

果樹カメムシ類の生態と防除に関する研究

第2報 重回帰分析によるツヤアオカメムシおよび チャバネアオカメムシの発生量の予測

寺本 敏・山本 栄一¹⁾・野中 耕次^{2,3)}・黒木 修一²⁾(宮崎県病害虫防除所延岡地区駐在・¹⁾宮崎県病害虫防除所・²⁾宮崎県総合農業試験場)

**Studies on the ecology and control of pentatomid bugs attacking fruits. 2.
Density prediction of the brownwinged green bug, *Plautia stali* SCOTT and the
polished green stink bug, *Glaucias subpunctatus* WALKER by multiple regression
analysis.** Satoshi TERAMOTO, Eiichi YAMAMOTO¹⁾, Kouji NONAKA^{2,3)} and Shuichi
KUROGI²⁾ (Nobeoka Station of Miyazaki Plant Protection Office, Nobeoka, Miyazaki
882. ¹⁾Miyazaki Plant Protection Office, Sadowara, Miyazaki 880-02. ²⁾Miyazaki
Agricultural Experiment Station, Sadowara, Miyazaki 880-02)

宮崎県では1991年秋期に果樹カメムシ類が突然的に多発した。温州ミカンを主体としてその他のカンキツ、カキなどの果樹に甚大な被害を与えたことから、的確な発生予察の必要性が特に強調され、緊急な対応に迫られた。

果樹カメムシ類の発生予察、特に発生量予測の重要性は、すでに指摘されているが（志賀、1980、藤家、1985）、その発生の年次変動は極めて大きく（宮原ら、1978）、繁殖を主として山林などの果樹園外で行い、成虫が果樹園に飛来して加害するという生態的特性を有することから、的確な長期予察の方法は十分には確立されていない。

そこで、宮崎県における主要種であるツヤアオカメムシ *Glaucias subpunctatus* WALKER およびチャバネアオカメムシ *Plautia stali* SCOTT 予察灯誘殺資料ならびに各種の気象データから、ミカンおよびカキの加害時期として重要な後期（8～11月）の発生量（誘殺量）を予測するモデル式を重回帰分析により求め、さらにその解析結果から発生機構に関する若干の考察を加えたので概要を報告する。

本文に入るに先立ち、有益な御助言をいただいた宮崎県農政水産部営農指導課の岡田大（現在 宮崎県総合農業試験場）、河野喜幸（現在 農業改良指導監）両特別専門技術員に対し感謝の意を表す。

解析材料および方法

1. 材 料

- 1) 現在 宮崎県植物防疫協会
3) 現在 宮崎県病害虫防除所

カメムシ類に関するデータとしては、総合農業試験場（宮崎郡都佐土原町）内のカンキツ園に設置された予察灯によるツヤアオカメムシおよびチャバネアオカメムシの

第1表 重回帰分析に用いた説明変数および目的変数との単相関

説 明 变 数	目的変数(8～11月誘殺数)		
	ツヤアオカメムシ	チャバネアオカメムシ	
前年	6月	0.563*	0.412
	6～7月	0.574*	0.386
	6～8月	0.616*	0.481
	日照時間	0.453	0.538*
	6～8月	0.407	0.444
	降水日数	-0.520*	-0.636*
当年	7月	-0.599*	-0.619*
	3～5月	0.304	0.361
	3～6月	0.523*	0.546*
	平均気温	0.520	0.542*
	6月	0.689**	0.540*
	6～7月	0.522*	0.476
	日照時間	-0.652**	-0.487
	3～6月	-0.691**	-0.514
	4～5月	-0.561*	-0.574*
	4～6月	-0.650**	-0.590*
台風個数	4～7月	-0.688**	-0.521*
	6～7月	-0.610*	-0.308
	7下～10中	0.670**	0.784**
	4～5月	0.465	-0.197
誘殺数	4～6月	0.448	-0.188
	4～7月	0.482	-0.179

注) (1) 平均気温は月平均値、他の変数は累積値。

(2) *は5%水準、**は1%水準で有意であることを示す。

誘殺資料を用いた。光源は1982年までは40W青色蛍光灯、それ以降は40W白色蛍光灯である。解析には1975~1991年のうち、一部が欠測である1989, 1990年を除いた15か年のデータを用いた。

気象データは、宮崎地方気象台（宮崎市）観測による月別の平均気温、降水量、日降水量0.5mm以上の日数（以下、降水日数と略す）、日照時間、台風個数について、単相関行列から重回帰分析に利用する変数の抽出を行い、第1表に示すデータを利用した。なお、台風については、本県に影響を与えた台風のうち7月下旬から10月中旬までの期間に最大瞬間風速10m/s以上が観測されたものの各年次ごとの個数を用いた。

2. 方 法

果樹における被害発生の多少を主目的としてカメリムシ類の発生量を予測する場合、目的変数をどの要素に置き換えるかが問題となる。果樹の被害量は予察灯の誘殺量と密接な関係がある（山田ら、1974；小田ら、1980）。例えばカキの被害と誘殺量との間に高い正の相関関係も認められている（山田、1982）。したがって、予察灯の誘殺数を被害発生量の指標とし、ミカンおよびカキ等の果実に対する吸汁加害の時期が主として8~11月頃であることから、ツヤアオカメリムシとチャバネアオカメリムシのそれについて8月1日から11月30日までの累積誘殺個体数を目的変数（y）とした。また、説明変数（x）には、各種の気象要因と発生前期（4~7月）の誘殺数を用いた（第1表）。

なお、材料で述べたように光源の種類が1983年から変

更されたが、ツヤアオカメリムシとチャバネアオカメリムシの年間誘殺数および両種の誘殺傾向は、第1図に示すようにその前後で大きな差異はみられない。この場合の光源の変化の影響は軽微なものと判断されたので、15か年のデータを一括して解析した。

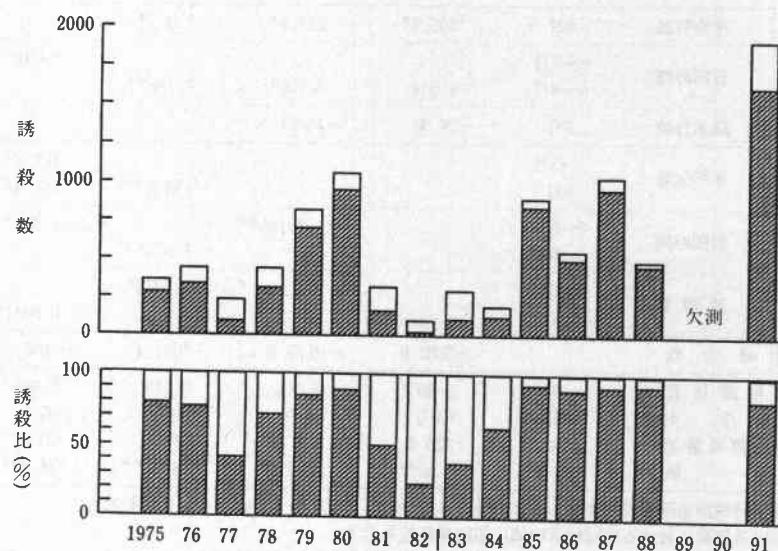
重回帰分析による予察式の作成にあたっては、前年および当年5, 6, 7月の各時期で8~11月の誘殺量を予測するモデル式を得ることを目的とし、それぞれの時期までに得られるデータの中から単相関係数の特徴などを考慮して説明変数の組を選定した。なお、予測時期が6月および7月のケースでは、台風個数が気象台発表の長期予報から推測できることを前提として、それを説明変数に組み入れた。変数の選択には変数増減法を採用し、あらかじめ選定したいくつかの変数の組に対しそれを繰り返し適用して重回帰式を求めた。

解 析 結 果

1. 単相関係数の特徴

8~11月の予察灯誘殺数と重回帰分析に用いた要因との間の単相関係数を第1表に示した。

前年夏期の気象データに関して統計的に有意な相関関係が認められたのは、ツヤアオカメリムシでは6月、6~7月、6~8月の月平均気温、6~7月、7月の降水日であり、チャバネアオカメリムシでは6~7月の日照時間、6~7月、7月の降水日数であった。また、それらの関係において両種カメリムシの秋期誘殺量は、前年夏期の平均気温が高く、日照時間が多く、降水日数が少ないほど



第1図 ツヤアオカメリムシとチャバネアオカメリムシの年間誘殺数（4~11月）及び両種の誘殺比の推移

■ ツヤアオカメリムシ □ チャバネアオカメリムシ

多い傾向であることが示された。

当年のデータに関しては、両種カメムシとも春期から夏期まで（3～7月）の比較的長い期間の平均気温および日照時間との相関の高いことが認められた。その場合、平均気温が高く、日照時間が少ないほど秋期誘殺量が多いという関係があった。

台風個数との関係については、両種とも正の相関関係が認められ、カメムシの飛来と台風との関連性が示唆された。

さらに、8～11月誘殺数と前期4月から7月までの誘殺数との関係を調べたが、チャバネアオカメムシでは相関が全くみられず、ツヤアオカメムシについても正の関係がうかがえる傾向ではあったが、相関の有意性は認められなかった。

以上の単相関係数の特徴から、両種カメムシとも8～11月の誘殺量は、前年夏～当年夏期の気温、日照時間、降雨ならびに当年夏～秋期の台風と密接な関係があり、両種の発生量に影響を及ぼす気象的要因は、おおむね共通していることが示唆されたが、単相関係数の絶対値が0.80以上になるような高い相関関係は求められず、単回帰式による予察の信頼性はあまり期待できない。

2. 発生量予測のための重回帰モデル

得られた重回帰式のうち、前年および当年5、6、7

月のそれぞれの予測時期別に、過去のデータに対する適合性が最も高いと判断されるモデル式をツヤアオカメムシについて第2表に、チャバネアオカメムシについては第3表に示した。なお、そのモデル式の採用基準としては、回帰式が統計的に高い水準で有意と判定され、重相関係数（R）の値が最高の式、またそれに匹敵するもので偏回帰係数が統計的に有意性と判定された説明変数を多く含む式とした。

2種カメムシの重回帰モデルにおいて、重相関係数の値を予測時期別に比較した場合、ツヤアオカメムシでは前年<当年5月<当年6月の順に重相関係数の値は高まつたが、当年の6月と7月の差はほとんどなかった。一方、チャバネアオカメムシでは、前年より当年5月段階の重相関係数は明らかに高い値を示したが、それ以降の6、7月時点でのモデルの適合度の改善は台風の要因が組み込まれていない式では認められなかった。

したがって、早期に高い精度で予測するという必要条件を満たす最良の予測モデルは、ツヤアオカメムシではモデルNo.3（第2表）、チャバネアオカメムシでは不確定要因である台風個数（予報値）を目的変数に含まれるものとしてモデルNo.2（第3表）と判断された。

すなわち、ツヤアオカメムシでは、当年6月末までの気象データ（前年6月の平均気温、前年6～8月の日照

第2表 ツヤアオカメムシの発生量予測モデル

変 数 等		時 期 别 重 回 帰 式			
		前 年 (モデル No. 1)	5 月 (No. 2)	6 月 (No. 3)	7 月 (No. 4)
前年	平均気温	6月	266.3*	221.4**	129.5*
	日照時間	6～7月			2.691**
		6～8月	1.534	1.779*	2.188**
当年	降水日数	7月	-29.33	-18.67	
	平均気温	3～5月			104.2*
		6月		193.6**	254.8**
当年	日照時間	3～5月		2.149**	-1.361*
		3～6月		-1.371**	
	誘殺数	4～6月		0.4078*	
		4～7月			0.5941**
回帰定数		-6380.6	-4525.8	-7694.4	-7697.2
重相関係数	R	0.803	0.916	0.980	0.975
寄与率	100R ²	64.5	84.0	96.1	95.1
残差標準偏差	Se	220.2	155.2	81.1	90.5
F値		6.67**	13.12**	43.87**	34.90**

注) (1) 時期別重回帰式：主としてその時点までのデータを用いて予測するモデルを示す。

(2) 各変数に対する重回帰式の値は偏回帰係数を示す。

(3) 残差標準偏差：残差分散 Ve の正の平方根（回帰推定の標準誤差）。

(4) *は5%，**は1%水準で有意であることを示す。

(5) 各モデル式は変数増減法により変数選択された重回帰式。

第3表 チャバネアオカメムシの発生量予測モデル

変数等	時期別重回帰式					
	前年 (モデルNo.1)	5月 (No.2)	6月 (No.3)	6月 (No.4)	7月 (No.5)	7月 (No.6)
前年	平均気温	6月 29.20	44.15*	42.88*		
	日照時間	6~8月	0.3857	0.3769	0.3963	0.2273
	降水日数	6~7月 7月	-7.198*	-4.815		
当年	平均気温	3~6月 3~7月 6~7月		30.18 58.03*		31.56*
	日照時間	4~5月	-0.5370*			
		4~6月 4~7月	-0.3715*		-0.1888	
	台風個数	7下~10中		28.38**		31.43**
	回帰定数	-384.7	-996.2	-965.0	-1165.0	-912.6
重相関係数	R	0.706	0.812	0.812	0.880	0.775
寄与率	100R ²	49.9	66.0	65.9	77.5	60.1
残差標準偏差	Se	47.2	40.6	40.7	33.0	44.0
F値		5.98*	7.10**	7.07**	12.65**	5.53*
						12.90**

注) 第2表参照。

時間、当年6月の平均気温、当年3~6月の日照時間)に加え、4~6月の予察灯誘殺数を組み入れたモデルで寄与率(R^2)は最高の0.961を示し、その式に含まれる変数の偏回帰係数はいずれも統計的に有意であった。

チャバネアオカメムシの最良モデルは、当年5月末までの気象データ(前年6月の平均気温、前年6~8月の日照時間、当年4~5月の日照時間)を説明変数とするモデルである。その寄与率は $R^2=0.660$ であり、ツヤアオカメムシのそれと比較して劣るものであったが、このモデル式の説明変数は、すべてツヤアオカメムシの最良モデルにも含まれており、説明変数の共通性は高い。各変数の偏回帰係数の符号もツヤアオカメムシのそれと一致していることから妥当性に欠けるものではないと思われた。

考 察

予察灯における果樹カメムシ類の誘殺データは、過去にも解析されている。宮原ら(1978)は福岡県におけるチャバネアオカメムシおよびツヤアオカメムシの年間の発生量を越冬成虫発生期(4~6月)と新成虫発生期(9~11月)の2期に分け、それぞれの時期の誘殺量の間には明瞭な関係はないとした。村岡ら(1987)も佐賀県での調査で、両種の予察灯による5~7月と8~10月の誘殺数の間の相関関係はほとんどないと報告している。本研究の結果もそれらとおおむね同様であり、両種につ

いて4~7月の誘殺数と8~11月の誘殺数との間に有意な直線関係は認められなかった。

両種カメムシの8~11月誘殺数と各種気象要因との関係については、単相関数ならびに重回帰モデルに取り込まれた変数の種類と偏回帰係数の特徴から、前年夏期(6~8月)と当年春~夏期(3~7月)の気温および日照時間の影響が特に重要であることが示唆された。この場合、前年夏の高温・多照、当年春から夏の高温・寡照の気象条件が多発の要因となる理由については以下のように考察される。

前年夏期の気象条件は、餌の量に影響する要因と考えられる。すなわち、両種カメムシの主たる発生源はスギとヒノキであり、これら針葉樹毬果の結実量の豊凶はカメムシの発生動向に大きく影響する(梅谷、1976; 山田ら、1980)といわれているが、その花芽形成は6月下旬~8月下旬に行われ、豊凶の周期性はあるものの、気象条件の影響を強く受け、夏の平均気温が平年よりも高く、日照時間が多く、雨量が少ない年に多く形成される(坂口、1983)。したがって、本解析において関連性が認められた前年夏期の平均気温、日照時間および降水日数は当年におけるスギ・ヒノキの毬果の結実量を左右する要因であると説明できる。

当年春~夏期(3~7月)の気象条件(日照時間、平均気温)については、餌の質とカメムシ個体群の増殖ならびにそれらの時間的な変動との関連性が考えられる。

針葉樹の毬果は、たとえばスギの場合、開花後4～5月に急速に生長して6月中旬頃大きさが最大になり、胚珠の大きさも毬果の生長と平行して増大し7月中旬頃最大になる（橋詰、1980）。したがって、春から初夏にかけて日照時間が少ない条件では、極端な乾燥状態になる頻度は低いものと思われ、スギ・ヒノキ毬果が順調に成熟し、カムシにとって良質な餌が確保されるものと推測される。

また、両種カムシの幼虫にとってスギ、ヒノキの毬果が餌として利用可能となる時期は、カムシの種類、樹種の違い、年次変動、地域差などにより若干の差異がみられるが、いくつかの報告例（山田ら、1980；小田ら、1981；池田ら、1977；田中、1979）と本県の温暖な気象条件を考え合わせると、遅くとも6月中旬頃からと推察される。したがって、この時期に気温が高い状態で経過すれば、より早い時期からカムシの繁殖が可能となり、カムシ個体群の増殖に対して有利に働くことが考えられる。

一方、カムシ個体群の増殖過程における湿度の直接的影響について、清水（1976）はクサギカムシの人工飼育において卵およびふ化幼虫が乾燥による死亡の多いことを述べ、守屋ら（1985）もチャバネアオカムシの卵のふ化率が湿度低下により著しく低下したと報告している。したがって湿度が日照時間に依存して低下するならば、それが間接的にカムシ類の増殖に影響する可能性がある。

台風はカムシにとって卵塊、幼虫を脱落・飛散させることが考えられ（小田、1980），夏までに大型台風が全くないことは幼虫の生存率に好影響を与える（長谷川ら、1974）。したがって、台風は個体群の増殖過程においてマイナス要因として作用するものといえる。しかし、成虫に対しては特に重大な死亡要因とは考えられず、強風、豪雨による生息場所の攪乱と環境の急激な悪化が好適な生息場所を求める移動をひきおこし、果樹への飛来をもたらす一因であると推察される。実際、台風通過後に予察灯誘殺数が増加する傾向が多く見られており、それと同時に果樹園での生息密度が急増することも観察されている。また、小田ら（1980）は、チャバネアオカムシの予察灯への異常飛来の前現象のひとつとして雨天続きた状況に注目し、降雨により抑制されていた飛翔活動がその後の晴天で一気にうながされる結果異常飛来現象が現出すると考察しているが、これも台風後の活発な飛翔の一因であろう。すなわち、台風は成虫の飛来量を支配する要因のひとつとして考えることができ、特に果樹園への主要な飛来時期を想定するうえで重要と思われる。

以上、重回帰分析の結果から、果樹カムシ類の発生機構に関する要因について気象条件を中心に考察した。2種カムシのうちチャバネアオカムシについては生態が比較的明らかにされているが、本県での優占種であるツヤアオカムシに関する発生生態は不明な点が多い。したがって、生態的な裏付けとなるデータがない現状では考察は推論の域を出ない。今後精度の高い発生予察を実現するには、個体数の変動要因の解明が重要であり、とくに本県ではツヤアオカムシの発育、増殖に関する生理的特性の究明ならびにスギ・ヒノキなどの寄主植物における発生経過の解明が必要である。

筆者らの作成した予測モデルのなかでツヤアオカムシに関するモデル式は過去のデータとの適合性がかなり高く、取り上げた説明変数により発生量の変動をよく説明できることが示唆され、かなりの予察精度が期待される。これはツヤアオカムシの樹上性の習性が他の果樹カムシ類に比べて強く、餌量の変動の影響を受けやすい（小田、1963）という生態的特性と関連がある。

一方、チャバネアオカムシのモデル式は再現性にやや不安が残る結果であった。この原因として、寄主植物・餌植物の種類が比較的多く、それらの利用形態が時間的・空間的に多様であるという生態面に加え、発生量（誘殺数）が絶対的に少ないと考えられるので、さらにデータの集積による検討が必要である。

なお、今回の予測モデルは1地点での予察灯誘殺データから求めたものであり、その予測値の地理的適用範囲については、多発時にはかなり広い地域でも有効と考えられるが、小田ら（1980）も指摘するように、少発生年における局地的被害は予測できない場合もあると思われる。また、是永ら（1978）は重回帰式による発生予察式について、少ない環境で得られた少数のデータでは一般性が低く、予察精度も低くなることを示唆し、モデルに使われたデータ範囲からはみ出るような場合には全く当たらないことがあるとの欠点を指摘している。したがって、当面の発生予察としては複数の予測モデルから得られた予測値と野外での寄主植物における生息密度などの実態調査から総合的に判断する必要性があるものと考える。

また、これら重回帰モデルに組み込んだ要因以外にも本種の発生密度の変動に直接的に関与するものとして餌植物の質と量、天敵など様々な要因が指摘されている。しかし、そのいずれもが定量的な実態把握が困難であり、気象要因を主体とした重回帰式による発生量の予察は、補助的に活用するとしても有効な手段と思われる。

今後は、新しい年次ならびに他の地域における適合性

など汎用性の検討を進め、より精度の高い予察式を作成することが当面の重要な課題であるが、さらに新知見などを組み入れてシステムモデルを構築し、シミュレーションによる発生予察へと展開を図ることも重要と考えられる。

摘要

1. 果樹を加害するツヤアオカメムシおよびチャバネアオカメムシの後期（8～11月）発生量の長期予察を目的として、各種気象データ、4～7月の予察灯誘数データから8～11月の予察灯誘殺数を求める予察式を重回帰分析により作成した。

2. 得られた重回帰式のうち、過去のデータに対する適合性が優れ、早期に予測値を得ることができる最良モデルの説明変数には、両種カメムシとも前年夏期および当年春～夏期の気象要因（平均気温、日照時間）が含まれ、さらにツヤアオカメムシには4～7月の予察灯誘殺数が含まれた。

3. 最良モデルの予測性を両種で比較した場合、チャバネアオカメムシの適合度がやや劣ったが、ツヤアオカメムシでは、6月末の比較的早い時期での予期予察の可能性が示唆された。

4. 重回帰分析の結果から、2種カメムシの多発被害をもたらす気象要因として、前年夏期（6～8月）が高温で日照時間が多く、当年春～夏期（3～6月）が高温

で日照時間の少ないこと、さらに当年7月下旬以降10月中旬頃までに台風の影響を強く受けすることが想定され、前者は本種個体群の増殖に好影響を与え、後者は成虫の飛翔行動を誘起するものと推察された。

引用文献

- 1) 藤家 梓 (1985) 農及園 **60**: 1033-1036.
- 2) 長谷川仁・梅谷献二 (1974) 植物防疫 **28**: 279-286.
- 3) 橋詰隼人 (1980) 遺伝 **34** (6): 4-10.
- 4) 池田二三高・福代和久 (1977) 関西病虫研報 **19**: 39-46.
- 5) 是永龍二・塙見正衛・広崎昭太・中村和雄・伊藤祐孝・木村義典・上村道雄 (1978) **22**: 141-151.
- 6) 小田道宏・中西喜徳 (1963) 奈良農試研報 **14**: 78-81.
- 7) 小田道宏・杉浦哲也・中西喜徳・上住 泰 (1980) 奈良農試研報 **11**: 53-61.
- 8) 小田道宏・杉浦哲也・中西喜徳・柴田叡式・上住 泰 (1981) 奈良農試研報 **12**: 120-130.
- 9) 宮原 実・山田健一 (1978) 福岡園試研報 **16**: 13-17.
- 10) 守屋成一・志賀正和・馬渕正人 (1985) 果樹試報 A **12**: 133-143.
- 11) 村岡 実・鶴 範三・中村秀芳・山津憲二 (1987) 九病虫研会報 **33**: 181-188.
- 12) 坂口勝美 (1983) スギのすべて 全国林業改良普及協会.
- 13) 志賀正和 (1980) 植物防疫 **34**: 303-308.
- 14) 清水喜一 (1976) 植物防疫 **30**: 142-146.
- 15) 田中健治 (1979) 関西病虫研報 **21**: 3-7.
- 16) 梅谷献二 (1976) 植物防疫 **30**: 133-141.
- 17) 山田健一 (1982) 九病虫研会報 **28**: 203-206.
- 18) 山田健一・宮原 実 (1974) 九病虫研会報 **20**: 53-56.
- 19) 山田健一・宮原 実 (1980) 福岡園試研報 **18**: 54-61.

(1992年5月11日 受領)