

# 広島県におけるムギ赤かび病の発生解析と予察

中 村 啓 二

## 要 約

中村啓二(1984)：広島県におけるムギ赤かび病の発生解析と予察，広島農試報告48：49～66。

1955年～1980年の気象，栽培法を説明要因とし，発生面積率，減収率などを目的要因とする重回帰式を求めた結果，寄与率の高い式が得られ，この重回帰式を発生解析式とした。気象の発病に対する寄与程度は，5月気象>4月後半気象で，1968年以後は耕うん時期等の栽培条件が取りあげられたが，寄与程度は気象>栽培法であった。解析式で1889年以降の発生を推定し，発生記録と農林統計の減収率から多発生年を確認することができた。

1889年以降の多発生3ヶ年と，中程度の発生5ヶ年について，気象面から発生解析を行ない，赤かび病は4月～5月の異常気象（高温，多雨）によって30年に1回程度多発生することがわかった。1955年～1968年の流行は，1957年以降の気象の長期的変化傾向によるものと推定した。4月後半の気象による予察式と，過去の多発生年の気象の特色による予察法を検討したところ，後者の方法が適中率が高かった。適中率の評価は，気象学における気象災害と対策における適中率の考え方を，赤かび病の発生予察に応用し，適中率50%程度の予察による防除が，定期防除や無防除より農業者には有利になること，広島県のように毎年の発生程度が低い地方では，無防除が定期防除より有利であることなどについて論じた。

## I 結 言

赤かび病の発生生態，流行機構，被害機構などに関する研究は，西門<sup>21)</sup>の病理学的研究，石井<sup>12)</sup>の流行機構についての生理，生態的研究，石丸ら<sup>13,14)</sup>の流行機構，被害機構についての文献的研究，気象要因の重回帰分析と発生予察法の研究を始めとして，多くの研究が行なわれている。この報告は，既往の研究によって解明された赤かび病の発生に関与する気象条件や栽培条件などと，広島県における赤かび病の発生消長の関係を解析し，合わせて発生予察法とその利用について論じたものである。

一般にこの種の研究が行なわれ難いのは，大面積一例えば広島県一を対象にして，長期間にわたる赤かび病発生程度の記録が少なかったことに起因していると考えられる。広島県においては，1942年以降の毎年の発生状況の記述や，発生面積の調査記録があり，1952年以降は農林水産省統計調査事務所による被害面積，被害量の調査記録があり，この研究に利用することができた。

1955年～1980年の気象および栽培条件と赤かび病発生

程度との関係を，重回帰分析によって解析し，得られた発生解析式から，多発生と気象の関係，気象の長期的変化傾向と発病の関係，栽培法の変化と発病の関係などを明らかにすることができた。また発生解析式に1889年以降の気象値を代入して求めた推定発生面積率と，発生記録<sup>24)</sup>，農林水産統計<sup>25)</sup>から算出した減収率を照合して多発生年を推定し，発生原因の解析を行なった。

赤かび病の発生予察については，気象因子と発病の関係によって，発生程度を予察する研究<sup>12,20,39,40)</sup>が行なわれているが，筆者は発生解析式が，発生に関与する要因を総合的に表現する式であるとの観点から，予察情報発令時期—薬剤防除適期—以後の説明要因を，発生解析式から除いて求めた重回帰式を予察式とする方法，および多発生年の気象的特長から，多発生を推定する気象現象の確率に基づく予察法を試みた。発生予察情報の適中率と，その効果についての検討は，気象学における気象災害予報の適中率と対策についての考え方<sup>27)</sup>を導入して行なった。すなわち，発生予察は予察情報による防除が定期防除，無防除より有利になる場合に成立すると云う観点から予察情報の適中率について論じたのである。

本研究で使用した重回帰分析プログラムを始めとする多くのプログラムは、当場上原由子研究員、河野富香企画調査部長に作成していた。また、解析に供した赤かび病の発生面積などの調査記録は、病害虫防除所予察員の長年にわたる地道な調査の結果である、記して厚く感謝の意を表わしたい。

## II 解析方法及び統計値

重回帰分析に使用したプログラムは、変数減増法によって変数選択を行なう重回帰プログラムである<sup>19)</sup>。得られた重回帰式の説明要因のうち、実験的裏付けを欠く因子や、経験的に疑問のある因子は除いて再計算を行ない、実験的または経験的に妥当な因子が重回帰式の説明要因になるようにした。特に多発生の1963年の気象やムギの生育期は、説明要因として取りあげられ易いので、因果関係に疑はしい点のある因子は、例え関係すると報告されていても、因果関係の有無の観点から十分な検討を行なって取捨を決めた。

重回帰式の自由度は10以下になることが多かったが、上記のような考え方で説明要因の選択を行なったので、式の信頼性は高いと考えられる。使用した電算機はキャノン BX-3 (キャノン株式会社) である。

解析に供した統計値は次の通りである。

気象統計値：広島气象台の観測値を用いた、観測地は1879年～1891年が広島市水主町、1892年～1934年が同市千田町、1935年～1980年が同市江波町である。供試した気象値は4月後半(16日～30日)の平均気温  $X_1$ 、同降水量  $X_2$ 、同5mm以上降水日数  $X_3$ 、同1mm以上降水日数  $X_4$ 、同日照時数  $X_5$ 、5月および5月前半(1日～15日)の平均気温  $X_6$ 、 $X_{15}$ 、同降水量  $X_6$ 、 $X_{16}$ 、5mm以上降水日数  $X_7$ 、 $X_{17}$ 、同1mm以上降水日数  $X_8$ 、 $X_{18}$ 、同日照時数  $X_{10}$ 、 $X_{11}$  である。

水田裏作麦面積率  $X_{21}$ ：麦栽培面積<sup>21)</sup>に対する水田裏作麦栽培面積の100分率である。

耕うん時期(田植時期)  $X_{22}$ ：当年春期及び前年秋期の耕うん時期には適当な統計がないため、当年春期の耕うん時期と田植時期は、おおむね平行関係にあると思われるので、田植時期<sup>22)</sup>(5月半旬値)で耕うん時期を表現した。

品種の強弱程度指数  $X_{23}$ ：品種の強弱程度に関する記述<sup>3,8,9,15,16,23,24,26,30)</sup>から、赤かび病に対する品種の強弱の程度を強、中、弱の3群に分け、ムギの品種別栽培面積(農水省広島食糧事務所「麦の品種作付状況調査」)に、強：1、中：2、弱：3の指数を乗じ、品種別作付面積

の合計値で除した値(1～3)を、その年に栽培されたムギの平均的な強弱程度の指数とした。

発病程度中以上の面積率  $Y_1$ ：農作物有害動植物発生予察事業(以下予察事業という)の発生程度別面積調査によった。下記の基準によって調査田の発病程度を決定し、発病程度中以上の面積の栽培面積に対する100分率で現わしたものである。

発病程度少以上の面積率  $Y_2$ ： $Y_1$ と同じ方法で求めた発病程度少以上の面積の栽培面積に対する100分率である。

発病程度	少	中	多	甚
被害率%	5以下	6～15	16～30	31以上
被害率	= (罹病小穂(または罹病粒) % × 病穂 %) / 100			

被害面積率  $Y_3$ ：農林水産省統計情報部の調査した被害面積(赤かび病で基準収量より減収した面積)の作付面積に対する100分率である<sup>22)</sup>。

被害率  $Y_4$ ：同上の調査による被害量(赤かび病で基準収量から減収した量)の年平均収量に対する100分率である<sup>22)</sup>。

被害度  $Y_5$ ：広島県立農業試験場(東広島市西条町)発生予察圃場の被害率( $Y_1$ の項に記載)である。前記の被害率  $Y_4$ との混同を避けるため、この報告では被害度と記述する。

## III 赤かび病の発生解析

### 1. 説明要因の選択

4月後半および5月の気象：ムギの出穂期から乳熟期にかけて降雨が多く気温が高いと、赤かび病の発生が多くなることは、西門の環境条件と発病に関する研究<sup>21)</sup>、石井<sup>12)</sup>、中川ら<sup>20)</sup>、河合<sup>15)</sup>、石丸<sup>13)</sup>、石丸ら<sup>14)</sup>、斉藤<sup>34,35)</sup>の発生解析や統計的研究によって明らかである。対象期間を4月後半および5月にしたのは、広島県のコムギの開花期は5月1半旬、ハダカムギは4月6半旬なので、赤かび病の薬剤による防除の適期である開花期で対象期間を分けた方が、発生解析や発生予察に便利と考えられたからである。

1月の気象：中川ら<sup>20)</sup>は1953年～1963年において、1月の最低気温、雨量、日照時数と赤かび病発病率との間に負の相関関係を認め、1月の気象因子による重回帰式で赤かび病の予察は実用的に可能であり、予察式は1月と5月の気象因子の間に高い相関関係がある事実を支えられていると報告している。

広島県における1955年～1968年の1月の気象因子と、赤かび病発生程度との相関関係は、1月最低気温と発生面積率において $r = -0.561^*$ 、同じく予察圃場の被害度との間では $r = -0.617^*$  (ハダカムギ)、 $r = -0.546^*$  (コムギ)であった。しかし、統計年次から1963年を除くと上記の関係は、 $r = 0.477$ 、 $r = 0.668^*$ 、 $r = 0.401$ と負の相関は認められなくなった。1963年1月の最低気温は $-2.2^{\circ}\text{C}$ で統計期間中では低い方であり、赤かび病も多発生しているので有意な相関関係が得られたのである。

1942年～1980年の間の種々な期間における1月最低気温、日照時間、降水量と5月の日照時間、降水量の相関関係を求めたところ、1952年～1963年における1月最低気温と5月日照時数 ( $r = 0.552^*$ )、同降水量 ( $r = -0.582^*$ ) との間に、また、1963年～1977年における1月最低気温と5月日照時数 ( $r = 0.577^*$ ) との間に相関関係が認められた。しかし、統計期間から1963年を除くと相関関係は認められなくなった。以上の結果から1月の最低気温と赤かび病の発病率、および5月気象因子の関係は1963年の特色を現わしているに過ぎないと考えられた。後述する赤かび病の中～多発生年における1月最低気温は、1890年 $0.5^{\circ}\text{C}$ 、1914年 $-1.1^{\circ}\text{C}$ 、1923年 $-1.2^{\circ}\text{C}$ 、1938年 $-0.8^{\circ}\text{C}$ 、1957年 $1.7^{\circ}\text{C}$ 、1958年 $0.8^{\circ}\text{C}$ である事実も、1月の気象因子と赤かび病発生の関係について否定的である。

和田<sup>42)</sup>は相関法による気象予報について「いずれにしても……相関関係の生じる両者の物理的な理由を十分に把握することが必要」と述べている。赤かび病の発生解析や予察についても、相関関係の生じる生態的因果関係を実証または推定できる因子を採用すべきであると考え、1月の気象因子は説明要因として取り上げないことにした。

耕うん時期：赤かび病の第一次伝染源である子のう孢子を放出する子のう殻は、稻株<sup>21)</sup>、推積稻ワラ<sup>12,17)</sup>、麦稈、雑草およびイネ科雑草の枯葉<sup>12)</sup>などに形成されるが、水田裏作ムギはイネの刈株に形成される子のう殻が最も重要である<sup>12,17)</sup>。イネ刈株上での子のう殻の形成は4月上旬から盛んになるが<sup>12,21)</sup>、現在では休閑田のイネ株やイネわらは、4月末までにロータリー耕によって細断埋没される。耕うんが5～6月頃に鋤耕で行なわれていた1950年代までに較べ、ムギの出穂期頃のイネ株やイネわらの地上残存量は、観察によると殆んど無いといってよい。土壌中のイネ株には子のう殻は形式されないので<sup>12)</sup>、ムギの出穂開花期における子のう孢子の飛散量、子のう孢子による第一次感染は、耕うん時期に大きく影響されると考えられる。

品種の強弱程度：コムギの赤かび病抵抗性には決定的なものはないが、大部分の品種は強、中、弱の3群に分けることができる<sup>12,21)</sup>、ハダカムギについても同様<sup>12)</sup>なので、品種の強弱程度は赤かび病の発生に関与する因子である。

水田裏作ムギと畑作ムギの発病差：水田裏作ムギは畑作ムギより赤かび病の発生が多い。この原因はイネの刈株の有無<sup>12,17)</sup>、と微気象の差であると報告<sup>12)</sup>されている。

出穂期：中川ら<sup>20)</sup>は、1953年～1963年において、コムギの出穂期のおそい年は赤かび病が多発生すると報告している ( $r = 0.608^*$ )。広島県立農業試験場の発生予察圃場(東広島市西条町)における、出穂期と赤かび病被害度との関係は、1955年～1968年においてコムギでは  $r = 0.279$ 、ハダカムギでは  $r = 0.228$ と相関関係は認められなかった。しかし、統計期間を1955年～1963年とすると  $r = 0.511^*$ 、1955年～1962年では  $r = 0.123$ 、1955年～1964年では  $r = -0.139$  となった。1963年は赤かび病が多発生し、ムギの出穂期もおそかったことは事実であるが、同様に1965年、1968年は少発生であり、出穂期と発病程度を一般化するのは無理と思われたので、ムギの出穂期は説明要因として取り上げなかった。

## 2. 1955年～1968年の発生解析

この期間には1963年の多発生年を始め、1957年、1958年の多発生年など種々の程度の発生年があり、調査記録も豊富である(第4図)。気象面からは後述するように長期的変化傾向が認められ、またムギの栽培面積は、1955年の37,000haから1968年の7,000haに減少したが、一応主要作物の位置を確保しているなど、赤かび病の発生と気象の関係の解析には好適した期間と考えられる。

供試した各因子の統計量、相関行列および重回帰式は次の通りである。なお以下の記述において、平均値： $\bar{x}$ 、標準偏差： $ss$ 、変動係数(%)= $cv$ 、最大値： $max$ 、最小値： $mini$ 、偏回帰係数： $prc$  標準回帰係数： $src$ と略記する。

### ・1957年～1968年の統計量

	$\bar{x}$	$ss$	$cv$	$max$	$mini$
$X_1$ : 4月後半平均気温 $^{\circ}\text{C}$	15.2	1.42	9.3	18.8	13.2
$X_3$ : " >5mm降水日数	3.8	2.29	59.7	8	2
$X_5$ : 5月平均気温 $^{\circ}\text{C}$	17.8	0.64	3.6	18.7	16.7
$X_6$ : " 降水量mm	164.3	99.36	60.5	402	43
$X_7$ : " >5mm降水日数	7.4	2.99	40.4	14	3
$Y_1$ : 発生程度>中面積%	13.2	25.23	191.4	91.1	0

Y<sub>2</sub>: " >少 " 39.4 27.31 69.4 98.8 1.1

・相関行列

	X <sub>1</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>
X <sub>1</sub>	1.000				
X <sub>3</sub>	-0.122	1.000			
X <sub>5</sub>	0.142	-0.302	1.000		
X <sub>6</sub>	-0.367	0.429	0.009	1.000	
X <sub>7</sub>	-0.179	0.474	-0.115	0.758	1.000
Y <sub>1</sub>	0.065	0.571	0.271	0.742	0.776
Y <sub>2</sub>	0.214	0.627	0.222	0.533	0.638

・重回帰式

式1

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	4.6297	0.2605
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	4.0459	0.3671
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	15.3180	0.3904
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0902	0.3551
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	3.5713	0.4244
Y <sub>1</sub> : 発生程度>中面積率%		

定数項: -386.8620 重回帰係数: 0.9621\*\*N=12

式2

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	6.5896	0.3426
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	6.5007	0.5450
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	16.1918	0.3813
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0352	0.1282
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	3.5292	0.3875
Y <sub>2</sub> : 発生程度>少面積率%		

定数項: -406.1441 重回帰係数: 0.9029\*\*N=12

・1955年~1968年の統計量(1)

	$\bar{x}$	ss	cv	max	mini
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	15.0	1.42	9.4	18.8	13.2
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	3.9	2.13	54.2	8	2
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	17.7	0.72	4.1	18.7	16.3
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	160.4	94.5	58.9	402	43
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	7.6	2.85	37.2	14	3
Y <sub>3</sub> : 被害面積率%	32.4	24.30	75.0	93.7	2.7
Y <sub>4</sub> : 被害率%	4.7	12.11	259.2	46.6	0
Y <sub>5</sub> : 被害度%	6.1	11.49	187.3	45.1	0

・相関行列

	X <sub>1</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>
X <sub>1</sub>	1.000				
X <sub>3</sub>	-0.165	1.000			
X <sub>5</sub>	0.230	-0.268	1.000		

X <sub>6</sub>	-0.758	0.378	-0.021	1.000	
X <sub>7</sub>	-0.214	0.465	-0.230	0.722	1.000
Y <sub>3</sub>	-0.014	0.576	0.171	0.649	0.798
Y <sub>4</sub>	0.058	0.458	0.343	0.746	5.684
Y <sub>5</sub>	0.124	0.517	0.326	0.716	0.682

・重回帰式

式3

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	1.9512	0.1138
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	4.0389	0.3538
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	13.9015	0.4102
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0051	0.0198
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	6.3069	0.7383
Y <sub>3</sub> : 被害面積率%		

定数項: -307.5410 重相関係数: 0.9353\*\*N=14

式4

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	1.5863	0.1857
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	1.5384	0.2705
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	8.0709	0.4779
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0511	0.3896
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	1.7871	0.4198
Y <sub>4</sub> : 被害率%		

定数項: -189.7300 重相関係数: 0.9396\*\*N=14

式5

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	2.0812	0.2569
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	1.9090	0.3539
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	7.4887	0.4675
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0424	0.3486
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	1.7297	0.4285
Y <sub>5</sub> : 被害度%		

定数項: -185.0223 重相関係数: 0.9533\*\*N=14

Y<sub>5</sub>の値はコムギ, ハダカムギの平均値である。

・1955年~1968年の統計量(2)

	$\bar{x}$	ss	cv	max	mini
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	15.0	1.42	9.4	18.8	13.2
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	3.9	2.13	54.2	8	2
X <sub>15</sub> : 5月前半平均気温°C	16.5	0.92	5.6	18.0	15.1
X <sub>16</sub> : " 降水量mm	93.7	63.38	67.6	282	26
X <sub>17</sub> : " > 5mm降水日数	4.6	1.87	40.2	8	2
Y <sub>3</sub> : 被害面積率%	32.4	24.30	75.0	93.7	2.7
Y <sub>4</sub> : 被害率%	4.7	12.11	259.2	46.6	0

・相関行列

	X <sub>1</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>15</sub>	X <sub>16</sub>	X <sub>17</sub>
X <sub>1</sub>	1.000				
X <sub>3</sub>	-0.165	1.000			
X <sub>15</sub>	0.154	-0.558	1.000		
X <sub>16</sub>	-0.088	0.389	-0.398	1.000	
X <sub>17</sub>	0.005	0.497	-0.424	0.679	1.000
Y <sub>3</sub>	-0.014	0.576	-0.162	0.728	0.843
Y <sub>4</sub>	0.058	0.458	-0.160	0.865	0.579

・重回帰式

式6		prc	src
X <sub>1</sub>	: 4月後半平均気温°C	0.1623	0.0095
X <sub>3</sub>	: " > 5mm降水日数	4.5083	0.3950
X <sub>15</sub>	: 5月前半平均気温°C	11.8574	0.4503
X <sub>16</sub>	: " 降水量mm	0.1318	0.3437
X <sub>17</sub>	: " > 5mm降水日数	7.8762	0.6044
Y <sub>3</sub>	: 被害面積率%		

定数項: -232.8208 重相関係数: 0.9562\*\*N=14

式7		prc	src
X <sub>1</sub>	: 4月後半平均気温°C	1.2375	0.1448
X <sub>3</sub>	: " > 5mm降水日数	1.2937	0.2274
X <sub>15</sub>	: 5月前半平均気温°C	4.5863	0.3495
X <sub>16</sub>	: " 降水量mm	0.1487	0.7784
X <sub>17</sub>	: " > 5mm降水日数	1.1532	0.2202
Y <sub>4</sub>	: 被害率%		

定数項: -116.2952 重相関係数: 0.9434\*\*N=14

求められた重回帰式は、赤かび病の発生と気象の関係の明りょうに表現し、赤かび病の発生は出穂期、乳熟期の気象が高湿、多雨の場合に多いとする諸報告と矛盾するところは認められない。

降水日数については、5mm以上の降水日数が、常に1mm以上の降水日数より寄與程度が高かった。病原菌の活動に影響する空気湿度や、植物体や病原菌の濡れの持続時間を表現するには、5mm以上降水日数が適当なのであろう。日照時間数を発生解析式の説明要因に加えると、例えば式3では重相関係数が0.935から0.952と高くなる。しかし病原菌の活動に必要な気象条件は、降雨の持続時間であり、日照時間数は、降水時間や降水量などを間接的に表現する気象因子にすぎないと考えられるので、発生解析式の説明要因には加えないことにした。

第2表に示したように、赤かび病の発生に対する気温と降水の寄與程度の比は37:63で、比較的気温の寄與程度が高かった。九州においては齊藤<sup>9)</sup>は温度は大きな抑制因子ではないと述べ、石丸<sup>10)</sup>も気温の寄與率は低い

第1表 4月後半・5月の気象の寄與程度<sup>a)</sup>の比較

式No	要 因	4月後半		5月	
		気温	降水	気温	降水
1	程度中以上の面積率	34.9	65.1		
		14.5	20.4	21.7	43.4
2	程度少以上の面積率	49.7	50.3		
		9.2	30.5	21.4	28.9
3	被害面積率	28.6	71.4		
		7.0	21.6	25.1	46.3
4	被害率	26.2	73.8		
		10.6	15.6	27.4	46.4
5	被害度	32.9	67.1		
		13.8	19.1	25.2	41.9
平均		34.5	65.5		

a: 寄與程度 = (標準回帰係数 / 標準回帰係数の和) × 100

第2表. 気温・降水の寄與程度<sup>a)</sup>の比較

式No	要 因	気温	降水	降水量	降水日数
1	程度>中面積率	36.2	63.8	(19.8)	(44.0)
2	程度少>面積率	40.6	59.4	(7.2)	(52.2)
3	被害面積率	32.0	68.0	(1.2)	(66.8)
4	被害率	38.1	61.9	(22.3)	(39.6)
5	被害度	39.0	61.0	(18.8)	(42.2)
平均		37.2	62.8	(13.9)	(48.9)

a: 第1表に同じ

と報告している。これは広島における発病期の気温が、九州に較べて1~3°C低いことに起因すると考えてよいであろう。

5月の気象要因の対象期間を5月15日までとした発生解析式6, 7は、同じく5月末日までとした式3, 4とほぼ同じ式である。5月気象を5月末日までとしたのは、分生胞子による2次感染<sup>12,22)</sup>は、登熟末期まで続く<sup>12)</sup>ので、5月末日までの気象を説明要因とした方が、合理的と考えられたからである。

標準回帰係数による各説明要因の比較を第1, 2表に示した。5月の気象は4月後半の気象より大きく発病に関與する。これは開花期の穂が最も罹病的<sup>17,22)</sup>であるためと考えられる。また、気温と降水関係(>5mm降水日数, 降水量)では、降水関係の寄與程度が高い。個々の要因の発病に影響する程度は、5月5mm以上降水日数>5月気温>4月後半5mm以上降水日数>5月降水量>4月後半平均気温の順で大きかった。

第1図は式3による推定被害面積率と実測値の散布図

である。多発生年である1963年の影響が大きいため、式1~4の統計年次から1963年を除いて重回帰分析を行った結果は、次の通りである。

・1957年~1968年の統計量 (1963年を除く)

	$\bar{x}$	ss	cv	max	mini
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	15.2	1.49	9.8	18.8	13.2
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	3.5	2.16	61.0	8	2
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	17.7	0.62	3.5	18.7	16.7
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	142.6	68.50	48.0	261	43
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	6.8	2.27	33.3	9	3
Y <sub>1</sub> : 発生程度>中面積%	6.1	6.17	101.1	17.7	0
Y <sub>2</sub> : " >少 "	34.0	20.85	61.4	76.8	1.1

・相関行列

	X <sub>1</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>
X <sub>1</sub>	1.000				
X <sub>3</sub>	-0.145	1.000			
X <sub>5</sub>	0.147	-0.567	1.000		
X <sub>6</sub>	-6.580	0.170	-0.466	1.000	
X <sub>7</sub>	-0.265	0.267	-0.575	0.499	1.000
Y <sub>1</sub>	0.201	0.704	-0.492	0.062	0.617
Y <sub>2</sub>	0.276	0.501	-0.065	0.035	0.312

・重回帰式.

式8

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	1.8715	0.4517
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	2.0771	0.7278
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	2.4731	0.2492
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	1.8634	0.6863
Y <sub>1</sub> : 発生程度>中面積率		

定数項: -86.2966 重相関係数: 0.9507\*\*N=11

式9

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	8.8917	0.6347
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	8.0993	0.8394
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	26.6492	0.7943
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.1115	0.3662
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	4.8736	0.5309
Y <sub>2</sub> : 発生程度>少面積率		

定数項: -651.7913 重相関係数: 0.8505 N=11

・1955年~1968年の統計量 (1963年を除く)

	$\bar{x}$	ss	cv	max	mini
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	15.0	1.47	9.8	18.8	13.2
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	3.7	2.02	54.6	8	2
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	17.6	0.69	3.9	18.7	16.3

X <sub>6</sub> : " 降水量mm	141.8	66.54	46.9	261	43
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	7.2	2.27	31.7	10	3
Y <sub>3</sub> : 被害面積率	27.7	17.40	62.8	57.0	2.7
Y <sub>4</sub> : 被害率	1.4	1.06	73.1	3.3	0

相関行列

	X <sub>1</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>
X <sub>1</sub>	1.000				
X <sub>3</sub>	-0.209	1.000			
X <sub>5</sub>	0.224	-0.499	1.000		
X <sub>6</sub>	-0.446	0.117	-0.466	1.000	
X <sub>7</sub>	-0.329	0.285	-0.658	0.480	1.000
Y <sub>3</sub>	-0.081	0.439	-0.153	0.246	0.629
Y <sub>4</sub>	-0.001	0.574	-0.328	0.222	0.668

・重回帰式

式10

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	3.3141	0.2806
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	5.2656	0.6103
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	21.3017	0.8491
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0555	0.2125
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	7.7089	1.0048
Y <sub>3</sub> : 被害面積率		

定数項: -479.5440 重相関係数: 0.8945 N=13

式11

	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	0.2679	0.3732
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	0.3517	0.6706
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	0.9122	0.5983
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0023	0.1446
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	0.4308	0.9239
Y <sub>3</sub> : 被害率		

定数項: -23.3381 重相関係数: 0.9151\* N=13

式8~11の説明要因は、統計期間に1963を含む式1~4とは、同じであるが、式8(発生程度中以上の面積率 Y<sub>1</sub>)、式9(発生程度少以上の面積 Y<sub>2</sub>)、式10(被害率 Y<sub>3</sub>)では、式1, 2, 4に比べ4月後半の気象の寄与程度が大きくなっている。これは比較的発生が多い1957年、と1958年の発生の主因が、4月後半の多雨であったためである。式10による推定値と実測値を第2図に示した。

石井<sup>12)</sup>は赤かび病の発生型を早期(4月多雨)、中期(5月多雨)、晚期(6月多雨)、多発生(4~6月多雨)、少発生(4~6月少雨)の5型に分類した。式1~5は早期、中期、多発性、少発性の4型を包含するデータから求められたと考えてよい。また統計年次(1955年~1980年)の気象因子には1963年5月の気温(18.6°C)、降水量

(402mm)、5mm以上の降水日数(14日)、1957、1958、1963年4月後半の5mm以上降水日数(7、8、7日)1957年4月後半降水量(262mm)など、1889年以降の極値やこれに次ぐ記録が多いので、式1~5は赤かび病の発生と気象の関係を表わす式として可成り安定していると考えられる。

### 3. 1955年~1980年の発生解析

式3による1969年以降の推定被害面積率と実測値を第3図に示した。1972年頃から推定値は実測値を上廻る傾向を示し始め、1980年の推定値は実測値の10倍程度になった。一方、1955年~1980年の気象要因と被害面積率の重回帰式は次の通りで、1955年~1968年において同様の関係を表わす式3 (R=0.9353) に比べ重相関係数は可成り低下している。

$$Y_3 = -287.272 + 2.489X_1 + 3.777X_3 + 12.296X_5 + 0.035X_6 + 4.458X_7 \dots \text{式12}$$

$$R = 0.7542^{**} \quad N = 26$$

前節において式1~5の安定さについて説明したにもかかわらず、このような結果になったのは1966年頃からの栽培環境の変化が、赤かび病の発生を抑制する方向に働いたためと考えられる。この期間において赤かび病の発病に影響したと考えられる栽培因子は、水回裏作ムギ面積率、休閒田の耕うん時期、品種の強弱程度などが考えられたので、気象因子と栽培法を説明要因として重回帰式を求めた結果は次の通りである

#### ・1955年~1980年の統計量

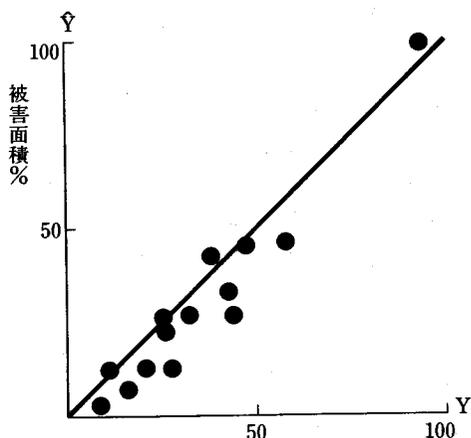
	$\bar{x}$	ss	cv	max	mini
$X_1$ : 4月後半平均気温°C	14.9	1.21	8.1	18.8	12.4
$X_3$ : " > 5mm降水日数	3.9	1.70	43.2	8	2
$X_5$ : 5月平均気温°C	17.7	0.57	3.2	18.7	16.3
$X_6$ : " 降水量mm	154.8	80.62	52.1	402	43
$X_7$ : " > 5mm降水日数	7.4	2.72	36.6	14	3
$X_{21}$ : 水田裏作面積率%	49.0	15.21	31.0	63.0	15.5
$X_{22}$ : 耕うん時期	6.9	1.71	24.7	9.5	4.4
$X_{23}$ : 品種の強弱程度	1.8	0.07	3.8	1.9	1.6
$Y_3$ : 被害面積率%	20.9	23.11	110.7	93.7	0.7
$Y_4$ : 被害率%	3.1	9.17	296.9	46.6	0.1

#### 相関行列

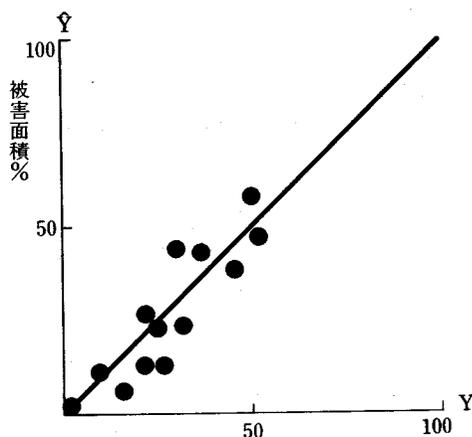
$X_1$   $X_3$   $X_5$   $X_6$   $X_7$   $X_{21}$   $X_{22}$   $X_{23}$

$X_1$  -0.043 1.000

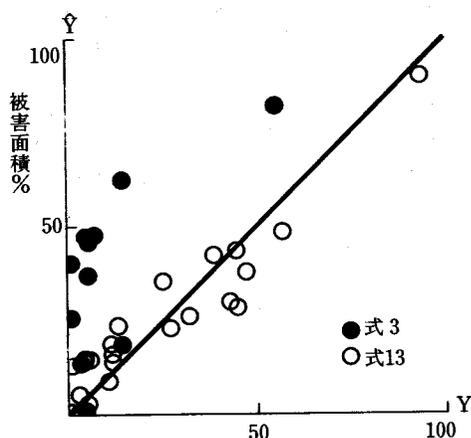
$X_3$  0.001 0.000 1.000



第1図 式3による推定値と実測値の関係



第2図 式10による推定値と実測値の関係



第3図 式3、13による推定値と実測値の関係

	X <sub>1</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>21</sub>	X <sub>22</sub>	X <sub>23</sub>
X <sub>4</sub>	-0.253	0.307	-0.105	1.000				
X <sub>7</sub>	-0.100	0.390	-0.176	0.704	1.000			
X <sub>21</sub>	-0.180	-0.096	-0.027	0.148	0.140	1.000		
X <sub>22</sub>	0.135	0.097	-0.110	0.118	0.221	0.716	1.000	
X <sub>23</sub>	-0.004	-0.136	-0.250	0.106	0.243	0.596	0.914	1.000
Y <sub>3</sub>	0.085	0.415	0.127	0.512	0.652	0.505	0.646	0.509
Y <sub>4</sub>	0.079	0.398	0.320	0.644	0.606	0.208	0.258	0.114

・重回帰式

式13	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	1.8785	0.0987
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	4.4309	0.3250
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	14.1827	0.2465
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0327	0.1141
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	3.4162	0.4014
X <sub>21</sub> : 水田裏作表面積率%	0.3319	0.2183
X <sub>22</sub> : 耕うん時期	5.1321	0.3806
Y <sub>3</sub> : 被害面積率%		

定数項: -357.8624 重相関係数=0.9294\*\*N=26

式14	prc	src
X <sub>1</sub> : 4月後半平均気温°C	1.2881	0.1706
X <sub>3</sub> : " > 5mm降水日数	1.9277	0.3564
X <sub>5</sub> : 5月平均気温°C	8.1712	0.5032
X <sub>6</sub> : " 降水量mm	0.0498	0.4375
X <sub>7</sub> : " > 5mm降水日数	0.7908	0.2342
X <sub>22</sub> : 水田裏作表面積率%	0.0995	0.1651
X <sub>23</sub> : 耕うん時期	0.1822	0.0341
Y <sub>4</sub> : 被害率%		

定数項: -188.0513 重相関係数=0.8852\*\*N=26

重回帰分析の結果は耕うん時期が早くなったり、水田裏作麦が減少したりすると、赤かび病の発生が少なくなること示している。また、気象因子と栽培法の発生面積及び被害率に対する寄与程度は、気象>栽培法である(第3表)。第3図に式13による推定被害面積率と実測値を示した、気象因子を説明要因とした式3の推定値に較べると、気象と栽培因子を説明要因とした式13の適合性の高いことが理解できる。

1965年頃の耕うん時期は5月初旬であるが、1973年頃以降は4月中下旬になり、ムギの開花期頃には休閑田は全部耕うんされ、一部には稲が植付けられている状態になっている。水田裏作ムギは1962年までは、栽培ムギ面積の60%であったが、1971年には50%以下となり以後急速に減少し、1977年には16%となった。しかし、1978年からは水田利用再編対策によって増加し始め、1980年に

は63%に回復した。以上の栽培因子と赤かび病発生との関係についてはIII, 1で述べたが、対象期間内における変動も大きく(cv=24.8%, 31%)解析式の説明要因として妥当と考えられる。品種の強弱程度指数の対象期間内における平均値は1.8で、変動係数は3.8%と殆んど変動が認められず、説明要因として取りあげられなかった。

4. 1942年~1954年の発生程度の推定

1942年~1954年の赤かび病の発生は、病害虫発生予察事業によって調査され発生の概況が記録されている。発生概況と式1及び式3で求めた程度中以上の発生面積率と被害面積率の推定値は次の通りである。(第4図)

	式1	式3
1942年 発生は僅少	0	0
1943 " -	0	0
1944 " 南部の裸ムギ, 皮ムギに発生	0	12.1
1945 " 南部に多少の発生あり	0	0
1946 " -	0	0
1947 " 南部のムギに発生	0	0
1948 " -	0	0
1949 " -	0	8.4
1950 " -	8.7	33.8
1951 " 中, 南部に軽微な発生	0	10.2
1952 " -	0	18.8
1953 " 南部沿岸に軽微な発生	"	25.1
1954 " 中, 南部特に島しょ部で5月 下旬に急増し, 多発生	26.8	51.2

発生概況の記録と推定発生面積率はおおむね一致しているため、式1, 3で1942年~1954年間の発生を説明できると考えられた。1954年の推定発生面積率は高く後述する中発生年に相当するが、農林水産統計による推定減収率は0になっている。この年は5月後半がや、高温(18.4°C)、多雨(140mm)で5月下旬から発生が増加し、刈取りのおそい島しょ部で多発生したが、他の地域では多発生をまぬがれた、石井<sup>12)</sup>の晩期発生型の年と思われ、収量への影響は殆んど無かった年である。

5. 1889年~1941年の発生程度の推定

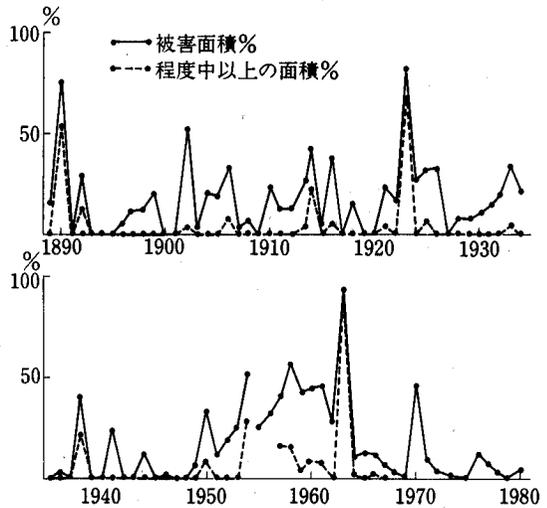
発生面積率の推定に用いる重回帰式は、期間内に赤かび病の発生に関与する栽培法の変化があれば、式13, 14のような説明要因に栽培法を含む式が適当であろうし、栽培法にあまり変化がなければ、気象因子だけを説明要因とする式がよいのであろう。

III, 1で述べた栽培法のうち、耕うん時期は1878年以

降の田植時期が6月中～下旬なので<sup>5,27,28,39,36,38,43</sup>、ほとんど変動はなかったと思われる。水田裏作ムギ率は1900年頃から1925年までが50%台、1942年頃までは60%台である。式13によると水田裏作ムギ率の10%の変動は、発生面積率を3%程度増減させるだけなので、赤かび病の発生に対する影響は少なかったと判断できる。品種の強弱程度については、記録のある年の強弱程度指数を算出したところ、1947年<sup>10)</sup>は栽培面積の74%に相当するムギの強弱程度指数は1.84であった、1944年<sup>20)</sup>は同様に84%で1.90、1932<sup>20)</sup>は84%で1.78と変動は少なかった。1918年は<sup>4)</sup>コムギ49、ハダカムギ121、カワムギ46の品種名と栽培面積が記録されている、品種の強弱程度が判断できる13品種の強弱程度指数は1.90であった(栽培面積の35.2%に相当する)。また、1900年頃<sup>20)</sup>に栽培されていた24品種の記録があるが、品種の強弱を判断できるのはコピンカタギ、紅梅など数品種にすぎないし、品種別の栽培面積も不明である。要するに栽培麦の強弱程度指数を算出できるのは、1932年以降の数ヶ年だけで、この時期以前は、品種の強弱程度が検定されていない地方品種が多く、1932年以降でも品種別栽培面積が不明の年が多いので、毎年栽培麦の強弱程度指数の算出はできなかった。したがって、この期間の赤かび病の発生量の推定には、品種の強弱との関係は無視せざるをえなかった。

品種以外の栽培法は、赤かび病の発生に影響する程の変動はなかったと考えられたので、発生量の推定は気象因子だけを説明要因とする式1, 3, 4で行なうことにした。式1, 3によって推定した面積率を第4図に示した。発生程度中以上の面積率が20%以上、被害面積率が70%以上の年を多発生年、同じく10%以上と40%以上を中発生年とすると、多発生年は1890年、と1923年の2ヶ年、中発生年は1914年と1938年である。1914年、1923年及び1938年はト蔵<sup>2)</sup>、日野<sup>4)</sup>の記録があり、1890年はト蔵<sup>2)</sup>が多発生年と推定し、この年の麦の作況報告<sup>24)</sup>からも多発生年と考えてよいと思われる。

式4による推定被害率と、広島県勸業統計、農林水産統計から算出した減収率(前7ヶ年の単当収量から最高値、最低値を除いた5ヶ年の平均単当収量を平年値とした)を比較したところ、両者がほぼ一致する1890年、1914年、1923年および1938年は、赤かび病が発生して減収した年と推定できる。また、赤かび病による推定被害率が0で、減収率が9%以上の年は9ヶ年あるが、減収の原因は1903年(減収率43%)が黄銹病の多発生<sup>4)</sup>、1922年(11.9.1%)は1月の低温と2月の高温・多雨<sup>7)</sup>、1936年(11.10.7%)は積雪量が多く積雪期間が長期にわたったこと<sup>25)</sup>、1942年～1947年(11.6ヶ年の平均値25.7%)は戦争



注 '54年までは式1, 3による推定値 '55年以降は実測値

第4図 赤かび病発病面積率の推移

第3表 気象・栽培法の寄與程度<sup>a)</sup>

式No.	要 因	気 象		栽 培 法	
		4月 後半	5月	裏作麦 面積率	耕うん 時 期
13	被害面積率	68.2		31.8	
		22.5	45.7	11.6	20.2
14	被害率	89.5		10.5	
		27.7	61.8	8.7	1.8

a: 第1表に同じ

による労力と肥料の不足である。

1889年～1941年の赤かび病の発生程度は、式1, 3による発生面積の推定値と過去の発生記録との照合、および式4による推定被害率と、農林水産統計から求めた減収率との比較において、矛盾が認められないことから、おおむね正確に推定できたお考えられる。

## 6. 発生年の気象

### 1) 多発生年の気象

広島県における赤かび病の多発生年は、推定値による1890年、発生記録および推定値による1923年、実測値による1963年の3ヶ年である。多発生3ヶ年の気象概況を略記すると次の通りである。

1890年：全国産出麦類が……斯の如く減産せし所以は……要するに春來気候不順なりしと降雨過度なりしとにより<sup>24)</sup>。

1923年：4月はや、低温湿潤で日照少なく……5月も

高気圧が本邦に移動して来たことが頻々であった……19日からは気圧の配布状態が梅雨期に於けるが如き状態を呈したので、連日降雨し月末に及んだ……要するに著しく高温、湿潤、多雨にして天候は不良であった<sup>10)</sup>。

1963年：4月下旬は前線が24日頃まで南岸沖に停滞し、前線上を低気圧が次々に東進して梅雨のような天気となった……5月は移動性高気圧が、4日位の周期で北偏して通過し、北高型の気圧配置が多く、前線が本邦付近に停滞し梅雨様の天気になり、気温は平年より高め、雨量多く、日照時数は少なかった。29日から本格的な梅雨に入った<sup>11,12)</sup>。

多発生年の気象状況は1963年が典型で、4月後半から前線が日本列島の南岸沖に停滞し、5月は移動性高気圧が北偏したため、本邦上に前線が停滞し梅雨様の天気になり、太平洋高気圧の影響によって気温が高目になるのが特色である。春の季節は菜種梅雨、さつき晴れ、梅雨のはしりで春が終るのが一般であるが<sup>12)</sup>、上述のような異常な気象状況は1889年～1980年の92年間に3年あり、3年とも赤かび病が多発している。したがって、赤かび病多発の原因は春の異常気象といえるのである。

## 2) 発生年の解析

赤かび病の多発生年、中発生年、少発生年の発生原因を式3、13で解析した結果を第4表に示した。表の数値は気象要因、栽培要因の平年差と偏回帰係数の積で、各要因が被害面積率に及ぼす影響の程度を表わす数値なので、発病指数と呼ぶことにする。多発生3ヶ年は全部の発病指数が平年より大きく、特に1889年以降の最大の発生年である1963年は、他の多発生年より発病指数が大きく、100年に1回程度発生する異常発生年であったことがうかがえる。農林統計表から求めた減収率は1890年41.0%、1923年21.4%、1963年は77.9%である。1923年の4月後半の発病指数は他の2年より低く、5月の高温、多雨で多発したため、発生面積率は高いが減収率は比較的低くなっている。

1932年は5月気温の発病指数が平年より低く、4月後半が高温、多雨であったが中発生に終った年である。1968年は4月後半および5月の降雨日数の発病指数が平年より低いので、指数の合計値は負の値を示し少発生年であった。1976年の解析は式13で行なった。気象因子の発病指数は13.8であるが、栽培因子では-20.9で、発病指数の合計値は-7.1となり少発生年であった。式3によるこの年の推定発生面積率は50.1%と、気象面からは中発生年であるが、水田裏作の減少や耕うん時期の早期化などの栽培因子が発病を強く抑制したのである。

## 3) 1954年以降の多発生傾向と気象

1942年～1954年の発生概況、1955年以降の被害面積率および式3による推定被害面積率から、赤かび病の発生は1954年頃から増加傾向を示している。この時期には発病を増加させるような栽培法の変更はなかったので、気温、降水等の気象条件が発生に適した方向へ変化したのではないかと考えられた。

Pittmanの検定法<sup>13)</sup>によって、発生解析式の説明要因になっている気象要素の長期的変化傾向の検出を行なった。1957年～1980年の期間(w-系列 n=24)と、1889年～1956年の期間(v-系列 n=68)との間において、4月後半の平均気温( $\bar{w}=15.0^{\circ}\text{C}$   $\bar{v}=13.7^{\circ}\text{C}$ )、5月平均気温( $\bar{w}=17.8^{\circ}\text{C}$   $\bar{v}=17.1^{\circ}\text{C}$ )に1%水準で有意差が認められた。5月の5mm以上降水日数( $\bar{w}=7.3$ 日  $\bar{v}=6.3$ 日)は10%水準では有意差が認められた。和田<sup>14)</sup>は日本の春の気温は1950年から高い傾向が続き、特に中部日本では春の気温が高い年が多いと述べている、広島県では1957年から明らかに春の気温の高い傾向が続いていることがわかった。

式3による推定被害面積率の1889年から1956年までの平均値は15.4%、1957年から栽培法の影響を余り受けていない1968年までの推定被害面積率は32.2% (被害面積率は33.0%)である。式3によると4月後半の平均気温が $1.3^{\circ}\text{C}$ 、5月の平均気温が $0.7^{\circ}\text{C}$ 高く、5月の5mm以上降水日数が1日増加すると、被害面積率は18.6%増加することになる。したがって、推定被害面積率の1957年～1968年における平均値が、1956年以前より17.8%増加している原因は、4月後半、5月の平均気温および5月の5mm以上降水日数の長期的上昇、増加傾向であると考えられる。

## IV 赤かび病の発生予察

### 1. 発生予察情報の適中率と防除対策の関係

赤かび病の発生と深い関係のある環境要因、特に気象の長期予報の不完全な現在では、発生予察情報が100%適中することは期待しにくい。したがってある程度の適中率を持つ予察情報を、生産者がどのように利用したらよいかという問題は、予察情報の効果をあげるためや、予察技術を評価する上で当然解明しておかなければならない。幸いこの種の問題は、気象災害予報と対策の面で研究され<sup>15)</sup>、中でも予報適中率と防災対策についての考え方は、病虫害発生予察と防除対策との関係に応用できると思われるので、その概略について述べることにする。

ある気象現象による損害をL, 防災対策費をC, 気象現象がN'年間にn'年発生する気候学的確立をn'/N'とすると, 対策費の総額CNが被害総額Ln'より小さい時は, 常に対策をしておく方が得であり, 大きい場合は対策をしない方が得である。

$$CN' < Ln' \quad n'/N' > C/L \quad \text{①}$$

ある気象現象が来るという予報がN'回あり, n'回予報が適中し, 気象現象による損害がL, 予報による対策費をCとすると, 絶対対策費C×n'が操業額L×n'より小さい時は, 予報を信用して対策をした方が得である。

$$CN' < Ln' \quad n'/N' > C/L \quad \text{②}$$

以上は気象現象があるという予報と対策であるが, 実際には予報がない場合でも, 気象現象があつて損害を受ける場合がある。気象現象があると予報して適中した回数をM, 適中しなかった回数をm, 気象現象がないと予報して適中した回数をN, 適中しなかった回数をnとすると, 予報と実況の対応関係は次の通りである。

		予 報		
		あ	な	計
実	あ	M	n	M+n
況	な	m	N	m+N
計		M+m	n+N	M+n+m+N

予報による対策が, 毎回対策を行なう場合や無対策より有利になる条件は, 予報による対策費と損害額の合計が, 毎回対策をした場合の絶対対策費や, 無対策の場合に受ける損害額より小さくなることである。この関係は次の式で表わすことができる。

- ・予報による対策が毎回対策より有利になる条件
- $C(M+m) + Ln < C(M+n+m+N)$  ③
- $n/(n+N) < C/L$  ④
- $M/(M+m) > (M+n)/(M+n+m+N)$  ⑤
- ・予報による対策が無対策より有利になる条件
- $C(M+m) + Ln < L(M+n)$  ⑥
- $C/L < M/(M+m)$  ⑦
- $(M+n)/(M+n+m+N) > n/(n+N)$  ⑧
- ・予報による対策が毎回対策, 無対策より有利になる条件
- $n/(n+N) < C/L < M/(M+m)$  ⑨
- $M/(M+m) > M+n/(M+n+m+N) > n/(n+N)$  ⑩

上記の関係は予報による対策を予察情報による防除, 毎回対策を定期防除, 無対策を無防除と読み代えると, 病害虫の発生予察と防除の関係に適用できるはずである。

第4表 各種発生年の気象：栽培要因

年	4月後半		5月			栽培法	合計	被害率%
	平均気温	降水日数	平均気温	降水量	降水日数			
1890	2.9	13.3	5.6	0.7	34.1	—	56.6	74.2
1923	0.8	9.3	16.7	0.7	34.1	—	61.6	79.1
1963	2.5	13.3	18.1	1.3	46.7	—	81.9	93.7
1957	4.3	13.3	-8.3	0.1	15.1	—	24.1	39.0
1968	2.5	-6.9	7.0	-0.6	-10.1	—	-8.1	2.7
1976	0.9	4.8	-2.8	2.0	8.9	-20.9	-7.1	13.3

要因値は偏回帰係数×年差, a: 1890, 1923年は式3による推定値, 他は実測値

## 2. 4月後半の気象による予察式

赤かび病の薬剤防除適期は, 開花期<sup>34,39)</sup>である。広島県におけるハダカムギ, コムギの開花期は4月末～5月上旬なので, 4月末までの気象条件や栽培と発生面積率との回帰式は, 予察式にすることができる。1957年～1968年(式15, 16) 1955年～1980年(式17)の期間において求められた発生程度中以上の面積率(Y<sub>1</sub>), 発生面積率(Y<sub>2</sub>)および, 被害面積率(Y<sub>3</sub>)を予察する式は次の通りである。

$$Y_1 = 94.5330 + 2.6751X_3 - 0.7131X_4, R = 0.7127^* \quad \text{式15}$$

$$Y_2 = 10.6870 + 7.4795X_3, r = 0.6270^* \quad \text{式16}$$

$$Y_3 = -87.1986 + 1.920X_1 + 5.578X_3 + 0.4317X_{17} + 5.252X_{18}, R = 0.7547^{**} \quad \text{式17}$$

但し, X<sub>1</sub> = 4月後半平均気温, X<sub>3</sub> = " > 5mm降水日数  
X<sub>4</sub> = " 日照時数, X<sub>17</sub> = 裏作ムギ面積率, X<sub>18</sub> = 耕うん時期

式15によって発生程度が中以上の面積率(Y<sub>1</sub>)が, 10%以上と予想される場合に, 発生情報を発令すると, 予察情報と実察の発病状況(実況)との対応関係は次の通りである。

		予 察		
		発 生	無発生	計
実	発 生	3	0	3
況	無発生	3	6	9
計		6	6	12

式⑨, ⑩によって, 予察防除と他の防除法の得失を検討すると, 対象年数は12年, 発生程度中以上の面積が10%以上の年は3ヶ年であるから, 発生頻度(P<sub>0</sub>)は3/12である。発生3ヶ年の平均減収率は18%, 防除費用は

10a 当り2,000円とすると、ムギの価格50,440円(10a 当り収量260kg, 単価194円として)の4.0%に相当するので、 $C/L$ は $4/18$ となる。また、発生予報の適中率は $3/6$ 、無発生予報の不適中率は $0/6$ である。

$$0/6 < 4/18 < 3/6 \quad (1)$$

$$3/6 > 3/12 > 0/6 \quad (2)$$

$$0/6 < 4/9 < 3/6 \quad (3)$$

(1)(2)は式⑨、⑩を満足させるので、予察による防除は、定期防除や無防除より得であり、予察防除は成立する。しかし、(1)の $C/L = 4/18$ は、防除によって減収を完全に防止できる—予防価 $P_0 = 100$ —と假定しているが、実際には予防価100は期待できない。現在、赤かび病の防除剤として登録されているチオファネートメチル剤について、1975年～1977年に福岡、佐賀、長崎、熊本、宮崎、鹿児島、愛媛および群馬農試で行なった防除試験の予防価の平均値は、1回数布で51、2回数布で56である。したがって、(1)の $C/L$ は $C/(L \times P.V./100)$ なので、 $4/(18 \times 0.51) \approx 4/9$ となる。予察の適中率と薬剤の防除効果によって修正した $C/L$ との関係を(3)に示したが、この場合も予察防除は成立する。なお、予察防除が成立しなくなる防除価は44以下である。定期防除は式①の $P_0 > C/L$ であれば成立するが、予防価を51とすると $3/12 < 4/(18 \times 0.51) \approx 4/9$ なので成立しない。定期防除が成立するには、防除薬剤の予防価が88.9以上であることが必要である。

発生面積率( $Y_2$ )を予察する式16で、発生面積率が40%以上と予想される場合に情報を発令したとすると、予報と実況の対応は次の通りである。

	予 報		
	発 生	無発生	計
実 発 生	2	3	5
況 無発生	2	5	7
計	4	8	12

前式と同様の求め方によって、 $C/L$ は $4/13$ 、 $P_0$ は $5/12$ となる。また、発生予報の適中率は $2/4$ 、無発生予報の不適中率は $3/8$ である。式⑨⑩⑪にこの数値をあてはめると、

$$3/8 > 4/13 < 2/4 \quad (4)$$

$$2/4 > 5/12 > 3/8 \quad (5)$$

$$5/12 < 4/7 \quad (6)$$

(4)は式⑨を満足させないので予察防除は成立しない。予察防除の成立には、無発生予報の不適中率が $2/8$ に

なることが必要である。また、定期防除は、防除薬剤の予防価を51とすると、 $C/L$ は $4/(13 \times 0.51)$ となり、(6)に示すように、式⑪が満足しないので成立しない。定期防除が成立するには予防価が74以上あることが必要である。

式17によって被害面積率( $Y_3$ )が40%以上と予想された時に、発生情報を発令したとすると、予報と実況の対応は次の通りである。

	予 報		
	発 生	無発生	計
実 発 生	2	4	6
況 無発生	2	18	20
計	4	22	26

式15と同様の方法で求めると $C/L$ は $4/14$ 、 $P_0$ は $6/26$ となる。また、発生予報の適中率は $2/4$ 、無発生予報の不適中率は $4/22$ である。式の⑨、⑩にあてはめた結果は次の通りである。

$$4/22 < 4/14 < 2/4 \quad (7)$$

$$2/4 > 6/26 > 4/22 \quad (8)$$

$$4/22 < 4/7 > 2/4 \quad (9)$$

防除薬剤の予防価を51とすると(7)は(9)になり、(9)は式⑨を満足しないので予察防除は成立しない。予察防除が成立する予防価は58であり、現在の薬剤では散布法を工夫すれば<sup>34)</sup>予察防除は辛うじて成立するかもしれない。また、定期防除は $6/26 < 4/14$ なので全く成立しない。

1957年～1968年において、発生程度中以上の発生面積率を予察する式15によれば、予察防除が成立することがわかった。しかし、1957年～1968年は、III、3およびIII、6、3)で述べたように、発生量が多く、また、式1～5などの気象因子だけを説明要因とする式で、発病を説明できる時期なので、発病に対して栽培要因が抑制的に作用している現在では、式15の適用は難しいと思われる。1955年～1980年を対象にした式17による予察は、防除薬剤を液剤で行なうなどの防除法の改良を行えば成立すると思われるが、本県の防除法の実態から見て成立しないと考えた方がよい。

定期防除は、1957～1968年を対象にした式15、16では、薬剤防除の予防価が89、74であれば成立するが、対象期間に発病の少ない1968年以降を含む式17では、全く成立しない。予防価が常に74以上であることを期待するのは、現在の薬剤や防除法では無理と思われる。

この項で述べた予察法の適中率と防除法の関係からは、赤かび病の防除には、予察防除と定期防除は成立せず、

無防除が栽培者にとって最も有利という結論になった。

### 3. 気象現象の確率による発生予察

既述したように赤かび病の大発生年は、1890年、1937年、1963年の3ヶ年であるが、1890年、1963年の4月後半の気象は、平均気温 $15^{\circ}\text{C}$  ( $\bar{x}+s$ )以上、5mm以上降水日数7日 ( $\bar{x}+1.7s$ )以上であった。このような不良気象年は1889年から1980年までの92年間において、4ヶ年あったが、この4ヶ年の赤かび病の発生状況、および、赤かび病が中・多発生した年の4月後半の気象状況を第5表に示した。多発生3ヶ年のうち2ヶ年、中・多発生した8ヶ年のうち4ヶ年は、4月後半の気象が不良の年であった。

4月後半の平均気温が $15^{\circ}\text{C}$ 以上、5mm以上降水日数が7日以上のに、赤かび病の多発生予報を発令したと假定すると、1889年から1980年までの予報と実況の対応状況は次の通りになる。

	予 報		
	発 生	無発生	計
実 発 生	2	1	3
況 無発生	2	87	89
計	4	88	92

式9, 10によって、予報の適中率と防除法の関係を検討すると、多発生の頻度 ( $P_0$ ) は  $3/92$ 、多発生年の減収率は33.1%、防除薬剤の予防価は51なので、 $C/L$  は  $4/(33 \times 0.51) \approx 4/16$  である。また、多発性予報の適中率は  $2/4$ 、無発生予報の不適中率は  $1/88$  である。式⑨、⑩に上記の数値をあてはめた結果は次の通りである。

$$1/88 < 4/16 < 2/4 \quad (10)$$

$$2/4 > 3/92 > 1/88 \quad (11)$$

(10)(11)は式⑨⑩を満足するので、予察防除は成立する。また、予察防除の成立する予防価は26以上である。定期防除は、 $3/92 < 4/16$ なので式①は満足せず、無防除の方が得である。

同じ条件で中・多発生年を予察すると、予報と実況の対応状況は次のようになる。

	発 生	無発生	計
	実 発 生	4	4
況 無発生	0	84	84
計	4	88	92

中・多発生年の頻度 ( $P_0$ ) は  $8/92$ 、減収率は17.6

第5表 中・多発生年の4月後半・5月の気象

年	4月後半		5月		発生面積% <sup>a</sup>		減収 <sup>b</sup> 概 率% 況
	平均 気温	降水 日数	平均 気温	降水 日数	>少 %	>中 %	
1890	15.5	7	17.7	12	74.2	52.8	24.4 多
1957	16.2	7	16.7	9	39.0	16.0	2.8 中
1958	15.1	8	17.4	8	57.0	17.0	3.3 中
1963	15.3	7	18.6	14	93.7	91.1	47.0 多
1914	14.0	4	17.8	9	41.5	22.4	11.7 中
1923	14.4	6	18.5	12	79.1	56.7	27.9 多
1938	14.0	2	17.8	10	40.0	20.3	12.1 中
1970	15.3	4	18.1	12	44.3	—	11.6 中
$\bar{x}^c$	14.0	3.7	17.3	6.6			
$s^c$	$\pm 1.1$	$\pm 1.9$	$\pm 0.7$	$\pm 2.4$			

a: 1938年までは式1, 3による推定値, 他は実測値

b: 同上式4による推定値, 他は実測値

c: 1889~1980 (N=92)の平均値と標準偏差

第6表 4月後半の気象条件と5月降水日数の関係

4月後半の気象条件	左の5月降水日>9日		
	年数	年数	頻度
気温 $>15^{\circ}\text{C}$ , 降水日数 $>7$ 日	4	3	0.75
気温 $<15^{\circ}\text{C}$ , 降水日数 $<7$ 日	88	17	0.19

%, 防除薬剤の予防価は51なので、 $C/L$  は  $4/(17.6 \times 0.51) \approx 4/9$  である。式⑨⑩へのあてはめた結果は次の通りである。

$$4/88 < 4/9 < 4/4 \quad (12)$$

$$4/4 > 8/92 > 4/88 \quad (13)$$

多発生年の場合と同様に、(12), (13)によって予察防除は成立する。予察防除の成立に必要な予防価は、22以上である。定期防除は  $8/92 < 4/9$  が式①を満足しないので成立しない。

赤かび病の発生に対する4月後半の気象と、5月気象の寄与程度は、第1表に示すように35:65である。しかし、4月後半の気象による多発生予報の適中率は  $2/4$ 、中・多発生では  $4/4$ 、無発生予報の適中率は、それぞれ  $87/88$ ,  $84/88$ と高い値が得られた。第5, 6表に示すように、1889年~1980年の92年間において、4月後半の気温が $15^{\circ}\text{C}$ 以上で、5mm以上降水日数が7日以上なのは、5月の降水日数が9日 ( $\bar{x}+0.5s$ )以上になる確率が、その他の年に較べて約4倍程度なので、高い適中率

が得られるのである。即ち、4月後半の気温および5mm以上降水日数による予察は単なる経験的予察ではなく、気象現象の確率に基づき統計的予察といえるのである。

## V 考 察

赤かび病の発生が、気象および栽培条件に影響されることは、多くの研究者によって明らかにされている。この報告は、大面積を対象に、各種の発生要因と赤かび病発生の関係を数量的に表現しようとして、重回帰分析によって発生の解析を行なったものである。得られた重回帰式は、赤かび病の発生程度と、発生に関与する要因の量的関係を総合的に表現する式と考えられるので、発生解析式と呼ぶことにした。

発生解析式の説明要因として選択した気象因子は、気温、降水量、5mm以上降水日数である。赤かび病菌の菌系の発育、子のう殻の形式、子のう胞子の放出と飛散、発芽、分生胞子の形式、発芽、離脱と飛散等に好適な気温は24°C~27°C、空気湿度は関係湿度95~100%の範囲にある<sup>21)</sup>。また、伝染期の高気温と多雨が、本病の多発生条件であることも多くの報告があるので、気象関係の説明要因の選択は妥当であると考えられる。

第4図に示したように、1965年頃から赤かび病の発生に減少傾向が認められ、1955年~1968年の期間における、気象因子を説明要因とした重回帰式の重相関係数は、0.7542と式3 ( $R=0.9353$ )に比べて著しく低くなった。発病が減少した原因は、水田裏作ムギ率の低下と耕うん時期の早期化によると考えられ、気象因子と栽培因子を説明要因とした式13 ( $R=0.9294^{**}$ )は、1955年~1980年間の発生を十分に説明できる式であった。耕うん時期の早期化によって、赤かび病の発病が減少したと推定したのは、石井<sup>12)</sup>がイネ株の土着部分、土中埋没部分には子のう殻が形成されず、また、水田裏作ムギは畑作ムギより被害が大きいのは、キネ株という本病菌の培地の存在によると報告しているので、ムギの開花期前にイネ株が細断埋没される1965年以降の耕うん時期は、子のう殻や子のう胞子の形成量に影響し、発病を減少させると考えられたからである。子のう胞子の飛散量の減少を大面積を対象にして確かめる事は、困難ではあろうが実証を必要とする課題であらう。

発生解析式によって、各種発生年の発生原因を気象、栽培要因別に解析した結果をIII(62)で述べた。発生解析式による解析は、発生年における発生程度と発生要因の関係を、数量的に表現できる点で、発生原因の定性的な記述にまさり、また、発生型の分型、発生機構の解明、

防除法の開発などに、具体的な手がかりを與えることが期待されるのである。1989年以降の発生記録、農林水産統計による減収率と、発生解析式で推定した発生程度、減収率から、中発生および多発生年を推定することができたが、長期間にわたる赤かび病の発生状況の確認は、気象確率による発生予察法の開発や、防除法の選択の論議に非常に有用であった。また、1954年~1968年の約15年間の、赤かび病の発生が最も多い流行期であり、その原因は、発生期の気象の長期的変化であることも明らかにすることができた。

現在に適用できる発生解析式は、説明要因に栽培因子を含む式13、14である。したがって、将来の栽培法の変化を推定することで、赤かび病の発生傾向を予測できると思われる。栽培法の変化は中期的には、農政の方向に影響されると思われるが、假にイネ、ムギの栽培法が現状のままで、1968年(赤かび病の発生面積93.7%、被害率46.6%)の気象が再現したとすると、式13により推定発生面積率は70.2%、式14により推定被害率は35.3%となる。栽培法を含まない式6、式7の99.5%、41%に比べ、それぞれ29.3%、5.7%の減少になる。しかし、赤かび病の発生は、近年の栽培法の変化によって、可成り減少しているが、多発生年には発生面積率は70%以上、被害率20%以上になる大病害であることに変わりはないのである。

発生解析式は栽培法や気象などの、長期的に変化する発生要因を説明要因にする式なので、それらの変化傾向を予知することによって、長期的観点に立つ発生予察を可能にするのであろう。また、説明要因を防除適期以前と以後に分けて式を組立てると、発生予察式を導き出すことや、気象予報値の発生予察への導入が容易になると考えられる。このように発生解析式は、その年の発生解析を数量的に記述することを目的とするだけでなく、植物防疫上の基本的な数式として意義は大きいのである。

赤かび病の防除適期はムギの開花盛期なので、発生予察情報の発令時期は、4月末が限度である。4月末までに5月または5月15日までの気象予報値が得られれば、式1~6等の発生解析式に予報値を代入して、発生量や被害量を推定することが可能である、しかし、実際には気象予報の的中率一特に異常気象に対する一が低いので、この予察法は現在では成立しない。したがって、4月末には測定値が既知である4月後半の気象、栽培法による予察法が考えられる。このような考え方で得られた発生予察式15、16、17は相関係数が低く、発生予報の適中率も1/2なので、従来の常識からは実用しかねる式であった。

発生予察の目的は、適期に経済的な防除を行なうことにあるのだから、農業者には予察情報を信用して防除を行なうか、毎年（毎作）防除を定期的に行なうか、防除をしないかの選択しかないはずである。したがって、予察情報の適中率は、利用者の経済的得失の面から論議すべきもので、適中率の低い予察情報でも、利用者が予報に従えば、定期防除や無防除を行なうより得になる場合には、予察防除が成立するのである。このような考え方は、鈴木<sup>37)</sup>によると気象予報の適中率と対策の問題として、H. C. Bijvoet, W. Bleeker (1951) が最初に取上げ、我国では高橋浩一郎 (1964) が定式化を試みたのに始まり、気象災害の面で多くの研究がなされている<sup>37)</sup>。

筆者は、赤かび病の発生予察にこの考え方の適用を試みたのであるが、例えば、式15による多発生情報の適中率は1/2に過ぎないが、無発生情報の適中率は6/6と高く、また、発生率の被害率が比較的高く、発生の頻度も1/2以下なので、農業者（利用者）にとっては、予察情報に従って防除を行なうのが、定期的防除や無防除よりも、経済的に有利になるのである。

4月後半の気温15°C以上、5mm以上降水日数7日以上を、多発生または中～多発生の条件とした気象現象の確率に基づき予察法は、予察式15とは、同じ対応関係で成立する。対象期間92年間における発生年の頻度は低いが、無発生予報の適中率が高いので、予察防除は無防除より有利になる。またこの予察法は、栽培法が発病を抑制している現在でも適用できる方法である。広島県における赤かび病のように発生頻度の低い病害に、この種の予察法が成立するには、長年にわたる発生記録が必要であるが、赤かび病では、発生解析式を基本とした発生年の推定が、予察法成立の基礎になったのである。

多・中発生年は、4月後半および5月の気温降水において異常年であり、発生頻度も非常に低いので定期防除は成立しにくい。定期防除が無防除より有利になる条件は、 $n'/N' > C/L$ ②であるが、広島県の赤かび病では、中・多発生の場合は  $8/92 < 4/9$ 、多発生では  $3/92 < 4/16$  で式②は成立しない。定期防除の成立には、防除費用4%を前者では0.75%、後者では0.5%に下げることが必要である。以上は、防除薬剤の予防価を51としたのであるが、防除法の改良によって予防価が100になっても、防除費用を1.5%および1.0%に下げないと定期防除は成立しない。我国で赤かび病の発生が多い地方は、西南部太平洋側<sup>12)</sup>、九州、四国、東海<sup>13)</sup>などで、特に九州、四国の太平洋沿岸に発生が多い。これらの地方での定期防除の成立する可能性は、広島県より高いと考えられる。

予察防除や定期防除は、防除費用が低く防除効果が高いほど成立しやすいが、防除効果を高くするには、薬剤防除に限っても、新薬剤の開発、剤型や散布方法の改良、有効成分の含量の増加など、当然防除費用の上昇をとまなうものである。IV、3の気象現象の確率による予察の⑩式を例にとると、 $C/L = 4/18$ の場合、予防価を約2倍 ( $P.V. = 100$ ) に改良し、防除費用が2倍になったとすると、 $C/L = 8/32$ となる。⑫式における $C/L$ は  $4/16 = 8/32$ なので、予察防除の成立条件は同じである。予察防除によって農業者の受ける利益は、改良前が12% ( $16 - 4 = 12$ )、改良後は24% ( $32 - 8 = 24$ )である。農業者の利益を改良前の12%に止めると、防除費用は20%まで増加できることになり ( $32 - 12 = 20$ )、防除効果を2倍にする防除費用の許容範囲は4～20%である。しかし、防除費用を20%にすると $C/L = 20/32$ となり⑫式は満足せず、予察防除は成立しないことになる。したがって、防除費用の上限は、多発生予報の適中率である1/2を下廻る $C/L$ の値が必要で、 $C/L$ は16/32以下、防除費用は16%以下でなければならない。即ち防除効果を2倍にするための費用の許容範囲は、4%～16%である。一般に防除法の改良にとまなう防除費用の増加は、農業者の利益が確保され、防除法（赤かび病では予察防除）が成立する範囲になるように、改良の目標を設定することが必要なのである。

赤かび病は、高温・多雨気象で大発生になるので、薬剤防除は多雨条件下で実施しなければならない。したがって、薬剤の効果は降雨による流亡で、いちじるしく低下すると考えられる<sup>44)</sup>。おそらく粉剤の効果は予防価で50以下になるであろう。赤かび病の防除薬剤は、多雨条件下でも流亡の少ない耐雨性をそなえ、予防効果よりも治療効果の高い薬剤を、また、予察情報は防除適期の直前になるので、速効性の薬剤の開発や剤型の改良が望まれるのである。

## VI 摘 要

広島県におけるムギ赤かび病の発生と、気象条件、栽培条件との関係を重回帰分析によって解析し、得られた発生解析式によって1980年までの種々の発生現象の解析を行なった。また、解析の結果を応用して発生予察法を案出し、その利用について考察した結果を報告する。

1. 重回帰分析は、変数減増法によって行なった。解析に供した環境因子は、気象観測値と水田裏作ムギ面積率、耕うん時期等の栽培因子であるが、説明要因は既往の研究から、赤かび病の発生に関係ある因子をえらび、

因果関係に疑問のある因子は除外するように努めた。

2. 1957年～1968年および1955年～1968年を統計期間として重回帰分析を行なった結果、気象因子を説明要因とし、発生面積率、減収率等を目的要因とする発生解析式がえられた。多発生年の影響を除外するため、統計期間から1963年を除いた重回帰式も高い寄与率が得られた。発生に及ぼす気象因子の寄与程度は、4月後半の気温・降水<5月の気温・降水、気温<降水、降水量<降水日数であった。また、個々の要因では、5月降水日数>5月気温>4月後半降水日数>5月降水量>4月後半気温の順で寄与程度が高かった。

3. 統計期間を1955年～1980年とすると、発生解析式の寄与率はいちじるしく低下した。裏作ムギ面積率と耕うん時期を説明要因に加えると、重相関係数が0.9以上の式がえられた。裏作麦面積率および耕うん時期は、子の殻数の形成に影響し、子のう胞子の飛散量を少なくして発病を抑制する因子と考えられた。

4. 1942年～1954年を対象期間として、発生解析式による推定値と、発生の記述を比較したところ、解析式による発生推定はほぼ正確であった。1889年～1941年を対象期間として、発生解析式による推定発生程度と過去の発生記録、および農林水産統計から算出した減収率を比較検討した結果、多発生年は1890年、1923年の2ケ年、中発生年は1914年、1918年の2ケ年と推定された。

5. 多発生年の1890年、1923年、1963年の気象は、4月中旬から5月まで前線が本邦付近に停滞し梅雨様の天気になり、太平洋高気圧の影響で気温が高目になる異常気象であった。気象現象の確率から赤かび病の多発生は約30年に1回程度であると思われる。

代表的な多、中、少発生年の発生原因を発生解析式によって解析し、それぞれの発生要因を数量的に表現することができた。

6. 1954年頃から赤かび病の発生が増加した原因は、Pittmanの検定によって5月の平均気温が0.7℃高く、5mm以上降水日数が約1日多く、4月後半の気温が1.3℃高くなった気象現象の長期的変化傾向であることを明らかにした。

7. 発生予察情報の成立、不成立の判定に、気象学の災害予報的中率と防災対策に関する数式を導入した。予察情報の適中率は、利用者の経済的得失の面から評価して、予察防除が定期防除や無防除より利用者の利益になる場合に、発生予察は成立するとしたのである。

8. 発生解析式の説明要因から、防除適期以後に判明する説明要因を除き、発生予察式を作成したところ、1957年～1968年において、程度中以上の面積率を予察する式

で予察防除が成立する結果となった。しかし、対象期間が1980年までの式では、無防除が最も有利であった。

9. 発生解析式の説明要因であり、多発生年の気象的特長でもある4月後半の気温15℃以上、5mm以上降水日数7日以上を多発生条件とした気象現象の確率に基づく発生予察法は、1889年～1980年において多発生予報の適中は1/2であった。しかし、農業者にとっては予察情報によって防除を行なうのが、定期防除や無防除より利益になることが証明できた。

## 引用文献

- 1) 明日山秀文・向秀夫・鈴木直治編：1962. 植物病理学実験法 1～843. 日本植物防疫協会. 東京.
- 2) 卜蔵梅之丞：1936. 麦類の病害と其防除法 1～236. 目黒書店. 東京.
- 3) 遠藤茂：1941. 食用作物の病害 1～370. 明文堂. 東京.
- 4) 日野巖：1949. 植物病理学発達史 1～312. 朝倉書店. 東京.
- 5) 広島県：1889. 農事調査書 2：1～159.
- 6) 広島県立農事試験場：1918. 米麦品種の改良と共育成法 1～113.
- 7) 広島県広島測候所：1925. 大正11年広島県気象年報 1～34.
- 8) 広島県立農業試験場：1965. 作物品種改良に関する成績集 1～124.
- 9) 広島県：1979. 水稻麦大豆奨励品種性特表 1～7.
- 10) 広島県広島測候所：1925. 大正12年広島県気候年報. 1～24.
- 11) 広島県水文気象連絡協議会：1963. 水文気象 12(4)：1～80 (5). 1～72.
- 12) 石井博：1961. ムギ類赤かび病の流行機構に関する研究. 病虫発予特報 8：1～121.
- 13) 石丸治登：1963. 麦類赤かび病の被害機構ならびに被害査定方法に関する研究. 農林省中国四国統計指導官室 1～350.
- 14) 石丸治登・管良次・徳永初彦・宮川敏男・波多江政光：1970. 九州地域における麦類赤かび病被害機構の解明. 九州農試研究資料 41：1～193.
- 15) 河合一郎：1951. 麦赤黴病とその防除. 農及園 26(1). 43～46.
- 16) 関東東山農業試験場：1959. 麦類品種一覽 1～331.

- 17) 本谷清美・井上好之利：1957. 小麦赤黴病の第一次発生とその発病経過について. 四圍農試報 3 : 125~138.
- 18) 気象庁：1963. 農業気象年報. 昭和38年 1~135.
- 19) 小林龍一：1972. 相関回帰分析法入門 1~253. 日科技連. 東京.
- 20) 中川元興・渡辺雄二・牛腸英夫・西尾小作：1966. コムギアカカビ病の気象要因に基づく発生予察. 東海近畿農試研報 15 : 55~67.
- 21) 西門義一：1958. コムギのアカカビ病防除に関する研究. 農改資料 9 : 1~162.
- 22) 中田寛五郎・日野巖：1941. 植物病理学大系. 2巻. 3編 1~293. 養賢堂. 東京.
- 23) 農業技術協会：1955. 実用農作物品種解説 1~434.
- 24) 農商務省：1891. 明治23年全国麦産額. 大日本農會報 114 : 35~38.
- 25) 農林大臣官房統計課：1936. 昭和11年麦収穫予想高. 農産彙報 40 : 41.
- 26) 農林省改良局技術研究部：1949. 稲・麦品種の特性表と分布図. 農林省農事試験場資料1号 1~119.
- 27) 農林省農務局：1915. 米に関する調査. 農務彙纂 53 : 1~380.
- 28) 農林省農務局：1936. 水稻及陸稻耕種要綱 1~1078.
- 29) 農林省農務局：1937. 麦類耕種要綱 1~1270.
- 30) 農林省農林経済局調査部作物統計課：1955. 麦類主要品種特性表 1~283.
- 31) 農林水産省統計情報部：1955~1980. 第32次~第57次農林水産統計表
- 32) —————：1958~1980. 作物統計 1~23.
- 33) 農林省農政局：1941. 水陸稻の地域別耕種改善基準 4 : 1~928.
- 34) 斉藤初雄：1983. ムギ類赤かび病の生態と防除. 今月の農薬 17(11) : 80~87.
- 35) —————：1983. ムギ類赤かび病の発生生態と防除. 植物防疫 38 : 58~63.
- 36) 杉本正雄：1954. 麦作の慣行とその推移. 日本農業発達史 3 : 9~100. 中央公論社. 東京.
- 37) 鈴木栄一：1975. 気象統計学 1~314. 地人書館東京
- 38) 鉄道省運輸局：1925. 米に関する経済調査 1~575.
- 39) 上田進：1963. 麦赤カビ病に関する研究. 第一報. 予察圃場における麦赤カビ病と気象の関係. 徳島農試研報 3 : 67~70.
- 40) —————・松本益美：1964. —————. 第二報. 愛媛県における麦赤カビ病と気象の関係. 徳島農試研報 4 : 51~54.
- 41) —————：1976. ムギ赤かび病の被害予察と薬剤防除の要否. 農及園 51 : 1240~1242.
- 42) 和田英夫：1969. 長期予報新講 1~234. 地人書館. 東京.
- 43) 安田健：1954. 稲作の慣行とその推移. 日本農業発達史 2 : 119~399. 中央公論社. 東京.
- 44) 横山佐田正：1979. ムギ病害の問題点. 植防 33 : 104~108.

## Multiple Regression Analysis of Scab Occurrence of Barley and wheat and Scab Forecasting in Hiroshima Prefecture

Keiji NAKAMURA

### Summary

To detect the factors affecting scab occurrence of barley and wheat in Hiroshima Prefecture, the correlation between scab occurrence and meteorological and cultural factors were calculated by multiple regression analysis. After the analysis, the available equations were also tried to use for scab forecasting.

1. As the results of the analysis using the information reported during 1955 to 1980, it was found out that precipitation and temperature in April and May and earliness or lateness of plowing time of paddy fields, that is, the practice which destroyed the inoculum surviving on rice stub fairly well explained scab occurrence.

2. From the examination of meteorological factors affecting scab occurrence during 1889 to 1980, it also appeared that the temperature in April and May have turned into higher and the number of days having more than 5mm precipitation per day in May increased one day after 1954. In accordance with those weather trends, scab occurrence also increased thereafter.
3. The results of the calculation using the available equations indicated that the severe epidemics of scab occurred in 1890, 1923 and 1963. Indeed the severe epidemics of scab in those three years were reported in several references. From the past records, the severe epidemics of scab have occurred about once every 30 years.
4. The weather condition of April in 1890, 1923 and 1963 were extremely favourable for scab occurrence and these weather condition still lasted in May. Another calculation also indicated the positive correlation of the weather condition between April and May. So it is practical to forecast scab occurrence from the weather conditions in April, considering the weather similarity characteristic in severe epidemic years.
5. As to the estimation of the forecast probability and economic loss and gain getting from the the control following the forecast information, the author adapted the conception of meteorological disaster using in meteorology.

付表 統計 値

年	4月後半			5月				水田 裏作 麦率	田植 時期	品種 強弱 指数	出穂 期 5月.日	発生面積率		被害 面積 率	被害 率	被害 度
	平均 気温	降水 日数	日照 時数	平均 気温	降水 量	降水 日数	日照 時数					中 以 上	少 以 上			
'55	13.3	5	65	17.5	82	8	216	61.3	9.5	1.9	.16	—	—	25.4	1.2	2.1
'56	14.3	4	116	16.3	193	10	147	61.7	9.2	1.9	.25	—	—	31.8	2.1	1.6
'57	16.2	7	72	16.7	166	9	192	61.0	8.8	1.9	.24	16.0	38.4	38.9	2.8	6.4
'58	15.1	8	59	17.4	96	8	192	61.9	8.7	1.8	.21	17.7	76.8	57.0	3.3	8.9
'59	15.3	2	85	18.1	152	8	190	60.6	8.2	1.8	.21	3.8	35.2	42.3	2.2	4.4
'60	14.8	3	107	17.8	218	7	187	59.7	8.2	1.8	.23	8.6	55.5	44.2	2.0	4.0
'61	15.0	2	112	18.5	135	9	187	61.6	8.1	1.8	.22	7.7	41.6	46.8	2.2	2.9
'62	13.4	3	124	17.3	185	8	215	60.5	8.5	1.8	.25	2.6	18.7	27.1	1.2	4.0
'63	15.3	7	61	18.6	402	14	84	59.8	8.6	1.8	.27	91.1	98.8	93.7	46.6	45.1
'64	18.8	2	85	18.3	52	3	245	58.7	8.3	1.8	.16	2.9	43.7	11.1	0.5	4.1
'65	13.2	5	94	17.4	261	6	217	54.7	7.9	1.8	.29	0	19.9	13.1	0.5	0.5
'66	15.7	2	98	17.1	176	9	232	53.0	7.5	1.8	.23	7.6	26.1	12.6	0.6	1.8
'67	14.5	3	98	18.7	85	3	243	52.1	7.4	1.8	.23	0.2	16.5	6.9	0.2	0.1
'68	15.3	2	106	17.8	43	5	231	52.7	7.3	1.8	.27	0	1.1	2.7	0	0
'69	15.0	2	90	18.2	108	6	262	51.8	6.8	1.8	—	—	—	0.7	0	—
'70	15.3	4	83	18.1	177	12	208	51.5	6.9	1.8	—	—	—	44.2	11.6	—
'71	14.7	4	116	17.7	161	5	228	44.1	6.7	1.7	—	—	—	11.3	0.6	—
'72	15.8	4	102	17.3	190	9	233	36.2	6.0	1.7	—	—	—	4.1	0.2	—
'73	15.0	4	91	17.3	181	5	198	29.8	5.4	1.7	—	—	—	2.0	0	—
'74	14.6	4	105	18.0	94	7	222	23.9	4.9	1.7	—	—	—	1.0	0	—
'75	16.0	5	79	17.8	73	6	186	19.6	5.0	1.7	—	—	—	1.1	0.2	—
'76	15.4	5	84	17.5	215	10	172	19.9	4.7	1.7	—	—	—	12.3	0.7	—
'77	15.1	5	104	17.7	148	8	200	15.5	4.4	1.7	—	—	—	5.7	0.2	—
'78	14.2	2	103	18.2	62	3	251	43.1	4.4	1.6	—	—	—	2.3	0	—
'79	13.8	5	94	17.3	93	5	276	57.4	4.4	1.6	—	—	—	0.7	0.1	—
'80	12.4	3	117	17.7	277	10	233	63.0	4.4	1.7	—	—	—	3.7	1.3	—