

する協力効果の相対値を、両プロビット平面の垂直距離をもって表わすと、その差は曝露時間が長びけば長びくほど減少し、約312分に達したとき、両者はほぼひとしい協力効果をしめすということが可能である。

## 引用文献

- 1) Finney, D. J. : *Ann. Appl. Biol.* 30, 71~9 (1943).
- 2) Finney, D. J. : *Probit Analysis*. Cambridge at the Univ. Press. London 318 pp. (1952)
- 3) 長沢純夫・柴三千代. 防虫科学 29, 46~50 (1964).
- 4) 長沢純夫・柴三千代. 防虫科学 30, 30~33 (1965).

## Summary

Comparison of synergistic action of anti-resistant DDT and DMC with DDT against the

common house fly was made by the impregnated filter paper method. In the case of anti-resistant DDT, amount of the deposit was as important as exposure time in determining the mortality. On the contrary, in the case of DMC, exposure time was more important than amount of the deposit. The importance of deposit in determining the mortality was the same in both synergists. If the difference of synergistic action between two chemicals was expressed by the mean probit difference, the synergistic action of anti-resistant DDT with DDT was greater than that of DMC with DDT when the exposure time was shorter, and the difference was decreased with the increase of exposure time. The same rate of synergism in both chemicals was predicted theoretically when the exposure time reached to 312 minutes.

---

**Difference in Susceptibility to the Lethal Effect of Malathion between Adults of the Common House Fly, *Musca domestica vicina* Macq., reared on the Culture Medium prepared with "Okara" and Those on the CSMA Culture Medium.** Problems on the Breeding of Insects for Biological Assay of Insecticides. XL. Sumio NAGASAWA, Michiyo SHIBA, and Shuko FUSHIMI (Ihara Agricultural Chemicals Institute, Shimizu, Shizuoka). Received March 29, 1965. *Botyu-Kagaku*, 30, 1965. (with English Summary, 66)

**13. 豆腐粕および CSMA 培基でそれぞれ飼育されたイエバエの Malathion に対する感受性の相違** 殺虫剤の生物試験用昆虫の飼育に関する諸問題. 第40報. 長沢純夫・柴三千代・伏見主子 (イハラ農業研究所) 40. 3. 29 受理

CSMA 培基で飼育したイエバエと、豆腐粕培基で飼育したそれとの malathion に対する感受性は滴下法による試験の結果からほぼひとしいことがたしかめられた。

イエバエを大量累代飼育するための幼虫の飼料として、米国ではすでに長年にわたつて、CSMA (Chemical Specialities Manufacturers Association, Inc.) の指示処方<sup>8)</sup>による配合飼料が広くもちいられているが、不幸にしてわが国では、未だこの種の材料を常時使用しうる段階に至っていない。わが国で今日広範囲にもちいられている飼料は、豆腐粕と酵母粉末を主材料とするもので<sup>9)</sup>、さきに筆者はこれによつて飼育したイエバエと、馬糞培基によつたもの<sup>7)</sup>、また寒天培基<sup>9)</sup>によつたものの、諸種の殺虫剤に対する感受性の相違を究明した<sup>9)</sup>。今回本文においてのべようとするのは、CSMA 培基によつてその幼虫期を飼育したものと、さきの豆腐粕培基で飼育したそれとの、malathion に対する感受性の相違を究明した結果である。なお実験結果の解析にあつては、対照区における斃

死率を考慮にいれて、薬量一致死亡率回帰直線の方程式を算定する Finney の方法<sup>4),5),6)</sup>の適用を試みた。本文に入るに先立ち CSMA 培基を送付されたカルフォルニア大学昆虫学及び寄生虫学教室の M. M. Morris 氏に謝意を表す。

## 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、いわゆる高槻系と称せられる10年余の累代飼育系統である。この幼虫期を飼育するために用いた豆腐粕培基は、豆腐粕50、糠5、酵母粉末0.5の処方におおむね準ずるもので、CSMA 培基による飼育は、その規定にしたがつておこなつた。飼育には、ともに直径12 cm、高さ18 cm のガラス製ポットをもちい、その上部は木綿布のおおいをした。

幼虫が、成熟に達した頃、その上層部へバーミキュライトの粉末を、5 cm ほどのあつさにいれ、蛹化をたすけた。蛹は羽化前にこれをふるい出して籠にうつした。羽化した成虫には砂糖と水をあたえて飼育した。羽化後4~5日目に炭酸ガスで麻酔して雌雄を分け、その雌個体をもちいた。

供試薬剤：この実験に用いた malathion, S-[1, 2-bis (ethoxycarbonyl) ethyl] O, O-dimethyl phosphorodithioate は、有効成分95%含有を表示する research grade の試料である。最高濃度 1.0 μg/mm<sup>3</sup> のアセトン溶液を調製、順次倍量希釈して、7段階の薬量階級において実験した。

実験方法：供試個体はまず炭酸ガスで麻酔し、その

胸部背部に microsyringe を用いて、1個体あたり 1 μl 滴下処理した。処理個体は約40匹を1組として、直径 9 cm、高さ 5 cm のガラス容器にいれ、網蓋をかぶせてその上から、脱脂綿にひたした稀釈牛乳をあたえた。24時間後にその生死を記録した。実験は1964年2月17日~3月2日の間に、1濃度について4回くりかえし、これを合計した。別にアセトンだけを処理した対照実験を、おなじ数だけくりかえした。飼育実験ともに温度 25°C、関係湿度約 60% の環境条件下においておこなった。

実験結果と考察

実験の結果を表示すると第1表のごとくである。

Table 1. Relation between dosage of malathion applied and per cent mortality of female adults of the common house fly, *Musca domestica vicina* Macq., reared on the CSMA and the "Okara" culture media.

Dosage μg/♀	CSMA			Okara		
	No. of flies used	No. of flies died	Per cent mortality	No. of flies used	No. of flies died	Per cent mortality
1	162	162	100	160	160	100
0.5	160	160	100	160	160	100
0.25	160	142	88.8	165	145	87.9
0.125	160	89	55.6	160	74	44.8
0.0625	160	29	18.1	161	20	12.4
0.03125	157	19	12.1	164	15	9.1
0.015625	154	16	10.4	164	12	7.3
Control	163	15	9.2	163	10	6.1

CSMA 培基で飼育したもの、豆腐粕培基によつて飼育したもの、それぞれの対照区における斃死率は 9.2 および 6.1 % である。従来、対照区においてこうした斃死率のみられた場合、つぎにしめすようないわゆる Abbott<sup>1)</sup> の補正式によつて、致死率を補正して計算段階に入つていた。

$$P = (P' - C) / (1 - C)$$

ここで P は補正殺虫率、P' は処理区の致死率、C は薬剤処理をおこなわない場合の自然の斃死率をしめす。しかしここで注意しなければならないのは、このような場合実際に薬物に曝露された数は、そこに用いられた数、すなわち n そのものでなく、平均して、n(1-C) という形をもつてあらわされる数でなければならないということである。この考えは、早くは Bliss によつて指摘されていることを Finney<sup>2)</sup> はしるしている。

これに対処する手段として、Finney は自然の斃死率 C を暫定的にきめて計算をすすめる最尤解法をこれにとりいれ、あわせて対照区における斃死率が、0 である場合に用いられている、従来のプロビット計算で

あたえられる重み係数  $w = Z^2 / PQ$  を

$$w = \frac{Z^2}{Q \left( P + \frac{C}{1-C} \right)}$$

の形にかえ、これにもちいた個体数 n を乗じて重みとした。

この w については、C が 0 から 90% までを 1% ごとにきざみ、期待プロビットを 0.1 ごとにきざんで、この両者に対応する値を計算して、w の表としてしめた (Finney: Probit Analysis 第 II 表)。それ故 C がきまれば、これと期待プロビット Y とのまじわる点を第 II 表からよみとり、これを重み係数 w とすればよい。勿論 C が 0 のときは、普通の重み係数  $w = Z^2 / PQ$  に帰着することは当然である。すなわち C が 0 % 以上のときは、期待プロビットに対応する  $w = Z^2 / PQ$  に  $P / \left( P + \frac{C}{1-C} \right)$  をかけたのが重み係数である。C が 5% より小さいときでも、w の値の減少する割合はなおかなり大きく、とくに期待プロビットが小さい場合はその割合は大きい。C=0 のときをのぞいて w は Y=5 を中心として対照的に減少せず、その減少

Table 2. Analysis of toxicity test results of malathion for the common house fly reared on the CSMA medium.

Log dose (+2.00)	<i>x</i>	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>p'</i>	<i>p</i> ( <i>C</i> =10.0)	Em- pirical probit	<i>Y</i>	<i>w</i>	<i>nw</i>	<i>x'</i> = <i>Q</i> / <i>Z</i>	<i>y</i>
2.00	162	162	100	100	100	∞	8.6	0.00212	0.34	0.26	8.86
1.70	160	160	100	100	100	∞	7.4	0.05547	8.88	0.37	7.77
1.40	160	142	88.8	87.6	87.6	6.16	6.2	0.32900	52.64	0.59	6.16
1.10	160	89	55.6	50.7	50.7	5.02	5.0	0.52087	83.34	1.25	5.00
0.80	160	29	18.1	9.0	9.0	3.66	3.8	0.18840	30.14	4.56	3.67
0.50	157	19	12.1	2.3	2.3	3.00	2.6	0.00424	0.67	44.29	3.26
0.20	154	16	10.4	0.4	0.4	2.35	1.4	0.00000	0.00	1634.00	7.68
Controls	163	15	9.2	—	—	—	—	—	—	—	—
Sum									176.01		

<i>nwx</i>	<i>nwx'</i>	<i>nwy</i>	<i>nwx<sup>2</sup></i>	<i>nwx<i>x'</i></i>	<i>nwx'<sup>2</sup></i>	<i>nwxy</i>	<i>nwx'y</i>	<i>nwy<sup>2</sup></i>
0.6800	0.0884	3.0124	1.3600	0.1768	0.0230	6.025	0.783	26.69
15.0960	3.2856	68.9976	25.6632	5.5855	1.2157	117.296	25.529	536.11
73.6960	31.0576	323.7360	103.1744	43.4806	18.3240	453.230	191.004	1990.98
91.6740	104.1750	416.7000	100.8414	114.5925	130.2188	458.370	520.875	2083.50
24.1120	137.4384	110.6138	19.2896	109.9507	626.7191	88.491	504.399	405.95
0.3350	29.6743	2.1842	0.1675	14.8372	1314.2747	1.092	96.738	7.12
0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.000	0.000	0.00
205.5930	305.7193	925.2440	250.4961	288.6233	2090.7752	1124.504	1339.329	5050.35

$$\bar{x} = Snwx/Snw = 1.1681 \quad \bar{x}' = Snwx'/Snw = 1.7369 \quad \bar{y} = Snwy/Snw = 5.2568$$

$$Sxx = Snwx^2 - \bar{x}Snwx = 250.4961 - 240.1532 = 10.3429$$

$$Sxx' = Snwx'^2 - \bar{x}'Snwx' = 288.6233 - 357.1107 = -68.4874$$

$$Sx'x' = Snwx'^2 - \bar{x}'Snwx' + [n_c(1-C)/C] = 2090.7752 - 531.0039[+1467] = 3026.7713$$

$$Sxy = Snwxy - \bar{x}Snwy = 1124.504 - 1080.778 = 43.726$$

$$Sx'y = Snwx'y - \bar{x}'Snwy + [n_c(c-C)/C] = 1339.329 - 1607.056[-13.04] = -280.767$$

$$Syy = Snwy^2 - \bar{y}Snwy + [n_c(c-C)^2/C(1-C)] = 5050.35 - 4863.82[+0.12] = 186.65$$

量は *Y* の値が大きい場合より、小さい場合の方が大きい。

計算順序の説明が逆になるが、第2表にかかげた CSMA 培基の実験結果を計算する数値から例をとつてしめすと、この場合の *C*=0.10 であるから、

$$C/(1-C) = 0.10/(1-0.10) = 0.10/0.90 = 0.111$$

となる。期待プロビット *Y*=6.2 に対応する致死は、プロビットの表を逆によんで

$$P = 0.885$$

をえる。故に

$$P / \left( P + \frac{C}{1-C} \right) = 0.885 / (0.885 + 0.111) = 0.885 /$$

$$0.996 = 0.88855$$

*C*=0 のときの *Y*=6.2 に対応する重み係数 *Z*<sup>2</sup>/*PQ* を、第I表からよみとると 0.3703 となる。それ故 *Y*=0.10 のときの重み係数は

$$w = 0.3703 \times 0.88855 = 0.32903$$

つぎに期待プロビット *Y*=5 を中にして、*Y*=6.2 と相対する位置にある、*Y*=3.8 に対応する重み係数をもとめると、つぎのごとくである。すなわち *Y*=3.8 に対応する致死率はプロビットの表から

$$P = 0.115$$

をえる。故に

$$P / \left( P + \frac{C}{1-C} \right) = 0.115 / (0.115 + 0.111)$$

$$= 0.115 / 0.226$$

$$= 0.50885$$

*C*=0 のときの *Y*=3.8 に対応する重み係数 *Z*<sup>2</sup>/*PQ* は 0.3703, それ故 *Y*=0.10 のときの重み係数は

$$w = 0.3703 \times 0.50885$$

$$= 0.18843$$

すなわち *Y*=6.2 のときの *w*=0.32903 で、*Y*=3.8

のときの  $w=0.18843$  で、その値はひとしくなく、 $Y=3.8$  のときの  $w$  の方が小さい。これらの値は全部計算されて第Ⅱ表にしめされている。大抵の計算では  $C$  の値は1%までのもので充分で、第Ⅱ表の数値から補挿法によつて、さらにこまかい値をもとめる必要はまずないであろう。さらにこまかい数値が必要な場合は、上にのべたような方法で計算すればよい。

実際問題として  $C$  を確実にするには、ごく稀な場合にしかできない。普通は無処理対照区の斃死率、また低濃度処理区の致死率から大凡を見積らなければならない。もしこの無処理対照区の供試個体数が、各々の葉量階級に用いられた個体数にくらべて、かなり大きい場合は、 $C$  は対照区の斃死率から大凡妥当な見積りが可能である。普通は無処理対照区における斃死率  $c$  と、低濃度処理区における致死率とから、妥当とおもわれる  $C$  を暫定的に見積るわけであるが、この低濃度処理区の致死率  $p'$  が  $c$  よりも小さいときは、 $c$  は真の自然斃死率  $C$  よりも overestimate であるから、この  $c$  よりも小さい数値を  $C$  にえらび、反対にいくつかの低濃度処理区における、一連の  $p'$  の値がほとんど同じで、しかもそれが  $c$  よりも大きい場合は、この  $c$  は underestimate であることをしめしており、このようなときは  $c$  よりも大きい値を  $C$  にえらぶのが適当である。これは実験結果の数値を比較検討するか、または濃度と致死率との関係をえがいた、シグモイド曲線の形からきめればよい。

こうした概念をもととして、最尤法による葉量-致死率回帰線の方程式の計算法をのべよう。この順序はさきに、長沢・篠原<sup>10,11)</sup>が化学的不妊剤の効力を見積る際にもちいた、計量的実験記録の整理にもちいた統計的手法と、きわめてよくにている。

第2表第1欄  $x$  は、雌1個体あたりの処理葉量の対数である。ただここで、負数をなくして計算を便利にするために、これに2がくわえられている。第2欄  $n$  は供試虫数で、第3欄  $r$  は致死数で、第4欄  $p'$  は致死率である。ここで対照区における斃死率は9.2%で、最低濃度における致死率10.4%であるから、その中間の10%を自然の斃死率  $C$  とまずおいてみる。つぎに Abbott の式  $P=(P'-C)/(1-C)$  によつて補正致死率をもとめる。第5欄  $p$  の数値がそれである。第5欄の致死率に対応するプロビットを、表 (Finney: Probit Analysis 第Ⅰ表) からひいてかき入れたのが、第6欄の数値で、これが empirical probit、すなわち実験値のプロビットである。これと第1欄の葉量の対数  $x$  との関係をグラフに打点し、これを満足するような一線をひき、これから  $x$  に対応する  $Y$ 、すなわち期待プロビットをよみとる。第7欄の数値がそれである。つぎに第Ⅱ表を用いて、 $C=10$  の欄の  $Y$  に

対応する重み係数  $w$  をよみとる。第8欄の数値がこれで、これに第2欄の供試個体数をかけたのが第9欄の  $nw$ 、すなわち重みである。第Ⅱ表から  $Y$  に対応する  $Q/Z$  をよみとり、これを補助変数  $x'$  とする。第10欄の数値がそれである。

つぎに計算のための working probit  $y$  を、常法により算定したのが第11欄の数値である。このように設定された数値を基として、第2表の後半およびその下段にしめたような順序で、 $Sxx, Sxx', Sxx', Sxy$  および  $Sx'y$  を求める。つぎに暫定的に設けられた自然の斃死率  $C$  に対して、真の斃死率をもとめるための補正量を  $\delta C$  とすると、修正された回帰直線の位置と方向に関する3つのパラメーター、切片  $a$ 、勾配  $b$  および  $\delta C$  は、さきの計算によつてえられた数値から、つぎの3式によつてもとめられる。

$$\left. \begin{aligned} bSxx + \frac{\delta C}{1-C} Sxx' &= Sxy, \\ bSxx' + \frac{\delta C}{1-C} Sx'x' &= Sx'y \end{aligned} \right\}$$

および 
$$a = \bar{y} - b\bar{x} - \frac{\delta C}{1-C} \bar{x}'$$

なおこの実験には、溶媒だけの対照実験がなされていて、これには  $n_0=163$  匹がもちいられ、そのうちの  $r_0=15$  が斃死し、斃死率  $c=9.2$  がもとめられているから、上の式を解く際には、さらに  $Sxx'$  に  $n_0(1-C)/C$  を、 $Sx'y$  に  $n_0(c-C)/C$  をくわえておく必要がある。それは第2表の下段にしめたごとくである。上の式のそれぞれに数値を代入すると、下記の方程式がえられる。

$$\left. \begin{aligned} 10.3429b - 68.4874 \left( \frac{\delta C}{1-C} \right) &= 43.726 \\ -68.4874b + 3026.7713 \left( \frac{\delta C}{1-C} \right) &= -280.767 \end{aligned} \right\}$$

この式から  $b$  および  $\delta C/(1-C)$  の値をもとめるにはつぎのような逆行列法でもとめると容易である。すなわち  $d$  をつぎのごとく定義すると

$$\begin{aligned} d &= Sxx \times Sx'x' - (Sxx')^2 \\ &= 10.3429 \times 3026.7713 - 68.4874^2 \end{aligned}$$

逆行列は 
$$V = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} \\ v_{21} & v_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Sx'x'/d & Sxx'/d \\ Sxx'/d & Sxx/d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3026.7713/d & 68.4874/d \\ 68.4874/d & 10.3429/d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.1137240 & 0.0025733 \\ 0.0025733 & 0.0003886 \end{pmatrix}$$

故に

$$\begin{aligned} b &= 43.726 \times 0.1137240 - 280.767 \times 0.0025733 \\ &= 4.2502 \end{aligned}$$

および

$$\frac{\partial C}{1-C} = 43.726 \times 0.0025733 - 280.767 \times 0.0003886 = 0.00341$$

のこるひとつのパラメーター  $a$  は、さきにしめた式にこの  $b, \frac{\partial C}{1-C}$  の値、および第2表下段にしめた  $x, x', y$  の加重平均値を代入して、つぎのごとくもとめられる

$$a = 5.2568 - 4.2502 \times 1.1681 - 0.00341 \times 1.7369 = 0.2862$$

これからもとめる葉量-致死率回帰方程式は

$$Y = 0.2862 + 4.2502x$$

となり、自然の斃死率は

$$C + \delta C = 0.10 + 0.00307 = 0.10307 = 10.3\%$$

となる。上の  $Y = 0.2862 + 4.2502x$  の式に、第2表第1欄の  $x$  の値を代入してもとめた  $Y$  は、第7欄の expected probit とおおむね一致している。すなわち  $\delta C$  の値がきわめて小さく、補正された自然斃死率 10.3と、さきに暫定的にもうけられた  $C = 10$  とほとんど相違しておらず、これ以上の補正計算をおこなう必要がないと判断される。もし  $C + \delta C$  の値とさきの  $C$  とがかなり相違している場合は、計算からもとめられた  $Y$  の値を、あらたに expected probit として第2回目の補正計算をおこない、必要ある場合にはさらにその上の補正計算をおこなわなければならないことはいままでもない。こうしたくりかえしをおこなって行けば、終局には  $\delta C$  は 0 となるはずである。

つぎに実験値と計算値との適合性の検定はつぎの式にしめすような式によつて  $\chi^2$  検定される。

$$\chi^2 = S_{yy} - b S_{xy} - \frac{\delta C}{1-C} S_{x'y}$$

なおここで、この度の試験には対照実験がおこなわれているから、普通に計算される偏差の平方和  $S_{yy}$  に、さらに  $n_c(c-C)^2/C(1-C)$  をくわえておかなければならない。自由度  $n$  は、無処理対照区をもすべて有効観測葉量階級とかぞえて、それからパラメーター  $a, b$  および  $C$  の3をさしひいた数をあてればよい。計算の結果は

$$\chi^2_{(6)} = 186.65 - 4.2502 \times 43.726 - 0.00341 \times (-280.767) = 1.77$$

となり、高い適合性をみとめることができる。 $b$  の分散はさきにしめた  $v_{11} = 0.1137240$ ,  $\delta C/(1-C)$  の分散は  $v_{22} = 0.0003886$ ,  $b$  と  $\delta C/(1-C)$  の共分散は  $v_{12} = 0.0025733$  で、したがつて  $b$  および  $C$  の標準誤差は、つぎのようにかくことができる。

$$S.E.(b) = 1/\sqrt{0.1137240} = \pm 0.3372$$

$$S.E.(C) = 0.901/\sqrt{0.0003886} = \pm 0.0178$$

ここで  $C$  は、勿論補正された  $C$  すなわち  $C + \delta C$  である。故に

$$b = 4.2502 \pm 0.3372$$

$$C = 10.31 \pm 1.78\%$$

つぎに対数単位でしめされた中央致死葉量  $\log LD_{50}$  は、つぎの式によつてあたえられる。

$$m = (5-a)/b$$

$$= (5 - 0.2862)/4.2502$$

$$= 1.10908$$

$m$  の variance をもとめるための近似式は、つぎのごとくである。

$$V(m) = \frac{1}{b^2} \left[ \frac{1}{S_{nw}} + \bar{x}' V \left( \frac{\delta C}{1-C} \right) - 2(m-\bar{x})\bar{x}' \right]$$

$$Cov \left\{ b, \frac{\delta C}{1-C} \right\} + (m-\bar{x})^2 V(b) \Big]$$

$$= \frac{1}{4.2502^2} \left[ \frac{1}{176.1} + 1.7369^2 \times 0.0003886 - 2 \right]$$

$$(1.10908 - 1.1681) \times 1.7369 \times 0.0025733$$

$$+ (1.10908 - 1.1681)^2 \times 0.1137240 \Big] = 0.00037195$$

この平方根である  $\pm 0.01928$  が標準誤差であるが、 $m$  の5%の信頼限界をきめる際にこれをもちいることはできない。しかしながら

$g = t^2 V(b)/b^2 = 1.96^2 \times 0.1137240/4.2502^2 = 0.024181$  で、この  $g$  を導入したつぎの式によつて、正しい  $m$  の信頼限界がもとめられることを Finney<sup>9)</sup> はしるしている。ここで  $t$  は  $n = \infty$ ,  $Pr = 0.05$  のときの  $t$  の値 1.96 をもちいる。

$$m + \frac{g}{1-g} \left[ m - \bar{x} - \frac{\bar{x}' Cov \left\{ b, \frac{\delta C}{1-C} \right\}}{V(b)} \right] \pm \frac{1.96}{b(1-g)}$$

$$\left[ \frac{1}{S_{nw}} + \bar{x}' V \left( \frac{\delta C}{1-C} \right) - 2(m-\bar{x})\bar{x}' Cov \right]$$

$$\left\{ b, \frac{\delta C}{1-C} \right\} + (m-\bar{x})^2 V(b) - g \left[ \frac{1}{S_{nw}} + \bar{x}' V \left( \frac{\delta C}{1-C} \right) \right]$$

$$- \frac{\bar{x}' Cov \left\{ b, \frac{\delta C}{1-C} \right\}}{V(b)} \Big]$$

$$= 1.10908 + \frac{0.024181}{1-0.024181} \left[ 1.10908 - 1.1681 \right]$$

$$- \frac{1.7369 \times 0.0025733}{0.1137240} \pm \frac{1.96}{4.2502(1-0.024181)}$$

$$\left[ \frac{1}{176.01} + 1.7369^2 \times 0.0003886 - 2(1.10908 - 1.1681) \right]$$

$$\times 1.7369 \times 0.0025733 + (1.10908 - 1.1681)^2$$

$$\times 0.1137240 - 0.024181 \left[ \frac{1}{176.1} + 1.7369^2 \times 0.0003886 \right]$$

$$- \frac{1.7369^2 \times 0.0025733}{0.1137240} \Big] = 1.106644 \pm 0.102267$$

これから対数単位でしめされた中央致死葉量は、 $1.106644 \pm 0.102267$  とかきあらわすことができるが、

これは計算の最初に負数をなくして、その操作を便利にするために2が加えられているから、これから2をひいた  $-0.893356(-0.791089 \sim -0.995623)$  が対数単位でめされた実際の中央致死薬量と、その信頼限界である。これを実数単位になおすとその  $LD_{50}$  は  $0.12783(0.16177 \sim 0.10101) \mu\text{g}/\text{♀}$  となる。

同様にして豆腐粕培基によつて飼育したそれについてえられた、第1表後半の実験成績について3回まで補正計算を行なつた結果は、自然の斃死率  $C=6.3$  となり、えられた薬量-致死率直線の回帰方程式は  $Y = -0.2281 + 4.5817x$  となつた。適合性の検定をおこなつた結果は  $\chi^2_{(6)} = 3.05$  の値がえられた。そして対数単位をもつてめされた中央致死薬量は、

$$m = 1.14108$$

となつた。さきに負数をなくして計算を便利にするためにくわえられた2.00をひいて、これを実数単位になおすと  $0.13838 \mu\text{g}/\text{♀}$  となる。これからCSMA培基で飼育したイエバエと、豆腐粕培基で飼育したそれとの、malathionに対する感受性の相対値をもとめると、

$$M = m_0 - m_1 = 1.10908 - 1.14108 = 0.03200$$

となり、 $V(M)$  をもとめて検定するまでもなく、両者の感受性はほとんど同一であると結論してさしつかえないであろう。

### 摘 要

1. CSMA培基と豆腐粕培基でその幼虫期を飼育したイエバエの、雌成虫のmalathionに対する感受性を滴下法によつて比較した。

2. 自然の斃死率  $C$  を推定して実験結果を解析し、それから中央致死薬量をもとめるFinneyの方法にしたがつてえられた結果を整理した。

3. CSMA培基および豆腐粕培基で飼育したイエバエに対する、malathionの  $LD_{50}$  は、それぞれ  $0.12783$ ,  $0.13838 \mu\text{g}/\text{♀}$  となり、両者のもつ感受性の間には有意の差異をみとめることはできなかった。

### 引用文献

- 1) Abbott, W. S. : *J. Econ. Entomol.* 18, 265~7 (1925).
- 2) Chemical Specialities Manufactures Ass $\dot{c}$ . : The Peet-Grady Method, 1959. Revision. 4pp.
- 3) Dresden, A. : *Insect. Toxicologist Inform.* 5, 43 (1962).
- 4) Finney, D. J. : *Ann. Appl. Biol.* 31, 68~74 (1944).
- 5) Finney, D. J. : *Ann. Appl. Biol.* 36, 187~95 (1949).
- 6) Finney, D. J. : *Probit Analysis*. Cambridge Univ. Press. London. 318pp. (1952).
- 7) 長沢純夫 : 防虫科学 17, 99~103 (1952).
- 8) Nagasawa, S. : *Bull. Inst. Chem. Research*, Kyoto Univ. 34, 101~16 (1956).
- 9) 長沢純夫・柴三千代・伏見主子 : 防虫科学 29, 25~30 (1964).
- 10) 長沢純夫・篠原寛 : 応動昆 8, 123~8 (1964).
- 11) 長沢純夫・篠原寛・応動昆 8, 272~6 (1964).

### Summary

The malathion-susceptibility of the common house flies, *Musca domestica vicina* Macq., reared on the CSMA culture medium was compared with that of the flies reared on the "Okara" culture medium. The experimental data obtained were adjusted for a mortality rate among untreated controls and analysed by the probit method described by Finney. No significant difference was recognized between malathion-susceptibilities of the house flies reared on the CSMA and the "Okara" culture media. The  $LD_{50}$ 's of malathion calculated were  $0.12783 \mu\text{g}/\text{♀}$  for the former and  $0.13838 \mu\text{g}/\text{♀}$  for the latter flies.

## 抄 録

### 雌イエバエ (*Musca domestica* Linneaus) に対する摂食刺激剤

Feeding Stimulants for the Female House Fly, *Musca domestica* Linneaus. W. E. Robbins, M. J. Thompson, T. Yamamoto and T. J. Shortino, *Science* 147, 628, 1965

イエバエを半合成的な飼料で飼育する場合、それに酵母の加水分解物を添加すると、食餌がイエバエに対

して一層誘引的になるようにみえた。この効果が、誘引剤、あるいは摂食刺激剤、あるいは両者の存在に基因するものであるかどうかと決めるために、次のような実験を行った。円形濾紙を酵母加水分解物の溶液に浸漬し、それをイエバエの箱の中に置いたが、誘引性は示さなかった。しかし濾紙と接触したイエバエは吻を伸ばしてはげしく食物を摂取した。そして数分のうちに一団のイエバエが濾紙上に集ってきた。しかもこ