

Wataru OHSAWA & Sumio NAGASAWA, 1948. The statistico-physiological analysis of the lethal action of water, kerosene, and pyrethrin against the worker of *Crematogaster brunnea matsumurai* Forel. Studies on the vital resistibility of ants. I. *Botyu-Kagaku* 10.: 42—59 (with English résumé, p. 57).

水、石油、およびピレトリンのハリブトシリアゲアリ職蟻に

たいする致死作用の統計生理學的分析*

アリの抵抗性にかんする研究 第1報

大 澤 濟 ・ 長 澤 純 夫

(京都大學理學部動物學教室)

(日本特殊農産物協會除虫菊製品検査所)

昭和23年5月18日受付

I 緒 言

この研究はつぎのことからを目的として企てられたものである:

1. 殺虫剤の生物試験の供試昆虫としてアリを用いることの適否を検討すること。

実験室内での殺虫試験の材料として使用すべき昆虫は種々の条件を備えていることが要求せられるが(たとえば Craufurd-Benson, 1938), そのうち室内で一年中つづけて飼育できるということがまず第一にあげられる。しかしながらこの条件を充しうる昆虫の種類はきわめて限られているから、飼育装置の不備あるいは試験の特殊な目的のために材料を野外に求めなければならないような必要がしばしば起る。この場合には採集してきた昆虫をできるだけ新鮮な状態のままで試験に供することが望ましく、たとえ飼育できないものでもさしつかえないのであるが、そのときにはなるべく生理状態のそろつた個体を同時に多数集めることが第一の条件となる。職蟻は一年のうち相當長い期間にわたつてきわめて豊富に採集することができ、また性による抵抗性の差異を考慮に入れる必要がないので、實際的な面ではあまり意味がないが殺虫剤の有効成分の生物學的定量的材料としては適當であると考えられるので、この点について吟味してみることにした。

2. 致死作用の統計生理學的分析、すなわち薬剤にたいする抵抗性の分布型式を時間、投量、温度について分析して、致死作用におけるこれらの3要因の関係を明かにすること。

有害刺激にたいする抵抗性の個体群内における分布様式は統計生理學上重要な問題であるが、アリは上に述べたような理由からこの方面の研究には都合のよい材料である。在來の時間—投量曲線や毒作用にかんする温度係数の理論は抵抗性を統計的に分析することによつて再検討する必要があるのであつて、生物學におけるいわゆる函數的現象に統計學的理論づけを導入しようとする試みの1つとしてとりあげた次第である。

本研究を行うにあつて多大の御援助を賜つた京都大學農學部武居三吉教授、理學部宮地傳三郎教授、化學研究所大野稔講師はじめ武居研究室の各位、森下正明農學士、除虫菊製品検査所平位省三所長、ならびに渡島信子嬢にたいし深甚の謝意を表する。

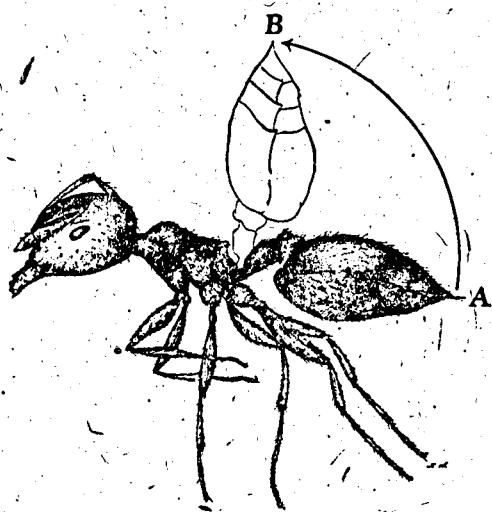
II 材 料

供試昆虫: 京都大學農學部附屬攝津農場内のナシの中年木上より採集したハリブトシリアゲアリ *Crematogaster brunnea matsumurai* Forel. の職蟻で、採集後数時間以内に實驗に供した。このアリはわずかの刺激にたいしても敏感で、そのような場合名の示すごとくすぐに腹部を上にして、

* 日本特殊農産物協會除虫菊製品検査所生物試験部研究業績 2.

* 森下正明氏の同定による。

さらに刺戟の度が大きいと尾端から乳白色の異臭ある液を分泌する習性がある。またこれを水あるいは薬剤の中に投げ入れるとたちまち錯乱状態に入るが数10秒ののちには脚、觸角などを伸して上に述べたと同じような腹部を曲上する反応を示し、それ以後はまったく動かなくなる(第1圖)。この現象をシリアゲ反応と名づけることにする。これは瞬間的に起りきわめて判然としているのでそれによつて降伏点を確實に定めることができる。



第1圖 シリアゲ反応。腹部を正常位置AよりBまで曲上する。

供試薬剤：水、3%除虫菊乳剤(以下P.E.と記す)、および除虫菊乳剤よりピレトリンエキスを除いたもの(便宜上石油乳剤と呼び、以下K.E.と記す)の3種について実験した。乳剤は水をもつて50~1600倍に稀釋して用いたが、原液の組成は第1表のとおりである。

第1表 乳剤の組成(%)

	石油乳剤	除虫菊乳剤
1.5% ピレトリンエキス	0	20
石 鹼	20	15
輕 油	50	50
ロート油	5	5
水	25	10

II 方 法

直徑 25cm, 高さ 25cm の円筒型電氣恒温水槽に約 8分目水を滿して 10°~40°C にわたる種々の

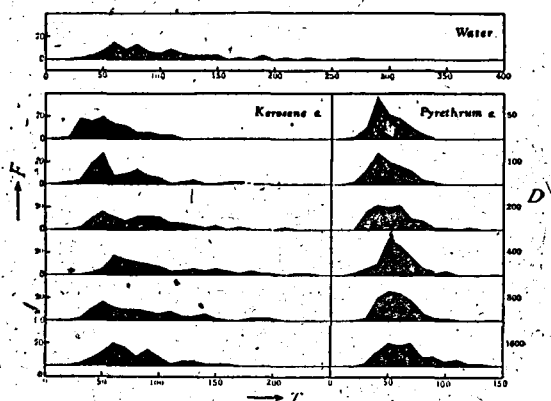
溫度に±0.5°の範圍で一定に保ち、その中央に直徑 5cm, 高さ 6cm の小型ピーカーを固定して水または稀釋した乳剤 5cc を入れる。試薬の溫度が水槽のそれと等しくなるのを待つて新鮮な供試昆虫を1頭づつピンセットで液中に浸し、投入より降伏点までの時間を秒測時計によつて測りそれを致死時間とした。降伏点はシリアゲ反應の完了、すなわち腹部が胸部とほぼ 90°の角度を示した瞬間にとつた。供試虫数は 43 實驗區のおおのに 100 頭づつ合計 4300 頭である。

IV 實驗結果の一般的考察

實驗は 1947 年 6 月 11 日より 7 月 5 日のあいだに行つた。實驗時の室溫は 21.5°~28.5°C, 平均 24.9°C であつた。

實驗は 2 つの部分よりなる。すなわち溫度を一定に保つて乳剤の濃度を種々にしたもの、濃度の一定のものについて溫度を變えた場合とである。まず致死時間の分布状態をこの 2 の場合について概觀的に考察してみよう。

1. 濃度と致死時間。20°C において乳剤の稀釋度 D を幾何級数的に 50, 100, 150, 200, 300, 400, 600, 800, 1200, 1600 としたときの致死時間 T を、階級の幅を 10 (sec.)、中央値を 10, 20, 30, ... (sec.) にとつて度数多角形で表すと、第 2 圖にその一部を示したように輕度の不相稱分布型となるその歪みは前方が急で後方が緩か、すなわちモードが算術平均よりも左方にあるいわゆる左傾歪偏であつて、Pearson の分類に従えばその第 V 型の曲線にもつともよくあてはまるようである。おのおのの薬剤についてみると、



第2圖 20°C における種々の稀釋度 D に対する致死時間の度数多角形。

水：この級間のとりかたでは山が非常になだらかでかつ不規則であり，變異の幅は 32~265(sec.) にわたっている。

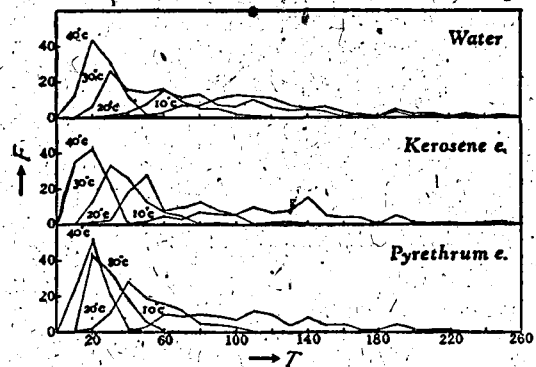
K. E.：山はやや高くなるがやはり不規則である。變異の幅は水よりは小さい。Dが 50~400 のあいだでは，それが幾何級数的に増すのにたいしてモードおよび算術平均の位置は除々に右方に移動して變異の幅は大きくなる傾向がみられるが， $D > 400$ では稀釋の影響がまったく現れない。

P. E.：まえの兩者にくらべていちぢるしく山は高くなり變異の幅は小さくなっている。Dの増大とともにモードの値は小となり反對に變異の幅は大きくなる傾向がみられる。モードおよび算術平均の位置はDの全域にわたって次第に移動するがK. E. よりは緩慢のようである。

すべて致死時間による殺虫試験は濃度の勾配と致死時間の算術平均またはモードの移動勾配との相対的な関係にもとづくものであるから，以上考察したごとく濃度の幾何級数的な變化にたいしてこれらの抵抗性の代表値がきわめて鈍感にしか應じないために，感受性の個体變異より生ずる誤差を充分小さい範囲にとどめるためには相當大量の個体を用いなければ危険であるということ，またこの方法が一種の浸漬法である以上昆虫がたやすく水に溺れないということが必要條件であるにもかかわらず (Craufurd-Benson, 1938)，この場合には水の致死作用が強く，かなり高い濃度のP. E. でもその致死時間がほとんど水のそれに含まれてしまうという理由などよりして，本種はこの方法による殺虫試験の供試昆虫としてははなはだ不適當であると結論せざるをえない。

2. 温度と致死時間。水および 100 倍に稀釋した乳劑を用いて温度を $10^{\circ}\sim 40^{\circ}\text{C}$ のあいだで 5° ずつ變化させたときの致死時間の分布の移動は第3圖にその一部を示すごとくである。階級のとりかたその他は第2圖と同じである。

温度の上昇に伴う度数多角形の形の變化はすべて共通の特徴を示す。すなわち低温より高温に赴くにしたがつて變異の幅は小さくなり，モードの高さは高くなりかつその位置は左方に移動する。したがって山は規則正しく歪度は小さくなる。



第3圖 種々の温度における水および 100 倍に稀釋した乳劑による致死時間の度数多角形。

V 實驗結果の分析方法

藥劑の毒作用の度合を表現する 1 つの方法としてしばしば毒作用速度が用いられる。これは致死時間の函數として與えられ，普通その逆數の形をとるがこれをもつて毒性そのものの唯一の單位とすることは一般には適當ではない。たとえば異種の物質についての速効性遅効性の比較にはなるが，毒性の本質的な相異を云々する資料としては不充分である。しかしながら同一の物質についてその毒作用と濃度や温度との關係を分析するときにはこの致死時間を指標とするのがもつとも都合がよい。たとえば Richardson (1931) はイエバイを材料とする除虫菊殺虫劑の評價には 24 時間後の殺虫率よりは中央麻痺時間の逆數を平均麻痺速度として用いたほうが除虫菊の濃度にたいして，より鋭敏であることを證明している。

上述の實驗結果によると T の分布の幅は非常に廣くかつかなりの歪みをもつていたので算術平均をその代表値に選ぶことは不適當である。そこでまず T の分布型式を明かにする必要がある。

いま一定の温度および濃度において測定した個体致死時間を T_F とする。この値を小さいものから順番に並べ P に 1 より 100 までの番號をつけると P は T_F 時間後の致死個体の百分率を表す。

集團觀測においても各個体にたいする致死作用が獨立の過程において進行する，すなわちたとえば 100 個体を一度に浸漬した場合でもその各個体の致死時間は單獨に測つたものに等しいという假

定が成り立つものとすれば、Pは集團観測におけるT時間後の致死率とみなすことができる。したがって理論的にPは(T)T_Pの分布曲線の積分曲線

$\int_0^T F(T) dT$ となるはずであつて、T_P'の分布曲線を明かにすることは時間にたいするPの變化すなわち時間-致死率曲線を分析することに歸着する。

一方統計生理學の見地よりすればPは濃度、温度その他種々の要因の函數と考えることができるが、濃度も温度とともに連続變數とみなせば時間-致死率曲線とまったく同様の推論によつてこれらにたいする抵抗性の分布曲線の積分曲線としてそれぞれの致死率曲線を想定することができる。

時間T、濃度C、温度θの3つの要因のみを考え他のすべての條件を一定に保つた場合致死率Pは

$$P = \phi(T, C, \theta)$$

のようなある積分函數φで表されるであろうと想像せられる。この方程式は4つの變數を含んでいるからそのうちいずれか2つを定めると他の2つのあいだの關係を導き出すことができる。それらを

Cとθが一定のとき：時間-致死率(T-P)曲線、
Tとθが一定のとき：濃度-致死率(C-P)曲線、
TとCが一定のとき：温度-致死率(θ-P)曲線、
θとPが一定のとき：時間-濃度(T-C)曲線、
CとPが一定のとき：温度-時間(θ-T)曲線、
TとPが一定のとき：濃度-温度(C-θ)曲線、
と名づけることにする。なおこれらの曲線には等時間線、等濃度線、等温度線、等致死率線を區別することができる。以下簡單のためにたとえば時間-致死率等濃度線を(T-P)_c、中央致死時間-温度線を(T-θ)_Pなどと記す。

以下實驗結果に基いてC-θ曲線を除くこれらの曲線について、逐次考察を進めてゆくことにする。T-P曲線およびC-P曲線の分析と計算はBliss(1934, 1935, 1937, 1938, 1939)ならびに大澤・長澤(1947)の方法によつた。

VI 時間-致死率曲線

前記の各種の致死作用曲線を分析する基礎とし

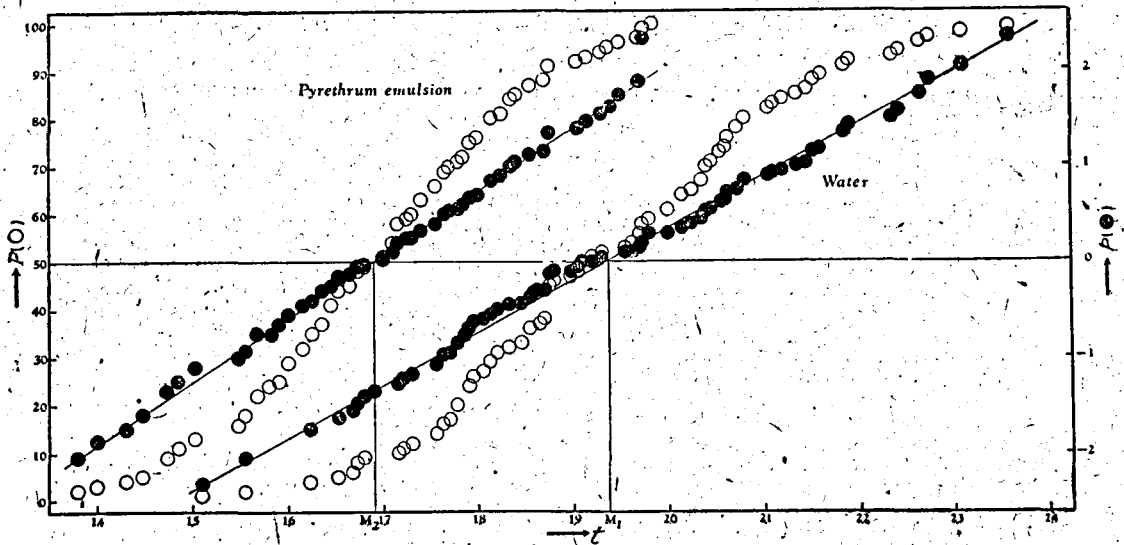
てまずT-P曲線を精密に検討する必要がある。

確率積分函數によるT-P曲線の統計的な取扱いはすでに古くDavey(1919)によつて*Triborium confusum*の生存時間にたいする微弱なX線の効果について試みられているが、Bliss(1937)は致死時間によつて表される抵抗性が時間の對數軸に正規の分布をなすという假説より出發してC-P曲線1次轉換の理論(Bliss, 1934, 1935; 大澤・長澤, 1947)と同じ原理に基いてT-P曲線を計算して逆にその假説を證明した。第2圖をみると致死時間の度數分布は時間軸にたいして不相稱な山型であり、この場合にもやはり對數の法則があらはまるであろうと容易に想像せられる。

そこで逐次累積百分率Pを時間にたいしてとつたもつとも詳細な累積度數百分率多角形を作つてみるとT-P曲線は不相稱なsigmoid曲線であることがわかるが、横軸を $t = \log T$ に轉換すると第4圖の白丸で示すようにこのsigmoid曲線は相稱になる。さらに縦軸PをGaddum(1933)のnormal equivalent deviation(N.E.D.)、すなわち確率積分Pの上限pに轉換すると第4圖の黒丸のようにかなり正確に直線上にのつてゐることがわかる。圖にはただ2つの例のみを示したが濃度や温度を變えても、またK.E.についてもつねに同様の結果が得られるのであつて、致死時間によつて表される抵抗性は時間の對數にたいして正規分布をしているという假説はこれだけで充分に證明せられたことになるであらう。

ここに注目すべきは、さきにすこし觸れたが致死時間の分布曲線は横軸に時間Tをそのままとつたもとの形ではPearsonの第V型の曲線として取扱われるであろうということである。生物現象の統計にはしばしばこのような不相稱の分布型が見られるが、上述のごとき事實はそれらのなかには横軸を何か適當な函數に轉換すれば正規曲線に還元しえられるものが少くないのではなからうかという暗示を與えるものであつて、この正規曲線を與える函數の形は理論生物學上重要な意味をもつてゐると考えられる。

なおK.E.、P.E.ともに複雑な合劑であり、ことに水の致死作用が強いために當然joint action(Bliss, 1939)の現象が期待せられるが、の



第 4 圖 20°C における水および 100 倍の除虫菊乳剤による致死時間の逐次累積百分率 P (白丸) とそれを N.E.D.(P) に轉換した結果 (黒丸) を示す。横軸は時間 (sec.) の對數, $t = \log T$; M_1 , M_2 は中央値。

ちに述べるごとく 3 者は回歸線の傾きに大差がないうえに中央値がたがいにかなり距つており、かつ兩乳剤とも濃度による開きが僅少なので、P が 1 以上の範囲ではそれぞれの回歸線は相交らない。獨立の直線群を形成しているから、この範囲では各回歸線はつねに單一の直線となり T-C 曲線には實際上この現象は現れない。

T-P 曲線の 1 次轉換の可能性が證明せられたから種々の濃度および温度についての曲線を計算してみることにする。計算の煩雜をさけるために階級の幅を適當に擴げることが望ましいが、それには T の尺度をそのまま用いずに t による階級をまず定めてそれに対応する T の階級、すなわち T の對數階級によつて累積百分率 P を求めた。各稀

第 2 表 20°C における種々の稀釋度にたいする致死時間 (對數) の累積百分率。

	稀釋度 D	階 級														t
		1.2	1.3	1.4	1.5	1.6	1.7	1.8	1.9	2.0	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	
石 油 乳 劑	50		1	1	16	30	48	68	84	97	100					
	75			1	9	18	36	56	77	87	92	97	98	100		
	100			1	1	16	42	60	73	93	97	99	100			
	150				4	8	19	47	71	86	94	99	100			
	200					7	23	37	49	72	89	96	98	99	100	
	300				3	9	18	39	61	80	93	100				
	400				1	5	18	38	56	72	83	92	97	99	100	
	600				2	8	20	43	67	80	92	100				
除 虫 菊 乳 劑	800				2	7	19	37	54	72	86	97	98	100		
	1200				1	7	22	39	67	81	94	98	100			
	1600					2	4	12	38	60	81	90	99	100		
除 虫 菊 乳 劑	50			2	10	38	64	85	100							
	75	1	1	1	12	29	57	84	98	100						
	100			3	13	29	51	76	91	100						
	150		1	3	12	28	61	87	97	99	100					
	200				7	23	49	75	92	97	100					
	300				5	18	50	73	89	100						
	400			1	4	11	40	72	94	100						
	600			1	5	14	39	64	87	97	100					
	800					8	38	71	95	99	100					
	1200				1	14	38	71	91	99	100					
	1600				2	13	30	53	76	91	99	100				

第3表 種々の温度における水および100倍の乳剤による致死時間(対数)の累積百分率。

	温度	階 級															t	
	θ(°C)	1.0	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5	1.6	1.7	1.8	1.9	2.0	2.1	2.2	2.3	2.4		2.5
水	40			8	21	43	59	83	95	99	100							
	35				1	13	27	45	60	87	94	97	100					
	30					1	8	25	41	59	76	89	99	100				
	25						2	7	26	45	59	79	90	99	100			
	20							1	2	9	26	47	61	80	92	97	100	
	15									1	10	35	52	76	90	99	100	
	10								1	1	5	15	36	68	87	92	98	100
石油 乳劑	40		3	25	45	63	81	98	100									
	35			1	9	30	49	74	91	99	100							
	30				1	6	18	38	68	82	94	99	100					
	25						3	19	34	58	81	88	98	100				
	20						1	1	16	42	60	73	93	97	99	100		
	15							1	5	12	34	57	67	84	91	100		
	10									1	7	16	26	48	77	87	92	100
除虫菊 乳劑	40		6	15	41	59	81	98	100									
	35			8	25	40	61	84	94	99	100							
	30				4	24	46	72	91	100								
	25					4	17	41	66	87	98	100						
	20						3	13	29	51	76	91	100					
	15							1	5	18	47	77	96	100				
	10									1	14	29	43	71	89	98	100	

第4表 時間-致死率回帰線群にたいする實測値の確率。

	等濃度回帰線群	等温度回帰線群
水	—	0.871
石油乳剤	0.998	0.745
除虫菊乳剤	0.971	0.468

釋度および温度におけるその結果は第2, 第3表のごとくである。

ここにおいてPをN.E.D.P.に轉換すると第2表より $(t-p)_c$ 回帰線

$$p = \frac{1}{\sigma_c} (t - \bar{t}_c),$$

第3表より $(t-p)_\theta$ 回帰線

$$p = \frac{1}{\sigma_\theta} (t - \bar{t}_\theta)$$

を計算することができる。ここに $\bar{t}$ は中央値で致死時間分布曲線のモードの値の對数、 σ は轉換された抵抗性正規分布曲線の標準偏差である。この2種の回帰線のうち等温度線を第5圖に示した。回帰線にたいする實測値の確率をそれぞれの回帰線群について計算すると第4表のごとくであつて、いずれも相當大きく1次轉換の假説がきわめてよ

く事實と一致していることがわかる。ことに等濃度線では完全に近い。

おのこの回帰線について計算した σ , $\bar{t}$, $T = \log^{-1} \bar{t}$ (中央致死時間), および實測値より直接求めた致死時間の算術平均 T_m を第5, 第6表に示す。

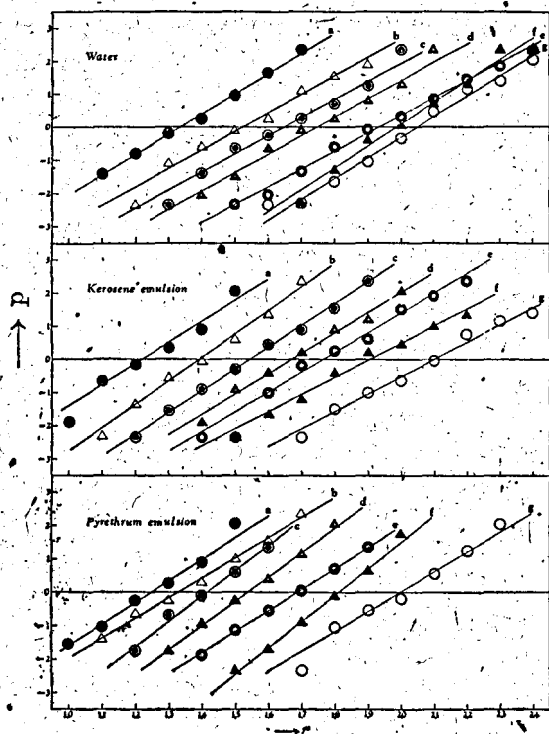
これらの諸項を比較すると,

T : つねに T_m より小であり, 兩者のあいだにはかなりの開きがみられる。すなわち致死時間の分布曲線は左傾歪偏である。

等濃度回帰線における T の値はP.E.ではDとともにほぼ一樣に増大する。K.E.での T の増大は $D=200$ までは前者よりも急速であるが, それ以後は停滯する。しかし水の T よりはるかに小さい値にとどまつている。

等温度回帰線ではいずれも θ の上昇とともにかなり急速に減少している。これらの關係についてはのちに検討する。

σ : 同じ藥劑ではDや θ にほとんど無關係に一定の値を示す。この事實は統計生理學的にきわめて注目すべきことがらである。その平均値は第7表のごとくであつて, 水とK.E.とのあいだには



第5圖 水および100倍の乳剤による時間-致死率等温度回歸線。
a~gはそれぞれ $\theta=40^\circ, 35^\circ, 30^\circ, 25^\circ, 20^\circ, 15^\circ, 10^\circ\text{C}$ にたいする線。

第5表 20°C における時間-致死率等濃度回歸線の $\sigma_c, \bar{t}_c, T_c$ および致死時間の算術平均 T_m 。

	D	σ_c	$\bar{t}_c$	$T(\text{sec.})$	$T_m(\text{sec.})$
水	—	0.189	1.94	86.4	99.5
石油乳剤	50	0.181	1.70	49.9	55.2
	75	0.211	1.78	60.3	67.7
	100	0.171	1.77	53.5	64.1
	150	0.166	1.82	66.4	71.5
	200	0.203	1.88	75.1	83.1
	300	0.178	1.85	70.6	76.6
	400	0.207	1.89	77.6	87.7
	600	0.175	1.84	69.3	74.6
除虫菊乳剤	800	0.195	1.88	75.6	75.4
	1200	0.168	1.84	69.4	74.3
	1600	0.163	1.86	73.2	75.6
	50	0.119	1.66	45.4	47.2
	75	0.147	1.66	46.2	49.3
	100	0.159	1.69	48.8	52.1
	150	0.136	1.66	44.8	48.7
	200	0.149	1.70	50.2	54.1
除虫菊乳剤	300	0.133	1.72	52.1	56.6
	400	0.122	1.73	53.5	56.1
	600	0.177	1.74	55.3	58.2
	800	0.103	1.74	54.7	56.6
	1200	0.117	1.74	54.5	57.1
	1600	0.155	1.79	61.0	64.6

第6表 水と100倍の乳剤による時間-致死率等温度回歸の $\sigma_\theta, \bar{t}_\theta, T_\theta$ および致死時間の算術平均 T_m 。

	$\theta(^{\circ}\text{C})$	σ_θ	$\bar{t}_\theta$	$T(\text{sec.})$	$T_m(\text{sec.})$
水	10	0.159	2.05	111.8	119.3
	15	0.154	1.99	94.5	104.7
	20	0.189	1.94	86.4	99.5
	25	0.185	1.74	55.4	61.8
	30	0.187	1.65	44.9	49.2
	35	0.185	1.53	33.5	36.7
	40	0.168	1.34	21.9	24.2
石油乳剤	10	0.190	2.10	95.3	135.8
	15	0.197	1.90	79.9	87.5
	20	0.171	1.77	58.5	64.1
	25	0.166	1.67	46.6	50.5
	30	0.157	1.54	35.1	38.0
	35	0.148	1.40	24.9	27.2
	40	0.161	1.24	17.3	18.8
除虫菊乳剤	10	0.165	2.00	100.9	108.6
	15	0.123	1.81	64.6	67.2
	20	0.159	1.69	48.8	52.1
	25	0.139	1.54	34.4	36.0
	30	0.138	1.42	26.4	27.8
	35	0.172	1.34	21.7	24.5
	40	0.158	1.25	17.8	19.7

第7表 時間-致死率回歸線における σ の平均値

	等濃度回歸線	等温度回歸線
水	0.18	0.19
石油乳剤	0.17	0.18
除虫菊乳剤	0.15	0.14

ほとんど差は認められないが、P.E.ではいちじるしく小さくなっている。また同じ薬剤では兩種の回歸線の σ はほぼ等しい。

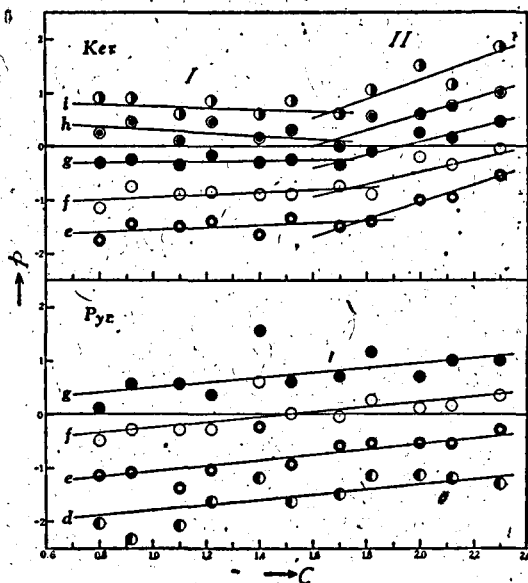
σ の値の不変性は理論的には當然予想せらるべきことがらである。なぜならばもしかりに同質のt-p回歸線のいずれか2つが交つたとすると、その交点を境として濃度あるいは温度の高い場合と低い場合との致死効果が逆轉する。すなわちある時間内では低いほうが高い致死率を示す。またあとで述べる等時間回歸線では時間がたつと致死率が減つるというような矛盾が生じるからである。このことはあらゆる種類の致死率回歸線について言えるであろう。

※ joint action の現れるときには異質の回歸線は必ず交るがその交点はつねに實在しない点である。

VII 濃度-致死率曲線

前述の致死作用獨立の假説を容認するならば、種々の濃度において測定した個体の致死時間の度數分布を累積して作った時間-致死率表より $(C-P)_T$ 線を理論的に求めることができる。すなわち第2表の各行は一定時間浸漬後の致死百分率を與えている。

C-P 曲線の統計的な意義は Gaddum (1933), Hemmingsen (1933), Bliss (1934, 1935), O'Kane et al. (1934) などによつてそれぞれ獨立に、毒物にたいする抵抗性が生物群内において濃度の對數に正規に分布しているという理論に基いて説明せられた。この實驗においても當然この關係が存在するものと期待せられるから、第2表の結果より濃度を $C = \frac{1}{D} \times 10^4$ で表してその對數 $c = \log C$ を横軸に、Pにたいする p を縦軸にとつて $(c-p)_t$ 回歸線を描くと第6圖のように平行直線群が得られる。回歸線にたいする觀測値の確率を各



第6圖 20°Cにおける乳剤の濃度-致死率等時間回歸線。d~iはそれぞれ $t=1.5, 1.6, \dots, 2.0$ にたいする線。

回歸線群について計算するとK.E.の第I、第II回歸線群ではそれぞれ 0.738, 0.107 となり $t-p$ 回歸線よりは低いといへば1次轉換の假説は信頼

するに足るが、P.E.では < 0.05 となる。

第6圖は各濃度における p が t とともに回歸線 $d(t=1.5)$ より $i(t=2.0)$ にまでほぼ一様に増加することを示すが、P.E.では使用した濃度、 $\frac{1}{50} \times 10^4 \sim \frac{1}{1600} \times 10^4$ の全域にわたつて回歸線は單一であるのに反し、K.E.では $c = 1.7$ ($C = \frac{1}{200} \times 10^4$) 附近に臨界点があつて第Iと第IIの兩回歸線群に分れる。すなわち joint action の現象が見られる。第I回歸線群は大体において水平であつて致死率は濃度に無關係であることを示している。これは c が 0.8 より 1.7 の範囲ではかなり強い分散媒の致死作用が石油のそれを凌いでおり、それ以上の濃度になつてはじめて石油の毒性が現れてくるためであろう。第VII章において述べた $(t-p)_c$ 回轉線より求めた $\bar{t}_c$ が $C = \frac{1}{200} \times 10^4$ 以下では停滯する理由はこれによつて明かである。兩回歸線の交点は時間とともに低温度の方へ移動する傾向が見られる。また兩回歸線が $p = 0$ 以上で交るようなもの、すなわち $h(t=1.9)$ と $i(t=2.0)$ には中央致死濃度が實在しない。ピレトリンの毒作用は最低濃度 $c=0.8$ においてもなお分散媒の致死作用に先行した $c=2.3$ 程度では石油の毒作用を蔽うているから、第II回歸線はかなり廣い範囲の濃度にわたつている。いまP.E.の分散媒の致死作用がK.E.のそれと同等なものであると假定して計算すると第I回歸線の現れるのはおよそ $c = 1.12$ 附近であり、またかりにピレトリンと石油の毒作用がたがいに獨立であるとすれば $c = 2.48$ 附近で第III回歸線が出現するであろうと推定せられる。

計算によつて求めた等時間回歸線

$$p = \frac{1}{\sigma_1} (c - \bar{c}_1)$$

の標準偏差 σ_1 、中央値 $\bar{c}_1$ を第8表にあげる。

K.E.の第I回歸線群は理論的に水平とみなせば $\sigma_1 = \infty, \bar{c}_1 = -\infty$ となるべく計算によつて出したこれらの値は無意味であるから、表にはその平均致死率 $\bar{p}_i$ をあげた。すなわち理論上の第I回歸線群の方程式は

$$p = \bar{p}_i$$

である。

第8表 20°Cにおける乳劑の濃度-致死率等
時間回歸線の σ_t , $\bar{\sigma}_t$, $\bar{p}_t$ 括弧に
入れた σ の値は實現しないもの。

		t	σ_t	$\bar{\sigma}_t$	$\bar{p}_t$
石 油 乳 劑	I	1.6	—	—	3.49
		1.7	—	—	4.11
		1.8	—	—	4.71
		1.9	—	—	5.23
		2.0	—	—	5.74
	II	1.6	0.604	2.63	
		1.7	0.764	2.33	
		1.8	0.813	1.91	
		1.9	0.669	(1.60)	
		2.0	0.550	(1.31)	
除 虫 菊 劑	乳	1.5	2.02	4.63	
		1.6	1.76	2.88	
		1.7	2.10	1.54	
		1.8	2.07	1.98	

第8表をみると、 σ_t には時間による変化はあまりなく、大体藥劑の種類に特定であるとみなしうることは (t-p) σ 回歸線の σ_t の場合と同様である。P. E. では平均1.99でK. E. の第II回歸線群の平均0.680の約3倍になつてゐる。すなわち高い濃度ではK. E. のほうが致死能率においてまさつてゐる。 $\bar{\sigma}_t$ は兩乳劑とも時間の経過とともに減少するがその度合はP. E. のほうがはるかに大きい。この関係は後章で論ずるであらう。

濃度にかんする實驗は 20°C において行はれたのみであるから、(C-P) σ 曲線についての考察は今後にゆする。

VII 時間-濃度曲線

毒作用における致死(生存)時間Tと濃度Cとの関係は古くから生理學者のあいだで廣く論議せられて來た問題である。Powers (1917) はキンギョを用いた毒作用の研究において鹽類の濃度について致死時間の逆数をとると sigmoid 曲線になることを知り、その傾きより毒性單位を定めた。その後 Shackell (1925) や Campbell (1926) も同様の曲線を得てゐる。Gersdorff (1933, 1935, 1936) もはじめは Powers の式に従つていたがのちにその不適當なことを認めた。また Carpenter (1927) は魚にたいする金屬鹽類の致死作用には

$$T \log \frac{1}{C} = K, \quad (K: \text{常數})$$

なる關係が成立するとした。Clark (1926) は細

胞にたいする藥物の作用において

$$TC = K$$

が適用せられると考えたが、Gersdorff (1935) は一般にはKがかならずしも常數にならないことを指摘し、濃度と生存時間の最小積を藥物に特有な値と考えその逆數をもつて新しい毒性の指標を定めた。

つとに Ostwald (1907) は *Gammarus pulex* de Geer にたいする海水の致死作用において

$$TC^n = K, \quad (n, K: \text{常數})$$

のごとき關係を得てゐる。この法則はその後多くの學者、たとえば Chick (1908), Paul (1910), Tröndle (1920), Cook (1926), 小泉 (1928) などによつて種々の生物について證明せられ一般に用いられるようになった。Campbell (1926) はカイコに砒素をあたえて得た前記の sigmoid 曲線をこの方程式にあてはまる2本の直線に分析したが、その後 Bliss (1936) は單位体重量にたいする投量を用いることによつて單一の關係に統合しうることを證明した。Moore (1936) も低濃度においてはnが變化することを認めてゐる。

致死作用はその不可逆性から、測定には多數の個体を用いる必要がある。それゆゑその測定値は誤差論的に處理すべきものではなく、統計學的に取り扱うべき性質のものである。その分布は一般に幅の廣い不相稱型であつて、平均値として單なる算術平均をとることは誤差が大きくなる危険性があり、かつ横軸の適當な轉換によつて正規分布に還元しうる可能性があるからそのモード、すなわち1次轉換によつて得られる中央値に相當する値を選ぶほうがより妥當であらう。この理由から以下 T-C 曲線および T- θ 曲線を論ずるにあつてはすべてこの値をもつて代表値とする。

ここでは資料の關係上 20°C における等致死率曲線についてのみ考察するが、なお煩雜をさけるためにそのうち誤差のもつとも小さい中央致死率曲線を選ぶこととする。(T-C) σ 曲線は2つの方法で描くことができる。通常はある濃度Cにおける中央致死時間 T_c をとる。すなわち (T-P) σ 曲線を基礎としたものであるが、理論的に導いた (C-P) σ 曲線よりある時間Tにおける中央致死濃度 C_T を計算することによつても得られる。

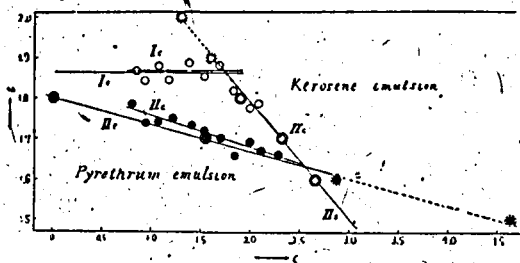
第7圖は横軸を c 、縦軸を t としてこれらの2つの方法によつて描いた、中央致死率回歸線である。1重丸 (I_c と II_c) ははじめの方法によつて、すなわち C にたいして第5表の $\bar{t}_c$ をとつたもの、2重丸 (I_t と II_t) はあとの方法、すなわち t にたいして第8表の $\bar{c}_t$ をとつたものである。いずれもかなり満足すべき直線關係を表していて、

$$t = -nc + \log K,$$

すなわち

$$TC^n = K$$

なる關係が成立することを證據だてている。このことは抵抗性が時間および濃度の對數軸上にそれぞれつねに相同の、すなわち σ の等しい正規分布をしていることより理論的にも導くことができるがその證明は他の機会にゆずる。



第7圖 20°C における石油乳劑 (白丸) と除虫菊乳劑 (黒丸) の時間・濃度中央致死率回歸線。 I_c と II_c は時間・致死率等濃度回歸線より、 I_t と II_t は濃度・致死率等時間回歸線より導いたもの、破線は實現しない部分を示す。

K.E. では $c=1.7$ のあたりに折点があつて第I, 第IIの兩回歸線に分れる。これは $(c-p)_t$ 回歸線群 (第6圖) よりも當然予測せられることがらである。ゆゑに破線で示した部分は實際には現れない。 I_t は $(c-p)_t$ 第I回歸線を水平な平行線群とみなして第8表の t と $\bar{p}_t$ の關係より計算した中央致死時間 $\bar{t}_t$ の水準である。

P.E. ではおのおのの單一の回歸線となるが、 II_t は $c=2.5$ 附近で K.E. の第II回歸線と交るためにそれより高濃度の部分は實現しないで前章に述べたように石油の毒作用が先行して第III回歸線が現れるかも知れない。

各回歸線について計算した n および K の値は第9表のとおりであつて、2つの方法によつて求めた $t-c$ 回歸線は大体において一致していると言える。

第9表 時間・濃度中央致死率曲線の n および K の値。

試薬		I_c および II_c		I_t および II_t	
		n_c	K_c	n_t	K_t
石油乳劑	I	0.00164	72.61	—	72.57
	II	0.267	208.5	0.297	240.6
除虫菊乳劑		0.0764	67.20	0.0655	62.78

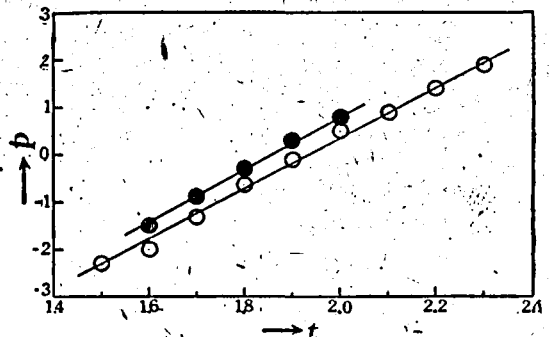
これはまえに述べた抵抗性の分布にかんして時間と濃度との對數値が完全相關の關係にあるということを書きするものであり、2變数は1次函數の形で與えられるということを證明している。

つぎに K.E. の第I回歸線の性質についてであるが、これは水平とみなすことができるから $c=1.7$ 以下では濃度の如何にかんせず中央致死時間は一定 ($t=1.86$) である。そこで第8圖に第8表の $\bar{p}_t$ によつて $t-\bar{p}_t$ 回歸線を引き (黒丸) おなじ 20°C における水の $t-p$ 回歸線 (第3圖の e 線、第8圖では白丸) と比較してみる。回歸方程式はそれぞれ

$$K.E.: p = \frac{1}{0.178} (t - 1.86)$$

$$水: p = \frac{1}{0.189} (t - 1.94)$$

となり、圖をみても明かなように両者はほぼ平行とみなせるが、その位置はわずかながらずれている。すなわち K.E. の第I回歸線はただちに水の致死作用を意味するものと斷定することはできないのであつて、あるいはそのなかに溶けている石鹼のような補助劑の、稀釋の影響を受けることのすくない物理的な作用、たとえば表面張力の低下などに基因するのではないかと考えられる。



第8圖 20°C における石油乳劑の濃度・致死率等時間第I回歸線より求めた平均致死率 $\bar{p}_t$ による時間・致死率回歸線 (黒丸) と水の時間・致死率回歸線 (白丸) との比較。

なお最後に附言すべき興味ある事實は、K. E. においてCにたいして中央致死時間 T_c の逆数、すなわち平均致死速度をとつて速度-濃度曲線を描いてみると sigmoid 曲線が得られるのであつて、さきに述べた Powers, Shackell, Campbell などの曲線型に一致するということである。また Moore が観察している低濃度における n の変化もおそらく第I回歸線が現れるためであろうと想像せられる。これらの曲線は以上の見地より再検討の必要がある。

IX 致死速度の温度係数

生物學的過程の温度係数としては van't Hoff の Q_{10} , Arrhenius の μ , Bělehraděk の b の3種が主として用いられていることは周知のごとくである。そこで致死作用についていちおうこれらのものを計算してみることにする。致死速度 V を $V = \frac{1}{T} \times 10^3$ によつて定義する。このときも一定条件のもとにおける平均致死速度として中央致死時間 T にたいする V を選ぶ。

水および100倍の乳剤にかんする Q_{10} , μ , b を第10表に示す。これらの温度係数はいずれも温度とともに増減している。

第10表 水および100倍の乳剤による致死速度の温度係数。

	θ (°C)	V	Q_{10}	μ	b
水	10	8.945	1.32	4458	0.338
	15	10.59	1.27	4043	0.417
	20	11.57	2.43	15518	1.99
	25	18.05	1.53	7578	1.15
	30	22.27	1.80	10924	1.90
	35	29.85	2.35	16454	3.20
石油乳剤	10	10.49	2.46	14632	1.11
	15	12.51	1.87	10520	1.08
	20	17.09	1.58	7921	1.02
	25	21.45	1.77	10296	1.57
	30	28.53	1.97	12677	2.17
	35	40.08	2.08	14141	2.75
除虫菊乳剤	10	9.911	2.44	14525	1.10
	15	15.49	1.75	9389	0.968
	20	20.47	2.02	12246	1.57
	25	29.07	1.70	9523	1.45
	30	37.85	1.49	7411	1.29
	35	46.17	1.48	7591	1.48

水：3者とも温度の上昇とともに増大する。

K. E. : いずれもはじめ減少し $20^\circ \sim 25^\circ \text{C}$ を極小としてふたたび増大する。

P. E. : Q_{10} と μ は減少するが b は不規則である。

古くは毒作用速度が van't Hoff (1884) の法則に従うとした報告もあるが (Madsen und Nyman, 1907; Chick, 1908; Zehl, 1908; 小泉, 1928), これは限られた狭い温度範囲においてであり、 Q_{10} が一般の生物現象における反応速度の眞の恒数ではないことはその後多くの學者によつて指摘せられたところである。ただし, Gersdorff (1943) が金魚にたいするロテノンとフェノールの毒作用において濃度と生存時間の最小積の逆数を指標とした毒性の Q_{10} が $7^\circ \sim 27^\circ \text{C}$ のあいだで兩藥劑とも 2.7 のほぼ一定の値を示し、したがつて兩藥劑のあいだの相對毒性は温度の影響をうけないと主張していることは注目に値する。しかしながら Q_{10} は通常温度とともに規則的に小さくなることが認められてゐる (Bělehraděk, 1935)。ところがいまの場合この通則にあてはまるのは P. E. のみであつて水と K. E. ではまったく逆の現象が見られる。

Crozier 一派の温度特性の理論 (1924, 1926, 1927) に従うとある温度の範囲では μ の値は一定であるべきはすであるがこの實驗ではいずれも温度とともに増減している。

これらの状態をなお詳しく吟味するために Berthelot (1862) の式

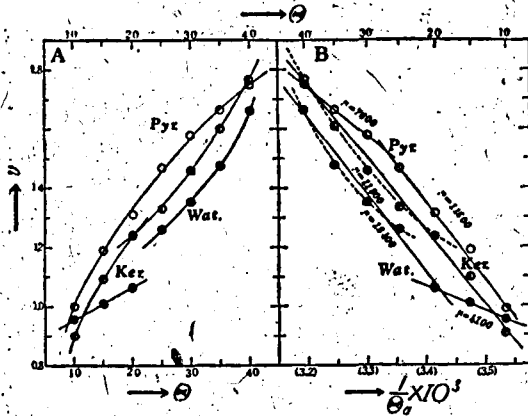
$$V = Kq^{\theta}, \quad (K, q: \text{常數})$$

に従つて θ と $v (= \log V)$ との關係を, Arrhenius (1889) の式

$$V = Ke^{-\frac{\mu}{2} \frac{1}{\theta_a}}, \quad (K: \text{常數}; \theta_a: \text{絶對溫度})$$

に従つて $\frac{1}{\theta_a}$ と v との關係を圖に表してみる。(第9圖)。

まずA圖では各藥劑とも直線關係を示さない。すなわち切線の角係數 $\log q$, したがつて Q_{10} ($=q^{10}$) は温度とともに變化する。水と K. E. とは 20°C に不連続点がありそれ以下では前者は Berthelot の式にあてはまつて一定となり、後者は減少するが $20^\circ \sim 40^\circ \text{C}$ の範囲ではいずれも逆に増大する。P. E. では通則どおりに温度と



第9圖 水および100倍の乳剤の温度-致死速度
圖。Aは温度と平均致死速度の對數、
Bは絶対温度の逆數と平均致死速度の
對數との關係を示す。

もに連続的に減少するがこの場合にはむしろ
Krough (1914) その他の唱える温度速度直線説

$$V = K(\theta - A), \quad (K, A: \text{常數})$$

がよりよく適用せられ、 θ にたいして V をとれば
20°Cで交る完全な2直線が得られる。

B圖においても明かな直線關係は認められな
い。ことに水とK.E.の破線の部分はまったく
Arrheniusの式にあてはまらない曲線を示してい
る。これらをして直線に分解すれば圖の實線の
ごとくなり μ の値を計算すると第11表のごとく
なる。

第11表 水および100倍の乳剤による致死
速度の μ 。

	温度範圍	μ
水	10°~20°C	4134
	20°~40°C	12434
石 油 乳 剤	10°~40°C	11513
除 虫 菊 乳 剤	10°~25°C	11513
	30°~40°C	7553

いままでに知られている多くの μ の値は、臨界
温度が存在するときにはほとんどすべて高温のほ
うが小さくなっているが、ここでは水が例外的に
19°Cを臨界温度として低温部でいちじるしく小
さくなっている。K.E.にもその傾向がうかがわ
れる。P.E.のみは臨界温度26°C以上で減少し
ている。Crozierの主張にしたがつて μ の値につ

いて考えると、水は中枢神経の働きに、また兩乳
剤は平行的に生体内の酸化機構に關係する現象の
 μ をあたえているごとくであつて予想せられるも
のとは一見正反對のようであるが、この學説には
幾多の疑義があり (Bölehradék, 1928, 1929, 19
30, 1935), なお圖よりも明かなように Arrhenius
の式の適用は満足すべき結果をもたしていない
から、たとえば Koltzoff (1913) の結果における
がごとく μ を温度特性とみなして致死作用の内因
を分析することはさし控えるべきであろう。

つぎに Bölehradék (1926) の式

$$T = \frac{K}{\theta^b}, \quad (K, b: \text{常數})$$

についてであるが、第10表にあげたようにこの
ままでは温度指數 b の値は比較的廣い範圍にわた
つて變動しているから、生物學的零度 A を導入し
た式 (Bölehradék, 1929)

$$T = \frac{K}{(\theta - A)^b}$$

によらなければならない。この A の値を計算す
ると水 (25°~40°C), K.E. (20°~40°C), P.
E. (10°~40°C) でそれぞれ 48°, 63°, -14°C
を得る。

P.E.の A はあまり例を見ないような低温にな
るがこの場合完全な単一の直線となる。水とK.
E.では20°C附近に臨界温度をもつて2直線を
生じるが A はともに異常な高温であつて、従來の
生物學的零度とは異つた意義を帯びている。これ
はA圖の曲線型からも容易に想像がつくことであ
つて、P.E.の曲線は凹垂しているから横軸 θ を
 $\log(\theta - A)$ に轉換することによつて直線化しう
るに反し、水とK.E.では凸立するから $\log(A -$
 $\theta)$ としなければならない。

A の意義はともかくとして、3種の藥劑による
致死作用の温度係数は Bölehradékの式を採用
することによつてのみ一元的に表しうる可能性が

※第9圖Aにおいて v -軸上に3点 v_1, v_2, v_3 を等距離
にとり θ -軸に平行線を引き曲線との交点の θ -坐標
をそれぞれ $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ とすると

$$v_1 = \log V_1 = \log \frac{10^3}{T_1} = 3 - \log A + b \log(\theta_1 - A),$$

$$(i=1, 2, 3,)$$

$$v_1 + v_3 = 2v_2$$

$$\therefore (\theta_1 - A)(\theta_3 - A) = (\theta_2 - A)^2$$

$$A = \frac{\theta_1 \theta_3 - \theta_2^2}{\theta_1 + \theta_3 - 2\theta_2}$$

となる。

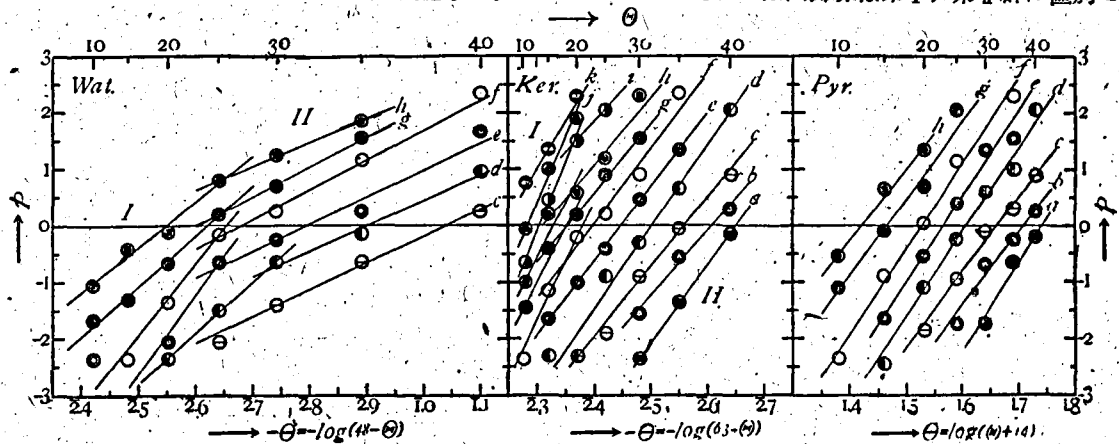
あるから、このようなAを想定してbの法則が成立するという假定のもとに以下の温度曲線を論じることにする。

X 温度-致死率曲線

第3表の各濃度についての致死百分率Pをpに、温度 θ を $\log|\theta-A|=\theta$ に轉換して(θ -p)の回歸線

$$P = \frac{1}{\pm \sigma_t} (\theta - \bar{\theta}_t),$$

(複號は $(\theta-A)$ の正負に對應する)



第10圖 水および100倍の乳劑の温度-致死率等時間回歸線。a~kは $t=1.2, 1.3, \dots, 2.2$ にたいする線。

を引くと第10圖に示すような平行直線群となる。とくに注目すべきは、水とK.E.においては第II回歸線群にかんする θ 轉換を行つたにもかかわらずその同じ軸にたいして第I群もほぼ平行な直線群として現れていることである。ある温度範囲ではpは t とともに回歸線a($t=1.2$)よりk($t=2.2$)までほぼ一様に増加することはc-p回歸線と同様である。水とK.E.ではそれぞれ25°C附近と15~20°Cにおいて交る第I, 第IIの兩回歸線群に分れる。前者では交点が時間とともに低温度のほうに移動する傾向がある。

各回歸線群について直線にたいする觀測値の確率を計算すると、水ではIが0.559, IIが0.597, K.E.ではIが0.057, IIが0.311, P.E.では0.213の値を得、 $\log|\theta-A|$ による1次轉換の假説にたいする信頼度はかなり大きいことがわかる。おのおのの回歸線について計算した $\sigma_t, \bar{\theta}_t$, および中央致死温度 $\bar{\theta}_t$ (水とK.E.では $\bar{\theta}_t =$

$A - \log^{-1} \bar{\theta}_t$, P.E.では $\bar{\theta}_t = \log^{-1} \bar{\theta}_t - A$)を第12表に示す。

σ はt-p回歸線や(c-p)回歸線の場合と同じく時間的に變化せず藥劑によつて大体一定の値を與えている。その平均値は水の第I回歸線が0.10, 第II回歸線が0.040, K.E.の第I回歸線が0.051, 第II回歸線が0.079, P.E.が0.070となるが横軸單位がすべて異つてゐるから比較することはできない。 $\bar{\theta}_t$ は t とともにほぼ一様に減少(水とK.E.)または増大(P.E.)している。

水とK.E.では回歸線は第I, 第II群に區別せ

られる。第I回歸線群は資料が不充分のため多少不規則ではあるが、明かに第II群よりも傾斜が急である。このことはpを温度の函数と考えるときには、温度係数は高温部が小さいという一般的な事實とよく一致するが、統計生理學の見地から(c-p)回歸線(第6圖)と比較するとその関係はちょうど逆になつてゐる。これはAが異常の高温にあるということと關聯があるようである。また水とK.E.の致死作用の機構はその温度との關係において、Aが眞の意味の生物學的零度として-14°Cの低温にあるP.E.のそれとは本質的に異つてゐると考えられる。水のようにもつとも作用機構が簡單であると想像せられたものにおいて例外複雑な現象が見られるのであつて、その分析には物理的な要因をもあわせ考えなければならないであろう。

刺戟としての濃度と温度とはその本質において異なるから、t-p回歸線の多元性は多分に内因的な

ものを含んでおり c-p 回歸線のそれとは相同的に論じることにはできない。その分析は將來にのこされた統計生理學の課題である。

第12表 水および100倍の乳剤の温度-致死率等時間回歸線の σ_t , θ_t , および中央致死温度 $\bar{\theta}_t$ 。括弧内は實現しないもの。

	t	σ_t	θ_t	$\bar{\theta}_t$ (°C)
水	I	1.5	0.118	(1.18)
		1.6	0.0728	(1.31)
		1.7	0.0783	(1.35)
		1.8	0.112	1.38
		1.9	0.126	1.46
	II	1.4	0.216	0.957
		1.5	0.222	1.10
		1.6	0.210	1.21
		1.7	0.190	1.32
		1.8	0.191	(1.40)
石油乳剤	I	1.7	0.0467	(1.62)
		1.8	0.0559	1.65
		1.9	0.0584	1.67
		2.0	0.0420	1.70
		2.1	0.0442	1.72
		2.2	0.0596	1.76
	II	1.2	0.0752	1.35
		1.3	0.0892	1.39
		1.4	0.0820	1.44
		1.5	0.0701	1.50
		1.6	0.0763	1.55
除虫菊乳剤	II	1.7	0.0748	1.60
		1.8	0.0820	1.65
		1.9	0.0835	(1.69)
	I	1.2	0.0620	1.74
		1.3	0.0776	1.71
		1.4	0.0766	1.66
		1.5	0.0670	1.61
除虫菊乳剤	II	1.6	0.0661	1.56
		1.7	0.0648	1.52
		1.8	0.0727	1.46
		1.9	0.0767	1.42

XI 温度-時間曲線

θ -T曲線も T-C 曲線とおなじく2つの方法によつて求めることができる。普通はある温度における中央致死時間をとる。すなわち (t-p) θ 回歸線より導くのであるが、このほか (θ -p) t よりも理論的に算出することができる。この2つの方法によつて θ -t 回歸線を求めて比較してみよう。簡単のため中央致死回歸線についてのみ考察する。

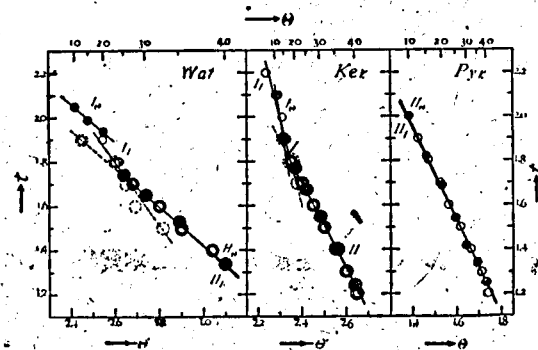
第11圖の黒丸は第6表によつて $\theta = \log |\theta - A|$ にたいする $\bar{t}_\theta$ を、白丸は第12表によつて t にたいする $\bar{\theta}_t$ をとつたものである。いずれも明かな

直線關係を表している。水とK.E.では第I, 第II 回歸線に屬するものをそれぞれ1重, 2重の丸で區別した。これらの点について各組の回歸線

$$I_\theta, II_\theta: t = k_\theta \pm b_\theta \theta$$

$$I_t, II_t: t = k_t \pm b_t \theta$$

を引く。ただし複號は $\theta' = \log (A - \theta)$, (水とK.E.), $\theta = \log (\theta - A)$, (P.E.) に應じてとる。水の第I 回歸線以外のこれらの2種の直線はきわめてよく一致している。水では I_θ と II_θ は20°~25°Cのあいだで不連続であるが、 I_t と II_t とは25°Cで交る。K.E.ではともに15°~20°Cで交る。破線の部分は實際には現れない。



第11圖 水および100倍の乳剤の温度-時間中央致死率回歸線。I θ , II θ は時間-致死率等温度回歸線より、I t , II t は温度-致死率等時間回歸線より求めたもの。1重丸は第I 回歸線, 2重丸は第II 回歸線に屬す。破線は實現しない部分を示す。

計算によつて求めたkとbの値を第13表に示す。

第13表 温度-時間回歸線のkおよびb。

		k_θ	k_t	b_θ	b_t
水	I	0.716	1.721	0.843	1.48
	II	0.565	0.546	0.864	0.879
石油乳剤	I	6.291	5.797	4.53	3.65
	II	2.542	2.520	1.98	1.99
除虫菊乳剤		4.945	4.903	2.14	2.12

水とK.E.の第I 回歸線およびP.E.の回歸線は2種のものがまったく一致している。この事實は一定の温度範囲では温度と時間とが完全な函数關係にあることを示すものであつて、前章で述べたところの抵抗性が θ に轉換した温度軸にたいし

て時間的に變化しない標準偏差をもつて正規に分布しているという理論を裏書きするものである。水の第Ⅰ回帰線のみは b のあいだにだいたい開きが、あるが I_0 の点が少数であるために誤差によるものか、 θ' にもとづく根本的なものか判定しがたい。また以上の θ - P 曲線、 θ - T 曲線にかんする考察を綜合すれば、致死作用を統計生理學的に論じる場合その温度係数としては Bělehraděk の b がもつとも妥當であると言えることができる。すなわち一定時間 T 後の致死率 P は

$$e^{-KP} = \frac{K_r}{|\theta - A|^{b_r}}$$

また一定致死率 P を得るに要する時間 T は

$$T = \frac{K_0}{|\theta - A| \pm b_0}$$

のように Bělehraděk の式によつて表現することができる。ここに複號は $(\theta - A)$ の正負に應ずる。

しかしながらこの場合異常な高温度をとる A は從來の生物學的零度とはその概念を本質的に異にするものであつて、 $(\theta - p)$ 回帰線の多元性とともにも生物學における温度理論に1つの課題を提供するものである。

Ⅱ 要 約

Crematogaster brunnea matsuurai Forel を水、石油乳劑、除虫菊乳劑に浸漬してその個体致死時間を測定し、集團測定においても個体致死作用過程は獨立に進行するという假定のもとに、その累積度數表によつて求めた理論的な時間-濃度-、温度-致死率曲線、時間-濃度曲線、温度-時間曲線、および致死作用の温度係数について考察した。その結果：

1. 致死率を $N.E.D.$ に、時間と濃度をその對數に、温度は藥劑に一定の温度 A を零度とする温度尺度の對數に轉換することによつてこれらの致死率線はすべて平行直線群に還元しえられる。すなわち母集團における抵抗性はこれらの轉換軸に正規に分布しており、かつその標準偏差は藥劑について一定であつて他の2つの條件によつて變化しない。また水と石油乳劑では濃度、温度回帰線は2群に分れ、ほぼ一定の臨界点が存在している。この回帰線の多元性は濃度と温度とではその

意義を異にしていると考えられる。

2. 時間-濃度、温度-時間曲線は、それぞれの含む2變數のうちいずれか一方にたいする致死率回帰線より求めた等致死率値を、その回帰線を條件づける他の變數にたいしてとることによつて、おのおの2種類のものを得るが、両者はきわめてよく一致する。これによつても對數函數に轉換された時間と濃度および温度とは抵抗性の分布について完全正規相關の關係にあることが証明せられる。すなわち致死率、時間、濃度、温度はある變域内では函數關係にある。

3. 温度-致死率曲線の1次轉換の可能性よりも明かなごとく、致死作用を統計生理學的に見た場合その温度係数としては Bělehraděk の b がもつとも適切である。ただし水と石油乳劑ではいわゆる生物學的零度が異常な高温部にあつてその本來の意義より逸脱しており、現在の生物現象にかんする温度理論を適用することによつては解釋し難い。

文 獻

- Arrhenius, S., 1889, Z. physik. chem., 4, 226.
 Bělehraděk, J., 1926, Nature, 118, 117; C. r. S. Biol., 95, 1449; 1928, Protoplasma, 4, 311; 1929, ibid., 7, 232; 1930, Biol. Rev., 5, 30; Protoplasma, 16, 102; 1935, Protopl. Monogr., 8.
 Berthelot, M., 1862, Ann. Chim. et Phys., 66, 110.
 Bliss, C. I., 1934, Science, 69, 38 and 409; 1935, Ann. appl. Biol., 22, 134; 1936, J. exp. Biol., 13, 95; 1937, Ann. appl. Biol., 24, 815; 1938, Quart. J. Pharmacol., 11, 192; 1939, Ann. appl. Biol., 26, 585.
 Campbell, F. L., 1926, J. gen. Physiol., 9, 483.
 Carpenter, K. E., 1927, Brit. J. exp. Biol., 4, 378.
 Chick, H., 1908, J. Hygiene, 8, 92.
 Clark, A. J., 1926, J. Physiol., 61, 530.
 Cook, S. F., 1926, J. gen. Physiol., 9, 575.
 Craufurd-Benson, H. J., 1938, Bull. ent. Res., 29, 119.
 Crozier, W. J., 1924, Proc. Nat. Ac. Sc., 10, 461; J. gen. Physiol., 7, 123 and 189; 1926, ibid., 9, 525 and 531.
 Crozier, W. J. and Federighi, H., 1924, J.

- gen. Physiol., 7, 137 and 151.
- Crozier, W. J., and Stier, T. J. B., 1924, *ibid.*, 7, 429 and 705; 1926, *ibid.*, 9, 547; 1927, *ibid.*, 10, 185, 479, and 501.
- Davey, W. P., 1919, *J. exp. Zool.*, 23, 447.
- Gaddum, J. H., 1933, *Spec. Rep. Ser. med. Res. Coun., Lond.*, no. 183.
- Gersdorff, W. A., 1933, *J. Amer. Chem. Soc.*, 55, 1147; 1935, *J. agr. Res.*, 50, 881; 1936, *ibid.*, 53, 841; 1943, *ibid.*, 67, 65.
- Hemmingsen, A. M., 1933, *Quart. J. Pharmacol.*, 6, 39.
- 小泉清明, 1928, *動雜*, 49, 131.
- Koltzoff, N. K., 1913, *Pflügers Arch. ges. Physiol.*, 149, 327.
- Krough, A., *Z. allg. Physiol.*, 16, 163 and 178.
- Madsen, T. und Nyman, M., 1907, *Z. Hyg. u. Infekt.*, 57, 388.
- Moore, W., 1936, *J. econ. Ent.*, 29, 65.
- 大澤濟・長澤純夫, 1947; *防虫科學*, 7-8-9, 1.
- O'Kane, W. C., Westgate, W. A. and Glover, L. C., 1934, *Tech. Bull. N. H. Agric. Exp. Sta.*, no. 58.
- Ostwald, W., 1907, *Pflügers Arch. ges. Physiol.*, 120, 19.
- Paul, T., Birnstein, G., und Reuss, A., 1910, *Biochem. Z.*, 29, 202 und 249.
- Powers, E. B., 1917, *Illinois Biol. Monogr.* 4. (#2).
- Richardson, H. H., 1931, *J. econ. Ent.*, 24, 97.
- Shackell, L. F., 1925, *J. Pharmacol. and exp. Therap.*, 25, 275.
- Tattersfield, F., 1939, *Ann. appl. Biol.*, 26, 365.
- Tröndle, A., 1920, *Biochem. Z.*, 112, 259.
- van't Hoff, J. H., 1884, *Etude de Dynamique Chique*. Amsterdam.
- Zehl, B., 1908, *Z. Allg. Physiol.*, 8, 140.

R é s u m é

If it is assumed that the lethal action of insecticidal agents upon each individual of test insects should be produced in the group experiment in the same process as in the single or individual observation, the time-mortality curve is to be derived theoretically from the frequency distribution curve of individual lethal time, which is integrated from O to T to give the per cent mortality P at a given time T. On this assumption, the same reasoning leads to the possibility of deriving further the dosage- and temperature-mortality curves from the inferred time-mortality curves for various concentrations and temperatures. Theoretically the mortality P_T at T in the cumulative frequency table thus composed (an inferred time-mortality table) for a given concentration C and a temperature θ may be regarded as identical to the mortalities P_C and P_θ at C and θ respectively in the real dosage- and temperature-mortality tables for the time T. In this way, a series of statistical curves concerning the lethal action can be elaborated from the data of individual measurements of lethal time.

The worker of *Crematogaster brunnea matsumurai* Forel, when immersed into some liquid, water or emulsion, shows a peculiar reflex abruptly turning over the abdomen upright at the end of a certain struggling period, which has been named by the writers the "abdomen erecting reflex", and after which any activity is arrested. The reflex, denoting the yielding point, serves as an exact indicator to determine the lethal time.

The lethal time was measured in this way for each of 4300 individuals in water, kerosene and pyrethrum emulsions of varying concentrations at varying temperatures. It is distributed in a slightly skewed form against the time-axis T and is reduced to a normal distribution curve if T is converted to its logarithm, $t = \log T$. It is, therefore, advisable that the mode, corresponding to the median on the converted axis, should be

preferable to the arithmetic mean for the representative value of lethal time, though the latter is usually adopted. The data obtained were operated according to the above mentioned principle based upon the assumption of independence of individual lethal action, and subjected to the statistico-physiological analysis, which has revealed some interesting facts as follows:

1. If the imaginary per cent mortality P is converted to the normal equivalent deviation p on the ordinate and at the same time the time T , concentration C , and temperature θ to their logarithmic functions $t = \log T$, $c = \log C$, and $\theta = \log |\theta - A|$ on the abscissa, straight regression lines results, which are termed transformed time-, dosage-, and temperature-mortality regression lines respectively. It is worthy noting that the regression lines belonging to a single system—a system of mortality regression lines for a given agent against a variable corresponding to various values of one of the other 2 variables—run almost parallel to one another. In other words, the standard deviation σ of the distribution of susceptibility to the agent over one of the variables under consideration retains a constant value characteristic to the agent and independent of the other variables. The result appears to be the natural consequence which ought to be induced theoretically from the principle of linear transformation of the mortality curves. If any 2 regression lines intersected each other at a point, the lethal effect or the mortality would be reversed below that point, shorter time or lower concentration yielding higher mortality. In the dosage- and temperature-mortality regression lines of water and kerosene emulsion, the phenomenon of joint action is acknowledged and a system is divided into 2 groups different in the value of σ . While the slope of the group I is always steeper than that of the group II in the dosage-mortality systems, the relation is inverse in the temperature-mortality systems. The duality of the temperature regression lines, therefore, seems to be of substantially different character from that of the dosage regression lines. The value of σ of the time-mortality regression line is larger in the following order: water > kerosene emulsion > pyrethrum emulsion; while in the dosage-mortality line σ for the pyrethrum emulsion is larger than that for kerosene emulsion.

2. As for the time-dosage and time-temperature relations, there may be 2 possible sorts of systems considered for each of them different originally from each other, one derived from the time-mortality regression line system and the other from the dosage- or temperature-mortality system. For example, 2 median lethal time-dosage lines are obtained by plotting against c the log median lethal time $\bar{t}_c$ computed from the time-mortality regression line for c and by plotting against t the log median lethal concentration $\bar{c}_t$ computed from the dosage-mortality regression line for t . These 2 lines can be always regarded as straight lines or pairs of straight lines and approximately coincide with each other. It is also the case for the relation between time and temperature. This fact confirms that t is correlated completely as well as normally to c and θ with respect to the distribution of resistibility, namely, that t is a linear function of c and θ for the equal lethal effect viewed from the statistico-physiological standpoint. From the assumption that the susceptibility should be distributed normally

over all the variables concerned, with σ remaining constant for each of them, the linear relationship between any 2 of them and the coincidence of the 2 regression lines are also to be induced theoretically merely by means of simple mathematical treatment, which shall be given on another opportunity.

3. The mean lethal velocity has been defined by the reciprocal of the median lethal time as $V=1/T \times 10^4$, and the temperature coefficients were computed after 3 different expressions i. e., Q_{10} of van't Hoff, μ of Arrhenius, and b of Bělehrádek. None of them has proved to be constant. In water and kerosene emulsion, they rather show increases with rising temperature, a phenomenon which contradicts with the general rule. Though the values of μ might appear to suggest that there should be a process regulated by oxydation concerned in the lethal action of kerosene and pyrethrin and a mechanism controlled by the central nervous system in that of water, according to the temperature characteristic theory of Crozier, it is highly doubtful in the present cases that the lethal action should be subject to the law of Arrhenius following which the velocity should be inversely proportional to the absolute temperature, because the log velocity seldom gives a straight line when plotted against the inverse of the absolute temperature. It should, therefore, be reserved for the present to apply the theory of Crozier and to discuss the inner biokinetic mechanisms of lethal action in connection with the value of μ . Considering from the possibility of linear transformation of the temperature-mortality curve as mentioned above, it is expected justly that the thermo-biokinetic equation proposed by Bělehrádek should hold best in the present cases. In fact, the inconstancy of the temperature exponent b is eliminated if the temperature θ is converted into $\theta = \log |\theta - A|$, the "biological zero" A being introduced. The log velocity gives a straight line (pyrethrum emulsion) or a pair of straight lines, steeper in slope at lower temperature, (water and kerosene emulsion), when plotted against the modified temperature axis. It must be noted that A is situated in such extraordinarily high temperatures as 48°C for water and 63°C for kerosene emulsion, while it is unusually low (-14°C) in pyrethrum emulsion. The lethal effect by water and kerosene is considered to differ fundamentally on the thermo-biokinetic aspect from that of pyrethrin. The extraordinarily high values of A , of which there is scarcely any report, is no longer able to be called the biological zero in the original sense of the word. The theoretical elucidation of its significance, together with that of the plurality of the temperature-mortality regression line, is a problem left to further investigation.

(Zoological Institute, Faculty of Science, Kyoto University and Pyrethrum Inspection Bureau, Japan Special Agricultural Product Association.)