

but also for carbamate insecticides like Sevin. This conclusion is supported further by the fact that the parathion-resistance gene induced by the X-ray treatment is also resistant to Sevin⁹. Thus no negatively correlated effect has been found between DDT- and Sevin-resistance in *D. melanogaster*. In this respect, the mechanism of resistance to various insecticides in *Drosophila* seems to be different from that in mosquitoes or body lice.

Summary

The resistance to Sevin in *D. melanogaster* is mainly controlled by a dominant gene located near 64.5 on the second chromosome, which is also responsible for the resistance to DDT and parathion. No negatively correlated effect has been found between DDT- and Sevin-resistance.

Acknowledgment: This work has been supported by the grant of WHO and NIH(GM-10154),

respectively.

Reference cited

- 1) Georghiou, G. P., and Metcalf, R. C.: *Science*, 140, 301 (1963).
- 2) Cole, M. M., and Clark, P. H.: *J. Econ. Entomol.*, 55, 98 (1962).
- 3) Ascher, K. R. S.: *Riv. Parassit.*, 18, 185 (1957).
- 4) Ascher, K. R. S.: *Bull. Wld. Health Org.*, 18, 675 (1958).
- 5) Ogita, Z.: *Botyu-Kagaku*, 23, 188 (1958); *Nature*, 182, 1529 (1958).
- 6) Ogita, Z.: *Botyu-Kagaku*, 26, 7 (1961); *Ibid.*, 26, 18 (1961).
- 7) Brown, A. W. A.: *Pest Control Magazine*, 29 (9), 24 (1961).
- 8) Kikkawa, H. H.: *Ann. Rep. Scient. Works, Fac. Sci. Osaka Univ.*, 9, 1 (1961).
- 9) Kikkawa, H.: *Botyu-Kagaku*, 29, 37 (1964).

Toxicity of Malathion to the Common House Fly Evaluated by the Impregnated Filter Paper Method. Studies on the Biological Assay of Insecticides. XLVII. Sumio NAGASAWA and Michiyo SHIMBA (Ihara Agricultural Chemicals Institute, SHIMIZU). Received July 18, 1964. *Botyu-Kagaku*, 29, 46, 1964 (with English summary, 50).

10. 濾紙法による malathion 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47報 長沢純夫・柴三千代 (イハラ農薬研究所) 39. 7. 18 受理

イエバエに対する malathion の毒性を、アセトンでとかした場合と、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、塗附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をえがき、Finneyの方法によりこれを解析した。この実験の範囲内ではゴマ油をアセトンに加用すると、malathion の毒性はかなり低下すること、塗附薬量は曝露時間より致死を決定する要因として、はるかに重要であることをしりえた。

濾紙に薬物をしみこませ、これに昆虫を接触させてその有効度を評価する、いわゆる impregnated filter paper method は殺虫剤の残留毒性の検出定量、あるいは残留毒を利用することによって害虫を駆除しようとする場合、その基礎資料をえる上に有効簡便な方法である。ところで、この試験法において反応率に最も大きく影響すると考えられる要因は供試薬剤の塗布量と供試個体をこれに接触させておく時間のふたつであろう。それ故この両要因を同時に解析考察しうる実験を計画し施行するならば、れそれぞれを個々に比較考察するより結論の抽出はより容易になるはずである。今回そうした考えのもとに 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比較実験した。その結果をここにのべる。本文にはいるに先だち、供試昆虫の飼育を担当して戴いた伏見王子嬢に謝意を表す。

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、常法の豆腐粕培基によりその幼虫期を、砂糖と水をあたえてその成虫期を飼育した、いわゆる高槻系と称される累代飼育系統で、とくにその羽化後4～5日目の雌個体をもちいた。

Table 1. Per cent mortality data of the common house fly for malathion deposited on filter paper and computations for fitting of probit plane

Sol-vent	Deposit (mg/64cm ²)	Time (min.)	Log deposit x_1	Log time x_2	n	r	p	Empirical probit	Expected probit	w	y	Y
Acetone	3.5	100	0.55	2.0	40	0	0	$-\infty$	1.0	0	0.76	0.96
	5.0	100	0.70	2.0	40	1	2.5	3.04	3.0	5.2	3.04	3.02
	7.0	100	0.85	2.0	40	22	55.0	5.13	5.1	25.4	5.13	5.08
	10.0	100	1.00	2.0	40	40	100	∞	7.1	4.4	7.51	7.14
										35.0	16.44	
	3.5	126	0.55	2.1	40	0	0	$-\infty$	1.3	0.1	1.05	1.27
	5.0	126	0.70	2.1	40	1	2.5	3.04	3.3	8.3	3.09	3.33
	7.0	126	0.85	2.1	40	24	60.0	5.25	5.4	24.0	5.25	5.38
	10.0	126	1.00	2.1	40	39	97.5	6.96	7.4	2.5	6.65	7.44
										34.9	16.04	
	3.5	160	0.55	2.2	40	0	0	$-\infty$	1.6	0.2	1.33	1.57
	5.0	160	0.70	2.2	40	3	7.5	3.56	3.7	13.4	3.57	3.63
7.0	160	0.85	2.2	40	33	82.5	5.94	5.7	21.3	5.91	5.69	
10.0	160	1.00	2.2	40	40	100	∞	7.8	1.0	8.12	7.75	
									35.9	18.93		
									105.8	51.41		
Acetone+oil	3.5	100	0.55	2.0	40	0	0	$-\infty$				0.02
	5.0	100	0.70	2.0	40	0	0	$-\infty$	2.1	0.8	1.79	2.08
	7.0	100	0.85	2.0	40	9	22.5	4.25	4.1	18.9	4.25	4.14
	10.0	100	1.00	2.0	39	35	89.7	6.27	6.2	14.4	6.26	6.20
										34.1	12.30	
	3.5	126	0.55	2.1	40	0	0	$-\infty$				0.32
	5.0	126	0.70	2.1	40	0	0	$-\infty$	2.4	1.6	2.06	2.38
	7.0	126	0.85	2.1	40	10	25.0	4.33	4.5	23.2	4.33	4.44
	10.0	126	1.00	2.1	40	36	40.0	6.28	6.5	10.8	6.24	6.50
										35.6	12.63	
	3.5	160	0.55	2.2	40	0	0	$-\infty$	0.7	0	0.48	0.63
	5.0	160	0.70	2.2	40	1	2.5	3.04	2.7	3.0	3.20	2.69
7.0	160	0.85	2.2	40	17	42.5	4.81	4.8	25.1	4.81	4.75	
10.0	160	1.00	2.2	30	29	96.7	6.84	6.8	5.4	6.84	6.81	
									33.5	15.33		
									103.2	40.26		

Acetone $\bar{x}_1=0.8222$ $\bar{x}_2=2.1009$ $\bar{y}=5.0060$
 Acetone+oil $\bar{x}_1=0.8866$ $\bar{x}_2=2.0994$ $\bar{y}=4.9449$

	$[x_1^2]$	$[x_1x_2]$	$[x_2^2]$	$[x_1y]$	$[x_2y]$	$[y^2]$
Acetone	72.25250	182.57550	467.66500	445.3554	1112.5351	2797.120
	71.52318	182.75039	466.96704	435.4684	1112.7165	2651.368
	0.72932	-0.17489	0.69796	9.8870	-0.1814	145.752-141.42 =4.33
Acetone + oil	81.79800	191.93100	455.53600	460.7868	1071.1918	2634.615
	81.12390	192.09076	454.85000	452.4426	1071.3490	2523.442
	0.67410	-0.15976	0.68000	8.3442	-0.1572	111.173-108.478 =2.70
Total	1.40342	-0.33465	1.37796	18.2312	-0.3386	256.925-249.316 =7.61

供試薬剤：Malathion は有効成分含有量 95% を表示する research grade の資料で、これをアセトンおよびゴマ油を 10 倍加用したアセトンで 3.5, 5.0, 7.0, 10.0 $\mu\text{g}/\text{mm}^2$ の濃度に希釈して供試薬液とした。

実験方法：希釈溶液 1cc を、面積 $4.5\text{cm}^2 \times \pi (= 63.59\text{cm}^2)$ の円形濾紙 (東洋濾紙 No. 2) に一様に滴下し、乾くのをまってこれを直径 9cm のペトリ皿中に導入、その中の約 40 匹のイエバエに所定の 100, 126 および 160 分間接触させた。処理後はこれを直径 9cm 高さ 5cm のガラス容器にうつし、網蓋をかぶせてその上から餌として稀釈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さったときから数えて 24 時間後におこなった。別に対照区として溶媒のみをそれぞれ 1cc 滴下したのについて、同様の実験をおこなった。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った対照区における死亡率は 0% であった。ところで反応 Y に対して投量因子 X がひとつの場合、それぞれをプロビットおよび対数の単位に変換したとき両者の間に普通は直線関係がえられることは周知の事実である。それ故本実験における様に、投量因子がさらにひとつ

増した場合は、この直線は当然平面とならなければならない。そしてこれらの関係は

$$Y = a + b_1x_1 + b_2x_2$$

なる偏回帰方程式をもってあらわすことができるはずである。こうしたプロビット平面をもつ実験結果の解析方法については、Finney^{2,3)}、によって論述されているが、これは Emmens¹⁾ の著書に採録され、後年松田⁴⁾ によって邦訳されている。それ故解析方法のこまかい註訳はそれらにゆづることとして、以下しめされた手順にしたがって計算をすすめることとする。

第 1 表第 4 欄の x_1 は濾紙面に付けた薬量の対数で第 5 欄の x_2 はこれに曝露した時間の対数である。第 8 欄の致死率 p に対する empirical probit が第 9 欄である。この empirical probit を $x_1 + x_2$ にたいしてプロットしたのが第 1 図で、アセトンのみを溶媒とした場合と、アセトンにゴマ油を加用した場合のふた組の、平行な格子模様のプロビット平面がそこにえがかれる。格子を組立てる一方の平行な回帰線群は、 x_2 を固定して x_1 とプロビットとの間の回帰をしめし、他のひとつは x_1 を固定しておいて x_2 とプロビットとの間の回帰をしめすものである。

平行なふたつの回帰線群の交差する点が、expected probit で、これをよみとってかき入れたのが第 10 欄の数値である。これから常法により weight w , working probit y を計算し、これとききの x_1 および x_2 から、

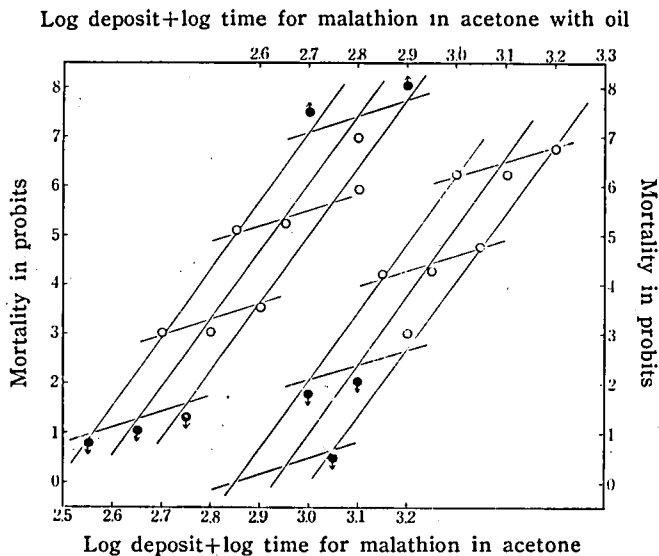


Fig. 1. Toxicity of malathion to the common house fly evaluated by the impregnated filter paper method. Left probit plane is for malathion in acetone and the right probit plane is for that in acetone with soy bean oil. Solid circles with arrow denote the expected probits for 0% or 100% mortality. Steeper lines are the effect of change in deposit for fixed exposure time and non-steeper lines are the effect of change in exposure time for fixed deposit.

x_2 を固定して x_1 と y との間にひかれた各回帰線ごとに、 $w x_1, w x_2, w y$ を計算し、これらを総計する。そしてさらにこれらの3つをそれぞれ合計した $\Sigma w, \Sigma w x_1, \Sigma w x_2$ および $\Sigma w y$ をもとめる。この様にしてさらにもとめられた両プロビット平面の $\Sigma w x_1^2, \Sigma w x_1 x_2, \Sigma w x_2^2, \Sigma w x_1 y, \Sigma w x_2 y, \Sigma w y^2$ とから第1表の下段にしめす様な計算をおこなって、偏差の平方和および積和をえる。これからふたつの平行なプロビット平面の回帰係数 b_1 および b_2 はつぎの連立方程式によってもとめることができる。

$$\begin{aligned} 1.403b_1 - 0.335b_2 &= 18.231 \\ -0.335b_1 + 1.378b_2 &= -0.339 \end{aligned}$$

すなわち行列式

$$V = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} \\ v_{12} & v_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.75669 & 0.18395 \\ 0.18395 & 0.77316 \end{pmatrix}$$

をみちびき、これから

$$b_1 = 18.231 \times 0.75669 - 0.339 \times 0.18395 = 13.7329$$

$$b_2 = 18.231 \times 0.18395 - 0.339 \times 0.77316 = 3.0915$$

をえる。適合性の検定は

$$b_1[x_1 y] + b_2[x_2 y] = 249.32$$

を、さきの $[y^2]$ からひいて、その値を χ^2 検定すればよい。

同様に溶媒にアセトンのみをもちいた場合と、アセトンにゴマ油を加用した場合のそれぞれについて b_1, b_2 を計算すると

アセトン	アセトン+油
$b_1 = 14.3649$	$b_1 = 13.0541$
$b_2 = 3.3430$	$b_2 = 2.8407$

となる。そして $b_1[x_1 y] + b_2[x_2 y][y^2]$ を計算すると、それぞれ 141.42 および 108.48 となり、ふたつの合計 249.90 をえる。これとさきの 249.32 との差 0.58 は、平行からのはずれの程度をしめすものである。また残差平方和 $256.93 - 249.90 = 7.03$ は、平行な平面のまわりの観測値の異質性をしめす尺度である。故に平方の総和 $[y_2]$ は第2表のごとく分離して考えることができる。平面の平行性、異質性の平方和は、ともにそれぞれの自由度をもって χ^2 試験をおこなうと、それらのはづれの有意は十分 0.5% 水準以下であることがわかる。

Table 2. Test of parallelism and heterogeneity of probit planes.

	Degree of Freedom	Sum of squares	Mean square
Regression plane	2	249.32	
Parallelism of planes	2	0.58	
Residual heterogeneity	18	7.03	0.39
Total	22	256.93	

つぎにプロビット平面の方程式は

$$Y = \bar{y} + b_1(x_1 - \bar{x}_1) + b_2(x_2 - \bar{x}_2)$$

の式をもってあらわされる。それぞれの $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{y}$ および共通の b_1, b_2 を代入してつぎの方程式がえられる。ここで subscript letter の A はアセトンを溶媒とした場合、O はアセトンにゴマ油を加用した場合をしめす。

$$Y_A = -12.780 + 13.733x_1 + 3.091x_2$$

$$Y_O = -13.721 + 13.733x_1 + 3.091x_2$$

こうしてもとめられた方程式の x_1, x_2 に第1表第45欄の数値を代入して第1表の最後の欄の Y がえられる。もしこれがはじめの第10欄の expected probit と相当ちがっていた場合は、今度はこの Y をあらたに expected probit としてこれにもつづいて w および y を算定、第2回目の計算をくりかえすべきである。しかしこの場合はかなりよく一致して、これ以上の補正計算は必要ないものと思われる。またさきの方程式の Y に 5 を代入することによって、 LD_{50} をもとめる式がえられる。すなわちアセトンのみを溶媒に用いた場合と、ゴマ油を加用した場合の LD_{50} をもとめるための方程式は、それぞれ

$$13.733x_1 + 3.091x_2 = 17.780$$

$$13.733x_1 + 3.091x_2 = 18.721$$

となる。すなわち x_1 および x_2 の両要因を含んでいる故、 LD_{50} を単一的にきめることができない。ここで薬量をひとしくすると、同じ致死率をえるために、曝露時間を後者の場合は対数単位にして 0.304 多くしなければならぬ。一方曝露時間をひとしくしたとき同じ致死率をえるためには、薬量を後者の場合は対数単位にして 0.069 多くとらなければならぬ。

なお平均プロビットの分散は weight の合計の逆数、すなわち $V(\bar{y}) = 1/\Sigma w$ で、アセトンおよびアセトンにゴマ油を加用した場合、それぞれ 0.00945, 0.00969 となる。

b_1 の分散は、さきにしめした $v_{11} = 0.75669$, b_2 の分散は $v_{22} = 0.77316$, b_1 と b_2 の共分散は $v_{12} = 0.18395$ で、したがって b_1, b_2 の標準誤差はそれぞれ ± 0.870 および ± 0.879 となる。これからある投量に対する predicted probit Y の分散は

$$V(Y) = 1/\Sigma w + (x_1 - \bar{x}_1)^2 V(b_1) + 2(x_1 - \bar{x}_1)$$

$$(x_2 - \bar{x}_2) Cov(b_1, b_2) + (x_2 - \bar{x}_2)^2 V(b_2)$$

の式にそれぞれの数値を代入することによってもとめられる。

回帰平面が平行であるときは、ふたつの平面の垂直距離をもって、両者の相対的効力を算定できるはずである。すなわち

$$\begin{aligned} \Delta &= \bar{y}_A - \bar{y}_O - b_1(\bar{x}_{1A} - \bar{x}_{1O}) - b_2(\bar{x}_{2A} - \bar{x}_{2O}) \\ &= 0.941 \pm 0.149 \end{aligned}$$

Δ の分散は

$$V(d) = 1/\Sigma w_A + 1/\Sigma w_0 + (\bar{x}_{1A} - \bar{x}_{10})^2 V(b_1) \\ + 2(\bar{x}_{1A} - \bar{x}_{10})(\bar{x}_{2A} - \bar{x}_{20}) Cov(b_1, b_2) \\ + (\bar{x}_{2A} - \bar{x}_{20})^2 V(b_2) = 0.0222$$

d の値がしめす様に、溶媒のアセトンにゴマ油を加用して濾紙に塗布した場合は、イエバエに対する有効度はアセトンのみの場合にくらべてかなり低下することがわかる。致死率の百分率でしめすとこの d の値は中央部において最大値をしめすが、これは第3表の結果からうなづかれよう。

Table 3. Comparison of predicted percentage kills by DDT in acetone and that in acetone plus oil with $d=0.941$

Acetone	Acetone+oil
25.0	5.3
50.0	17.3
75.0	39.5
90.0	63.4
95.0	76.0
99.0	91.7
99.87	98.08

b_1 と b_2 の差の分散はつきのようにしてもとめられる。

$$V(b_1 - b_2) = V(b_1) - 2Cov(b_1, b_2) + V(b_2) = 1.162$$

故に

$$b_1 - b_2 = 10.641 \pm 1.078$$

となる。これからこの実験において薬量は致死を決定する要因として曝露時間よりはるかに重要であることがわかる。たとえば曝露時間をかえずに薬量を2倍してえられる致死率を逆に薬量をかえずに曝露時間をましてえようとする場合は、対数単位にとったものの曝露時間に、さらに $(b_1 \log 2)/b_2$ だけまきなければならない。すなわち $(13.733 \times 0.301)/3.091 = 1.337$ をくわえなければならない。すなわち曝露時間は21.7倍しなければならないと同じ致死率をえることができない。

ここで上述のごとく解析してえられた結果は、一般的な事実としては受入れられないことを付記しておくなければならない。すでにFinneyもべている様に薬剤をしみこませる基質のもつ諸種の物理的性質がこうした相対的効力を決定する上に重要な役割を演ずることに留意すべきで、事実濾紙のかわりにガラス板を使用した場合はアセトンのみを使用したときとアセトンにゴマ油を加用したときとではその相対的効力は本文でのべた結果とは全く逆の関係をしめた。

摘 要

1. 濾紙に薬剤をしみこませておいて、これに一定時間供試昆虫を曝露させることによって、その有効度をしらべるいわゆる濾紙法をもちいて malathion の

イエバエに対する毒性を溶媒にアセトンを用いた場合とアセトンにゴマ油を加用した場合とにわけて評価比較した。

2. 致死率 Y に対する投量因子、薬量 X_1 および曝露時間 X_2 をそれぞれプロビット y および対数 x_1, x_2 に変換し、3者の関係を Finney の方法によってプロビット平面に作図して、これから多重回帰式を計算した結果、アセトンに溶媒にした場合アセトンにゴマ油を加用した場合それぞれ方程式がえられた。

$$Y_A = -12.780 + 13.733x_1 + 3.091x_2$$

$$Y_0 = -13.721 + 13.733x_1 + 3.091x_2$$

3. この式の Y に5を代入することによって LD_{50} をもとめる式がえられるが、薬量をひとしくすると、同じ致死率をえるために曝露時間を後者の場合は対数単位にして0.304多くしなければならない。一方曝露時間をひとしくとったとき、同じ致死率をえるためには、薬量を後者の場合に対数単位にして0.069多くとらなければならない。

4. 両平面の垂直距離をもって、両者の相対的効力をしめすと、 $d=0.941 \pm 0.149$ となった。すなわち濾紙法においては溶媒のアセトンにゴマ油を加用すると malathion のイエバエに対する有効度はかなり低下する。

5. 致死を決定する要因として薬量は曝露時間よりもはるかに重要で、たとえば曝露時間をかえずに薬量を2倍にしてえられる致死率を、逆に薬量をかえずに曝露時間をましてえようとする場合は、その曝露時間を21.7倍しなければならない。

文 献

- 1) Emmens, C.W.: *Principles of Biological Assay*. Chapman & Hall Ltd. London. 206 pp. (1948).
- 2) Finney, D. J.: *Ann. Appl. Biol.* 30, 71~9 (1943).
- 3) Finney, D. J.: *Probit Analysis*. Cambridge at the Univ. Press. London. 318 pp. (1952).
- 4) 松田勝一 訳 医学と薬学のための応用推計学 共立出版 東京 191 pp. (1960).

Summary

The toxic effect of malathion in acetone to the common house-flies was compared with that in acetone plus soy bean oil (9:1 v/v) by the impregnated filter paper method. The test flies were exposed to the malathion deposits of 3.5, 5.0, 7.0 and 10.0 mg/64cm² for 100, 126 and 160 minutes. The data obtained were expressed in two probit regression planes and analysed by Finney's method. The equations to the probit

planes for malathion in acetone and for that in acetone plus soy bean oil were $Y = -12.780 + 13.733x_1 + 3.091x_2$ and $Y = -13.721 + 13.733x_1 + 3.091x_2$ respectively. The results of tests for heterogeneity and for parallelism have shown no significant discrepancy. The mean probit difference was calculated to compare the mortality produced by two types of deposit. The result $\Delta = 0.941 + 0.149$ obtained means that the toxicity

of malathion deposit for the house fly is decreased when the soy bean oil was added to acetone as solvent for impregnating the filter paper. Under the condition of this experiment deposit is a far more important factor than exposure time in determining the mortality. A doubling of deposit was here as effective as an increase in log time by $(b_1 \log 2) / b_2 = 1.327$ which corresponds to a multiplication of the time by 21.7.

Methods for the Linkage-Group Determination of Insecticide-Resistance Factors in the Housefly. Masuhisa TSUKAMOTO (Department of Genetics, Osaka University Medical School, Osaka) Received July 25, 1964. *Botyu-Kagaku*, 29, 51 1964.

11. イエバエにおける殺虫剤抵抗性遺伝子の連鎖群決定法 塚本増久 (大阪大学医学部遺伝学教室) 39. 7. 25 受理

最近種々の衛生害虫や農業害虫において可視的なミュータントが報告され、その遺伝学的知見も次第に蓄積されてきたので、これらの昆虫においてもミュータントを用いて殺虫剤抵抗性を遺伝学的に研究していくことも可能となってきた。筆者らはここ数年間イエバエの各種殺虫剤に対する抵抗性について研究をおこなってきたので、それらの結果を報告するに先だって、抵抗性遺伝子の連鎖群決定に用いられた要因分析法について記載するとともに、他の害虫への応用に便ならしめた。

There are two major approaches for investigating the genetics of insecticide-resistance in insects: one is the toxicological examination of dosage-response data either at a single discriminating dose or at multiple scalar doses. The information to be derived from such a toxicological test in morphologically unmarked progeny of crossing experiments is rather indirect and inferential; Tsukamoto¹³⁾ has discussed the reliability of such log dosage-probit mortality ($ld-p$) relation in a previous paper. The other is the use of visible markers in crossing experiments and the examinations for segregants of these mutants. By such a method, the data available are more precise and the investigators can get rather direct information on the genetics of insecticide-resistance.

Recently several visible mutants have been reported in various insect pests of medical or agricultural importance, such as *Musca domestica* (by Milani⁹⁾, Sullivan and Hiroyoshi¹²⁾, Hiroyoshi⁴⁾, Tsukamoto *et al.*¹⁴⁾); *Cochliomyia hominivorax* (by LaChance and Hopkins⁷⁾); *Culex pipiens* (by Laven⁸⁾ and Kitzmiller⁶⁾); *Aedes aegypti* (Craig and VandeHey²⁾ and VandeHey

and Craig¹⁰⁾); *Latheticus oryzae*, *Tribolium castaneum*, *T. confusum* (by Sokoloff¹¹⁾); *Blattella germanica* (by Cochran and Ross³⁾); *etc.*; hence the genetic analysis of insecticide-resistance by means of visible mutants and statistical analysis now become possible to apply to these insect pests.

Most of the genetic analyses of insecticide-resistance by means of visible markers have been limited to *Drosophila* because of the extensive background of the formal genetics of species in this Genus. For determining the linkage groups of the genetic factor or factors investigated, certain statistical methods such as factorial analysis and subsequent analysis of variance have been employed by various geneticists (Crow³⁾; King and Sømme⁶⁾; Oshima and Hiroyoshi¹⁰⁾; and Tsukamoto *et al.*¹⁵⁾), but without any description of the actual procedure of factorial analysis which is less familiar to insect toxicologists.

The purpose of the present paper is, therefore, to describe the practical procedures which have been employed by the present author and his co-workers in genetic analysis of the housefly *Musca domestica* L. Although actual results