

Residual Toxicity of Dieldrin to the German Cockroach Evaluated from the Individual Records. Studies on the Biological Assay of Insecticides. LIV. Sumio NAGASAWA and Michiyo SHIMBA (Ihara Agricultural Chemicals Institute, Shimizu) Received September 15, 1965. *Botyu-Kagaku*, 30, 115, 1965. (with English Summary, 119).

19. 個体別記録による Dieldrin のチャバネゴキブリに対する残留毒性の評価 殺虫剤の生物試験に関する研究. 第54報. 長沢純夫・柴三千代 (イハラ農薬研究所) 40. 9. 15 受理

汙紙面に残留する dieldrin の薬量と、これにばく露した時間の種々の組合わせによって生ずるチャバネゴキブリの生死を個体別に記録し、これをプロビット平面に描くことによって、その残留毒性を評価した。

ゴキブリやハエやカを駆除する方法のひとつとして、殺虫剤を建築物や家具に噴霧、または塗布し、そこに残留する毒性を利用することがひろくおこなわれている。こうした残留毒の有効度に関与する重要な要因は、塗布した表面にのこる薬量と、これにばく露される時間のふたつであることは、さきに malathion のイエバエに対する毒性を、汙紙法によって評価したときにのべた²⁾。実際においてはこの塗布薬量とばく露時間とは、さまざまな組合わせを生じ、昆虫の生死はその総和によってきめられているはずである。今回 dieldrin のゴキブリに対する毒性を、この見地から検討することを目的に、個体別に生死を記録する実験をおこない、その結果をプロビット平面にえがく方法によって解析した。その結果をここにのべる。

実験材料および方法

供試昆虫：この実験にもちいたチャバネゴキブリ *Blattella germanica* L. は、当研究室で実験用小動物の固型飼料と水で累代飼育をつづけている系統で、成虫になって24時間以内の雄個体をもちいた。

供試薬剤：Dieldrin はメタノールで精製再結した mp. 176~177°C の試料で、これをアセトンで種々の濃度に希釈してもちいた。

実験方法：直径 9cm の汙紙 (東洋汙紙 No. 2) に、アセトンで所要の濃度に希釈した dieldrin の溶液 1cc を、一様に塗布し、溶媒を揮散せしめた後、これを直径 9cm のペトリ皿に入れ、その中のゴキブリに所要時間ばく露した。ばく露後はこれを直径 9cm、高さ 5cm のペトリ皿に移し、網蓋をかぶせてその上から稀釈牛乳を脱脂綿にひたしてあたえた。ばく露をといてから24時間後にその生死を記録した。飼育、実験ともに温度 25°C、関係湿度約 60% の環境条件下でおこなった。

実験結果と考察

63個体のチャバネゴキブリの生死と、体重あたりの

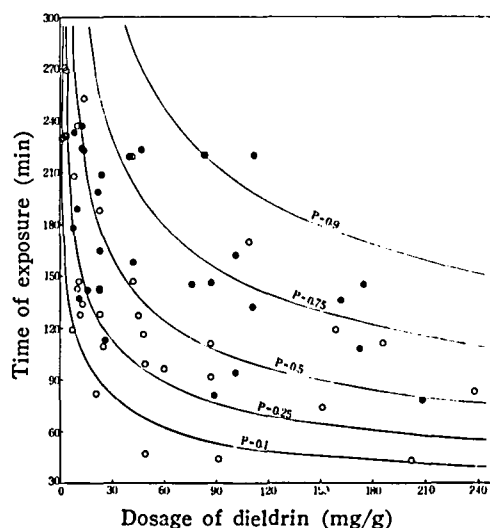


Fig. 1. Contours of dosage-response surface for 0.1, 0.25, 0.5, 0.75 and 0.9 frequency of response, estimated from three-parameter equation.

塗布薬量 $D = \text{mg}/(64\text{cm}^2)/\text{g}$ 、ばく露時間 T (minutes) の関係を図示したのが第1図である。この図によって概括的にいうことは、 D , T の両方が小さいときは、供試個体は生存 (—, 白丸)、 D , T いずれか一方が大きいたるときは (他が極端に小さくないかぎり) 死 (+, 黒丸) がみられる。そしてその中間域においては、致死個体の生存個体に対する比率は、 D または T いずれかが増大することによって高まっている。

こうした形において得られた実験結果を、プロビット法によって整理解析する方法については、人体生理学の分野において、指の皮膚にみられる一過性の血管収縮反射を、容積描記装置を用いて測定した実験記録をもちいて、Finney¹⁾が詳細にこれを論述している。それ故この方法の理論的な解説はそれにゆずることとして、ここでは結論をみちびくための計算の順序をしめし、残留する dieldrin の有効度を評価するひとつの

Table 1. Experimental data and details of calculations

Dose (mg/g) D	Time (min) T	Response	Y	w	y	P
12.0	128	—	4.1	0.47	3.41	0.166
13.2	134	—	4.3	0.53	3.53	0.203
13.4	224	+	5.1	0.63	6.26	0.552
23.1	165	+	4.9	0.63	6.26	0.468
20.6	82	—	3.7	0.34	3.14	0.069
23.4	128	—	4.5	0.58	3.62	0.298
42.4	219	—	5.7	0.53	3.27	0.800
45.3	127	—	4.9	0.63	3.74	0.440
39.9	219	+	5.7	0.53	6.48	0.785
89.3	81	+	4.6	0.60	6.38	0.302
101.2	162	+	5.8	0.50	6.53	0.802
83.6	220	+	6.1	0.40	6.72	0.900
211.9	220	+	6.7	0.21	7.17	0.971
208.8	78	+	5.0	0.64	6.25	0.484
158.5	119	—	5.6	0.56	3.42	0.723
10.6	147	—	4.3	0.53	3.53	0.212
25.7	113	+	4.4	0.56	6.58	0.233
48.4	116	—	4.8	0.63	3.72	0.394
86.8	111	+	5.1	0.63	6.26	0.528
75.9	145	+	5.4	0.60	6.34	0.674
...	...	...	...	...	...	...
...	...	...	...	...	...	...
...	...	...	...	...	...	...
41.9	158	+	5.2	0.63	6.28	0.587
108.5	170	—	5.9	0.47	2.83	0.834
100.6	94	+	4.9	0.63	6.26	0.429
175.4	149	+	6.0	0.44	6.66	0.848
150.6	73	—	4.7	0.62	3.70	0.352
Totals 34.12						
Swx_1^2	Swx_1x_2	Swx_2^2	Swx_1y	Swx_2y	Swy^2	
87.818677	109.124086	160.702093	258.421654	362.898591	890.893828	
77.521494	111.238288	159.621371	251.908115	361.475528	818.613634	
10.297183	-2.114202	1.080722	6.513539	1.423063	72.280194	

方法を考察する。

第1表第1, 2および3欄が, 第1図を描くのにもちいた実験結果であるが, 一部の数値はこれを省略して示していない。この結果を解析するための第一歩は, まず供試昆虫の体重に対する塗布した薬物の量 D , およびこれにばく露した時間 T の対数をそれぞれ x_1, x_2 として, この x_1+x_2 の値について適当な間隔に生死の記録を類集する。ここでは第2表第1欄に示したように, 0.5の間隔でかつ0.1づつずらして重複した形で生死の個体を類集した。第2欄はその中央値をし

めし, 第3欄はそのgroupのなかにふくまれる供試個体数と, 反応個体数をしめたもので, 第4欄はこれからとめたその反応率をしめす。第5欄はこれに対するプロビットを表からもとめてかきいれたものである。つぎにグラフの上に各階級の中央値, すなわち第2欄の2.9, 3.0, 3.1...と, これに対応する反応率のプロビットすなわち第5欄の4.1, 4.2, 4.4...の関係を打点し, これを満足する一線を予備回帰線としてひく。この回帰線の両端の任意の点における縦, 横軸の値から, a および b をきめ, 予備回帰方程式

Table 2. Data grouped according to the value of (x_1+x_2)

x_1+x_2	Median value	Responses	Proportion (p)	Probit of p	First approximation
2.5-2.9	2.7	0/7	0.00	—	4.0
2.6-3.0	2.8	0/5	0.00	—	4.1
2.7-3.1	2.9	2/11	0.18	4.1	4.2
2.8-3.2	3.0	3/15	0.20	4.2	4.3
2.9-3.3	3.1	4/15	0.27	4.4	4.4
3.0-3.4	3.2	8/20	0.40	4.7	4.5
3.1-3.5	3.3	8/23	0.35	4.6	4.6
3.2-3.6	3.4	9/21	0.43	4.8	4.7
3.3-3.7	3.5	9/20	0.45	4.9	4.8
3.4-3.8	3.6	10/21	0.48	5.0	4.9
3.5-3.9	3.7	9/19	0.47	4.9	5.0
3.6-4.0	3.8	10/19	0.53	5.1	5.1
3.7-4.1	3.9	10/17	0.59	5.2	5.2
3.8-4.2	4.0	13/19	0.68	5.5	5.3
3.9-4.3	4.1	12/19	0.63	5.3	5.4
4.0-4.4	4.2	10/15	0.67	5.4	5.5
4.1-4.5	4.3	9/13	0.69	5.5	5.6
4.2-4.6	4.4	8/12	0.67	5.4	5.7

$$Y=1.3+1.0(x_1+x_2)$$

をえる。この式の x_1+x_2 に各個の値をいれて、第1表第4欄の Y の値が期待プロビットとしてえられる。この値を基礎にして、常法のプロビット計算をくりかえして、順次補正された方程式をもとめて行くのであるが、第1表に示した Y は、第2回の補正計算の結果からえられた

$$Y=-5.0027+1.3755x_1+3.6253x_2$$

の方程式の x_1 および x_2 に、実験値を代入してもとめた期待プロビットである。この Y に対応する重み係数 w を、表 (Finney: Probit Analysis 第I表, Fisher and Yates: Statistical Tables 第XI表など) からよんで、第5欄にかきいれ、これを重みとする。計算のためのプロビット、すなわち working probit は、致死、生存それぞれ100%および0%の反応率をしめす実験値であるから、致死個体の場合は Y に対応する最大値 $Y+Q/Z$ をよんでかきいれ、生存個体の場合は、最小値 $Y-Q/Z$ をその値とする。第6欄の数値がこれである。後は機械的に wx_1 , wx_2 および wy の値を計算し、表の下段にしめすような順序で、偏差の加重平方和および積和をもとめる。これから偏回帰係数 b_1 および b_2 をもとめるための連立方程式

$$\left. \begin{aligned} 10.297183b_1-2.114202b_2 &= 6.513539 \\ -2.114202b_1+1.080722b_2 &= 1.423063 \end{aligned} \right\}$$

をえる。行列式

$$V=\begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} \\ v_{21} & v_{22} \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} 0.162306 & 0.317517 \\ 0.317517 & 1.546462 \end{pmatrix}$$

をみちびき、 $v_{12}=v_{21}$ であるから、これから

$$b_1=6.513539v_{11}+1.423063v_{12}=1.509033$$

同様に

$$b_2=4.268872$$

をえる。もとめる方程式は、

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

のそれぞれに、えられた上述の数値を代入することによって、

$$Y=-6.6095+1.5090x_1+4.2689x_2$$

がえられる。第2回の補正計算の結果とはなおかなり相違していて、より正確な数値をのぞむ場合はさらに第4回、第5回の補正計算をおこなう必要がある。ここではひとまず第3回までの計算をもつてうちきり、さらにつぎの計算をすすめると、上にえられた方程式の b_1 および b_2 の値から、

$$b_2/b_1=2.829$$

が計算されるが、これから特定の反応率のえられる D と T の関係は

$$DT^{2.829}=\text{constant}$$

の式をもつてあらわすことができる。すなわち上述の方程式 $Y=-6.6095+1.5090x_1+4.2689x_2$ の Y に、任意の反応率に対応するプロビットの値を代入することによって、この constant の値は計算することがで

きるはずで、反応率 10, 25, 50, 75, 90% をしめすときのこの値の軌跡をしめしたのが第1図の曲線である。

適合性の検定はつぎのごとくおこなわれる。

$$\begin{aligned}\chi^2_{(60)} &= Sy^2 - b_1 Sx_1 y - b_2 Sx_2 y \\ &= 72.280 - 1.509033 \cdot 6.513539 - 4.26887 \\ &\quad 1.423063 \\ &= 56.38\end{aligned}$$

この場合の自由度は、全観測数63から a, b_1, b_2 の3をひいた60が n となる。 $Pr=0.05, n=60$ における χ^2 の値79.08より上にのべた数値は小さく、観測値は理論値と適合しているということがいえる。

x_1 および x_2 の任意の組合わせに対応する期待プロビット Y の variance は、つぎの式によってもとめられる。

$$\begin{aligned}V(Y) &= \frac{1}{Sw} + v_{11}(x_1 - \bar{x}_1)^2 + 2v_{12}(x_1 - \bar{x}_1)(x_2 - \bar{x}_2) \\ &\quad + v_{22}(x_2 - \bar{x}_2)^2\end{aligned}$$

ここで v_{11} および v_{22} は、それぞれ b_1 および b_2 の variance で、 $v_{12}=v_{21}$ は b_1 と b_2 の covariance である。そしてその値はさきに逆行列をみちびいた際にしめしてある。 Sw は第1表にしめした重み w の総計である。そしてこの $V(Y)$ によってさきにえられたひとしい殺虫率のえられる軌跡の信頼限界が計算される。すなわち有意水準0.05における normal deviate $t=1.96$ をかけた $t\sqrt{V(Y)}$ が、 x_1, x_2 の任意の組合わせによってえられる期待プロビットの信頼限界をしめしている。たとえばさきにえられた $Y=-6.6095+1.5090x_1+4.2689x_2$ の Y に5を代入した $11.6095=1.5090x_1+4.2689x_2$ が第1図にしめした $P=0.5$ すなわち50%の致死率をしめす軌跡を代表する方程式であることはいうまでもないが、この x_1 に今1.900をおくと、 $x_2=2.048$ がえられる。すなわち $x_1=1.900, x_2=2.048$ の組合わせによってえられた致死率50%の値は、当然上の式によってしめされる軌跡の上にあるはずで、このふたつの値の組合わせに対応する、期待プロビット Y の variance をもとめると、

$$\begin{aligned}V(Y) &= \frac{1}{34.12} + 0.162306(1.900 - 1.5073)^2 \\ &\quad + 2 \times 0.317517(1.900 - 1.5073) \\ &\quad (2.048 - 2.1629) \\ &\quad + 1.546462(2.048 - 2.1629)^2 \\ &= 0.04610\end{aligned}$$

したがって $t\sqrt{V(Y)} = 1.96 \times (\pm 0.2147) = \pm 0.4208$ となる。故に x_1 と x_2 の組合わせによって50%の致死率のえられる軌跡、すなわち50%致死率曲線の上、下限の信頼限界は

$$\begin{aligned}5 + 0.4208 &= -6.6095 + 1.5090x_1 + 4.2689x_2 \\ 5 - 0.4208 &= -6.6095 + 1.5090x_1 + 4.2689x_2\end{aligned}$$

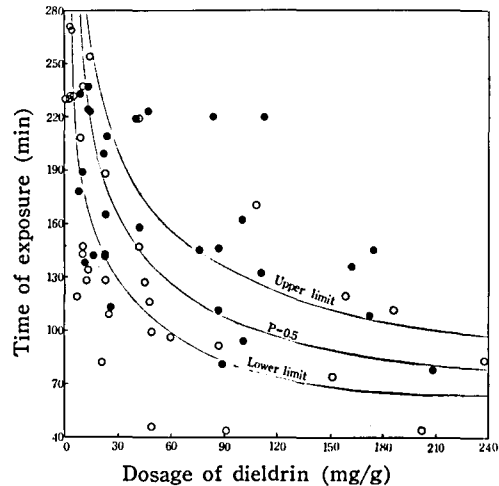


Fig. 2. Fiducial limits (5% probability) to 0.5 frequency contour of Fig. 1.

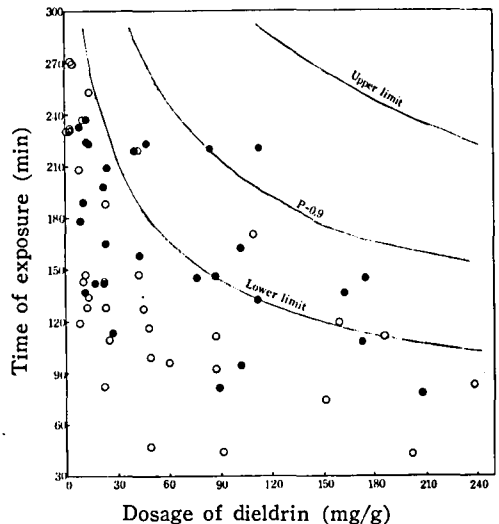


Fig. 3. Fiducial limits (5% probability) to 0.9 frequency contour of Fig. 1.

の式によってしめされるはずである。第2図にしめした $P=0.5$ の軌跡の上下にひかれた2曲線が、このふたつの方程式から計算された信頼限界である。そして第3図は、 $P=0.9$ の軌跡にたいする上下の信頼限界をしめしたものである。 $P=0.5$ に対する上下の信頼限界は、 T, D が特にかけはなれていない適当な値の組合わせの部分において、幅がひろく、両端に行くにしたがってせばまっている事がわかる。また $P=0.9$ の場合は、その上限、下限の信頼限界は90%の致死率のえられる軌跡からひとしい位置になく、上部の信頼限界の幅は、下部のそれよりかなり広い事が図よりしる事ができる。逆にこれに対する $P=0.1$ の場合は、下部の信頼限界の幅の方が上部のそれより広い。

摘 要

物体の表面に残留する毒物に、害虫をばく露してこれを駆除する方法において、その表面に残留する薬量と、これにばく露する時間のふたつは、生死を決定する最大の要因と考えられるが、野外実験の規模においては、このふたつはさまざまな組合わせを生じ、昆虫の生死はこれらの総和によってきめられるはずである。Dieldrin のゴキブリに対する毒性をこの見地から検討するため、濾紙法によって生死を個体別に記録し、その結果をプロビット平面に表現する方法によって解析した。

塗布薬量、ばく露時間の対数を、それぞれ x_1, x_2 としたとき、致死率のプロビット Y との関係は、 $Y = -6.6095 + 1.5090x_1 + 4.2689x_2$ の方程式をもって表現することができた。 χ^2 試験の結果、実験値と理論値とは抽出誤差の範囲内で適合することが証明された。 $P=0.5$ および 0.9 の信頼限界を計算し図に示した。

引 用 文 献

- 1) Finney, D. J.: *Biometrika* 34, 320~34 (1947).

- 2) 長沢純夫・柴三千代: 防虫科学 29, 46~51 (1964).

Summary

Residual toxicity of dieldrin to the German cockroach was evaluated from the individual records of dead or alive in the filter paper test. From the data of sixty-three combinations of residual dose per weight of roach D (mg/g) and time of exposure T (min) together with indication of whether or not the cockroach responded, an equation for fitting a probit regression plane was estimated as $Y = -6.6095 + 1.5090x_1 + 4.2689x_2$. Here, x_1 and x_2 are $\log D$ and $\log T$ respectively and Y is the probit probability of response P . Result of the χ^2 test showed no significant difference between the empirical probits and the predictions from the fitted equation. The 5% fiducial limits curves ($t=1.96$) for $P=0.5$ and 0.9 were calculated and shown in figures.

A Genetic Analysis of Synergistic Action of Sulfonamide Derivatives with DDT against House Flies. Zen-ichi OGITA and Tsutomu KASAI* (Department of Genetics, Medical School, Osaka University, Osaka.) Received October 31, 1965. *Botyu-Kagaku*, 30, 119, 1965.

20. イエバエにおける DDT とスルホンアミド誘導体の共力作用機構の遺伝学的解析
荻田 善一・笠井 勉* (大阪大学医学部遺伝学教室) 40. 10. 31 受理

DDT 共力剤の一種である Sulfonamide 系の WARF Antiresistant の共力作用機構に関する解析をおこなった。Antiresistant は DDT に中程度の抵抗性を示す系統には DDT と混合することによって顕著な共力作用をもたらすが、非常に抵抗性の高い系統や感受性系統に対しては共力作用を示さなかった。この機構を明らかにするため DDT に対する抵抗性遺伝子との関係について遺伝学的解析をおこなった。イエバエの DDT 単独に対する抵抗性は主として第5染色体上の優性遺伝子と第2染色体上の劣性遺伝子によって支配されているが、DDT と Antiresistant の混合剤に対する抵抗性は第2染色体上の DDT 抵抗性をもたらす劣性遺伝子のみが関係することが明らかとなった。第5染色体上の DDT 抵抗性の遺伝子は DDT 脱塩酸酵素活性を支配していることが知られているので Antiresistant の共力作用はこの酵素を阻害することによってもたらされることが結論された。また Antiresistant と血糖降下剤である Sulfonyleurea 剤との化学構造の類似性から種々の Sulfonamide について DDT との共力作用とマウスに対する血糖降下作用との関係についても論議した。

Many investigators have reported on DDT-resistance in the house fly from a genetical or biochemical viewpoint. Sternburg *et al.*¹⁾ (1954) reported that various strains of the house fly which are resistant to DDT, contain an amount of DDT-dehydrochlorinase corresponding to the level of

resistance of the strain to DDT. DMC, an analogue of DDT, acts as an inhibitor of DDT-dehydrochlorinase (Abedi *et al.*²⁾ 1963), so that it is a synergist for DDT against DDT-resistant insects. Inheritance of DDT-resistance is controlled by at least two factors in the house fly (Tsukamoto and

* Visiting research fellow from Japan Agricultural Chemicals and Insecticides Co., Ltd.