

through the back-crossing to S strain; and the gene constitution of Rmc strain bears a resemblance to that of S strain.

The LD₅₀ values of propaphos, *O*, *O*-di-(*n*)-propyl-*O*-4-methylthiophenyl phosphate, at 24 hr after topical application were 0.86 μg/g of body weight of a female adult for S and Rmc strains and 4.0 μg/g for N strain (Fig. 2), indicating that a 5-fold resistance of N strain to propaphos is not due to the less sensitive ChE, but to other factor (s).

Though the LD₅₀ values of propaphos to S and Rmc strains were not different, poisoned symptom and death were observed distinctly earlier in Rmc strain than in S strain (Fig. 3). These results suggest that the less sensitive ChE of Rmc is more sensitive to propaphos than the enzyme of S strain, that was confirmed by an experiment on the inhibition of ChE *in vitro*. The ChE of

Rmc strain was inhibited by propaphos more strongly than the enzyme of S strain, showing $7.5 \times 10^{-9} M$ as I₅₀ value of propaphos for Rmc strain and $>10^{-8} M$ for S strain (Fig. 4).

The ChE activities in poisoned insects and paralyzed and dead insects by the topical application of propaphos were below 25% of normal individuals (Fig. 3).

Propaphos was a relatively poor inhibitor of ChE of this insect *in vitro*, but showed a strong lethal effect *in vivo*. These results suggest following two possibilities: (1) propaphos is converted to a more potent inhibitor *in vivo*; namely, thioether moiety of propaphos is activated to the corresponding sulfoxide and/or sulfone; (2) phosphorylated ChE by propaphos, i. e., dipropyl phosphorylated ChE, is relatively stable to bring about inhibition of ChE gradually.

Effectiveness of Insecticide Emulsifiable Concentrates on *Cryphalus fulvus* Niiijima living beneath the Bark of Pine Trees. Studies on the Control of Forest Insects. VIII. Sumio NAGASAWA and Shoji ASANO (Life Science Research Institute, Kumiai Chemical Industry Co., Ltd. Kikugawa, Shizuoka Pref. 439) Received November 11, 1974. *Botyu-Kagaku* 40, 19, 1975. (with English Summary 26)

4. マツの樹皮下に穿入したキイロコクイムシに対する殺虫剤の有効度, 林業害虫の防除に関する研究 第8報 長沢純夫, 浅野昌司* (クミアイ化学工業株式会社生物科学研究所) 49. 11. 11 受理

枯れたマツの樹皮下に穿入した, キイロコクイムシに対する6種の乳剤の有効度を, 4段階の濃度に希釈した薬液に被害木を浸漬し, それから羽化脱出する成虫の数を, 1週間おきに3回数える方法によって評価した。得られた成虫数に k をくわえた値の対数変換値, 非加重プロビット変換値, およびプロビットを用いる最尤法計算によってえられた, 中央値にもとづく3つの方法によって, 供試試料の相対有効度を算定した。それら3方法の結果は概ね一致し, 有効度はエルサン>EPN>マラソン>スミチオン>ジメトエート>ダイアジノン乳剤の順に低下した。

マツの樹枝部を加害し羽化脱出する, キイロコクイムシ *Cryphalus fulvus* Niiijima の空間分布は過大分散で, 負の二項分布に近似できることは先に報告した⁹⁾。そしてこの知見を基礎に, 被害樹枝部に処理した殺虫剤の, キイロコクイムシに対する有効度を見積るためのひとつの生物試験法を述べた⁹⁾。それは, 処理薬剤の濃度と, 羽化脱出する成虫数との関係に, Wadley¹²⁾ のプロビットを用いる濃度-反応率曲線の最尤推定法を適用, その間に用いられる補助変数 z を省くことによってこれを簡便化し, 重み係数の計算に

* 現住所: 大塚製薬株式会社徳島工場, 第2研究室

Anscombe⁹⁾ の補正を行なったものである。この方法によれば, 防除薬剤の有効度の比較算定も, また混用問題の一部の解析も, 実験室規模の試験で可能である¹⁰⁾。ひき続いて6種の殺虫剤について同様の試験をおこない, それらの有効度を比較算定した。その結果をここに述べる。

実験材料および方法

静岡県清水市日本平の松林において, キイロコクイムシの加害をうけた, 約50年生のクロマツの樹枝の枯死部を1970年12月下旬に伐採, これを10cmの長さ

に輪切にして供試木とした。供試木の切口は、乾燥を防ぐためと、切口から薬液が滲透することを避けるために、パラフィンで封じた。こうして用意された供試木は、26のプロットに無作為にふりわけた。1プロットあたり10本の供試木がわりあてられた。供試薬剤は市販のジメトエート43, スミチオン50, EPN 45, エルサン50, ダイアジノン40, およびマラソン50%の乳剤の6種を選んだ。これらはそれぞれA, B, C, D, E, Fの符号を与えて以下記述する。供試薬液は水で製品濃度0.25, 0.5, 1および2%に稀釈した。さきに用意した供試木を1本ずつ約10秒間これに浸漬した。無処理対照にあてた2プロット分の供試木は、水に同一時間浸漬した。浸漬後4日間室内において風乾した。風乾後、1本ずつ2重のポリエチレンの袋に入れ、25°Cの実験室の環境条件下においた。処理を行なったのは1971年1月13日で、袋入れをしたのは17日であった。

これから羽化脱出したキイロコキクイムシの成虫を、7日の間隔をおいて1月26日、2月2日、9日の3回にわたって数え記録した。第1, 2および3回の調査の結果をそれぞれブロックI, IIおよびIIIとした。

実験結果と考察

こうしてえられた実験の結果を、供試試料、濃度別に24のプロットにわけて、ブロックごとに示したのが第1表である。水処理対照プロットの数値は2プロットの平均値である。これを除いた残りの数値について、まず非相加性に関する検定のための分散分析をTukey¹¹⁾の方法によって行なった結果が第2表である。row 3に示したFの値は有意で、過大分散をしめし、実験値をそのまま用いて解析を行なうことは適当でないと云える。

供試昆虫の空間分布が過大分散で、負の二項分布に

Table 1. Number of *Cryphalus fulvus* coming out in every 7 days after treatment (blocks I-III) from 10 dead pine branches of 10 cm in length in an experiment for comparing six lots of insecticide emulsifiable concentrates (A-F).

Block no.	Conc. (%)	Survivors μ from lot						T_b $\Sigma (T_i \mu)$	Untreated plots, μ
		A	B	C	D	E	F		
I	0.25	74	128	84	37	91	78	1,191 161,716	131
	0.5	25	54	37	34	121	121		
	1	50	19	62	16	29	28		
	2	17	14	38	3	18	13		
II	0.25	60	52	22	4	55	30	502 75,692	96
	0.5	15	20	9	14	79	29		
	1	24	15	11	3	13	4		
	2	9	11	0	1	22	0		
III	0.25	51	28	19	31	45	42	468 62,633	57
	0.5	19	20	7	21	53	14		
	1	16	7	7	7	40	9		
	2	8	6	1	2	13	2		
T_i	0.25	185	208	125	72	191	150	2,161 = T 300,041	284
	0.5	59	94	53	69	253	164		
	1	90	41	80	26	82	41		
	2	34	31	39	6	53	15		

Table 2. Test for non-additivity for the data in Table 1.

Row	Source	DF	SS	MS	F
1	Between blocks	2	13,870	6,935	42.6
2	Between treatments	23	35,154	1,528	9.4
3	Non-additivity	1	5,432	5,432	33.4*
4	Error	45	7,329	163	
5	Total	71	61,785		
6	Correction for mean	1	64,860		

あてはまる場合の実験値の変換については、Anscombe¹⁾, Beal²⁾ がそれぞれ別個の方法を提案しているが、ここでは Anscombe¹⁾ の実験値 u を $y = \log(u + 1 + k)$ の形に変換する方法によって、負の二項分布の分散を安定させた上で結果の解析に入ることとする。 $\frac{1}{2}k$ を試行的にもとめる方法は、Bliss³⁾, Bliss and Owen⁴⁾ によって例解されているので、それに従っていくつかの値を $\frac{1}{2}k$ に代入し、 B_* の値を求めて行なった結果、 $\frac{1}{2}k=6$ とおいたとき、 $B_* = 0.022978$ の値が、 $\frac{1}{2}k=7$ とおいたとき、 $B_* = -0.040798$ の値がえられた。そこで $B_* = 0$ がえられるような値を求めた結果、 $\frac{1}{2}k=5.89$ が非相加性を 0 にする値に近いものとなった。これを実験値 u に加わえてその対数変換を行なった結果が、第3表上段の数値である。

この値にもとづいて分散分析を行なった結果が第4表である。脱出する成虫数は、ブロックごと、すなわち調査日ごとに有意に異なっていた (row 1)。この場合、羽化成虫数は処理後漸減し、第3週目のそれが一番に少なかった。また処理間の差も有意で (row 2) あるが、非相加性に関する F の値は有意でなく (row 8), $\frac{1}{2}k=5.89$ を実験値に加わえてその対数変換を行なうことによって、分散の安定をはかることができた

といえる。row 2 の平方和をさらにいくつかの成分にわけた結果が、rows 3~7 までの数値である。6 試料は同じ 4 濃度段階で試験を行なっているから、その合計値 T_p によって比較することができる。row 3 の $F=9.17$ から試料間の有効度は有意に異なっていると結論できる。なお 4 つの濃度の幅は、対数間隔に取っているから $x_1 = -3, -1, 1, 3$ の値におきかえて、 x_1 と生存虫数の関係をより簡単な方法で計算した結果、1 次回帰項は有意であったが (row 4), 2 次回帰項は有意性を示さなかった (row 5)。またそれぞれの 1 次回帰係数は、抽出誤差の範囲内でひとしく、濃度と生存虫数の関係は相互に平行であると言える (row 6)。濃度と生存虫数の関係は平均値においても (row 5)、また個々の試料についても (row 7)、その 2 次回帰項は有意でなく、1 次の関係だけで示すことができ、第3表に示した変換値にもとづいて、各試料の有効度の比較を行なっても差支えないと結論することができる。

供試試料の相対有効度を示すために、試料 A を標準とし、これに対する試料 B, C, D, E, F の有効度偏差 M' を求めると、第3表の下段に示すような数値がえられた。その逆対数値を 100 倍した $\log^{-1} M' \times 100$ の値

Table 3. Analysis of log-counts with $\frac{1}{2}k=5.89$.

Block no.	Conc. x_1	$y = \log(u + 5.89)$ for lot						T_b $\Sigma(T_i y)$
		A	B	C	D	E	F	
I	-3	1.902	2.127	1.954	1.632	1.986	1.924	39.523 175.124520
	-1	1.490	1.777	1.632	1.601	2.103	2.103	
	1	1.747	1.396	1.832	1.340	1.543	1.530	
	3	1.360	1.299	1.642	0.949	1.378	1.276	
II	-3	1.819	1.763	1.445	0.995	1.785	1.555	32.057 143.688197
	-1	1.320	1.413	1.173	1.299	1.929	1.543	
	1	1.476	1.320	1.228	0.949	1.276	0.995	
	3	1.723	1.228	0.770	0.838	1.445	0.770	
III	-3	1.755	1.530	1.396	1.567	1.707	1.680	31.684 141.044881
	-1	1.396	1.413	1.110	1.430	1.770	1.299	
	1	1.340	1.110	1.110	1.110	1.662	1.173	
	3	1.143	1.075	0.838	0.897	1.276	0.897	
T_i	-3	5.476	5.420	4.795	4.194	5.478	5.159	30.522
	-1	4.206	4.603	3.915	4.330	5.802	4.945	27.801 T_d
	1	4.563	3.826	4.170	3.399	4.481	3.698	24.137
	3	4.226	3.602	3.250	2.684	4.099	2.943	20.804
Total	T_p	18.471	17.451	16.130	14.607	19.860	16.745	103.264 = T
$-\Sigma(x_i T_i)$		3.393	6.231	4.380	5.461	5.458	7.895	32.818 = $-\Sigma(x_i T_d)$
Lot			B	C	D	E	F	
Log-toxicity, M'			0.14034	0.32210	0.53165	-0.19111	0.23748	
% Toxicity			138.2	209.9	340.1	64.4	172.8	
1/2 log-interval, $\frac{1}{2}L$			0.2444	0.2521	0.2676	0.2459	0.2477	

Table 4. Analysis of variance of the log-counts in Table 3.

Row	Source	DF	SS	MS	F
1	Between blocks	2	1.6296	0.81480	26.63**
2	Between treatments	23	5.1824	0.22532	7.36**
3	Lots of emulsifiable concentrate	5	1.4024	0.28048	9.17**
4	Concentration, linear	1	2.9919	2.99190	97.77**
5	Concentration, curvature	2	0.0096	0.00480	0.16
6	Lots×linear	5	0.1992	0.03984	1.30
7	Lots×curvature	10	0.5793	0.05793	1.89
8	Non-additivity	1	0.0007	0.00070	0.02
9	Error	45	1.3779	0.03060= s^2	
10	Total	71	8.1906		
11	Correction for mean	1	148.1035		

から、試料Aに対する相対有効度は64.4~340.1%にわたっていたが、有効度はDが一番高く、Cがこれにつき、その差は有意である。F、BもAより高い有効度を示したが、 $\pm L$ の値からその差は有意でない。EはAより3分の1程度の低い値を示したが、その差は有意と言えない。製品名におきかえると、上記の試験法によってえられたキロコキウムシに対する有効度は、エルサン>EPN>マラソン>スミチオン>ジメトエート>ダイアジノン乳剤の順である。

つぎに、実験方法の項において述べたようにこの実験では、各ブロックごとに水だけに浸漬した対照プロットにおける羽化脱出成虫数がかぞえられているから、これと処理プロットの羽化脱出成虫数との差を、対照プロットの羽化脱出成虫数で割ることによって、防除率(致死率)が求められる。これをプロビットに変換し、この単位でさきと同じ方法で有効度の比較算定が可能である。

第5表上段の数値が、こうして求めた防除率である。ただ各ブロックごとの対照プロットにおける羽化脱出成虫数が、大きく異なっていたので、防除率は各ブロックごと、それぞれの対照プロットの10本あたりの羽化脱出数にもとづいて求めた。これらをプロビットに変換したのがその下段の数値である。防除率100%を示した2プロットのプロビットは、欠項値の計算法を適用、残りの70の実験値から推定し、*印を附して示した。

第2表に示したと同様の、非相加性に関する検定を第5表下段の数値について行なった結果は、有意性が認められなかったため、そのままの値で解析をすすめても差支えないと考えられる。第5表下段のプロビットで示した防除率の分散分析の結果は、第6表に示すごとく、row 7において $P=0.05$ で有意性が認められたことを除けば、すべて先の、実験値に $\pm k=5.89$ を加わえた値の対数値にもとづいて計算したそれと同じ関係がえられた。しかしrow 7のFの値も、 $P=0.01$

においては有意とはいえない。

試料Aを標準としたとき、B、C、D、E、Fの相対有効度は第5表の下段に示すごとく、対数単位で計算した結果より、試料Aの有効度が若干高く出ていることから、B、C、D、Fの相対有効度は低く、標準に近い試料Eのそれは、さらに低い値を示している。有効順位は同じであるが、その差に有意性の認められたのはD、Eの2試料だけであった。

つぎに第1表に示したような実験の結果は、Wadley¹²⁾、Finney⁷⁾のプロビットを用いる最尤推定法によって、それぞれの濃度一致死亡率回帰直線の方程式を求めることが可能である。ただ第2表に示した分散分析の結果からも明らかなように、ブロック間の相違は大きく有意で、また無処理対照プロットからえられた羽化脱出成虫数も、第1表の最後の欄にみるように、かなり違っていた。それ故、3ブロックの対照プロットでえられた羽化脱出成虫数の平均を求め、これ、あるいはこれに近い値をNに見積って、最尤解析を行なうことは適当でなく、前節で、各ブロックごとの無処理対照プロットの羽化脱出成虫数にもとづいて致死率を求めたのと同様に、各ブロックごと別々にNを見積って計算をすすめるべきであろう。そこでまず、ブロックI、II、IIIそれぞれの対照プロットでえられた値131、96および57を、そのままNとして、第1回の補正計算を行なった。その結果、修正されたNの値、すなわちN'は130.47、95.13および57.99となり、ほとんどNと同じ値がえられた。またbは0.2662、0.2298、0.2820で、これらは相互に近い値を示している。そこで第2回目の補正計算は、これらのN'をあらためてNとして殺虫率を求め、それらのプロビット、すなわち実験値のプロビットと、bの平均値0.2593を用いてひかれた個々の予備回帰線にもとづいて、期待プロビットYを読みとり、このYと殺虫率とから計算のためのプロビットyを常法により算定した。その結果が第

Table 5. Percentage reduction of counts in Table 1 from the mean counts of check plots in each block, and the corresponding empirical probits.

Block no.	Conc. x_1	Per cent reduction for lot						
		A	B	C	D	E	F	
I	-3	43.5	2.3	35.9	71.8	30.5	40.5	
	-1	80.9	58.8	71.8	74.0	7.6	7.6	
	1	61.8	85.5	52.7	87.8	77.9	78.6	
	3	87.0	89.3	71.0	97.7	86.3	90.1	
II	-3	37.5	45.8	77.1	95.8	42.7	68.8	
	-1	84.4	79.2	90.6	85.4	17.7	69.8	
	1	75.0	84.4	88.5	96.9	86.5	95.8	
	3	90.6	88.5	100	98.96	77.1	100	
III	-3	10.5	50.9	66.7	45.6	21.1	26.3	
	-1	66.7	64.9	87.7	63.2	7.0	75.4	
	1	71.9	87.7	87.7	87.7	29.8	84.2	
	3	86.0	89.5	98.25	96.5	77.2	96.5	
$y = \text{probit kill}$								T_b $\Sigma(T_i y)$
I	-3	4.84	3.00	4.64	5.58	4.49	4.76	2208.8636
	-1	5.87	5.22	5.58	5.64	3.57	3.57	
	1	5.30	6.06	5.07	6.17	5.77	5.80	
	3	6.13	6.24	5.55	7.00	6.09	6.29	
II	-3	4.68	4.89	5.74	6.73	4.82	5.49	2464.3713
	-1	6.01	5.81	6.32	6.05	4.09	5.52	
	1	5.67	6.01	6.20	6.87	6.10	6.73	
	3	6.32	6.20	6.77*	7.31	5.74	7.56*	
III	-3	3.75	5.02	5.43	4.89	4.20	4.37	2280.4906
	-1	5.43	5.38	6.16	5.34	3.52	5.69	
	1	5.58	6.16	6.16	6.15	4.47	6.00	
	3	6.08	6.25	7.11	6.81	5.75	6.81	
T_i	-3	13.27	12.91	15.81	17.20	13.51	14.62	87.32
	-1	17.31	16.41	18.06	17.03	11.16	14.78	94.75 T_d
	1	16.55	18.23	17.43	19.19	16.34	18.53	106.27
	3	18.53	18.69	19.43	21.12	17.58	20.66	116.01
Total		65.66	66.24	70.73	74.54	58.59	68.59	404.35 = T'
$\Sigma(x_1 y)$		15.02	19.16	10.23	13.92	17.39	21.87	97.59
Lot			B	C	D	E	F	
Log-toxicity, M'			0.02684	0.23458	0.41086	-0.32712	0.13557	
% Toxicity			106.4	171.6	257.6	47.1	136.7	
1/2 log-interval, $\frac{1}{2}L$			0.2373	0.2422	0.2521	0.246	0.2389	

7表上段の数値である。つぎに重みの計算は、さきにキイロコキイムシのマツの樹枝部における分布は過大分散で、負の二項分布にあてはまることが明らかにされているので、Anscombe²⁾の式

$$w' = \hat{m}Z^2/Q(Q\hat{m} + k_c)$$

によって計算した。ここで \hat{m} はそれぞれの N に相当し、 k_c は先に求めた k $k = 5.89$ から $k_c = 11.78$ を用いた。

Z^2/Q , Q の値は Finney³⁾の第VIII, およびV表からそれぞれ読みとった。これらの数値を用いて、その重みを計算した結果が第7表中段の数値である。この x と y , w' およびさきの Y に対応する x' を、同じく Finneyの第II表から読みとって、最尤計算を行なった結果を要約して示したのが第8表である。

Aを標準としたときのB, C, D, E, Fの有効度偏差

Table 6. Analysis of variance of the unweighted probits in Table 5.

Row	Source	DF	SS	MS	F
1	Between blocks	2	5.2510	2.6255	10.14**
2	Between treatments	23	47.0901	2.0474	7.91**
3	Lots of emulsifiable concentrate	5	12.1228	2.4246	9.36**
4	Concentration, linear	1	26.4550	26.4550	102.14**
5	Concentration, curvature	2	0.1698	0.0849	0.33
6	Lots×linear	5	1.4089	0.2818	1.09
7	Lots×curvature	10	6.9336	0.6934	2.68*
8	Non-additivity	1	0.0533	0.0533	0.21
9	Error	45	11.6529	0.2590= s^2	
10	Total	71	63.0473		
11	Correction for mean	1	2270.8184		

Table 7. Second cycle in the maximum likelihood analysis of the data in Table 5.

Block no.	Conc. x_1	Working probit for plot					
		A	B	C	D	E	F
I	-3	4.84	3.75	4.75	5.56	4.49	4.77
	-1	5.78	5.22	5.58	5.63	3.92	3.93
	1	5.27	6.01	5.06	6.15	5.73	5.77
	3	6.12	6.24	5.50	6.96	6.07	6.24
II	-3	4.67	4.88	5.73	6.39	4.84	5.48
	-1	5.87	5.76	6.25	5.96	4.17	5.40
	1	5.67	6.00	6.05	6.87	5.94	6.69
	3	6.30	6.12	7.51	7.30	5.72	7.42
III	-3	3.99	5.04	5.45	4.91	4.36	4.44
	-1	5.43	5.40	6.14	5.35	3.80	5.69
	1	5.59	6.14	6.13	6.17	4.52	6.02
	3	6.09	6.22	7.10	6.79	5.71	6.79
Negative binominal weight w'							
I	-3	3.27	3.91	1.12	9.50	2.20	2.70
	-1	7.33	8.38	8.38	15.45	5.45	6.35
	1	13.09	14.29	14.29	19.10	10.66	11.86
	3	18.80	18.80	18.80	17.17	16.52	17.46
II	-3	1.35	5.18	11.98	13.87	2.12	9.90
	-1	1.84	9.90	15.88	15.98	5.18	15.39
	1	2.73	15.39	14.80	11.58	9.90	15.52
	3	4.19	15.52	9.00	5.46	14.72	10.29
III	-3	2.84	4.63	8.47	5.34	0.46	5.34
	-1	6.08	8.47	11.70	9.25	1.58	9.25
	1	9.99	11.70	11.52	12.16	4.63	12.02
	3	12.16	10.95	6.68	10.25	7.66	10.25
Lot		B	C	D	E	F	
Log-toxicity, M'		0.09686	0.23059	0.42091	-0.26888	0.18484	
% Toxicity		124.9	170.1	263.6	53.8	153.5	
1/2 log-interval, $\frac{1}{2}L$		0.2241	0.2278	0.2380	0.2294	0.2263	

Table 8. Analysis of χ^2 for parallelism of concentration-mortality regression lines and weighted means of some terms.

Source	DF	I		II		III		Mean
		SS	MS	SS	MS	SS	MS	
Parallelism of regression	5	10.778	2.16	5.864	1.17	3.546	1.77	
Residual heterogeneity	12	23.045	1.92	17.049	1.42	6.746	0.56	$\Sigma\chi^2=67.02$
Total	17	33.823		22.913		10.292		n=51
b		0.2711		0.2370		0.2856		0.2646
$\delta N/N$		-0.011414		-0.101802		-0.000412		-0.037876
\bar{x}	A	1.2312		0.9313		1.0254		1.0626
	B	1.1144		0.7932		0.6214		0.8430
	C	1.3842		-0.1937		-0.1445		0.3487
	D	0.4356		-0.6320		0.4774		0.0937
	E	1.3820		1.3313		1.7196		1.4776
	F	1.2972		0.0253		0.4754		0.5993
\bar{x}'	A	-0.8523		-0.8669		-0.8979		-0.8725
	B	-0.8278		-0.7482		-0.7821		-0.7860
	C	-1.1025		-0.5945		-0.6528		-0.7833
	D	-0.6439		-0.5508		-0.7414		-0.6454
	E	-0.9650		-0.9747		-1.3895		-1.1097
	F	-0.9150		-0.6203		-0.7526		-0.7626
\bar{y}	A	5.7027		5.8345		5.6101		5.7158
	B	5.7637		5.8643		5.8462		5.8247
	C	5.3470		6.2890		6.1507		5.9289
	D	6.1543		6.4645		5.9535		6.1908
	E	5.5322		5.4788		5.0748		5.3619
	F	5.6081		6.2134		5.9206		5.9140

を第8表の最後の欄に示した平均値を用いて、

$$M = \bar{x}_S - \bar{x}_R - \left\{ \bar{y}_S - \bar{y}_R - \frac{\delta N}{N} (\bar{x}'_S - \bar{x}'_R) \right\} / bi$$

$$= \bar{x}_S - \bar{x}_R - \left\{ \bar{y}_S - \bar{y}_R + 0.037876 (\bar{x}'_S - \bar{x}'_R) \right\} / 0.2646 \times 0.15051$$

の式により計算した結果が、第7表の下段の数値である。その逆対数値を100倍した相対有効度と、 $\pm L$ の値とから、相対的に前のふたつの単位で解析したそれと等しい結果がえられた。

引用文献

- 1) Anscombe, F. J.: *Biometrika*, 35, 246-254 (1948).
- 2) Anscombe, F. J.: *Ann. Appl. Biol.*, 36, 203-205 (1949).
- 3) 浅野口司, 長沢純夫, 伏見静枝: 防虫科学, 33, 54-61 (1968).
- 4) Beal, G.: *Biometrika*, 32, 243-262 (1942).
- 5) Bliss, C. I.: Proc. 10th Intern. Congress Entomol. (Montreal) 2, 1015-1032 (1958).
- 6) Bliss, C. I. and A. R. G. Owen: *Biometrika*, 45, 37-58 (1958).
- 7) Finney, D. J.: *Biometrika*, 36, 239-256 (1949).
- 8) Finney, D. J.: Probit analysis 2nd Ed. Cambridge Univ. Press. (1952).
- 9) 長沢純夫, 浅野口司, 伏見静枝: 防虫科学, 33, 80-85 (1968).
- 10) 長沢純夫, 浅野口司, 伏見静枝: 防虫科学, 33, 153-158 (1968).
- 11) Tukey, J. W.: *Biometrics*, 5, 232-242 (1949).
- 12) Wadley, F. M.: *Ann. Appl. Biol.*, 36, 196-202 (1949).

Summary

An effectiveness evaluation test of 6 insecticide emulsifiable concentrates for *Cryphalus fulvus* Nijima living beneath the bark of pine trees was carried out by the method of dipping the infested pine branches in emulsified solution of samples and counting the beetles come out from the treated branches. The infested pine branches by beetles were cut in lengths of 10 cm unit each. Both ends of each unit were sealed with paraffin to prevent the rapid drying up and the penetration of insecticide solution from these parts. Cut units were randomly assigned to 26 plots. Each plot was equally assigned with 10 units of pine branches. Of 26 plots, 24 were used for insecticide treatments and 2 for controls which were dipped only in water. Test samples, (A) dimethoate 43, (B) fenitrothion 50, (C) EPN 45, (D) Elsan 50, (E) diazinon 40, and (F) malathion 50% emulsifiable concentrates, were uniformly diluted with water at concentrations of 0.25, 0.5, 1 and 2%. Dipping was made for 10 seconds. After drying for 4 days under a laboratory condition, treated units were sealed piece by piece in a double polyethylene envelope and were kept under a condition of 25°C. Beetles come out from the treated and control plots were counted every 7 days for 3 times (Table 1). That is, the experiment is consisted of 24 treatments in each of 3 randomized blocks. The treatments were 6 different emulsifiable concentrates, each applied as a solution of 4 concentrations, and the counts were the number of beetles come out from 10 units of branches in each plot.

Since the result of the test for non-additivity made on the experimental data was significant and the overdispersed distribution was proved (Table 2), the initial counts u were transformed to logarithmic units of the number of beetles

come out, $y = \log(u + \frac{1}{2}k)$. The iterative estimation of $\frac{1}{2}k$ attained to 5.89 giving zero non-additivity. The result of the analysis of variance (Table 4) showed the adequacy of comparing the effectiveness in the unit $y = \log(u + 5.89)$. The relative effectiveness of samples B-F were compared with that of A which was designated as the standard. As is seen in the figures of the log-toxicity M' and $1/2$ log-interval summerized in the lower part of Table 3. Toxicities of unknown samples relative to the standard emulsifiable concentrate A ranged from 64.4 to 340.1%, and their effectiveness were in the order of Elsan > EPN > malathion > fenitrothion > dimethoate > diazinon emulsifiable concentrate. But only the difference of effectiveness of Elsan and EPN from that of dimethoate were significant.

In the present experiment, the number of beetles come out from two control plots were counted. Therefore the per cent mortality in each treated plot can be calculated by subtracting the count of beetles come out in each treated plot from the mean count in the controls, then dividing the difference by the control count. Two alternative methods of analysis in terms of unweighted (Table 5) and weighted probits (Table 7) which were derived from the per cent mortalities are also applicable to the present data. The result of analysis of variance of unweighted probits showed that the non-additivity, curvature and non-parallelism were less than the error and the computation could be made from the unweighted probits in the same way as from the log-counts (Table 6). The relative toxicities and half confidence intervals (Table 5) agreed substantially with the result computed based on the log-counts. The figures computed based on the results of the maximum likelihood solution also agreed substantially with the previous two results (Table 7).