

病虫害発生予察事業における電子計算機利用方法

第5報 巡回調査データの重回帰分析によるセジロウンカ
及びトビイロウンカの発生予察

河野 富香

要 約

河野富香 (1979) : 病虫害発生予察事業における電子計算機利用方法 第5報
巡回調査データの重回帰分析によるセジロウンカ及びトビイロウンカの発生予察
・広島農試報告 41:21~34

セジロウンカやトビイロウンカの発生は地域差や年次間変動が大きいので、その発生予察には巡回調査による現状の把握と今後の予測が重要であるが、任意に防除される巡回調査田の集計データは、そのまま重回帰分析しても容易に予察式を得ることができない。そこで生息密度がある基準以上に低下した地点は防除されたとみなし、その地点の発生量を防除されなかった地点の平均増加率によって修正したうえで、予察対象地帯の全調査地点が防除されなかった場合の発生量を推定した。こうして重回帰分析すると、若干の気象要因等を加えることにより、寄与率の高い予察式を容易に得ることができるばかりか、要防除水準を設定することにより、地帯の要防除量を推定することもできた。すなわちある時期の調査結果を基礎に、その後の無防除を想定した発生量が予測され、その値を要防除水準以下に抑えるための要防除量が推定されるという、理想的な予察が可能であった。それらの計算値を過去2年間実測値と比較検討した結果、十分実用できると考えられた。

I 緒 言

広島県では、1971年から病虫害発生予察事業における電子計算機の利用方法について検討を始め、1975年には「電子計算組織による病虫害発生予察事務処理要領」を制定して、特に水稲病虫害については、本事業に関係するあらゆる調査データの整理、集計、保存等の電子計算機利用システム¹⁾を完成させ、現在稼働中である。また本事業の性格上各病虫害の将来の発生動向を予測する必要があるので、重回帰分析による予測値計算システム²⁾についても検討を加えてきた。

水稲に発生する病虫害はその種類も多く重大な損害を与えるものが多いが、なかでもセジロウンカとトビイロウンカは発生の年次変動が大きく、多発生の場合は非常に大きな被害を与えることから、現在の病虫害発生予察事業では最も重要な害虫だと言える。しかも薬剤による防除効果が高く、的確な情況把握があれば、多発生を確認した後の薬剤使用で十分間に合うが、確実に多発が予

想されるとすれば、より早期の適期防除がいつそう効率的である点を考慮すると、セジロウンカ及びトビイロウンカの発生予察、特に将来の発生動向の予測はきわめて重要である。

ウンカ類の発生予察のための調査方法として、当県では国の実施要綱(1971年改正)に準拠し、予察灯調査、定点ほ場(予察田)調査及び巡回による調査を実施している。予察灯調査は6~7月のウンカ類の成虫飛来状況を把握するには確かに有効な調査であり、予察田の調査も本田への定着量及びその後の増殖経過を知るために欠かせない調査である。一方、一般農家の水田ではウンカ類防除ばかりでなく他の害虫防除のための殺虫剤が使用されるので、無防除の予察田での発生推移と同じ経過をたどる例は少なく、県下の水田における発生の実態を把握するには、どうしても巡回による調査が必要である。

水田内に定着したウンカ類は、その後一応秩序正しい増殖を見せ、たとえばいもち病や白葉枯病のように、気象等の環境の変化に大きく左右される急激な発生量の変

化は起こさない。この点将来の発生予測が比較的容易な害虫であり、無防除を前提とする予察田などでは、現在の発生量から将来の発生量を予測するに、それほど困難な問題があるとは思えない。しかしたとえ予察田の発生推移を正確に予測し得たとしても、その結果を一般農家の水田にまで適用できるという保証は全く無く、経験的にはごく限られた一部の特殊なほ場にあてはまるにすぎない。したがって農家ならびに関係機関に役立つ予察情報を提供するためには、まず巡回調査によって地域別の発生実態を把握し、その結果をふまえた将来予測がなければならない。

このようなことから、巡回調査結果にもとづく県下のある地域を対象としたウンカ類の発生予測法の確立は、長い間の懸案の一つであった。多数の農家が任意な防除を行った後の結果が集計される巡回調査データは、決して秩序正しいと言える発生推移を示すものではなく、往々にして防除が徹底する多発生年の数値は小さく、ほど

ほどな発生を見せた年のほうが大きな数値を示すという結果さえ生じる。したがって過去の調査データの解析から予察式を見出そうとするとき、その生のデータを用いた単純な解析では、初期の低密度の時期の予測は可能であったとしても、密度が高まった時期の予測はほとんど不可能に近い。そのためウンカ類の予察の方法については、長い間試行錯誤をつづけてきた。

本報告では、予察対象となる地域内での巡回調査の結果を地点別に検討することにより、前回の調査時期から今回の調査までの間に、何らかの防除圧が加わったと見なされる地点と、無防除のままと判断できる地点を類別し、地域の平均生息量を防除しなかった場合の値に修正して解析する方法を試みた。この修正値を目的変数にすると、重回帰分析によって多数の予察式が得られ、これを過去2か年間利用してみたところ、かなり適合性が高く、十分実用できる見通しが得られた。この場合の予測値は防除しなかったと仮定したときの生息量であり、そ

第1表 県南部地帯における巡回調査結果の一例

種別	年次	項目	6.下	7.上	7.下	8.上	8.下	9.中	10.上	備考
セジロウンカ	1972	平均程度	—	2.14	2.32	1.75	1.53	—	—	多発生年
		$s\bar{y}^*$	—	0.14	0.29	0.23	0.17	—	—	
		発生頻度	—	93.3	76.7	70.0	60.0	—	—	
	1977	平均程度	1.14	1.51	1.90	1.68	1.06	—	—	中発生年
		$s\bar{y}$	0.05	0.13	0.16	0.20	0.03	—	—	
		発生頻度	56.7	83.3	86.7	66.7	30.0	—	—	
トビイロウンカ	1969	平均程度	1.11	1.05	1.29	1.14	2.31	2.24	1.45	多発生年
		$s\bar{y}$	0.03	0.02	0.09	0.06	0.29	0.31	0.14	
		発生頻度	89.7	34.5	60.0	48.3	73.3	72.4	50.0	
	1974	平均程度	1.00	1.00	1.04	1.10	1.58	1.61	1.36	中発生年
		$s\bar{y}$	0.00	0.00	0.01	0.03	0.15	0.19	0.14	
		発生頻度	0.0	3.3	33.3	43.3	80.0	53.3	73.0	

* 標準誤差 $s\bar{y}=s/\sqrt{n}$ 、信頼度を68%とすると、そのまま母平均の信頼限界とみなせる。

の値を要防除水準以下に抑えるための要防除量も同時に計算できる点、非常に理想的な予察方法と考えられるので、ここにその方法と結果をとりまとめて報告する。

なおこの予測方法の開発に当っては多数の重回帰分析を行っているが、一部でオリベッティ P652を補助的に利用した外は、広島県企画部電子計算課のHITAC-M160Ⅱを使用し、プログラムは筆者が開発した変数減増法によるKB8000⁹⁾によった。

II 調査ならびに予察の方法

1. 巡回調査および結果の集計

当県における水稲病虫害の巡回調査は、地理的観点に加えイネの作付面積と病虫害の発生様相を考慮して、県下を南部・中東部・中西部及び北部の4地帯に区分し、それぞれの地帯から系統抽出法によって約400haに1地点の計30地点を選び、1地点当り25株について各病虫害

の発生状況を調査するものである。この調査地点は当県においてこの調査方法を採用した1968年以来、原則として移動することなく、毎年、毎回同一水田を調査している（ただし転作等により水稻が栽培されなくなった地点はその直近の水田に移動）。調査の時期は、セジロウンカでは6月下旬・7月上旬・同下旬・8月上旬及び同下旬とし、トビロウンカではさらに9月中旬と10月上旬の調査を加えている。

1地点25株の各調査株については、かき分けか払い落とし調査により、生息虫数が0頭の株の指数を1とし、以下1～2頭=2, 3～5頭=3, 6～10頭=4, 11～50頭=5, 51～100頭=6, 101頭以上=7として、各調査地点ごとに該当する株数(n)を記帳する。国の調査実施基準には株当たり虫数1～10頭をすべて「少」とする5段階の程度別基準が示されているが、調査の結果を予測に利用しようとするときと低密度段階のこまかな数値が必要のため、「少」を更に3段階に細分して調べている。

このデータは電子計算機に入力され¹⁾、1地点ごとの発生程度*や、それを地帯単位に平均した平均程度、あるいは発生程度別の度数等が計算される。地帯の平均程度がどのような数値を示すのか、その一例をあげると第1表のとおりであり、多発生年でもそれほど大きな値になることはない。

高木ら²⁾は水稻病害虫の実態調査法について研究した結果、地域推定を抽出点数10点で行っても、その抽出誤差は減収量から考えて許容誤差の範囲内にあり、十分実用的であるとした。当県では抽出点数を原則として30点としているので、その精度は高く、現在の発生量から将来の予想を行うにも、十分耐え得るデータだと考えている。

2. 発生予測の問題点

このようにして集計される地帯別平均程度は、その数値そのものが直接防除上の重要な資料となり、平均程度が後に論議する要防除密度を越える地帯については、防除の手段を講じる必要があるのは勿論である。同時に、現在の平均程度から次回あるいは次々回調査時の平均程度が予測できるとすれば、早くからの的確な防除計画により、より経済的な防除が実施できるはずである。

将来の発生量の予測には、当然現在の発生量の多少を最も重要な基礎データにしなければならない。そこで各調査時期の平均程度が、どの程度の相関々係を持っているかを調べた（第2表）。トビロウンカでは、7月

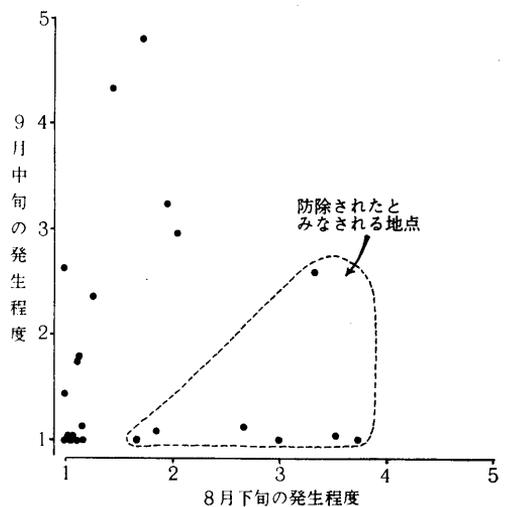
下旬調査と8月下旬調査、あるいは8月下旬調査と9月中旬調査などの間に、かなり相関係数の高い例が見られるが、総じて正の相関があるとはいうものの、その係数は小さく、ただちに予測に利用できるほどの関係があるとはいえない。これは調査は場のそれぞれに任意な防除が入り、非常に乱れたデータがとられているためにほかならない。

たとえば、1974年の南部地帯におけるトビロウンカについて、8月下旬と9月中旬の各調査地点の発生程度を散布図にすると第1図のとおりである。地帯を集計した平均程度は、1.58から1.61（第1表）へとほとんど変化していないが、その調査地点の中には8月下旬から9月中旬にかけてかなり急激な密度増加があり、既に危険な状態にまで達している地点もある。一方、8月下旬には相当高密度であったにもかかわらず、9月中旬にはほ

第2表 各調査時期の平均程度の相関行列

種別	月旬	7.下	8.上	8.下	9.中
セジロウンカ	7.上	0.5095	0.2525	0.2275	—
	7.下		0.7032	0.3449	—
	8.上			0.4745	—
トビロウンカ	7.上	0.6735	0.5922	0.5466	0.4203
	7.下		0.3416	0.8430	0.6269
	8.上			0.5829	0.5447
	8.下				0.8460

* セジロウンカ・トビロウンカ共に n=43



第1図 2回の調査間における発生程度の散布図 (1974年南部地帯トビロウンカの例)

* 発生程度 = $\frac{n_1 + 2n_2 + 3n_3 + 4n_4 + 5n_5 + 6n_6 + 7n_7}{25}$

とんど生息をみない地点も存在している。平均値としてはほとんど変化が無かったとしても、調査は場個々には大きな変化があったわけである。

特にセジロウンカやトビロウンカは、防除農業に対して極めて急速かつ敏感な反応を示すので、生息密度を左右する要因としては、他のいかなるものよりも防除の有無が最も大きいと言えるであろう。したがって何らかの方法で防除の実態が把握されていないと、巡回調査はあくまでもその時点での発生実態が把握されるだけにとどまり、それ以上のデータ解析は不可能だといっても過言ではない。仮に巡回調査データと併せて解析できるよ

うな防除に関するデータがあるとすれば、発生量と防除量との関連が明らかになり、現在の発生実態を基礎に、将来の発生量や必要な防除量が容易に計算できるはずであり、発生子察上極めて有効な多くの情報が得られることになる。しかし、防除に関連したデータが全く無いか、あったとしても断片的なもので、予察にはほとんど利用できない現状である。また今後調査を始めようとしても具体的には非常に困難な問題が多く、的確な防除実態が刻々と集計できるようなシステム開発は到底望めそうにない。このことが巡回調査データ解析上の最大の難点である。

第3表 県南部地帯の防除指数*

種別	期間	年次										
		'78	'77	'76	'75	'74	'73	'72	'71	'70	'69	'68
セジロウンカ	7月上～同下	7	10	0	0	3	3	43	0	0	59	0
	7月下～8月上	13	40	20	17	3	7	33	27	0	21	4
	8月上～同下	17	30	13	20	33	10	20	10	21	4	10
トビロウンカ	7月下～8月上	0	0	0	3	0	3	0	0	0	13	0
	8月上～同下	0	0	0	3	0	0	0	0	3	0	0
	8月下～9月中	10	3	0	23	23	27	0	0	10	24	0
	9月中～10月上	23	7	0	17	15	27	10	3	20	36	3

* 前回調査から今回調査の間に発生程度が0.5以上低下した地点率

3. 防除指数の取り出しとその利用

幸いにして当県では毎回同一水田を対象に巡回調査するよう定めているので、たとえば第1図のように、前回の調査と今回の調査データを対比させて検討することが可能である。第1図の場合右下に示されている数地点は、8月下旬の調査以降9月中旬の調査時までの間に、目立った密度低下が見られた地点であり、この時期のこのような突然の密度低下は、何らかの形で防除された地点とみなしても大きな誤りはないであろう。だとすると多少乱暴な取り扱いではあるが、このような密度低下をみた地点数あるいは地点率を、この地帯の防除の程度を現わす指数として利用することができそうに思える。

では、前回と今回の調査の間に、どの程度の密度低下があった地点を防除されたとみなせばよいだろうか。密度低下の原因には、世代の移り代りの過程によるものや、気象条件によるもの、あるいは調査誤差によるものなども考えられるので、あまり小さい密度低下まで含めるのは好ましくない。一方極端に大きな密度低下だけを取り上げると、該当する地点数が小さくなって実態に合

わないものになる可能性がある。

そこで、比較的防除されるひん度が高く、且つ季節的な移動による密度低下もまだ無い時期であると考えられるトビロウンカの8月下旬～9月中旬の南部及び中西部地帯のデータを選び、 x_1 = 8月下旬の平均程度、 x_2 = 8月下旬～9月中旬の間の密度低下の地点率、 y = 9月中旬の平均程度の重相関係数を調べてみた。この際 x_2 については、密度低下の程度が0く、0.25く、0.5く、0.75く、1.0く、1.5く、2.0く の7種のデータをあてはめて計算した。その結果重相関係数が最も大きい値を示すのは、 x_2 に0.5または0.75以上の地点率をあてはめた時であった。このことから、発生程度が0.5以上低下した地点（第1図の点線内）を防除された地点とみなすことにした。

第3表は、セジロウンカおよびトビロウンカの発生量が県内では比較的多く、且つ防除量も大きい南部地帯について、巡回調査の結果前回よりも今回の発生程度が0.5以上低下した地点率を示したものである。セジロウンカは、トビロウンカよりも主たる発生時期や薬剤に対する感受性が異なるが、防除による発生程度の低下程

度はトビロウソクと同じ値を用いた。その結果第3表の値はトビロウソクよりも大きく、一見過大な表示のように見えるが、セジロウソクは比較的多発生のひん度が高いこと、その発生期にはニカメイガ等の病害虫防除を目的とした殺虫剤や殺菌殺虫混合剤散布の機会が多いこと、隣接田への殺虫剤散布でも大幅な密度低下を起こす例があること等を考慮すると、第3表は防除の実態を忠実に表現しているのではないかと考えられる。いずれにしてもこの数値は多発生年は大きく少発生年は小さいという関係が非常に歴然としており、防除量の多少を示す指標と考えても矛盾は全く無いので、以下これを「防除指数」と呼ぶことにする。

さて、このようにして得られた防除指数が、たとえば今回の巡回調査結果から次回調査時の発生量を予測するに当って、果たしてどれだけ役立つであろうか。

まずセジロウソクについて次の検討を行った。第2表によると調査時期別平均程度の相関係数が最も高いのは、7月下旬調査 (x_1) と8月上旬調査 (y) との間の

$$r = +0.7032 \quad (r^2 = 0.4945)$$

である。そこで、これにこの間の防除指数 (x_2) を加えると

$$R = 0.8154 \quad (R^2 = 0.6649)$$

にまで高まる。 x_2 と y との間は $r = +0.4229$ にすぎないが、 x_2 は x_1 を伴った時に y の変動をよく説明する変

第4表 県南部・中西部地帯9月中旬の平均程度を y とした重回帰分析

説明変数	y との相関 r	偏 回 帰 係 数 b_i		
		全 体	ステップ1	x_5 の強制除去
x_1 8月の平均気温	0.6517	0.1853	0.1915	0.0899
x_2 8月の10ミリ以上雨日数	-0.6729	-0.0889	-0.0887	-0.0302
x_3 6~7月予察灯誘殺数	0.6089	0.0180	—	—
x_4 8月下旬の平均程度	0.8305	1.0201	1.0640	0.5610
x_5 8月下~9月中の防除指数	0.6773	-0.0338	-0.0350	—
d_1 ダミ一変数	-0.2903	0.1355	0.1275	0.0966
定数項 b_0		-4.3477	-4.5321	-1.6332
寄与率 R^2		0.8483	0.8474	0.7263
重相関係数 R		0.9211	0.9206	0.8522

数だといえよう。またその重回帰式は、

$$\hat{y} = 0.3419 + 0.8722x_1 - 0.0168x_2$$

であり、 x_1 の偏回帰係数が正で x_2 のそれが負である点も全く矛盾は無い。 $R^2 = 0.6649$ は、まだ予察式として利用するに十分な回帰式とはいえないが、他の気象要因等から y の変動要因を見出すことができれば、有効な予察式の開発も望めそうである。

トビロウソクについては、発生の推移が類似している県南部地帯と中西部地帯の2群のデータを用い、目的変数 (y) に9月中旬の平均程度を、説明変数 (x_i) に8月下旬の平均程度および8月下旬~9月中旬の間の防除指数の外気象要因などを与え、変数減少法による重回帰分析を行った。結果は第4表のとおりで、与えた全説明変数から $F < 2.00$ で不要な変数を除去してゆくと、6~7月の予察灯飛来量 (x_3) は除かれるが、他の5変数はすべて y の変動を説明するのに必要な変数だと判断された。そこで8月下旬~9月中旬の間の防除指数 (x_5) を強制的に除去してみると、寄与率は大幅に低下し、こ

でも防除指数が非常に有効に働いていることがわかる。

以上のように、毎回の巡回調査データから、防除量とみなせる防除指数を取り出すことができ、この防除指数は次回調査の発生量 (y) と直接には正の関係にあるが、今回調査の発生量を加えた重回帰式の係数は負となり、 y の変動をよく説明する変数であった。

4. 修正平均程度とその予測

前項で防除指数を説明変数の一つとして加えることにより、発生量の予測ができる可能性が示されたが、防除指数は予測の目的変数である発生量の調査が終了しなければ取り出すことができないので、実際にはこれを予測に利用することは不可能である。もともと巡回調査の平均程度は、何ほどの防除がなされた結果の集計値であるから、その値をそのまま予測するための努力をしてみてもあまり意味は無い。巡回調査により現在の発生量が把握されたとすれば、今後無防除で放置されると次回の調査時にはどれだけの発生量になり、それを要防除密度

以下の発生量に抑えるためには、どれだけの防除量が必要かという予察の方法が確立されることが望ましい。

防除しなかった場合の発生量は、第4表の回帰式の防除指数 (x_5) に0の数値をあてはめれば、その理論値が計算できるはずである。しかしこの防除指数は「今回の発生程度が前回の発生程度よりも0.5以上低下した地点は防除されたものとみなす」ことから出発した数値なので、発生程度が0.5以上低下した地点の今回の発生程度を、それ以外の地点の平均増加率によって修正し、あら

ためて予察対象地帯の全調査地点が防除されなかったと仮定した平均程度を計算し直しても、大きな違いは無いはずである。その値は以下の手順によって計算できる。

- ① 予察対象地帯ごとの各調査地点について、起点とする調査時期の発生程度 (x_i) から、その地点の次回調査の発生程度 (y_i) を差し引き、差が0.5よりも大きい地点 (防除地点; $Ax_i \cdot Ay_i$) とそれ以外の地点 (無防除地点; $Bx_i \cdot By_i$) に類別する。
- ② 無防除地点の発生程度の平均値 $B\bar{x}$ 及び $B\bar{y}$ を求

第5表 トビイロウンカ9月中旬の修正平均程度

項目	地帯	年						次				
		'78	'77	'76	'75	'74	'73	'72	'71	'70	'69	'68
修正平均程度*	南部	1.96	1.36	1.09	2.31	2.26	2.04	1.31	1.14	2.31	3.40	1.13
	中西部	1.34	1.07	1.04	1.67	1.89	2.61	1.42	1.01	1.38	2.01	1.13
平均程度 (実測値)	南部	1.74	1.32	1.09	1.77	1.61	1.57	1.31	1.10	2.13	2.24	1.11
	中西部	1.23	1.07	1.04	1.61	1.48	1.80	1.42	1.01	1.38	1.34	1.13
第4表の x_5 を 0とした時の値	南部	2.37	1.50	1.34	2.64	2.37	2.53	1.28	1.25	2.19	3.18	—
	中西部	1.84	1.15	1.17	1.65	2.07	2.61	1.12	1.10	1.42	—	—

* 8月下旬を修正の起点とした値である。

める。

- ③ 各防除地点の次回発生程度を $B'y_i = \frac{Ax_i B\bar{y}}{B\bar{x}}$ に よって修正する。
- ④ 無防除地点 (By_i) に修正された地点 ($B'y_i$) を含め、あらためて次回発生程度の平均値 (修正平均程度) を求める。
- ⑤ ひきつづき①に帰って次々回調査データの修正に移るが、この時の x_i にはさきに修正したものを含む y_i の値を用いる。

第6表 県南部・中西部地帯9月中旬の修正平均程度を y とした重回帰分析

説明	変数	y との単 相関 r	偏回帰 係数
x_1	8月の平均気温	0.6769	0.0709
x_2	8月の10ミリ以上雨日数	-0.7717	-0.0726
x_4	8月下旬の平均程度	0.9580	1.4001
d_1	ダミ変数	-0.2837	0.1179
	定数項 b_0		-1.8933
	寄与率 R^2		0.9439
	重回帰係数 R		0.9716

* $x_1 \sim x_4, d_1$ のデータは第4表に同じ。

ここで問題になるのは、手順②で計算される無防除地点の平均値が、防除地点の発生程度を修正できるほどの精度を持っているかどうかであり、無防除の地点数あまりに小さくなれば修正は不可能である。しかし当県の調査の場合は一地带当りの調査地点数が原則として30であり、そのうち被修正地点が半数を越える例はごく稀である (第3表参照) という条件でなら、無防除の地点数も十分にとれるし、特に著しい精度の低下は無いものと思われる。ただしある調査時期を起点に次々と修正を繰り返していると、次第に修正地点数が増加し、当然その精度は低下するので、当回調査を起点とした場合は、せいぜい次回調査及び次々回調査の修正ぐらいでとめておくべきであろう。

このようにして修正された地帯の平均程度を「修正平均程度」と呼び、実測値である平均程度と区別した。第5表はその一例を示したもので、参考までに前項第4表ステップ1の回帰式に、防除指数 (x_5) = 0 をあてはめて推定した平均程度をつけ加えた。

そこで、第4表の場合は目的変数をトビイロウンカの9月中旬の平均程度とした重回帰分析であったが、これを同じく修正平均程度とするとどんな結果が得られるであろうか。この場合説明変数に防除指数は不要だし、予

寮灯データは始めから用いないことにして、 x_1 , x_2 および x_4 について第4表と同じデータを重回帰分析したのが第6表である。その結果は第4表にくらべて寄与率が著しく高まり、また各説明変数と y との単相関係数をみても、 x_4 が大きくなるのは当然であるが、 x_1 や x_2 の気象要因についてもその関係が高まる傾向が伺えて興味が深い。これは平均程度を修正することによって、完全ではないにしても防除によるデータの乱れを除去できたからではないかと考えられる。

要するに、ある調査時期の平均程度を中心に若干の気象要因等を説明変数として予察式を得ようとするとき、次回あるいは次々回調査時の修正平均程度を目的変数にすると、寄与率の高い回帰式が得られ、同時に将来の無防除の場合の発生量も予測できる可能性が示されたわけである。

5. 要防除量の推定

将来の無防除の発生量が予測できるとすると、つぎにはその値が要防除密度を越えているかどうか、仮に越えているとすれば、それを要防除密度以下に抑えようとするには、どの程度の防除量が必要かという課題が提起される。

これまで、各予察対象地帯の生息密度の実測値である平均程度の外に、各調査間の防除指数と、修正平均程度などのデータが揃った。修正平均程度は無防除と考えられる生息密度であるから、何ほどかの防除がなされた結果である平均程度よりも当然その値は大きく、この両者間の差を防除による減少程度とみなすことができ、それはその間の防除指数と対応するものである。そこで防除による減少程度 (x) とその防除指数 (y) の関係を見ると第2図のとおりである。これは過去11年間の県下各地帯の巡回調査データより計算し作図したもので、セジロウンカとトビロウンカは全く重なっているの両種を区別する必要はなく、

$$\hat{y} = -1.9112 + 3.6291x + 32.2884\sqrt{x}$$

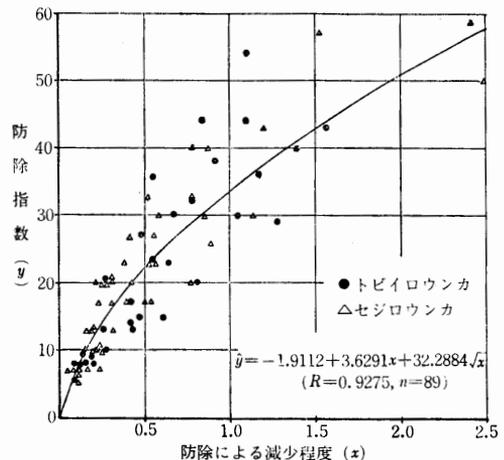
というゆるやかな曲線を示す。

要防除量の推定は、上式あるいは第2図をそのまま利用することができる。つまり x の値に予測される修正平均程度と要防除密度との差（防除によって低下させようとする程度）をあてはめると、 \hat{y} はそのために必要な防除量となる。たとえば修正平均程度が2.5と予測され、それを1.5以下に抑えようとするれば、その差は1.0であるから、第2図から防除指数は34、すなわち「34%の地点が防除によって密度低下を図らなければならない」と読みとれる。

では、要防除密度を予察対象地帯の平均程度で現わそうとする場合、どのような値を設定すれば良いだろうか。それを知るためには、まず加害時期や加害密度と被害程度の関係を明らかにしなければならないが、この面での既往の業績を拾ってみると次のようである。

糸賀³⁾は7月後半以降株当たり10~20頭のセジロウンカ成虫を放飼し、次世代幼虫孵化時期、中令幼虫時期および幼虫羽化時期まで連続加害させてその被害を解析したが、加害区は草丈の伸長や分けつが停滞し、出穂期はおくれ、収量比は10頭の成虫が12日間加害した区でも85%、20頭放飼の次世代幼虫が羽化するまで28日間（最終的には100余頭に増加）加害すると僅かに13%にすぎなかった。仲野⁴⁾はセジロウンカが水稻の穎花分化期から減数分裂期にかけて加害した場合は、特に枝梗の退化減少が著しいことを指摘し、株当たり7月10日に1.2頭、8月1日に約10頭、同20日（減数分裂期）に約400頭という増殖経過を示した調査は場の枝梗数は1/3~2/3に減少し、精粒重は無被害区の半量であったと報じている。このように、セジロウンカの被害は当県では通常目になることが少ないが、特に水稻が生殖生長期に入ってからの高密度の加害はかなりの減収になることが考えられ、平尾⁵⁾は防除の適期を第2世代幼虫期（7月下旬）だとした。これらのことから当県の防除基準では株当たり10頭以上のものは防除するよう示している。

トビロウンカの加害した水稻は坪枯れを起こすので、誰の目にもその被害が分るが、平尾⁶⁾は坪枯れの発生時期が早いほど減収量は大きく、坪枯れ部分の収量は常に半量以下になるとし、坪枯れにはならなくても成幼



第2図 防除による減少程度と防除指数との関係

虫の吸汁を受けた区で26%減収した例をあげている。したがってすくなくとも坪枯れを起こさないこと、それに近い状態にまで生息密度を上げないことが防除の要点になるが、岸本²⁾は第3回成虫期(8月上・中旬)における100株当り短翅型メスの数が30~40頭以上で坪枯れが発生するとし、平尾²⁾も同意見でこのような場合第3世代幼虫期(8月下旬)の防除を勧めている。また桐谷⁴⁾は8月上旬の短翅メス100株当り30~50頭、9月上旬のメス成虫100株当り300~500頭を、中生水稻の要防除密度としている。第3回成虫の短翅型メスの量で示される要防除密度は、その世代以降で坪枯れが起こる密度にまで増加することが予知できる密度であるが、坪枯れを起こす密度としては通常数百頭を記録する例が多く、平尾²⁾は株当り400頭以上の成幼虫が寄生すれば1~2日後には坪枯れになるという。また持田ら⁷⁾は3~5令幼虫が10株に50頭寄生して坪枯れを起こした例を報告している。いずれにしてもトビロウカはセジロウカの場合よりもさらに低密度で被害を起こす可能性があり、当県の防除基準では株当り5頭以上のものは防除するよう示している。

これらのことから、セジロウカの場合は7月下旬以降の密度が株当り10頭以上のとき、トビロウカでは8月下旬以降の5頭以上を、ここでは要防除密度と考えることにする。

そこで第2図を得たデータをもう一度整理し、修正平均程度(x_1)と防除指数(x_2)および平均程度(y)の関係を調べてみると、セジロウカの場合は

$$\hat{y} = 0.6850 + 0.5946x_1 - 0.0182x_2$$

$$R = 0.903 \quad n = 46$$

またトビロウカの場合は

$$\hat{y} = 0.7392 + 0.6008x_1 - 0.0198x_2$$

$$R = 0.825 \quad n = 33$$

の関係にある。これは「地帯の修正平均程度が x_1 であるとき x_2 の防除を実施すると、平均程度は \hat{y} の値になる」ということである。セジロウカの要防除密度とした株当り10頭は、発生程度で示すと4だから、仮にある地帯の修正平均程度が4.00と予想される場合は、その地帯の半数が要防除密度を越えているはずである。そこで上記のセジロウカの式に、 $x_1 = 4.00$ 、 $x_2 = 50$ をあてはめると、 $\hat{y} = 2.15$ となる。つまり「平均程度2.15以上で要防除地点が現われる」と考えることができ、この値はセジロウカの要防除密度にはかならない。同様にトビロウカの要防除密度は上記の式から1.55と計算され、これによって第2図から要防除量を推定することが可能になった。

しかし実際には平均程度がここで定めた要防除密度以下であっても、要防除地点を含む例がしばしば現われる。特に地帯の中で発生に片寄りのある場合や、多くの地点では防除されたが、なお若干の防除もれ地点が残っている場合などに、平均程度は小さくても要防除地点が含まれることが多い。したがってデータの変動に主体を置いた要防除量の推定も、一つの方法ではないかと考えている。

III 発生予察式とその利用結果

1. 式の開発と利用方法

各予察式は、前項で述べた今後無防除の場合の生息密度と想定される修正平均程度の予測を目的として、現在得られている巡回調査データに気象要因等を加えて説明変数とし、変数選択の重回帰分析によって作成した。その開発や利用方法の詳細については第4報⁶⁾で述べたとおりで、1976年度までのデータで予察式を作成し、翌年以降は予測値と第2図による要防除指数を機械計算し、実際に利用しながら各式の適合性を検討するとともに、毎年新しいデータを加えて予察式を更新してきた。したがって次に示す各予察式の各係数等は、1978年までのデータから得られた値である。

セジロウカについては県下4地帯の地帯間変動がそれほど大きくないので、すべての予察式を4地帯コミで開発したが、トビロウカの場合は主たる発生地帯である県南部及び中西部と、少発生地帯である中東部及び北部を別々に開発した。この場合調査例数が少ないという難点が残されている。それぞれの地帯の気象データは、南部=呉、中東部=庄原、中西部=八本松、北部=大朝を用い、予察灯などの定点データは、南部=呉、中東部=三次、中西部=八本松、北部=庄原を用いた。

なお若干の予察式では、説明変数の一部に計算時期にはまだ調査が終了していない要因を用いることを試みた。たとえば8月下旬の巡回調査データを説明変数の主体として、9月上旬に10月上旬の発生量を予測するとき、9月の1か月間の気温を説明変数の一つに用いる例などである。この場合9月の気温は予想値を代入する以外にないが、とりあえず機械計算では過去10年間の最悪条件を代入して計算し、その後必要があれば手計算で補正して利用した。

2. セジロウカの予察式と適合性

1) 7月下旬の修正平均程度の予察(I)

予 察 式 (計算時期：7月中旬)

	x_i	b_i
1	6月の平均気温	-0.0122
2	6月の降水量 \log_{10}	-0.0113
3	6月の日照時間	-0.0003
4	予察田7月上旬100株虫数 \log_{10}	0.0168
5	7月上旬地帯平均程度	0.9634
6	7月上旬地帯生息株率	0.0609

$b_0=0.3371$ $df=32$ $R^2=0.9063$

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南部	3.64	2.14	1.90	45	10	12
	中東部	3.07	1.89	1.51	34	3	3
	中西部	2.99	1.77	1.51	33	20	5
	北部	2.64	1.70	1.62	25	0	1
1978	南部	1.67	1.45	1.93	0	7	12
	中東部	1.66	1.35	1.55	0	0	3
	中西部	1.66	1.72	1.54	0	0	6
	北部	1.37	1.24	1.63	0	0	1

2) 7月下旬の修正平均程度の子察(Ⅱ)

予 察 式 (計算時期：7月中旬)

	x_i	b_i
1	7月の日照時間	-0.0003
2	7月上旬迄予察灯飛来数 \log_{10}	0.0123
3	7月上旬地帯平均程度	0.7186
4	7月上旬地帯生息株率	0.0943
5	ダミー変数(北部=1)	0.0293

$b_0=0.1233$ $df=33$ $R^2=0.9117$

x_1 に予想値を代入して計算する

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南部	3.42	2.14	1.90	41	10	12
	中東部	2.68	1.89	1.51	28	3	3
	中西部	3.00	1.77	1.51	33	20	5
	北部	2.70	1.70	1.62	28	0	1
1978	南部	1.49	1.45	1.93	0	7	12
	中東部	1.72	1.35	1.55	0	0	3
	中西部	1.38	1.72	1.54	0	0	6
	北部	1.15	1.24	1.63	0	0	1

3) 8月上旬の修正平均程度の子察(Ⅰ)

予 察 式 (計算時期：7月中旬)

	x_i	b_i
1	6月の平均気温	-0.0190
2	6月の10ミリ以上降雨日数	0.0142
3	7月上旬地帯平均程度	0.7118
4	7月上旬地帯生息株率	0.0911

$b_0=0.4303$ $df=34$ $R^2=0.8056$

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南部	3.51	2.93	2.08	43	50	27
	中東部	3.10	2.18	1.63	35	27	17
	中西部	3.20	1.82	1.51	38	33	13
	北部	2.93	2.28	2.02	31	23	18
1978	南部	1.79	1.60	2.17	0	20	29
	中東部	1.66	1.35	1.68	0	13	18
	中西部	1.81	1.67	1.54	0	27	16
	北部	1.55	1.18	2.05	0	7	18

4) 8月上旬の修正平均程度の子察(Ⅱ)

予 察 式 (計算時期：7月中旬)

	x_i	b_i
1	7月の降雨量 \log_{10}	0.0651
2	7月上旬地帯生息株率	0.1561
3	ダミー変数(中西部=1)	-0.0373
4	ダミー変数(北部=1)	0.0024

$b_0=0.1858$ $df=34$ $R^2=0.8073$

x_1 に予想値を代入して計算する。

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南部	3.50	2.93	2.08	43	50	27
	中東部	3.06	2.18	1.63	33	27	17
	中西部	3.17	1.82	1.51	38	33	13
	北部	2.84	2.28	2.02	30	23	18
1978	南部	1.54	1.60	2.17	0	20	29
	中東部	1.63	1.35	1.68	0	13	18
	中西部	1.37	1.67	1.54	0	27	16
	北部	1.25	1.18	2.05	0	7	18

5) 8月下旬の修正平均程度の子察

予 察 式 (計算時期: 8月上旬)

	x_i	b_i
1	7月の日照時間	-0.0004
2	7月下旬地帯平均程度	1.3528
3	ダミー変数(中東部=1)	0.0523

$b_0 = -0.0168 \quad df = 35 \quad R^2 = 0.8373$

適 合 性

年次	地 帯	修正平均程度			防 除 指 数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南 部	3.36	2.47	1.82	40	30	16
	中東部	3.19	1.99	1.52	38	43	18
	中西部	2.04	1.55	1.42	5	17	14
	化 部	2.35	2.19	2.21	18	37	21
1978	南 部	1.32	1.34	1.88	0	17	17
	中東部	1.50	1.24	1.57	0	13	20
	中西部	1.52	1.58	1.43	0	13	15
	北 部	1.05	1.18	2.21	0	7	23

3. トビイロウンカの子察式と適合性

1) 8月下旬の修正平均程度の子察(南・中西)

予 察 式 (計算時期: 8月上旬)

	x_i	b_i
1	7月の10ミリ以上降雨日数	0.0163
2	7月下旬地帯平均程度	4.7267
3	7月下旬子察田100株虫数 \log_{10}	0.2290
4	ダミー変数(中西部=1)	0.1309

$b_0 = -3.8820 \quad df = 14 \quad R^2 = 0.8809$

適 合 性

年次	地 帯	修正平均程度			防 除 指 数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南 部	1.33	1.13	1.51	0	0	3
	中西部	0.99	1.05	1.26	0	0	2
1978	南 部	1.48	1.48	1.47	0	0	3
	中西部	0.95	1.24	1.24	0	0	2

2) 8月下旬の修正平均程度の子察(中東・北)

予 察 式 (計算時期: 8月中旬)

	x_i	b_i
1	8月上旬地帯平均程度	1.6218
2	8月上旬子察田 100株虫数 \log_{10}	0.0873
3	ダミー変数(北部=1)	-0.0124

$b_0 = -0.6278 \quad df = 15 \quad R^2 = 0.8878$

適 合 性

年次	地 帯	修正平均程度			防 除 指 数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	中東部	0.95	1.04	1.18	0	0	2
	北 部	1.06	1.07	1.21	0	0	1
1978	中東部	1.02	1.03	1.17	0	3	2
	北 部	1.09	1.09	1.19	0	3	1

3) 9月中旬の修正平均程度の子察(南・中西)

予 察 式 (計算時期: 8月中旬)

	x_i	b_i
1	7月の降雨量 \log_{10}	-0.3688
2	7月の10ミリ以上降雨日数	0.0576
3	6~7月子察灯飛来数 \log_{10}	0.3348
4	8月上旬地帯平均程度	5.2258
5	ダミー変数(中西部=1)	0.0133

$b_0 = -3.9687 \quad df = 13 \quad R^2 = 0.7403$

適 合 性

年次	地 帯	修正平均程度			防 除 指 数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南 部	1.69	1.36	1.90	13	3	13
	中西部	1.28	1.07	1.59	0	0	10
1978	南 部	2.30	1.98	1.85	30	10	12
	中西部	2.12	1.37	1.54	25	10	9

4) 9月中旬の修正平均程度の子察(中東・北)

予 察 式 (計算時期: 8月中旬)

	x_i	b_i
1	7月の降雨量 \log_{10}	0.2057
2	7月の10ミリ以上降雨日数	-0.0639
3	7月の日照時間	-0.0017
4	8月上旬子察田 100株虫数 \log_{10}	0.2722
5	8月上旬地帯平均程度	0.2545

$b_0 = 0.9548 \quad df = 13 \quad R^2 = 0.7855$

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	中東部	1.00	1.08	1.30	0	0	6
	北部	1.19	1.30	1.28	0	3	5
1978	中東部	1.53	1.07	1.28	4	0	6
	北部	1.03	1.11	1.25	0	7	5

5) 10月上旬の修正平均程度の子察(南・中西, I)

予察式 (計算時期: 9月上旬)

	x_i	b_i
1	8月の平均気温	0.2137
2	8月の降雨量 \log_{10}	0.6006
3	8月下旬地帯平均程度	2.6429
4	ダミー変数 (中西部 = 1)	0.2355

$b_0 = -8.6489$ $df = 14$ $R^2 = 0.9685$

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南部	1.22	1.37	2.30	0	10	27
	中西部	1.19	1.06	1.67	0	0	17
1978	南部	2.16	2.10	2.20	27	33	25
	中西部	1.66	1.41	1.61	10	11	15

6) 10月上旬の修正平均程度の子察(南・中西, II)

予察式 (計算時期: 9月上旬)

	x_i	b_i
1	9月の平均気温	0.0695
2	8月下旬地帯平均程度	2.5771
3	ダミー変数 (中西部 = 1)	0.0861

$b_0 = -3.1660$ $df = 15$ $R^2 = 0.9490$

x_1 に予想値を代入して計算する。

適合性

年次	地帯	修正平均程度			防除指数		
		\hat{y}	y	平年	\hat{y}	y	平年
1977	南部	1.55	1.37	2.30	5	10	27
	中西部	1.34	1.06	1.67	0	0	17
1978	南部	2.41	2.10	2.20	32	33	25
	中西部	1.64	1.41	1.61	10	11	15

4. 考察

セジロウカは1977年に多発し、1978年は少発生であったが、各予察式共にこの傾向を良く予測しており、要防除量として示される防除指数 (\hat{y}) は、1978年が各地帯共に0であるのに対し、1977年は早くからかなり高い値を示している。したがってこれらの予察式の利用価値は高く、特に平尾²⁾の提唱するように7月のうちに防除が終ることが理想的だとすれば、7月中旬に計算が可能なら1)~4)式が重要であり、既に生息密度の減少期に当る5)式はそれほど意味がない。

なお、1977年の予測値がかなり過大な値になっている点が若干気になるところであり、各式共に同じ傾向なので、どの式にも取り入れられていなかった要因による発生密度の増加抑制または密度低下があった可能性がある。この点の解析と式の改良が今後必要であろう。また防除指数の平年値がかなり大きな数値であり、少発生年である1978年でも実際にはある程度の防除がなされているところをみると、セジロウカではかなり過剰な防除がなされているように考えられ、この点も検討が必要なる一つの問題点であろう。

トビロウカの場合、1977年は少発生であったが、1978年は中程度の発生で、特に南部地帯では遅くから生息密度が上昇し、点々と坪枯れの発生もみられた。7月下旬までのデータによる1)式では、両年の差は予測されていないが、8月上旬の巡回調査のデータが加わった3)式では、1977年が平年以下の発生であるのに対し、1978年はかなり多発することが明らかに予測されている。しかしこの式ではまだ南部地帯と中西部地帯の発生量の差があまり明瞭でないが、8月下旬のデータを使った5)式では、両地帯の違いも予測することが可能であった。この間2)式及び4)式により、中東部や北部では両年共に防除が必要なほどの発生が無いことが予測されている。また防除指数をみると、3)式で既に1978年の南部地帯では9月中旬までに30%の地点で防除が必要なことを予測しており、実際にはこの時期に10%しか防除されなかったため、その後5)式の防除指数(y)によると30%を越す防除が実施される結果になっている。防除指数の平均値等からみても、全般にトビロウカの防除は遅きに失しているように思われ、要防除量の子測は防除を適期に行なうためにも利用価値が高いと考えられる。以上のようにトビロウカの子測は、8月上旬の発生量の実態をふまえたうえで、8月中旬に計算される2)~4)式の利用価値が特に高く、この点は岸本³⁾らの8月上旬のメス短翅の発生量による防除要否の決定と通じるものがあるように思われる。

セジロウソウの2)・4)式およびトビロウソウの6)式では、説明変数の一部特に気象要因に予想値が用いられる。今回調査の発生量から今後の発生量を予測しようとするとき、説明要因として今後の気象を導入しようとするのは、理論的には正しいはずであるが、これらの予察式が特に有効であったという例はこれまでのところ無い。ソウ類のように気象要因による変動が極端に大きくないものについては、将来の気象経過を仮定したうえでの発生量の予測は、それほど大きな意味を持たないように思える。

IV 結 語

多くの病害虫の発生予察において、栽培農家に役立つ情報を得るためには、まず現状の実態を把握するための巡回調査が必要なことはいうまでもない。特にセジロウソウ並びにトビロウソウの場合は、発生の根源となる成虫の飛来量の地域差や年次間変動が大きく、さらに栽培農家の防除慣行の違いによって、個々の水田の増殖量にも大きな差が生じるために、他の病害虫以上に巡回調査が重要になってくる。しかしその調査が単なる現状の把握でとどまったのでは防除時期等を失うおそれがあり、適期に適正な情報を提供するためには、現状が今後どのように動くかを予測する必要がある。それは当然何らかの方法でこれまでも実行されて来たことであるが、そこには予察担当者の経験に基づく主観的な判断が大きな比重を持つのが通例である。

巡回調査結果の統計的予察は、一般にそれほど容易なものではない。つまり限られた期間内に多数の地点からあらゆる病害虫のデータを得ようとするために、特定の綿密な調査は不可能であり、例えば地帯の平均程度のようなごく大雑把なデータしか得られない。さらに病害虫の発生に重要な要因となる品種、栽培法、防除法等に関係するデータがほとんど得られないばかりか、これらの諸条件が種々様々であるうえに年次間変動さえみられる。こうした条件下での調査結果からは、寄与率の高い回帰式は容易に得られず、たとえある年に予察式を確立したとしても、その適合性は年々低下するものと考えなくてはならない。

筆者は前報⁶⁾において、一旦確立された予察式であっても、新しい調査データと取り換えて年々予察式を更新する機械システムについて報告したが、これは栽培条件の年次変動による適合性の低下に対応する一つの手段であった。そして本報告では通常の巡回調査では取り扱うことのない防除の問題を中心に考え、調査データを修正

することによって寄与率の高い予察式を得ると共に、予察対象地帯の要防除量の予測をも試みた。このように本研究の結果は、巡回調査結果からの統計的予察には、そのデータの取り扱いにあたって何らかの工夫を加えることが重要であり、そのことによって単純なデータの積み重ねの中から、意外に豊富な情報が取り出せるということを示している。無論そのためには調査そのものが統計的に意義のあるものでなければならぬし、大量のデータの正確かつ迅速な集計およびその後の様々な処理に当っては、電子計算機による処理システムが確立されていなければならない。期待できる結果は得られないであろう。

なお本報告で触れた要防除量の予測は、発生予察事業の中心的命題であると考えられるが、予測に当て欠くことのできない要防除水準に関する資料は決して十分だとは言えない。本報告では各時期各地帯共に同一水準で検討したが、これは今後当然修正されなければならないと考えている。さらに他の病害虫に対する要防除量の予測を試みようとするれば、各病害虫についての要防除水準の設定に関する具体的なデータの積み重ねと、その解析整理が要請される。

V 摘 要

セジロウソウおよびトビロウソウの巡回調査データを解析することにより、県下の各地帯を対象に、無防除の場合の発生量と要防除量を、統計的に予測する方法を見出した。

1) 広島県では県下を四つに地帯区分し、各地帯から系統抽出した30地点について巡回調査を行い、地帯の平均発生程度を算出している。

2) この調査は単なる現状の把握にとどまらず、将来の動きについて予測する必要があるが、セジロウソウやトビロウソウについては通常の重回帰分析では予察式を得ることができない。これは主として防除によるデータの乱れが原因していると考えられる。

3) 前回の調査から今回の調査の間に生息密度が低下している地点があることに注目し、密度低下の程度に一定の基準を設け、各調査地点について防除されたかどうかを判別した。

4) 防除地点率を防除指数として、地帯の防除量の多少を示す指数とした。

5) 防除された地点の発生程度を、防除されなかった地点の平均増加率によって修正し、改めて全地点を無防除とみなした地帯の修正平均程度を求めた。

6) この修正平均程度を目的変数にすると、若干の気

象要因等を説明要因として加えた重回帰分析により、今回の巡回調査結果から次回あるいは次々回調査の発生量を予測するための、寄与率の高い予察式を得ることができた。

7) 地帯の平均程度の要防除水準を設定することにより、予測される発生量をその水準以下に抑えるための、地帯の要防除量を予測することができた。

8) これらの予測値を過去2年間にわたって実際に利用しながら、実測値との適合性について検討したが、セジロウンカ、トビイロウンカ共によく適合し、利用価値は高いと考えられた。

謝 辞

当県における巡回調査の方法を確立し、長年にわたって調査の指導をして来られた当時病害虫部中村啓二部長には、本研究に当っても有易な助言を賜わった。また電子計算機使用上の技術的な面では、電子計算課飯田鐵馬課長補佐の指導を受けるところが多かった。記して両氏に深甚なる敬意と謝意を表する。

引用文献

1) 藤原多見夫・木村義典・河野富香・原田 仁：
1975. 病害虫発生予察事業における電子計算機利用方法

第1報 広島県におけるシステム概要. 広島農試報告
36: 41-47

2) 平尾重太郎: 1972. 本田におけるセジロウンカおよびトビイロウンカの発生動態と防除適期. 中国農試報告 E-7: 19-46

3) 糸賀繁人・酒井久夫: 1954. セジロウンカの被害解析(第2報). 九州農業研究 14: 225-227

4) 桐谷圭治: 1973. 水稻害虫の総合防除. 今月の農薬 17(8): 62-67

5) 岸本良一: 1969. 秋ウンカの発生予想と合理的な防除について. 今月の農薬 13(8): 18-21

6) 河野富香: 1977. 病害虫発生予察事業における電子計算機利用方法 第4報 重回帰分析を中心とした予測値計算システム. 広島農試報告 39: 1-20

7) 持田 作・須藤弘仁・末永 一: 1961. サクシオン・キャッチャーによるトビイロウンカの坪枯れ被害の発生予想. 九州病害虫研究 7: 37-39

8) 仲野 勝: 1961. セジロウンカの発生予察と被害. 広島県植物防疫事業10周年のあゆみ: 47-49

9) 高木信一・杉野多萬司・西野 操: 1962. 病害虫発生予察事業における実態調査法の研究. 病害虫発生予察特別報告 9: 1-74

Studies on the Utilizing Method of Electronic Computer in the Forecast Work on Disease and Insect Pest Outbreak

5. Forecast of white-backed planthopper (*Sogatella furcifera* HORVÁTH) and brown planthopper (*Nilaparvata lugens* STÅL) outbreak by multiple regression analysis

Tomika KONO

Summary

Disease and insect pests occurrence are influenced by the meteorological factors and their occurrence fluctuates every year. In the same reason, the geographical feature of a district also influences their occurrence, so the territory of Hiroshima Prefecture is divided into four districts. In each district, thirty farmers fields are settled to investigate disease and insect pests occurrence by regular patrol surveys, and the data collected from these surveys are mainly used for forecast of their occurrence.

The author has developed several systems^{1,6)} to forecast disease and insect pests occurrence from these data utilizing electronic computer. Among the systems already developed, one is the forecast method of their occurrence by using multiple regression equations. The detail of this

procedure have stated previous paper⁶⁾.

In this paper, the author tries to forecast the occurrence of white-backed planthopper (*Sogatella furcifera* HORVÁTH) and brown planthopper (*Nilaparvata lugens* STÅL) using multiple regression analysis. At first, the data getting from regular surveys at one time are put into computer along with several meteorological factors to make the multiple regression equations for forecasting subsequent disease and insect pests occurrence but none of them derived from above attempts well explains the subsequent occurrence. So they are not taken for forecast formulas.

Among the fields regularly surveyed, some of them are treated with insecticides and the population density of planthopper in such fields is abnormally low compared with the previous surveys and dose not reflect real state of their natural population changes. The data in such fields seems to disturb the objects to make the forecast formulas and it is suitable to modify such data before using them to make multiple regression equations.

When the population density of planthopper at one field is extremely lower than that of the previous surveys, they are assumed to be treated with insecticides. In such case, their population density are amended by the average increased rate of respective planthopper at each district which can be calculated from population changes at the other regular survey fields not treated with insecticides. After these amendments, all of them are presumed to be getting from the fields not treated with insecticides and are considered to reflect the natural population changes.

When these amended data are used as forecast values, they are well explained with the multiple regression equations (forecast formulas) in which few meteorological factors and population density of the previous surveys are included as predictor variables.

Fore example, the forecast values, that is, amended population density of brown planthopper (Y) in the middle 10 days of September at southern district of Hiroshima Prefecture will be calculated from the population density investigated in the first 10 days of August by the following multiple regression equation. $Y = -3.9554 - 0.3688X_1 + 0.0567X_2 + 0.3348X_3 + 5.2258X_4$. In this equation, X_1 is the precipitation (mm) during July transformed into logarithmic form. X_2 is number of days in July when more than 10mm precipitation is recorded per day. X_3 is number of brown planthopper caught with light trap from June to July which are transformed into logarithmic form. And X_4 is average population density of brown planthopper investigated at the first 10 days of August by regular patrol surveys.

The forecast values derived from this equation indicates the population of brown planthopper after more than one month later in the case when insecticides are not treated to any of the farmers' fields. If this forecast values exceeds the threshold values of control, we should decide that how many area of farmers' fields are treated with insecticides to keep the population density of planthopper below this values.

From the past data, there is following relationship between proportion of controlled fields (Y) and the decreased rate of planthopper population (X), that is, $Y = -1.9112 + 3.6291X + 32.2884\sqrt{X}$.

After putting out the forecast values, computer automatically calculates the difference between this forecast values and threshold values of control, and using above equation, it puts out how many area of farmers fields should be treated with insecticides to keep the population density of planthopper below the threshold values of control.

In practically, the occurrence of white-backed planthopper and brown planthopper were well forecasted with the multiple regression equations and also a rough estimates of treated area with insecticides in respective districts could be grasped in past two years.