

Kontyû, 36 (2) : 151-162. 1968

誘蛾燈で誘殺されたガの種類とその数

長 沢 純 夫・柴 三千代
(イハラ農薬研究所)

伊 藤 博・山 下 イクエ
(香川県農業試験場)

Relation between the number of moth species and that of
individuals in some light trap records

By Sumio Nagasawa, Michiyo Shiba,
Ihara Agricultural Chemicals Institute, Shimizu

Hiroshi Ito and Ikue Yamashita
Kagawa Agricultural Experiment Station, Takamatsu

ある地点に任意の期間設置された、誘蛾燈による誘殺記録からは、学問的にもまた実際上の見地からも、きわめて興味深い種々の問題をひき出すことができる。わが国では、明治時代から誘蛾燈によつて、イネの害虫であるニカメイガ、およびサンカメイガの飛来数の調査がおこなわれていたが、昭和16年以降、この仕事は「病虫害発生予察ならびに早期発見」に関する国家的な事業として、同一規格のもとに全国的な組織をもつて計画推進され、龐大な資料が集積されて今日に至っている。これらの資料は、主要害虫として指定されたいくつかの昆虫を対象に、克明に調査された記録によつてしめられていることはいうまでもないが、同時に飛来し、誘殺された他の昆虫類の記録を、ときにそのなかに見出すことができる。こうした形でなされた誘蛾記録の解析は、20年余の昔に Williams (1943) によつて Fisher (1943) の logarithmic series の考えのもとになされた先駆的な仕事があるが、後年 Preston (1948) が truncated discrete lognormal の数学的モデルを提唱するにおよんで、ある期間、一地域に見出される昆虫、魚、鳥類、あるいは植物の種類とその数の相対量は、これらふたつの概念にてらして比較解析されるようになった (Preston 1958, Williams 1943, 44, 50, 53, 60)。しかしいずれのモデルもそのあてはめのための計算がかなりめんどろであつたため、この適用をこころみる人は意外に少なかつたが、その後、解析を容易におこなう統計学的手法が研究され、また計算に便利な数表 (Cohen 1959, 1961) が公にされるようになつて、この利用価値は増した。最近 Bliss (1966) はそうしたあたらしい手法を駆使することによつて、Williams (1939, 1943) の資料の再検討をおこなっているが、わが国で発生予察事業の間におこなわれた同列の記録も、上述の数学的モデルにあてはめて解析されるならば、これらはきわめて簡潔な統計量として整理出来、発生量のより妥当な比較考察も可能となつてこよう。そうした目的をもつてわれわれは1960年から1966年にいたる7年間に香川県農業試験場においてえられた誘蛾燈によるガ類の誘殺記録の解析をこころみた。その結果をここに報告する。

本文に入るに先立ち、数値の解析について種々の御助言をいただいた Conn. Agr. Expt.

Sta. の Bliss 博士と、本稿校閲の労をとられた京都大学農学部内田俊郎教授に謝意を表する。

誘蛾燈による誘殺記録

われわれが今回解析をおこなった、第1表の誘蛾燈によるガ類の誘殺記録は、1960年から66年にいたる7年間、香川県高松市仏生山町所在の、香川県農業試験場内に設置された60 W 電球を用いた乾式誘蛾燈によつてえられたもので、その採集と整理は、伊藤と山下がおこなった。1960～63年および65年の記録は、「病害虫発生予察事業年報」の中に詳細に記されているが、1964年および1966年のそれは、まだ公にされておらず、野帳の記録を集計したものである。なおこの報告にしるす解析のためには、誘殺されたガの種類と、その個体数だけをすれば充分であるから、第1表の誘殺記録も、単に種類別の誘殺個体数 y と、それに対応する種類数 f を、年度別にしめしたにすぎない。種類別の多寡、また発生消長などについては、筆者らの一人、伊藤によつて他日論ぜられるであろう。なおガ類のほか、ウンカ、ヨコバイ類、カメムシ類、コガネムシ類、またアメバチのような種類も同時に誘殺され、記録されているが、これらは考察の対象からは除外した。

この発生予察および早期発見に関する事業の指定害虫であるニカメイチュウの、年次ごとの誘殺数、および7年間の合計値は、*印によつて第1表の中にしめした。個体数では各年、2位あるいは3位に位しているが、全誘殺個体数に対する割合は、1960年から66年にかけて、それぞれ2.1, 3.9, 19.3, 12.0, 8.2, 16.1, 11.5%で、平均すると10%とわずかである。7年間の合計値では3位に位し、全誘殺個体数のわずか6.8%である。1963年はとくに発生が多かつたことがわかるが、全誘殺数に対する割合は、最少を記録した1966年のそれとほぼおなじである。もつとも多数個体を記録した種類は、1965年コナガが3829個体で第1位で、全体の45.5%であつたのをのぞいて、全部ヒメマダラミズメイガでしめられ、全誘殺数に対する割合は、1960年から66年にかけて、それぞれ87.6, 84.6, 31.4, 63.1, 58.1, (5.8), 31.6%で、合計値では71.8%をしめている。すなわち、1965年の5.8%をのぞけば、平均して全個体数の60%まで本種によつてしめられている。ヒメマダラミズメイガ、ニカメイガとあるいはコナガをふくむ最高の3種のしめる割合は、それぞれ93.0, 90.3, 65.3, 83.5, 84.0, 67.5, 52.6%で、合計値では86.0%, 5種までいれると94.9, 92.7, 79.2, 90.2, 88.0, 74.9, 60.5%で、合計値では89.6%で、全誘殺数の大部分が数種のガによつてしめられていることがわかる。

Williams (1939) およびその報告のなかにしるされているその他の研究者によつてなされた英国における誘殺記録と比較すると、われわれの記録は種類数において1/2～1/3程度で、きわめて少ないが、個体数においては20倍近くに達する年もあつた。しかしこの個体数のほとんどが、ごく2,3の種類によつてしめられていることは前述のとおりで、これは誘蛾燈を設置した地点の周辺が、ガ類の発生環境としては、きわめて単調な植生を有する水田地帯であつた事によるものと思われる。

Fisher および Preston の分布のあてはめ

ひとつのあたえられた棲息環境において、誘蛾燈やその他の方法で誘殺されるある昆虫

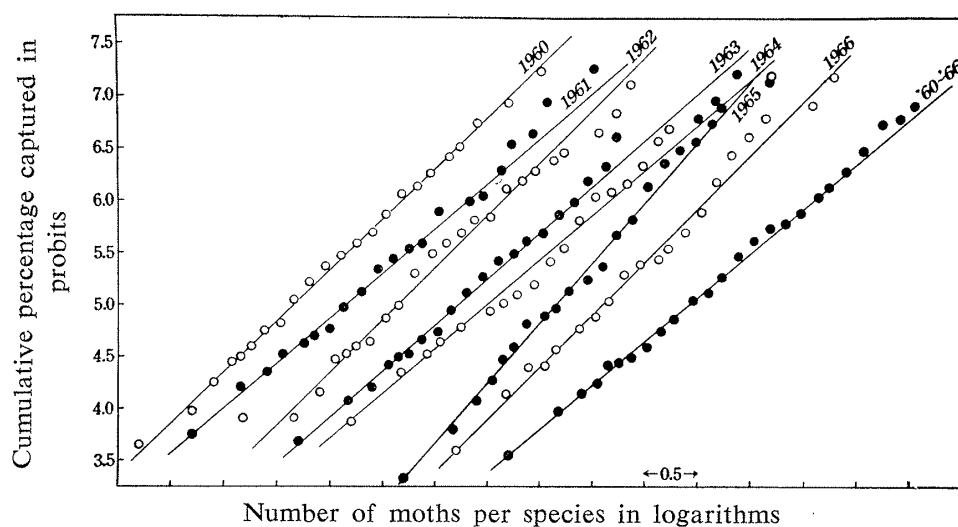


Fig. 1. Relation between the number of moth species and that of individuals in some light trap records.

の個体数の分布は Poisson series にしたがう、その棲息環境はそれぞれ Poisson 分布の指標である平均値 μ_i をもつ、多くの昆虫によつて構成されているものと仮定しよう。もしこれらの平均値の間の分散が χ^2 分布にしたがつた場合は、あるひとつの誘殺記録の、誘殺個体数 $y=1, 2, 3, \dots$ に対応する誘殺種類数 f は、 $y=0$ の項をかけた負の二項分布にあてはまるものと考えられる。平均値 μ_i の間の分散が増大するにしたがつて、負の二項分布のパラメーター、すなわち集中度をあらわす母数 k は 0 にちかづき、 $y=0$ に相当する種類の数は無限に増大するという仮定のもとに Fisher は $k=0$ とおき、 $1/(k-1)!$ を母数 α におきかえて、負の二項分布から logarithmic distribution の数学的モデルを誘導した。すなわち任意の昆虫個体数 y に対応する期待種類数 ϕ_y は

$$\phi_y = \frac{\alpha R_y}{y}$$

の式によつてもとめられる。ここで $y \geq 1$ 、および $0 < R < 1$ である。母数 R は、たとえば誘蛾燈の場合は光度の強弱など、サンプリング方法の効率の良し悪しにおつている。

一方、Preston のとなえる他のひとつの数学的モデルは、各個の平均値 μ における variation が χ^2 分布でなく、lognormal にしたがつた場合が仮定され、誘殺数 $y=1, 2, 3, \dots$ に対応する種類数 f は切れた lognormal series にあてはまるとした。あるひとつの誘殺記録において切れた部分、すなわち $y=0$ にあたる部分は、捕えることのできなかつた種類数に比例する。それ故、もしサンプリングの効率を高めて行けば、これは当然減少してくるところのものである。

計算法の詳細はすべて先学者のそれにゆずることとして、第 1 表の誘蛾燈による誘殺記録を logarithmic distribution にあてはめて計算した途中の段階と、統計量 $\hat{R}, \hat{\alpha}$ およびその分散をひとつの表にまとめてしめたのが第 2 表である。一方、切れた discrete log-

Table 1. Number of Macrolepidoptera caught in a light trap in each of seven years and the seven-year totals.

Moths per species	Number of species (<i>f</i>) in							Moths per species	Number of species (<i>f</i>) in								
	Number of species (<i>f</i>) in								<i>y</i>	Number of species (<i>f</i>) in							
	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966			60-66	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966
<i>y</i>																	
1	5	9	4	7	9	5	9	12	26	2	2	2	1				2
2	6	4	4	2	4	5	6	7	27				1				1
3	5	4	6	6	3	4	1	6	28	1	1		1				1
4	1	3	1	2	4	5	4	7	29	1	1		1				1
5	3	1	2	1	1	3	3	1	30			1		1			1
6	3	1	1	1	1	2	2	2	31	1							1
7	2	1	1	3	1	1	1	1	32			1					1
8		2	2	1		1	1	2	33			1	2				1
9	1	1	1	1	3	1	1	2	34							2	
10	1	2	2	1		1	2	2	35	1				1			
11	2	2	2	2	1	1	1	4	36		1						1
12	2	3	1	4	1	1	2	1	37	1	2						
13	3	2	1	2	1	1	2	2	38	1			1				
14			1	1	1	1	1	1	39					1			
15	1	2	2	2	2		1	1	40								
16		1	2	2	1	1	1	3	41		1						
17	1	1	2	2	1	1	3	1	42			1		1			
18				2	1	2	1	2	43								1
19	2	1	2	1	1	1	1	2	44					1			2
20	2	2	2	1		2	1	2	45						2		1
21	1		2	1	1		1	3	46								1
22		1	2		1				47								1
23		1	1					2	48						1		
24			2					1	49								1
25	1				1		1	2	50								

Number of moths y , $f=1$ species for each y . * denotes *Chilo suppressalis*.

1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	60-66
53 148	52 248	51 175	69 234	55 121	52 104	53 123	52 77
54 175	74 309	59 290	71 234	56 206	53 113	55 139	78 117
56 228	75 322	65 336	72 235	57 229	56 120	56 152	80 127
69 243	78 333	74 459	73 302	60 252	70 149	69 153	84 148
70 353	375 334	896 334	99 321	63 321	73 168	70 168	84 190
80 393	421 375	111 896	101 462	65 363	78 277	70 207	205 440
82 468	432 421	120 1430	111 537	74 440	81 344	70 212	228 496
83 647	538 538	134 1888*	125 568	78 1640*	92 491	81 282	238 571
100 654	730 730	148 3069	130 2503	86 3552	94 1357*	88 347	600 1586
114 1481*	845 845		135 3847	96 11643	102 3829	91 917*	683 2703
121 2272	108 1117		152 5521*	103		103 1248	719 5554
132 61079	153 2577*		196 28981			113 2514	792 15381*
	182 55426		224			120	845 16908
							1002 163203

normal distribution にあてはめて計算をこころみた結果が第 3 表であるが、この場合

$$Y_0 = \frac{1}{2} \text{ 以下の数値は欠けたものと仮定}$$

し、あわせて対数単位でしめした階級の上限と下限の中央値 y_* について計算をおこなった。そして類集の誤差を少なくするために、1~8までは類集をおこなわず、9~14まではふたつずつあわせ、14.5以下は $\sqrt{1.4}$ 倍しながら階級の幅をきめて行く方法をここではとっている。

適合性の検定

種類数 y に対する観測個体数 f と、Fisher および Preston の分布のモデルにあてはめて計算した、期待値 ϕ の間の適合性を検定した結果をしめすと、第4表のとおりである。この場合の階級の幅のとりかたは、大体 1.4 倍づつの間隔にした。いずれの場合も χ^2 の値に対する P の値は、logarithmic 分布よりも lognormal 分布の方が大きく、その適合性は後者において高いといえる。ことに前者の場合 1960, 1961 および 1963 年の記録は、有意水準 0.05 において適合しているとはいえない。各年次毎の χ^2 の値を合計した結果は、logarithmic series の場合は $\sum \chi^2 = 107.014$, $n=128$, ($P<0.001$) discrete lognormal の場合は $\sum \chi^2 = 116.421$, $n=121$, ($P=0.59$) となり、 χ^2 検定の結果から lognormal 分布の方が、われわれの誘殺記録のあてはめには logarithmic 分布より遙かに高い適合性をもっているといえよう。7 年間の誘殺記録を総合して、同様にあてはめをおこなった結果からも、おなじ結論をみちびくことが可能で、lognormal 分布に対しては $\chi^2 = 19.345$, $n=20$ という高い適合性 ($P=0.50$) がえられたが、logarithmic series に対しては $\chi^2 = 47.390$, $n=21$ で、 $P=0.001$ とな

Table 2. Logarithmic distributions computed from the moth trap data in Table 1. f =Number of individual moths per species.

Term	1960	1961	1962	1963
Σf	72	74	57	72
$\Sigma(fy)$	69696	65497	9778	45904
R_1	0.99993	0.99986	0.99959	0.99985
$\bar{y}$	968.00000	885.09460	171.54386	637.55556
$\hat{R}$	0.9998863	0.9998742	0.9991822	0.9998178
$\hat{\alpha}$	7.92534	8.24056	8.00299	8.36523
$V(\hat{R})$	0.08183271	0.08216084	0.07971253	0.08448836
$V(\hat{\alpha})$	0.084022	0.089666	0.147695	0.100156
$SE(\hat{R})$	0.000043	0.000046	0.000312	0.000067
$SE(\hat{\alpha})$	0.2898	0.2994	0.3843	0.3165
$1/V(\hat{R})$	545640360	462782992	10295977	222798527
$1/V(\hat{\alpha})$	11.9016	11.1525	6.7707	9.9844
Term	1964	1965	1966	60-66
Σf	60	71	72	142
$\Sigma(fy)$	20046	8414	7952	227287
R_1	0.99955	0.99941	0.99887	0.99995
$\bar{y}$	334.10000	118.50704	110.44444	1600.61268
$\hat{R}$	0.9996200	0.9987376	0.9986280	0.99993522
$\hat{\alpha}$	7.62038	10.63526	10.92513	14.72461
$V(\hat{R})$	0.07216959	0.06175955	0.06202756	0.09317946
$V(\hat{\alpha})$	0.111692	0.228094	0.241474	0.136581
$SE(\hat{R})$	0.000147	0.000419	0.000450	0.000018
$SE(\hat{\alpha})$	0.3342	0.4776	0.4914	0.3696
$1/V(\hat{R})$	46091658	5683271	4932036	3145187
$1/V(\hat{\alpha})$	8.9532	4.3842	4.1412	7.3217

り、適合性はとぼしいといわなければならない。

Williams (1960) は、大標本の場合の logarithmic series に対する適合性は、小標本における程高くないことをのべ、logarithmic series は真の分布に対する単なる近似解であるとした。多くの解析例からも lognormal 分布の方が、logarithmic 分布より一般により高い適合性のえられることを Preston (1948, 1958), Williams (1953) がのべ、Bliss (1966) も Williams (1939) のデーターの再検討の結果から、同様の結論をのべている。

Williams (1939) のそれとは洋を東西にへだて、しかも昆虫の棲息環境など全く異つた地域でえられた、より長年にわたるわれわれの誘殺記録に対しても同様、Preston のモデルにより高い適合性が見出されたことは、lognormal 分布の普遍性を物語るものであろう。

Table 3. Truncated lognormal distributions computed from the moth trap data in Table 1. f =Number of species. y_* =log (moths per species).

Term	1960	1961	1962	1963
$\sum f=N$	72	74	57	72
$\sum(fy_*)$	96.154	101.718	72.779	101.910
$\bar{y}_*$	1.335472	1.374568	1.276825	1.415417
m_2	0.840657	0.936125	0.733756	0.936258
r	0.313896	0.333422	0.294725	0.317786
$\hat{\theta}$	0.114988	0.141901	0.092238	0.120034
$\hat{\mu}$	1.147294	1.136799	1.131287	1.209385
$\hat{\sigma}^2$	1.148611	1.334530	0.963394	1.289901
$\hat{\sigma}$	1.071733	1.155219	0.981526	1.135738
X_0	-1.351385	-1.244638	-1.459276	-1.329897
$\hat{N}$	78.9722	82.8331	61.4386	79.2756
$V(\hat{\mu})$	0.0317245	0.0410224	0.0298050	0.0365169
$V(\hat{\sigma})$	0.0181966	0.0223993	0.0177565	0.0207779
$SE(\hat{\mu})$	0.17811	0.20254	0.17264	0.19109
$SE(\hat{\sigma})$	0.13489	0.14966	0.13325	0.14415
$100\phi_0/\hat{N}$	8.83	10.66	7.23	9.18
Term	1964	1965	1966	60-66
$\sum f=N$	60	71	72	142
$\sum(fy_*)$	77.328	87.468	88.242	222.842
$\bar{y}_*$	1.288800	1.231944	1.225583	1.569310
m_2	0.897750	0.607862	0.709573	1.039984
r	0.355185	0.258664	0.304466	0.297294
$\hat{\theta}$	0.176860	0.058069	0.103358	0.095087
$\hat{\mu}$	1.007623	1.142926	1.067795	1.391461
$\hat{\sigma}^2$	1.344744	0.744325	0.950454	1.372622
$\hat{\sigma}$	1.159644	0.862743	0.974912	1.171590
X_0	-1.128495	-1.673680	-1.404050	-1.444610
$\hat{N}$	68.9306	74.5093	78.2741	153.3951
$V(\hat{\mu})$	0.0599796	0.0154000	0.0246382	0.0173105
$V(\hat{\sigma})$	0.0306572	0.0095605	0.0144435	0.0102672
$SE(\hat{\mu})$	0.24491	0.12410	0.15697	0.13157
$SE(\hat{\sigma})$	0.17509	0.09778	0.12018	0.10133
$100\phi_0/\hat{N}$	12.96	4.71	8.01	7.43

このようにあるひとつの群集を構成する動物や植物の個体数と、種類の数の関係を簡単な統計量として表現しようとするところみは、なおこれより以前に元村 (1932) が、等比級数の法則を提唱して、本分野開拓のいとぐちをしめしたが、その後に発表された諸学説と併せて、これらの関連性は篠崎 (1955) によつて詳細に論述されており、内田 (1958) もまた若干の解説を行なっている。

上述のごとく、われわれの誘蛾燈による誘殺記録に対しては、Preston の lognormal 分布が高い適合性をしめし、logarithmic series はさほどでないことをしりえたが、つぎに

Table 4. Distribution of observed (f) trap captures of moths from Table 1

y	1960			1961			1962			1963								
	f	$L\phi$	$LN\phi$	f	$L\phi$	$LN\phi$	f	$L\phi$	$LN\phi$	f	$L\phi$	$LN\phi$						
0			(6.97)			(8.83)			(4.44)			(7.28)						
1	5	7.92	7.44	9	8.24	7.97	4	8.00	5.71	7	8.36	7.11						
2	6	3.96	4.72	4	4.12	4.84	4	3.99	3.83	2	4.18	4.44						
3	5	2.64	3.52	4	2.75	3.54	6	2.66	2.91	6	2.79	3.29						
4	1	1.98	2.81		2.06	2.80	1	1.99	2.35	2	2.09	2.63						
5	3	1.58	2.34	3	1.64	2.32	2	1.59	2.03	1	1.67	2.19						
6-7	5	2.45	3.77	2	2.55	3.69	1	2.46	3.12	4	2.59	3.52						
8-10	2	2.66	4.22	3	2.77	4.12	5	2.67	3.59	2	2.81	3.96						
11-14	7	2.55	4.11	7	2.65	4.01	3	2.56	3.49	8	2.69	3.88						
15-20	6	2.74	4.28	5	2.85	4.16	8	2.73	3.63	5	2.89	4.07						
21-28	4	2.60	4.19	7	2.71	4.08	4	2.58	3.53	4	2.74	4.02						
29-39	3	2.58	4.03	3	2.68	3.95	2	2.54	3.36	5	2.71	3.91						
40-55	3	2.68	3.81	2	2.79	3.75	2	2.62	3.13	1	2.82	3.74						
56-77	3	2.63	3.39	2	2.73	3.37	3	2.53	2.74	4	2.76	3.39						
78-108	4	2.64	3.34	8	2.74	3.37		2.50	2.65	2	2.77	3.39						
109-151	4	2.61	2.83		2.71	2.89	4	2.41	2.19	4	2.73	2.93						
152-211	1	2.56	2.55	2	2.65	2.65	1	2.27	1.92	2	2.67	2.70						
212-295	2	2.58	2.16	1	2.67	2.29	1	2.18	1.58	4	2.67	2.34						
296-414	2	2.58	1.72	4	2.67	1.98	1	2.04	1.28	2	2.66	2.02						
415-580	1	2.52	1.52	3	2.61	1.68	1	1.83	1.03	3	2.58	1.74						
581-812	2=	2.45	1.24	1	2.53	1.41	1	4.85	2.93	1	14.82	6.73						
813-1137				2	2.44	1.14												
1138-1592	1	15.09	4.01	1	12.44	3.99												
1593-2229																		
2230-3121	1																	
3122-4369																		
4370+	1			1						2								
Total	72	72.00	72.00	74	74.00	74.00	57	57.00	57.00	72	72.00	72.00						
χ^2		34.712	10.414		43.536	25.438		27.027	18.201		32.190	16.756						
n		19	18		20	19		18	17		18	17						
$P(\chi^2)$		0.02	0.92		0.003	0.15		0.08	0.38		0.03	0.47						

7年間にわたって各年次ごと計算されたそれぞれの、母数の均一性を考察してみよう。まず logarithmic 分布の特性をしめすふたつの母数のうち、 $\hat{R}$ についてその variance の逆数、すなわち $1/V(\hat{R})$ を weight w として、それぞれの $\hat{R}$ におもみをかけ、 $[w\hat{R}^2] = \sum w\hat{R}^2 - \sum^2(w\hat{R}) / \sum w \approx \chi^2$ の式によつて検定をおこなつた結果は、 $\chi^2=20$, $n=6$, $P=0.00277$ となつた。すなわちそれらは均一であるとはいえない。しいて重みをかけたこれらの平均をもとめると、 $\bar{R}=0.9998454 \pm 0.0000278$ となる。ここで $SE(\bar{R}) = \sqrt{1/\sum w}$ である。個体群の多様性をしめす他のひとつの母数 $\hat{\alpha}$ について、同様の検定をおこなつた結果は、 $\chi^2=57.658$, $n=6$, $P<0.001$ となり、同様にその均一性は肯定できない。 $\bar{\alpha}=8.4491 \pm 0.1321$ 。

1960 から 66 年にいたる 7 年間の総誘殺種類数は 142 種で、各年の約 2 倍、最小の 1962 年に比べると、2.5 倍に達している。そして各年次毎の種類あたりの平均誘殺数に比べて、

and their logarithmic ($L\phi$) and lognormal ($LN\phi$) expectations.

y	1964			1965			1966			60-66		
	f	$L\phi$	$LN\phi$	f	$L\phi$	$LN\phi$	f	$L\phi$	$LN\phi$	f	$L\phi$	$LN\phi$
0			(8.93)			(3.51)			(6.27)			(11.40)
1	9	7.62	7.40	5	10.62	6.27	9	10.91	7.80	12	14.72	11.58
2	4	3.81	4.32	5	5.30	4.67	6	5.45	5.19	7	7.36	7.43
3	3	2.54	3.11	4	3.53	3.72	1	3.63	3.88	6	4.91	5.60
4		1.90	2.43	5	2.64	3.08	4	2.72	3.11	7	3.68	4.53
5	4	1.52	1.99	3	2.11	2.62		2.71	2.59	1	2.94	3.82
6-7	1	2.35	2.15	6	3.27	4.30	6	3.35	4.16	3	4.56	6.21
8-10	3	2.55	3.46	3	3.53	4.90	4	3.63	4.64	6	4.95	7.10
11-14	2	2.45	3.31	3	3.38	4.82	5	3.46	4.49	8	4.75	7.09
15-20	3	2.62	3.40	5	3.60	5.00	7	3.69	4.60	8	5.09	7.55
21-28	2	2.49	3.29	2	3.40	4.84	3	3.48	4.44	11	4.84	7.64
29-39	7	2.46	3.13	4	3.33	4.59	2	3.40	4.19	4	4.80	7.57
40-55	2	2.55	2.94	8	3.41	4.13	2	3.48	3.86	9	4.99	7.41
56-77	6	2.48	2.60	3	3.27	3.57	4	3.33	3.42	11	4.90	6.86
78-108	4	2.48	2.57	6	3.19	3.33	5	3.24	3.11	8	4.92	7.04
109-151	1	2.42	2.17	3	3.02	2.65	4	3.06	2.62	6	4.87	6.24
152-211	1	2.34	1.97	1	2.79	2.22	4	2.81	2.25	2	4.80	5.88
212-295	2	2.32	1.68	1	2.61	1.73	2	2.61	1.83	4	4.84	5.26
296-414	2	2.26	1.43	1	2.36	1.34	1	2.35	1.48	7	4.87	4.67
415-580	1	2.13	1.21	1	2.05	1.00				3	4.80	4.12
581-812	1	8.71	5.44	1	3.59	2.22	1	4.69	4.34	4	4.71	3.55
813-1137										5	4.64	3.01
1138-1592										4	4.54	2.53
1593-2229										1		
2230-3121										1	26.52	9.31
3122-4369	1			1						4		
4370+	1											
Total	60	60.00	60.00	71	71.00	71.00	72	72.00	72.00	142	142.00	142.00
χ^2		27.819	19.436		15.985	12.381		15.745	13.795		47.390	19.345
n		18	17		18	17		17	16		21	20
$P(\chi^2)$		0.07	0.30		0.59	0.78		0.54	0.61		0.001	0.50

7年間の総計のそれははるかに大きく、また多様性の指標 $\hat{\alpha}$ も、各年のそれよりも大きい。
14.7246 $\pm$ 0.3696.

Logarithmic series よりもより高い適合性のえられた lognormal 分布のもつ、ふたつの母数のうち、平均値 $\hat{\mu}$ は、その標準偏差 $\hat{\sigma}$ より、均一性は高いようである。事実 χ^2 検定をおこなった結果は、それぞれ $\chi^2=0.598$, $n=6$, $P=0.991$ および $\chi^2=5.036$, $n=6$, $P=0.540$ となり、共に均一性が肯定されたが、とくに $\hat{\mu}$ の値においてきわめて高い一致がみられた。combined mean および standard deviation を計算した結果は、それぞれ $\hat{\mu}_c=1.1267\pm 0.0647$ および $\hat{\sigma}_c=1.0133\pm 0.0494$ となつた。

第1図は第1表の種類あたりのガの数を、対数間隔に類集し、その各々の階級の上限に対する累積頻度を、プロビットに変換、それらの関係を図に示めたものである。上にのべた $\hat{\sigma}$ の値の均一性が、 $\hat{\mu}$ のそれにくらべて若干ひくいことは、この図に示めた回帰

線の傾きの相異によつてうなずかれよう。すなわち1961, 63, 64年における標準偏差 $\hat{\sigma}$ は、相互に似ているが、1960, 62, 65, 66年のそれとは差異がある。両年次群間内の均一性を検定した結果は、それぞれ $\chi^2=0.013$, $n=2$, $P=0.995$ および $\chi^2=1.706$, $n=3$, $P=0.640$ となり、ふたつの相似した群にわけることにより、それぞれにより高い均一性がえられた。combined standard deviation は、それぞれ $\hat{\sigma}_c=1.1489\pm0.0893$ および $\hat{\sigma}_c=0.9537\pm0.0592$ となつた。

さきに7年間の $\hat{\sigma}$ の間の均一性が証明されていることから当然であるが、上のふたつの combined standard deviation 間の相違を検定した結果は、 $\chi^2=1.003$, $n=1$, $P=0.317$ となり、抽出誤差の範囲内で両者はひとしいとみなしえられる。飛来するガの種類が多くなれば、当然 scatter は大きくなることが予想されるが、 $\hat{\sigma}$ と $\bar{x}_*$ との関係をグラフの上に打点した結果は、それを裏づけるにたるものではなかつた。これは採集法、また種の同定などに、なお検討の余地があつたかとも考えられる。

平均値は、さきの χ^2 試験の結果からも証明されたように、各年次間でとくに大きな差異はみとめられないが、1964, 66年のそれは、他にくらべればやや小である。

7ヶ年の記録を総合して計算した結果は、種類数が1年ごとのそのほとんど2倍になり、平均値 $\bar{x}$ も大きくなつたが、 $\hat{\sigma}$ は1961, 63, 64年のそれに近い値をしめした。推定種類数 $\hat{N}$ は、1962年の61種類から、1961年の83種類の範囲にあり、lognormal 分布にあてはめた結果から推定して1965年には全体のわずか4.71%が誘蛾燈でとらえることができなかっただけで、もつとも多くの種類が誘殺されずに終つたのは1964年の12.96%であつた。7年間を総合した結果では、7.43%が誘殺からもれた事になつてゐるが、各年次ごとの結果からみて、これは妥当な値と考えて差支えなからう。

引用文献

- Bliss, C. I. (1966): An analysis of some insect trap records. Proc. of Internat. Symposium on Classical and Contagious Discrete Distributions (Montreal, 1963). Statistical Publishing Co., Calcutta-35, India.
- Cohen, A. Clifford, Jr. (1959): Simplified estimators for the normal distribution when samples are singly censored or truncated. Technometrics, **1**, 217-237.
- (1961): Tables for maximum likelihood estimates: singly truncated and singly censored samples. Technometrics, **3**, 535-541.
- Fisher, R. A. (1943): The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. Part 3. A theoretical distribution for the apparent abundance of different species. J. Anim. Ecol., **12**, 54-58.
- 香川県農業試験場 (1960): 昭和35年度病虫害発生予察事業年報. 香農試印刷物第333号, 1-234頁.
- (1961): 昭和36年度病虫害発生予察事業年報. 香農試印刷物第62-37号, 1-234頁.
- (1962): 昭和37年度病虫害発生予察事業年報. 香農試印刷物第445号, 63-55号,

- 1-229頁.
- (1963) : 昭和 38 年度病害虫発生予察事業年報. 香農試印刷物第 520 号, 65-48 号, 1-237頁.
- (1965) : 昭和 40 年度病害虫発生予察事業年報. 香農試印刷物第 562 号, 66-38号, 1-260頁.
- (1967) : 昭和 42 年 2 月 3 日付書信.
- 元村 勲 (1932) : 群集の統計的取扱に就いて. 動雑 44, 379-383.
- Preston, F. W. (1948) : The commonness, and rarity, of species. *Ecology*, **29**, 254-283.
- (1958) : Analysis of the Audubon Christmas counts in terms of the lognormal curve. *Ecology*, **39**, 620-624.
- 篠崎吉郎 (1955) : 等比級数則に関する諸問題. 生理生態 6, 127-144.
- 内田俊郎 (1958) : 昆虫個体群の生態学. 最近の生物学 3, 60-63.
- Williams, C. B. (1939) : An analysis of four years captures of insects in a light trap. Part I. General survey; sex proportion; phenology; and time of flight. *Trans. Roy. Entom. Soc., London*, **89**, 79-131.
- (1943) : The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. Part 2. Results obtained by means of a light trap at Rothamsted. *J. Anim. Ecol.*, **12**, 44-53.
- (1944) : Some applications of the logarithmic series and the index of diversity to ecological problems. *J. Ecol.*, **32**, 1-44.
- (1950) : The application of the logarithmic series to the frequency of plants species in quadrats. *J. Ecol.*, **38**, 107-138.
- (1953) : The relative abundance of different species in a wild animal population. *J. Anim. Ecol.*, **22**, 14-31.
- (1960) : The range and pattern of insect abundance. *Amer. Naturalist*, **94**, 137-151.

Summary

Fitting trial of Fisher's logarithmic series (Fisher 1943) and the truncated discrete lognormal proposed by Preston (1948) was made to the light trap record of Lepidoptera taken at the Kagawa Agricultural Experiment Station for the years 1960 to 1966. Table 1 is the original listing of captured moths representing the relation between the number of species and that of individuals. The largest number of individuals captured is *Nymphula turbata* Butler excepting for the year 1965 in which *Plutella maculipennis* Curtis was the largest. *Chilo suppressalis* Walker, the most important insect pest of rice plant in Japan, was the second or third largest number of individuals. But the number of *Chilo suppressalis* was only about 10 per cent of whole captured moths. The total number

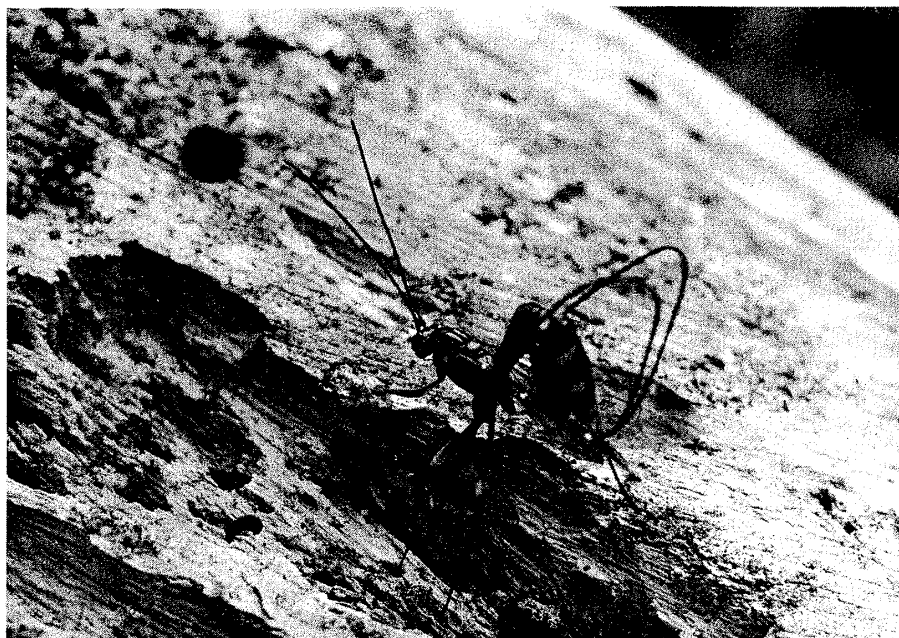
of individuals of these three species reached to about 85% of whole captured moths. Compared with the data reported by Williams and other workers from England (Williams 1939), the number of moth species of our record was only about a half or one-third of them. However, the number of individuals was about twenty times as many as the records of Williams and other workers. The big differences between the numbers of species and that between the numbers of individuals were assumed to be much owing to the difference of floras of lepidopterous habitat. That is, the area in which our light trap was exposed is almost paddy-field and the flora as the habitat of Lepidoptera was much simpler than the flora in which Williams and other workers made their trap records.

Intermediate steps for applying the logarithmic distribution to the moth captures for each year in Table 1 and to their combined record, the statistics $\hat{R}$ and $\hat{\alpha}$, and their variances are shown in Table 2. The figures shown in Table 3 are the equivalent terms for computing the statistics of the truncated discrete lognormal distribution for the same data. As shown in Table 4, the captures in each series and the seven-year total highly agreed with their expectations for the truncated discrete lognormal distribution. The three capture records for the year 1960, 61 and 63, however, not agreed with their expectations for the logarithmic distribution and the seven year combined record was also disagreeable with its expectation for the logarithmic series. It is considered that the lognormal distribution provided a much better description of the observed captures than the logarithmic series.

The relations between the cumulative frequencies captured in probits and the upper class limits of the grouping intervals in logarithms are shown in Fig. 1. As is seen in Fig. 1 and from the result of χ^2 -test it can be said that of the two parameters characterized the lognormal distribution, the estimated mean $\hat{y}$ was much more consistent than the standard deviation $\hat{\sigma}$ over the seven years. The total number of species in the habitat sampled by the trap was estimated yearly statistics and the observed catch from $\hat{N}=61$ species in 1962 to $\hat{N}=83$ species in 1961. On this lognormal model, 4.71 per cent of the species of Lepidoptera escaped from capture in the year 1965, and the maximum per cent of the trap escaped capture was 12.96 per cent in 1964. Over the seven year period the species missed dropped to 7.43 per cent.

KONTYÛ, vol. 36, no. 2, 1968

Plate 3



南川仁博 — オオホシオナガバチの産卵.
(Minamikawa—Oviposition by *Megarhyssa praecellens*.)