

# そうか病の発病度判定による病斑密度推定\*

(山本 滋 と 共 著)\*\*

ミカンのそうか病は、凸起型やそうか型の病斑を作り、これが混在したり時には癒合して発病する。病斑は葉、果実上で均等に分布していることはきわめて少なく、また多い場合は1葉に500個以上の病斑を形成していることがある。発病調査を実施する場合、病斑数の調査は多くの労力を要し、現在では発病度によって区分して調査が行なわれている。程度別調査の場合は、発病の多寡や調査者によって差異があらわれやすいが、同一基準によって調査を行なうことが必要である。また病菌密度の量的な把握がむずかしく、各発病度と病斑とがどのように対応するか明らかにしておく必要がある。そうか病の発病調査を実施する場合以上のべたような問題があるが、発病度調査から発病量を正確に把握推定するための調査法を確立するため本試験を行なった。

## 方 法

### a. 病 斑 数 調 査

1965年には熊本県飽託郡河内芳野村尾跡の6年生宮川早生を供試し、そうか病罹病樹15本について、各樹30葉を抽出し、同一人が葉の表裏別に発病度を軽、中、甚に類別し、それぞれ病斑数を調査した。1966年は玉名郡天水町辺田見の10年生宮川早生30本(調査者3名各10本ずつ調査)について、各調査樹を樹冠頂部、外側部、下部別にそれぞれ東西両面さらに内部の7部位に区分し、各部15葉について表裏別に発病度を軽、中、甚、激甚に分けるとともに、それぞれの病斑数を調査した。

さらに1967年には、玉名郡岱明町鍋の6年生宮川早生10本について、1966年に実施した病斑数調査に準じて、1樹7部位、各部30葉の春、旧葉を抽出し、各抽出葉について表裏別に凸起型、そうか型病斑数と発病度を同時に調査し、

発病度判定値と病斑数との関係を検討した。なおこの際同一樹について10人が交互に調査し、個人差も同時に検討できるようにした。

### b. 病斑面積調査

1965年に病斑数調査に使用したそうか病罹病葉について、病斑面積を写真投影法により測定し、葉面積に対する比を算出し、発病度判定値と比較した。

### c. 発病度判定基準設定のための調査

種々の病斑数をもったそうか病罹病葉 106 葉を写真撮影し、各地の果樹病害虫担当者 33 名に配布して、各葉毎にそれぞれの判定による発病度の記入を請い、発病度基準設定のための資料とした。

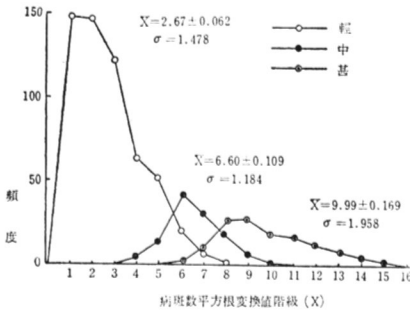
## 成 績

### a. 1965年の成績（3段階区分）

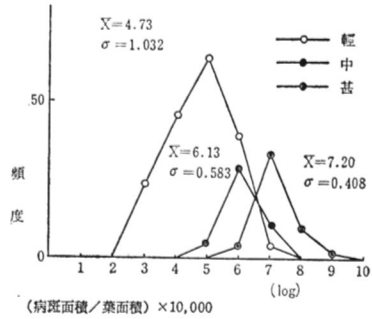
発病度別に病斑数を集計すると、発病度軽の病斑数は1から71までの範囲にあり、中、甚はそれぞれ19～111，42～384であり、平均値は軽11.8，中51.5，甚112.4であった。実測値の病斑数を平方根変換して、変換値1～1.99，2～2.99，……に階級値1，2，……を与え、それぞれの階級に対する発病度別病斑数の頻度分布を示すと第1図のようになる。

病斑数平方根変換値の平均階級値は軽2.7，中6.6，甚9.9となり、軽：中：甚はほぼ2：5：8の比を示す。軽，中，甚の3段階に区分した場合、甚の範囲が広く、調査対象樹の発病状況いかんによっては、誤差が大きくなるおそれがあるので、さらに発病度を軽，中，甚以外に激甚の4段階にわけて調査し検討することが必要と考える。

次に、葉面積に対する病斑面積の割合を算出した値を10,000倍し、発病度別に集計したが（第2図）、各発病度とも平均値、標準偏差いずれも値が大きく、実測値の病斑面積比率を対数変換した平均値は軽4.7，中6.1，甚7.2でこの間一定の傾向は認められない。病斑数調査および病斑面積調査の結果から、そうか病の発病度別調査では、葉面積に対する病斑面積の比を主体に判断しているということよりも、病斑数そのものがグレード判定の基準として無意識に採用されているものと思われる。ただしこの問題は同じ病斑数に対して病斑面積の



第1図 1965年発病度別病斑数の度数分布  
〔山本原図〕



第2図 1965年発病度別病斑面積と葉面積の比の度数分布  
〔山本原図〕

異なる場合の判定を比較することによって明らかにされるであろうが、この点は今後検討する予定である。

### b. 4段階区分による判定とこれによる密度推定

#### イ) 平方根変換値法

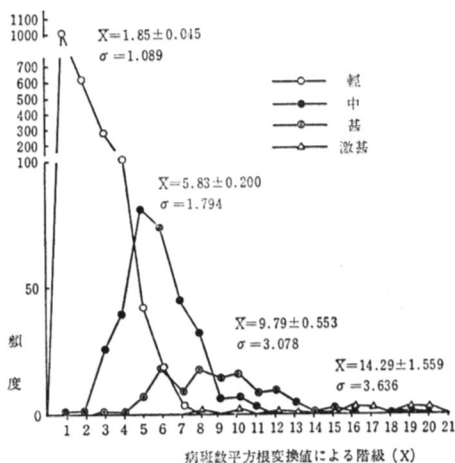
1966年, 1967年には発病度を軽, 中, 甚, 激甚の4段階に区分して, それぞれの葉の病斑数と発病度判定の結果とを比較した。その結果は第3図(1966年)および第4図(1967年)に示すとおりである。ただし, 1966年は調査者3名, 1967年は調査者10名であったが, 図には調査者の個人差を区別せず総合して取り扱ってある。

第3, 4図の結果から見ると, 同じ病斑数の葉に対しても, 判定は1965年の場合と同様かなりばらついている。しかし各発病度に対する平均病斑数階級値( $\bar{X}$ )の比は1966年, 1967年とも軽:中:甚:激甚=1:3:5:7となっている。ただし同じ発病度の $\bar{X}$ 値はこの両年の間に若干の差が見られるが, この点については後に検討しよう。

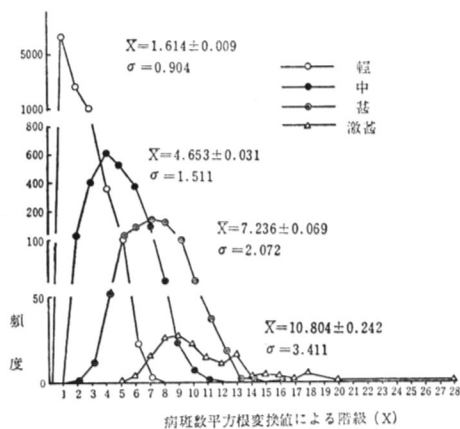
さて, もし各発病度に対する病斑数( $x$ )の平方根変換値についてその平均値( $\sqrt{x}$ )と分散( $\sigma^2$ )が定まるなら, 調査葉全体の病斑総数( $T$ )は次の式によって求めることができる。

$$T = n\{(\sqrt{x})^2 + \sigma^2\} \quad (1)$$

ただし  $n$  = 調査葉数



第3図 1966年発病度別病斑数の度数分布 [山本原図]



第4図 1967年発病度別病斑数の度数分布 [山本原図]

1967年の資料から $\sqrt{\bar{x}}$  と  $s^2$  (分散不偏推定値) を求めると第1表のとおりとなった。

実測 $\sqrt{\bar{x}}$ ,  $s^2$  の値を比較すると,  $s^2$  の値は軽, 中, 甚については $\sqrt{\bar{x}}$ のほぼ1/2, 激甚についてはほぼ $\sqrt{\bar{x}}$ に等しい。

第1表 各発病度に対する $\sqrt{x}$  と  $s^2$  の値 (1967年 [山本・森下])

発病度	$\sqrt{x}$	$s^2$	$\sqrt{x}$ よりの $\sigma^2$ 推定
軽	1.91	0.957	0.955 } 2.560 } 3.850 } = $1/2\sqrt{x}$
中	5.12	2.084	
甚	7.70	4.087	
激 甚	11.26	11.560	11.260 = $\sqrt{x}$

第2表  $\bar{X}$  と  $\sqrt{x}$  との関係 (1967年) [山本・森下]

発病度	$\bar{X}$	$\sqrt{x}$	$\sqrt{x} - \bar{X}$
軽	1.61	1.91	0.30
中	4.65	5.12	0.47
甚	7.28	7.70	0.42
激 甚	10.76	11.26	0.50

なお前記各発病度に対する平均病斑数階級値 ( $\bar{X}$ ) と  $\sqrt{x}$  との関係は第2表のとおりとなった。

$\bar{X}$  と  $\sqrt{x}$  との差は、分布の型によって変化するであろうが、そうか病斑数の分布のように負の二項分布型に近いものにおいては、極端な低密度または極端な高密度時を除いて、軽ではほぼ0.30, 中以上ではほぼ0.45とみなしてよいと思われる。

さて、4段階グレード判定においては1966, 1967年とも  $\bar{X}$  の値はほぼ軽：中：甚：激甚 = 1 : 3 : 5 : 7 の比率になることは前にのべた。ただし激甚においては後述のように必ずしもこの比率のとおりとはならない場合もあり得ると考えられるので、軽, 中, 甚のみについて

$$\bar{X}_M = \frac{n_1\bar{X}_1 + n_2\bar{X}_2 + n_3\bar{X}_3}{n_1 + 3n_2 + 5n_3} \quad (2)$$

ただし  $\bar{X}_1$  = 軽の平均階級値

$\bar{X}_2$  = 中       "

$\bar{X}_3$  = 甚       "

$n_1$  = 軽の葉数

$n_2$  = 中の葉数

$n_3$  = 甚 "

を求めると

$$\bar{X}_M = 1.558$$

この値を基準にして各発病度の  $\bar{X}$ ,  $\sqrt{\hat{x}}$ ,  $\sigma^2$  の推定値  $\hat{\bar{X}}$ ,  $\sqrt{\hat{x}}$ ,  $\hat{\sigma}^2$  およびこれらの値をもとにしての各グレード病斑数を計算すると第3表のとおりとなり、計算値と実測値の差は実測値の4%以内である。

第3表 各発病度葉数より病斑数推定 (1967年) [山本・森下]

発病度	$\hat{\bar{X}}$	$\sqrt{\hat{x}}$	$(\sqrt{\hat{x}})^2$	$\hat{\sigma}^2$	$(\sqrt{\hat{x}})^2 + \hat{\sigma}^2$	葉数 $n_i$	推定病斑数 $n_i \times \{(\sqrt{\hat{x}})^2 + \hat{\sigma}^2\}$	実測病斑数
軽	$\bar{X}_M = 1.558$	$1.558 + 0.3$ = 1.858	3.452	0.929	4.381	10,409	45,602	47,937
中	$3\bar{X}_M = 4.674$	$4.674 + 0.45$ = 5.124	26.255	2.562	28.817	2,308	66,510	65,367
甚	$5\bar{X}_M = 7.790$	$7.790 + 0.45$ = 8.240	67.898	4.120	72.018	900	64,816	57,386
激甚	$7\bar{X}_M = 10.906$	$10.906 + 0.45$ = 11.356	128.959	11.356	140.315	199	27,923	27,518
計						13,816	204,851	198,208

ところで、1966年の  $\bar{X}_M$  を(2)式によって計算すると、 $\bar{X}_M = 1.892$  となり1967年の1.558に対してかなり高い値となっている。このような  $\bar{X}_M$  の差の起こる原因として考えられることは

(i) 調査者個人の主観的判定基準の変化

同一人が調査する場合でも、数回の調査がすべて同じ基準によって発病度判定を行なっているとは限らない。むしろその時々「気分」によってある程度調査ごとに基準が変化している可能性がある。

(ii) 調査者の個人差

判定基準は調査者によってある程度異なっているものと考えられる。したがって1人もしくは少数の調査者による判定では、もし調査ごとに調査者を異にする場合は、判定基準の個人差の影響がかなり強く現われる可能性がある。

(iii) 園内病斑密度の影響

調査園内の病斑密度が高い場合は低い場合に比べて、判定基準が同じであっ

でも同じ発病度に対する高密度病斑葉が多くなり、 $\bar{X}_M$  を高くすることが理論的に考えられる。特に激甚に対してはそれ以上の発病度が存在しないから、病斑密度が著しく高い場合はその  $\bar{X}$  の値はいくらでも高くなる可能性がある。

さて、上記の  $\bar{X}_M$  値の変化を起こす原因のうち (i), (ii) に対しては調査者の数を増すことによって（何らかの共通の原因によって調査者全体の判定基準が同じ方向に同時に変化する場合を除いて）かなり防止できるであろう。(iii) の病斑密度の影響による  $\bar{X}_M$  値の変化の場合については、もし病斑密度が高ければ集中度が同じなら調査葉全体に対する無病斑葉の比率は低下するであろう。したがってこの関係を利用して  $\bar{X}_M$  の値の推定を行なうことも不可能ではないと思われる。

1966, 1967 年の調査葉に対する無病斑葉の比率を求めると、

$$P_{(0)B} = 0.5872 \quad (1966\text{年})$$

$$P_{(0)A} = 0.6719 \quad (1967\text{年})$$

$$\theta = \frac{\log P_{(0)B}}{\log P_{(0)A}} = 1.3358 \quad (3)$$

$\theta$  の値は 1)  $B$  の密度が  $A$  にくらべて大きければ大きいだけ、2)  $B$  の集中度が  $A$  にくらべて小さければ小さいだけ大となるであろう。ただし種々の病虫害の葉単位分布では、密度が大きいほど集中度は小さくなる傾向があるところからみて、 $\theta$  の大小はそのまま密度比の大小を判断する基礎として用いても大きい誤りはないものと思われる。

さて全葉に対する平均  $\bar{X}$  値を  $X_{M0}$  とすれば、

$$X_{M0} = \frac{1}{n}(n_1\bar{X}_1 + n_2\bar{X}_2 + n_3\bar{X}_3 + n_4\bar{X}_4) \quad (4)$$

ただし  $n_1, n_2, n_3, n_4$  はそれぞれ 軽, 中, 甚, 激甚の葉数  
 $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \bar{X}_3, \bar{X}_4$  はそれぞれ 軽, 中, 甚, 激甚の  $\bar{X}$   
 $n = n_0 + n_1 + n_2 + n_3 + n_4$   
 $n_0$  = 無病斑葉数

1967 年の  $X_{M0}$  を各  $\bar{X}$  の実測値から求めると 0.8594, 同様に 1966 年については 1.1678, 両者の比は

$$\frac{1.1678}{0.8594} = 1.3589$$

この値はさきの  $\theta$  の値と近く、 $X_{M0B}/X_{M0A}$  の推定に  $\theta$  を用いても大きい誤

りはないことを示している。

$X_{M0}$  の値は病斑密度そのものおよび各グレイドの  $\bar{X}$  の値によって左右されるであろう。各グレイドの  $\bar{X}$  の比が 1 : 3 : 5 : 7 と一定であり、かつ調査 A の  $\bar{X}_1$  と調査 B の  $\bar{X}_1$  が同じなら

$$\frac{X_{M0B}}{X_{M0A}} = \frac{\frac{1}{n_B}(n_{B1}+3n_{B2}+5n_{B3}+7n_{B4})}{\frac{1}{n_A}(n_{A1}+3n_{A2}+5n_{A3}+7n_{A4})} \quad (5)$$

もし B の  $\bar{X}_1$  が A の  $\bar{X}_1$  の  $a$  倍なら

$$\frac{X_{M0B}}{X_{M0A}} = \frac{\frac{1}{n_B}(n_{B1}+3n_{B2}+5n_{B3}+7n_{B4})}{\frac{1}{n_A}(n_{A1}+3n_{A2}+5n_{A3}+7n_{A4})} \times a \quad (6)$$

$$\text{さきの } \frac{X_{M0B}}{X_{M0A}} \doteq \frac{\log P_{(0)B}}{\log P_{(0)A}}$$

の関係を利用すれば

$$a \doteq \frac{\log P_{(0)B}}{\log P_{(0)A}} \bigg/ \frac{\frac{1}{n_B}(n_{B1}+3n_{B2}+5n_{B3}+7n_{B4})}{\frac{1}{n_A}(n_{A1}+3n_{A2}+5n_{A3}+7n_{A4})} \quad (7)$$

1967 年の調査を A, 1966 年の調査を B とすれば

$$a \doteq \frac{1.3358}{1.1096} = 1.2037$$

1967 年の各発病度の  $\bar{X}$  の値にこの  $a$  の値を乗じて, 1966 年の各  $\bar{X}$  の推定値

第 4 表 補正  $\bar{X}$  による病斑数推定 (1966 年) [森下]

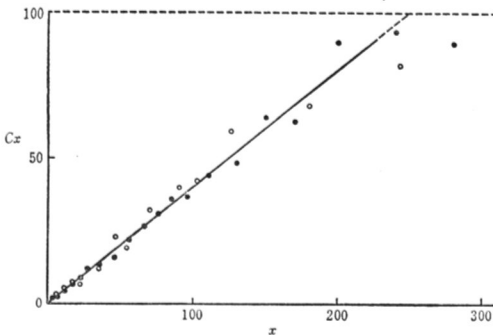
	$\hat{X}$ (補正值)	実測 $\bar{X}$	$\sqrt{\hat{x}}$	$(\sqrt{\hat{x}})^2$	$\hat{\sigma}^2$	$(\sqrt{\hat{x}^2 + \hat{\sigma}^2})$	$n_i$	推定 病斑数	実測 病斑数
軽	$1.558 \times 1.204 = 1.876$	1.85	2.176	4.735	1.088	5.823	2,131	12,409	12,781
中	$4.674 \times 1.204 = 5.627$	5.83	6.077	36.930	3.039	39.969	323	12,910	13,854
甚	$7.790 \times 1.204 = 9.379$	9.79	9.829	96.609	4.915	101.524	126	12,792	12,450
激甚	$10.906 \times 1.204 = 13.131$	14.29	13.581	184.444	13.581	198.025	21	4,159	4,809
計							2,601	42,270	43,892



を求め、これをもとにして病斑数推定を行なうと第4表に示すとおり推定値と実測値の差は実測値の4%以下である。この方法は多くの実例についてさらに検討する必要があるが、少なくとも上の結果は、分布型が同じならグレード判定の基準の変化や密度の影響による $\bar{X}_M$ の変化がある場合でも、ある程度これを補正して実際の値に近い推定値を得ることができる可能性を示している。

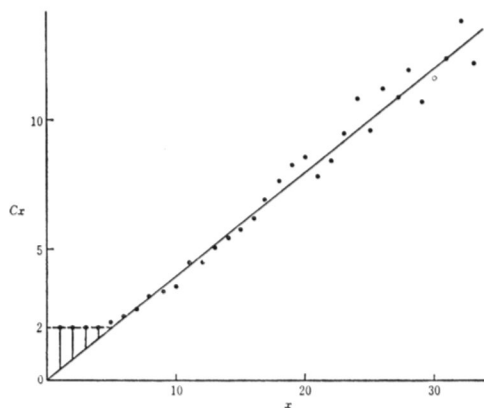
### ロ) 評点法

すでに第3, 4図などによって示されているように、発病度判定の場合同一病斑数をもつ葉に対してでも調査者により、または同一調査者でも調査時の心理状態によって異なった発病度に属するものとして判断される場合が多い。この場合、それぞれの病斑数に対してそれぞれ一定の確率をもって「軽」、「中」などと判定されるとしても、園全体が高密度の場合は高密度の病斑をもつ葉が多く、したがってある高い密度の葉が「軽」と判定される確率は小さくとも、葉数が多ければその密度に対する「軽」の判定数も多くなり、したがってこれは「軽」の $\bar{X}$ 値を大きくする結果をもたらすであろう。このように病斑の平均密度自体によって $\bar{X}_M$ 値が影響されることは前記したように平方根変換値法のもつ理論的弱点である。これに対する便宜的補正法はすでにのべたが、さらに別個の方法を併せ考えることが望ましい。以下にのべる評点法はその一つである。



第5図 病斑数( $x$ )とこれに対する平均評点( $C_x$ )との関係  
( $C_x = \frac{2}{5}x$ )

- ・ 1967年山本など10名による調査( $X=20$ までは5ずつに、100までは10ずつ、100~180は20、180以上を40ずつの $x$ 区分による平均)
- 写真判定による33名の回答〔森下原因〕



第6図 病斑数( $x$ )と平均評点( $C_x$ )との関係 ( $C_x = \frac{2}{5}x$ )  
 第5図の資料中 $x=1\sim 33$ について各 $x$ ごとに $C_x$ を  
 プロットしたもの(1967年, 山本などの資料による)  
 [森下原因]

1967年の資料についてまず判定された各発病度に軽=2, 中=10, 甚=25, 激甚=100の評点を与え, 各病斑数ごとに平均評点を求めた。

すなわち病斑数 $x$ に対する平均評点( $C_x$ )として,

$$C_x \text{ (平均評点)} = \frac{2n_{x_1} + 10n_{x_2} + 25n_{x_3} + 100n_{x_4}}{N_x} \quad (8)$$

ただし  $n_{x_1} = x$  に対する軽の判定頻度

$n_{x_2} =$  中 "

$n_{x_3} =$  甚 "

$n_{x_4} =$  激甚 "

$$N_x = n_{x_1} + n_{x_2} + n_{x_3} + n_{x_4}$$

各病斑数( $x$ )に対する $C_x$ の値は第5図および第6図に示すように,  $x=5\sim 200$ の範囲内においては $x$ に対して

$$C_x = \frac{2}{5}x \quad (9)$$

によって表わされる正比例の関係を示している。

これより

$$N_x x = \frac{5}{2} N_x C_x$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{5}{2} N_x \cdot \frac{1}{N_x} (2n_{x_1} + 10n_{x_2} + 25n_{x_3} + 100n_{x_4}) \\
 &= \frac{5}{2} (2n_{x_1} + 10n_{x_2} + 25n_{x_3} + 100n_{x_4}) \quad (10)
 \end{aligned}$$

$$\text{いま } \sum_{x=1}^{\infty} N_x x = T'$$

とおけば  $T'$  は判定数に應ずる総病斑数推定値である。もし判定数=葉数なら  $T'$  はそのサンプルの総病斑数であり、またもし同一の葉に対して  $k$  回の判定がくり返されているなら  $T'/k$  がそのサンプル葉数に対する総病斑数である。

全葉に対する1葉平均病斑数推定値 ( $\hat{x}$ ) は

$$\hat{x} = \frac{T'}{N} \quad (11)$$

ただし  $N$  は無病斑を含む総判定数である。

さて

$$\begin{aligned}
 T' &= \frac{5}{2} \sum_{x=1}^{\infty} (2n_{x_1} + 10n_{x_2} + 25n_{x_3} + 100n_{x_4}) \\
 &= \frac{5}{2} (2n_1 + 10n_2 + 25n_3 + 100n_4) \quad (12)
 \end{aligned}$$

ただし  $n_1, n_2, n_3, n_4$  はそれぞれ軽, 中, 甚, 激甚と判定されたサンプル全体としての判定数

すなわち, そのサンプルの中での各発病度の判定数 (または葉数) を知ることさえできれば, そのサンプルの総病斑数は推定できる。

ただし (12) 式による病斑数推定にはいくつかの問題点がある。

〔問題点1〕 病斑数1~4の取り扱い

病斑数 ( $x$ ) が1~4の場合,  $C_x$  の値は (9) 式に従わず, かりにこれらの発病度が全部軽と判定される場合でも,  $C_x=2$  となることである。この関係は第6図において明らかに示されている。多くの場合  $x=1\sim 4$  の葉がサンプルの中に占める割合は比較的大きいから, (12) 式のままで総病斑数推定は過大推定となる可能性が大きい。

これを補正するために便宜上次の方法を用いることにする。まず

$$\begin{aligned}
 G &= (4-1)P_{(0)n_1} \\
 &= 3P_{(0)n_1} \quad (13)
 \end{aligned}$$

を求め、

$$\hat{T} = T' - G \quad (14)$$

によって得た  $\hat{T}$  を補正された病斑数推定値とする。ここに  $P_{(0)}$  は全葉に対する無病斑葉の割合である。なお (13) 式で括弧内に  $5-1$  の代わりに  $4-1$  を用いたのは、 $P_{(0)} \rightarrow 0$  においても  $x=1 \sim 4$  の頻度は必ずしも  $0$  とはならないことを考慮したものである。

1967年の資料では

$$\begin{aligned} T' &= \frac{5}{2}(2 \times 10,409 + 10 \times 2,308 + 25 \times 900 + 100 \times 199) \\ &= 215,745 \\ G &= 3 \times 0.6719 \times 10,409 \\ &= 20,981 \\ \hat{T} &= 215,745 - 20,981 \\ &= 194,764 \end{aligned}$$

実測値は 198,208 であるから計算値との差は 2% 以内である。

〔問題点 2〕  $x=250$  以上の場合

$C_x = \frac{2}{5}x$  直線は  $x=250$  において  $C_x=100$  の上限に達するから、250 以上の病斑数をもつ葉があっても 250 の計算値しか与えられない。したがって、このような多病斑数葉が多数存在すれば、当然推定値は過少にならざるを得ない。ただし実際にはこのような多病斑葉が全罹病葉に対して占める割合は比較的小さい場合が多いであろうから、その影響は著しくはないものと思われる。

〔問題点 3〕 判定基準の問題

もし各発病度の判定基準が変化すれば 2 : 10 : 25 : 100 の比率は同じでも

$$C_x = bx$$

の  $b$  の値が  $2/5$  でなく他の値をとるであろう。この点において、柑橘試験の専門家 33 名による写真による発病度判定は極めて興味ある結果を示した。すなわち種々の病斑数をもった発病葉 106 枚のそれぞれについての発病度判定結果に上記 2 : 10 : 25 : 100 の評点を与え、各病斑数ごとに  $C_x$  を計算し、 $x$  を適当に区分して平均値を求め各区分に応ずる  $C_x$  平均値を第 5 図に併せ示した。その結果は 1967 年の調査者 10 名による野外調査の場合と全く同じく

$$C_x = \frac{2}{5}x$$

第5表 写真による発病度判定結果から病斑数の推定〔森下・山本〕

発病度	判定数 $n_i$	A 評点 $\times n_i$	B $2.5 \times \sum A$	C 推定病斑数 (B/33)	実測病斑数
軽	866	1,772	226,655	6,868	6,707
中	1,089	10,890			
甚	984	24,600			
激 甚	534	53,400			

第6表 1966年の調査に対する評点法の適用〔森下・山本〕

	$n$	評点 $\times n$	$T'$	$P_{(0)}$	$G$	$\hat{T}$
軽	2,131	4,262	31,855	0.5872	3.754	28,101
中	323	3,230				
甚	126	3,150				
激 甚	21	2,100				
計	2,601	12,742				

の直線上にならぶことが図に示されている。これから見ると1967年の発病度判定基準はかなり一般性の高いものと見ることができる。なお参考のため、写真判定者全数の判定の一致した罹病葉の一部の例を第7図に示した。

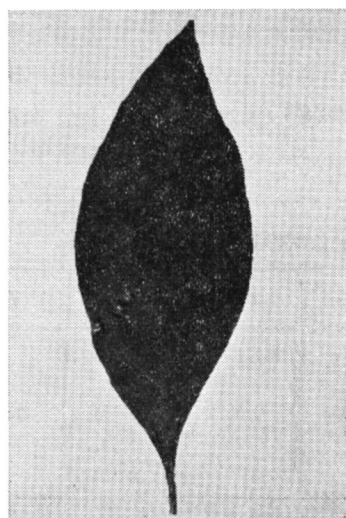
さて上記の結果は、写真判定に対しても評点法による病斑数推定の適用可能性を示しているが、念のため推定値と実測値とを比較すれば第5表に示すとおりとなった。

第5表に示すとおり、推定病斑数6,868は実測病斑数6,707に極めて近い。なおこの場合の病斑数分布は全く人工的なものであって自然に見られる分布型と異なり、 $x=1\sim 4$ の葉数も少数であったため補正は行っていない。

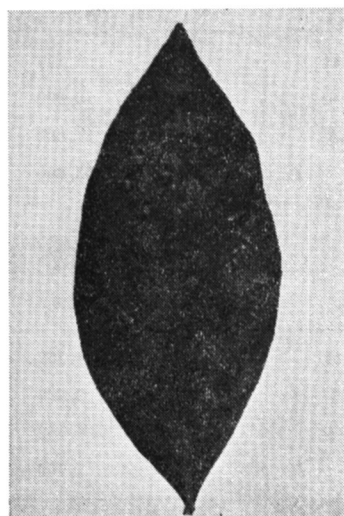
しかし一方において1966年の調査結果に評点法を用いたところでは、第6表に示すように推定値と実測値の一致はあまりよくない。すなわちこの推定値は実測値43,892に比べてかなり小さい。これは1966年の判定基準が1967年にくらべてかなり高かったことを示すものであろう。この場合適当な補正法を見いだすことは困難なので、便宜的に平方根変換値法で用いた $a$ を利用し

$$a^2 = 1.450$$

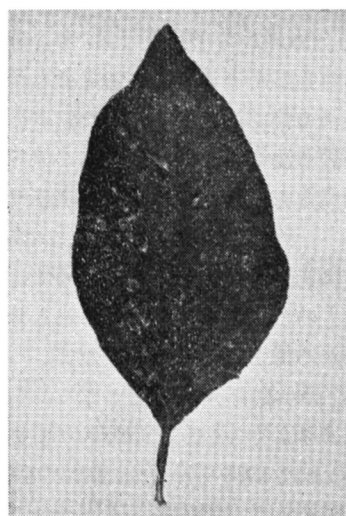
を $\hat{T}$ に乗じて補正値とすると



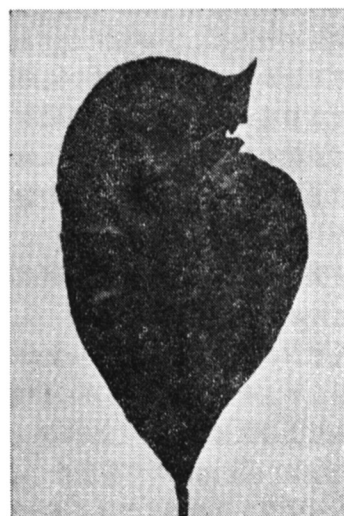
軽



中



甚



激甚

第7図 発病度基準 [山本原図]

補正  $\hat{T}=40,755$

と実測値にかなり近い値が得られる。

なお評点法において、各発病度に与える評点は各病斑数推定における重みづけである。したがってその発病度の平均値ではないから（評点×グレイド頻度）は必ずしもその発病度の病斑数とはならず、各発病度についてのその値の合計値によってはじめて全病斑数の推定を行ない得るものであることは注意すべきである。

### 発病度判定法の活用

病菌密度を正確に把握することは、その後の発病推移を予測したり、薬剤散布による防除効果を判断したり、あるいはまた産地全体の商品価を評価する場合など、技術指導場面においてもきわめて必要なことである。そうか病や黒点病などの発病状況の調査は、試験研究場面においても発病度を主体に実施されているが、これは調査者の主観によるところが大きく、調査対象園の発病状況や、年次、調査者によって差があらわれやすい。1965年以來、そうか病の発病度と病斑数がどのような関係にあるかを調べ、本章でのべたように発病度の調査結果から病斑数を推定することが可能であることが明らかになったが、これを実用場面で活用する場合、未解決の問題が残されている。調査は病斑の型、大きさ、新旧別など全く無視して実施されているため、厳密には病斑数即病菌密度とは必ずしもいえず、今後病胞の胞子形成能などを考慮に入れた密度の推定方式が確立されるべきであろう。しかしながらたとえ、病斑数だけの推定にしても、これが可能になることは、少ない時間と労力をもって多くの樹についての病斑密度の動向を調べるのにきわめて有効であろう。そのためには調査時点、個人による差異をできるだけ少なくするよう、発病度の判定基準を経験と訓練によって統一しておくことが大切である。これが困難な場合は、発病度調査の際に、一部分について病斑数調査を併用し、その調査時点における判定基準をこれら一部の実測値から明らかにすることが推奨できる方法である。それとともに本章にのべた方法の検討を含めて、多くの事例にもとづく精度のよい推定方法の確立をさらに推進することがのぞましい。

\* 本篇は、「カンキツ病害虫の共同防除の合理化に関する研究」（九州果樹病害虫共同防除研究協議会編）に「Ⅲ 各病害虫の分布とサンプリング， 2. そうか病の発病度判定による病斑密度推定」として書かれたものである。

\*\* 本篇中「評点法」（323頁）は森下の単独執筆，他は山本との共著。