

ISSN 0037-4091

植物防疫

昭和五十八年
九月二十五日
印刷
第三十七卷
第十号



1983
10

VOL 37

特集号 発生予察の新技术

りんごの病害防除に!

*適用拡大になりました。

*赤星病 / 黒点病 / *黒星病
斑点落葉病 / *すす点病 / *すす斑病

ピルワックス

 水和剤

大内新興化学工業株式会社
〒103 東京都中央区日本橋小舟町7-4



整流機構

4WD

定評のSSシリーズに、4WD仕様がくわりました。等速ファン、整流機構などSSシリーズのもつすぐれた散布能力をより一層ひきだし、また苛酷な防除作業をさらにラクに安全に行なえるタフなニュータイプです。

あのSSシリーズに、パワフル4駆、新登場。 共立スピードスプレーヤSSV-520F



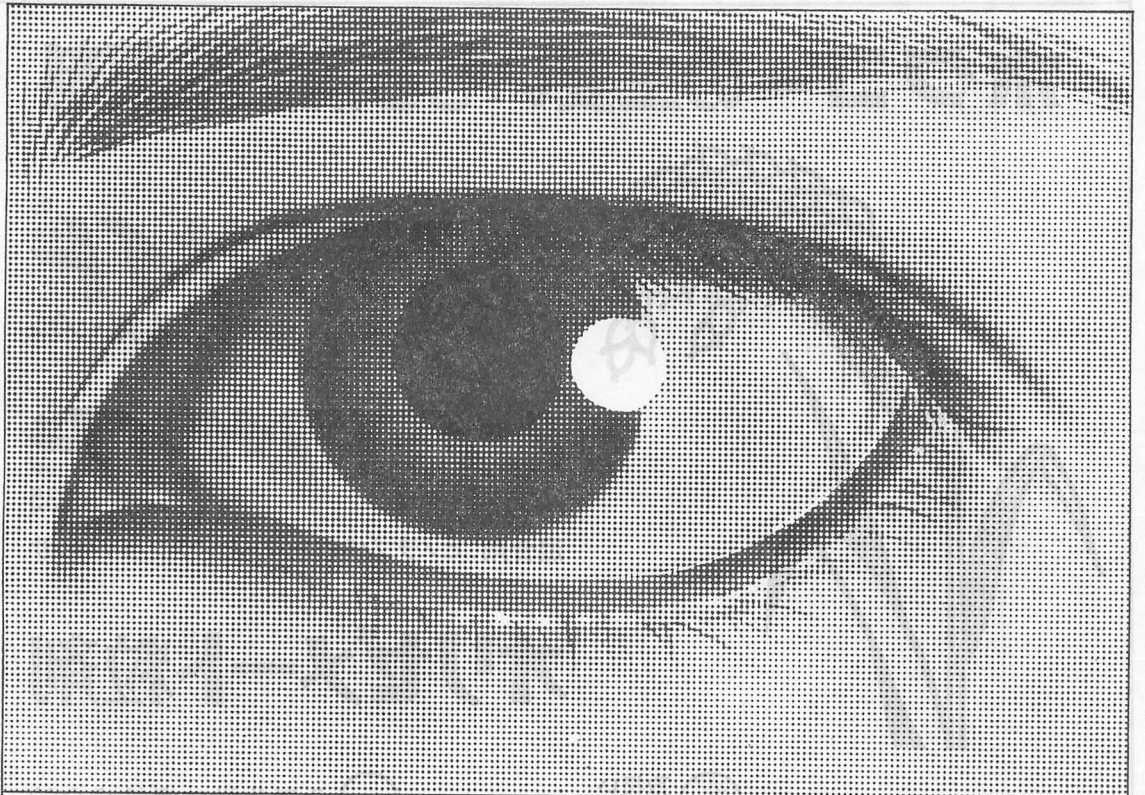
株式
会社

共立



共立エコー物産株式会社

〒181 東京都三鷹市下連雀7-5-1 ☎0422-49-5941(代表)



デュポン農薬の歴史は 未知への挑戦の歴史です。

1世紀を超える研究、開発を通して、デュポンは収穫をはばむ数かずの難問を解決してきました。その製品群は世界中で農作物の安定多収に貢献しています。時代とともに多様化するニーズ。デュポンは技術で応えます。

明日の豊かな収穫をひらくデュポン農薬

殺菌剤

ベンレート*

ダコレート®

殺虫剤

ランネート*

ホスクリン®

除草剤

ハイバー*X

ゾーバー*

デュポン ファー イースト 日本支社 農薬事業部
〒107 東京都港区赤坂1丁目11番39号 第2興和ビル

デュポン農薬



ホクコーの主要いもち病防除薬剤



カスラフサイド®
粉剤・水和剤・ゾル

ヒノラブサイド®
粉剤35
混合剤: ヒノラブバイジット・ヒノラブバイパッサ

オリゼメード®粒剤

お求めはお近くの農協で



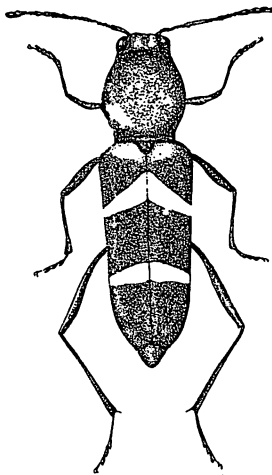
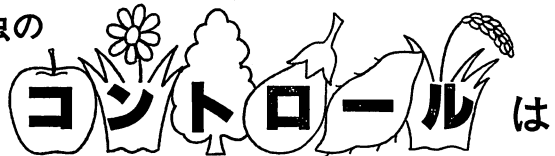
取扱い
農協・経済連・全農



北興化学工業株式会社
〒103 東京都中央区日本橋本石町4-2

確かな明日の
技術とともに...

病害虫の



○カミキリムシ類防除剤

トラサイド[△]A・トラサイド

○水稻害虫・やさい害虫に浸透殺虫剤

アルフェート®

○高濃度化による小菜量の線虫剤、○水でうすめられる線虫剤

テロン^{*}92

ネマエイト

○マツクイムシに多目的使用

○林地用除草剤

スミパイン® サイトロン^{*}

○多年性雑草に

バサグラン^{*}粒剤
水和剤



サンケイ化学株式会社

東京・大阪・福岡・宮崎・鹿児島

本社・鹿児島市郡元町880
東京事業所・東京都千代田区神田司町2-1

植物防疫

Shokubutsu bōeki
(Plant Protection)

第 37 卷 第 10 号

昭和 58 年 10 月 号

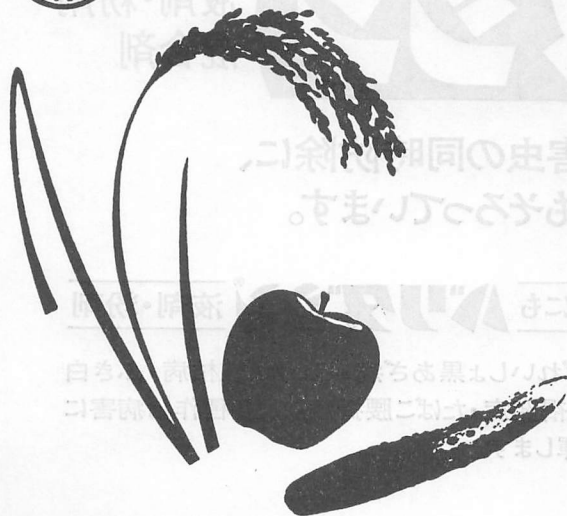
目次

特集号：発生子察の新技术

発生子察法の変遷と現状	農林水産省農蚕園芸局植物防疫課	1
発生子察——今後の方向——	久原 重松	3
キンモンホソガの発生子察の予察——広域調査資料の活用——	関田 徳雄	7
数量化手法によるイネいもち病の発生子察	橋口渉子・加藤 肇	11
時系列解析による水稻害虫の発生子察——BOX-JENKINS モデルの適用例——	林 燦隆	16
シミュレーション・モデルによるイネ葉いもち病の発生子察	橋本 晃・松本和夫	23
シミュレーション・モデルによるカンキツ黒点病の発生子察	小泉 銘冊	29
システム・シミュレーションによるミカンハダニの発生子察	塩見正衛・古橋嘉一・荻原洋晶・村岡 実	34
AMeDAS の利用による葉いもちの発生子察法	越水 幸男	40
紹介 新登録農薬		44
新しく登録された農薬 (58.8.1~8.31)		45
中央だより	22, 33 協会だより	46
人事消息	2 次号予告	6
出版部より		46

緑ゆたかな自然環境を

「確かさ」で選ぶ……バイエルの農薬



●いもち病・穂枯れを防いでうまい米を作る

ヒノザン

●カメムシ・メイチュウなど稲作害虫に

バイジット

●アブラムシ・ウンカなど吸汁性害虫を省力防除する

タイシストン

●ドロオイ・ハモグリ・ミズゾウムシなどに

サンサイド

●各種作物のアブラムシに

エストックス

日本特殊農薬製造株式会社

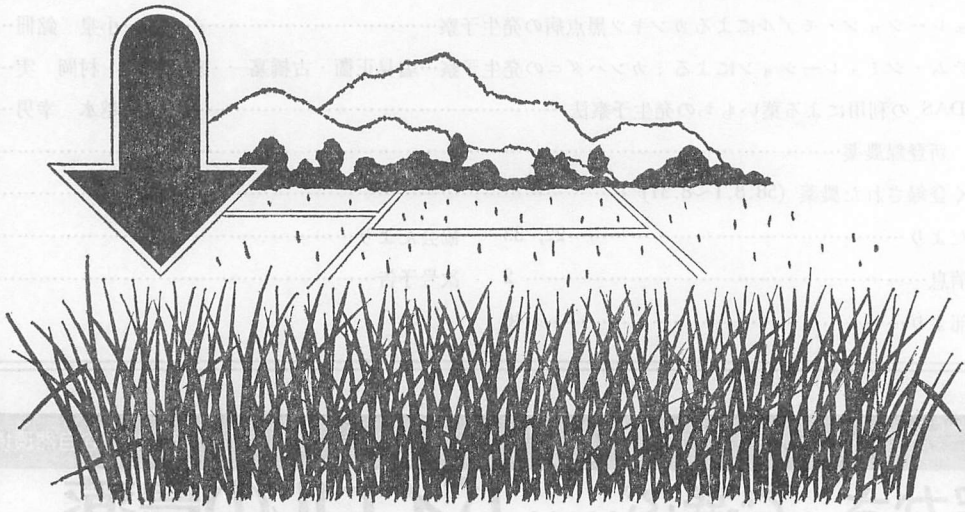
〒 103 東京都中央区日本橋本町 2-4

目 録 第 10 号 第 2 巻 第 10 号 農 業 振 興 課 農 業 振 興 課 農 業 振 興 課
Shokusan dokai (Plant Protection)
効果・安全性・経済性



タケダ

どれをとっても結論は一つ!



●いね紋枯病の防除には

バリダシン[®]

液剤・粉剤
混合剤

紋枯病と他の水稻病害虫の同時防除に、
各種の混合剤、DL剤もそろっています。

各種作物のリゾクトニア病などにも **バリダシン**[®] 液剤・粉剤

いちご芽枯病・レタスすそ枯病・ばれいしょ黒あざ病・しょうが紋枯病・ふき白絹病・いぐさ紋枯病・だいこん亀裂褐変症・たばこ腰折病など各種作物病害にもバリダシンはすぐれた効果を発揮します。

株式会社タケダ薬品

〒100 東京都千代田区千代田 1-1-1

発生予察法の変遷と現状

農林水産省農蚕園芸局植物防疫課

I 発生予察事業実施要綱、要領の変遷

発生予察事業は昭和 15 年に北日本のいもち病、西日本のウンカ類の大発生により稲作で 465,000t の被害を生じたことを契機として、翌 16 年から「病害虫発生予察及び早期発見に関する事業」という名称で開始されてから 40 年余りになる。この間に、本事業は時代の要請に答えて食糧の増産に寄与し、また、対象とする作物も農業の変化に対応して果樹、野菜が加わり、農業生産に不可欠な事業として発展してきており、この中で発生予察法は著しい進歩を遂げてきている。一方、この進歩に伴って事業実施要綱、要領は大きく過去 11 回にわたって改正されてきた。

最初、昭和 16 年に「病害虫発生予察及び早期発見に関する事業実施要綱並びに施行細目」が施行され、対象病害虫はイネではいもち病、ニカメイチュウ、サンカメイチュウ、セジロウンカ、トビイロウンカ、ヒメトビウンカ、ツマグロヨコバイ、ムギではさび病類で、その他道府県において必要とするものとなっていた。

第 1 回目の昭和 19 年の改正においては、対象病害虫として新たに、イネドロオイムシ、イネハモグリバエ、イネツトムシの 3 種が追加された。

第 2 回目の昭和 22 年の改正においては、対象病害虫は、イネとムギの病害虫だけでなく、ジャガイモ、サツマイモ、ダイズの病害虫が新たに追加され、調査方法も気象のは場での観測が加わった。

第 3 回目の昭和 24 年の改正においては、発生分布、発生時期および発生量などに関して発生地帯の区分を行い、その区分ごとの広がり予察を行うような性格を強め、さらに統計学的方法を取り入れた。

第 4 回目の昭和 27 年の改正においては、植物防疫法の中に本事業に関する規定が加えられ、国および道府県の責任および事業の分担、指定病害虫の制度など大きな変革が行われ、また、発生強度の基準を設定して調査尺度の統一を行った。

第 5 回目の昭和 33 年の改正においては、観察員が地

区予察員と改称され、防除適期決定ほに関する規定が追加された。

昭和 30 年まで、予察の対象は普通作を中心に防除の要否と時期に主眼が置かれていたが、特に防除時期が重視されていた。これは農産物の生産量の安定的確保が当時の最重要課題であったのと一致する。一方、我が国の農業は昭和 35 年の農業基本法の制定を契機に、米中心から果樹、野菜、畜産などへの選択的拡大を指向し、国は積極的な振興対策を打ち出し、さらに昭和 36 年に「果樹農業振興特別措置法」が制定された。このため発生予察では昭和 35 年から果樹等病害虫発生予察実験事業が、ミカン、リンゴ、ナシ、モモ、ブドウ、カキ、チャを対象に開始された。

第 6 回目の昭和 40 年の改正においては、従来の要綱は要綱と要領に整理され、要綱には基本的な方針が、要領には具体的な調査基準が規定されたことが大きな改正点であった。このことにより、責任体制の明確化と各員の業務内容が規定され、組織体制およびつながりははっきりと示された。また、調査方法では各病害虫ごとに予察の目標、調査、予察法の項を設け、新しい技術としてイネの白葉枯病のフージ検定などが採用された。一方、果樹等作物については、実験事業の成果を基に同年、本事業化され、要綱、要領が通達された。対象病害虫は実験事業のときの 7 樹種およびその地方で重要度の高い果樹の病害虫についてであった。また、対象作物が永年性作物であるため、病害虫の越冬状況、葉上の初期発生と果実での被害など、技術的に普通作物の発生予察法とかなり異なったものとなった。

第 7 回目の昭和 46 年の改正においては、普通作物と果樹等を整理統合して要綱、要領の全面改正が行われた。

主な改正点は調査対象作物、病害虫について国と協議のうえ選定ができるようになった。また、地区予察員の業務として調査研究が追加された。新しい予察方法としては害虫では水盤による方法、空中ネットによる方法、わく法が、病害ではいもち病菌の菌型の簡易検定、紋枯病の浮遊菌核密度調査などが追加された。

第 8 回目の昭和 50 年の要領の改正においては、野そ発生予察事業が追加して開始された。これは昭和 43 年から野そ発生予察実験事業が開始され、ハタネズミ、ア

The Pest and Disease Forecasting System in Japan: Its Historical Review and Present Status. By Plant Protection Division, Agricultural Production Bureau, Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries

カネズミ、ドブネズミなど農作物に重大な損害を与える野そを対象に調査を行い、予察法が確立された成果を受けて本事業化されたものであった。

第9回目の昭和53年の要領の改正においては、農業耐性菌検定について追加規定された。これにより同年度から発生予察事業の一環として検定事業が全国で実施されることになり、現場において、薬剤の適切な選択などの確かな指導が行われるようになってきている。

第10回目の昭和55年の要領の改正においては、野菜の病害虫について開始された。野菜病害虫の発生予察については昭和41年に「野菜生産出荷安定法」が制定され、野菜の安定供給、品質の維持、向上を図ることを目的として昭和44年から実験事業が開始されていたが、11年にわたる実験事業の結果多くの病害虫について予察法が確立したことにより本事業化されたものであった。

第11回目の昭和56年の要領の改正においては、性フェロモンに関する研究が進歩し、発生予察にとって新しい技術として取り入れるために、性フェロモンを利用した予察方法が追加して規定された。

II 予察法の確立に向けて

病害虫に関する試験研究は、国および都道府県において鋭意実施されてきている。一方、農業生産上重大かつその防除に関して緊急を要する病害虫については、予察方法の早急な改善、確立を図るため、特定県により昭和29年度からこれらに対応して特殊調査が実施されてきているところである。現在までに行われてきた特殊調査は表のとおりであり、農業の変化に対応して要請に答え、予察法の確立が図られてきたのがうかがえる。

III 今後の課題

発生予察は今後も防除の要否、防除の適期など、病害虫に関する情報を提供していくという基本は変わらない。

しかしながら、農業を取り巻く情勢はこの40年余りに激しい変化が起こってきているといえよう。具体的に

現在までに行われた特殊調査課題名

特殊調査課題名	実施年度
いもち病菌菌型の究明	昭和29～45年
ムギ類黄さび病菌および黒さび病菌の越冬および第1次伝染源の究明	29～39年
ウンカ・ヨコバイ類の越冬および異常飛来現象の究明	29～39年
ウンカ・ヨコバイ類の異常飛来現象の究明	40～46年
農薬散布および栽培方法の変化が水田害虫相に及ぼす影響	29～37年
イネ白葉枯病の発生予察方法の確立	40～47年
水田線虫検診法	43～46年
ハダニ類の予察方法の確立	44～49年
発生予察事業電子計算機利用方法開発	47～49年
水田転換畑における線虫の発生変動	47～50年
果樹うどんこ病の発生予察方法の確立	48～51年
カメムシ類の発生予察方法の確立	49～53年
果樹ハモグリガ類の発生予察方法の確立	50～55年
シミュレーションによる発生予察方法の確立	52～56年
果樹カメムシ類の発生予察方法の確立	54～継続
野菜ハダニ類の発生予察方法の確立	56～継続
フェロモントラップによる発生予察方法の確立	57～継続

は、昭和30年代までの食糧増産を背景にした徹底防除指向、それ以降の果樹等で見られる生産費を低減させるための防除の経済化指向があった。さらに近年では農業使用者の安全や、より安全な農作物の供給といった、国民健康保護の観点から安全な農業を最少限に使用して最大の効果を上げることが求められてきている。

このような時代的要請を背景として、電子計算機による発生予察や要防除水準の設定が進められてきたが、今後さらに農作物の種類、栽培様式の複雑多様化、防除技術、農薬の種類の変化が考えられることから、より精度の高い発生予察技術の確立を常に心がけていく必要がある。

人事消息

(8月16日付)

小林 尚氏 (農業研究センター耕地環境部畑虫害研究室長) は同部主任研究員に

武長 孝氏 (同上センター機械作業部畑農作業研究室長) は同部付に

(9月1日付)

馬淵正人氏 (果樹試験場企画連絡室) は同場保護部虫害研究室に

丸和化学株式会社は9月1日付けで下記のように社名を改称した。住所・電話番号は従来どおり。

(新社名) 株式会社ハイボネックスジャパン

日本化学工業株式会社はダイヤルイン方式の採用により、9月5日付けで下記のように電話番号を変更した。

(03) 636-8111 (総務部)、8124, 31～2 (薬品販売部販売第四課)

発生予察——今後の方向——

農林水産省果樹試験場口之津支場 久 原 重 松

はじめに

防除が容易でなく、防除には薬剤防除と耕種防除を組み合わせ、いわゆる総合防除を必要とし、そのうえ予防的でなければ防除の効果が上がりやすく、さらに発生が多く、要因に影響されて著しく変動し、しかも被害の大きい病害虫に対しては、発生予察を行い、発生に対応した防除手段を取ることが的確な防除と防除効率の向上にきわめて重要である。

したがって、発生予察を必要とする重要病害虫に対しては、国家的な事業として、40 数年来発生予察が実施されている。予察の実施方法を見ると予察に必要な多くの基礎データが発生予察要綱に従った調査で収集され、それに比較的簡単な予察式による計算や、発生に関与する諸要因の状況を加えて、総合判断により実施されている。

今日では農業生産の急速な多様化に伴い、病害虫の発生予察における要求にも著しい多様化が生じている。それらは、作物の種類、作型の多様化に伴う病害虫の種類や発生のしかたの多様化や商品価値、生産費に基づく防除水準の多様化によるものであり、他方では的確な防除のための高精度の予察、それも数量的予察への強い要求によるものである。

今後、農業生産の多様化は作物の種類、栽培様式いずれの面でもより一層進行してゆくものと思われるので、発生予察もまたより多様化する病害虫の発生に対応できるものでなければならないことになる。

このような発生予察に対する要求の増大にどう対応してゆくかを考えるとき、近年目覚ましい発展を遂げつつある情報処理と情報伝達の技術を全面的に取り入れ、発生予察システムの抜本的な効率化、高精度化、迅速化が図られるべきであると思われる。情報の処理、伝達の技術は発生予察に必要な予察情報の採集、利用、処理の自動化を図ることで抜本的な予察実施上の効率化をもたらすと同時に、他方では多量の計算やデータの処理によって初めて可能となる優れた予察モデルの開発や、それに伴う各種データ処理の効率化を通じて新しい予察システムの開発に大きく貢献してゆくと思われる。

Prospective Systems for Forecasting of Pest Occurrences. By Shigematsu KUHARA

I 電子計算機の情報処理を取り入れた予察システム

電子計算機を利用したオンラインの予察システムとしてはアメリカ・ミシガン州における“PMEX”があり、州内 27 か所の自動観測機からの気象データと定点の端末から入力される生物データにより州立大学の大型計算機で予察モデルによる予察が各種作物の病害虫について行われ、その結果を、普及所員や生産者が端末機または電話で受け取ることができる¹⁾。また、比較的簡単な気象要因の組み合わせを設定し、そのような組み合わせが成立する日数を決められた方法で加算し、それを基にジャガイモ疫病の発生予察を行う方式ながら、農家が週ごとの気象データを電話で送ると電子計算機で計算し、3 分以内に発生の予測と防除についての情報を提供するという、ペンシルベニア州における予察——防除システム“BLITECAST”が有名である²⁾。

我が国ではまだこのようなシステムにはなっていないが、電子計算機による情報処理を取り入れた発生予察を旨として、主に新しい予察システムの技術的中心をなす予察モデルの開発が進められてきた。その中で、農林水産省植物防疫課では 1972～74 年の 3 か年で、重回帰分析や数量化理論などに基づく発生予察が検討された。次いで 1977～81 年の 5 か年間ではいもち病とミカンハダニについてシミュレーションによる発生予察法の検討が特殊調査として進められ、それぞれの担当県では優れた予察モデルの開発が行われた。また予察に関連した調査データのファイル化とその即時的利用のシステムについては広島県における優れた仕事があり³⁾、さらにこの場合ではファイル化されたデータを用いての重回帰式による予察が予察式の変数の選択、パラメーター値の推定を含めて即時に計算できるシステムとなっている。このような成果を基に今年度から農林水産省植物防疫課により五つの県で、いもち病とミカンハダニについてすでに開発されている発生のシミュレーションモデルを用い、オンライン・システムによる新しい予察の試行が始められている。このように従来の発生予察は新しいシステムによる予察へと大きな変革期にさしかかっているといえる。したがって以下に、これから作り上げられてゆくべき新しい予察システムが備えるべきと思われる

機能や、その他解決されるべきことを考えてみたい。

1 予察のための調査データの採集、利用、処理

まず、予察に必要な調査データの採集を効率化することである。病害虫の発生に大きな影響を及ぼし、多くの病害虫の予察に共通して利用できる気象データの採集と計算機への入力自動化すべきである。今日気象データはきわめて低コストで取れ、多くの病害虫の発生予察に繰り返して利用できる重要な情報である。ほ場の調査データ、実験操作を経て得られるデータはともに予察精度への寄与を見ながら再検討を行い、省力化、低コストに向けて努力されるべきである。また、一度調査によって得られたデータは当面の予察への利用だけでなく、発生の年度比較や研究開発に向けて有効利用が図られるべきである。このため、調査データは過去の調査データと共にファイル化すること、特に年度間の比較ができる共通の調査法で得られたデータ、いくつかの病害虫の発生予察に共通して用いる気象データについては、整理して利用しやすいようにすることも重要である。この場合、府県、国の機関とも共通に利用できる型式とすべきである。

次に予察モデルや予察システムの研究開発に必要なデータの確保を考えてみると、多くの労力を必要とするこの種の調査データは今日きわめて得られにくい。したがって発生状態や発生要因についての欠落のないデータを得るためには、そのための予算的措置を含む特別な手だてが講ぜられねばならない。この傾向は国、県いずれの試験研究機関でも同様で、現在のところシステム開発のためのデータはほとんどの場合研究者個々によって、それぞれ異なった様式で採集されており、調査期間、調査間隔、項目や精度の均一性の点で十分でない場合が多い。特に予察対応を必要とする病害虫の種類が増加している中で、発生状態の推移を解析できる調査データの採集は多くの場合研究者にとって、過剰な負担となっている。そのうえ、予察方法開発の基礎となる発生モデルの試作や改善では同一方法で調査された数年間にまたがる個体数変動の基礎データなどが必要である。

2 予察式、予察モデルの開発について

予察のためのモデルは同一の病害虫に対しても、幾種類も作成しておき、要求される予察内容に応じて使い分けられるように準備しておくことが望ましい。また、予察モデルは常に高い精度を持ち、一般性を持つものへと改善されてゆくことが必要である。できれば、予察と防除との関係を明確にできる発生のシミュレーション・モデルの作成が望まれる。また、モデルが新しく開発された場合には実験的に予察を行い実用性を確かめることも重要である。

モデルの開発にあたっては予察目標を明確に定め、開発に要する調査研究はこの目標に合わせて実施する。また、予察モデルは目標に合致した具体的な数値として予察結果が得られるようにしておく。このことは、具体的な防除の選択に重要であるばかりでなく予察精度の評価でも重要である。府県のモデル開発ではそれぞれの府県における病害虫の発生実体、重要度に合わせて対象病害虫および開発するモデルの予察目標を決めることとし、開発への努力が実際の防除に十分生かされるようにする。さらに、いくつかの府県や地域に共通する重要病害虫についての予察モデルの開発は、国と県の研究機関によって共同で進められることが短期間に優れたものを得るのに望まれる。

3 予察実施のためのデータ処理と予察結果の伝達

予察のためのデータ処理はできるだけコンピューターによる自動処理とする。すなわち、予察に必要なデータの入力、それに基づく予測値の計算や発生状態のシミュレーションも自動的に行えるようなシステムとする。なお、重回帰を利用する予察では必要なデータからのパラメーター値の自動計算ができるようにするなど工夫されるべきである。また、データの自動処理で得られた予察結果の印刷やファイル化もコンピューターにより自動的に行われるようにする。

予察結果は予察情報の需要のあるところ、すなわち、予察情報を基に防除のための行政的対応を行う国、府県、市町村の行政機関、防除のための機材の確保と作業計画を決めて防除を実施する農業協同組合、防除組合、生産者、防除機材の生産と供給を図るメーカーなどに原則として即時に伝達されるようにする。伝達には郵送の場合も残されるが、予察結果を出したコンピューターまたは、予察情報を記録したファイルからのテレファックスで伝達できることが必要である。このほかすでに各地で利用されている農業協同組合の有線放送、留守番電話などの利用も迅速確実な伝達のために拡充されていくものと思われる。また予察情報の伝達様式は全国一律とし、県間相互に予察情報の即時的利用ができるようにすることが望ましい。さらに、予察情報と同時に予察に基づく具体的な防除手段も提供できるようにしておくことも大切と思われる。

一般に予察精度は不確定要因の介在のために予察期間が長期に及ぶほど著しく低下する。他方防除手段の決定には予察精度が大きな意味を持つので、実際上ではできるだけ短期間の予察によって防除が行われることとなる。しかし、この短期間の予測では予察から防除実施までの日数に余裕が少ない。したがって、予察精度の点で

示される短期予察の利点を生かしうるためには予察情報ができるだけ短い時間内に確実に伝達されることが大きな意味を持つことになる。

4 予察システムの運営について

こうした新しいシステムによる予察は府県を主体に実施される。この場合、多くの種類の病害虫についての発生予察を1か所で集中的に行うことで、発生予察のために採取されたデータの効率的な利用ができる。また、それぞれの病害虫別に多くの場所からのデータが集まるので発生について優れた判断を下すことができ、そのうえ新しい予察システムで必要とするデータのファイル化、データの自動処理、伝達のための機械、設備を効率的に運用することができるなど、予察がある程度以上の規模で実施される場合の利点を生かしうる。また、予察情報を基に発生に合わせた府県の行政対応を進めるうえでもきわめて好都合である。

さらに府県における予察のための情報の収集、情報処理、発生予測、予察情報の伝達という予察の実施は府県の農業試験場で行うべきであると思われる。県農試ではおのおのの病害虫ごとに予察のために必要なすべての情報処理過程の実行プログラムをファイル化し、データを入力すれば直ちに予察情報が得られるようにすべきである。できれば地方農政局と農林水産省内に、それぞれ地域と全国の予察に必要なコンピューターと、予察の実行プログラム、場合によっては予察のためのデータをファイルしておき、県のシステムに常備されていない病害虫の予察が必要となった場合にはここから予察モデル、必要なデータ、一部では予察結果を利用できるようにしておくことが望まれる。

発生予察の実施と予察システムの維持管理と予察モデルの開発、および予察システムの改善は一体のものとして進めることが重要である。発生予察の実施によって生産への機能を果たしながら、他方では予察結果の評価に基づいて常に予察モデルやシステムの改善を進めうるという利点を生かすためである。

現在の各県農試の予察はすでにこのような機構となっている。いくつかの県にまたがった共通の予察モデルの開発や全国的なシステムの改善については国の研究機関も含めた共同体制による問題解決が必要で、できれば国の研究機関にシステム開発のための技術的中心として機能する組織のあることが望まれる。

新しい発生予察システムの開発では、開発に必要なデータを用意するのに不完全なデータを重複して取ったことを避け、調査、研究を分担して進めるべきである。また、予察情報を地域また全国的規模で解析すると

き要求される、質のそろった予察情報を得るために、さらに調査データや予察結果が国県間、県相互間でワンタッチの操作で得られるためにも、広範囲にわたって利用される情報についてはできるだけ共通性を持つものとするべきで、各県で無関係に開発されることは避けるべきと思われる。特に新システムの開発では開発の当初の段階で将来を見越したうえでの運用上基本となる事項を統一しておくことが重要であると思われる。

これらのほか、新しい予察システムが機能するには、いうまでもなくコンピューターおよびその周辺機器、気象条件の自動測定装置などが設備されなければならない。また、コンピューターの取り扱いかたやプログラミングについての研修を計画的に実施し、情報処理に明るい研究者を増やすことも重要である。予察モデルの開発に必要な調査を計画し、調査を進めながら、その調査結果を用いて発生予察モデルの組み立てや改善を行いうるに至るための研修はそう容易でないからである。

II 生産点における予察

これまで、公的な機関による予察について述べたが、公的機関から伝達される予察情報を受けて、生産者またはそれに近い組織で行われるところの、具体的な防除実施のための、局所的で短期間の予察について述べる。

生産地での発生には個々のほ場ごとに発生時期、程度、などで著しい多様性が見られる。さらに同じような発生を示すほ場でも生産者の要求する予察内容や防除水準には著しい違いがある。したがって産地全体としての防除が的確に行われるためにはこのように発生、防除の両面で大きな多様性を示す個々のほ場に対する発生予察とそれに基づく確実な防除が必要となる。しかしながら、公的機関によって各産地の個々のほ場の生産者の要求に対応した予察情報を提供することはとうていできないことと思われるので、公的機関から伝達されてくる産地ごとの予察情報に産地で得られる個々のほ場の持つ発生に関する情報、例えば発生の現況、初発生日、例年での発生、地形、これまでに取りれた防除手段、品種、生育状態などに基づいて個々のほ場についての発生予察を行い、防除の要否、緊急性などを明らかにする生産現場での予察は公的機関による発生予察情報を生産に反映させるうえできわめて重要であるといわねばならない。こうした生産現場での予察を行ってきた組織としては、市町村の病害虫防除協議会²⁾、農業協同組合、農業共済組合、共同防除組合などが挙げられる。これらのうちで、ここ数年来コンピューターの導入とそれに伴う運営事務手続きのオンライン化を進めてきた農業協同組合では、コン

ピューターおよびその周辺機器が備わっており、それにデータ処理に携わる技術者も確保されている。また、個別のは場やは場集団での発生についての情報も得られやすく、そのうえ個々の生産者についての出荷量、品質などの情報も集中して保管されており、さらに有線放送などの優れた伝達機構を備えているなどから、今後生産現場での予察を飛躍的に近代化できる素地を備えているといえる。

こうした生産現場の予察は主として公的機関から伝達された予察情報を発生条件の著しく異なる個別のは場やは場集団の発生予測へと産地固有の情報を用いて翻訳し、それによって個々のは場の防除を具体化するものであるが、このときの情報処理のプロセスをコンピューターによる自動処理に置き換えて予察の効率化と精度向上を図ることのできる比較的簡単な予察モデルの開発が重要である。

すでにいくつかの農業協同組合では県試験場の指導の下に産地内のは場集団ごとの黒点病⁹⁾の薬剤防除の要否を決めるためのシミュレーションによる発生予察が試行され一定の成果が認められている。

おわりに

これまで主として個々の病害虫の予察と防除について述べたが、実際の防除では一つの病害虫の防除のために取られた手段が他の病害虫の発生にも影響を及ぼす。したがって、個々の病害虫の予察結果から、一連の重要病害虫の発生状態を予察し、その発生状態から得られる被害をある水準以下に保つためのもっとも好ましい一組の防除体系をその年の発生の変動に応じて選択決定できる、いわゆる総合された病害虫の“予察—防除システムの確立”へと発展してゆくことが望まれる。

また、これまでに述べた予察は単年度ごとの年度内に

おける日、週または月を発生推移の単位とした場合の予察であったが、ある一定の品種や栽培法で生産を続けるときやがて重要な被害を引き起こすことになる多くの土壌病害虫、新しいレース、薬剤耐性の病菌・害虫の発生では年度や作付け回数を単位としたときの発生推移について予察が行われなければならない。年度や作付け回数ごとの発生の推移が、栽培法、防除法、栽培品種、使用薬剤、気象条件などを考慮したとき、目標とする年度や作付けでどのような発生状態に至るかを予察する方法が確立され、その予察に基づいて、ある一定年数の間どのような防除手段を取り続けることで問題とすべき発生を防止できるか、その場合の年度ごとの最適の防除計画はどのようなものであるか、また、長年にわたり、問題となる発生を見ないで済ませるための年ごとの最少限の処置や年々病害虫の発生を少なくし、やがて無発生地帯とするための一連の防除手段がどのようなものであるかを明確に決定できることが望まれる。さらに地域の生産量を長年にわたり維持してゆくという条件の下での具体的な輪作体系の計画を含むもっとも低コストで信頼性のある防除手段の選択が、種々の環境条件、耕種条件、防除手段を入力しながら、それぞれの条件の下での年度にまたがった発生の予測という過程を通じて決定されることによって、地区全体としての長年にわたる農業生産の安定に貢献できるものへと発展させるべきと思われる。

引用文献

- 1) CROFT, B. A. et al. (1976) : Environ. Entomol. 5 : 20~34.
- 2) 江村一雄 (1981) : 北陸病害虫研報 29 : 52~55.
- 3) 小泉銘冊 (1980) : 果樹試報 D (口之津) 2 : 39~82.
- 4) 河野富香 (1981) : 植物防疫 35 : 14~20.
- 5) MACKENZIE, D. R. (1981) : Plant Disease 65 : 394~399.

次号予告

次 11 月号は下記原稿を掲載する予定です。

最近話題のチャ病害虫 浜屋悦次・刑部 勝
最近話題のホップ病害虫 佐々木真津生
コナガの殺虫剤抵抗性の現状 浜 弘司
イネいもち病菌のレース対策としての多系品種利用の可能性と問題点 (1) 小泉 信三
沖繩群島におけるミカンコミバエの根絶
——駆除確認調査を中心として——
田中健治・金田昌士・砂川邦男・与儀義雄

中国における天敵利用の現状

岡田利承・志賀正和・石谷孝佑
稲作における殺虫剤の適正効率的使用のワークシ
ップ 石倉 秀次
植物防疫基礎講座
水田に見られる直翅目害虫の見分け方 (4)
植物細菌病の病徴と病原細菌 松田 泉

定期購読者以外の申込みは至急前金で本会へ

1部 500円 送料 50円

キンモンホソガの発生量の予察

—広域調査資料の活用—

青森県りんご試験場 **関 田 徳 雄**

はじめに

青森県ではリンゴ病害虫の発生実態を把握するために、3月下旬から11月上旬まで定点を巡回し、「農作物有害動物発生予察実施要領」に基づいて発生状況を調査している（巡回調査と略称）。筆者ら（1981）はこの調査の中からキンモンホソガの資料を用いて、発生量の経時的・空間的側面を解析し、発生量の予察を試みた。以下はその概要である。

1 巡回調査の方法と資料の特徴

調査地点は各病害虫とも共通で、津軽地域と南部地域からそれぞれ60点と30点がとられ、これが郡・市のリンゴ栽培面積に比例配分されている。調査は両地域の病害虫防除員が担当している。広域面積を対象とした情報を限られた期間と人員で収集しなければならないので、できるだけ簡単な調査方法が求められる。キンモンホソガでは1地点（園）5樹について、第一世代は1樹30果そう、第二～第四世代は1樹30葉について潜孔の有無を調査し、実施要領の基準に従って、「無」、「少」、「中」、「多」、「甚」の5クラスに分類している。

2 潜孔葉率から潜孔密度への変換*

巡回調査とは別に調査した資料（以下、りんご試資料）を用い潜孔葉率（ p ）と潜孔密度（ λ ）との関係を河野ら（1958）に準じて検討した。その結果、第一世代では

$$\ln \lambda = 0.186 + 1.020 \ln m \dots\dots\dots (1)$$

第二～第四世代では

$$\ln \lambda = 0.333 + 1.032 \ln m \dots\dots\dots (2)$$

という関係が得られた。ただし、 $m = -\ln(1-p)$ 。

また、第一世代の100果そう当たりの密度（ λ ）は次式によって100葉当たりの密度（ λ' ）に変換した（山田ら、未発表）。

$$\log \lambda' = -0.664 + 0.771 \log \lambda \dots\dots\dots (3)$$

これらの経験式によって、巡回調査による各園の潜孔葉率を密度に変換することができる。

* 第一世代では潜孔果そう率あるいは潜孔果そう密度であるが、以下では潜孔葉率あるいは潜孔密度で代用。

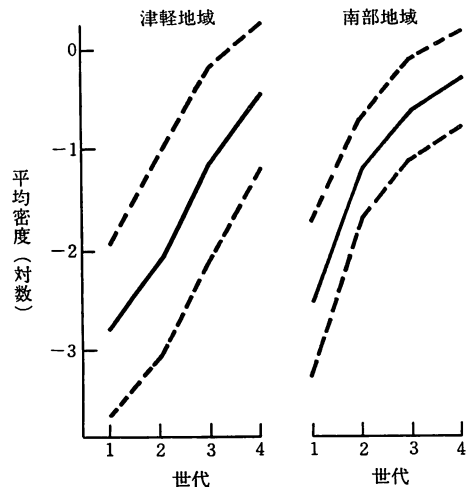
Prediction of Population Density of the Apple Leaf Miner in Wide Area. By Norio SEKITA

3 推定密度の精度の検討

津軽地域 11 地点において1地点3園、1園5樹、1樹30果そう（第一世代）または30葉（第二～第四世代）を調査した6年間のりんご試資料を用い、分散分析を行った。これによって得られたパラメーターを用いて検討したところ、津軽地域の巡回調査では平均密度に対する標準誤差の割合は大部分が20%以内であると推定された。広域調査としてはかなり精度が高いと言えよう。南部地域の誤差は両地域の密度が等しい場合には津軽地域の $\sqrt{2}$ 倍と期待される。

4 津軽地域と南部地域における経時変動様式

第1図の実線は各世代の6年間の平均密度である。両地域とも世代の経過とともに密度が増大し、最終世代の第四世代で最高密度に達した。両地域における増殖の様相には一つの大きな相違が認められ、津軽地域では第一世代から第四世代まではほぼ直線的に増殖する傾向が見られたのに対し、南部地域では世代が進むに従って増殖率が低下し飽和型の増殖を示した。また、図の点線は年次変動幅（ ± 2 s.d.）を示す。上下の点線の範囲には母集団の95%が含まれると考えられる。そこで、上下線の比率を真数で示すと、津軽地域の四つの世代がそれぞれ



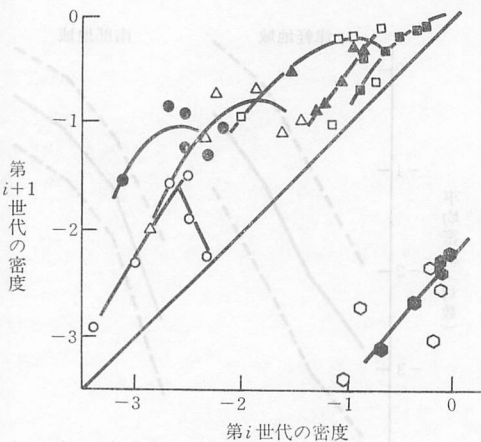
第1図 各世代の平均密度（実線）と標準偏差×2（点線）

49倍, 118倍, 77倍および25倍に対し, 南部地域では23倍, 10倍, 10倍および9倍であった。このように, 各世代間の対比でも, 全体的に見ても, 一貫して津軽地域の密度変動が南部地域よりも大きかった。

密度を対数変換値で示した場合, ある世代の密度変動が前世代の変動よりも小さければ, その間に調節過程すなわち密度の増加に伴う増殖率の低下という現象が存在することが示唆される(久野, 1968)。このような視点から, 第1図の上下線の動きあるいは前述した上下線の比率の動きに注目すると, 南部地域では第一世代から調節過程が存在するのに対し, 津軽地域では第二世代以降にこのような現象が生じると言える。このような両地域に見られる違いをもたらす機構については解明できなかった。しかし, 両地域における防除圧を比較すると津軽地域のほうが南部地域よりも高いと見られ, これが何らかの形で関与していると考えられる。

5 発生量の予察

ある世代の密度 ($\log D_i$) に対して次世代の密度 ($\log D_{i+1}$) をプロットし, 両者の関係を調べた(第2図)。その結果, $\log D_i$ のある点を中心にそれ以下では勾配が正, それ以上では負を示す例も見られた。したがって, 十分な資料が蓄積され, 解析結果からそれ相応の理由付けないしは理論的な根拠が得られるようになれば, 両者の関係を曲線関係として記載できる可能性もある。しかし, 資料数が十分でない現段階では自由度を減少させないために, 直線関係としてとらえたほうが予察式としての実用性が高いと考えた。また, 将来生起する実現値を過小に予測するよりも過大に予測したほうが防除上



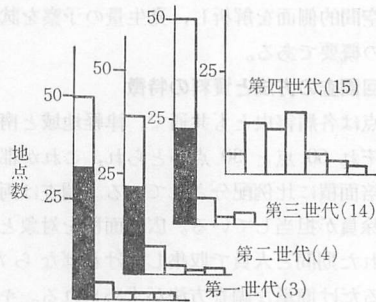
第2図 当代と次世代の密度の関係

いずれの記号も白が津軽地域, 黒が南部地域
○: 一~二世代, △: 二~三世代, □: 三~四世代, ◇: 四~一世代

第1表 発生予察式のパラメーター

世代	津軽地域			南部地域		
	a	b	r	a	b	r
第一:第二	0.89 (1.70)	-0.39 (2.91)	0.69 (0.99)	0.36	-0.26	0.49
第二:第三	0.61 (1.38)	0.13 (2.05)	0.67 (0.93)	0.54 (1.44)	0.03 (0.95)	0.54 (0.96)
第三:第四	0.48 (0.66)	0.11 (0.42)	0.73 (0.98)	0.84	0.21	0.91
第四:第一	0.57	-0.52	0.58	1.41	-2.13	0.99
第一~第四	0.80	0.38	0.87	0.46	-0.04	0.91

a: 勾配, b: y 軸切点, r: 相関係数
() 内の値は勾配が正の部分のみのデータからのもの。



第3図 潜孔葉率の度数分布 (1975)

黒く塗りつぶした部分は潜孔葉率が0の頻度,
() 内の数字は階級幅。

安全であろうという考えから, 勾配が正の傾向を示した部分のみを用いた回帰式も求めた。回帰式のパラメーターは第1表に整理した。

6 潜孔葉率の園間分布

潜孔葉率の頻度分布の例として, 1975年の津軽地域の結果を第3図に示した。この例に示したように, キンモンソガの潜孔葉率の園間分布は左右が非対称でゼロの近くに偏った頻度分布となる場合が多かった。

7 ベータ分布への当てはめ

第3図のような分布を理論的にどのような分布型で近似すべきかは明確でないが, 実用的な立場からはパラメーターの数が少ないこととできるだけ簡単にパラメーターを推定できるものが望ましい。そこで, ここで扱っている変数が連続量で0から1までの範囲しか取りえないことを考慮して, ベータ分布への当てはめを検討した。

ベータ分布では変数 x に対する確率密度が,

$$f(x)dx = \begin{cases} x^{a-1}(1-x)^{b-1}dx/\beta(a, b), & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & x < 0, x > 1 \end{cases} \dots\dots\dots (4)$$

で与えられる。ただし、 $a > 0, b > 0$ 。

平均と分散をパラメーター a, b で表せば

$$\text{母平均} = a / (a + b) \dots\dots\dots (5)$$

$$\text{母分散} = ab / (a + b + 1) (a + b)^2 \dots\dots\dots (6)$$

モーメント法によるパラメーター a, b の推定値は

$$\hat{a} = \hat{m}(\hat{m} - \hat{m}^2 - \hat{\sigma}^2) / \hat{\sigma}^2 \dots\dots\dots (7)$$

$$\hat{b} = (1 - \hat{m})(\hat{m} - \hat{m}^2 - \hat{\sigma}^2) / \hat{\sigma}^2 \dots\dots\dots (8)$$

で与えられる (KENDAL et al., 1976)。ここで、 $\hat{m}, \hat{\sigma}^2$ は母平均と母分散の推定値である。

ベータ分布の形状の主要な特徴としては、 $a = b = 1$ で一様分布、 $0 < a, b \leq 1$ でU字型の分布、 $0 < a \leq 1 < b$ で逆J字型、 $0 < b \leq 1 < a$ でJ字型の分布が得られる。

閾間の頻度分布のベータ分布への適合性を χ^2 検定した。第一世代と第二世代では多くの場合自由度が不足し、検定できたのは1例ずつであった。全体の22例中、検定できたのは12例であり、そのうち8例は適合するとみなされた。また、自由度不足で χ^2 検定できない10例も実測値と理論値はかなり近似していた。

8 平均潜孔葉率とパラメーターの関係

実用的な立場からは閾間の頻度分布は一応ベータ分布で近似できると判断された。そこで、予察式によって予測した平均潜孔葉率（これは平均密度から推定できる）からベータ分布のパラメーターを予測し、さらに閾間の頻度分布を予測しようとした。パラメーターを予測するために、二つの方法について検討した。

最初に検討したのは分散と平均との関係を回帰式によって説明し、(7)、(8)式によってパラメーターを得ようとしたものである。種々の検討からもっともよい回帰式は

$$1 / \log s^2 = -0.905 - 0.263 \log \bar{x} \dots\dots\dots (9)$$

であった。ここで、 s^2 は分散、 \bar{x} は平均潜孔葉率。以下ではこの方法で求めたパラメーターを \hat{a}_s, \hat{b}_s とする。

次に検討したのは平均潜孔葉率とパラメーターの関係で、その結果は第4図に示した。潜孔葉率が20%以下では、

$$\hat{b} = 0.137 / \bar{x} \dots\dots\dots (10)$$

40%以上では、

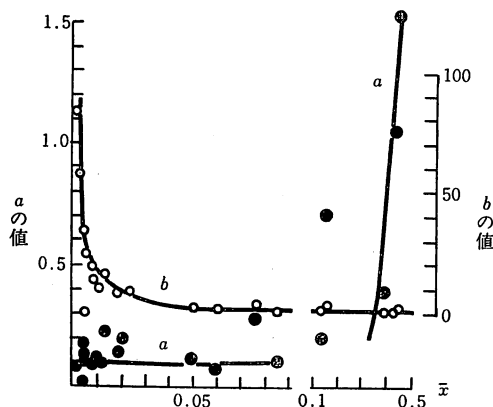
$$\hat{b} = 9.110 - 3.221 / \bar{x} \dots\dots\dots (11)$$

が得られた。 \hat{a} は(5)式から求めることができる。以下ではこの方法によるパラメーターを $\hat{a}_{\bar{x}}, \hat{b}_{\bar{x}}$ とする。なお、この方法では20~40%の範囲の資料がなかったので検討できなかった。

9 予察式による予測値と実測値との比較

(1) 発生量の予測値と実測値

予察式を得た資料とはまったく独立な1980年の防除



第4図 平均潜孔葉率 (\bar{x}) とベータ分布の二つの母数 (a, b) の関係

第2表 1980年津軽地域における予測値と実測値の比較

世代	実測値	予測値 1	予測値 2	予測値 3
1	0.80×10^{-3}	0.13×10^{-2}	—	—
2	0.49×10^{-2}	0.71×10^{-3}	0.44×10^{-2}	0.80×10^{-2}
3	0.39×10^{-1}	0.54×10^{-1}	0.74×10^{-1}	0.34×10^{-1}
4	0.22	0.27	0.31	0.30

注 予測値 1: 各世代の全資料から得た予察式による
 2: 安全性を考慮した予察式による (第1表の () 内)
 3: 全世代をプールした予察式による (第1表の最下段)

所資料を実測値とし、予察式からの予測値と比較した。第2表にこのうち津軽地域の結果だけを示した。

実測値に対する予測値の比を求めると、第二世代の「予測値1」が0.14でかなりの過小予測となった。それ以外では0.9~1.9の範囲であった。前述したように、キンモンホソガの年次変動はかなり大きいことを考慮すると、この程度の予測でも実用性はあるといえよう。南部地域の結果は省略したが、両者の比は0.3~4.73の範囲であり、津軽地域よりも一致性がよくなかった。一般に過去の資料による統計的な予察式は、独立変数の値がそれを得るために用いた変数の値の範囲内にあるときには有効性を発揮するが、範囲外の変数の値に対しては外挿せざるをえないという弱点を持っている。南部地域であり、あまり良い結果が得られなかったのは、これまで経験したことがないほどの低密度で経過したことによるものと思われる。

(2) ベータ分布のパラメーターの予測

1980年の津軽地域の調査結果からベータ分布のパラメーターを求め a_0, b_0 とした。次に、第1表に示した

第3表 発生程度別圃地割合の実測値と予測値の比較

世代		無	少	中	多	甚
1	実測値	78.3	21.7	0	0	0
	$I_P(a_0, b_0)^*$	88.0	12.0	0	0	0
	$I_P(a_{\bar{x}}, b_{\bar{x}})$	78.2	21.8	0	0	0
	$I_P(a_s, b_s)$	69.9	29.8	0.3	0	0
2	実測値	81.7	18.3	0	0	0
	$I_P(a_0, b_0)$	78.1	21.9	0	0	0
	$I_P(a_{\bar{x}}, b_{\bar{x}})$	90.3	9.7	0	0	0
	$I_P(a_s, b_s)$	71.2	28.6	0.2	0	0
3	実測値	53.5	44.8	0	1.7	0
	$I_P(a_0, b_0)$	52.3	42.2	4.6	0.8	0.1
	$I_P(a_{\bar{x}}, b_{\bar{x}})$	49.1	44.8	5.1	0.9	0.1
	$I_P(a_s, b_s)$	48.8	39.6	7.5	3.1	0.1
4	実測値	15.0	63.3	13.3	6.7	1.7
	$I_P(a_0, b_0)$	21.2	55.4	16.8	6.2	1.4
	$I_P(a_{\bar{x}}, b_{\bar{x}})$	27.7	36.4	12.5	7.9	15.8
	$I_P(a_s, b_s)$	8.5	55.9	23.4	10.0	2.2

*: $I_P(a, b) = B_P(a, b) / B(a, b)$

各世代の個々の予察式から \bar{x} を推定し、この値を用いて(9)~(11)式から \hat{a}_s, \hat{b}_s および $\hat{a}_{\bar{x}}, \hat{b}_{\bar{x}}$ を求め、 a_0, b_0 と比較した。その結果、 \hat{a}_s, \hat{b}_s よりも $\hat{a}_{\bar{x}}, \hat{b}_{\bar{x}}$ が a_0, b_0 に近似する場合が多かった。

(3) 程度別発生圃地割合の予測

(2)で求めた個々の予察式によるパラメーターを世代ごとに平均し、その値を用いて理論分布を計算した。これを実施要領の基準に従って、程度別の発生圃地割合に区分けし、実際の結果と比較した。ここで、ベータ分布では発生程度の「無」に相当するものは得られないが、計算の便宜を考慮して、1%以下を「無」とした(第3表)。

第3表によると、実測値から求めた a_0, b_0 による理

論値はおおむね実際の発生圃地割合と一致した。 $\hat{a}_{\bar{x}}, \hat{b}_{\bar{x}}$ による理論値は第一世代から第三世代までは実測値に近い値を示したが、第四世代では「甚」が過大に推定された。これは $\hat{b}_{\bar{x}} < 1$ となったためU字型となったことによる。(10)式では潜孔葉率が13.7%以上になると $b < 1$ と推定されるが、実際の頻度分布では、第3図に見られるように、U字型となることはなかった。 \hat{a}_s, \hat{b}_s による理論値は全体的に発生程度を高めて予測する傾向が強かった。しかし、第四世代では $\hat{a}_{\bar{x}}, \hat{b}_{\bar{x}}$ による理論値よりも実測値に近い結果を示した。 $\hat{a}_{\bar{x}}, \hat{b}_{\bar{x}}$ を利用できない13~40%の範囲では、その欠点を考慮に入れるならば \hat{a}_s, \hat{b}_s の利用も可能と見られる。

おわりに

ここで解析したキンモンホソガはリンゴ害虫の中では比較的単純な変動パターンを示す。主として労力的な面から巡回調査では天敵の発生状況や農薬の散布経過などの資料はほとんど得られていない。変動パターンが不規則な害虫の発生量の予察にはこのような資料は不可欠であり、今後このような資料の蓄積が望まれる。

引用文献

- 1) KENDAL, M. et al., (1977): The advanced theory of statistics Vol. 1 (4th ed.), Charles Griffin & Co. Ltd., London & High Wycombe, pp. 472.
- 2) 河野達郎 (1958): 応動昆 2: 184~188.
- 3) 久野英二 (1968): 九州農試疫報 14(2): 131~246.
- 4) 農林省農政局 (1971): 農作物有害動物発生予察事業実施要綱及び要領, pp. 209.
- 5) 関田徳雄ら (1981): 青森県りんご試験場報告 19: 1~39.

本会発行新刊資料

昭和58年度“主要病害虫(除草剤は主要作物)に適用のある登録農薬一覧表”

農林水産省農薬検査所 監修

1,400円 送料300円

B4判 122ページ

昭和58年9月30日現在、当該病害虫(除草剤は主要作物)に適用のある登録農薬をすべて網羅した一覧表で、殺菌剤は索引と稲、麦類・雑穀、いも類、豆類、野菜、果樹、特用作物、花卉、芝・牧草・林木について25表、殺虫剤は索引と稲、麦類・雑穀、いも類、豆類、うり科野菜、なす科野菜、あぶらな科野菜、他の野菜、果樹、特用作物、花卉・芝、林木・樹木、牧草について49表、除草剤は索引と水稲、陸稲・麦類・雑穀・豆類・いも類・特用作物・芝・牧草、野菜・花卉、果樹、林業について5表にまとめたもの。

数量化手法によるイネいもち病の発生予測

農林水産省畜産試験場 はし ぐち しょう こ
 農林水産省農業研究センター 橋 口 渉 子
か とう は じ
加 藤 藤 肇

I 数量化手法と予測

統計的手法による予測においては、まず予測したい数値と諸条件との関係式を過去のデータから確定し、次にこの確定された関係式および予測対象が持つ諸条件を用いて予測値を算出する。この方式は、どのような統計的手法をとったとしても共通するが、具体的な統計的手法は、予測したい数値および諸条件の種類によって決まる。

数量化 I 類を用いるとき、予測したい数値 y は、重回帰手法と同様、連続量でなければならない。このときの諸条件はアイテムと呼ばれる。アイテムの測定値が連続量であってもいくつかのカテゴリに分けて、 y との関係の一つの数量（カテゴリ数量と呼ばれる）で表す。カテゴリの内容を、経験あるいは実験結果に基づいて推定（ y との関係の把握）の目的にかなり区分けとすることができる点にこの手法の特徴がある。数量化手法（ここでは I 類を指す）適用の結果、 y の推定値も算出されるが、予測に用いるのはカテゴリ数量である。

アイテムと各カテゴリがすべて決定され、カテゴリ数量が得られれば、予測に用いる関係式を具体的に確定したことになり、予測値算出作業に移ることができ

る。したがって適切なカテゴリ数量を得ることが重要であり、その妥当性を十分吟味することが必要である。

II カテゴリ数量の性質

カテゴリ数量についての、当を得た考察の一助に、以下でその性質に触れておく。

1 カテゴリ数量とは何か

10 個のサンプルが、3 アイテムについて第 1 表のようなカテゴリのデータを持つとしよう。どのサンプルもアイテムのうちのただひとつのカテゴリに該当していなければならず、逆にどのカテゴリにもいくつかのサンプルが反応していなければならない。第 1 表の右端の列は、サンプルが持つカテゴリ番号を並列したもので、数量化手法のプログラム^{3,4)}では、この形でのデータ入力を前提とすることが多い。この入力データの数字は、単なる番号であって測定値ではなく、大小関係を持たない。

第 1 表の○印を 1、他を 0 として、第 2 表の形に書き換えると、測定値として扱うことができる。この場合もそのカテゴリに該当するかしないかを示す符号にすぎず、測定値としての 1, 0 を意味しない。しかしこの形式（1 と 0 だけ）の符号に限り、測定値のように扱うこ

第 1 表 数量化手法適用データの例

サンプル	アイテム カテゴリ	本田葉いもち初発日				本田孢子採集数		本田病株率			カテゴリ番号による記述
		1	2	3	4	1	2	1	2	3	
1		○				○	○	○			121
2			○			○	○	○			211
3					○		○			○	423
4				○			○		○		322
5		○				○	○	○			111
6				○			○			○	323
7					○		○		○		422
8			○			○	○		○		212
9					○		○			○	423
10			○			○	○		○		212

注 各カテゴリの内容は第 4 表の試算 4 と同じである。

最右列の数字はサンプルが持つカテゴリの番号、左端が第 1 アイテムに対応する。

第2表 変数の測定値という形式に第1表を書き直した例

サンプル	変数								
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9
1	1	0	0	0	0	1	1	0	0
2	0	1	0	0	1	0	1	0	0
3	0	0	0	1	0	1	0	0	1
4	0	0	1	0	0	1	0	1	0
5	1	0	0	0	1	0	1	0	0
6	0	0	1	0	0	1	0	0	1
7	0	0	0	1	0	1	0	1	0
8	0	1	0	0	1	0	0	1	0
9	0	0	0	1	0	1	0	0	1
10	0	1	0	0	1	0	0	1	0

注 例えば $x_1 \sim x_4$ が葉いもち初発日のアイテムに対応する。アイテムと各変数との対応は、カテゴリ-数量にかかわりを持つ。

とが可能である。そのため、ものごとの有無や回答の諾否などのデータ表現にしばしば用いられ、疑似変数のデータあるいは2値データと呼ばれる。

第2表によれば、平均、平方または積和などを形どおりに算出できる。ただし、例えば x_1 と x_2 との積和は必ず0となる、などの特殊性を持つ。また、アイテムがひとつの変数となるわけではない。第1, 2表のアイテムは、いずれももとは〇月×日、胞子数〇個、...といった測定値を持つので、それぞれがひとつの変数であるように見える。しかしカテゴリを設定して1, 0のデータとすると、カテゴリごとに変数として扱うことになる。必然的に変数の数が増えることに注意したい。

数量化I類は、第2表のような説明変数のデータと y の測定値とがあれば適用できる。そして

$$\hat{y} = b_1x_1 + b_2x_2 + \dots \dots \dots (1)$$

における $(y - \hat{y})^2$ が最小(y と \hat{y} との相関が最大)になるように、 b_1, b_2, \dots を求めるものである。重回帰式と類似の経過で解が導かれるが、重回帰式における常数項は設定していない。上の b_1, b_2, \dots がカテゴリ-数量で、重回帰における回帰係数に相当する。 \hat{y} の算出(後出)のときに回帰係数らしくない扱いとなるのは、 x が1, 0という2値データの変数のためである。

もし第2表における各アイテムから、一つずつのカテゴリ(例えば x_1, x_5, x_7)を取り除くと6変数のデータとなる。このデータに重回帰手法を適用すれば、数量化I類と同様の結果が得られるはずである。取り除いたカテゴリの数量は0と考え、常数項は第1アイテムの各カテゴリ-数量に加算しておけばよい。

2 カテゴリ-数量のうち、いくつかは0となる

使用したアイテムのうちの一つを除き、各アイテムの最初のカテゴリ-数量は0となる。しかし、計算結果と

第3表 同一モデルに対する2組のカテゴリ-数量の例

アイテム	カテゴリ	カテゴリ-数量	
		解A	解B
本田葉いもち初発日	1	23.3	21.3
	2	22.3	20.3
	3	19.6	17.6
	4	19.3	17.3
本田胞子採集	1	0.0	-1.0
	2	1.1	0.1
本田病株率(7月15日現在)	1	0.0	3.0
	2	0.8	3.8
	3	1.3	4.3

注 カテゴリ-内容は、第4表の試算4を参照

して0を得たのではない。数量化手法では、重回帰と異なり、いくつかの条件を与えないと確定した解が得られない。この条件として、特定のいくつかに対し数量0を与えたにすぎない。したがって数量が0であっても、そのカテゴリが y に影響しない、ことを意味するものではない。また条件の与えかたによって、どのカテゴリ-数量も0でない解、を得る場合もある。

3 カテゴリ-数量は変更可能である

カテゴリ-数量は、ある制約の範囲で変更することができる。すなわち式(1)の b_1, b_2, \dots の解は流動的である。例として第3表に、2組の解A, Bを示す。どちらも式(1)の解として正しいものである。AとBの関係は、Aのカテゴリ-数量に対し、本田葉いもち初発日の各カテゴリに-2.0を、胞子採集の有無に-1.0を、病株率には+3.0を、それぞれ加えるとBのカテゴリ-数量になる。このように、同じアイテム内のカテゴリ-数量はすべて同一値の増減となるから、アイテム内の二つのカテゴリ-数量の差は、解A, Bとも同じ値である。

個々のカテゴリ-数量は、変更可能であるから考察対象とはなりえない。考察を要するのは、アイテム内のカテゴリ-数量の差である。この「数量の差」がモデルの適否を判断する重要な手がかりである。すなわちこの数量の差の正負、大きさなどが、アイテム、カテゴリを修正するか否かの判断材料となる。

4 モデルの修正に伴うカテゴリ-数量の変化

アイテム内のカテゴリ-数量の差を吟味するにあたり、当然アイテムによって判断の難易がある。少なくともカテゴリ-1の数量は、カテゴリ-2のそれよりも大きい(あるいは小さい)はずである、などと明確に期待できるアイテムについて、まず重点を置くとよい。

第4表の本田胞子採集数のアイテムでは、当初カatego

第4表 モデル修正によるカテゴリー数量の変化の例 (清水¹⁾, ただし表 25, 試算2は除く)

ア イ テ ム	カ テ ゴ リ ー		試算1	試算3	試算4
	番号	内 容			
本田葉いもち 初 発 日 (7月15日現在)	1	7月5日まで	13.5	13.2	14.5
	2	7月6~10日	14.3	13.0	13.1
	3	7月11~15日	12.0	10.0	10.8
	4	無 発 病	12.0	12.0	10.7
本 田 草 丈 ⁴⁾ (7月15日現在)	1	l-6.1 (cm) 以下	0	0	0
	2	l-6.1~l-2.1	-4.1	-3.1	-3.0
	3	l-2.0~l+2.0	-4.4	-2.7	-1.6
	4	l+2.1~l+6.1	-1.7	-3.8	-2.7
	5	l+6.1 以上	2.4	1.1	4.1
本 田 茎 数 ⁴⁾ (7月15日現在)	1	m-2.1 (本) 以下	0	0	0
	2	m±2.0 の範囲	-1.3	-2.3	-1.6
	3	m+2.1 以上	0.6	0.4	-0.3
本 田 胞 子 採 集 数 (7月15日現在)	1	0 (個)	0	} 0	} 0
	2	1~5	-1.6		
	3	6~	5.8	11.5	0.5
本田病株率 (7月15日現在)	1	0.0~4.9 (%)	0	0	0
	2	5.0~19.9	2.7	2.3	1.8
	3	20.0 以上	2.4	2.2	2.8
6 月 上 旬 ¹⁾ 天候パターン	1	t≤11°C	0	0	0
	2	カテゴリー-1, 3 以外	3.9	} 8.3	} 8.0
	3	313	23.7		
6 月 中 旬 ¹⁾ 天候パターン	1	カテゴリー-2, 3 以外	0	0	0
	2	312, 323, 213	3.6	6.0	6.4
	3	313	2.3	-1.2	-0.7
6 月 下 旬 ¹⁾ 天候パターン	1	カテゴリー-2, 3 以外	0	0	0
	2	312, 323, 213	6.4	3.7	4.7
	3	313	16.8	13.6	13.0
7 月 上 旬 ¹⁾ 天候パターン	1	カテゴリー-2 以外	0	0	0
	2	213	6.4	10.1	10.3
梅雨の晴れ間	1	カテゴリー-2 以外	0	0	0
	2	注2)	5.6	8.8	7.9
7 月 上 旬 ³⁾ 最低, 最高気温	1	11, 12, 13	0	0	0
	2	21, 31	-4.6	-6.9	-6.3
	3	32	-6.1	-7.0	-7.4
	4	22	-2.6	-4.0	-3.0
	5	23, 33	-9.4	-10.6	-10.2

注 1) 気温, 日照時間, 降水日数の順に下表のランクを組み合わせた。

注 2) 7月15日までに初発がありかつ7月上旬の日照時間と降水日数の各ランク (注1) の表) の組み合わせが22および23のとき。

注 3) 最低, 最高気温の下記ランクの組み合わせ

最低気温 1: 15°C ≥ t 2: 15°C < t ≤ 18°C 3: t > 18°C

最高気温 1: 25°C ≥ T 2: 25°C < T ≤ 28°C 3: T > 28°C

注 4) l, m いずれも平年値である。

天候パターン 形成項目	項目の ランク	6月上旬	6月中旬	6月下旬	7月上旬
気 温	1	t ≤ 11°C	t ≤ 12°C	t ≤ 15°C	ランク2 以外 16°C < t, T ≤ 26°C
	2	11°C < t ≤ 13°C	12°C < t ≤ 14°C	15°C < t ≤ 17°C	
	3	13°C < t	14°C < t	17°C < t	
日 照 時 間	1	h ≤ 平年値 - 10			
	2	平年値 - 10 < h ≤ 平年値 + 10			
	3	平年値 + 10 < h			
降 水 日 数	1	0 ~ 2 日			
	2	3 ~ 5 日			
	3	6 日以上			

t: 最低気温, T: 最高気温

り1で最小、カテゴリ3で最大の数量が期待された。しかし試算1では、カテゴリ2の数量が最小値となったため、試算3, 4のようにカテゴリ数を修正した。このようなわずかな修正でも、全体のカテゴリ数量に波及するし、試算3と4のようにカテゴリ数は同じでも、当初のカテゴリ2をどう動かすかによって、数量の変化の様相も異なるものとなる。

6月上旬天候パタンの試算1におけるカテゴリ数量は、期待どおりカテゴリ1で最小、カテゴリ3で最大値となった。しかしカテゴリ2と3の数量の差が大きすぎるため、修正を行ったものである。

5 y の推定値について

カテゴリ数量の算出に伴い、 y の推定値 \hat{y} , \hat{y} と \hat{y} との相関係数 R などが得られる。 R^2 値は、 y の変動のうちモデルで説明される部分の比率を示すが、既報²⁾ で述べたように、実際の予測の当否を反映するとは限らない。このことに関連する事例を、のちに示す。

\hat{y} (サンプル数量と呼ぶ) について、以下に述べる。

(1) カテゴリ数量は可変だが \hat{y} は不変である。

第5表に、第3表の解Aによる \hat{y} の算出例を示した。解Bのカテゴリ数量を用いても、同じ \hat{y} 値を得るはずである。なぜなら、 \hat{y} の値は各アイテムにおける、それぞれ一つのカテゴリ数量の和であり、解Aと解Bとの各アイテムにおけるカテゴリ数量の違いは、-2.0, -1.0 および +3.0 で、これらの数値の和は0となるため、解Bの \hat{y} は解Aの \hat{y} と一致する。

(2) カテゴリ数量のレンジは \hat{y} に対するアイテムの影響の大きさを示す

アイテム内のカテゴリ数量の最大値と最小値との差をレンジと呼ぶ。いま、あるアイテム (Cアイテムとする) のレンジの大きさを d としよう。C以外の各アイテムについてはそれぞれの測定値がまったく同じカテゴリに所属する二つのサンプルがあるとき、二つのサンプル数量 \hat{y} の値の違いは、Cアイテムにおける両サンプルのカテゴリの違いによる。このとき、 d の値が大き

第5表 \hat{y} あるいは予測値の算出例

	X年の反応		Y年の反応	
	カテ ゴ リ	数 量	カテ ゴ リ	数 量
葉いもち初発日	1	23.3	4	19.3
胞子採集有無	2	1.1	1	0.0
病株率	2	0.8	1	0.0
予 測 値		25.2		19.3

注 カテゴリ数量は第3表の解Aによる。
予測値算出法は \hat{y} の算出法と同じである。

ほど、二つの \hat{y} の値の差は大きくなりうる。すなわちレンジの値の大きさは、 \hat{y} の値をどれだけ左右するかを示す。さらに、 \hat{y} の値を左右するという事は、予測値を左右することである。したがって、レンジの値の大きさも、モデルの適否を判断する材料の一つである。

(3) 予測値の算出法

予測値の算出について、あらためて触れておきたい。カテゴリ数量を用いて第5表に示す (\hat{y} の計算と同じ) 手続きで予測値を算出する。すなわち各アイテムについて、予測対象の測定値がどのカテゴリに所属するかを調べ、そのカテゴリに対応するカテゴリ数量を選んですべてを加算する。

III イネいもち病発生予測と数量化手法

上では、数量化I類適用に関する一般的事項を述べた。以下は実際のイネいもち病発生予測に重点を置く。

長野県農業試験場においては、昭和31年から47年まで17年間県下10か所で得た各アイテムの測定値を用い、数量化手法によるイネいもちの発生予測モデルを完成させた。研究開始以来完成まで多くの年月を要したが、この間モデルの修正と再計算の繰り返しであった。以下は長野県農業試験場の試行錯誤から得られた教訓である。

1 カンによる予察と予測モデル

イネいもち病発生の時期、有無、多少について、既往の知見や経験から、カンによる予察で成果を上げている地域もあろう。予測モデルの適否は、このカンの内容をどれだけモデルに投入しえたかがポイントになる。

予察のカンを言語で表現し、言語表現を数式表現に置き換える、という経過を考えてみよう。カンの内容にはしばしば言語にしにくい部分があるから、言語表現の際にも若干の切り捨てや変更が伴う。しかし言語は、豊かかつ多様な内容を表現できるし不透明な部分も許容できる。一方モデルは、明確な定義と法則で成り立つので不透明部分は許容されない。人間の総合判断や予見に比べると、予測モデルは著しく狭量なものとなる。

モデルを作りカテゴリ数量を算出したら、カテゴリ数量からどのような知見が導かれるか、をたどってみることを勧めたい。知見、経験などをモデルに反映したつもりであっても、似て非なるものとなることも考えられる。予測値を算出することは、その算出経過でモデルから知見を見ることができ、という意義もあろう。

2 イネいもち病発生予測における生物的要因の意義

清水¹⁾ は、いもち病予測に使用する2組の要因、すなわち生物的要因と気象的要因について、それぞれ別途に

第6表 生物的, 気象的要因からの各予測値 (清水¹⁾)

	実測値	予 測 値	
		生物的要因	気象的要因
昭和 48 年	1.3	15.0 (-13.7)	14.8 (-13.5)
49 年	24.3	15.5 (8.8)	6.7 (17.6)
50 年	18.0	16.7 (1.3)	26.7 (-8.7)
51 年	24.4	20.2 (4.2)	29.2 (-4.8)
52 年	5.8	17.8 (-12.0)	17.4 (-11.6)
53 年	25.8	24.1 (1.7)	22.6 (3.2)

注 () 内数値は実測値と予測値との差を示す。

数量化手法を適用, 前者で 19.5%, 後者では 38.3% の R^2 値を得た。しかし第6表に見られるとおり, 生物的要因による予測値のほうがむしろ実測値に近い。生物的要因では, いもち病発生程度との関係において, 他の諸条件に左右されにくく再現可能な数量を得た, と考えられる。

上記のことは, 気象的要因の影響が再現不可能であるという意味ではない。適切なモデルの作成に成功すれば気象的要因だけで予測の精度を上げうるであろう。生物的要因の内容は, いもち菌とイネの状態であり, 調査時点までの気象条件の総合指標と考えられるからである。

長野県農業試験場においては, いもち病菌の活動状況とイネの状態について, 毎年同一時期に調査されたデータの蓄積があった。このような長期間のデータの意義は大きい。同じデータが他地域に存在するとは限らないが気象条件の総合指標としての資料を探し, 導入することは, 試みる価値があろう。

3 イネいもち病発生予測の実際

長野県農業試験場では, 7月15日付けで各防除所から報告されたデータに基づいて, 毎年予測値を算出し発

第7表 実測値と予測値の各平均値

年 次	予測式に用いたデータ	
	昭和31~47年	昭和31~52年
昭和 48 年 実測値 予測値	1.3(%) 8.0	
49 年 実測値 予測値	24.3 24.7	
50 年 実測値 予測値	18.0 16.3	
51 年 実測値 予測値	24.4 21.3	
52 年 実測値 予測値	5.8 12.8	
53 年 実測値 予測値	26.8 25.6	26.8(%) 23.8
54 年 実測値 予測値		5.7 9.2
55 年 実測値 予測値		16.5 21.2
56 年 実測値 予測値		17.4 26.2
57 年 実測値 予測値		4.1 10.8

生予察情報に記載している。現在では, 同じモデルに対し昭和52年までのデータも加えて計算されたカテゴリ-数量を用いている。この予測値と実測値とを第7表に示す。これらの数値を満足のいく結果と見るかどうかは意見の別れるところであろうが, 数量化手法が生かされている例として注目すべきものと考ええる。

引用文献

- 1) 清水節夫 (1980): 長野県農業総合試験場農事試験場報告 41: 1~137.
- 2) 橋口渉子 (1981): 植物防疫 35(11): 35~38.
- 3) 日本アイ・ビー・エム (1976): 要因分析概説 COMPA, 東京, pp. 124.
- 4) 川端幸蔵 (1967): 農林水産研究計算センター報告 A1: 97~116.

時系列解析による水稻害虫の発生予察

—BOX-JENKINS モデルの適用例—

国立台湾大学 ^{りん}林 ^{さん}燦 ^{りゅう}隆

はじめに

ある確率現象を異なる時刻に観測して得られる観測値の系列を時系列と呼び、これを生成した過程を確率過程と言う。時系列の例はきわめて多い。例えば、定期的には場で行われる調査から得られた害虫や天敵の密度、発病株数、平均草丈や分けつ数などのデータは時系列をなす。時系列の主な特徴は、観測値を生成する過程が純粋に決定論的ではなく、確率論的な要素を含むことと、系列内における観測値が時間あるいは他のディメンジョンによって一定に順序づけられ、データの間時間的順序に応じたなんらかの関連が保たれている点にある。時系列解析とは、このような観測値が生成された過程を見だし、これを予測に適用することを目的とする統計的方法である。本稿では、経済学や工学などの分野で広く用いられ、多くの成果を収めている BOX-JENKINS の手法について簡単に述べ、その適用例を示す。基本的な考えかたについては、Box and JENKINS (1970) の著書、あるいは宮井 (1982) を参照されたい。

I BOX-JENKINS モデル

BOX と JENKINS は観測値の間になんらかの統計的従属関係が存在する場合に、MARIMA と呼ばれる一群のモデルから、もっとも適切な予察式を能率的に選び出す方法を与えた。このモデルで取り扱う時系列は、観測時刻が等間隔をなす場合で、一般に $\{y_j : j=1, 2, \dots, n\}$ で表されるものとする。ここで、 n は系列の長さと呼ばれ、観測値の数と一致する。MARIMA は ARIMA に季節成分を掛けたもので、最初の M は multiplicative を意味する。一般式は

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^d\nabla_S^D(y_j+m)^\lambda = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_j \dots \dots \dots (1)$$

で与えられる。ここで、

$$\begin{aligned} \phi_p(B) &= 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \\ \Phi_P(B^S) &= 1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_P B^{PS} \\ \theta_q(B) &= 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \end{aligned}$$

$\theta_q(B^S) = 1 - \theta_1 B^S - \dots - \theta_q B^{qS}$ であり、 B は後移演算子 (backward shift operator) と呼ばれ、次の働きをする： $By_j = y_{j-1}$ 、 $B^S y_j = y_{j-S}$ 。 $\phi_p(B)$ 、 $\Phi_P(B^S)$ 、 $\theta_q(B)$ 、 $\Theta_Q(B^S)$ をそれぞれ p 次の自己回帰演算子、 P 次の季節自己回帰演算子、 q 次の移動平均演算子、 Q 次の季節移動平均演算子と呼ぶ。なお、 $\nabla^d = (1-B)^d$ 、 $\nabla_S^D = (1-B^S)^D$ で、 $\{a_j\}$ は白色雑音と呼ばれ、互いに独立に平均 0、分散 σ_a^2 の正規分布に従うものとする。したがって、 $(y_j+m)^\lambda$ は正規あるいは漸近的に正規分布をなすものとする。なお、本稿では小文字で、確率変数と観測値の両者を表す。

BOX-JENKINS の方法は、基本的には、モデルの識別 (identification)、パラメーターの推定およびモデルの適性検査 (diagnostic checking) と呼ばれる三つの段階の反復より成る。

II モデルの識別

モデルの識別とは、もっとも確からしい p 、 P 、 d 、 D 、 q 、 Q の値を、自己相関関数および偏自己相関関数の形状に基づいて選ぶことである。

1 自己相関係数と偏自己相関係数

式 (1) において、 $z_j = \nabla^d \nabla_S^D (y_j+m)^\lambda$ とする。 $\lambda = 0$ の場合には $z_j = \nabla^d \nabla_S^D \ln(y_j+m)$ とする。 z_j を正規分布に従うものとし、 a_j の推定値を \hat{a}_j とすると、分散 σ_a^2 の最尤推定値 $\hat{\sigma}_a^2$ は次式によって与えられる。

$$\hat{\sigma}_a^2 = \sum_{j=1}^n \hat{a}_j^2 / (n'v) \dots \dots \dots (2)$$

ここで、 n' は系列の長さ、あるいは自由度、 $v = \lambda^2 \left(\prod_{j=1}^n (y_j+m) \right)^{\frac{2}{n}}$ である。 $\hat{\sigma}_a^2$ が最小になるような d 、 D 、 λ を選ぶ。

$\{z_j\}$ を定常と仮定する。したがって z_j の平均値は定数で、 z_j と z_{j-k} の共分散は k の関数で、 j とは無関係である。後者を時差 (lag) k の自己共分散と呼び、 η_k で表す。明らかに $\eta_k = \eta_{-k}$ である。特に $k=0$ とすると、 η_0 は z_j の分散となる。集合 $\{\eta_k : k=0, 1, \dots\}$ を自己共分散関数と言う。時差 k の自己相関係数 ρ_k を $\rho_k = \eta_k / \eta_0$ で定義する。 $\{\rho_k : k=0, 1, \dots\}$ を自己相関関数と呼ぶ。時差 k の偏自己相関係数を ϕ_{kk} とする

Time Series Analysis of the Light-trap Data of Rice Insects with Box-JENKINS Approach. By Tسان-long LIN

と、 ϕ_{kk} は次式によって与えられる。

$$\phi_{kk} = |P_k^*| / |P_k|$$

ここで、 P_k は $k \times k$ の自己相関行列、 P_k^* は P_k の最後の列を縦ベクトル $[\rho_1, \dots, \rho_k]'$ で置き換えた行列である。 $\{\phi_{kk} : k=1, 2, \dots\}$ を偏自己相関関数と呼ぶ。

定常過程とは、その確率法則が時間の変位に無関係であることを意味する。したがって、次式によって自己共分散と自己相関係数を推定することができる。

$$c_k = \frac{1}{n} \sum_{j=k+1}^n (z_j - \bar{z})(z_j - k - \bar{z})$$

$$r_k = c_k / c_0$$

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n z_j$$

ここで、 c_k は時差 k の標本自己共分散、 r_k は時差 k の標本自己相関係数、 \bar{z} は標本平均である。定常正規過程において、すべての $k > K$ に対し、 $\rho_k = 0$ が成り立つ場合、 r_k の分散、 $\text{Var}(r_k)$ は、近似的に

$$\text{Var}(r_k) = \frac{\sum_{j=1}^K \rho_j^2}{n} \quad (\text{BARTLETT, 1946})$$

となる。 $\text{Var}(r_k)$ の推定値は、次式によって得られる。

$$\widehat{\text{Var}}(r_k) = (1 + 2 \sum_{j=1}^K r_j^2)$$

$\rho_k = 0$ であれば、 r_k は漸近的に正規分布をなす。したがって、帰無仮説 $\rho_k = 0$ の棄却域を $|r_k| > 2/\sqrt{\widehat{\text{Var}}(r_k)}$ とすると、第1種の過誤を犯す確率は近似的に 0.05 となる。

偏自己相関係数の推定値を r_{kk} とすると、

$$r_{kk} = \begin{cases} r_1 & k=1 \\ \left(r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} \cdot r_{k-j} \right) / \left(1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} \cdot r_j \right) & k>1 \end{cases}$$

ここで、 $r_{kj} = r_{k-1,j} - r_{kk} r_{k-1,k-j}$; $j=1, 2, \dots, k-1$ である。すべての $k \geq q$ に対し、 $\phi_{kk} = 0$ が成り立つ場合、 r_{kk} の分散は近似的に

$$\text{Var}(r_{kk}) = 1/n \quad k \geq q \quad (\text{QUENOUILLE, 1949})$$

となる。 r_{kk} もまた漸近的に正規分布に従う。

2 モデルと自己および偏自己相関関数との関連

まず簡単な例について述べる。式 (1) において、 $p=1, P=q=Q=0$ とすると、 $(1-\phi_1 B)z_j = a_j$ を得る。これを一次の自己回帰モデルと呼び、 $z_j = \phi_1 z_{j-1} + a_j$ で書き表すことができる。このモデルの主な特徴は自己相関関数が $\rho_k = \phi_1^k$ と書ける点にある。 $|\phi_1| < 1$ とすると、自己相関関数は k の増加とともに急速に減衰する。ところで、 z_j の分散を σ_z^2 とし、定常性を仮定すると、 $\sigma_z^2 = \phi_1^2 \sigma_z^2 + \sigma_a^2$ 、すなわち $\sigma_z^2(1-\phi_1^2) = \sigma_a^2$ 。

$\sigma_a^2 > 0$ であるため、 $|\phi_1| < 1$ を必要とする。これが定常性の条件である。したがって、定常自己回帰過程では、自己相関関数は時差の増加とともに急速に減衰する。一次自己回帰モデルの偏自己相関係数は $\phi_{11} = \rho_1 = \phi_1$ 、 $\phi_{kk} = 0$ 、($k > 0$) である。

次に $p=P=Q$ 、 $q=1$ とすると、一次の移動平均モデル $z_j = (1-\theta_1 B)a_j$ 、すなわち $z_j = a_j - \theta_1 a_{j-1}$ を得る。一般に、移動平均モデル $z_j = \theta(B)a_j$ を $\theta^{-1}(B)z_j = a_j$ と書き表すと、 $\theta^{-1}(B)$ は B の無限次多項式となる。もし、 $\theta^{-1}(B)$ の係数が収束列をなす場合、モデルは可逆 (invertible) であると言う。一次移動平均モデルの自己相関係数は $\rho_1 = \theta_1 / (1+\theta_1^2)$ 、 $\rho_k = 0$ 、 $k > 1$ 、偏自己相関係数は $\phi_{kk} = [-\theta_1^k (1-\theta_1^2) / [1-\theta_1^{2(k+1)}]]$ となる。したがって、一次移動平均モデルが可逆ならば、 $|\theta_1| < 1$ で、偏自己相関関数は k の増加に伴い、急速に減衰する。

式 (1) において、 $p=q=1, P=Q=0$ とすれば、 $(1-\phi_1 B)z_j = (1-\theta_1 B)a_j$ を得る。これを ARMA(1, 1) モデルと呼ぶ。定常性と可逆性を仮定すれば、自己相関関数および偏自己相関関数は、ともに時差の増加に伴って急速に減衰する。

標本自己相関関数および標本偏自己相関関数の形状から、モデルを正確に識別することは、相当の技巧を必要とする。ここでは、式 (1) に現れる各成分と標本自己相関関数および標本偏自己相関関数との関連を簡単に述べる。なお、定常性と可逆性がともに成り立つものと仮定する。

$\phi_p(B)$: 標本自己相関関数は時差の増加とともに急速に減衰し、標本偏自己相関関数は時差 p 以降は実質的に 0 となる。

$\Phi_P(B^S)$: 標本自己相関関数は時差の増加とともに急速に減衰し、偏自己相関関数は時差 $S, S+1, S+2, 2S, 2S+1$ 、あるいは $2S+2$ 以降は実質的に 0 で、 S より小さい時差において顕著な偏自己相関係数は現れない。

$\phi_p(B) \cdot \Phi_P(B^S)$: 上に述べた性質以外に、 S より小さい時差において顕著な偏自己相関係数が現れる。

$\theta_q(B)$: 標本偏自己相関関数は急速に減衰し、標本自己相関関数は q 以降の時差では、実質的に 0 になる。

$\Theta_Q(B^S)$: 標本偏自己相関関数は急速に減衰し、標本自己相関関数は $S, S+1, S+2, 2S, 2S+1$ 、あるいは $2S+2$ 以降は実質的に 0 で、 S より小さい時差において顕著な自己相関係数は出現しない。

$\theta_q(B) \cdot \Theta_Q(B^S)$: 上に述べた性質に加えて、 S より小さい時差において顕著な標本自己相関係数が現れる。

もし、標本自己相関関数と標本偏自己相関関数がとも
に急速に減衰する場合には、モデルに $\phi_p(B)\Phi_p(B^S)$ と
 $\theta_q(B) \cdot \Theta_q(B^S)$ の適当な形の演算子が存在する。

モデル識別の詳細については、Box and JENKINS
(1970) の著書第6章と A 9.1 を参照されたい。

III パラメーターの推定

非線形最小二乗法を用いてパラメーターを推定する。
式 (1) を展開し適当に整理すると次式を得る。

$$a_j = z_j - \phi_1^* z_{j-1} - \dots - \phi_u^* z_{j-u} + \theta_1^* a_{j-1} + \dots + \theta_v^* a_{j-v} \dots \dots \dots (3)$$

ここで $z_j = \nabla^d \nabla_s^D (y_j + m)^2$ とする。 $\{\phi_1^*, \dots, \phi_u^*, \theta_1^*, \dots, \theta_v^*\}$ は $\{\phi_1, \dots, \phi_p, \Phi_1, \dots, \Phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, \Theta_1, \dots, \Theta_q\}$ の関数で、後者によって一意的に決まる。式 (3) から明らかのように、 a_j はパラメーターの非線形関数である。非線形最小二乗法とは、 $\sum a_j^2$ を最小にする $\{\phi^*\}$ と $\{\theta^*\}$ 、すなわち $\{\phi_1, \dots, \phi_p, \Phi_1, \dots, \Phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, \Theta_1, \dots, \Theta_q\}$ の値を、パラメーターの推定値とする方法である。以下、計算の手順を簡単に述べる。

1 初期系列の推定

与えられた $\{\phi^*\}$ 、 $\{\theta^*\}$ の値を用いて a_j を計算するに際して、まず問題となるのは、 $\{z_j\}$ 、 $\{a_j\}$ の初期系列が未知なことである。これを求めるもっとも簡単な方法は、 $a_j = 0$ ($j \leq u$) を (3) 式に代入し、 $j > u$ 以降を計算する。このようにして求めた残差平方和は、初めの a_1, \dots, a_u が失われるが、系列の長さ n が適当に大きい場合には、これによる情報量の損失は無視できる。

2 パラメーターの初期推定値

p 次自己回帰モデルのパラメーター $\{\phi_j\}$ と自己相関係数との間に次の関係が成り立つ。

$$\rho_j = \phi_1 \rho_{j-1} + \dots + \phi_p \rho_{j-p} \quad j=1, \dots, p$$

ρ_j に標本値を代入すると、漸近的に

$$r_j = \phi_1 r_{j-1} + \dots + \phi_p r_{j-p} \quad j=1, \dots, p$$

となる。これを YULE-WALKER の方程式と呼び、その解を $\{\phi\}$ の初期推定値として使う。

q 次移動平均モデルのパラメーター $\{\theta_j\}$ と自己相関係数との間に次の関係が成立する。

$$\rho_j = (-\theta_j + \theta_1 \rho_{j+1} + \theta_2 \rho_{j+2} + \dots + \theta_q \rho_{j+q}) / (1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2) \quad j=1, \dots, q$$

上式の ρ_j に標本値 r_j を代入し、 $\{\theta_j\}$ について解くと、初期値が得られる。可逆性を満たす $\{\theta_j\}$ を選ぶ。

(3) 式の一般モデルにおいては、最初の v 個の標本自己相関係数を用いて $\{\theta_j^*\}$ を推定し、次に r_{v+1}, \dots, r_{v+u} を用いて $\{\phi_j^*\}$ の初期値を得る。

3 パラメーターの推定

β で (3) 式における未知パラメーターを表し、 z_*, α_* で初期系列を表す。 $\{a_j\}$ が独立に平均値 0、分散 σ_a^2 の正規分布に従う場合、与えられた z_*, α_* の下で、尤度関数を最大にする β の値は、同時に、

$$S(\beta) = \sum_{j=1}^n a_j^2 (\beta | z_*, \alpha_*) \dots \dots \dots (4)$$

を最小にする。ここで $a_j(\beta | z_*, \alpha_*)$ は (3) 式に β, z_*, α_* を代入して a_j を得たことを意味する。

a_j が β の線形関数である場合、計算はきわめて簡単になる。例えば、単純自己回帰モデルのときには、 $a_j = \phi_p(B)z_j$ 、したがって $\partial a_j / \partial \phi_1 = z_{j-1}$ となり、 a_j は $\{\phi_j\}$ の線形関数である。しかるに、移動平均モデルにおいては、 $a_j = \theta_q^{-1}(B)z_j$ 、したがって、 $\partial a_j / \partial \theta_1 = \theta_q^{-2}(B)z_{j-1}$ となり、 a_j は常にパラメーターの非線形関数となる。それゆえ、一般に (4) 式を最小にする β を求める計算は、線形の場合に比べて、やや複雑になる。幸いに非線形最小二乗推定値を求めるコンピューター・プログラムはすでに多く公開されている。適当なのを選んで用いるとよい。特に Box-JENKINS モデルを求めるためのコンピューター・プログラムもいくつか完成されている。Wisconsin 大学計算機センターで完成したプログラムは非常に使いやすいプログラムで、安易に手に入る。

推定値の分散共分散行列の近似推定値は次のようにして求める。 a_j を β の最適値の近傍で Taylor 展開し、一次偏微分までの項をとり、線形回帰と同じ方法で、推定値の分散共分散を求める。この方法は、モデル線形化法 (linearization of the model) と呼ばれ、非線形最小二乗法で、よく用いられる方法である。

IV モデルの適性検査

時系列解析における主な目的は、データをランダムノイズに変換するモデルを見いだすことにある。したがって、このような目的が達せられたか否かを検討してみる必要がある。式 (3) に最小二乗推定値を代入して得られた残差系列 $\{d_j\}$ は $\{a_j\}$ の一致推定値で、 n が十分大きいときに、その自己相関関数を吟味すれば、 $\{a_j\}$ が白色雑音であるか否かが判明する。もし $\{d_j\}$ の自己相関係数に 0 から顕著に離れたものが認められた場合には、モデルに適当な修正を加える。Box and PIERCE (1970) は、 $\{d_j\}$ がランダムノイズの推定系列であれば、 $Q = n \sum_{j=1}^K r_j^2$ は自由度 $(K-f)$ の χ^2 分布に従うことを証明した。ここで、 f は推定したパラメーターの数である。次にパラメーターの信頼区間を調べる。もし、信

頓区間に 0 を含むパラメーターがあれば、一つ一つ落としながら新しいモデルを求め、その残差系列を吟味する。

確率変数の独立性と無相関とは、正規分布においては同等である。したがって場合によっては $\{a_j\}$ の正規性を検定してみる必要がある。

V 予測値の計算

式 (1) を次のように書き表す。

$$\varphi(B)u_j = \theta^*(B)a_j \dots\dots\dots (5)$$

ここで、 $\varphi(B) = \varphi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^d\nabla_S^D = (1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_g B^g)$ 、 $u_j = (y_j + m)^\lambda$ 、 $\theta^*(B) = \theta(B)\Theta(B^S) = (1 - \theta_1^* B - \dots - \theta_v^* B^v)$ である。

u_1, u_2, \dots, u_n を既知とし、これを H_n で表す。 u_{n+l} の予測式を $u_n(l)$ とすると、(5) が真であるときに、 $E(u_{n+l} - u_n(l))^2$ を最小とする $u_n(l)$ は (これを $\hat{u}_n(l)$ で表す)

$$\hat{u}_n(l) = \varphi_1[u_{n+l-1}] + \dots + \varphi_g[u_{n+l-g}] - \theta_1^*[a_{n+l-1}] - \dots - \theta_v^*[a_{n+l-v}] \dots (6)$$

となる。ここで、 $[\]$ は H_n に関する条件つき平均値を意味し、 $n+l-j \leq n$ ならば $[u_{n+l-j}] = u_{n+l-j}$ 、 $[a_{n+l-j}] = \hat{a}_{n+l-j}$ ； $n+l-j > n$ ならば、 $[u_{n+l-j}] = u_n(l-j)$ 、 $[a_{n+l-j}] = 0$ となる。

予測誤差の分散は次式で与えられる。

$$V(l) = (1 + \varphi_1^2 + \dots + \varphi_{l-1}^2) \sigma_a^2$$

$\varphi_1, \dots, \varphi_l$ は $\varphi(B)(1 + \varphi_1 B + \dots) = \theta^*(B)$ を満たす (式 (5) を参照)。

VI 適用例

ここで用いたデータは台中区農林改良場の提供によるもので、1967 年から 1975 年まで、9 年間に同場の予察灯へ飛来した 3 種の水稲害虫の半旬別捕殺数である。ニカメイチュウでは毎年の 3 月より 10 月末日までのデータを、ツマグロヨコバイでは毎年の 4 月から 12 月末日まで、トビロウンカでは毎年の 5 月から 12 月末日までの観測値を用いた。実際の解析に用いた y_j は、時点 j と同一年の第 1 半旬から j までの和である。例えばニカメイチュウにおいて、 y_1 は 1967 年 3 月 1 日より同年 3 月 5 日までの第 1 半旬捕殺数、 y_2 は 1967 年 3 月の第 1 および第 2 半旬の和、 y_{200} は 1971 年 3 月の第 1 半旬から 4 月第 2 半旬までの半旬別捕殺数の和である。

以上述べた $\{y_j\}$ を用いて、MARIMA モデルを求めたが、満足な結果が得られたのは、ニカメイチュウだけであった。予察灯による害虫の捕殺数は、概して付近の害虫集団の大きさのほかに、気象要因の影響を受けやすい。したがって、データ解析に次のモデルを用いた。

$$(y_j + 0.1)^\lambda = \gamma_0 + \gamma_1 x_{j-b}^{(1)} + \gamma_2 x_{j-b}^{(2)} + \gamma_3 x_{j-b}^{(3)} + \gamma_4 x_{j-b}^{(4)} + \gamma_5 x_{j-b}^{(1)} x_{j-b}^{(2)} + w_j$$

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^d\nabla_S^D w_j = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_j$$

ここで、 $x_{j-b}^{(1)}$ は $\ln[j-b]$ と同じ年の 1 月 1 日から $j-b$ までの雨量 + 0.1]、 $x_{j-b}^{(2)}$ 、 $x_{j-b}^{(3)}$ 、 $x_{j-b}^{(4)}$ はそれぞれ $j-b$ と同じ年の第 1 半旬から $j-b$ までの日最高・平均・最低気温の半旬平均値の和を自然対数変換したものである。なお $\{w_j\}$ を重回帰式の残差系列、 $\{a_j\}$ を残差系列と呼ぶ。

混合モデルを求めるための計算手順を簡単に述べる。

① $(y_j + 0.1)^\lambda$ を計算する。本稿では、 $\lambda = 0$ (自然対数変換)、0.25、1/3、0.5 と無変換を試みた。②各 λ 値について重回帰 $(y_j + 0.1)^\lambda = \gamma_0 + \gamma_1 x_{j-b}^{(1)} + \gamma_2 x_{j-b}^{(2)} + \gamma_3 x_{j-b}^{(3)} + \gamma_4 x_{j-b}^{(4)} + \gamma_5 x_{j-b}^{(1)} x_{j-b}^{(2)}$ を求め、残差平方和が最小になる b を選ぶ。本稿で試みた b は 1 から 18 までであった。③残差系列 $\{w_j\}$ を求め、 $\{w_j\}$ 、 $\{\nabla w_j\}$ 、 $\{\nabla^2 w_j\}$ 、 $\{\nabla_S w_j\}$ 、 $\{\nabla \nabla_S w_j\}$ 、 $\{\nabla^2 \nabla_S w_j\}$ 、 $\{\nabla_S^2 w_j\}$ 、 $\{\nabla \nabla_S^2 w_j\}$ 、 $\{\nabla^2 \nabla_S^2 w_j\}$ の自己相関関数、偏自己相関関数、最尤分散推定値などを計算し、最尤分散を最小にする d, D, λ を選ぶ。これを d_0, D_0, λ_0 とする。④ $u_j = (y_j + 0.1)^{\lambda_0}$ ； $j = 1, 2, \dots, n$ を求め、次式を用いて残差を計算する。 $\phi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^{d_0}\nabla_S^{D_0} = (1 - \sum \phi_j^* B^j)$ とすると、

$$\hat{d}_j = u_j - \hat{\varphi}_0 - \hat{\varphi}_1 x_{j-b}^{(1)} - \hat{\varphi}_2 x_{j-b}^{(2)} - \hat{\varphi}_3 x_{j-b}^{(3)} - \hat{\varphi}_4 x_{j-b}^{(4)} - \hat{\varphi}_5 x_{j-b}^{(1)} x_{j-b}^{(2)} - \hat{\phi}_1^* \hat{w}_{j-1} - \dots - \hat{\phi}_u^* \hat{w}_{j-u} + \theta_1^* a_{j-1} + \dots + \theta_v^* a_{j-v}$$

ここで $\hat{}$ は推定値を意味する。⑤ $\sum \hat{d}_j^2$ を最小にする $\{\gamma\}$ 、 $\{\phi^*\}$ 、 $\{\theta^*\}$ を選ぶ。本文においては、②で求めた帰係数を $\{\gamma\}$ の初期値とし、 $\{\phi^*\}$ 、 $\{\theta^*\}$ の初期値はすべて 0.3 とした。また、モデルの識別には $\{\hat{w}_j\}$ を用いた。ここで

$$\hat{w}_k = u_j - \hat{\varphi}_0 - \hat{\varphi}_1 x_{j-b}^{(1)} - \hat{\varphi}_2 x_{j-b}^{(2)} - \hat{\varphi}_3 x_{j-b}^{(3)} - \hat{\varphi}_4 x_{j-b}^{(4)} - \hat{\varphi}_5 x_{j-b}^{(1)} x_{j-b}^{(2)} \dots\dots\dots (7)$$

である。⑥モデルの適性検査を行い、必要があれば修正を加える。

混合モデルの予測式は次のようになる。

$$u_n(l) = \hat{\varphi}_0 + \hat{\varphi}_1 x_{n+l-b}^{(1)} + \hat{\varphi}_2 x_{n+l-b}^{(2)} + \hat{\varphi}_3 x_{n+l-b}^{(3)} + \hat{\varphi}_4 x_{n+l-b}^{(4)} + \hat{\varphi}_5 x_{n+l-b}^{(1)} x_{n+l-b}^{(2)} + \hat{w}_n(l)$$

第 1 表 重回帰式の残差平方和を最小にする b

λ	ニカメイ チュウ	ツマグロ ヨコバイ	トビロ ウンカ
0.0	1	15	18
0.25	0	9	0
1/3	0	6	0
0.5	0	0	2

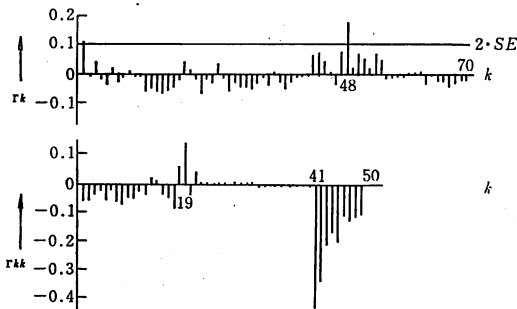
第2表 { \hat{w}_j } およびその差分系列の最尤分散推定値*

害虫	λ	b	(d, D)								
			(0,0)	(1,0)	(2,0)	(0,1)	(1,1)	(2,1)	(0,2)	(1,2)	(2,2)
ニカメイ チュウ $S=48$	0	1	0.4534	0.0779	0.1687	0.6707	0.1819	0.4116	1.8361	0.5851	1.3477
	0.25	1	1.1718	0.0577	0.1024	0.4832	0.0782	0.1409	1.2443	0.2347	0.4192
	1/3	1	1.3886	0.0715	0.1286	0.5278	0.0787	0.1383	1.3092	0.2271	0.3908
	0.5	1	2.1211	0.1191	0.2182	0.7542	0.0968	0.1674	1.7278	0.2610	0.4346
ツマグロ ヨコバイ $S=54$	0	15	628.1	120.8	251.8	1,354.5	295.2	628.1	3,995.5	926.1	1,934.0
	0.25	9	488.9	51.6	107.8	805.0	76.9	151.3	2,054.5	221.2	433.2
	1/3	6	534.9	52.7	106.8	857.1	73.0	139.3	2,174.2	209.2	396.8
	0.5	1	690.3	74.9	157.5	1,033.0	91.6	187.7	2,457.0	253.1	507.7
トビイロ ウンカ $S=48$	0	18	1,033.9	95.3	226.7	1,155.2	214.5	533.2	3,144.0	674.2	1,728.7
	0.25	1	1,246.0	51.4	91.3	1,176.8	81.8	153.5	3,005.8	236.5	454.9
	1/3	1	1,654.9	71.71	129.5	1,563.9	100.3	187.5	3,913.9	273.3	514.2
	0.5	2	3,500.4	107.9	316.6	3,392.9	196.2	359.9	8,089.1	464.6	853.2

*: 最尤分散推定値/1,000 の値

第3表 パラメーターの推定結果

	θ_{48}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_0
推定値	-0.40926	-2.53526	13.8927	-13.8006	0.98709	0.34724	-5.66045
95%下限	-0.51816	-2.80436	12.9229	-15.2591	0.12543	0.30704	-7.39290
95%上限	-0.30036	-2.26617	14.8626	-12.3422	1.84873	0.38743	-3.92800



第1図 { \hat{w}_j } 系列の自己および偏自己相関関数

ここで、 $\hat{w}_n(l)$ は w_{n+l} の予測式で、すでに (6) 式で定義したのと同じである。なお、 $n+l-b \leq n$ とする。 $n+l-b > n$ の場合には、気象要因を予測する必要が出てくる。したがって、この場合 $x^{(j)}$ は時系列となり、問題は非常に複雑になる。

重回帰式の残差平方和を最小にする b の値を第1表に示す。残差は (7) 式を用いて求めた。 $b=0$ であるとき、モデルを予察式として使う場合に気象要因をまず予測する必要がある。したがって、本文では $b=0$ のときには $b=1$ とした。

次に、重回帰式の残差系列 ((7) 式) およびその差分系列の最尤分散推定値 ((2) 式を参照) を第2表に示す。どの害虫においても、 $\lambda=0.25$, $d=1$, $D=0$ に

最小の最尤分散推定値を得る。したがって、 $u_j = (y_j + 0.1)^{0.25}$ となり、求めるモデルは、

$$u_j = \gamma_0 + \gamma_1 x_{j-b}^{(1)} + \gamma_2 x_{j-b}^{(2)} + \gamma_3 x_{j-b}^{(3)} + \gamma_4 x_{j-b}^{(4)} + \gamma_5 x_{j-b}^{(5)} x_{j-b}^{(2)} + w_j$$

$$\phi_p(B) \Phi_p(B^S) \nabla w_j = \theta_q(B) \Theta_q(B^S) a_j$$

となる。

1 ニカメイチュウ

系列 $\{y_j\}$ の長さは 9年×9か月×6半旬=432である。 $\lambda=0.25$ とし、手順②に従って求めた重回帰式の決定係数は 0.460、残差平均平方は 1.336 であった。 t 検定の結果は、日最高気温と日平均気温の効果だけが有意であった。 $\{\nabla \hat{w}_j\}$ 系列の自己および偏自己相関関数を第1図に示す。第1図から明らかのように自己相関係数は r_1, r_{48} が特に顕著である。偏自己相関係数は $r_{41,41}$ が特に大きく、これより時差の増加に伴い、急速に減衰する。試みに $\nabla w_j = (1 - \theta_1 B - \theta_{48} B^{48}) a_j$ を求めたところ、 $\theta_1 = 0.07226$ できわめて小さく、信頼区間に 0 を含んでいた。残差系列 $\{d_j\}$ の自己および偏自己相関係数はすべて 0 に近かった。残差平方和は 17.3975 であった。 $\theta_1 B$ を落とし、改めて $\nabla w_j = (1 - \theta_{48} B^{48}) a_j$ を推定した。結果を第3表に示す。

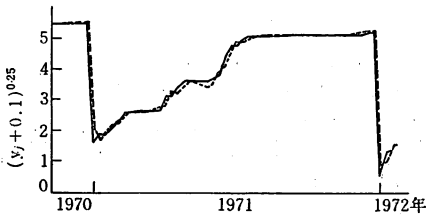
残差平方和は 16.4484 で $\nabla \hat{w}_j = (1 - \theta_1 B - \theta_{48} B^{48}) a_j$ の場合と比べると、かえって小さくなっている。重回帰

第4表 パラメーターの推定結果

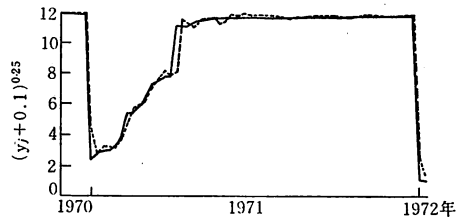
	θ_1	θ_{67}	θ_{61}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_0
推定値	-0.09501	-0.13215	-0.09949	5.13961	48.8977	-42.0391	4.88780	-0.88611	-73.6827
95%上限	-0.18602	-0.22490	-0.19227	4.62454	44.3535	-50.1792	0.73850	-0.96732	-77.2475
95%下限	-0.00400	-0.03940	-0.00671	5.65468	53.4419	-33.8989	9.03711	-0.80789	-70.1179

第5表 パラメーターの推定結果

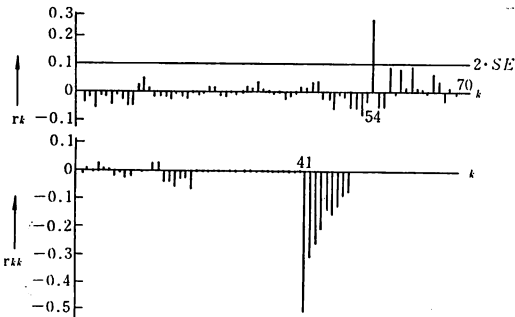
	θ_1	θ_{14}	θ_{48}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_0
推定値	-0.10449	0.11221	-0.15375	-12.0211	-106.142	178.548	-79.4081	1.95510	50.5650
95%下限	-0.20141	0.01648	-0.26072	-14.1789	-115.956	161.634	-87.6573	1.63916	34.8282
95%上限	-0.00758	0.20793	-0.04679	-0.9863	-96.328	195.462	-71.1588	0.22711	66.3018



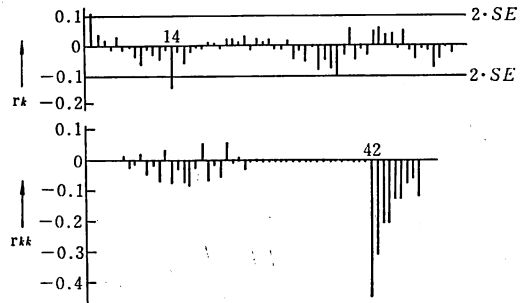
第2図 半年後予測値(破線)と実測値(実線)



第4図 半年後予測値(破線)と実測値(実線)



第3図 $\{\nabla w_j\}$ 系列の自己および偏自己相関関数



第5図 $\{\nabla w_j\}$ 系列の自己および偏自己相関関数

分析では、推定するパラメーターの数が増えれば、残差平方和はそれに伴って小さくなるが、MARIMAモデルでは、モデルが妥当でない場合、ここで見られたような逆の現象が起きる。残差系列 $\{d_j\}$ の自己および偏自己相関係数の絶対値はすべて標準誤差の2倍より小さかった。残差平均平方は 0.03879 であった。なお、標本平均よりの偏差平方和は 1,053.26 であった。参考までに、半年後予測値と実測値を第2図に示す。

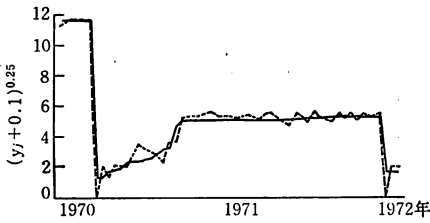
2 ツマグロヨコバイ

重回帰式の決定係数 R^2 は 0.625、重回帰式の残差平方和は 1,813.158、 t 検定の結果は、日最低気温を除いたほかは、すべて有意であった。 $\{\nabla w_j\}$ 系列の自己および偏自己相関関数を第3図に示す。自己相関係数は r_{64} が特に顕著で、偏自己相関関数は、ニカメイチュウ

のものに類似する。したがって、試みに $\nabla w_j = (1 - \theta_{64}B^{64})a_j$ を求めた。残差平方和は 109.25 で、重回帰式の残差平方和と比べると、きわめて小さくなったが、 θ_{64} の推定値は -0.01449 で、その信頼区間は0を含む。また $\{d_j\}$ 系列の自己相関係数は r_{67} 、 r_{61} が標準誤差の2倍を超え、 r_1 、 r_{10} は標準誤差の2倍に等しい。試みに、 $\nabla w_j = (1 - \theta_1 B - \theta_{67} B^{67} - \theta_{61} B^{61})a_j$ を求めたところ、妥当な結果を得た。第4表にパラメーターの推定結果を示す。残差平方和は 106.26、自由度は 476、残差平均平方は 0.22323 であった。残差系列の自己相関係数はすべて標準誤差の2倍より小さかった。モデルによる半年後予測値を第4図に示す。

3 トビイロウンカ

重回帰式の決定係数 R^2 は 0.404、重回帰式の残差平



第6図 半旬後予測値(破線)と実測値(実線)

方和は 5,441.11。偏回帰係数の検定の結果は、 r_2, r_3 および r_4 が有意であった。 $\{\nabla\omega_j\}$ 系列の自己相関係数は r_1, r_{14} が標準誤差の2倍より大きかった(第5図)。したがって、 $\nabla\omega_j = (1 - \theta_1 B - \theta_{14} B^{14}) a_j$ を求めた。残差平方和は 188.61 であったが、残差系列の時差 48 の自己相関係数が標準誤差の2倍より大きかった。これは $\nabla\omega_j = (1 - \theta_1 B - \theta_{14} B^{14} - \theta_{48} B^{48}) a_j$ がより適切であることを意味する。最終的結果を第5表に示す。残差平方和は 187.136, 自由度は 422, 平均平方は 0.44345 であった。モデルを用いて半旬後予測値を求めた結果を第6図に示す。

中央だより

—農林水産省—

○昭和 58 年度病虫害発生予報第 5 号発表さる

農林水産省農蚕園芸局は昭和 58 年 8 月 26 日付け 58 農蚕第 5142 号昭和 58 年度病虫害発生予報第 5 号により、向こう約 2 か月間の主要作物の主な病虫害の発生動向は次のように予想されます。

イネ：葉いもちの発生は、北日本、関東、東海の一部で平年並、その他の地域では、梅雨明け後の好天により少なくなっています。

穂いもちの発生は、北日本、関東、東海の一部でやや多く、その他の地域では平年並以下と予想されますが、今後出穂期を迎える地方では秋口の気温の低下とともに発生が多くなることも懸念されますので、発生状況に十分注意して下さい。

紋枯病は全般的にイネの莖数が多く、また、梅雨明け後の高温であったことにより発生が多くなっており、今後もこの傾向が続くと予想されます。このため、出穂直前までの防除を基準とし、発生の推移によっては更に穂ぞろい期の防除を実施して下さい。

トビイロウンカの発生は関東以西で多くなっていますので、発生状況に注意し、幼虫孵化ぞろい期である 8 月下旬から 9 月上旬に防除を実施して下さい。

コブノメイガの発生は北陸、東海以西で多くなって

おわりに

ある確率過程の将来における状態を、単一のモデルを用いて、的確に予測することは、過程が退化か、あるいはきわめて限られた小さな範囲でのみ変異する場合を除いては、至難と思われる。異なる見地に基づいて得られたより多くのモデルを用い、おのおのの特性を生かしながら、予測を行い、得られた各個の予測値をうまくまとめて、予測値とする方法がもっとも妥当と思われる。

Box-JENKINS のモデルは、1時刻後の予測誤差平方和が最小になるようにして求めたもので、短期予察に用いた場合の精度は相当高いと思われる。

引用文献

- 1) Box, G. E. P. and G. M. JENKINS (1970): Time Series Analysis: Forecasting and Control, Holden-Day, pp. 553.
- 2) 宮井俊一 (1982): 植物防疫 36 (1): 42~46.
- 3) LIN, T. L. (1979): Natl. Sci. Council. Monthly, ROC 7 (2): 180~200.
- 4) Supplementary Program Series No. 517 (Box-JENKINS), The University of Wisconsin Computing Center.

おり、今後もこの傾向が続くと予想されます。このため、トビイロウンカとの同時防除を考慮して防除を実施して下さい。

ツマグロヨコバイの発生は一部でやや多いほかは平年並以下と予想されます。

斑点米の原因となるカメムシ類の発生は北海道及び西日本でやや多いと予想されます。

白葉枯病、ニカメイチュウの発生は一部でやや多いほかは少ないと予想されます。

ダイズ：子実を加害する害虫の発生は平年並と予想されますが、開花期以降は子実害虫及び紫斑病の重要な防除の時期にあたりますので病虫害の発生動向には十分注意して下さい。

カンキツ：かいよう病の発生は一部で平年並のほかはやや多く、今後も同じ傾向が続くと予想されます。

チャノキイロアザミウマの発生はやや多いと予想されます。

黒点病、ミカンハダニの発生は一部でやや多いほかは平年並と予想されます。

ヤノネカイガラムシの発生は平年並以下と予想されます。

リンゴ：黒星病の発生は、北海道、岩手でやや多く、その他のところでは平年並以下と予想されます。

キンモンホソガの発生は長野でやや多く、その他のところでは平年並と予想されます。

斑点落葉病、ハダニ類の発生は平年並と予想されます。

(33 ページに続く)

シミュレーション・モデルによるイネ葉いもち病の発生予察

はしもと あきら まつもと かずお
 福島県農業試験場 橋本 晃・松本 和夫

はじめに

いもち病は、イネの生育経過と抵抗力の変化、病原菌密度および気象環境の相互関係に基づいて、発病量に大きな変動を生じる。したがって、本病の発生予察は、これらの要因の正確な把握が必要であり、例えば、イネの生育状況、イネの体質検定、発病状況、分生孢子飛散状況、気象観測などの測定データが予察資料として利用されてきた。しかし、これらのデータの収集には多くの労力と時間を必要として、詳細な資料を逐次集積するには困難が多いこと、また、収集された関連資料も、Pathosystemとして評価する方法が確立されていないので、定量的な発生予察の予察根拠としては十分に活用されていないのが実情である。

コンピューターは多量の情報を迅速に処理できるので、既知の知識に基づいて Pathosystem をコンピューターの病害モデルに構成して、これに日変動の大きい気象データなどを入力し、病勢進展を予測する方法が、WAGGONER et al.⁶⁾ の「EPIDEM」の発表を端緒にして研究され始めた。

このシミュレーションの方法は、発病に関連する要因と機能をモデル化してコンピューターのプログラムで表して、自然のいもち病発生過程を模擬的にコンピューターで再現しようとするものである。このモデルに各種の品種特性や栽培条件を設定し、実測の気象データを入力することによって発病経過が算出できるので、イネの体質変動や病原菌の増殖経過が詳細に解析できる。また、仮想（あるいは既経験）の気象データを入力しても、これに対応した発病状況が試算できるので、発生予察にはきわめて有効な方法になると期待される。

そこで「シミュレーションによるイネいもち病発生予察方法の確立」を課題として、発生予察事業特殊調査が昭和52年から昭和56年の5か年にわたって実施された。この間、福島県では葉いもち発生システム・モデル(BLASTL)を構築して、発生予察にも応用する試みを行った。一応の成果が得られたので、その概要を述べて参考に供したい。

The Forecasting of Rice Leaf Blast Epidemics Using a Simulation Model. By Akira HASHIMOTO and Kazuo MATSUMOTO

I モデルの構成と機能

水田を代表する1株のイネを想定して、その生育状況を経時的に算出するとともに、このイネに第一次の伝染源としての病斑(初期値)を与えて、その後は自殖的に葉いもちが進展するモデルを作成した。このモデルの構成要因とその相互の関連は第1図に示した。構成要因は大別して3部分に分けられる。①分生孢子的行動(図中の内周項目)では、3時間ごとの気象データに基づいて1日分8回を反覆演算する。②病斑の形態変化とイネの抵抗力変動(図中の外周部項目)、および③イネの生育(図中の下辺項目)で、イネの品種特性と耕種法に関する規定値および気象データに基づいて、日別の変動を演算するものとした。

演算の実行には、表に示したデータとパラメーター(制御係数)を用いるが、この内で気温、日照時数、降水量および風力は、気象庁のアメダス(AMeDAS)から最寄り地点の毎時観測値を入力した。水滴消長と時刻別の降雨の有無のデータは、対象とする水田畦畔に設置した結露計による記録を用いた。

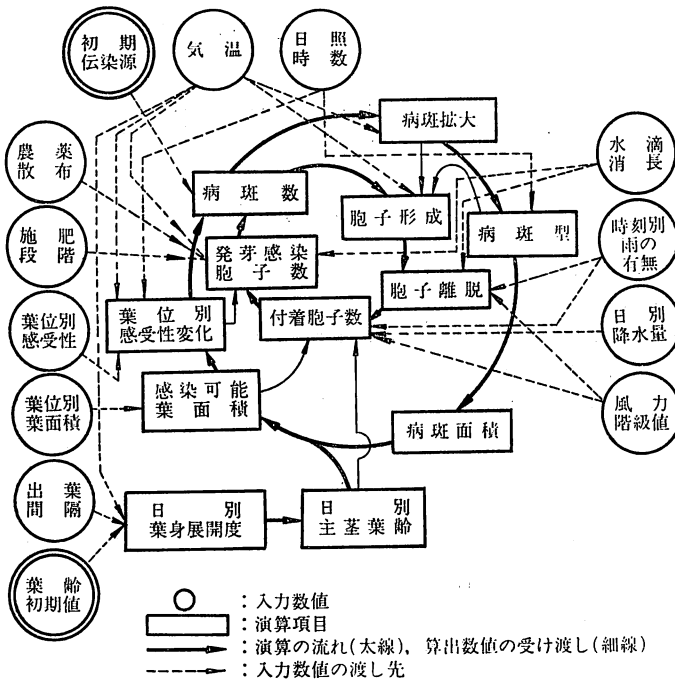
イネの生育条件と耕種条件および分生孢子飛散に関する各数値には、既知の標準的な数値のほか、シミュレーションの試行実験で得られた暫定値を用いた。また、農業防除を前提とした演算を行う場合は、使用農業の防除価と効力の半減期を散布月日ごとに設定して、農業の感染防止効果に基づく防除効果が検討できるようにした。

II モデルの細部内容

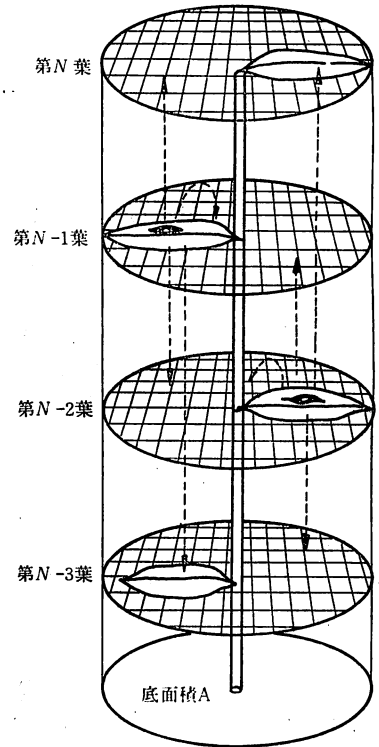
いもち病の発生生態に関する従来の知見はできるだけモデルに導入するように努めた。しかし、モデルを構成する過程で、明確な定量的知見がなく、実験的に検討を要すると考えられた事象が多くの場面で明らかになったが、このような事象に対しては、暫定的に定量化した数値を与えてシステム・モデルを構成した。

1 イネ株の空間構造と分生孢子的飛散

モデル化したイネの形態の概念は、第2図に示した。このモデルでは1株のイネが占有する立体構造を図のように想定して、イネの葉身はこの横断面を葉位(n)別の等間隔に展開するものとした。さらにイネの出葉間隔日数と株当たり葉位別葉面積(Ln)を設定して株内の分生



第1図 モデルの要因関連図



第2図 イネ株の空間構造と株内の分生孢子飛散のモデル化

入力するデータとパラメーター

種類	具体的項目
(I) 気象条件	a) 1日8回観測気温 b) 3時間毎の平均風力階級値 c) 同降雨の有無 d) 日別日照時数 e) 同降水量 f) 水滴保持開始時刻 g) 多量水滴の保持開始時刻 h) 水滴消失時刻
(II) イネの生育条件	a) 6月1日の葉齢 b) 葉位別の出葉間隔日数 c) 葉位別株当たり葉面積 d) 出葉速度制御係数 e) 葉身の老熟化所要日数 f) 葉位別抵抗力係数
(III) 耕種条件	a) 施肥段階係数 b) 農薬防除の有無(防除回数, 月日, 使用農薬の特性)
(IV) 孢子空中飛散特性	a) 垂直拡散の定数 b) 水平拡散の定数
(V) 伝染源の初期値	a) 感染月日 b) 感染葉位と病斑数

孢子飛散様式を(1)式のごとく定めて各葉身への付着孢子数を算出した。(1)式では、離脱した葉位(m)からの垂直方向の距離別(|m-n|)に孢子密度が減少(係数z)して、同一横断面には均一な密度で飛散した孢子が通過するものとして、各葉位の葉面積に応じた付着孢子数を算出した。

$$S_n = K \cdot \frac{L_n}{A} \cdot \sum_{m=1}^N (Z^{-|m-n|} \cdot S_m) \dots (1)$$

ただし、Nは最上葉位、 S_m は任意の第m葉の離脱孢子数、 S_n は第n葉の付着孢子数を示す。

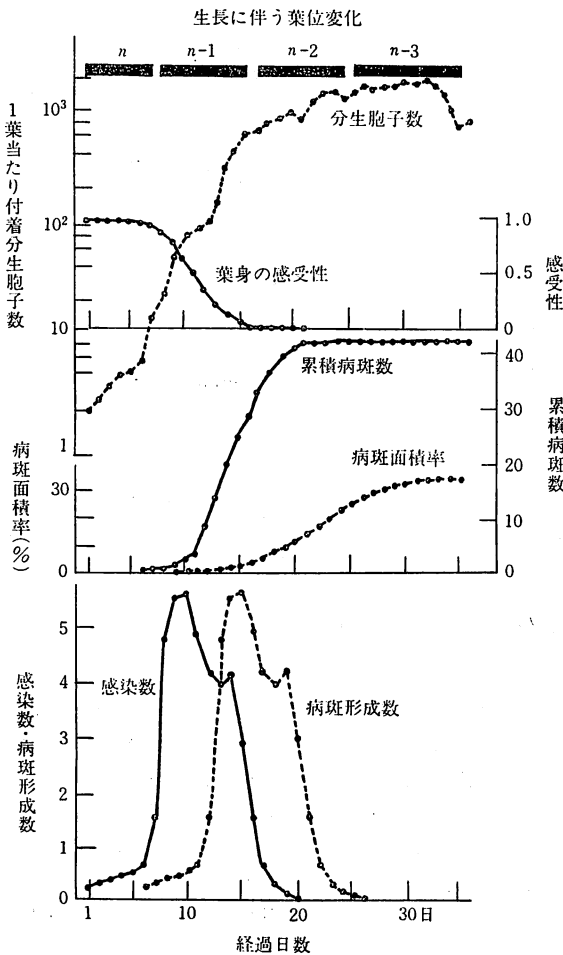
2 イネの抵抗力変動

イネの抵抗力は最終的には病斑形成の抑制率で示されるものとして、イネに侵入定着した分生孢子数に対する病斑形成数の割合で示すことにした。これによって、イネの抵抗力は1.0~0の範囲の数値で示されることになり、各種の要素に基づく抵抗力変動は共通の係数の積として一元的に表示できた。

本モデルでは、①葉身の抽出後の老熟化に伴う抵抗力変動、②日照条件に伴う老熟化の遅速変動、③低気温に伴う抵抗力変動⁴⁾、④生育ステージまたは品種特性による葉位別の抵抗力差異、⑤施肥条件による抵抗力差異、の各条件に基づく抵抗力変動の機能を設けた。

3 分生孢子形成と離脱の条件

病斑に形成される分生孢子数は、病斑長と病斑型に基づく関係式と気温条件との関係式を併用して算出した²⁾。孢子形成の時間帯は夜間として、夜半0時を中心にして正規分布状に形成されるものとし、3時間経過ごとに病斑の大きさや病斑型を異にする個別の病斑についての



第3図 特定のイネ葉身における病勢進展経過

胞子形成数を演算によって求めた。

分生胞子が離脱する条件は、光の明暗、風速、水滴付着の3要因⁶⁾として、おのおのの条件について設定した関係式に基づいて離脱胞子数を各葉位別に算出した。

4 侵入条件

いもち病菌の発芽と侵入には葉上水滴が一定時間以上保持される条件を必要とするが、水田におけるイネ葉上の水滴消長は結露計によって容易に観測が可能であり、この観測のデータには、吉野⁷⁾が実験的に明らかにしていた胞子群の侵入所要時間の関係式が適用できることが認められた。そこで本モデルでは、結露計で得られる水滴保持時間とこの時間帯での気温から、吉野の関係式⁷⁾を適用して、葉上の付着時刻別の胞子群ごとに侵入胞子数を算出するようにした。

5 病斑発現と病斑拡大

葉位別に1日当たり累計の侵入胞子数を算出して、イ

ネの抵抗力との積から感染した病斑数を求めた。病斑の発現日は、日別の平均気温と潜伏期間との関係式⁷⁾を適用して求めた。発病した時点の病斑長は1mmとみなし、その後は気温に応じた病斑拡大の増分を与えて、病斑長が25mmに達するまでは拡大するものとした。また、病斑の長径に対応する短径を与えて、両者の積を病斑面積として、全病斑の合計面積と株当たり葉面積から株当たり病斑面積率を算出した。

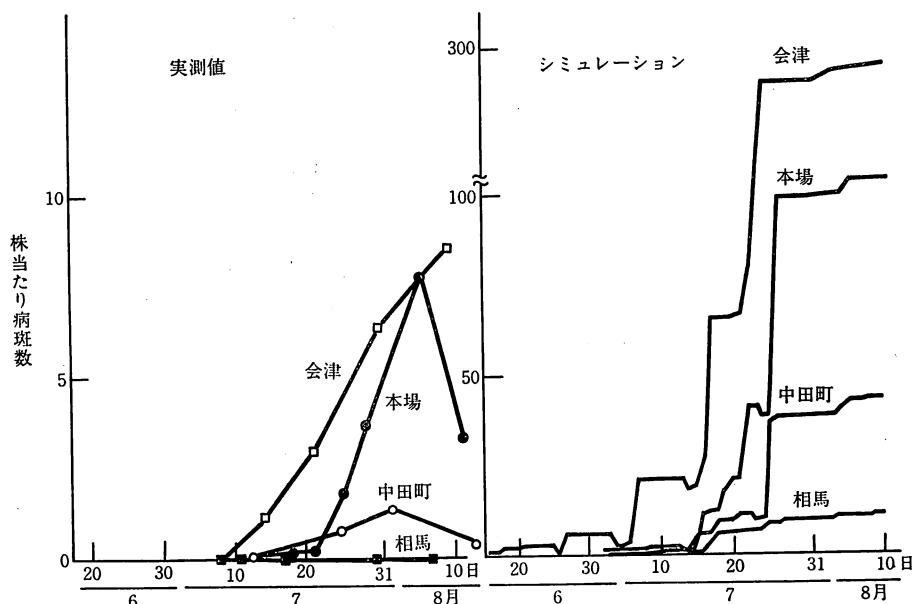
III モデルの妥当性の検討

システム・モデルは、発病過程の諸現象を数量化して構成するので、この過程では量的に不確定な事象に対しても仮定条件として、各種の関数関係や数値を設定する必要があった⁶⁾。しかし、生物現象の実システムを完全に等価の機能を持つようにモデル化することは不可能であることから、モデルがどの程度に目的に応じた応答を示すかが重要となる⁸⁾。したがって、モデルの不確定の部分については実験的知見を深めることが必要となるが、同時に、モデルの機能の妥当性を検証することも必要である。ここでは本モデルから、どの程度実態に類似した結果が得られるか検討した。

1 病勢進展の様式

モデルにおける葉いもち病勢進展経過を解析するために、一般的な生育相のイネを対象にして、本病の増殖に好適な一定条件で日別変化がない気象を設定し、病勢進展を求めた。この結果から、イネ株内の特定の葉身が罹病する経過の1例を第3図に示した。この場合は、気象条件が一定しているので日別の侵入条件には変化がなく、日別の感染量は病原菌密度とイネの経時的な抵抗力変動との関係で決定されたが、次のような経過に基づいて病勢進展が認められた。

葉身が抽出した時点で、最初にこの葉身に飛来する分生胞子は下位葉の病斑に由来しており、しかも、病勢進展の初期にあたるのでその数は少なくなった。また、最上位の葉身は直立していることからこの葉位での胞子付着率を低く設定していることが相まって付着胞子数が少なく、葉身の感受性のもっとも高いレベルにあるにもかかわらず、感染量は少なくなった。潜伏期間を経て最初の病斑が発病すると、同一葉上で付着胞子数が急増して、感染量も増加した。しかし、やがて葉身の組織は老熟化して抵抗力が増大するので、付着胞子数が増加しても感染量は減少する経過を示した。このような経過か



第4図 ポット・イネの葉いもち発病推移とシミュレーション (1980年)

ら、感染量の経時変化は山型を示し、潜伏期間を経て発病した病斑数の累積数はS字型の増加曲線となった。病斑面積率の増加は病斑数の増加よりさらに遅れて同様のS字型を示した。

上記の発病経過を葉身の位置との関係で見ると、最上位葉は葉身の抽出直後から少なくとも病斑の潜伏期間はまったく発病がなく、以後も病斑数は少なく経過した。第2葉になると、病斑数がやや増加するが、この時点で感染量ももっとも多くなった。第3葉となる時点では病斑数は最大となり、付着胞子数ももっとも多くなったが、老熟化して抵抗的となるのでこの時点では感染はほとんど生じなかった。この例に示すように、葉別別の病斑分布についても詳細な経過が明らかになることから、このモデルは発病実態の解析の手段としても利用できる可能性があると考えられた。

2 実測気象データに基づく発病経過

本モデルによるシミュレーションの発病経過が実際の発病状況に合致するかどうかを検討するために、福島県内の代表地点の発生予察は場および現地の水田に、同一条件で栽培したポットのイネを配置して、葉いもちの発病を各病害虫防除所の協力を得て経時的に調査した。一方、シミュレーションには、気象条件に最寄り地点のアメダス観測データおよび該当の水田の畦畔に設置した結露計の観測記録を用い、耕種条件に品種ササニシキを想定した一定の条件値を与え、6月1日に1株当たり1個の病斑(感染量)を与えて、その後の発病経過を算出し

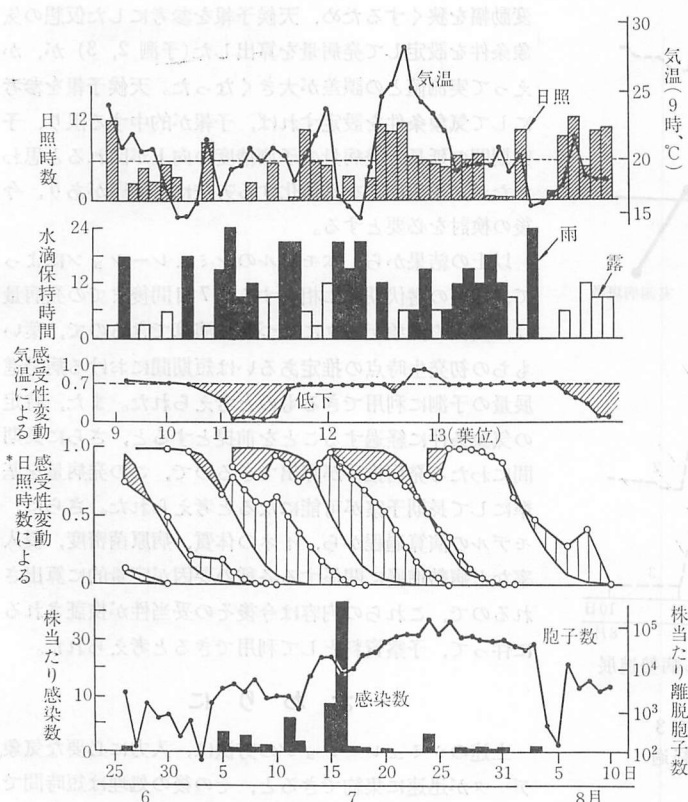
た。

1978年から1981年に実施した合計15例の発病推移調査の結果をシミュレーションの演算結果と対比したところ、病勢進展時期と発病量の変化はいずれも実態にはほぼ合致し、地点別の発病量の差異も各年次内で一致した。しかし、シミュレーションによる発病量の年次間比較を行うために発病制御のパラメーターを一定値に設定したので、病斑数の対比では実測値と合致しなかった。

1980年における実測値とそのシミュレーション結果を対比して第4図に示した。同年は異常天候に経過して、特に県内でも太平洋岸の気温が低く、このために葉いもちの発生が抑制される傾向が認められたが、相馬市での少発生傾向はシミュレーションによっても再現できた。

モデル内部での各種の要因の実測気象値に対する反応は、発生要因を解析するうえで、参考になると考えられる。このモデルでは、発病量を決定づける株当たり感染数の多少は水滴保持条件と密接に関係し、適当な気温条件下にあって降雨を伴う長時間の水滴保持時間がある場合に限って多量の感染を生じたが、その感染数は各時点のイネの感受性と分生胞子数との相互関係で大きく変動した。

1980年の農試本場(郡山市)の演算経過は第5図に示すとおりである。この図の例では、7月上旬から下旬に至る連続的な降雨日の中でも、7月中旬に集中して多量



第5図 シミュレーションによる葉いもち発生要因の解析 (1980年)

注 郡山市, 品種: ササニシキ

* 前10日間の日照条件によって葉位別の感受性変動を生じるが、斜線部分は抵抗的変動、縦線部分は罹病的変動の幅を示す。

の感染を生じた。この原因は、7月上旬からの低温と日照不足が中旬に一時的に回復して、イネの感受性が高くなり、同時に、進展初期の病斑が発現して伝染源密度(離脱胞子数)が高くなり、この時点で感染に好適する降雨が続いたことによるものである。このように、モデルでは発病に関与する因果関係が明確に数量化されているので、シミュレーションによっても発病原因の詳細な検討が可能になると考えられる。

IV 発生予察への利用方法

本モデルには演算の対象とするイネの耕種条件と予想される生育経過をあらかじめ設定すると、アメダスと結露計による気象データの入力によって葉いもちの発病経過が算出できる。したがって、気象データに現時点までの実測値を用いると、この時点までの発病動向がイネの抵抗力変動、病原菌密度などの各種要因の変化と同時に算出される。この内容には、すでに感染して潜伏期間に

相当する発病量が算出されており、その発病量と発病時期はほぼ確定的に予測できる。

さらに、本モデルでは、イネの生育条件のみならず気象条件に仮想のデータも入力できるので、任意に設定した各種の条件を前提に発病状況を演算してみることが可能である。したがって、現時点以降の予想気象条件を入力すると、この条件に応じた発病状況が算出できるので、この結果が予察資料として利用できると思われる。

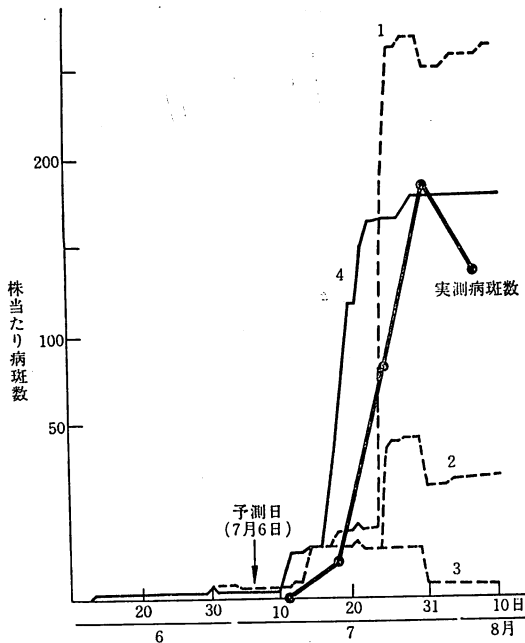
このような観点からの予察方法の検討は現在も継続中であるが、1981年7月8日に実施した予測実験の結果は第6図のとおりであった。対象地点は、農試内発生予察ほ場(郡山市富田町)と同地から約10km離れた山間部の農家水田(郡山市中田町)として、水田の株間に埋め込んだ同一耕種法のイネの発病を予察対象とした。

シミュレーションでは、3通りの予測演算を行い、7月6日までの実測気象データに追加して、①葉いもちが多発生した1980年の気象データを7月7日以降に設定した場合(予測1)、②1週間後までの気象データは週間天気予報を参考にして任意に想定し、その

以降には1980年の気象データを追加した場合(予測2)、③予測2と同一条件の1週間の気象データに、葉いもちが少発生であった1978年の気象データを追加した場合(予測3)の3通りについて発病状況を演算した。

葉いもち発生の初期値には、株当たり1個の病斑に相当する感染を6月1日に与えて、その後の病勢進展を演算した。この結果、7月6日までの実測気象下での病勢進展はほとんどなかったが、すでに感染し潜伏期間中に相当する病斑が見られた。これらの病斑の発現は、その後の気温経過に低温を想定していたので、10日間の潜伏期間を要して、7月16日まで順次発病して、7月13~16日に病斑が急増するものと算出された。両地点ともに7月6日の時点では葉いもちが未発生であったので、この演算結果から7月13~16日が初発生になると予想された。

水田における葉いもちの初発見は、農試内の一般水田で7月13日、演算対象の予察ほ場では7月16日であ



第6図 シミュレーションによる葉いもち病勢進展の予測 (中田町)

注 1: 予測1, 2: 予測2, 3: 予測3
4: 実測気象データによる進展経過

り、中田町では7月9日であった。これらの初発見日はシミュレーションで予測した期日と結果的にほぼ一致したが、実測気象値を用いたシミュレーションでは、気温が予測よりも高く経過したので潜伏期間が短縮して、初発生期に相当する発病の急増期は7月10～13日となった。

7月17日以降の病勢進展は、発病が急増して7月下旬に最大となり多発生となる場合(予測1)、または、初発生以後の進展がないままに終息する場合(予測3)の両極端の発病経過が示された。しかし、この発病量の範囲はいずれも典型的な多発生年次と少発生年次の気象条件から得られたので、気象経過がこの条件を超えない限り、発病量は予測範囲内にとどまると考えられた。

予測の対象としたポット・イネの発病は、7月18、19日の調査時点以降に急増して、8月1日の株当たり病斑数は、中田町で183.8個、農試では65.8個となり、いずれもシミュレーションによる予測の最大値にほぼ適合した。しかし、この予測方法では、特に進展初期の予測では変動範囲の幅が大きくなる難点があり、この予測の

変動幅を狭くするため、天候予報を参考にした仮想の気象条件を設定して発病量を算出した(予測2, 3)が、かえって実測値との誤差が大きくなった。天候予報を参考にして気象条件を設定すれば、予報が的中する限り、予察期間の延長と発病量の予測精度の向上が図れると思われたが、予報内容を具体化する方法にも問題があり、今後の検討を必要とする。

以上の結果から、本モデルのシミュレーションによって、病斑の潜伏期間に相当する約7日間後までの発病量は、実測の気象データに基づいて演算できるので、葉いもちの初発生時点の推定あるいは短期間における病勢進展量の予測に利用できるものと考えられた。また、特定の気象条件に経過することを前提とすると、さらに長期間にわたる発病推移が算出できるので、この発病量を基準にして長期予察が可能になると考えられた。さらに、モデルの演算過程から、イネの体質、病原菌密度、侵入率など病勢進展に関係する各種の要因が定量的に算出されるので、これらの内容は今後その妥当性が検証されるに伴って、予察資料として利用できると考えられた。

おわりに

上述のシミュレーションの方法は、入力に必要な気象データが迅速に集約できると、その後の処理は短時間で機械的に実施できるので、発生予察上の客観的資料を得るために有効な方法であると考えられる。この方法による発生予察の成否はモデルの精度に依存するので、今後ともに多くの発病実態の事例と照合して、モデルの妥当性を検証し、一層の精度の向上を図る必要がある。また、広域を対象とする発生予察に適用するうえで、予察地域、対象品種、栽培技術に伴うイネの生育、発病差異など予察上の問題点も多いのであわせて検討する必要がある。

引用文献

- 1) HASHIMOTO, A. (1981): Rev. of Plant Protec. Research 14: 112~126.
- 2) 加藤 肇・佐々木次雄(1974): 農技研報 C28: 1~61.
- 3) NAYLOR, T. H. et al. (1966): コンピュータ・シミュレーション (水野・小柳共訳), 培風館, pp. 1~350.
- 4) 大畑貫一ら(1966): 農技研報 C20: 1~65.
- 5) 鈴木穂積 (1965): 北陸農試報 10: 1~118.
- 6) WAGGONER, P. E. and J. G. HORSTALL (1969): BULL. of the Connecticut Agric. Exp. Stat. 698: 1~80.
- 7) 吉野嶺一 (1979): 北陸農試報 22: 163~221.

シミュレーション・モデルによるカンキツ黒点病の発生予察

農林水産省果樹試験場口之津支場 小 泉 銘 冊

はじめに

ある現象について実験する場合、本物の現象を扱っていたのでは経費、労力あるいは時間がかかりすぎたり、現象によっては再現不可能なものもある。このような場合にしばしば用いられる手法にシミュレーション（模擬実験）がある。病害発生機構のように具体的な物に置き換えられない現象では、一連の数式に置き換えて表すことができる。

1969年、WAGGONERが発表したトマト輪紋病に関するシミュレーションモデル「EPIDEM」は、この方面での最初の本格的なものであった。それまで、疫学を志す者にとってのジレンマは、研究が深まり、病原菌の生態が詳細に明らかになるに従い、逆に、現場技術者にはますます難解になり、その成果が実際の防除に十分生かされないことであった。ところがこのシミュレーション・モデルは、それまでの研究成果を組み込み、気象データを入力すれば病気の動向を直ちに再現することができた。すなわち、難解な部分をコンピューターにまかせ、必要なデータを与えて知りたい情報が即座に得られるのである。そこで筆者はカンキツの重要病害である黒点病に関するモデルの開発に着手し、1974年に原型を完成した（小泉, 1980）。その後、しばらくは日の目を見なかったが、1979年から農協組織での発生予察と防除指導への利用が試みられ、きわめて有用であることが確かめられた。ここにその概要を紹介する。なお、実用化試験は果樹試験場口之津支場虫害研究室前室長 田中 学氏、同病害研究室長 久原重松氏、全国農業協同組合連合会福岡支所肥料農業部前営農対策課長 四宮孝義氏、同部技術審査役 武久 喬氏、同前情報システム課長 木村政実氏、直接試験を担当された佐賀県東松浦農協および熊本県三角農協の各関係者ならびに両県果樹試験場病害担当者らによるところが大きい。誌面を借りて謝意を表す。

I シミュレーション・モデルの概要

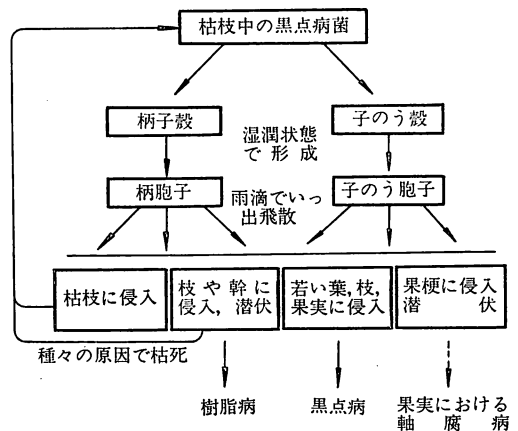
カンキツ黒点病菌 (*Diaporthe citri* (FAW.) WOLF) の

The Forecasting of the Prevalence of Citrus Melanose by Computer Simulation. By Meisaku KOIZUMI

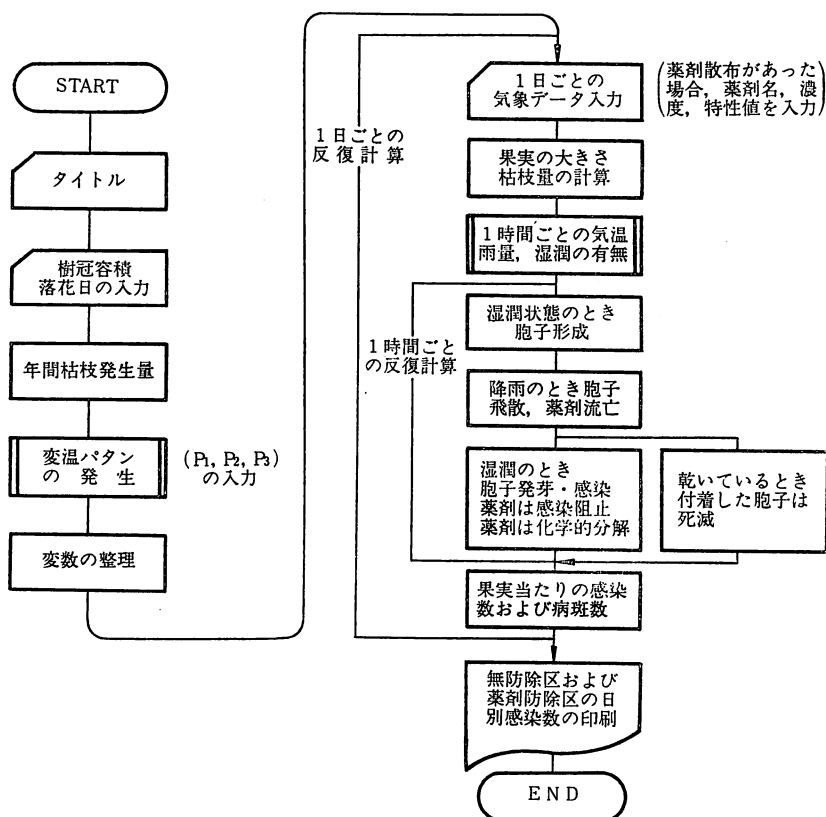
生態についてはすでに多数の報告があり、大略第1図のような生活環が明らかにされている。この中でもっとも重要なものは樹上の枯枝中で形成される柄孢子であり、降雨の際に飛散し、宿主に侵入して黒点病、樹脂病、軸腐病を起こす。とりわけ、果実に発生する黒点病がもっとも重要である。これは侵入菌糸の影響で宿主組織が褐変・え死する結果、形成されるもので、二次伝染源にはならないが、その密度が高いと果実の外観を損ね、著しく商品価値を低下させる。

そこで、保菌枝となる枯枝の形成→その上での柄孢子の形成→柄孢子の飛散→果実表面への付着→発芽・侵入・感染→病斑の形成などの過程を骨子としたモデルを作った。本病の防除には、ジネブ、マンネブなどの保護殺菌剤が散布されており、これら薬剤の効果、流亡、分解などをもモデル化して組み込んだ。本モデルの計算順序を示すと第2図のとおりである。すなわち、伝染源となる枯枝の発生量は樹冠容積と関係しているので、あらかじめ樹の大きさを指定する。幼果は花卉落下直後から罹病性になるので、その年の大まかな花卉落下月・日を指定する。樹冠容積から1年分の枯枝形成量を算出し、枯枝形成の季節的消長に従って1日ごとの形成量を計算する。1時間ごとの温度を算出するため、あらかじめ変温のパターンを作る。以上が準備段階である。

次に、1日ごとの計算に入り、まず、毎日の気象データとして午前9時の気温および湿度、前日午前9時から



第1図 カンキツ黒点病菌 *Diaporthe citri* (FAW.) WOLF の生活環 (概要)



第2図 カンキツ黒点病の発生および防除に関するシミュレーション・モデルの流れ図 (概要図)

当日午前9時までの24時間の最高気温、最低気温、雨量および降雨時刻を読み込む。これらを基に、1時間ごとの気温、雨量、果実表面の湿潤の有無を算出する。薬剤散布した場合、薬剤名、使用濃度、混用の有無などのデータを散布日の気象データの前に入れる。次に、果実生長曲線から果実の大きさを求める。これは胞子の付着量、病斑の拡大、付着した薬剤の希釈に関係する。また、その日の枯枝量(前日までの量+新規形成量-消耗した量)を求める。

病原菌の胞子形成、いっ出、飛散、付着、発芽、侵入、感染の部分は速やかに進行し、かつ、温度との関係が直線的でないことから1時間単位で計算する。すなわち、湿潤条件下では温度の関数で表される速度で柄胞子が形成される。降雨時には柄胞子がいっ出・飛散し、果実に付着する。付着した胞子は湿潤条件下で発芽・侵入するが、その確率の増加は温度の関数で表される。薬剤散布区では、果実表面に付着している薬剤量の指数関数式で発芽・侵入率が算出される。また、薬剤自体も雨量に応じて流亡し、湿潤条件下では化学的に分解される。果実の

表面が乾くと付着していた胞子は徐々に死滅する。

こうして、1時間ずつ、1日分の計算が終わるとその日の1果当たりの感染数を集計し、次の日に移る。潜伏期間が過ぎると発病する。また、果実の肥大に応じて以前に形成された病斑は拡大する。このような計算を5月上旬から10月下旬まで繰り返すが、途中までのデータでもよく、その前日までの感染数を知ることができる。

計算結果はあくまでも抽象化されたカンキツ樹での果実1個当たりの感染数であり、相対的な経時的变化を表す。したがって、特定な樹の発病程度とは一致しない。シミュレーションによって得られた日別感染数の変化、あるいは発病程度の年次の変化と実験値との対合性については、数年にわたるほ場試験と比較し、ほぼ満足できる結果を得ている。モデルの内容を含め、詳細については原著論文(小泉, 1980)ならびに本誌既刊号(小泉ら, 1977)を参照されたい。

II シミュレーションの実行

本モデルは FORTRAN IV レベルで記述されてい

M.o.D	ウリヨウ	ツツキツガイ ヤツメ	カマキツ コクチビヨウ	ニチハツ カマキツ	カマキツ ノ グアラフ	カマキツ ノ ニチハツ	カマキツ ノ アヲリ	カマキツ ノ ニチハツ	カマキツ ノ LOG	カマキツ ノ ウ	カマキツ ノ ク	カマキツ ノ ク							
6.0.15	0. MM	82. MM	I	-10	I	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
6.0.16	1.1 MM	83. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.17	0. MM	83. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.18	4.0 MM	87. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.19	0. MM	87. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.20	7.5 MM	95. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.21	0. MM	95. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.22	19.5 MM	114. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.23	0. MM	114. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.24	2.0 MM	116. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.25	40.3 MM	156. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.26	35.6 MM	192. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.27	2.9 MM	195. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.28	15.0 MM	210. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.29	10.8 MM	11. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I
6.0.30	61.0 MM	72. MM	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I	I

第3図 計算結果の一例

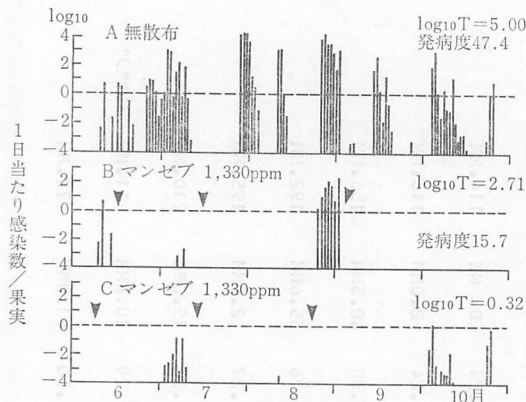
るが、三角農協の中西技師によって BASIC にも翻訳されている。プログラムの大きさから考えて 20 KB 以上の CPU を持つコンピューターが必要であるが、データ量をも考慮すると 64 KB 以上欲しい。ただし、農協に設置されているものはほとんどが事務用で、科学技術計算用の FORTRAN コンパイラーを持たない場合が多いので、直ちに使えるとは限らない。入力にはカード、フロッピー、テープ、MT のいずれからでもできる。出力には 1 行 132 字の印字幅が必要である。

気象データを得るには最小限、自記温湿度計と自記雨量計が必要である。計算結果は、原理的にはその気象データで代表できる範囲のみ有効である。これまでの経験から、地形的に複雑な場合を除いて、1 農協、1 か所で十分なようである。

計算結果の一例を第 3 図に示した。果実 1 個当たりの日別の感染数を対数変換し、棒グラフで示してある。@ 印は無防除区、* 印は薬剤防除区の値である。計算結果の最後には感染数の合計および病斑面積の合計が印刷される。計算所要時間は、128 KB の CPU で 1 シーズン当たり数分である。

III 発生予察への利用

シミュレーション・モデルの利用法としては、最適防除計画の検討と発生予察および防除時期の予察がある。前者は、過去何年間かの気象データを基に、どの時期に、どの薬剤を、どのくらいの濃度で散布したらもっとも効率的な防除ができるかをシミュレーションによって調べるのである。その一例を第 4 図に示した。A が無防除区の感染数、B が実際にマンゼブ剤を 3 回散布したほ場試験をシミュレートしたものである。B 区では効果は



第 4 図 1968 年度薬剤防除試験ならびに最適防除計画のシミュレーション

認められたが、一部に発病し (発病度 15.7)、十分な防除効果は得られなかった。その原因はシミュレーションの結果から明らかのように、3 回目の散布直前に薬剤の残効が失われ、感染が起こったためであった。そこで、散布時期を前にずらしてシミュレートした結果、C のように感染数は著しく減少し (感染数の合計 $\log T=0.32$)、B 区 (感染数の合計 $\log T=2.71$) に比べ、高い防除効果が期待された。

発生予察への利用を考える場合、本モデルは長期予察には適さない。すなわち、計算結果は気象データを入力した前日までの状態しか表していない。その後の予察を行うためには、翌日以降の具体的な気象データが必要である。手軽な近似法は、その年の気象条件と似通った過去の気象データを借用することである。しかし、これはあくまでも仮のデータであって、必ずしも同じ気象にならない以上、あまり長期にわたる予察は意味が薄い。せいぜい 10~20 日間ぐらいが限度であろう。

一方、実際場面では、いつごろ感染が多くなるか、その年は大発生か小発生か、などといった狭義の発生予察より、いつ薬剤散布をしたらより効率的かつ効果的に防除できるかのほうが重要である。

初期感染は、花卉落下直後から始まる。そこで当初、日別感染数のグラフ (第 3 図) から、感染数が対数値で $-1 \sim 0$ まで増加した段階で第 1 回散布を行うことを考えた。しかし、散布を予定したところ長雨が続き、たちまち重要な感染が起こる事例にあたり、これでは万全でないことがわかった。以来、第 1 回散布は灰色かび病の防除をも兼ね、花卉落下時期に行って成功している。

防除区では散布直後、著しく感染が抑えられ、対数値で -7 以下に下がり、グラフには現れてこない。やがて残効が失われるに従って防除区での感染数も増加してくる。どこまで増加したら次の散布を行うべきかが問題であった。感染数の対数値で -2 あるいは 0 になったときに次の薬剤散布を行う試験区を設け、その防除効果を比較した。その結果、 -2 で指示したほうが防除効果が高かった。すなわち、所定の数値に達して防除を指示しても、実際には準備や天候の都合もあって直ちに散布できるとは限らないことが原因であった。そこで、感染数の対数値が $-4 \sim -3$ になった時点で仮の気象データを入れて計算を行い、 $-2 \sim 0$ になる時点を予想し、数日前から散布適期を指示する方式がもっとも確実であることがわかった。

IV 農協における実施例とその評価

東松浦農協では、1980 年度から本格的に試行を始め、

早速、その年の異常気象による大発生にもかかわらず高い防除効果を上げた。翌年は共同防除組織の合計 190ha でコンピューター予察に基づく薬剤散布が行われた。一般農家には研究会のスピーカーを通じて散布適期の情報が流された。その年、対象農家に対してアンケート調査を行ったところ、93% の農家が、黒点病の防除に成功した、あるいはほぼ成功したと回答した。1982 年度には管内全域に情報を流すこととし、各支所ごとに気象観測装置を設置した。数日分ずつまとめて計算された結果は各支所に届けられ、各防除組織の責任者が判読し、必要とあれば直ちに組合員に連絡して散布準備にかかるようになった。このように、ここではコンピューター利用による予察は共同防除組織に定着しつつある。

三角農協では、1か所の気象データで管内全域の予察を行っている。計算結果を営農指導員が判読し、管内全域に通ずる有線放送で防除適期の情報を流している。1981 年度に管内農家に対し、アンケート調査を行った結果、大部分の農家がコンピューター利用の予察に深い関心を示し、91% の農家から黒点病の防除に成功したとの回答が寄せられた。しかし、一部に散布回数が多くなったとの苦情も見られた。

1982 年度から愛媛県、大分県の一部農協でも試行が始められている。

(22 ページより続く)

ナシ：黒星病の発生は一部で平年並のほかはやや多いと予想されます。

黒斑病の発生はやや多いと予想されます。

ハダニ類の発生は平年並と予想されます。

モモ：モモハモグリガの発生は、東海、中国、四国でやや多くその他のところでは平年並と予想されます。

ブドウ：べと病の発生は長野、中国、九州でやや多く、その他のところでは平年並以下と予想されます。

褐斑病は中国で、フタテンヒメヨコバイは近畿の一部でやや多く、その他のところでは平年並以下と予想されます。

さび病、ブドウトラカミキリの発生は平年以下と予想されます。

カキ：うどんこ病の発生は、東海、四国で平年並、その他のところではやや多いと予想されます。

炭そ病の発生は平年並以下と予想されます。

果樹共通：果樹カメムシ類の飛来数は関東、北陸以西で一般的にやや多くなっています。今後これらの地域では、果実の被害がやや多くなると予想されますので、飛来状況に十分注意して適切な防除努力に努めて下さい。

チャ：チャノミドリヒメヨコバイ、チャノキイロアザミ

V 今後の問題点

黒点病は圃地や肥培管理によって著しく発生が異なり、少発生圃では2回程度の散布でも十分な場合が多かった。このような圃では、コンピューターによる画一的な指導を行うとかえって散布回数が増えることになる。これを解決するには、発病立地指数(小泉ら, 1977)を利用することが考えられている。

気象データの自動入力も必要で、将来はデータの入力から計算、アウトプットまで自動化するシステムに持っていくべきであろう。

さらに、せっかく防除適期を把握しても、雨が降り続いて散布できない場合も多い。雨中散布技術の開発を期待する声が農家に強い。

以上述べたように、黒点病のシミュレーション・モデルは筆者の予想以上に実用化が進められている。それだけ現場に有益な技術といえる。今後は他の病害についてもこのようなモデルの開発を急ぐべきであろう。

引用文献

- 1) 小泉銘冊ら(1977): 植物防疫 31: 137~144.
- 2) ———(1980): 果樹試報 D2: 39~82.
- 3) WAGGONER, P. E. et al. (1969): Conn. Agr. Exp. Sta. New Haven Bull. No. 698.

ウマの発生は一部で平年並のほかはやや多いと予想されます。

カンザワハダニの発生は九州でやや多く、その他のところでは平年並以下と予想されます。

炭そ病、チャノココクモンハマキ、チャハマキの発生は一部でやや多いほかは平年並以下と予想されます。

チャノホソガの発生は平年並以下と予想されます。

野菜：ハスモンヨトウは、北陸、東海以西の各地で飛来数がやや多くなっています。今後これらの地域ではダイズ、サトイモ、キャベツを中心に被害がやや多くなると予想されますので飛来状況に十分注意して下さい。

ミナミキイロアザミウマは、新たに和歌山県で発生が認められ、現在までに19都県(東京都は小笠原諸島)で露地栽培のキュウリ、ナスを中心に発生が確認されました。今後、施設野菜の作付けが始まりますが、施設栽培のナス、キュウリ、ピーマン、メロン等での被害が大きいのので苗床における防除を徹底し、施設への侵入防止に努めて下さい。

キュウリのうどんこ病、ナス、サトイモのハダニ類の発生は一部でやや多いと予想されます。

システム・シミュレーションによるミカンハダニの発生予察

農林水産省草地試験場	しよ 塩	み 見	まさ 正	え 衛
静岡県柑橘試験場	ふる 古	はし 橋	か 嘉	いち 一
愛媛県果樹試験場	おぎ 荻	はら 原	ひろ 洋	あき 晶
佐賀県果樹試験場	むら 村	おか 岡		みのる 実

はじめに

農業における病虫害を的確に制御するためには、その病虫害の発生する時期とその程度を正確に予測できなくてはならない。病虫害の制御のために古くから、年々の気象の状況や、地域ごとに異なる栽培方法を加味した種類の発生予察の方法が考えられ、吟味されてきた。1960年代の後半に入り、①生態学、特に生態系生態学の考えかたや、②工学で発展してきたシステム概念の生物学への浸透と、③高速コンピューターの利用の3者の結合によって、病虫害の生態系のシステム・シミュレーションによる発生予察が可能になった。この結合は、病虫害の発生を規定している、あらゆる自然環境要因、自分自身の種および他種や寄主との関係を含む生物要因および、農業上の人為的要因の間の働きの複雑な絡み合いを含む生態系システムの模型（モデル）を作り、その模型を利用して、コンピューターにより一瞬のうちに種々の場合の予察と、最適な手の打ちかたを知るために有力な武器となろうとしている。

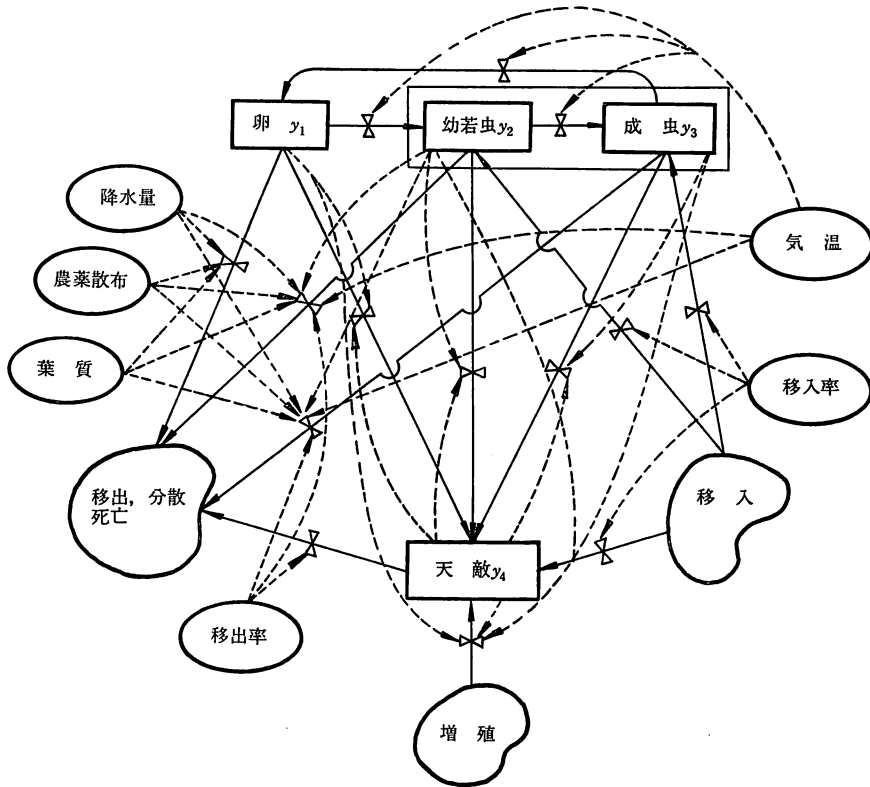
1971年に農林省植物防疫課によって、コンピューターを利用した病虫害の発生予察モデルの構築を行うための特殊調査が開始され、そこで病虫害の専門家と統計家が協力してカンキツ病虫害などに対する研究を行ってきた。その一つは、1971年から始まったヤノネカイガラムシ *Unaspis yanonensis* KUWANA の発生予察モデルの構築で、他の一つは、1977年から静岡、広島、愛媛、佐賀の4県のカンキツ害虫関係者の協力でミカンハダニ *Panonychus citri* MCGREGOR の発生予察をシステム・シミュレーションによって行おうとしたものである。以下では、ミカンハダニの発生予察のモデル構築について述べるが、ここでは、ミカンハダニに力点を置くのではなく、システム・モデル、特に連立一次微分方程式系を用

いたモデルによる予察方法の実用化と普及を目的に考究する。

I ミカンハダニ生態系のコンパートメント・モデル

ミカンハダニの個体群は、ミカン樹の上で増殖、発育し、産卵している。それを食う捕食者の種も一つや二つの種類ではない。増殖や発育はそのときそのときの気象条件、ミカン樹の健康状態によって左右されるし、人為的に行う農薬散布によっても影響される。このようなミカンハダニの個体群の増加と減少をめぐる種々雑多な要因の絡み合いを、いくつかの図を用いて表そう。第1図は、1978年に関係者が集まりミカンハダニ生態系システムのたたき台として作成したもので、ミカンハダニの発育段階を卵期、幼若虫期、成虫期に分け、それらの個体数および天敵の個体数の変化がどのような要因によって左右されているかを示す模式図である (SHIYOMI et al., 1982)。システム・モデルを作るには、まず対象とするシステムの概念をこのような図に表すことが必要となる。ここで、卵、幼若虫、成虫および天敵の個体数を表す図中の箱をコンパートメント、またこのような模式図をコンパートメント・モデルと呼ぶ。さらに、不定形で囲まれた要因、例えば、移入、移出等々は、いま問題にしているミカンハダニ生態系の外から、この生態系への影響を示している。ミカンハダニ個体数の流れを表す矢印上の蝶ネクタイ型マークはその流れを調節するバルブを表し、長円形に囲まれた因子が、バルブの開閉を行っている。例えば、第1図における卵の死亡には降水量、農薬散布、葉質などが関係している。ミカンハダニ生態系のコンパートメント・モデルを、第1図とは異なる形に表現することも可能で、第2図は三つのコンパートメントを想定したモデルである (荻原, 1982)。このモデルは、愛媛県の柑橘園を対象に考えたもので、佐賀県果樹試験場も、これとはほぼ同じ形のコンパートメント・モデルを描いている (村岡, 1982)。それに対して静岡県柑橘試

Prediction of Citrus Red Mite Population Density by System Simulation. By Masae SHIYOMI, Kaichi FURUHASHI, Hiroaki OGIHARA and Minoru MURAOKA



第1図 ミカンハダニをめぐる生態系のシステム (古橋, 塩見作成)

験場で作成したコンパートメント・モデルは、以上の三つとはかなり違っている (古橋ら, 1983)。そこでは、ミカンハダニの七つの発育段階における個体数と天敵の個体数の八つのコンパートメントを想定している。

いずれにしても、微分方程式などによる生態系システムの数学的なモデルの構築には、それに先立ってコンパートメント・モデルを作って概念の整理を行うことは欠かすことができない。

II ミカンハダニ生態系システムの連立微分方程式によるモデル

第1図に示したコンパートメント・モデルを例にとって説明しよう。ある1本の樹でも、ある園全体でもよいが、そこに、時刻 t に生存している卵、幼若虫、成虫および天敵の個体数をそれぞれ y_{1t} , y_{2t} , y_{3t} , y_{4t} で表す。また、例えば卵が発育して幼若虫になるために起こる卵数の瞬間減少率を f_{12} 、天敵1個体の捕食によって起こる卵数の瞬間減少率を f_{14} 、卵の瞬間自然死亡率を f_{15} 、さらに1個体の成虫からの産卵に基づく卵の瞬間増加数を f_{31} で表すことにする。ここで第1図から明らかなよう

に、 f_{12} は気温の影響を受けているから気温の関数である。同様に、 f_{14} は卵数自身および天敵数の関数、 f_{15} は降水量、農薬散布、葉質の関数となっている。いま、ここで卵数の時間的変化を取り上げるとき、 Δt 時間後の卵数 $y_{1,t+\Delta t}$ は、

$$y_{1,t+\Delta t} = y_{1t} + f_{31}y_{3t}\Delta t - f_{12}y_{1t}\Delta t - f_{14}y_{4t}\Delta t - f_{15}y_{1t}\Delta t \dots\dots\dots (1)$$

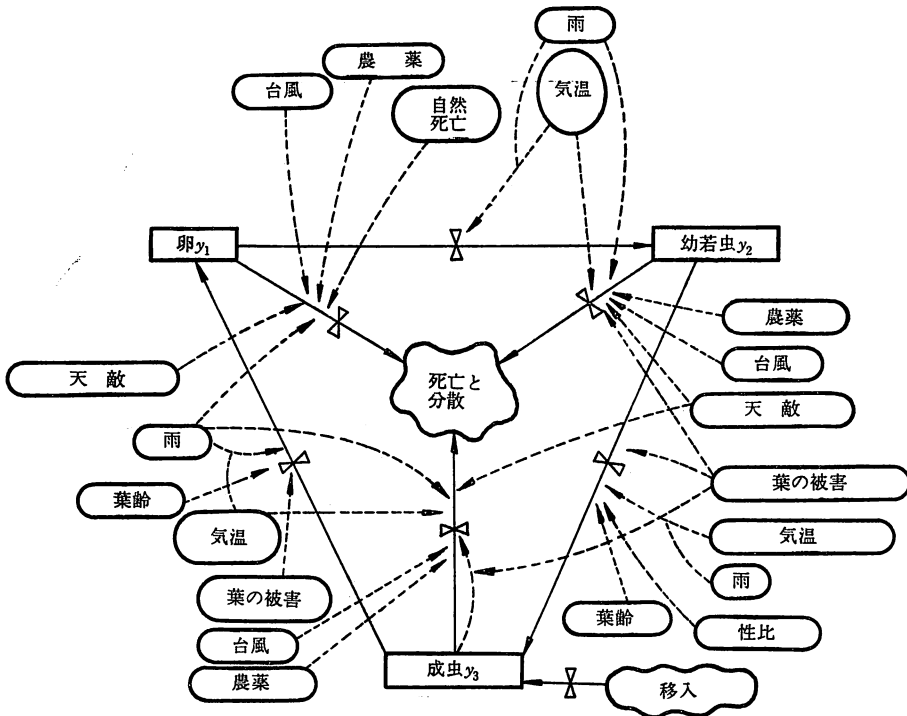
で表される。ここに、 y_{3t} 個体の成虫が Δt 時間に産む卵数を $f_{31}y_{3t}\Delta t$ 、 Δt 時間に卵から幼若虫に発育する個体数を $f_{12}y_{1t}\Delta t$ 、 y_{4t} 個体の天敵が Δt 時間に捕食する卵数を $f_{14}y_{4t}\Delta t$ 、 Δt 時間に自然死亡する卵数を $f_{15}y_{1t}\Delta t$ で表している。 Δt 時間における卵数の変化を Δy_1 で表すと、(1)式から、

$$\frac{y_{1,t+\Delta t} - y_{1t}}{\Delta t} = \frac{\Delta y_1}{\Delta t} = f_{31}y_{3t} - f_{12}y_{1t} - f_{14}y_{4t} - f_{15}y_{1t} \dots\dots\dots (2)$$

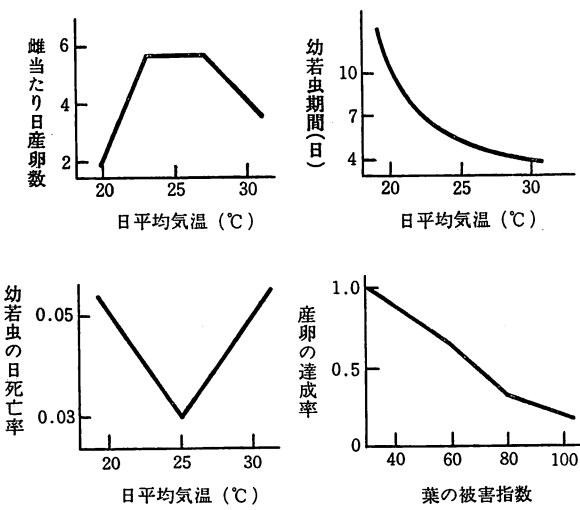
となる。ここで、 $\Delta t \rightarrow 0$ のとき、(2)式は

$$\frac{dy_{1t}}{dt} = f_{31}y_{3t} - f_{12}y_{1t} - f_{14}y_{4t} - f_{15}y_{1t} \dots\dots\dots (3)$$

と表されて、これは、卵数の変化率 (あるいは微係数)



第2図 ミカンハダニをめぐる生態系のシステム (荻原, 1982)



第3図 ミカンハダニ個体群の変化に影響する種々の因子の例 (荻原, 村岡作成)

を意味している。第1図から微分方程式はこのようにして導くが、同様にして、幼若虫数 y_{2t} 、成虫数 y_{3t} 、天敵数 y_{4t} の変化率も導くことができる。第1図に示した生態系システム全体の変化を微分方程式で表して、行列式にまとめると次式の形になる。

$$\begin{pmatrix} dy_{1t}/dt \\ dy_{2t}/dt \\ dy_{3t}/dt \\ dy_{4t}/dt \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} f_{11} & f_{12} & f_{13} & f_{14} \\ f_{21} & f_{22} & f_{23} & f_{24} \\ f_{31} & f_{32} & f_{33} & f_{34} \\ f_{41} & f_{42} & f_{43} & f_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \\ y_{4t} \end{pmatrix},$$

f_{ij} は正か0か負.....(4)

ここでも f_{ij} は気象や葉質などの関数であるから、 f_{ij} 自体を気象や葉質で表さなければならない。ここまで述べてきたモデルの骨格の記述には、ミカンハダニに関する知識をほとんど要せず、単なる机上の作業で到達できるが、次に f_{ij} の関数を決定するには、ミカンハダニに関する知識と多大の時間と労働を必要とする。第2図に示した愛媛県のコンパートメント・モデルから y_{1t} 、 y_{2t} 、 y_{3t} に関する3連の連立微分方程式を作るときに用いた f_{ij} の例を第3図に示す。例えば、雌のハダニの1日当たり産卵数は日平均気温の関数となっていて、23°Cまでは直線的に増加し、23°Cから27°Cまでは1日5.8卵を産むが、27°Cを超えると急激に減少していく。モデルを完成するためには、このような関係式を、第2図に含まれている点線の矢印の数だけ求めなければならない。これらの関係式 f_{ij} は、実験や調査、文献的研究から求められなけ

ればならないが、これには非常に困難が付きまとう。

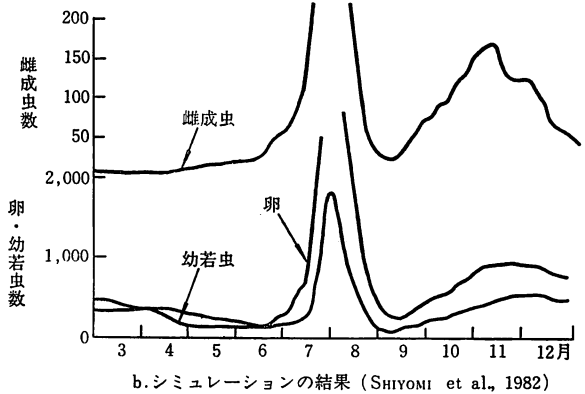
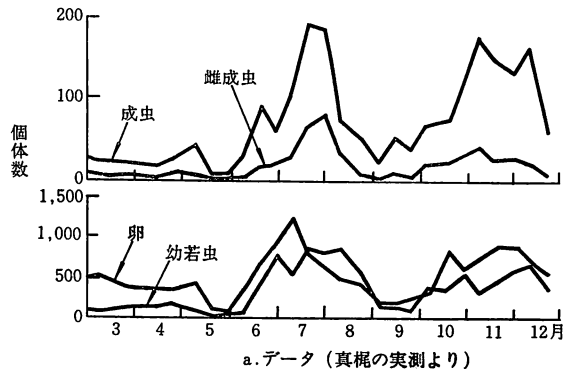
システム・モデルを作るときには必ず f_{ij} を与えなければならない。愛媛県でも佐賀県でも静岡県でも実際のモデルには具体的な式で与えられているが、ここでは煩雑になるのでこれ以上触れないことにする。この点に関しては、古橋ら(1983)、荻原(1982)、村岡(1982)に詳説がある。

III ミカンハダニ個体群のシミュレーション

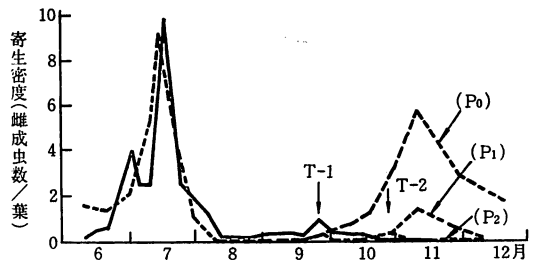
作成したシステム・モデルで現実のミカンハダニの生態系を模倣したつもりでも、そのモデルを用いてシミュレーションを行うと現実のミカンハダニの生態系をうまく再現できないことがまぎこる。これは、システム・モデルに含まれる個々の係数 f_{ij} は実験で求めたものであっても、それが実際の環境とは異なる室内実験で求められたものであったり、また、いくつかの係数間の相互作用がモデルにうまく組み込まれていないために起こる現象である。このような問題は、モデルに含まれる係数 f_{ij} (気象条件や葉質などの関数になっている) の式や定数の値を少しずつ変えていき、シミュレーションの結果と実測値とが一致するように工夫することによって克服することができる。

さて、第1図に示したコンパートメント・モデルに従って作ったシステム・モデルから得たシミュレーションの結果と現実のデータを比べてみよう。第4図aは1957年の園芸試験場興津支場におけるウンシュウミカン 100葉当たりのミカンハダニ個体数の季節変化を表している(真楯より)。1957年3月1日の雌成虫数、卵数、幼若虫数、天敵数を初期値とし、かつ1957年の気象条件をデータとしてシステム・モデルに与えてシミュレーションを行った結果、第4図bに示すような結果を得た(SHIYOMI et al., 1982)。現実にも観測したミカンハダニの個体数の変化とシミュレーションによる計算結果の傾向はきわめてよく似ている。両者とも7月下旬と11月がピークになり、6月と9月が谷になる。

第5図は、1979年に静岡県柑橘試験場において得られたデータとコンパートメント・モデルに基づくシステム・シミュレーションである(古橋ら, 1983)。静岡県下では、一般に第4図のように、夏と秋に二つの発生の山を生ずるが、1979年には秋の山がなかった。これは、9月下旬と10月下旬に台風が2度襲来して、ミカンハダニの死亡率が高まったためと考えられている。さて、第5図に示したように、台風が来襲しなかったという条件のシミュレーションを行うと11月に山を迎える。しかしながら、システム・モデルに2回の台風の効果を組み込むと実測値と同様に秋の山がなくなる。このことは、



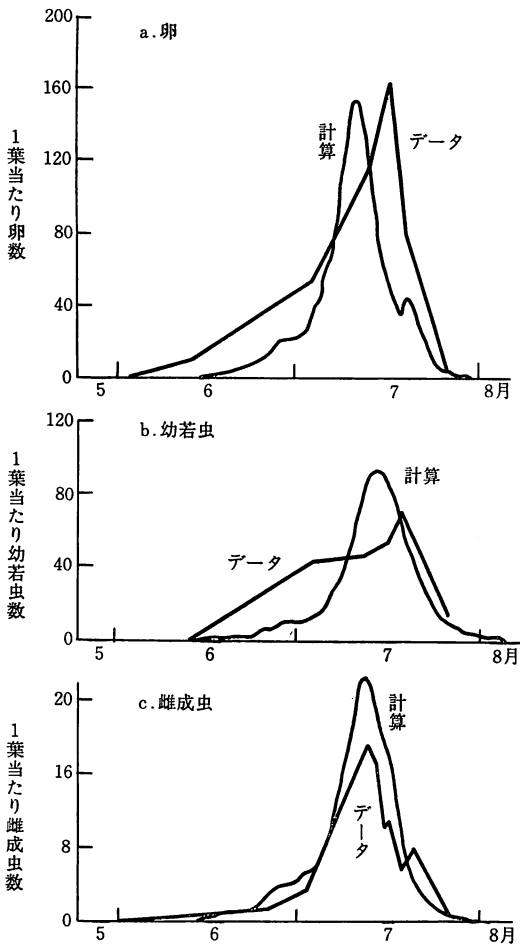
第4図 1957年の興津におけるミカンハダニ個体群の変化とそのシミュレーション(100葉当たり個体数)



第5図 1979年、静岡県における発生消長のシミュレーション結果と実測値(古橋ら, 1983)

実線: 実測値, 点線: 計算値
 P_0 : 台風のパラメーターが働かなかった場合
 P_1 : T-1の台風のパラメーターが働いた場合
 P_2 : T-1, T-2の台風のパラメーターが働いた場合

ニの死亡率が高まったためと考えられている。さて、第5図に示したように、台風が来襲しなかったという条件のシミュレーションを行うと11月に山を迎える。しかしながら、システム・モデルに2回の台風の効果を組み込むと実測値と同様に秋の山がなくなる。このことは、

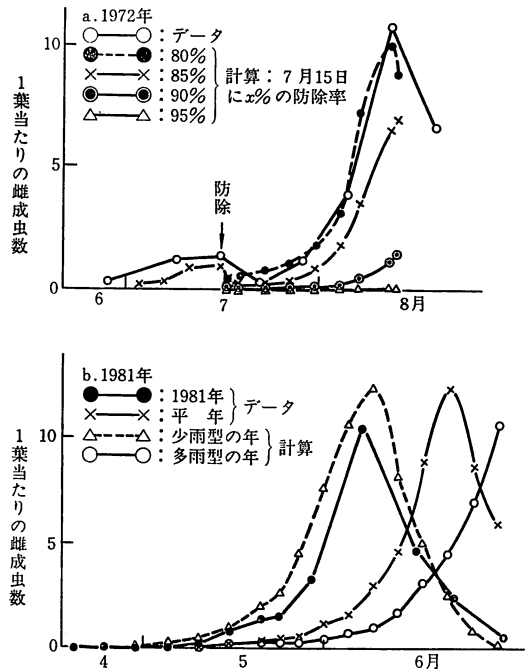


第6図 ミカンハダニ個体数の短期予測のための佐賀モデル, 1979年の予測 (村岡, 1982)

台風がミカンハダニの秋の発生に大きな影響を与えていることを証明している。

第6図に、1979年に佐賀県果樹試験場で行ったミカンハダニ個体数の観察とシステム・モデルの計算結果を示す(村岡, 1982)。愛媛県と佐賀県では、ミカンハダニの発生は夏1回だけの山を作る年が多く、6月から8月までの短期間の予察が特別重要なため、その期間に限るシステム・モデルを開発している。この図はシステム・モデルが現実のミカンハダニの発生状況をうまく近似していることを物語っている。

第7図に、愛媛県果樹試験場で行ったシミュレーションの結果を示す(荻原, 1982)。第7図aは1972年の実測値と農薬散布による防除の効果のシミュレーションを比較したもので、現実に7月中旬に防除を行った果樹園は、80%の雌成虫数を殺すシミュレーションの結果



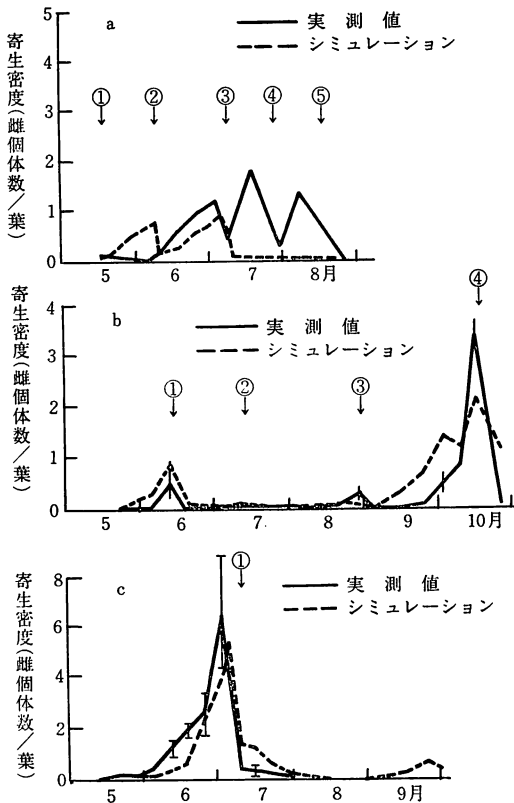
第7図 ミカンハダニ個体数の短期予測のための愛媛モデル (荻原, 1982)

a: 防除を行うとき, b: 気象条件の異なるとき

ときわめて近い値を示した。また、このシミュレーションは、8月の発生の山を完全になくするには、7月中旬にきわめて強い殺虫率の防除、すなわち、95%以上の個体数を除去してしまわなければならないことを物語っている。第7図bには、降雨量とミカンハダニの発生量の関係のシミュレーションを示す。1981年5、6月のミカンハダニの発生は高温少雨型のシミュレーションの結果と近い推移を示している。

以上のように、現実に果樹園で得られたデータをシミュレーションの計算結果と対置して、システム・モデルの正しさを判定するのだが、いつでも実測値と計算結果がうまく適合するわけではない。両者の適合が悪い場合には、システム・モデルになんらかの構造上の欠陥があるはずと認めて、モデルの精査、改良を重ねて行かなければならない。このような実測値との比較、モデルの検査と改良は、システム・モデルを実用に供するかぎり永久に継続して行われなければならない手続きである。

これらのシステム・モデルはどの年次にも適合しなければならないのは当然であるが、また広い地域に対して適応できることが望ましい。地域によって果樹の品種や栽培方法が異なっても、そのような違いはモデルの



第8図 静岡県の現地ほ場におけるシミュレーション結果と実測値 (古橋ら, 1983)

a : 東部病害虫防除所管内, b : 中部病害虫防除所管内, c : 西部病害虫防除所管内
 矢印と数字は農薬の散布時期と散布回数を示す。

骨格はそのまま変更せずに、モデルに含まれる一つないし数個の係数の値をほんの少しだけ変更することによって対応できることが多い。静岡県では、三つの防除所管内でそれぞれ異なった慣行防除を行っているミカン園を選定し、先に示したシステム・モデルによってミカンハダニの発生予察を行うと同時に、個体数の消長を実測した(古橋ら, 1983)。シミュレーションによる予測と、その後の調査で実測したミカンハダニの寄生密度を第8図に示す。中部および西部病害虫防除所管内のミカン園における発生はかなり正確に予測できたけれども、東部病害虫防除所管内のミカン園では、7月8日の防除でミカンハダニはほとんど絶滅するとの予測に対して、実際には発生が継続した。ここに示した例は1県内の話であるが、より広域に利用できる可能性を秘めているし、より広域に利用できる一般性を持ったモデルに改良していく

ことが望まれる。

おわりに

統計学的手法や数学的手法を利用した病害虫の発生予察の方法を大別すると、①単回帰式や重回帰式を用いる方法(数量化Iもこれに含まれる)、②差分あるいは微分方程式を用いるシステム・モデルの構築、③時系列の手法に基づく方法、が利用されている。①の回帰式による方法は、過去に長年にわたって同一の特性について測定し、蓄積されてきたデータを用いて予察式を作り、その式を用いて予察する方法であって、同一規格のデータの蓄積がある場合に有力な手段となる(是永ら, 1981)。欠点は、農業上の種々の処理や急に起こる気象的な効果を式に含めることが困難な場合が多いことである。②のシステム・モデルは、本来防除の有無によって、あるいは台風のあるなしによって害虫数の消長がどのように変化していくかをシミュレーションによって試算することを目的に作られるものであるから、この点では大変ダイナミックな予察方法と言えるが、モデルの構築が一朝一夕にはいかない難点を抱えている。また、われわれはシステム・シミュレーションの結果の実測値に対する適合性を検討したり、モデルを評価する公正な尺度を、現在持ち合わせていない欠点を指摘しておかなくてはならない。システム・モデルは、このような欠点を持ちながらも、現にミカンのある種の病気の発生予察に実用化され、また今日ミカンハダニの発生量の予察にいくつかの県で利用されるようになってきた。これは、この方法により農業上、「ある手を打てば、どのような結果が得られるか」をダイナミックに知ることができ、有利な手を打つ方法が約束されるからであろう。

現在までこれらのシステム・シミュレーションの実行は大学や県庁の大型計算機を用いて行われてきたが、農家レベルで予察を行い、それに基づいてすぐ「手」を打つためには、部落ごとに端末器を設置したり、PCタイプの小型機を利用して手軽に予察を行うことが望まれる。今後は全国、全県レベルの予察システムの構築と同時に、部落や農家レベルでの予察を行う体制を整えていくことが必要であろう。

引用文献

- 1) 古橋嘉一ら (1983) : 静岡柑試報 19 : 41~50.
- 2) 是永龍二ら (1981) : 応動昆 25 : 17~25.
- 3) 村岡 実 (1982) : 今月の農業 26 (8) : 33~40.
- 4) 萩原洋晶 (1982) : 同上 26 (8) : 18~26.
- 5) SHRYOMI, et al. (1982) : Actes de la XI Conf. Intle de Biometrie : 109~115.

AMeDAS の利用による葉いもちの発生予察法

農林水産省東北農業試験場 こし ぬず ゆき お
越 水 幸 男

今年の4月からテレビの天気予報にアメダスが登場し、その名称も一般にしたいになじまれようとしている。アメダスとは、Automated meteorological data acquisition system の略称で、観測点は我が国の全地域にわたって約 1,300 地点が選定されており、そのうち 840 地点で降水量、気温、日照時間、風速・風向が毎日連続的に測定されている。観測データは東京大手町の電電公社内にあるアメダスセンターの大型コンピューターに自動的に集められ、全国の気象予報担当官署に必要な気象データは、ここから利用しやすい形に編集されて送信される。ごく最近、日本気象協会は気象情報提供システム(MICOS)を開発し、気象庁のアメダスを含む種々の気象データを一般の需要者にも提供することになった。

さて、以上のような気象観測ならびにデータの収集・再配の自動化あるいは電算化に見られる画期的な進歩を背景にして、気象要素だけ、しかもアメダスのデータだけを利用する葉いもちの発生予察法が作れないか。アメダスには湿度および 1mm 以下の降雨記録がないため、初めから大きな制約が予想されるのは当然である。しかし、予察法に許容される常識的精度のぎりぎりの線に達するならば、データの取得ならびに処理の迅速性、観測網のちょう密・広範性などの長所によって、やむをえない短所はかなり償われる可能性も考えられる。

このような発想を基にして、アメダスが完成した昭和 52 年以降、数年の間試行錯誤を重ね、ようやく葉いもち発生予察のための一つの単純決定モデル(ルール)を作成した。予察モデルとしてはもっとも単純で、シミュレーション・モデルと対照的である。

I 感染好適葉面湿潤時間の推定基準

このモデルの主体は、いもち病菌に対する感染好適葉面湿潤時間の推定基準である。これはアメダスの 1 時間ごとの降水量、風速、日照時間の 3 要素を用いて、福島県農業試験場式結露計²⁾で測定される葉面湿潤時間(水滴保持時間)にできるだけ近似する値を推定するための基準を作り、次に、①強雨または連続的降雨による空中飛散胞子の減少¹⁾、葉面付着胞子の流亡¹⁾、②葉面湿潤時間の長さとその時間中の温度とによる菌侵入率の違

い³⁾、③伝染源の胞子形成に及ぼす感染好適葉面湿潤時間出現以前 5 日間の気温の影響⁴⁾、などを考慮して 10 項目から構成されている。その具体的内容はすでに予報的⁵⁾に書いたことがあるので、紙数の関係でここでは省略するが、その後コンピューター・プログラム化しやすくするため、少し手直した。

II 予察目標

この予察法の目標は次の 4 項目である。

①葉いもちの広域的初発生時期：これは秋田県農業試験場の小林(1981)⁴⁾の広域発生と同じ意味である。

②流行(まん延)開始時期：この時期は通常は機械的に広域的初発生時期の約 1 週間後とみなされる。しかし低温の天候によってより延長される場合のあることも予想される。計画的な広域防除開始時期は大体この時期と考えられる。

③おおまかな発生程度：発生予察事業における発生程度の概評にはぼそって、1 県全体または 2~3 の地区の発生程度を多、やや多、並~少、極少の 4 段階に分け、そのいずれになるかを予察しようとする。原則的に 6 月 10 日から 7 月 15 日ごろまでに感染好適葉面湿潤時間の出現が、7 日以上の間隔を置いて 3 回以上の場合に多、2 回はやや多、1 回は並~少、0 回は極少とし、これに観測地点の全体から見た出現の斉一度を考慮して総合的に判断する。ただし、おおよそ出穂 20 日前ごろまでの葉いもちに限定する。

④発生の地域的差異：これには一つの県内における 2~3 の地区別の差異、同一地域内の県と県との差異、さらに東北と中国、九州などの差異も今後考えられる。

この予察法は推定された感染好適葉面湿潤時間を用い、そのうえ、その出現の有無だけを問題にして、個々の葉面湿潤時間の長さおよび温度を定量的に意味付けていない。したがって、隣接する観測地点においてともに基準を満足するすれすれの条件にありながら、一方は条件を満たし、一方は不足で、結果に大差が生じる場合もある。この点を考慮して、個々の地点よりはむしろ 2、3 の地点における感染好適葉面湿潤時間の出現を集团的にとらえようとするのが、この方法を活用する要領かと思われる。

以上述べたように、この予察法は終始、“点の予察”で

A Forecasting Method for Leaf Blast Outbreak by the Use of AMeDAS Data. By Yukio KOSHIMIZU

はなく“面の予察”を対象にしている。この方法は葉いもち初発生時期の広域的発生という生態を前提にして作られているので、それは必然の結果といえる。この生態的現象の認められないところでは、この方法の適用は難しいと思われる。

III 感染好適葉面湿潤時間による葉いもち発生の解析

感染好適葉面湿潤時間（以下、単に好適条件と略称する）、の出現回数、出現時期、および出現の斉一度を主な手段とした葉いもちの発生要因解析事例を、予察目標と関連させながら述べる。

第1図は昭和57年の秋田県における好適条件の出現状況である。好適条件が初めて、ややそろって現れたのは、例年より半月以上も遅い7月18日で、その後はわずか4地点で1回ずつしか現れていない。これから広域的初発生時期は1週間後の7月25日ごろと推定される。しかし、イネの抵抗力は普通、幼穂形成期にあたる7月10日ごろから格段に強くなるから、たとえこの年のイネの生育が5~7日遅れていても、7月18日1回だけの出現では広域的初発生ははなはだ散発的で、その後の進展も緩慢、発生程度もごく少ないとしか推測されない。葉いもちの広域防除もおそらく必要なかったと思われる。秋田農試の調査では広域発生時期はこの解析よりは早くなっているが、広域発生というには発生が軽微すぎたと述べている。大同小異といえよう。予察資料によっても発生程度は十数年以来の少発生であった。

第2図は同じく秋田県の昭和52年のものである。好適条件は7月2日から3日にかけて現れ、7月11日にもややそろって見られる。2日から11日まで7日以上の間隔をおいて2回以上現れたのは2地点だけで、7月20日までの範囲では、0回、1回、2回の地点数がほぼ同様である。これから広域的初発生時期は7月10日ごろ、多少の病勢進展は7月18日ごろ、広域防除開始時期は7月17日ごろ、発生程度は並~やや少と推測される。予察資料による実際の発生状況もこれと大きな隔りはない。第2~3図では発生が多くないこともあって、県内の発生の地域差には触れかねる。

第3図は秋田県の53年の場合である。角館から湯沢に至る県中央部から県南部における、好適条件の早期出現と多数回出現が顕著に見られる。好適条件は6月18日に一斉に現れ、7月5日までに多いところでは6回のところが2点見られ、また、6月18日から6月23日の間に2~3回連続的に現れているのも目だつ。一方、県北部の八森から大館にかけては、初めての出現日が6

月20~21日で、その後の出現回数は県南部に比して約半分にすぎない。また、毛馬内から秋田に至る地点では、出現回数の皆無のところは4地点も見られる。7月5日以降は県全体としてほとんど出現していない。

以上のような好適条件の出現状況から、葉いもちの広域的初発生時期は、県中央以南では6月25日ごろ、流行開始時期は7月2日ごろ、2日から12日ごろまでは病勢進展が急激で、7月10日前後には流行的多発生になるものと推測される。広域防除開始時期は7月2日ごろで、1回の防除では品種によっては不足だろうということも予測される。

県北部の八森から大館にかけての発生程度は、やや多~並、毛馬内から秋田の間は少発生と推測される。また県全体としては早期多発生にもかかわらず、7月中旬以降は病勢が渋滞したことも推定される。

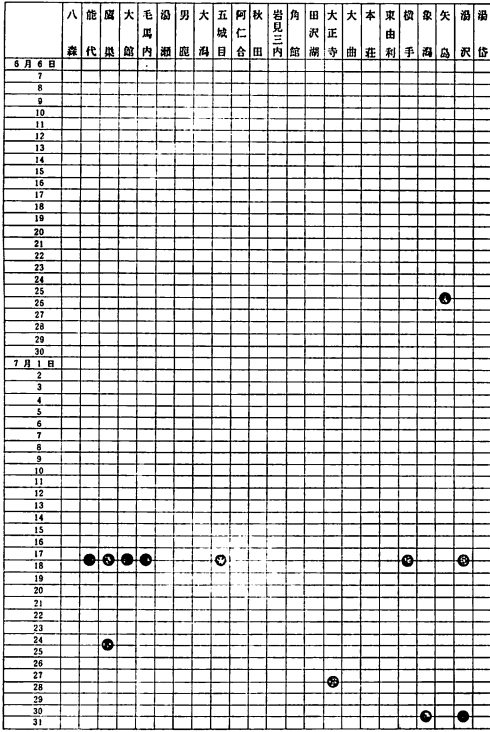
以上の推測は予察資料の発生実態と対比して、少なくとも県全体の早期多発生および県南部の多発生という点では一致している。しかし、秋田市周辺も多発生しており、大館から秋田にかけての間は実際より少ない発生が予測されたことになる。

第4図は昭和53年の宮城県の場合で、好適条件は6月19~21日にそろって出現しているが、その後の出現は全体的に少なく、7月10日までの間に3回のところは1地点だけ、2回が4地点、1回が10地点である。

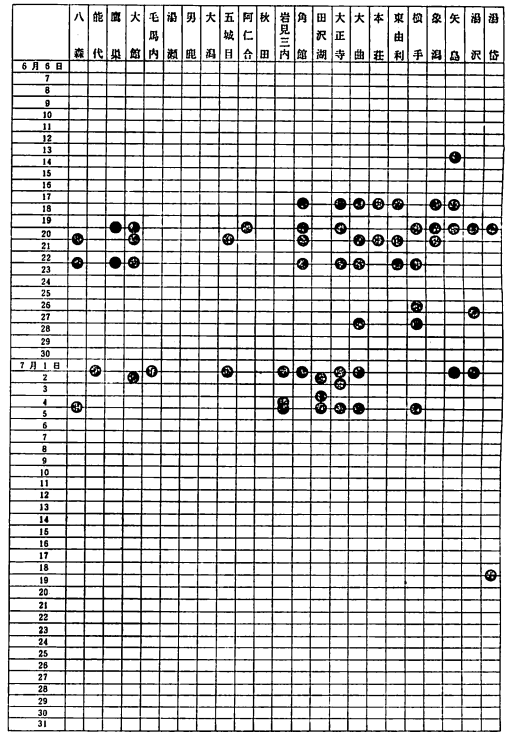
この年、宮城県の葉いもちは早期に発生し、6月末ごろには全般的発生期（宮城農試の用語で広域的初発生時期よりやや遅い）に入った。発生初期の発生面積は例年の数倍になったが、7月になってからの面積増加は意外に少なく、最終的発生面積は並~やや少なめとなり、多発生した秋田県および岩手県と著しい差異が見られた。岩手県南部でも第3図の秋田県南部にやや近い好適条件の出現を見ており、あまり離れていない宮城県北部とは明らかに異なっていた。

以上のような解析を昭和52年から昭和57年まで、東北6県について行い、実際の発生程度と解析によるそれとをやや大ざっぱながら比較したものが表である。

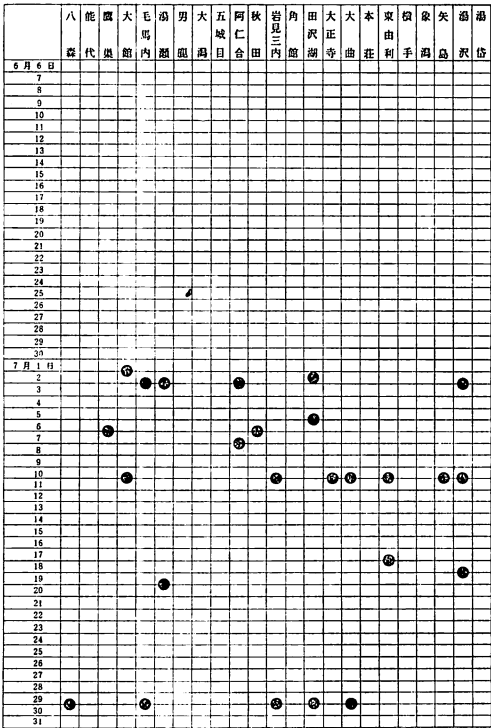
東北6県の6年分で合計36例のうち、実際の発生程度と解析によるそれとのランキングがずれたのは、点線で示した4例で、そのうち3例が昭和54年のものである。この年は6月の中・下旬の温度が比較的高く、下旬は特に連続的多雨の日が多かった。仮定と推定の少ない低温による発病抑制が支配的な年の解析に比して、仮定と推定の多い湿潤時間の影響が強い年には精度が低くなるのは当然で、この表の3例もその表れと見られる。この方法は東北地方のような寒冷地に適用されやすく、暖



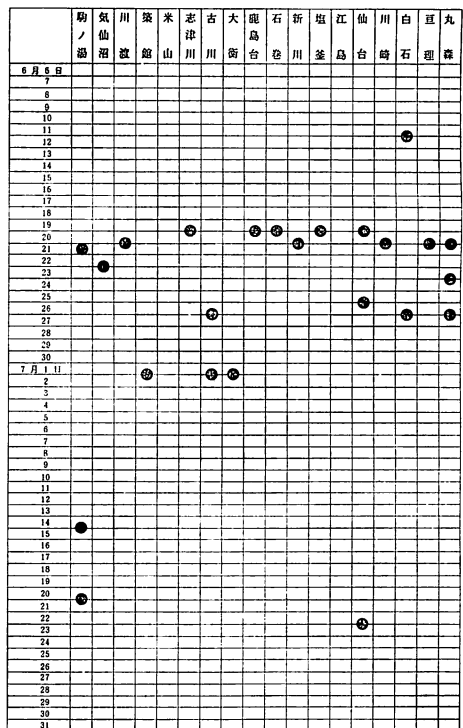
第1図 昭和57年秋田県における感染好適葉面湿潤時間の出現



第3図 昭和53年秋田県における感染好適葉面湿潤時間の出現



第2図 昭和52年秋田県における感染好適葉面湿潤時間の出現

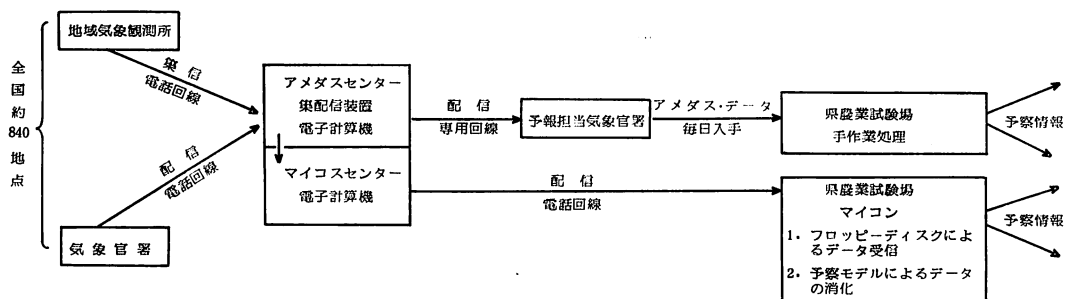


第4図 昭和53年宮城県における感染好適葉面湿潤時間の出現

予 察 と 実 測 と の 比 較

		52 年		53 年		54 年		55 年		56 年		57 年	
		実測	予測	実測	予測	実測	予測	実測	予測	実測	予測	実測	予測
青 岩 宮 秋 山 福	森 手 城 田 形 島	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1
		2	2	4	4	3	3	2	2	2	2	1	1
		2	2	2	2	4	3	2	2	2	2	1	1
		2	2	4	4	2	2	2	2	2	2	1	1
		2	2	4	3	2	3	2	2	2	2	1	1
		2	2	2	2	2	3	2	2	2	2	2	2

注 多：4， やや多：3， 並～少：2， 極少：1



第 5 図 アメダスの利用による葉いもち発生予察電算化システム

地では適用されにくいかもしれない。その点の検討は今後の課題とし、少なくとも東北地方においては、この程度の精度で、一つの予察法として実用レベルに達しているのではないと思われる。

IV 予察法の電算化

この予察法は各県において、それぞれの気象台から毎日前日のアメダス・データを入手できれば、簡単な手作業で気象データを予察情報に転換できる。しかし、データの入手とその処理を高度に能率化するためには、その過程を一貫して電算化する必要がある。そのためには予察モデルのコンピューター・プログラム化と、各県農試におけるアメダス・データの取得方式の電算化を図らなければならない。

前者については、筆者⁶⁾は林の協力を得てすでに完成した。後者については農林水産省植物防疫課が、気象庁および日本気象協会の協力によって、同課が昭和 58 年から行う防除要否予測技術導入事業の一環として、前述の MICOS と県農試のパソコンを連結すべく努力し、58 年中にそれが実施できる見通しとなった。この計画が完成すれば、気象データの入手ならびにその予察情報への変換は第 5 図のようにシステム化される。

この試験的的事业の中でこの予察法も、予察モデルの一つとして採り上げられ、客観的評価を受けることになった。その過程で漸次修正されながら、一つの実用モデルに生長できれば幸いである。

おわりに

予察モデルの概略、それを手段にした数例の解析結果、および東北 6 県 6 年の解析結果のまとめ、これからの電算化システムの具体的輪郭などについて述べた。次には予察への実際の利用方法を述べなければならない。しかし紙数の関係で、不十分であるが前記した予報的報告⁶⁾に譲る。

引用文献

- 1) 千葉末作 (1983) : 青森県農試研究報告 27 : 111~178.
- 2) 橋本 晃 (1976) : 植物防疫 30 (7) : 264~268.
- 3) 加藤 肇・佐々木次雄 (1978) : 農技研報 C 28 : 1~57.
- 4) 小林次郎 (1981) : 植物防疫 30 年のあゆみ, pp. 173~177.
- 5) 越水幸男 (1982) : 今月の農薬 26 (1~4) : 4~10, 11~14, 16~22, 26~36.
- 6) ———・林 孝 (1983) : 日植病大会講要.
- 7) 鈴木穂積 (1969) : 北陸農試報告 10 : 1~118.
- 8) 吉野嶺一 (1979) : 同上 22 : 163~221.

紹介  **新登録農薬**

『殺菌剤』

トリアジメホン水和剤 (58.4.22 登録)

バイエル社により 1970 年に開発された殺菌剤であ

る。作用機序は、細胞膜形成に重要なエルゴステロールを欠乏させることが抗菌性の主因となっている。

商品名：バイレトン水和剤 5，バイレトン水和剤 25
成分・性状：製剤は有効成分 1-(4-クロロフェノキシ) 3,3-ジメチル-1(1,2,4-トリアゾール-1-イル)-2-ブタノン) 5.0%，2.5% を含有する類白色水和性粉末である。原体は淡黄かつ色結晶，融点 74~76°C，溶解性 (ga.i./100 g 溶媒) は水 0.007，トルエン 40~60，シクロヘキサン 60~120 である。風解性，潮解性，引火

第 1 表 トリアジメホン水和剤 5

作物名	適用病害名	希釈倍数 (倍)	使用時期	本剤及びトリアジメホンを含む農薬の総使用回数	使用方法		
りんご	赤星病	500~1,000	収穫 30日前まで	5回以内	散布		
	うどんこ病	1,000~2,000					
なし	赤星病	500~1,000	収穫 30日前まで	5回以内			
	うどんこ病	500					
かき	うどんこ病	500	収穫前日まで	4回以内			
すいか		2,000					
メロン		2,000~3,000					
ピーマン		1,000~2,000					
かぼちゃ		2,000					
なす		2,000~3,000					
きゅうり							
ねぎ						さび病	400~600
たばこ		うどんこ病			2,000	—	—

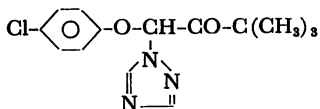
第 2 表 トリアジメホン水和剤 2.5

作物名	適用病害名	希釈倍数 (倍)	使用時期	本剤及びトリアジメホンを含む農薬の総使用回数	使用方法
麦類	うどんこ病 さび病	2,000	収穫21日前まで	3回以内	散布
	雪腐小粒菌核病	1,000	根雪前		
さとうきび	黒穂病	100	植付時	2回以内	種苗 1~10分浸漬 種苗 10分~ 1時間浸漬
		500			
芝	さび病	2,000~3,000	—	—	散布
ばら	うどんこ病	2,500	—	—	

第3表 トリアジメホン乳剤

作物名	適用病害名	希釈倍数 (倍)	使用時期	本剤及びトリアジメホン を含む農薬の総使用回数	使用方法
ばら	うどんこ病 さび病	2,000~3,000	—	—	散布
芝	さび病	2,000			
やなぎ		1,000			

性、爆発性、皮ふ侵蝕性はなく、通常の条件下で安定である。



適用作物、適用病害名及び使用方法：第1、2表参照

使用上の注意：(水和剤 25 は③④を除く)

① 本剤の所定量に少量の水を加えて糊状にねり、のち所要量の水を加え、十分かきまぜて散布液を調整すること。

② 散布液調整後はできるだけ速やかに散布すること。

③ りんご、なしの赤星病の防除に使用する場合は、開花前後から7~10日間隔で発病状況に応じて所定範囲の低い濃度(1,000倍)で散布すること。なお、長期の降雨等で赤星病防除の散布適期を失ったような場合には、所定範囲の高い濃度(500倍)で2~3回散布すること。

④ メロン、きゅうりのうどんこ病の防除に使用する場合、通常の発生の場合は所定範囲の低い濃度(3,000倍)で使用し、多発生の場合には高い濃度(2,000倍)で使用すること。

⑤ 散布の際はマスク、手袋などをして散布液を吸い込んだり、多量に浴びたりしないように注意し、作業後は顔、手足など皮膚の露出部を石けんでよく洗い、うがいをする。

毒性：急性毒性 LD₅₀ (mg/kg) は、経口投与ラットの雄で 568、雌で 363、マウスの雄で 966、雌で 1,272 で普通物である。コイに対する魚毒性は 48 時間後の TLm 値は 13 ppm (B 類) である。

トリアジメホン乳剤 (58.4.22 登録)

商品名：パイレトン乳剤

成分・性状：製剤はトリアジメホン 20.0% を含有する淡かっ色澄明可乳化油状液体である。

適用作物、適用病害名及び使用方法：第3表参照

使用上の注意：

① 散布の際はマスク、手袋などをして散布液を吸い込んだり、多量に浴びたりしないように注意し、作業後は顔、手足など皮膚の露出部を石けんでよく洗い、うがいをする。

② 通常の発病時には 2~3 週間間隔で、激発時には 1 週間間隔で 2~3 回散布すること。

③ ばらのさび病に使用する場合、効果の発現がやや遅く 7 日位かかるが、散布間隔は縮めないこと。

毒性：水和剤参照

新しく登録された農薬 (58.8.1~8.31)

掲載は、種類名、有効成分及び含有量、商品名(登録年月日)、登録番号〔登録業者(会社)名〕、対象作物：対象病害虫：使用時期及び回数などの順。(…日…回は、収穫何日前まで何回以内散布の略。)(登録番号 15560~15584 まで計 25 件)

なお、アンダーラインのついた種類名は新規のもので、()内は試験段階時の薬剤名である。

『殺虫剤』

ダイアジノン・BPMC 粉剤

ダイアジノン 3.0%, BPMC 2.0%

パッサジノン粉剤 3DL (58.8.29)

15579 (日本化薬), 15580 (クミアイ化学工業), 15581 (中外製薬)

稲：ツマグロヨコバイ・ウンカ類・ニカメイチュウ・コブノメイガ・イネツトムシ：21 日 4 回

『殺菌剤』

EDDP・フサライド粉剤

EDDP 2.0%, フサライド 1.5%

ヒノラブサイド粉剤 35 (58.8.29)

15560 (八洲化学工業), 15561 (北興化学工業), 15562 (三共), 15563 (九州三共), 15564 (北海三共), 15565 (三笠化学工業), 15566 (大日本除虫菊)

稲：いもち病・穂枯れ(ごま葉枯病菌)：21 日 4 回

EDDP・フサライド水和剤

EDDP 15.0%, フサライド 20.0%

ヒノラブサイド水和剤 (58.8.29)

15577 (北海三共), 15578 (北興化学工業)

稲: いもち病: 21 日 4 回

シイタケ菌糸体抽出物水溶液 (レンテミン)

シイタケ菌糸体抽出物 90.0%

レンテミン (58.8.29)

15584 (野田食菌工業)

トマト・ピーマン: モザイク病 (タバコモザイクウイルスによる): 収穫前日まで

『殺虫殺菌剤』

MPP・BPMC・EDDP・フサライド粉剤

MPP 2.0%, BPMC 2.0%, EDDP 2.0%, フサライド 1.5%

ヒノラブバイパッサ粉剤 35 (58.8.29)

15567 (三共), 15568 (八洲化学工業), 15569 (北興化学工業), 15570 (大日本除虫菊), 15571 (九州三共)

稲: いもち病・穂枯れ (ごま葉枯病菌)・ニカメイチュウ・ツマグロヨコバイ・ウンカ類: 21 日 4 回

MPP・EDDP・フサライド粉剤

MPP 2.0%, EDDP 2.0%, フサライド 1.5%

ヒノラブバイジット粉剤 35

15572 (北興化学工業), 15573 (八洲化学工業), 15574 (三共), 15575 (九州三共), 15576 (北海三共)

稲: いもち病・穂枯れ (ごま葉枯病菌): ニカメイチュウ・ツマグロヨコバイ・ウンカ類: 21 日 4 回

カルタップ・プロベナゾール粒剤

カルタップ 4.0%, プロベナゾール 8.0%

パダンオリゼメート粒剤

15582 (武田薬品工業), 15583 (明治製菓)

稲: ニカメイチュウ・イネツトムシ・いもち病・白葉枯病: 出穂 3~4 週間前まで 2 回

協会だより

— 本 会 —

○昭和 58 年度各種成績検討会開催のお知らせ

- (1) 稲・野菜関係及び病虫害緊急対策研究会特別委託試験関係

	病理 (家の光会館)		害虫 (家の光ビル)	
	午前	午後	午前	午後
12月 13日 (火)	野 菜		野 菜	
14日 (水)	野 菜		野 菜	
15日 (木)	野菜	パーチシリウム*	パルミ* ハリガ ネムシ	野菜病虫害防除 研究会シンポジ ウム
16日 (金)	水 稲		水 稲	15:00 イネミズ ゾウムシ*
17日 (土)	水稲		水稲	

*: 病虫害緊急対策研究会

いずれも午前 10 時より開催

家の光会館・ビル: 東京都新宿区市ヶ谷船河原町 11
電話 (03)260-3151 (会館), 4791 (ビル)

(2) 連絡試験関係

リンゴ農薬連絡試験: 10 月 26 日 (水)~27 日 (木)

横手市農協会館 (秋田県)

茶 // : 11 月 15 日 (火)

奈良県中小企業会館

落葉果樹 // : 11 月 9 日 (水)~10 日 (木)

家の光会館・ビル

カンキツ // : 12 月 7 日 (水)~8 日 (木)

家の光会館

○出版部より

☆『昭和 58 年度“主要病虫害 (除草剤は主要作物)に適用のある登録農薬一覧表”』を 10 月初旬発行予定です。ひと目でどの病虫害 (除草剤は作物) に、どの農薬が適用があるかがわかるよう配慮され、また同時に使用基準も組み込んでありますので、大変実用的で、わかりやすい資料です。10 ページの広告を御参照のうえ、御注文下さい。(定価 1,400 円, 送料 300 円)。

植物防疫

第 37 巻 昭和 58 年 9 月 25 日印刷
第 10 号 昭和 58 年 10 月 1 日発行

定価 550 円 送料 50 円 1 か年 6,000 円
(送料共概算)

昭和 58 年
10 月号
(毎月 1 回 1 日発行)

編集人 植物防疫編集委員会

発行人 遠藤 武雄

印刷所 株式会社 双文社印刷所
東京都板橋区旗野町 13-11

— 発 行 所 —

東京都豊島区駒込 1 丁目 43 番 11 号 郵便番号 170

社団法人 日本植物防疫協会

電話 東京 (03)944-1561~6 番

振替 東京 1-177867 番

— 禁 転 載 —

果樹、野菜の病害防除に

増収を約束する

日曹の農薬

トップジンM 水和剤

野菜、果樹の害虫防除に

ホスピット75 乳剤

大豆の諸害虫、紫斑病の同時防除に

日曹 スミトップM 粉剤

畑作イネ科雑草の除草に

クサガード 水溶剤

りんごの収穫前落果防止に

ビーナイン 水溶剤



日本曹達株式会社

本社 〒100 東京都千代田区大手町2-2-1
支店 〒541 大阪市東区北浜2-90
営業所 札幌・仙台・名古屋・福岡・信越・高岡

全農教の図書

- お申し込みは書店または直接当会へ
- 詳しい内容見本を用意いたしました

★新刊

日本原色アブラムシ図鑑

森津孫四郎/著

A5判・550頁・カラー写真600点・定価6,800円

農林業の重要害虫アブラムシ。本書は、日本でみられるアブラムシ240種を網らし、無翅形、有翅形、コロニー、虫癭などを拡大カラー写真で紹介するとともに、同定に役立つ詳細図をまじえて解説。巻末には寄主植物一覧を付した。分類学の専門家、害虫防除の実験家、一般の昆虫愛好家におくる待望のアブラムシ専門図鑑。

日本のカイガラムシの集大成

日本原色カイガラムシ図鑑

河合省三著・A5判・464頁・定価5,000円

★新刊

原色図鑑 衛生害虫と衣食住の害虫

安富和男・梅谷献二/著

B6判・310頁・カラー写真317点・定価4,000円

われわれの身近かにいる吸血害虫、毒虫、不快害虫、さらに食品や衣類に巣くう害虫…。本書はこれらの害虫130余種を集め、鮮明なカラー生態写真で紹介するとともに、解説ページでは虫の形態や生理生態的な面のほか、加害の様子や程度、また防除法などを広く記載。害虫駆除関係者はもちろん、一般読者も十分楽しめる一冊。

学界専門家22氏による

日本ダニ類図鑑

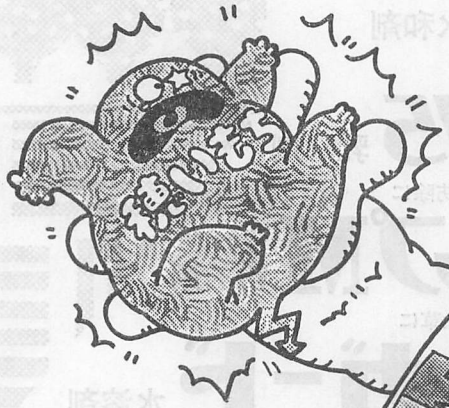
江原昭三編・B5判・564頁・定価12,000円

全国農村教育協会

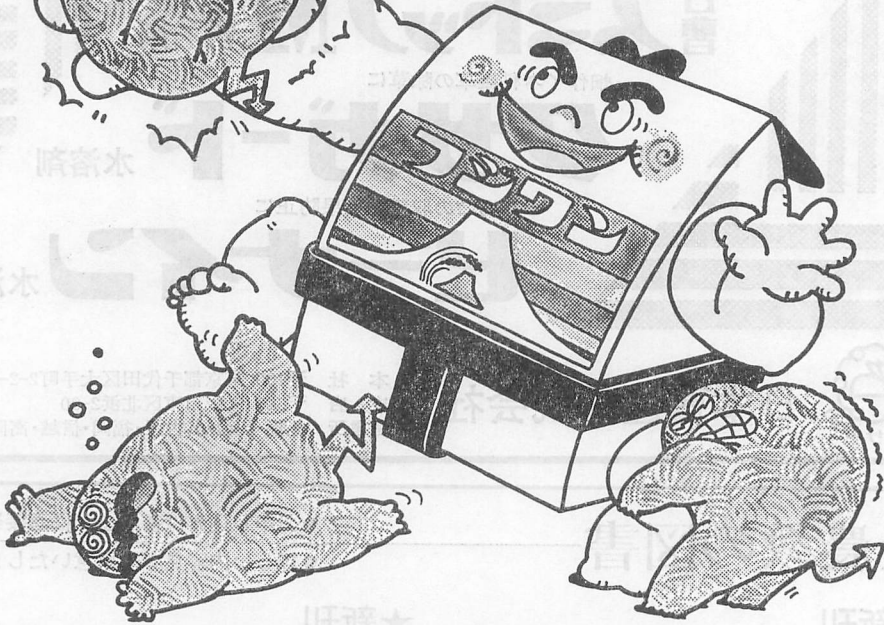
東京都台東区台東1-26-6 (植調会館) 〒110 ☎03(833)1821



フジワンのシンボルマークです。



さあ来い、穂いもち、ひとヒネリだ!



穂いもち、フジワン、まず予防。

- 散布適期中が広く、散布にゆとりがもてます。
- すぐれた効果が長期間(約6週間)持続します。
- 粉剤2~3回分に相当する効果を発揮します。
- 稲や他作物に葉害を起こす心配がありません。
- 人畜、魚介類に安全性が高く安心して使えます。

フジワン[®]粒剤

®は日本農薬の登録商標です。

《本田穂いもち防除》

使用薬量：10アール当り4kg

使用時期：出穂10~30日前(20日前を中心に)

あなたの稲を守る《フジワン》グループ

フジワン粒剤・粉剤・粉剤DL・乳剤・AV	フジワンエルサンバッサ粉剤・粉剤DL	フジワンND粉剤・粉剤30DL
フジワンブラエス粉剤・粉剤DL	フジワンズミチオン粉剤・粉剤DL・乳剤	フジワンツマサイド粉剤・粉剤DL
フジワンカヤフォス粒剤	フジワンツマスマミ粉剤・粉剤40DL	フジワンバッサ粉剤DL
フジワンダイアジノン粒剤	フジワンズミバッサ粉剤50DL	



日本農薬株式会社

〒103 東京都中央区日本橋1-2-5 栄太楼ビル

植物ウイルス事典

A5判 図版650
定価15000円

與良 清
齋藤 夫
土居 康
井上 養
都丸 忠
都丸 敬
編集

本書は現在までに日本国内で存在が確認された植物ウイルス全部を取り上げ、最新の知見に基づいて性状を記述することを主眼として編集した。同時に初学者や第一線でウイルス病の防除を担当している人々の便宜も考え、ウイルスおよびウイルス病に関する基礎知識、寄主植物別ウイルス病の種類について、最近の研究成果を取り入れて解説した。したがって本書は、植物ウイルスを研究する専門家だけでなく、学生や技術者のほか広く一般ウイルス学を学ぶ方々にとっても便利なハンドブックとなろう。

植物病理学

飯田・宇井・都丸・脇本・山中・奥著

農学部学生や植物病理を学ぶ人々のための最新の教科書・参考書。〔内容〕総論—疾病の成立、病原学、発病の生態、抵抗性・病態生理、疾病の診断と防除。各論—ウイルス病、マイコプラズマ病、細菌病、糸状菌病、その他の病害。
★A5判 定価3000円

Asakura-Arnold 10 ウイルスの構造と機能 Biology

ホーン原著／野沢龍嗣訳

定価1200円

図説 走査電子顕微鏡

田中敬一・水谷 隆編集

—生物試料
作成法—
定価8800円

電子顕微鏡の技術

坂田 茂雄 著

定価3800円

電子顕微鏡 図説ウイルス学

保坂康弘・松本 明編集

学生、大学院生、医学・生物学研究者を対象にして電子顕微鏡を中心にウイルス学を解説。総論では微細構造、分類、増殖、ウイルス病など、各論では、各ウイルス粒子の微細構造、増殖する姿、罹患臓器の特徴や感染の病理などを解説。
★B5判 定価8000円

朝倉書店

162 東京都新宿区新小川町6-29・振替 東京6-8673
電話(03)260-0141(代表)・営業直通(03)260-7631

—連作障害を抑え健康な土壌をつくる!—

花・タバコ・桑の土壌消毒剤

パスアミド

微粒剤

❖いやな刺激臭がなく、民家の近くでも安心して使えます。

❖広範囲の土壌病害、線虫に高い効果があります。

●安全性が確認された使い易い殺虫剤

❖作物の初期生育が旺盛になります。

❖粒剤なので簡単に散布できます。

●ポルドー液に混用できるダニ剤

マリックス[®] 乳剤
水和剤

●ポルドーの幅広い効果に安全性がプラスされた有機銅殺菌剤

キノドー[®] 水和剤80
水和剤40

ブデン[®] 乳剤

●コナガ・アオムシ・ハダニ・カイガラ……用途の広がる殺虫・殺ダニ剤

トーラック[®] 乳剤



兼商株式会社

東京都千代田区丸の内2-4-1

ひときわ冴えた効きめが自慢!

—— 豊かな稔りと大きな安心 ——



適用拡大!

ますます使いやすくなりました。

田植え3日前から散布できます

カヤフォス[®] 粒剤 5

広く使える土壌害虫防除剤

ダイアジロン[®] 粒剤

普及会事務局 日本化薬株式会社
〒100 東京都千代田区丸の内1-2-1 ☎03-216-0461代

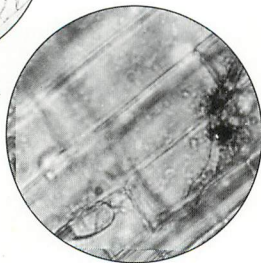
昭和五十八年
九月二十五日
印刷
植物防疫
第三十七卷
第十号

技術と創造のクミカ



◀ 伸ばした
もんがれ病菌米

▶ 稲体に侵入の
いもち病菌米



● 稲もんがれ病・園芸・畑作難病害に

バンタック[®]

粉剤DL、粉剤、水和剤75、ゾル、バンタック混合同時防除剤

主な適用病害

稲もんがれ病、てんさい根腐病・葉腐病、
麦雪腐菌核病・さび病、梨赤星病、
菊白さび病、馬鈴薯黒あざ病

● 浸透持続型いもち病防除剤

ビーム[®] ビームジン

粉剤DL、粉剤、水和剤75、水和剤(20)ゾル・粒剤、ビーム混合同時防除剤

● いもち病・もんがれ病・小粒菌核病を防ぎ稲の倒伏を軽減する

キタジン[®] P 粒剤

自然に学び 自然を守る

クミアイ化学工業株式会社

本社 東京都台東区池之端1-4-26 〒110-91



農協・経済連・全農

定価 五五〇円 (送料 五〇円)