数	備考
3月14日の平均気温	7.1°C以下	0.2	13.6	15	最高 18.5°C (1942) 最低 2.8°C (1915)
	5.5°C以下	0.1	6.8	6	
10°Cの初日	4月11日以後	0.2	13.6	14	最も早かつた年, 3月14日(1920) 最も晚かつた年, 5月1日(1917)
	4月15日以後	0.1	6.8	7	

が良いが、それ以前に 10°C 前後を変動する日がかなり続いていることを考慮すれば、実用上の目安としては3月中旬を基準にしても差支えなからう。

第56図は早春において日平均気温が最初に 10°C を越えた日と、最早 10°C 以下にならない日(初日)の間の平均的な期間を日別累年平均気温表(1883—1950)から求めて図示したものである。勿論これは平均的傾向であるが、九州西方、特に中南部に大きな値が現われている。これは黄海、東支那海方面における春季の気象条件の顕著な変化に起因するのであろうが、その原因についてはここでは触れない。いずれにしてもこの地域は平均気温が 10°C 前後を上下するような日が他の地域に比べて長いことがわかる。

(4) 栽培可能期間における気温の時間的推移

前節まで、水稻作付可能の限界気温として 10°C を考え、この限界気温の出現期日に関する統計と、栽培可能期間の地域分布について述べたが、この外栽培可能期間内における気温の時間的推移もまた重要な栽培条件となる。

そこで平均気温が 10°C を示す時(初日)を起点として、それ以後の気温の推移に関して若干の解析を試

みる。

第57図は沿岸域として鹿児島、佐賀、内陸域として人吉、日田及び山岳地の例として阿蘇山を加え、計5カ所の場合につき(第52図参照)、10°Cの初日を含む旬を起点として、水稻出穂期後に必要であると云われている秋期の 20°C に至るまでの気温の時間的推移を旬別に画いて求めたものである。

図によると阿蘇山を除き、最高気温に達する13旬(130日)頃までは、人吉、日田の内陸域が若干低い値を示してはいるが推移の状態には余り相違はない、ところが13旬以降においては、これまで最も高温を示していた佐賀が次第に降つて日田、人吉の傾向に近付いているのに反し、鹿児島では14旬に最高が現われ、しかも気温降下の速度が最も遅く、20°C に達するのは他の3地点に比べて20日以上遅い。

また1—13旬(132日)迄の各地の積算温度は第34表に示したように佐賀が最も高く、阿蘇山を除いては日田が最も低い。これを1日当りの気温に換算すると約1°Cの相違となる。次に気温較差についてみると、第58図に示したように内陸域の日田、人吉が大きく、特に4~5月頃に相当する0~6旬において最も大で

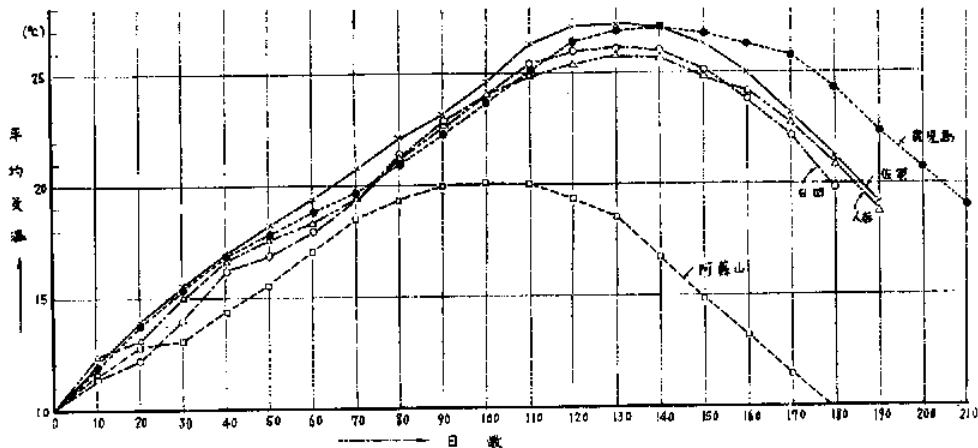


Fig. 57. 旬別平均気温の推移.

Table 34.

観測所名	10°C 出現の初日		最高気温の起日 (旬別)		積算温度 (132日間) (°C)	出現期間
	月	日	月	旬		
佐鹿	Ⅲ.	27	V Ⅲ.	上	2737	3月21日 ~ 7月30日
	Ⅳ.	14	V Ⅲ.	上	2644	4月1日 ~ 8月10日
	Ⅳ.	31	V Ⅲ.	上	2594	4月1日 ~ 8月10日
日人阿	Ⅲ.	27	V Ⅲ.	上	2635	4月1日 ~ 8月10日
	Ⅳ.	28	V Ⅲ.	上	2248	5月1日 ~ 7月9日

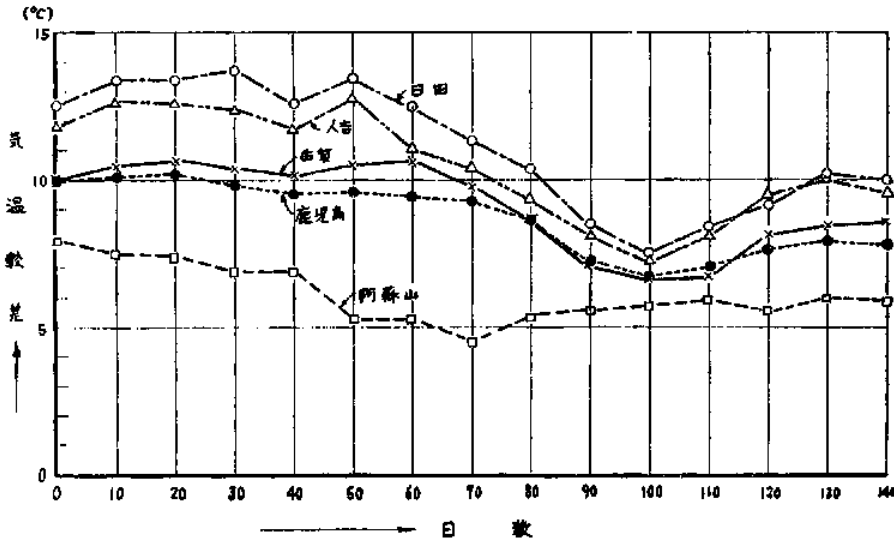


Fig. 58. 気温較差.

ある。またこの時期においては沿岸域も相対的に大であるが、前者の内陸域との相違が最も顕著にあらわれている。またこの時期においては沿岸域も相対的に大であるが、前者の内陸域との相違が最も顕著にあらわれている。

以上は水稲早晩期栽培を対称とした気温に関する簡単な調査結果であるが、気象学的には何れも至極当然な事柄と云えよう。しかし乍ら、実際上の栽培計画あるいは栽培技術に対する一つの指針として、この程度の地域別定量化は是非必要であると考えて行なつたものである。

また、これらの調査は便宜上 10°C を基準にして考へたものであるが、実際の作付はこれ以下の温度でも可能であり、更に将来新品種の導入あるいは育苗技術の進歩等によつて更に低温においても作付可能となり、栽培可能期間は一層拡大されるであろう。

摘 要

水稲生産力の年々の豊凶を支配する重要な要因が各種の気象要素であることは言を俟たないが、南北に細

長く伸びた日本列島では地域によつて豊凶を支配する気象要因も当然異なる。元米水稲作は温暖な気候に適しているため、本邦東部の寒冷地では夏季の低温が最も恐れられているが、一方比較的良好な気象条件に恵まれた西南暖地では豊凶を支配する気象要素が複雑に組合つて、これを解明することが困難である。

本篇では寒冷地及び暖地の代表として夫々東北及び九州を選び、水稲生産に最も大きな影響を与えるような気象要素を選択し、その影響の度合について解析したものである。

1. 寒冷地の水稲生産力に及ぼす気候の影響

寒冷地の豊凶作は主として夏季の気温によつて支配されるということは既に多くの研究結果によつて明らかにされているが、これらの関係を定量的に把握するためには、先ず豊凶作の限界を定義する必要がある。前述の logistic 曲線によつて得られた推定反収に対する実際の反収の偏差の分布を求め、簡単な関式法を用いてこれを正規分布に変換した後、出現確率が 1/5 になるような正及び負の偏差を夫々豊作及び凶作の限界

と定義した。第32図はこのようにして求めた豊凶作年とこれに対応する7—8月の平均気温の関係を示したものである。この結果から7—8月の平均気温が21.3°C以下になると例外なく凶作になっていることがわかる。一方23.8°C以上になると凶作の発現はなく、豊作あるいは半年作となっている。

次に収量に及ぼす7—8月平均気温の影響に関して、一般に用いられている相関法に基いた解析結果によると、第34図に示すように低温の害が著しく、気温に対する収量の回帰は曲線的に変化していることがわかる。この曲線の示す傾向については本文2章(2)に示したとおりである。

2. 温暖地の水稲生産力に及ぼす気候の影響

暖地の一例として、福岡県農事試験場によつて実施された水稲豊凶参照試験(1919—1938)の成績と月単位で示した多数の気象要因の関係を重相関係数による方法を用いて調べた結果、9月の日照時数の影響が最も大きく、次いで8月の平均気温であることがわかり、これらの2つの要因によつて十分満足の収量回帰方程式が得られることがわかった。

次に水稲の本田生育期間(7—10月)における日照時数の単独効果について5次の直交多項式を用いて解析した結果、第42図に示したように7月中旬及び9月上旬において最も大なる正の効果認められ、逆に10月の成熟期においては、むしろ実際の日照時数より少なくて良いことが示された。

また、収量に及ぼす異なる気象要因の影響が相互にどの程度の従属関係をもっているかを調べるために、8月及び9月の日照時数と平均気温を用い、次のことを仮定して収量に対する夫々の月の日照時数と平均気温の従属関係を求めた。即ち収量に対するある月の日照時数の影響は、同じ月の平均気温によつて異なる。また逆にある月の平均気温の影響は、同じ月の日照時数によつて異なる。得られた結果から次のことが云える。平均気温の上昇と共に日照時数の効果は増大するが、この傾向は9月においてより大である(第45図)。次に平均気温の効果は日照時数の増加によつて増大するが、日照時数が相当長い時にのみ正の効果を示す(第46図)。

次に暖地においては、しばしば高温の障碍が認められ、夏季の気温が高過ぎることによつて減収の原因になることがある。

第47図は九州の場合について極く概括的に求めた一例であるが、8月の最適気温は27°C前後にみられ

る。次に第48図は8月の平均気温が好適範囲以上(>27.5°C)及び以下(<26.5°C)の場合についての出現割合を示したものである。

3. 水稲早晩期栽培と気候

稲作の安定性あるいは土地利用の合理化を目的とした水稲の早期あるいは晩期栽培は将来一層発展の可能性を有している。ここでは九州において水稲の作付が可能と考えられる暖候期の気温について調査した。先ず水稲作付に必要な平均気温を係直上10°C以上として、春季及び秋季における10°Cの出現期日の分布を示したのが第50図及び第51図である。また方位別に地形との関係を示すと第52図ようになる。次に平均気温が10°C以上の年間日数を栽培可能期間と考え、可能期間の分布を求めた(第53図)。その結果、内陸域の最小が約200日、最大の鹿児島県南部が約280日で、この間に約80日の相違が認められる。また栽培可能期間内の気温の推移について考察を施したが、その一例を第57図に示した。

参 考 文 献

- 19) 木村吉郎(1955), 日本における米作々況の地域性に関する研究, 宮崎大学農学部研究時報, 第1巻, 第1号。
- 20) 寺田一彦(1956), 推測統計法, 朝倉書店。
- 21) 池田徹郎(1940), 岩手県における稲作と気温との関係及び米予想について, 日本学術協会報告, 15。
- 22) 荒川秀俊(1948), 日本の気候, 平凡社。
- 23) 野口弥吉訳(1958), G. Azzi, 農業生態学, 朝倉書店。
- 24) 畑村又好外訳(1952), スネデカー統計的方法(上), 岩波書店。
- 25) 仙台管区気象台(1951), 東北の気候。
- 26) 大後美保(1947), 日本作物気象の研究, 朝倉書店。
- 27) 農林省農事試験場(1950), 水稲豊凶参照試験, 農林統計協会。
- 28) 松田昭美(1959), 暖地における水稲栽培と気象要因の統計的研究(1), 農業気象, vol. 15, no. 1。
- 29) 嵐嘉一, 立石静男(1950), 秋落の立場から見た九州地方における水稲の生育収量に及ぼす気象要素の影響(第1報), 九州農業研究, 6号。
- 30) 嵐嘉一, 立石静男(1950), 同上(第2報), 九州農業研究, 7号。
- 31) J. B. Kincer and W. A. Mattice(1928), Statistical correlations of weather influence on crop yields, Mon. Weather Rev., vol. 56, no. 2。
- 32) 畑村又好外訳(1952), スネデカー統計的方法(下), 岩波書店。

- 33) 佐藤正一 (1955), 暖地における晚稲栽培の好適気候, 農業気象, vol. 10, No.3-4.
- 34) 佐藤正一 (1956), 同上 (2), 農業気象, Vol. 12, No. 1.
- 35) R. A. Fisher (1924), The influence of rainfall on the wheat at Rothamsted, *Philosoph. Trans. R. Soc. B.*, vol. 213.
- 36) F. E. Davis and J. E. Pallesen (1940), Effect of the amount and distribution of rainfall and evaporation during the growing season on yields of corn and spring wheats, *J. Agric. Res.* vol. 60(1).
- 37) 統計科学研究会 (1942), 統計数値表, 河出書房.
- 38) 松田昭美 (1960), 暖地における水稻栽培と気象要因の統計学的研究 (II), 農業気象, vol. 16, no. 1.
- 39) Walter A. Hendrics and John C. Scholl (1943), Techniques in measuring joint relationships— The joint effects of temperature and precipitation on corn yields, *N. C. State College Technical Bulletin*, no. 74.
- 40) 松田昭美 (1960), 暖地における水稻栽培と気象要因の統計学的研究 (III), 日本農業気象学会大会 (4月) における講演.
- 41) 佐藤正一 (1960), 本邦暖地の稲作気候と水田微気象並びに微気候調節に関する研究, 九州農業試験場彙報, 第16巻, 第4号.
- 42) 嵐 嘉一 (1952), 九州における主要作物の作柄安定度の地域性に関する研究, (第2報), 日本作物学会紀事, 第21巻, 第3-4号.
- 43) 松田昭美 (1959), 水稻の早晩期栽培と気候, 一気温について一, 日本農業気象学会九州支部大会 (5月) における講演.
- 44) 佐藤照雄, 宮崎県における水稻早期栽培の必然性について, 総合農学, 第7巻, 第3号.

Summary

One of the most important factors for the yearly yield of paddy rice is weather, but in Japan Islands lying lengthily from south to north climatic elements controlling the yields vary naturally with regions. Thus, in the cold district, the northeast part of Japan, low temperature in summer will be the most harmful as the paddy rice is suited for warm climate.

But in the southwest part blessed with comparatively good climatic conditions it is difficult to make clear the controlling climatic elements because of their complex interactions.

In this part [II], the author intends to choose climatic elements which give the most remarkable influence on the productivity of paddy rice and to analyze the degree of their interactions for Tohoku and Kyushu districts selected as the representatives of cold and warm districts respectively.

1, *The climatic influence upon paddy rice productivity in the cold district (Tohoku)*

It has been shown by many investigators that the productivity of paddy rice in the cold district depends primarily upon the temperature in summer. But in order to obtain quantitative relations between the productivity and climatic elements, it seems necessary first to make clear the definition as to the limits of good and bad harvest of paddy rice.

Thus the author calculates deviations of the actual yield from the estimated one due to the above logistic curve, transforming them to those given by a normal distribution, defines the positive and negative deviations as limits of good and bad harvest respectively whose appearing probability in 1/5.

Figure 32 shows the relation between good and bad harvest of paddy rice and corresponding mean temperature of July to August. It is seen at once from the figure that poor yield occurs without exception when the mean temperature of July to August decreases beyond 21.3°C. On the contrary, when the mean temperature exceeds 23.8°C poor yield does not occur and good or usual yield comes out.

Next, a regression curve of yield on mean temperature in July to August is obtained and shown in Figure 34. It is seen that the damage of low temperature is very remarkable, and the regression is curvilinear whose tendency has been described as follows:

- (i) Usual yield will be given in mean temperature about 22.0°C in July to August.
- (ii) Yield will be less than average below 21.0°C and more than above 24.0°C.
- (iii) Yield will be poor below 20.0°C and not always good above 24.0°C.

2, *The climatic influence upon paddy rice productivity in the warm district (Kyushu)*

(1) Choice of climatic factors influencing upon rice yield

The method of multiple correlation is applied to estimate the effect of climatic elements represented in monthly units of time on rice yield for the years from 1919 to 1938 in Fukuoka, and

it is shown that the sunshine-duration in September has the prime influence and the mean temperature in August has the next, and that these two factors only give a sufficient regression equation for yield.

(2) Seasonal variation of the influence of sunshine-duration

To make clear the single effect of the sunshine-duration in detail, the 120 days from July to October, i. e. growing season, are divided in 10 days' intervals, and the effect of the sunshine-duration in each interval on the yield are estimated by Fisher's method^{38,39)} of orthogonal polynomials. It is shown that the sunshine-duration the second 10 days of July, and the first and the second 10 days of September have larger positive effects than that in other periods, but in October it has rather a negative effect (Figure 42).

(3) Joint effect of sunshine-duration and mean temperature on rice yield

The joint effects of sunshine-duration and mean temperature in August and September on the rice yield in Fukuoka are analyzed, assuming that the effect of sunshine-duration in one of the months depends upon the degree of the mean temperature in the same month, and vice versa. It is found that the effect of the sunshine-duration increases as the mean temperature rises, being largest in September (Figure 45), and that the effect of high temperature is beneficial only when the sunshine-duration is large (Figure 46).

(4) Influence of high temperature on rice yield

In warm district, too high temperature in summer often causes the decrease in rice yield. Figure 47 shows regression curves of the rice yield on the mean temperature for three prefectures in Kyushu, and it is seen at once that the mean temperature in August is most suitable at about 27°C and the range of positive effect lies in 26.5°C to 27.5°C. Figure 48 shows accordingly the frequency (%) of occurrence of cases of the mean August temperature in Kyushu exceeding 27.5°C and being short of 26.5°C respectively.

3. The relation between the early and late cultivation of paddy rice and climatic conditions

The early or late cultivation of paddy rice for the purpose of its stability and land utilization will possibly develop more in the future. Generally speaking, accumulated temperature (above 10°C) is about 5000°C and the period of possibility of paddy rice cultivation is very long in Kyushu. So the author investigates about temperatures in warm season when the paddy rice cultivation is possible.

Assuming for convenience that the mean temperature necessary for the cultivation of paddy rice is above 10°C, isopleths of occurrence of 10°C in Spring and Autumn are shown in Figures 50 and 51, and its relation against topography is shown in Figure 52 being classified by azimuth.

Next, regarding the number of days when the mean temperature is higher than 10°C as the period of possibility of cultivation, the distribution of the period is given Figure 53. It is seen that the area of minimum of about 200 lies inland and that of maximum of about 280 lies in the southern part of Kagoshima Prefecture.

Also some considerations about the change of air temperature during the course of the period of possibility of paddy rice cultivation are made, and an example showing the difference between the coastal and inland areas is given in Figure 57.