

- 5) Water, H. Jura., *Anal. Chem.*, 27, 525 (1955)
- 6) Prat J., and Bodin. D., *Mem. Serv. Chim. etat.*, 41, 243 (1956)
- 7) Upham, S. D., *J. A. O. A. C.*, 43, 360 (1960)
- 8) 山内正雄, 牟田一郎, 佐藤六郎, 防虫科学 24, 168 (1959)
- 9) 佐藤六郎, 牟田一郎, 山内正雄, 日本農芸化学会関東支部第182回(昭和33年2月)において講演.

Summary

The spectrophotometric determination of malathion with bismuth nitrate has been investigated and compared with the colorimetric method with cupper sulfate recognized to be an official method in Japan.

The analytical procedure is as follows; about 0.5mg of malathion in 10ml of ethyl alcohol is decomposed by 2ml of N/2 ethanolic potassium hydroxide at 20~25°C in a 300ml flask with a join cap. After decomposition for 2 minutes, 50ml of distilled water, 1ml of 2% bismuth nitrate in 2.8N nitric acid solution and 25ml of carbon tetrachloride are added, and the mixture is shaken vigorously for 20 seconds. After carbon tetrachloride is separated, the flask with joint cap is turned, and the solvent layer is transferred into a cell (1 cm thickness) through the exit of

the cap. Absorbance is measured at 327.5m μ within 10 minutes at less than 15°C by a photoelectric colorimeter against carbon tetrachloride. At the same time, the absorbance corresponding to free, O, O-dimethyl dithiophosphoric acid contained in sample solution is measured. Correction is made from the absorbance of total O, O-dimethyl dithiophosphoric acid by subtracting the absorbance of free acid. The amount of malathion was calculated from a calibration curve obtained by the same procedure.

Methyl alcohol is also applicable as a solvent, by following the same procedure as in the case of ethyl alcohol after decomposition of malathion by N/2 methanolic potassium hydroxide at 45°C for 7 minutes.

The recoveries and coefficients of variances were compared between bismuth nitrate method and the official one for analysis of malathion emulsifiable concentrates and dusts.

Thus, the recovery and the precision of the proposed method are coincided with these of the official one. Furthermore, the procedure is easy to carry out, because Bi-O, O-dimethyl dithiophosphate is more stable than cupper complex. Therefore, this method is recommended for analysis of formulated malathion products.

Difference in Susceptibility of the Sexes of the German Cockroach, *Blatella germanica* L., to B-1946, with Special Reference to the Estimation of the Dosage-Mortality Curve from the Individual Records. Studies on the Biological Assay of Insecticides. XLIX. Sumio NAGASAWA and Michiyo SHIBA (Ihara Agricultural Chemicals Institute, Shimizu, Shizuoka Pref.) Received Jan. 23, *Botyu-Kagaku*, 30, 24, 1965 (with English Summary, 29)

5. チャバネゴキブリの雌雄の B-1946 にたいする感受性の相違, とくに個体別記録にもとづく薬量一致致死率回帰直線の算定について 殺虫剤の生物試験に関する研究 第49報 長沢純夫・柴三千代(イハラ農薬研究所) 40. 1. 23 受理

個体別に投与薬量をかえてその生死を記録する方法によつて, チャバネゴキブリの雌雄の B-1946 に対する感受性の相違を比較した. B-1946 のチャバネゴキブリに対する LD₅₀ は, 雌 0.10375 μ g/mg, 雄 0.06340 μ g/mg で, 雄は雌にくらべて 1.64 倍感受性であつた. 同じ実験記録を体重を考慮せず 1 個体あたりの薬量によつて集計し, それから算定された LD₅₀(μ g/roach) を, 用いた個体の平均体重で割つた結果は, 雌 0.11146 μ g/mg, 雄 0.06400 μ g/mg となり, 雄の感受性は雌より 1.74 倍高い結果をしめした. この僅かの差は体重を考慮しない 1 個体あたりの薬量にもとづいて集計したための精度の低下によるものと考えられる.

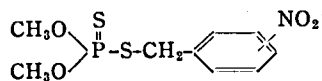
Bliss²⁾がのべた個体別記録にもとづく、薬量-致死率回帰直線の算定方法を適用して、筆者ら³⁾はさきに carbaryl にたいする チャバネゴキブリの雌雄の感受性を比較した。もともとこの計算方法は、試験を終つてはじめてその投与薬量を正確にすることのできる食毒剤の、サンドウィッチ法のような試験法によつて、えられた結果を整理する場合に適した評価の手段である。一方個体別にある程度の大きさの相違があり、また一時に大量の個体が供試できない場合は、あらかじめ種々の段階に投与薬量をかえて、個々にその感受性を記録し、結果的にはさきにする方法によるそれと同様の実験記録を用意してこれを集計するならば、計算の煩雑さが多少はともなうとしてもより精度の高い有効度の評価が可能である。本報においては、同一集団に属するチャバネゴキブリの雌雄の B-1946 にたいする感受性を、個体別に記録した結果にもとづいて集計比較した場合と、従来の方法にしたがつて供試個体はほぼ同一の大きさをもつものとかがえ、投与薬量ごとに集計して比較した場合とを考察する。

本文にはいるにさきだち、供試昆虫の飼育に御尽力いただいた伏見主子嬢に謝意を表する次第である。

実験材料および方法

供試昆虫：この実験に供試したチャバネゴキブリは当所において実験用小型動物を飼育するための、固型飼料と水によつて数年来累代飼育をつづけて今日にいたる系統で、実験には成虫になつて24時間以内の個体をもちいた。

供試薬剤：この実験にもちいた B-1946 のコードナンバーを有する薬物は、イハラ農薬研究所において合成された O,O-dimethyl ortho-nitrobenzyl dithiophosphate と O,O-dimethyl para-nitrobenzyl dithiophosphate の混合物でつぎの構造式をもつてしめされ有効成分82.6%を表示する research grade の試料である。



実験方法：供試昆虫を炭酸ガスで軽く麻酔し、これが不動態にある間に、まづ直示式天秤をもちいてその体重を測定、その後に、アセトンで 0.625, 0.875, 1.25, 1.75, 2.5, 3.5, 5, 7, 10 $\mu\text{g}/\text{mm}^3$ の濃度に希釈した薬液 1 mm^3 をその腹部腹面に micropipet をもちいて滴下した。薬液の処理を終つた個体は、直径 9cm, 高さ 7cm のガラス容器に別々にいれ、網蓋をかぶせた後、その上から脱脂綿にひたした稀釈牛乳を餌にしてあたえた。24時間後にこれらの生(+), 死(-)を記録した。この実験は1964年10月16日から11月4日にい

たる期間に、温度 25°C, 関係湿度70%の環境条件下で、おこなつた。

実験結果と考察

個体別に記録した実験結果で、その雄 120 個体についてえられた数値をしめすと、第1表のごとくである。これは体重あたりの処理薬量 ($\mu\text{g}/\text{mg}$) の対数をとつてその小さいものから順次ならべて、それぞれの薬量における生(+), 死(-)をかきいれたものである。ここでしめしたように、この体重に正比例した薬量を、そのまま投与薬量として以後の考察をすすめることの妥当性については、さきに Bliss²⁾, 長沢ら⁴⁾がおこなつたような方法によつて、検討をこころみておく必要がある。しかしここでは、ひとまづ Bliss²⁾ のいう size factor $h=-1$ であると考えて、従来からひろく用い

Table 1. Response of 120 male adults of the German cockroach, *Blattella germanica* L., to B-1946 treated topically in acetone solution. Dosages in μg per mg of body weight have been changed to logarithms and arranged in ascending order. The empirical sub-lethal, intermediate and lethal zones are separated by horizontal lines.

Log. dose	Died	Log. dose	Died	Log. dose	Died	Log. dose	Died	Log. dose	Died
-1.886	-	-1.699	-	-1.444	+	-1.276	-	-1.041	+
-1.886	-	-1.699	-	-1.432	-	-1.276	+	-1.022	+
-1.886	-	-1.699	-	-1.420	-	-1.260	+	-1.004	+
-1.886	-	-1.638	-	-1.420	-	-1.244	-	-0.971	-
-1.886	-	-1.602	+	-1.409	-	-1.244	-	-0.971	+
-1.854	-	-1.585	+	-1.409	-	-1.237	+	-0.879	+
-1.854	-	-1.553	-	-1.367	-	-1.222	+	-0.830	-
-1.854	-	-1.538	-	-1.367	-	-1.180	-	-0.801	+
-1.854	-	-1.523	-	-1.357	+	-1.180	+	-0.799	+
-1.854	-	-1.523	-	-1.347	-	-1.174	-	-0.785	+
-1.824	-	-1.523	+	-1.347	-	-1.174	-	-0.783	+
-1.824	-	-1.509	+	-1.337	-	-1.155	+	-0.757	+
-1.824	-	-1.509	+	-1.337	+	-1.155	+	-0.750	-
-1.796	-	-1.495	-	-1.328	-	-1.137	-	-0.745	+
-1.796	-	-1.495	-	-1.319	-	-1.137	-	-0.733	+
-1.770	-	-1.495	+	-1.319	-	-1.137	+	-0.728	+
-1.770	-	-1.481	-	-1.319	+	-1.137	+	-0.719	+
-1.770	-	-1.469	-	-1.310	-	-1.131	+	-0.706	+
-1.770	-	-1.469	+	-1.310	-	-1.102	-	-0.699	+
-1.770	-	-1.456	-	-1.310	-	-1.102	-	-0.697	+
-1.745	-	-1.444	-	-1.292	-	-1.102	+	-0.690	+
-1.721	-	-1.444	-	-1.292	-	-1.092	+	-0.674	+
-1.721	-	-1.444	-	-1.284	-	-1.087	+	-0.664	+
-1.699	-	-1.444	-	-1.284	+	-1.046	+	-0.648	+

Table 2. Calculation of the dosage-mortality curve from the data in Table 1, showing original arrangement in sets of 10, their combination into overlapping double groups for determining the provisional curve and the calculation of the first and second computed approximations from the initial groups of 10.

Sum of log-doses	No. dead Total	Provisional curve		
		Mean log-dose	Per cent kill	Empirical probit
-18.700	0/10	-1.831	0.0	—
-17.914	0/10	-1.736	10.0	3.72
-16.808	2/10	-1.599	30.0	4.48
-15.163	4/10	-1.485	30.0	4.48
-14.527	2/10	-1.415	15.0	3.96
-13.780	1/10	-1.346	15.0	3.96
-13.136	2/10	-1.282	35.0	4.61
-12.507	5/10	-1.201	55.0	5.13
-11.517	6/10	-1.104	65.0	5.39
-10.569	7/10	-0.933	75.0	5.67
- 8.100	8/10	-0.753	90.0	6.28
- 6.958	10/10	—	—	—

First computed approximation				
Mean log-dose x	Expected probit Y	Corrected probit y	Weight w	wx
-1.870	3.02	2.596	1.36	-2.54320
-1.791	3.24	2.777	1.91	-3.42081
-1.681	3.55	4.463	2.86	-4.80766
-1.516	4.01	4.988	4.42	-6.70072
-1.453	4.19	4.160	5.00	-7.26500
-1.378	4.40	3.877	5.58	-7.68924
-1.314	4.58	4.204	5.97	-7.84458
-1.251	4.76	5.006	6.23	-7.79373
-1.152	5.04	5.250	6.36	-7.32672
-1.057	5.30	5.515	6.16	-6.51112
-0.810	5.99	5.831	4.42	-3.58020
-0.696	6.31	6.872	3.33	-2.31768

Second computed approximation				
Expected probit Y	Corrected probit y	Weight w	wx	wy
3.08	2.645	1.50	-2.80500	3.96750
3.31	2.834	2.11	-3.77901	5.97974
3.63	4.368	3.12	-5.24472	13.62816
4.10	4.911	4.71	-7.14036	23.13081
4.28	4.165	5.26	-7.64278	21.90790
4.50	3.908	5.81	-8.00618	22.70548
4.68	4.219	6.13	-8.05482	25.86247
4.86	5.001	6.32	-7.90632	31.60632
5.15	5.253	6.31	-7.26912	33.14643
5.42	5.522	5.97	-6.31029	32.96634
6.13	5.792	3.94	-3.19140	22.82048
6.46	6.985	2.82	-1.96272	19.69770

られている、なんらの補正をくわえない体重あたりの薬量をそのまま考察の対象とし、また薬量の対数に対して反応率は正規に分布するという一般法則をたよりに、かく対数単位で表示したものである。ところで第1表について、低濃度の方から追って行つて最初の致死個体がみられるまでの28個体が、sublethal zoneに入る個体で、最後の生存個体のみられた後の11個体がlethal zoneで、その中間の81個体がintermediate zoneに入るものであるが、このintermediate zoneにおける生存個体と致死個体の割合は、次第に生存個体より致死個体が多くなっている。

体重あたりの投与薬量から中央致死薬量の算定：ところで第1表にしめたような実験結果をまとめるためには、まづこれを適当な数をもつて類集し、その平均処理薬量にたいする致死率をもとめて両者の関係をしめす予備回帰直線を最初に計算する方法にしたがうのが賢明である。計算操作の説明のために、順次10個体づつ類集した場合をここにとりあげることにする。

第2表の第1, 2欄が最初から10個体づつ類集して、都合12段階の合計処理薬量においてえられた反応個体数である。第1, 2欄の数値をそれぞれ順次にふたつづつくわえて、その平均値および致死率をもとめ、その致死率に対応するプロビットを表からもとめてかきいれたのが、それぞれ第3, 4, 5欄の数値である。この関係を図上にもとめたのが第1図の白丸である。この白丸を満足するようにひかれた第1図の破線が予備回帰線で、この両端の任意の2座標のしめす縦軸、横軸の数値から、予備回帰方程式 $Y=8.26+2.8X$ をえ

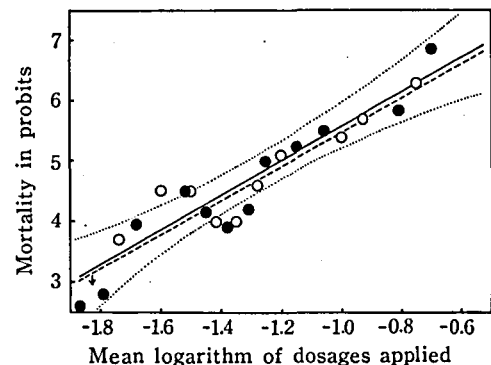


Fig. 1. Dosage-mortality curve for the toxicity of B-1946 to the German cockroach, *Blatella germanica* L. The empirical probits and provisional curve are represented by the empty circles, arrow and broken straight line; the corrected probits and computed curve by the solid circles and unbroken line. The dotted curves give the limits enclosing the true value of the dosage-mortality curve for odds of 19 in 20.

Table 3. Constants computed from the data on male (Table 2) and female.

Constants	Male		Female
	First approximation	Second approximation	Second approximation
$\Sigma(w)$	53.60	54.00	70.16
$\Sigma(wx)$	-67.80066	-69.31272	-68.01025
$\bar{x}$	-1.2649377	-1.2835689	-0.9693593
$\Sigma(wy)$	258.38387	257.41933	353.57164
$\bar{y}$	4.8205946	4.7670246	5.0395046
$[wx^2]$	4.404066	4.294470	4.796861
$[wxy]$	12.653020	12.443838	12.259593
b	2.87303	2.89764	2.55575
$[wy^2]$	—	46.51892	43.18992
χ^2	—	10.4611	11.8574
n	—	7	11

る。この X に第1欄の処理薬量の平均値、すなわち第6欄の数値を代入して期待プロビット Y をもとめる。第7欄の数値がそれで、以下常法により補正プロビット y (第8欄) および重み w (第9欄) をもとめ x, y および w の3者から第3表第2欄にしめすような、第1回目の補正された薬量-致死率回帰直線の方程式を計算する。その結果はつぎのごとくである。

$$Y = 4.8205946 + 2.87303(X + 1.2649377) \\ = 8.4548 + 2.873X$$

この第1回の計算の結果が、図上でもとめた予備回帰線とそれほどちがつていない場合は、普通これ以上の補正計算はおこなわない。さらに補正計算をおこなう場合は、第2表第6欄の数値を上式の式に代入して、第11欄にしめした Y をもとめ、あらたにこれを期待プロビットとして y, w を算定し、第2表第11~15欄、第3表第3欄にしめすように同様の計算をくりかえす。その結果は、

$$Y = 4.7670246 + 2.89764(X + 1.2835689) \\ = 8.4863 + 2.898X$$

の方程式がえられた。そしてまたこれをもととしてなされた第3回目の補正計算の結果はその詳細はしめさないが

$$Y = 4.7693709 + 2.89688(X + 1.282683) \\ = 8.4857 + 2.897X$$

の方程式がえられ、さきのそれとほとんどちがつていない。

こうしてもとめられた理論値と実験値との適合性の検定については、Bliss¹⁾はその自由度のとり方を多少変更しただけで、常法の χ^2 試験によつてなされることをのべている。すなわち0%または100%の致死率のえられた group は、期待プロビットから逆算して

供試個体数の10%が反応するところまでくわえて、これを有効観測数1にかぞえるよう提案している。第2回目の計算でえられた第3表の第3欄の $\chi^2 = 10.461$ についてのべるならば、この最初の致死率0%の group の期待プロビットは $Y = 3.08$ で、これに対応する致死個体数は $10(0.028) = 0.28$ で10%をこえていない。つぎの group の期待プロビット $Y = 3.31$ に対応する致死個体数は $10(0.045) = 0.45$ で、これも10%をこえていない。結局この場合0%のえられた group は、有効観測数としてかぞえることはできないと結論される。つぎに致死率100%のえられた group のそれについて考えてみると、この場合の期待プロビットは $Y = 6.46$ で、これに対応する生存個体数は $10(0.072) = 0.72$ で、これもまた有効観測数とかぞえることができない。結局0%および100%の致死率のえられた group は全部除外した9つの group を有効観測数として、この $N = 9$ から2をひいた7を自由度 n として χ^2 の値の有意性を検定すればよい。 $P_r = 0.05$ のときの自由度7の χ^2 の値は14.067で、本実験でえられた値はこれよりも小さく、観測値と理論値は一致しているということが可能である。

つぎに log-dose X のえられるプロビット Y の variance は

$$V(Y) = V(a) + (X - \bar{x})^2 V(b) \\ = 0.01852 + (X + 1.2835689)^2 \times 0.23286$$

の式からもとめられる。そして $\pm 1.96\sqrt{V(Y)}$ を計算することによつて、回帰直線の上下の信頼限界がえられる。第1図の点線をもつてつらねた相対するふたつの曲線がそれである。

つぎに log LD_{50} は

$$s = \frac{[wx^2]}{[wxy]} = \frac{4.2945}{12.4438} = 0.3451$$

とさきにもとめた第3表の $\bar{x}, \bar{y}$ とから

$$X = \bar{x} + s(5 - \bar{y})$$

の式によりもとめると -1.2032 となる。この log LD_{50} の average variance は、つぎの式によつてもとめられる。

$$V(\log LD_{50}) = s^2 \left\{ s \frac{(5 - \bar{y})^2}{[wxy]} + \frac{1}{\Sigma(w)} \right\} \\ = 0.002385 \\ = \pm 0.0488$$

ゆえに $\log LD_{50} = -1.2031 \pm 0.0488$ とかくことができる。あるいは有意水準0.05において中央致死薬量の対数は、 $-1.2031 + 1.96(0.0488) = -1.1075$ と $-1.2031 - 1.96(0.0488) = -1.2988$ の間にあるともいえる。実数単位になおすと中央致死薬量は $0.0626 \mu\text{g}/\text{mg}$ で、その誤差限界は $0.0781 \sim 0.0503 \mu\text{g}/\text{mg}$ となる。

上述の計算は類集した実験成績にもとづいておこなったものであるから、その結果は類集をおこなわず、個々に計算したものより多少その値はことなるであろう。個々の関係を図上に点綴してこれについて計算した。薬量-致死率回帰直線の方程式は、

$$Y = 5.0379312 + 2.99546(X + 1.0653090) \\ = 8.2290 + 2.995X$$

となり、 χ^2 試験の結果は自由度 $n=41$ において 0.692 であった。そしてこれからもとめた $\log LD_{50}$ は -1.0780 ± 0.0693 である。個々の関係からもとめた薬量-致死率回帰直線の方程式と、さきに 10 個体づつ類集した結果から算定したそれとは、わずかに相違している。

雌雄感受性の比較：同様の方法で雌 140 個体について第 2 回目まで補正計算をおこなった結果が、第 2 表第 3 欄の数値で、その薬量-致死率回帰直線の方程式は

$$Y = 7.5169 + 2.556X$$

となつた。これとさきの雄についてえられた回帰線との平行性に関する χ^2 試験をおこなうと $\chi^2 = 0.265 < 3.841 (n=1)$ となり、雌雄両回帰線は抽出誤差の範囲内で平行関係にあると考えてさしつかえない。そこで共通の角係数 $b_0 = 2.71725$ をもちいて雌雄両者の回帰方程式を計算しなおすと

$$\text{雌 } Y = 7.6735 + 2.717X$$

$$\text{雄 } Y = 8.2548 + 2.717X$$

となり、それぞれの $\log LD_{50}$ は -0.98399 および -1.19794 で、実数単位になおすと $0.10375 \mu\text{g}/\text{mg}$ および $0.06340 \mu\text{g}/\text{mg}$ となる。両者の比をもとめると $0.10375/0.06340 = 1.6365$ となり、同一の致死率のえられる薬量によつて比較すると、雄は雌よりも B-1946 に対して 1.64 倍感受性であるといふことができる。

1 個体あたりの投与薬量から算定した中央致死薬量：つぎにひろく一般におこなわれている方法、すなわち今回の実験におけるような、供試個体の体重の相違を考慮せず、1 個体あたりの投与薬量をもととして薬量-致死率の関係をもとめる方法によつて、同一の実験結果を整理し、さきの結果と比較してみよう。そうした考えのもとにまとめたのが第 4 表の数値で、常法によつてこれを計算した結果が第 5 表第 1～5 欄の数値である。この実験にもちいた雌 140 匹、雄 120 匹の平均体重は、第 5 表第 6 欄に示すようにそれぞれ 73.4, 49.2 mg で、これから体重あたりの中央致死薬量は、それぞれ 0.1136 および $0.0625 \mu\text{g}/\text{mg}$ となる。さきの体重あたりの投与薬量から計算したそれとかなり一致し、また薬量-致死率回帰直線の角係数も相似している。より妥当な雌雄の感受性の比較をおこなうために、まづ雌雄両回帰直線の平行性に関する χ^2

Table 4. Dosage ($\mu\text{g}/\text{roach}$)-mortality (%) data of the German cockroach, *Blattella germanica* L., for B-1946 which were grouped by the dosages applied without the consideration about the body weight.

Dosage $\mu\text{g}/\text{roach}$	Female		Male	
	No. roaches used	Per cent mortality	No. roaches used	Per cent mortality
0.625	—	—	10	0.0
0.825	—	—	16	0.0
1.25	—	—	12	50.0
1.75	6	0.0	16	18.8
2.5	24	8.3	25	28.0
3.5	17	23.5	13	46.2
5	12	33.3	9	88.9
7	12	66.7	8	87.5
10	15	60.0	11	90.9
14	54	66.7	—	—

Table 5. Result of calculation based on the data shown in Table 4.

	Female	Male
Regression coefficient, b	2.19883	2.894343
Log median lethal dose	0.9209491	0.4877845
Median lethal dose ($\mu\text{g}/\text{roach}$)	8.3358	3.0746
Result of χ^2 -test	4.2733	13.4500
Degrees of freedom, n	4	5
Mean body weight (mg)	73.4	49.2
Median lethal dose ($\mu\text{g}/\text{mg}$)	0.1136	0.0625

試験をおこなうと、 $\chi^2 = 0.650 < 3.841 (n=1)$ となり両者は平行関係にあると考えることが可能である。そこで共通の角係数 $b_0 = 2.51312$ をもちいて雌雄それぞれの回帰方程式を再計算し、その $\log LD_{50}$ をもとめると雌 0.91281, 雄 0.49813 となり、中央致死薬量はそれぞれ 8.1810 および $3.1418 \mu\text{g}/\text{roach}$ となる。これを第 5 表第 6 欄に示した雌雄それぞれの平均体重で割ると、雌 0.11146, 雄 $0.06400 \mu\text{g}/\text{mg}$ となりその比 1.74 となり、同一の致死率のえられる薬量によつて比較すると、雄は雌よりも B-1946 にたいし 1.74 倍の感受性をもつていと結論できる。そしてこれはさきの体重あたりの投与薬量から計算した 1.64 とかなり近い数値をしめしている。第 5 表にみるように、雄における実験値と計算値との相違は、 χ^2 試験の結果は有意であることがしめされているが、体重の要因を考慮にいれないために、それだけ算定の精度が減少したものと考えられよう。

Table 6. Effect of grouping upon estimates of the dosage-mortality curve and the median lethal dose computed from the data of Table 1.

Number of individuals in basic group	Method of grouping	Dosage-mortality curve		Log-LD ₅₀	LD ₅₀
		a'	b		
1	Ungrouped	8.229	2.30 ± 0.79	-1.078 ± 0.069	0.0836
5	All grouped equal	8.542	2.94 ± 0.48	-1.204 ± 0.048	0.0626
10	All grouped equal	8.486	2.90 ± 0.48	-1.203 ± 0.049	0.0626
15	All grouped equal	8.401	2.83 ± 0.47	-1.200 ± 0.064	0.0631
15	First alternative	8.385	2.82 ± 0.47	-1.201 ± 0.052	0.0630
15	Second alternative	8.440	2.87 ± 0.47	-1.200 ± 0.049	0.0630
3~24	Irregular	8.548	2.95 ± 0.48	-1.205 ± 0.048	0.0624

類集の影響：つぎに類集の間隔，方法をいくつかかえて同様の計算をおこない，類集の相違による影響を検討してみよう。まづ等間隔に類集した場合をさらにこまかく5つづつに区切つた場合と，大きく15個体づつにまとめたものにおけた場合を考えた。15個体づつ類集して作図した結果がかなりよい線にのつていたから，さらにこの方法を最初の8個体をきりとつて，そのつぎから15個体づつ類集し，最後に7個体のこす方法と，最初7個体とりそのつぎから15個体づつ類集して最後に8個体のこす方法の2通りをとつた。そしてもうひとつ処理薬量を大体ひとしくとつて類集して行く方法をとつた。この場合は当然最初の group は多数の個体からなり，次第に少数個体にうつっていくことは勿論である。計算の結果をしめすと第6表のごとくである。いずれも第2回までの補正計算の結果である。類集の間隔，方法をかえた影響は，ほとんどこの場合あらわれず，いずれの値もほぼ同様の結果をしめている。Bliss¹⁾ は計算された constants のなかで b が，一番類集の方法をかえた場合，変動することをししているが，筆者らの実験結果を上述の範囲で類集した範囲においてはいずれも大きな差異を見出すことはできなかった。

摘 要

1. 体重あたりの処理薬量を種々かえて，その生死を個体別に記録した結果から，薬量-致死率曲線を算定する方法によつて，チャバネゴキブリにたいする B-1946 の毒性を評価した。

2. B-1946 のチャバネゴキブリにたいする LD₅₀ は雌 0.10375 $\mu\text{g}/\text{mg}$ ，雄 0.06340 $\mu\text{g}/\text{mg}$ で，同一の致死率のえられる薬量によつて比較すると，雄は雌よりも B-1946 にたいして 1.64 倍感受性である。

3. 体重を考慮せず 1 個体あたりの薬量にもとづいて，同一の試験成績を集計し，その LD₅₀ を算定した結果は雌 8.1810 $\mu\text{g}/\text{roach}$ ，雄 3.1418 $\mu\text{g}/\text{roach}$ で，

試験にもちいた雌雄それぞれの平均体重から体重あたりの LD₅₀ をもとめると，雌 0.11146 $\mu\text{g}/\text{mg}$ ，雄 0.06400 $\mu\text{g}/\text{mg}$ となり，雄の雌にたいする感受性の比率は 1.74 倍となつた。このわずかの差は，体重を考慮しない 1 個体あたりの薬量から算定したための精度の低下によるものと考えられる。

4. 試験成績を整理するに際して，類集の間隔，方法をいくつかかえて，薬量-致死率回帰直線の諸項の数値を計算した結果は，いずれにおいてもほぼひとしい値がえられた。

文 献

- 1) Bliss, C. I. *Quart. J. Pharm. Pharmacol.* 11, 192~216 (1938).
- 2) Bliss, C. I. *J. Exptl. Biol.* 13, 95~110 (1936).
- 3) Bliss, C. I. *Lecture note* 165pp. (1961).
- 4) 長沢純夫・浅野昌司・近藤和信. 応動昆 7, 300~6 (1963).
- 5) 長沢純夫・柴三千代. 衛生動物 (印刷中)

Summary

Using a micropipet, one mm³ of B-1946 dissolved in acetone at a given dosage was applied topically on the ventral side of abdomen of the German cockroach. After 24 hours, the dead (+) or survival (-) was recorded individually, and the data were analysed by the probit method described by Bliss. The LD₅₀'s of B-1946 for female and male roaches which were determined from the dosage ($\mu\text{g}/\text{mg}$)-mortality curves were 0.10375 and 0.06340 $\mu\text{g}/\text{mg}$ respectively, so that male was ca 1.64 times more susceptible to B-1946 than female. The LD₅₀'s determined from the dosage ($\mu\text{g}/\text{roach}$)-mortality relations of the same records were 8.1810 and 3.1418 $\mu\text{g}/\text{roach}$ for

female and male respectively. These values could be expressed in the unit of $\mu\text{g}/\text{mg}$ as 0.11146 and 0.06400 for female and male as the average body weights of females and males used for the present experiment were 73.4 and 49.2mg respectively. In this case, so that, male was ca 1.74 times more susceptible to B-1946 than female. This slight difference between two values determined from the dosage ($\mu\text{g}/\text{mg}$)-mortality

and dosage ($\mu\text{g}/\text{roach}$)-mortality data is seemed to be due to that the body weight was left out of consideration. The effect of grouping was examined by computing the same data in seven different arrangements. Every constants were almost the same among six different groupings although all results were somewhat different from the result computed from the ungrouped data.

Toxicity of B-1946 to the Common House Fly Evaluated by the Impregnated Filter Paper Method. Studies on the Biological Assay of Insecticides. L. Sumio NAGASAWA and Michiyo SHIBA (Ihara Agricultural Chemicals Institute, Shimizu, Shizuoka Pref.) Received Jan. 23, 1965. *Botyu-Kagaku*, 30, 30, 1965 (with English Summary, 33)

6. 濾紙法による B-1946 のイエバエに対する毒性の評価 殺虫剤の生物試験に関する研究
第50報 長沢純夫・柴三千代 (イハラ農薬研究所) 40. 1. 23 受理

イエバエに対する B-1946 の毒性を、アセトンにとかした場合と、これにゴマ油を加用した場合とにわけて、濾紙法により評価比較した。プロビットに変換した致死率と、塗布薬量および曝露時間の対数の3者からなるプロビット平面はたたまれて、1本の直線と考えらることができた。Finneyの方法によりこれを解析した結果、この実験の範囲内ではゴマ油をアセトンに加用すると、B-1946の毒性は若干低下すること、および致死を決定する要因として塗布薬量、曝露時間ともほぼ同等の重要性を有することを知りえた。

さきに筆者らは、malathion のイエバエに対する毒性を、溶媒にアセトンをもちいた場合と、このアセトンにゴマ油を加用した場合とにわけて、濾紙法により実験し、えられた結果をプロビット平面に描いてこれを解析評価した。これと全く同じ実験計画と方法によつて、今回 B-1946 のイエバエに対する毒性を算定した。しかし本実験の場合、描かれたプロビット平面はたたまれて1本の直線と考えることができ、より簡単な形において比較することができた。その結果をここに報告する。本文にはいるに先立ち、供試昆虫の飼育に御協力いただいた伏見主子嬢に謝意を表する。

実験材料および方法

供試昆虫：この実験にもちいたイエバエ *Musca domestica vicina* Macq. は、豆腐粕培基により幼虫期を、砂糖と水をあたえて成虫期を飼育した、いわゆる高槻系と称される累代飼育系統の、羽化後4～5日目の雌個体である。

供試薬剤：B-1946 のコードナンバーを有する薬物は、イハラ農薬研究所で合成された O,O-dimethyl ortho-nitrobenzyl dithiophosphate と O,O-dimethyl para-nitrobenzyl dithiophosphate の混合物で、有

効成分82.6%を表示する research grade の試料である。これをアセトンおよびゴマ油を10%加用したアセトンで3.5, 5.0, 7.0 および 10.0 $\mu\text{g}/\text{mm}^3$ の濃度に稀釈し供試薬液とした。

実験方法：稀釈薬液 1cc を、面積 63.59 cm^2 の円形濾紙 (東洋濾紙 No. 2) に一様に滴下し、乾くのをまつてこれを直径 9cm のペトリ皿中に導入、その中の約40匹のイエバエに 160, 200 および 252 分間接触させた。処理後これらを直径 9cm、高さ 5cm のガラス容器に移し、網蓋をかぶせてその上から餌として水で等量稀釈した牛乳を脱脂綿にひたしてあたえた。生死の記録は薬剤を塗布した濾紙面の曝露をとり去つたときからかぞえて、24時間後におこなつた。別に対照区として、溶媒のみをそれぞれ 1cc 滴下したものに於いて、同様の実験をおこなつた。実験飼育ともに 25°C 関係湿度70%の環境条件下でなされた。

実験結果と考察

実験の結果をしめすと第1表の第1～3および6～8欄のごとくである。なお溶媒のみの処理をおこなつた対照区における致死率は0%であつた。ところでこのような実験計画にしたがつておこなわれた試験の