

56, 267 (1938) (92) —, & J. B. Gahan : J. Agr. Res. 55, 1 (1937) (93) —, E. McGovern, S. Munson & E. Mayer : Ann. Ent. Soc. Amer. 35, 23 (1942) (94) — & S. Munson : J. Agr. Res. 64, 397 (1942) (95) — & — :

Science, 102, 305 (1945) (96) 横山忠雄 : 蚕糸試験報告 8, 46 (1932) (97) Zawarzin, A. : Ztschr. Wiss. Zool. 97, 481 (1911) (93) Zilwa, L. A. : J. Physiol. 27, 203 (1901)

## Bliss's Method for the Calculation of the Dosage-mortality Curve

Tatsuro KONO, *Botyu-Kagaku* 16: 62, 1951.

### 10. Bliss のプロビット法による薬量死亡率曲線の計算 河野達郎

#### はじめに

殺虫剤の効力をできるだけ客観的に正確にするにはどうすればよいか。これはまさしく生物試験 (Biological assay) それ自体に課せられた問題にはかならないが、そこには大きくわけて3つの課題がふくまれている。それは試験方法の技術にかんする問題、有効度表示の問題、および実験結果の分析と計算にかんする問題であつて、もとよりこれらをともにあわせ考えてこそその目的が達成される可能性がある。いかにすぐれた試験技術を取りいれてもそこからえられた結果がよく分析され正しい理論的基礎にうらづけられた方法によつてその有効度が表現されるのでなければその眞価も充分にみとめることはできない。ここに解説をこころみようとする方法はまさに後者の問題を目的としたものであつてなかでも殺虫剤の効力をいかに表示するかという問題とは、まったく無関係でないまでも一応きりはなされていることをはじめにおこわりしておく。

殺虫試験の方法には薬剤や昆虫の種類によつていろいろの方法があるがそれらの試験結果としてえられた資料をみると結局薬量と死亡率の関係としてとり上げられる場合がきわめて多い。もつともここで薬量というのは必ずしも実際の薬の容量とか重量、濃度などをのみさして言つていのではない。たとえば濃度を一定にしてそれを作用させる時間をかえて試験した場合などに、この時間をもつて薬量の函数として取扱つたときもこれにふくめたからである。ところでわれわれがもとめようとする薬剤の効力はほとんどこうしてえられた薬量と死亡率の関係をもととして評価されておるのであつて、たとえば殺虫剤の効力の平均値的な意味をもつた中央致死薬量 median lethal dose——略して LD-50, MLD などと呼ばれ死亡率 50% をもたらす薬量をもつて示される——とか実用的意義をもつと考えられている LD-95 あるいは LD-99 などのような代表値、あるいは大沢、長沢<sup>(1)</sup>の提案したいろいろの有効度の指標はいずれもこの薬量—死亡率曲線に基礎をおいてはじめてみちびきだされるものである。ところでこのようなかんけいの数量的とりあつかいをいか

にするかという問題については当然のことながら薬理学の領域において早くよりとりあげられ、その分析や計算の方法などについておおくの研究がなされてきた。したがつてそれらの方法の多くはそのまま殺虫剤試験の場合にもみちびきいられる必然性をもつていた。なかでも薬量—死亡率曲線の分析をめぐる研究は短時日のあいだにいちじるしい進展をみ、ここにとりあげようとする Bliss<sup>(2)(3)(4)</sup> のプロビット変換による分析の方法などはその理論的基礎においてもまた数学的嚴密さの點においてもきわめてすぐれたものでありその業績はたかく評価されている。最近わがくににおいてもこの方法が殺虫試験結果の分析、計算にひろく応用されつつあるので、こうした方面の研究にたずさわらる方々の要請もあり、あえてここにその方法の概要を紹介してみることにした。いうならばこの解説の意図するところはこの方法の理論的説明というよりはむしろ分析、計算の手續の技術的な面を具体的な入をもつて示すことにあるのであつて、だれもがすぐに適用できることを目的とした。したがつて説明のたらないところも少なくないがとくに理論的な説明をのぞむ方は大沢及び長沢<sup>(1)</sup>、乃至は大沢<sup>(5)</sup>の論文など参照されることをおすすめしたい。

#### 理論のあらまし

この方法を解説するにあつてまずこれがどのようにしてうまれてきたか、それがよつてたつ理論的基礎をある程度あきらかにしておくことはこの方法をより深く理解するために役だつと思うのでかんたんにのべてみよう。

いまある殺虫剤について、その薬量をいろいろにこえてある種の昆虫がそれぞれどんな割合で死亡するかをしらべてみる。そうしてその結果を、薬量を横軸にとつて図示してみると一般にそれは第1図にみられるような関係になるだろう。すなわちある薬量で、はじめて死亡が起りその死亡率の増加の程度は最初は徐々であるがしだいにその増加割合を増しやがてまたその増加率はゆるやかとなりついに100%の死亡率に達するといつた S 字形の曲線——いわゆる Sigmoid curve でしめされるかんけいがみられる場合が多い。こ

れが薬量死亡率曲線 dosage-mortality curve といわれるものである。ところでこの曲線はいつたいどんなものなのだろうか。ずっと以前にはこれを一種の作用曲線 action curve のように考えていたようであつて、このことはこの曲線を分析するにあつてこれを単純化するために、他の作用曲線を記載するのとおなじように、いきなりこれを単一の直線や既知の曲線系にあてはめようとところみられて来たことから明かであつて、Shepard<sup>(8)</sup> はこれに Langmur の吸着方程式を適用しこれが一般によく一致ずるとしてこの曲線の分析、計算に用いたがこれなどはよい例である。しかしこの関係の正当な解釈はむしろいわゆる個体変異の概念をみちびきいれるることによつてはじめてなされたというべきであつて、歴史的には Kisskalt<sup>(9)</sup> の業績にはじまるものである。すなわち彼はダイコクネズミの caffeine による中毒現象についてこの S 字形曲線を研究し、それがこのネズミの caffeine にたいする個体の感受性の分布からえられる累積度数分布曲線としてよく説明されると論じた。この考え方はその後のこの種曲線の研究者たちによつてうけつたが、その統計的分析の方法は Trevan<sup>(10)</sup>, Gaddum<sup>(11)</sup>, Hemmingsen<sup>(12)</sup>, O'kane<sup>(13)</sup> をへて Bliss<sup>(14)</sup> にいたる一連の研究によつて示されるような進歩をみたのである。そうしてそれらは結局この考えのうえにたつてこのような曲線の統計的考察を容易にするための方法、すなわちこの S 字形の曲線はそのままで数値計算ができず取りあつかひがはなはだやつかいだからまずこれを単一の直線におきかえる方法を確立しようという方向に進められた。そうしてそれが Bliss<sup>(14)</sup> によつてほとんど完全ともいふべき精密な分析方法として統計理論の基礎のうえにうちたてられたのである。ここで Bliss のプロビット法をうらづけている理論について少しく説明してみる。

まずこの方法なるものは次の2つの根本的な假定のうえにたつものであることを知つておかねばならない。すなわち

- (1) 供試昆虫の属する母集団を考えると、ある特定の有毒物質にたいする個体の感受性——または抵抗性——はその毒物の量のある函数にたいして正規分布をしている。
- (2) この分布曲線の横軸をきめる函数は対数である。これを言いかえるならば毒物の刺激効果は薬量の増加にしたがつて対数的増加をしめすということである。
- (3) の假定についてみると、いま供試昆虫の母集団のある薬剤にたいする感受性の函数として個体の最小致死量  $(x)$ ——実験的にはもとめられないものであるが——を考えた場合、その個体数頻度  $(y)$  が次の正規

確率函数によつてあらわされるというのである。

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \dots\dots\dots (1)$$

$m$  は薬量の中央値、 $\sigma$  は標準偏差である。

このことは従来より生物にみられる形質とくに形態にかんするその変異が多くの場合この正規分布をするという先験的事実から、感受性といったような生理的性質もおなじような分布をしめすものと考えて差支えないだろうという経験的類推によつたものである。つぎに (2) の假定であるが、これもこれまでしられれた薬物の作用がおおくの場合に對数関係を示すという事実によつたものにほかならない。この假定がいずれも正しいものであるかどうかという点は大いに問題となるが、たがいにあい關聯した2つの假定を同時に成立させたためにこれを直接証明することはかなりむづかしい。このことについてはあとで述べることにしてここではこの假定をもととして述べてゆくことにする。

ところで主題の薬量—死亡率曲線なるものについてみると、これは結局この感受性分布の累積曲線と考えることができるから

$$P(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^X e^{-\frac{(X-M)^2}{2\sigma^2}} dX' \dots\dots\dots (2)$$

$X = \log x, M = \log m.$

なる積分曲線にしめされるものである。これが薬量—死亡率曲線にあてえられた解釈にほかならない。さてわれわれが実験的にもとめうる薬量—死亡率曲線はこの (2) に相当するわけであるがこれはこれ以上積分できないためにこのままでは曲線の数値計算ができずとりあつかひが甚だやつかいである。\*そこでいま

$$Y = \frac{1}{\sigma} (X - M) \dots\dots\dots (3)$$

のような  $X$  と 1 次の関係をもつ函数  $Y$  を考えてみるとそれは

$$dY = \frac{dX}{\sigma}$$

であるから (2) 式は

$$P(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^Y e^{-\frac{Y^2}{2}} dY \dots\dots\dots (4)$$

と変形できる。この  $P(x)$  にたいする  $Y$  はいうまでもなく正規確率積分の上限であつて Gaddum, Hemmingsen が正規相当偏差 normal equivalent deviation = N.E.D. と名づけたものであるが、これはたいていの統計学の成書に正規確率積分の表とし

\* 時間—死亡率曲線 time-mortality curve の場合は (1) の形で結果を知ることができる。

て種々なる  $Y$  にたいする  $P(x)$  の値がすでに計算されているから  $P(x)$  を知つて逆にこれをひけば容易にもとめられる。そうして  $P(x)$  —— 実験的には死亡率としてえられる——を  $Y'$  におきかえたならばこの  $Y$  と薬量  $X$  とは (3) 式で示すような直線関係になるはずである。これが薬量—死亡率曲線を直線に変換するための原理なのである。しかし  $Y' (=N.E.D.)$  なる値は  $M$  を中心として正と負の場合がおこる。すなわちこの値は  $P(x)$  が 0.5 のとき 0 に等しく 0.5 より小さいときは負、大きいときは正となる。このようにこの値が正になつたり負になつたりすることは計算するとき不便であるというので、Bliss はこの  $Y'$  に 5 を加えると実際にあらわれる数値計算ではこれがほとんど負にならないということに着目して

$$Y' = Y + 5$$

としてこの  $Y'$  を Probit (確率単位) となづけこれをもちいることを提唱した。彼は種々なる死亡率に対応する  $Y'$  の値を精密に計算して表にしている。(附表 I)

このようにして変換してえられる直線が薬量—死亡率回帰直線といわれるものである。

ところでもし実験の結果がはじめのべた 2 つの假説どおりにあらわれるとするならばすべての観測値はそれから計算してえた回帰直線とまったく一致するはずである。しかしこのことは (1) の假説を考へてもわからず、対称とする昆虫の母集団が無眼母集団であるということと、また、薬量のことなるごとにとりだすサンプルがどれもつねに等しいということを前提としてなりたつてあつて、普通供試する個体数があり多くない場合はもちろん、たとえきわめて多くの個体数をもちいるとしてもこの薬量—死亡率曲線の性質からいつて多かれ少なかれ偶然的な抽出誤差がはいってくるから、したがつてこのような一致はまずのぞめないものである。一般に実験における死亡率の分布は不規則であつて、いちじるしいときには薬量と死亡率の関係が部分的に逆転することさえ少くない。そこで問題となることはこうした不完全な観測値からこの回帰直線を正しく推定するにはどうすればよいかということであるが、Bliss はこれを解結するためたくみに統計理論を導入して回帰線を推定する精密な計算方法を考へだしたのである。つぎにその計算法を手続きの順を追つて説明してみよう。

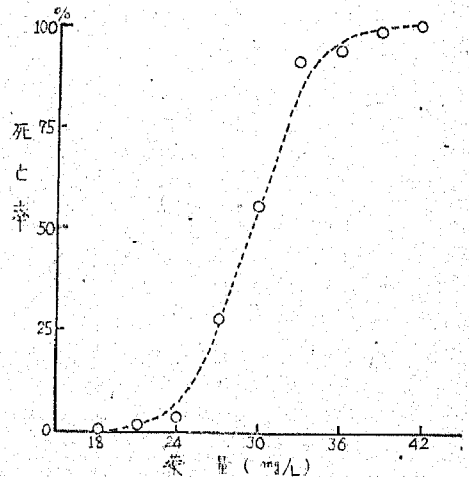
#### 実験成績の整理

著者が二硫化炭素をもちいてコクゾウ成虫についてその薬量——この場合は作用させる時間を一定にし器中の濃度 (mg/L) をもつて薬量とした——と死亡率の関係を実験的にもとめた結果は第 1 表に示すとおりであつた。

第 1 表 いろいろな濃度の二硫化炭素に 8 時間接触させたときのコクゾウ成虫の死亡率。  
(実験温度 30°C、濃度は 1 リットル中の mg 数を示す)

| 濃度 mg/L | 18  | 21  | 24  | 27   | 30   | 33   | 36   | 39   | 42    |
|---------|-----|-----|-----|------|------|------|------|------|-------|
| 供試虫数    | 200 | 150 | 150 | 150  | 150  | 150  | 150  | 150  | 150   |
| 死亡率(%)  | 0.5 | 1.3 | 3.3 | 27.3 | 55.2 | 91.3 | 93.9 | 98.6 | 100.0 |

この結果を図で示したのが第 1 図であつて、破線でしめしたようにほぼ S 字形の曲線をしている。ここではこの結果を計算例としてもちいて説明してゆくことにする。



第 1 図 二硫化炭素に 8 時間接触したときのコクゾウ成虫の死亡率と薬量 (濃度) との関係

まず薬量の對数をもとめる——5 桁の常用對数表をつかつてもとめれば充分であらう。もしも実験薬量が 1 より小さい 0.02 といったような少数でしめされている場合にはその對数值は負となつて計算がめんどうになるからこんなときはあらかじめすべての薬量が 1 以上になるようすべてのものを 100 倍あるいは 1000 倍し少数点をひとしくくりさげてこれで計算をおこない計算が終つてからははじめにくりさげただけの桁数をもとにもどすようにすると計算がらくになる。さきの実験例についてもとめた薬量の對数は第 2 表 4 欄に示した。

つぎに死亡率をプロビットに変換する——それぞれの薬量についてえられた死亡率はこれをプロビットに変換する前に死亡率そのものを補正する必要がある。それは無処理の対照区と比較して眞に薬剤によつてのみ死亡した割合をもとめることであるが、これには実験の方法や昆虫の種類などに依じていろいろの方法が考へられており、最近でも Finney, (12), Sun & Shepard (13) などによつてあたらしい補正の方法が提

唱されている。Abbott(14)の考えた方法は古くから一般にもちいられている方法であるが、この補正法を簡単にのべると、対照区の生存虫%を $q_0$ 、処置区の生存虫%を $q$ としたときその補正死亡率は

$$\frac{q_0 - q}{q_0} \times 100$$

として計算される。もつとも対照区の死亡率が0%であればこの補正は考慮する必要がないことは当然であつて第1表の場合はこのために補正を要しなかつた。

こうして吟味をおつた死亡率は附表Iによつてかんたんにプロビットに変換できる。実験によつてえた死亡率についてもとめたこのプロビットのことをとくに Empirical probit (観測値のプロビット)となづけている。第1表の計算例についてもとめたこの値は第2表5欄のとおりである。この場合、死亡率0%および100%にたいするプロビットはこの表からはもとめることができないが、これは(4)式の性質を考えれば理解できることでこのことについてはまた後ほどのべる。とにかくここでは0%と100%をのぞいた死亡率についてのみプロビット変換を行えば充分である。

#### 予備回帰線 (Provisional regression line)

適当な方眼紙を用意してそのうえに薬量(対数値)を横軸に、プロビットを縦軸にとつてさきに変換してもとめた死亡率プロビットを点でかきいれてみる。そうしてこれをながめてみるとそれが大体1つの直線をなすかどうか分かる。このさい両軸の目盛はなるだけこの直線が両軸と45度の角度をもつてあらわれるように考えてきめることがのぞましい。第2図は第1図の実験結果に変換をほどこしてもとめたものであるがそれぞれの観測値のプロビットはほぼ直線的な関係をしめしていると考えられる。そこで定規をもちいてこれらにもつともよくあうと思われる直線を引く。第2図の破線がそれであるがこの假に引いた直線のことを予備回帰線または假の回帰直線というのである。ところで定規で線をひくさいに大部分の点がきれいに一線にならんでおれば問題はないが、まにものべたようにそんなことはむしろ珍らしく不規則にちらばつてることが少なくない。とくにこの直線の両端に近いところにおいてかなりとびはなれた点ができやすいが、このことはこの直線の特徴をかんがえてみればうなづけることである。このような場合にはこれらの不規則にとびはなれた点にはあまりかまわずに中央附近の点を重くみて直線を引くようにしなければいけない。

つぎにこの予備回帰線から期待されるプロビット( $Y$ )——これを Expected probit 期待プロビットとなづける——をそれぞれの薬量( $X$ )についてもとめる。それにはこの回帰線の方程式を

$$Y = a' + b'X \dots\dots\dots ( )$$

として、図上においてこの直線のできるだけ両端にそれぞれ任意の2点をきめてその座標 $x_1, y_1$ 、および $x_2, y_2$ を読みとり選点法で直線を計算するのとおなじように

$$b' = \frac{y_1 - y_2}{x_1 - x_2}, \quad a' = y_1 - b'x_1$$

を計算して恒数 $a', b'$ を定めこの式を決定する。そうして $X$ にそれぞれの薬量をいれて $Y$ をもとめればよい。もつとも、さらに簡単にもとめようというなら図上からそれぞれの $X$ にたいする $Y$ の値をよみとつてもよい。さきの例について計算してみよう。すなわち、 $x_1 = 1.7$ にたいして $y_1 = 0.2$ 、 $x_2 = 1.2$ にたいして $y_2 = 0.5$ 、したがつて

$$b' = \frac{0.2 - 0.5}{1.7 - 1.2} = -17.4, \quad a' = 0.2 - (-17.4) \times 1.7 = 29.78$$

$$\therefore Y = -17.4X + 29.78$$

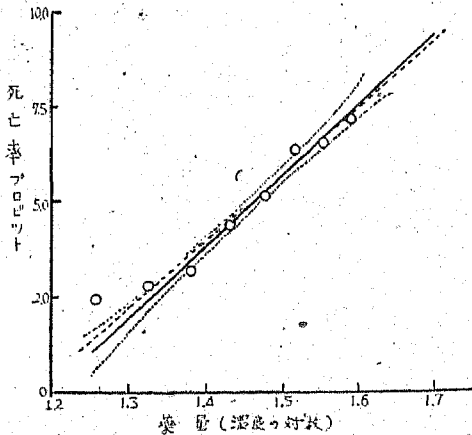
この式に第2表4欄の薬量 $X$ をつぎつぎとあてはめてもとめた $Y$ の値は同表6欄のとおりであつた。この $Y$ の値はせいぜい少数点下1桁か2桁までもとめれば充分である。

ところで予備直線をひいてこれからプロビットの期待値をもとめるということは実は Bliss の方法の最も大きな特徴といわれる点であつて、この値によつて実際にえられた死亡率プロビットを修正し、あるいはこれにあたるべき重みを決定しようというのである。一般にこのようにしてもとめた予備回帰線は実験の結果があまりでたらめでないかぎり、あとでのべる方法で計算してもとめた回帰直線とそれほどくいちがわないものである。

#### プロビットの補正と0%および100%死亡率にたいするプロビットの算定。

さきに、実験によつて0%または100%の死亡率がえられてもこれにたいするプロビットは附表Iからはもとめられないといつた。これは(4)式に原因があるのであつてこの式から100%や0%に対応するプロビットをもとめようとしてもそれは正か負の無限大になつてしまうからである。したがつて薬量をいかにかえてみても理論的には0%や100%死亡率は期待されないはずであるが、実際にはいとも簡単に0%、100%がえられる。これはこの(4)式が供試虫を無限にも多くとることをその成立条件としているためであつて供試虫数がそれほど多くない実際の場合には、もはやこの式はなりたたないのである。このことは0%や100%死亡率の場合にかぎらなくとも、程度の差こそあれ死亡率や生存率の小さくなる部分ではおなじようなことが言える。そこでこのようなときには何かさらに適当な処理をしなければならぬ。

一般にある薬量において母集団での(理論的な)死



第2図 第1図の結果からプロビット変換をして得た薬量-死亡率回帰直線。(破線は予備回帰線  $Y = -20.38 \times 17.4 X$ , 実線は計算により推定された回帰直線  $y = 5.07369 + 18.761(X - 1.46828)$ , 点線は(20)式でもとめた誤差限界をしめす)。

死亡率が  $P$ , したがって生存率が  $Q (=1-P)$  になるとき,  $N$  匹の昆虫を試験して  $S$  匹が生きのこる確率は

$$\frac{N!}{S!(N-S)!} P^N Q^S \dots\dots\dots (6)$$

であると考えることができる。そうして各薬量についてこの様な確率が考えられるわけであるが, われわれが得た実験の結果からできるだけ確からしい回帰直線を推定するにはこれらの確率の積が最大になるようにすればよいわけである。それにはこれらの確率の対数の和をプロビットについて微分してそれを0とおけばよい。すなわち

$$\sum \left\{ (QN-S) \frac{Z}{PQ} \right\} = 0 \dots\dots\dots (7)$$

ところで  $S, N-S$  が大であつて  $S$  の分布が正規分布であるとみなしうるときには, 実験より得られたプロビットを  $Y'$  これに対応する回帰直線からえられるプロビットを  $y$  とすると

$$(QN-S) = N(Y'-y) \frac{dP}{dY'}$$

$\frac{dP}{dY'}$  は  $Z (= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}Z^2})$  であるからこれは

$$(QN-S) = N(Y'-y) Z \dots\dots\dots (8)$$

(8) を (7) 式に代入すると

$$\sum \left\{ (Y'-y) \right\} \frac{Z^2}{PQ} = 0 \dots\dots\dots (9)$$

これは実験からえられたプロビット  $Y'$  に  $\frac{NZ^2}{PQ}$  なる重みをあたえて最小自乗法を用いて回帰線を計算することであつて, 従来, Hemmingsen<sup>(10)</sup> などが提唱した方法と同一である。しかし  $Q$  がきわめて小さい値であつて, 実験的にえられる  $S$  が0とか1

または2などのような小さい値になると (9) 式は (7) 式の満足すべき近似式でなくなる。そこでこのとき

$$N(y'-y)Z = (QN-S) \dots\dots\dots (10)$$

なる式を満足するような  $y'$  をもとめこの値を (9) 式における  $Y'$  に用いて計算すればよいことになる。

(10) 式はこれを変形して

$$y'-y = \frac{Q}{Z} - \frac{S}{NZ}, \therefore y' = y + \frac{Q}{Z} - \frac{q}{Z} \dots\dots\dots (11)$$

しかし  $y'$  をもとめるとき,  $y$  はこれから求めようとする回帰直線上の値であるからまだわからない。そこで Bliss<sup>(9)</sup> はさきにもとめた予備回帰線上の値すなわち  $Y$  (Expected probit) をもちいて計算することを考えたのである。すなわち

$$y' = (Y + \frac{Q}{Z}) - q \left( \frac{1}{Z} \right) \dots\dots\dots (12a)$$

$$\text{または } y' = (Y - \frac{P}{Z}) + p \left( \frac{1}{Z} \right) \dots\dots\dots (12b)$$

として  $y'$  をもとめる。ここに  $q$  は実験でえた生存率,  $p$  はおなじく死亡率をしめし, この2つの式は同じものにはかならない。この  $y'$  のことを Corrected probit 補正プロビットとなづけているが, この補正の原理は R. A. Fisher<sup>(3)</sup> が導きだし, Bliss<sup>(4)</sup> が採用したのであつて, 実験によつてえられた死亡率から直接もとめた  $Y'$  (Empirical probit) を用いるよりもこうして求めた  $y'$  をもつて回帰線を計算する方がよりよいとしたことはすぐれた点といえよう。そうしてこの  $y'$  はそれぞれの1つの薬量における実験の結果のみによつて定められたものでなくすべての薬量における実験の結果からえられる予備回帰線での値を考慮にいれている点注目されてよいと思う。さてこの (12) 式から補正プロビット  $y'$  をもとめるのであるが, Bliss<sup>(4)</sup> は種々なる  $Y$  の値にたいする  $(Y + \frac{Q}{Z})$ ,

$(Y - \frac{P}{Z})$  及び  $(\frac{1}{Z})$  を計算し, 附表 II のよう

な表としているのでこれをもちいへば簡単に計算できる。 $(Y + \frac{Q}{Z})$  および  $(Y - \frac{P}{Z})$  のことを Bliss

はそれぞれ最大補正プロビット (Maximum corrected probit), 最小補正プロビット (Minimum corrected probit) となづけている。) 死亡率0%及び100%にたいするプロビットもこの  $y'$  の値として算定できる。附表 II をつかう場合に, この表は便宜上  $Y$  が5以上のときは(12a)式を, 5以下のときは(12b)式をつかつて計算するようにしてある。そうして  $Y$  が小数点1桁の場合まで求めてあるが更にこまかい計算

を必要とする場合は比例配分によつて補正すればよい。  
さきの計算例について、(12) 式によつて計算してもとめた補正プロビットの値は第2表7欄のとおりである。  
これをみればわかるように、死亡率または生存率がある程度大きいとこの補正プロビットは実験値から直接もとめたプロビット  $Y'$  (5 欄) と大してかわらないもので、プロビット 5 附近ではきわめてよく一致している。

各プロビットにあたる重み (Weight) の算定

さきに(9)式において回帰直線をもとめるのに  $\frac{NZ^2}{PQ}$  な

る重みをつけて計算するといつた。これについて少し説明してみよう。いま死亡率を  $P$ 、生存率を  $Q=1-P$ 、 $P$  に対応するプロビットとを  $Y'$ 、供試虫数を  $N$  とし、 $P, Y'$  の標準偏差をそれぞれ  $\sigma_P, \sigma_{Y'}$  とすると (4) 式から

$$\sigma_{Y'}^2 = \sigma_P \left( \frac{dY'}{dP} \right)^2$$

$$\text{しかるに } \sigma_P^2 = \frac{PQ}{N}, \quad \frac{dY'}{dP} = \frac{1}{Z}$$

$$\text{であるから } \sigma_{Y'}^2 = \frac{PQ}{NZ^2}$$

この  $\sigma_{Y'}^2$  の逆数は  $Y'$  の信頼の度をしめすものであるからこれを「重み」(weight) となづけ  $w$  であらわす

$$w = N \left( \frac{Z^2}{PQ} \right) \dots\dots\dots (13)$$

$\left( \frac{Z^2}{PQ} \right)$  をとくに「重みの係数」(Weighting co-

efficient) となづけ、Bliss はこれを種々な  $Y$  の値にたいして計算している。(附表 II の中央欄がそれであるが  $Y$  が 5 以上、5 以下の場合にも共通によみとることができるようにしてある。) そこで回帰直線の計算にあたつてそれぞれの補正プロビット  $y'$  にあたる「重み」はこの表から「重みの係数」をよみとつてこれにそれぞれの死亡率を求めるにもちいた昆虫の数  $N$  をかければよいことになる。例題についてもとめた「重み」は第2表8欄のようである。このさいもし供試虫数  $N$  がすべての薬量において等しいときには  $N$  をかけずに  $\left( \frac{Z^2}{PQ} \right)$  をそのまま  $w$  として計

算しても回帰直線をもとめるだけの目的ならばならさしつかえない。

ところでこの「重み」をきめるにあたつて、実験値からのプロビットをもととして求めないで、予備回帰線から期待されるプロビット ( $Y$ ) をもちいてきめることは回帰直線の計算に補正プロビット  $y'$  をもちいることと共に Bliss の方法の独特なしかもすぐれたところであつて、この点 Empirical probit ( $Y'$ ) から直接「重み」を決定し、これをもちいて回帰線を計

第2表 回帰直線の計算例 (第1表、—第1図—第2図より)

| 薬量<br>$x$ | 供試虫数<br>$N$        | 死亡率<br>$P$ | 薬量の対数<br>$X = \log x$ | 観測プロビット<br>$Y'$ | 期待プロビット<br>$Y$ | 補正プロビット<br>$y'$ | 重み<br>$w$              | $wX$                    | $wY'$                     |
|-----------|--------------------|------------|-----------------------|-----------------|----------------|-----------------|------------------------|-------------------------|---------------------------|
| 18mg/L    | 200                | 0.5%       | 1.25527               | 2.4242          | 1.5            | 1.233           | 0.660                  | 0.828                   | 0.814                     |
| 21        | 150                | 1.3        | 1.32222               | 2.7738          | 2.6            | 2.815           | 9.255                  | 12.237                  | 26.053                    |
| 24        | 150                | 3.3        | 1.38021               | 3.1616          | 3.6            | 3.281           | 45.300                 | 62.524                  | 148.629                   |
| 27        | 150                | 27.3       | 1.43136               | 4.3902          | 4.5            | 4.399           | 87.150                 | 124.743                 | 383.373                   |
| 30        | 150                | 55.2       | 1.47712               | 5.1507          | 5.3            | 5.127           | 92.415                 | 136.508                 | 473.812                   |
| 33        | 150                | 91.3       | 1.51851               | 6.3595          | 6.0            | 6.296           | 65.790                 | 99.903                  | 414.214                   |
| 36        | 150                | 93.9       | 1.55630               | 6.5464          | 6.7            | 6.525           | 31.155                 | 48.487                  | 203.286                   |
| 39        | 150                | 98.6       | 1.59106               | 7.1973          | 7.3            | 7.185           | 11.340                 | 18.043                  | 81.478                    |
| 42        | 150                | 100.0      | 1.62325               | —               | 7.9            | 8.213           | 2.850                  | 4.626                   | 23.407                    |
| —         | $\Sigma N$<br>1400 | —          | —                     | —               | —              | —               | $\Sigma(w)$<br>345.915 | $\Sigma(wX)$<br>507.869 | $\Sigma(wY')$<br>1755.066 |

$$\Sigma(wX^2) = 747.037$$

$$\Sigma(wXY') = 2602.230$$

$$\Sigma(wY'^2) = 9389.680$$

$$\bar{X} = \frac{\Sigma(wX)}{\Sigma(w)} = 1.46828$$

$$a = \bar{y} = \frac{\Sigma(wY')}{\Sigma(w)} = 5.07369$$

$$A = \Sigma(wX^2) - \bar{X}\Sigma(wX) = 1.340, \quad B = \Sigma(wXY') - \bar{y}\Sigma(wX) = 25.303, \quad C = \Sigma(wY'^2) - \bar{y}\Sigma(wY') = 485.019$$

$$b = \frac{B}{A} = 18.761$$

$$S = \frac{1}{b} = 0.053$$

$$x^2 = C - bB = 10.216$$

$$y = 5.07369 + 18.761 (X - 1.46828)$$

$$X = 1.46828 + 0.053 (y - 5.07369)$$

算していた Gaddum, Hemmingsen などの方法と  
いちじるしいちがいがみとめられる。

#### 回帰直線の計算

以上で計算の準備はまったくできたので、あとは機  
械的に計算機をたよりに計算すればよい。ところで求  
める回帰線を Bliss は次の形であたえている。

$$y = a + b(X - \bar{X}) \dots\dots\dots (14)$$

$y$  は死亡率プロビット、 $X$  は薬量 (対数)、 $a$ ,  $b$ ,  $\bar{X}$   
は常数であつて、 $a = \bar{y}$  はプロビットの加重平均、 $\bar{X}$   
は薬量の加重平均、 $b$  はこの回帰直線の方向係数をあら  
わし (3) 式でわかるとおり標準偏差  $S$  の逆数にほ  
かならない。この回帰直線のことを予備回帰線にたい  
して Corrected regression line 修正回帰線とも呼  
ぶ。そこでこの回帰直線は3つの恒数  $a$ ,  $b$ , 及び  $\bar{X}$   
をもとめればよいのであるから、最小自乗法により

$$\bar{X} = \frac{\Sigma(wX)}{\Sigma(w)}$$

$$a = \bar{y} = \frac{\Sigma(wy')}{\Sigma(w)}$$

$$b = \frac{B}{A}$$

ただし  $A = \Sigma(wX^2) - \bar{X}\Sigma(wX)$

$$B = \Sigma(wXy') - \bar{y}\Sigma(wX)$$

$$C = \Sigma(wy'^2) - \bar{y}\Sigma(wy')$$

として計算することができる。この計算はかなりはん  
雑なので第2表のように整理して順序をおうて計算し  
てゆくほうが途中でまちがいを起すことがすくない。  
例題について計算してみよう。

$$\bar{X} = \frac{\Sigma(wX)}{\Sigma(w)} = \frac{507.899}{345.915} = 1.46828$$

$$a = \bar{y} = \frac{\Sigma(wy')}{\Sigma(w)} = \frac{1755.066}{345.915} = 5.07369$$

$$A = \Sigma(wX^2) - \bar{X}\Sigma(wX) = 747.087 - (1.46828 \times 507.899) = 1.349$$

$$B = \Sigma(wXy') - \bar{y}\Sigma(wX) = 2602.230 - (5.07369 \times 507.899) = 25.303$$

$$C = \Sigma(wy'^2) - \bar{y}\Sigma(wy') = 9353.289 - (5.07369 \times 1755.066) = 485.019$$

$$b = \frac{B}{A} = \frac{25.303}{1.349} = 18.761$$

よつてもとめる回帰直線の式は (14) 式にこれらの値  
を代入して

$$y = 5.07369 + 18.761(X - 5.07369)$$

となる。ここで  $C$  なる数値を計算したがこれはあと  
で回帰直線の適合度検定をするとき  $X^2$  をもとめるの  
に必要となつてくるのでここで一緒に計算しておく  
と便利である。また  $A$ ,  $B$ ,  $C$  をもとめるときに必要な

$\Sigma(wX^2)$ ,  $\Sigma(wXy')$  や  $\Sigma(wy'^2)$  は第2表の計算表に  
さらにそれぞれ欄をもうけて計算してもよいが、計算  
機の威力を活用してたとえば  $\Sigma(wX^2)$  ならば  $(wX)$   
に  $(X)$  をかけながら加算して一気にもとめるように  
すればより簡単にもとめられる。また計算にあたつて  
注意しなければならないことは、計算中の数値はせい  
ぜい小数点下2桁か3桁までもとめてゆけばよいが、  
 $\bar{X}$  と  $\bar{y}$  だけはとくに、できれば5桁ぐらいでも  
とめておくということである。これを2桁ぐらいです  
ましておくとあとでもとめる  $X^2$  の値が負になつて検  
定が不可能になることがしばしばおこるからである。

いま計算によつてもとめた回帰直線を第2図にかき  
いれてみると実線のものであつて、点線で示した予備  
回帰線とかなりよく一致していることがわかる。しか  
しどんな場合でもこんな結果がえられるとはかぎらな  
いのであつて、この両回帰線のあいだにかなりのく  
いちがいがみられることがある。こんなときにはさらに  
もう一度予備回帰線をきめなおして第2回目(ときには  
第3回目)の計算(second or third approximation)  
をする必要がある。もつともこのさい、第1回目  
に得られた修正回帰線を次の予備回帰線として第2回  
目の計算をおこなうことによつて大抵よい結果がえられ  
るものである。とにかくはじめグラフのうえで予備直  
線を描くさいに充分注意して線をひけばまず唯一回の  
計算ですませることができる。

#### 回帰直線の適合性の検定

以上のようにして実験の結果から最も確からしい回  
帰直線が推定されたのであるが、つぎにこの回帰直線  
がどれほど正しいものであるかということ、すなわち  
実験でもとめた観測値(は一定の假定のもとにもとめた  
この回帰直線の上にいつもものとはかぎらずそのあい  
だには多くの場合差がみられるが、この差がはたして  
偶然の誤差によつてのみ起つたものとしてよいかどう  
かを吟味してみる必要がある。これには  $X^2$  試験\*が  
適している。これは結局、回帰直線と観測値のあいだ  
には差がない——くわしく言えば、観測値は回帰直線  
でしめされる正規母集団からの任意抽出標本からえら  
れたものである——という帰無仮説をおいて  $X^2$  分布  
を利用してこれを一定の有意水準のもとに検定するこ  
とである。そこで検定に必要な  $X^2$  の値をもとめねば  
ならないが、ふつうならば実験によつてえられた死亡  
率とこれに対応する回帰直線からもとめられる値とから  
計算すればよいのであるが、計算がめんどうになる

\* この方法の原理についてはたいていの統計学の  
書物に解説してある。とくに近藤忠雄：「計数  
の統計学」には平易に説明してあるから参照さ  
れたい。

めで次の式によつて  $\chi^2$  をもとめる方が便利である。

$$\chi^2 = C - bB \quad \dots\dots\dots (15)$$

$$\text{ただし } B = \Sigma(wXy') - \bar{y}(\Sigma wX)$$

$$C = \Sigma(wy'^2) - \bar{y}(\Sigma wy')$$

こうしてもめた  $\chi^2$  は回帰直線より期待される値と観測値とのへだたりの程度をあらわす数値であるから、つぎに  $\chi^2$  のこの程度の値がえられる確率 ( $P_r$ ) をもとめる。そうしてこの  $P_r$  があらかじめ定めた有意水準より大きい値であればさきにもうけた仮説すなわち両者のあいだには差がないとする仮説をすてることができない。具体的には誤差の範囲内で一致したものとみとめる。もし有意水準以下であればさきの仮説はすてられ、この回帰線は観測値を満足するものではないという結論をうるのである。 $\chi^2$  の確率はたいていの統計学の成書に附表としてでているからこれをみればよいが、この場合の自由度 (degree of freedom) は回帰線からすでに恒数  $a$ ,  $b$  を決定しているから観測点数から2を引いたものを用いなければならない。

ところでこの  $\chi^2$  試験をおこなう場合、観測値のなかに死虫数または生存虫数が5より小さいものがあるときはそのままでは正しく適用できない。すなわちもしこのまま計算すると適合度 ( $\chi^2$  の確率) が見かけ上大きくなりすぎるのである。そこでこれらの点を除いて  $\chi^2$  試験をおこなえば正確になるのであるが、そうすると計算が更にめんどうになるので、便法としてとにかく (15) 式で  $\chi^2$  を計算し、自由度をきめるときに死または生存虫数が1頭以上になるようにしたときの観測点数 ( $n'$ ) から2をひいたものを自由度 ( $n$ ) とし

てつかうのである。すなわち

$$n = n' - 2$$

有意水準としては  $P_r = 0.05$  をふつう用いている。さきの計算例について  $\chi^2$  試験をしてみよう。

$$\chi^2 = 485.019 - (18.761 \times 25.303) = 10.216$$

$n' = 8$  であるから自由度は

$$n = 8 - 2 = 6$$

表から  $\chi^2 = 10.216$  にたいする  $P_r$  をもとめると

$$0.2 > P_r > 0.1$$

であつてこれは有意水準 0.05 以上であるからさきにもめた回帰直線は誤差の範囲内で観測値を満足するものと判定することができる。附表 III は  $\chi^2$  試験をおこなう場合、さらに便利なように有意水準 0.05 のときの種々なる自由度に対する  $\chi^2$  の値を抜粋して表にしたものである。計算してえた  $\chi^2$  の値がこの表のおなじ自由度に対応する  $\chi^2$  の値より小さいときはもめた  $\chi^2$  の確率は当然 0.05 以上であつて、大きいときは 0.05 以下であるからこの表だけから適合性が判定できる。

#### 回帰線の誤差限界

さきにわれわれは計算によつて最も確からしい回帰線を推定してそれが観測値とよく適合するかどうかをしらべたが、 $\chi^2$  試験の結果たとえこの直線が全体として観測値と誤差の範囲内で一致すると言つても個々の観測値についてみればかならずしもそうばかりとは言えない。そこで求めた回帰線から一定の許された誤差の限界——逆に言えば信頼限界 (fiducial limit) をきめておくことは個々の観測値を管理するうに都合がよい。この限界をきめるにはまずこの回帰線の位置と方向にかんする Parameter である  $a$  および  $b$  の Variance (分散) ——  $V(a)$  と  $V(b)$  をもとめねばならない。これは次の計算によつてえられる。

i) 回帰線の適合性検定における  $\chi^2$  の確率 ( $P_r$ ) が 0.05 以上なるときは

$$V(a) = S^2_{(a)} = \frac{1}{\Sigma(w)} \quad \dots\dots\dots (16)$$

$$V(b) = S^2_{(b)} = \frac{1}{A} \quad \dots\dots\dots (17)$$

ii)  $\chi^2$  の確率 ( $P_r$ ) が 0.05 以下のときは

$$V(a) = S^2_{(a)} = \frac{\chi^2}{n \Sigma(w)} \quad \dots\dots\dots (18)$$

$$V(b) = S^2_{(b)} = \frac{\chi^2}{nA} \quad \dots\dots\dots (19)$$

( $n$  は自由度,  $S$  は標準偏差をあらわす)

例について計算すると、 $P_r > 0.05$  であつたから

$$V(a) = \frac{1}{345.915} = 0.003$$

$$V(b) = \frac{1}{1.349} = 0.741$$

そこで回帰直線の誤差限界は Working & Hotelling が示した次の式によつてもとめることができる。すなわち

$$Y_R = a + b(X - \bar{X}) \pm t \sqrt{V(a) + (X - \bar{X})^2 V(b)} \quad \dots\dots\dots (20)$$

$Y_R$  は薬量 ( $X = \log x$ ) に対応するプロビットの限界値である。またこの限界をもとめるのに逆にそれぞれのプロビット ( $y$ ) にたいする薬量の値としてもともよい。その限界値を  $X_R$  とすると

$$X_R = \bar{X} + \frac{b(y - \bar{y})}{b^2 V(b)} \pm \frac{t \sqrt{V(b)(y - \bar{y})^2 - V(a)(b^2 - t^2 V(b))}}{b^2 - t^2 V(b)} \quad \dots\dots\dots (21)$$

うへの2式における  $t$  は "Student" の  $t$  といわれるもので、この場合信頼限界をきめる水準として  $P_r = 0.05$  をとるとすると回帰線の自由度  $n$  に対応する値を  $t$  分布表\* からよみとることができるからこの値をつかつて計算すれば  $P_r = 0.05$  としたときの限界

\* 統計数値表 I (第42表) を参照されたい



値  $Y_R$  または  $X_R$  がもとめられる。附表 IV は  $t$  分布表から  $P_r=0.05$  としたときの種々な自由度  $n$  に対する  $t$  の値だけを抜きとつて表としたものである。

さきの計算例について  $P_r=0.05$  とおいたときのプロビットの限界値 ( $Y_R$ ) をもとめてみると第3表2欄のようである。

第3表 回帰線の誤差限界の計算例 (第2表より)

| $X=\log x$ | $* Y_R=y \pm \frac{t}{\sqrt{V_{(a)}+(X-\bar{X})^2 V_{(b)}}}$ | $Y_s=y \pm 1.96 \sqrt{V_{(b)}}$ |
|------------|--------------------------------------------------------------|---------------------------------|
| 1.25527    | 1.07741 $\pm$ 0.40826                                        | 1.07741 $\pm$ 0.37507           |
| 1.32222    | 2.33346 $\pm$ 0.33561                                        | 2.33346 $\pm$ 0.26881           |
| 1.38021    | 3.42141 $\pm$ 0.22880                                        | 3.42141 $\pm$ 0.18334           |
| 1.43136    | 4.38103 $\pm$ 0.15404                                        | 4.38103 $\pm$ 0.12411           |
| 1.47712    | 5.23954 $\pm$ 0.13537                                        | 5.23954 $\pm$ 0.10843           |
| 1.51851    | 6.01601 $\pm$ 0.17078                                        | 6.01601 $\pm$ 0.13679           |
| 1.55630    | 6.72503 $\pm$ 0.22877                                        | 6.72503 $\pm$ 0.18324           |
| 1.59106    | 7.37717 $\pm$ 0.29129                                        | 7.37717 $\pm$ 0.23332           |
| 1.62325    | 7.98108 $\pm$ 0.35291                                        | 7.98108 $\pm$ 0.28267           |

[註]\*  $P_r=0.05$ ,  $n=6$ ,  $t=2.447$

上表で  $y=a+b(X-\bar{X})$  であつて回帰線から期待されるプロビット。

ところで回帰線から期待されるプロビット ( $y$ ) の variance  $V_{(y)}$  は

$$V_{(y)}=V_{(a)}+(X-\bar{X})^2 V_{(b)} \quad \dots\dots\dots (22)$$

としてもとめられる。すると (20) 式は

$$Y_R=y \pm t \sqrt{V_{(y)}} \quad \dots\dots\dots (23)$$

ということであつて結局信頼限界はプロビット ( $y$ ) の variance の平方根に  $P_r=0.05$ , 自由度  $n$  にたいする  $t$  の値をかければもとめられることになる。ここで Bliss は  $\chi^2$  試験の結果回帰直線が観測値を満足するときには、自由度のいかにかわからず、 $P_r=0.05$  としたときの信頼限界は

$$Y_s=y \pm 1.96 \sqrt{V_{(y)}} \quad \dots\dots\dots (24)$$

としてもとめることができるとしている。さきの計算例についてこの式により  $Y_s$  を計算してみると第3表3欄のようになり、 $Y_R$  とはややちがつた限界値をしめしている。これは (24) 式の常数 1.96 が実は自由度  $n$  の無限大なるときの  $t$  の値にはかならないためである。第2図の点線でしめたのは  $Y_R$  によつて定めた誤差限界である。

因に任意のプロビット ( $y$ ) に対応する薬量 ( $X$ ) の variance はつぎの式から計算することができる。

$$V_{(x)}=\frac{1}{b^4} \left\{ V_{(b)}(y-a)^2 + V_{(a)}b^2 \right\} \dots\dots\dots (25)$$

#### 有効度の算定

さてわれわれはこのようにして推定した回帰直線から、用いた殺虫剤の効力を正確にもとめることができる。

まず一般によく用いられる効力指数に Trevan<sup>(6)</sup> がはじめて提唱した中央致死薬量 median lethal dose (LD-50, あるいは MLD) なるものがあるが、これは死亡率 50 % をもたらす薬量であつて、これは (14) 式の  $y$  に死亡率 50 % に対応するプロビット = 5 を代入して  $X$  をとけばよいのであるがこれをかきなおすと

$$X=\bar{X}+S(y-\bar{y}) \quad \dots\dots\dots (26)$$

この式に  $y=5$  を代入して計算した  $X$  の値は  $\log(\text{LD}50)$  であるから (LD-50) はその逆対数である。

計算例についてもとめてみると、

$$\log(\text{LD}-50)=1.46328+0.053(5-5.07369)=1.46437 \quad (\text{LD}-50)=29.13 \text{ mg/L.}$$

こうしてもとめた  $\log(\text{LD}-50)$  は (3) 式の  $M$  (平均値) にあたるもので、この回帰線の位置を代表する最もよい値であることはいふまでもない。そこでさきに (14) 式で示した回帰直線は (LD 50) をもとめたのちにこれを代入して次のような形として示した方が式の内容がよくわかつて便利のように思う。

$\log(\text{LD } 50)$  を  $M$  とすると

$$y=5+b(X-M) \quad \dots\dots\dots (27)$$

さきにもとめた回帰方程式も

$$y=5+18.761(X-1.46437)$$

とすればよい。ここに ( $\log \text{LD } 50$ ) の variance は次の式から計算することができる。

$$V_{(\log, \text{LD } 50)}=S^2 \left( S \frac{(5-\bar{y})^2}{B} + \frac{1}{\Sigma(w)} \right) \dots\dots\dots (28)$$

さきの例について計算してみると

$$V_{(\log, \text{LD } 50)}=0.053^2 \left( 0.053 \frac{(5-5.07369)^2}{25.308} + \frac{1}{345.915} \right) = 0.000008$$

となりきわめて小さい値となる。この平方根は ( $\log \text{LD}-50$ ) の信頼度をしめすもので計算してみるまでもなくこの LD-50 がほとんど誤差をもたないまでに正確なことを示している。

ところで (LD-50) なる指数は実用的には価値がうすいと言う人がある。そうしてむしろ 95 % あるいは 99 % の死亡率をもたらす薬量すなわち LD-95, LD-99 のような有効度指数がもちいられている。これをもとめるのは LD-50 と全く同様にそれぞれの死亡率に対応する次のプロビットを (26) 式の  $y$  として代入すればよい。

$$\log(\text{LD}-95) \text{ のとき } Y=6.4449$$

$$\log(\text{LD}-99) \text{ のとき } Y=7.3263$$

しかしこれらの指数が LD-50 よりも信頼度の点においておとるものであることはこの回帰直線の性質からいつて当然のことである。

つぎに回帰直線を計算したとき、この直線の方角係数  $b$  は供試昆虫群の抵抗性の標準偏差  $S$  の逆数であると言ったが、これを薬剤の効力という面から考えるとこれはその剤の殺虫能率をあらわすものとも言える。したがってこれは  $LD_{50}$  とともに殺虫剤の特性をしめす重要な指数であつて、異質の薬剤などでは往々この値がちがつてあらわてくる。この  $b$  はむしろ殺虫効果の質に大きい関係をもつものと考えられるのであつて、殺虫剤の効力は  $LD_{50}$  だけではその効果をしめすことがむずかしくこの両者をあわせ考えなければ完全とはいえない。大沢及び長沢<sup>(1)</sup> はこの2つをいろいろに組みあわせることによつて種々の有効度指数を考案している。Bliss は殺虫能率をあらわすもちいて、死亡率1プロビットを増すに要する薬量の%を計算して毒力の1つの指標としている。すなわち

$$\frac{100 \log_e 10}{b} = \frac{230.26}{b} \% \dots\dots\dots (29)$$

例についてもとめてみると

$$\frac{230.26}{18.761} = 12.273\%$$

となる。

以上回帰線からもとめられる代表的な効力指数についてのべたが、有効度をいかに表示するかということはそれ自体が1つの大きな問題であつてむしろそれは今後の研究にまつべきものが多いというほかない。

#### おわりに

以上で大体薬量死亡率曲線の分析と計算の方法について、おもに Bliss の提唱したプロビット法の概要を説明したわけであるが、できるだけ平易に解説しようとしたため、かえつてただどしいものとなり、充分いきとどいた説明ができなかつたうらみがないでもない。またこの方法から出発して同様な関係にある時間—死亡率曲線の分析、回帰線の比較に関する問題、あるいはこの方法の応用的場面として展開された2種の殺虫剤の協力作用の分析など Bliss<sup>(15, 16, 17)</sup> によつて発展させられた1連の研究についてもひととおり解説すべきであつたかもしれないが、紙面の都合で割愛したことをおことわりしておく。またこの方法はどこかのべたように一応、すぐれた理論的基盤と精密な統計理論の上にたつてはいるが計算が繁雑であるきらいがあり、また実際にはいつも必ずしもよく適合するものではなくそこには批判すべき多くの問題を含んでいる。とくにははじめのべた2つの根本假定については再吟味してみなければならぬと思われる。このことについては別に河野および内田<sup>(18)</sup> の論文を

参照していただければ幸いである。ともかくどんなすぐれた方法といえども無批判につかうことはもつとも危険なことといわれなければならない。またここでは殺虫剤の有効度判定という場面のみにかぎつて解説したが、この方法の意味さえよく理解されたら、まだこのほかにもこれを応用する場面はいくらかあることに注意していただきたい。とくに将来、この方法が集団の生理を対称とする統計生理学の理論の展開のうえに大きな役割をえんずるだろうことを思うとき、みずからその期待の大きいにおどろくものである。

おわりに本稿をかくにあつて種々御教示くださつた内田教授、いろいろと便宜をあたえられた長沢純夫氏、さらには必要な計算いつさいを引きうけてくださった高城美代子嬢に厚く御禮を申し上げます。

#### 文 献

- (1) 大沢、長沢：防虫科学，7.8 & 9, 1 (1947)
- (2) Bliss, C. I.: Science, 79, 38 & 409 (1934)
- (3) — : Ann. Appl. Biol., 22, 134 (1935)
- (4) — : Quart. J. Pharm. Pharmac., 11, 192 (1938)
- (5) 大沢：生物の集団と環境（岩波科学文献抄23），24 (1950)
- (6) Shepard, H. H.: Nature, 134, 323 (1934)
- (7) Kisskalt, K.: Z. Hyg. Inf., 81, 56 (1910)
- (8) Trevan, J. W.: Proc. Roy. Soc. Lond., 101, 483 (1927)
- (9) Gaddum, J. H.: Med. Res. Coun. Spec. Rept., No. 183 (1933)
- (10) Hemmingsen, A. M.: Quart. J. Pharm. Pharmac., 6, 39 & 187 (1933)
- (11) O'Kane, W. C., W. A. Westgate & L. C. Glover: N. H. Agr. Exp. Sta. Tech. Bull., 58, 1 (1934)
- (12) Finney, D. J.: Ann. Appl. Biol., 31, 68 (1944)
- (13) Sun, Y. P. & H. H. Shepard: J. Econ. Ent., 40, 710 (1947)
- (14) Abbott, W. S.: J. Econ. Ent., 18, 205 (1925)
- (15) Bliss, C. I.: Ann. Appl. Biol., 22, 307 (1935)
- (16) — : Ann. Appl. Biol., 24, 815 (1937)
- (17) — : Ann. Appl. Biol., 26, 535 (1939)
- (18) 河野、内田：防虫科学15, 123 (1950)

附表 I. プロビット変換表 (Bliss, 1935より)

|    | 0.0    | 0.1    | 0.2    | 0.3    | 0.4    | 0.5    | 0.6    | 0.7    | 0.8    | 0.9    |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0  | —      | 1.9008 | 2.1218 | 2.2522 | 2.3479 | 2.4242 | 2.4879 | 2.5427 | 2.5911 | 2.6344 |
| 1  | 2.6737 | 2.7096 | 2.7429 | 2.7738 | 2.8027 | 2.8297 | 2.8556 | 2.8799 | 2.9031 | 2.9251 |
| 2  | 2.9463 | 2.9665 | 2.9850 | 3.0016 | 3.0226 | 3.0400 | 3.0569 | 3.0732 | 3.0890 | 3.1043 |
| 3  | 3.1192 | 3.1337 | 3.1478 | 3.1616 | 3.1750 | 3.1881 | 3.2009 | 3.2134 | 3.2256 | 3.2376 |
| 4  | 3.2493 | 3.2608 | 3.2721 | 3.2831 | 3.2940 | 3.3046 | 3.3151 | 3.3253 | 3.3354 | 3.3454 |
| 5  | 3.3551 | 3.3648 | 3.3742 | 3.3836 | 3.3928 | 3.4018 | 3.4107 | 3.4195 | 3.4282 | 3.4368 |
| 6  | 3.4452 | 3.4536 | 3.4618 | 3.4699 | 3.4780 | 3.4859 | 3.4937 | 3.5015 | 3.5091 | 3.5167 |
| 7  | 3.5242 | 3.5316 | 3.5389 | 3.5462 | 3.5534 | 3.5605 | 3.5675 | 3.5745 | 3.5813 | 3.5882 |
| 8  | 3.5949 | 3.6016 | 3.6083 | 3.6148 | 3.6213 | 3.6278 | 3.6342 | 3.6405 | 3.6468 | 3.6531 |
| 9  | 3.6592 | 3.6654 | 3.6715 | 3.6775 | 3.6835 | 3.6894 | 3.6953 | 3.7012 | 3.7070 | 3.7127 |
| 10 | 3.7184 | 3.7241 | 3.7298 | 3.7354 | 3.7409 | 3.7464 | 3.7519 | 3.7574 | 3.7628 | 3.7681 |
| 11 | 3.7735 | 3.7788 | 3.7840 | 3.7893 | 3.7945 | 3.7996 | 3.8048 | 3.8099 | 3.8150 | 3.8200 |
| 12 | 3.8250 | 3.8300 | 3.8350 | 3.8399 | 3.8448 | 3.8497 | 3.8545 | 3.8593 | 3.8641 | 3.8689 |
| 13 | 3.8736 | 3.8783 | 3.8830 | 3.8877 | 3.8923 | 3.8969 | 3.9015 | 3.9061 | 3.9107 | 3.9152 |
| 14 | 3.9197 | 3.9242 | 3.9286 | 3.9331 | 3.9375 | 3.9419 | 3.9463 | 3.9506 | 3.9550 | 3.9593 |
| 15 | 3.9636 | 3.9678 | 3.9721 | 3.9763 | 3.9806 | 3.9848 | 3.9890 | 3.9931 | 3.9973 | 4.0014 |
| 16 | 4.0055 | 4.0096 | 4.0137 | 4.0178 | 4.0218 | 4.0259 | 4.0299 | 4.0339 | 4.0379 | 4.0419 |
| 17 | 4.0458 | 4.0498 | 4.0537 | 4.0576 | 4.0615 | 4.0654 | 4.0693 | 4.0731 | 4.0770 | 4.0808 |
| 18 | 4.0846 | 4.0884 | 4.0922 | 4.0960 | 4.0998 | 4.1035 | 4.1073 | 4.1110 | 4.1147 | 4.1184 |
| 19 | 4.1221 | 4.1258 | 4.1295 | 4.1331 | 4.1367 | 4.1404 | 4.1440 | 4.1476 | 4.1512 | 4.1548 |
| 20 | 4.1584 | 4.1619 | 4.1655 | 4.1690 | 4.1726 | 4.1761 | 4.1796 | 4.1831 | 4.1866 | 4.1901 |
| 21 | 4.1936 | 4.1970 | 4.2005 | 4.2039 | 4.2074 | 4.2108 | 4.2142 | 4.2176 | 4.2210 | 4.2244 |
| 22 | 4.2278 | 4.2312 | 4.2345 | 4.2379 | 4.2412 | 4.2446 | 4.2479 | 4.2512 | 4.2546 | 4.2579 |
| 23 | 4.2612 | 4.2644 | 4.2677 | 4.2710 | 4.2743 | 4.2775 | 4.2808 | 4.2840 | 4.2872 | 4.2905 |
| 24 | 4.2937 | 4.2969 | 4.3001 | 4.3033 | 4.3065 | 4.3097 | 4.3129 | 4.3160 | 4.3192 | 4.3224 |
| 25 | 4.3255 | 4.3287 | 4.3318 | 4.3349 | 4.3380 | 4.3412 | 4.3443 | 4.3474 | 4.3505 | 4.3536 |
| 26 | 4.3567 | 4.3597 | 4.3628 | 4.3659 | 4.3689 | 4.3720 | 4.3750 | 4.3781 | 4.3811 | 4.3842 |
| 27 | 4.3872 | 4.3902 | 4.3932 | 4.3962 | 4.3992 | 4.4022 | 4.4052 | 4.4082 | 4.4112 | 4.4142 |
| 28 | 4.4172 | 4.4201 | 4.4231 | 4.4260 | 4.4290 | 4.4319 | 4.4349 | 4.4378 | 4.4408 | 4.4437 |
| 29 | 4.4466 | 4.4495 | 4.4524 | 4.4554 | 4.4583 | 4.4612 | 4.4641 | 4.4670 | 4.4698 | 4.4727 |
| 30 | 4.4756 | 4.4785 | 4.4813 | 4.4842 | 4.4871 | 4.4899 | 4.4928 | 4.4956 | 4.4985 | 4.5013 |
| 31 | 4.5041 | 4.5070 | 4.5098 | 4.5126 | 4.5155 | 4.5183 | 4.5211 | 4.5239 | 4.5267 | 4.5295 |
| 32 | 4.5323 | 4.5351 | 4.5379 | 4.5407 | 4.5435 | 4.5463 | 4.5490 | 4.5518 | 4.5546 | 4.5573 |
| 33 | 4.5601 | 4.5628 | 4.5656 | 4.5684 | 4.5711 | 4.5739 | 4.5767 | 4.5793 | 4.5821 | 4.5848 |
| 34 | 4.5875 | 4.5903 | 4.5930 | 4.5957 | 4.5984 | 4.6011 | 4.6039 | 4.6066 | 4.6093 | 4.6120 |
| 35 | 4.6147 | 4.6174 | 4.6201 | 4.6228 | 4.6255 | 4.6281 | 4.6308 | 4.6335 | 4.6362 | 4.6389 |
| 36 | 4.6415 | 4.6442 | 4.6469 | 4.6495 | 4.6522 | 4.6549 | 4.6575 | 4.6602 | 4.6628 | 4.6655 |
| 37 | 4.6681 | 4.6708 | 4.6734 | 4.6761 | 4.6787 | 4.6814 | 4.6840 | 4.6866 | 4.6893 | 4.6919 |
| 38 | 4.6945 | 4.6971 | 4.6998 | 4.7024 | 4.7050 | 4.7076 | 4.7102 | 4.7129 | 4.7155 | 4.7181 |
| 39 | 4.7207 | 4.7233 | 4.7259 | 4.7285 | 4.7311 | 4.7337 | 4.7363 | 4.7389 | 4.7415 | 4.7441 |
| 40 | 4.7467 | 4.7492 | 4.7518 | 4.7544 | 4.7570 | 4.7596 | 4.7622 | 4.7647 | 4.7673 | 4.7699 |
| 41 | 4.7725 | 4.7750 | 4.7776 | 4.7802 | 4.7827 | 4.7853 | 4.7879 | 4.7904 | 4.7930 | 4.7955 |
| 42 | 4.7981 | 4.8007 | 4.8032 | 4.8058 | 4.8083 | 4.8109 | 4.8134 | 4.8160 | 4.8185 | 4.8211 |
| 43 | 4.8236 | 4.8262 | 4.8287 | 4.8313 | 4.8338 | 4.8363 | 4.8389 | 4.8414 | 4.8440 | 4.8465 |
| 44 | 4.8490 | 4.8516 | 4.8541 | 4.8566 | 4.8592 | 4.8617 | 4.8642 | 4.8668 | 4.8693 | 4.8718 |
| 45 | 4.8743 | 4.8769 | 4.8794 | 4.8819 | 4.8844 | 4.8870 | 4.8895 | 4.8920 | 4.8945 | 4.8970 |
| 46 | 4.8996 | 4.9021 | 4.9046 | 4.9071 | 4.9096 | 4.9122 | 4.9147 | 4.9172 | 4.9197 | 4.9222 |
| 47 | 4.9247 | 4.9272 | 4.9298 | 4.9323 | 4.9348 | 4.9373 | 4.9398 | 4.9423 | 4.9448 | 4.9473 |
| 48 | 4.9498 | 4.9524 | 4.9549 | 4.9574 | 4.9599 | 4.9624 | 4.9649 | 4.9674 | 4.9699 | 4.9724 |
| 49 | 4.9749 | 4.9774 | 4.9799 | 4.9825 | 4.9850 | 4.9875 | 4.9900 | 4.9925 | 4.9950 | 4.9975 |
| 50 | 5.0000 | 5.0025 | 5.0050 | 5.0075 | 5.0100 | 5.0125 | 5.0150 | 5.0175 | 5.0201 | 5.0226 |
| 51 | 5.0251 | 5.0276 | 5.0301 | 5.0326 | 5.0351 | 5.0376 | 5.0401 | 5.0426 | 5.0451 | 5.0476 |
| 52 | 5.0502 | 5.0527 | 5.0552 | 5.0577 | 5.0602 | 5.0627 | 5.0652 | 5.0677 | 5.0702 | 5.0728 |
| 53 | 5.0753 | 5.0778 | 5.0803 | 5.0828 | 5.0853 | 5.0878 | 5.0904 | 5.0929 | 5.0954 | 5.0979 |
| 54 | 5.1004 | 5.1030 | 5.1055 | 5.1080 | 5.1105 | 5.1130 | 5.1156 | 5.1181 | 5.1206 | 5.1231 |

附表 I. つづき

|      | 0.0    | 0.1    | 0.2    | 0.3    | 0.4    | 0.5    | 0.6    | 0.7    | 0.8    | 0.9    |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 55   | 5.1257 | 5.1282 | 5.1307 | 5.1332 | 5.1358 | 5.1383 | 5.1403 | 5.1434 | 5.1459 | 5.1484 |
| 56   | 5.1510 | 5.1535 | 5.1560 | 5.1586 | 5.1611 | 5.1637 | 5.1662 | 5.1687 | 5.1713 | 5.1738 |
| 57   | 5.1764 | 5.1789 | 5.1815 | 5.1840 | 5.1866 | 5.1891 | 5.1917 | 5.1942 | 5.1968 | 5.1993 |
| 58   | 5.2019 | 5.2045 | 5.2070 | 5.2096 | 5.2121 | 5.2147 | 5.2173 | 5.2198 | 5.2224 | 5.2250 |
| 59   | 5.2275 | 5.2301 | 5.2327 | 5.2353 | 5.2378 | 5.2404 | 5.2430 | 5.2456 | 5.2482 | 5.2508 |
| 60   | 5.2533 | 5.2559 | 5.2585 | 5.2611 | 5.2637 | 5.2663 | 5.2689 | 5.2715 | 5.2741 | 5.2767 |
| 61   | 5.2793 | 5.2819 | 5.2845 | 5.2871 | 5.2898 | 5.2924 | 5.2950 | 5.2976 | 5.3002 | 5.3029 |
| 62   | 5.3055 | 5.3081 | 5.3107 | 5.3134 | 5.3160 | 5.3186 | 5.3213 | 5.3239 | 5.3266 | 5.3292 |
| 63   | 5.3319 | 5.3345 | 5.3372 | 5.3398 | 5.3425 | 5.3451 | 5.3478 | 5.3505 | 5.3531 | 5.3558 |
| 64   | 5.3585 | 5.3611 | 5.3638 | 5.3665 | 5.3692 | 5.3719 | 5.3745 | 5.3772 | 5.3799 | 5.3826 |
| 65   | 5.3853 | 5.3880 | 5.3907 | 5.3934 | 5.3961 | 5.3989 | 5.4016 | 5.4043 | 5.4070 | 5.4097 |
| 66   | 5.4125 | 5.4152 | 5.4179 | 5.4207 | 5.4234 | 5.4261 | 5.4289 | 5.4316 | 5.4344 | 5.4372 |
| 67   | 5.4399 | 5.4427 | 5.4454 | 5.4482 | 5.4510 | 5.4538 | 5.4565 | 5.4593 | 5.4621 | 5.4649 |
| 68   | 5.4677 | 5.4705 | 5.4733 | 5.4761 | 5.4789 | 5.4817 | 5.4845 | 5.4874 | 5.4902 | 5.4930 |
| 69   | 5.4959 | 5.4987 | 5.5015 | 5.5044 | 5.5072 | 5.5101 | 5.5129 | 5.5158 | 5.5187 | 5.5215 |
| 70   | 5.5244 | 5.5273 | 5.5302 | 5.5330 | 5.5359 | 5.5388 | 5.5417 | 5.5446 | 5.5476 | 5.5505 |
| 71   | 5.5534 | 5.5563 | 5.5592 | 5.5622 | 5.5651 | 5.5681 | 5.5710 | 5.5740 | 5.5769 | 5.5799 |
| 72   | 5.5828 | 5.5858 | 5.5888 | 5.5918 | 5.5948 | 5.5978 | 5.6008 | 5.6038 | 5.6068 | 5.6098 |
| 73   | 5.6128 | 5.6158 | 5.6189 | 5.6219 | 5.6250 | 5.6280 | 5.6311 | 5.6341 | 5.6372 | 5.6403 |
| 74   | 5.6433 | 5.6464 | 5.6495 | 5.6526 | 5.6557 | 5.6588 | 5.6620 | 5.6651 | 5.6682 | 5.6713 |
| 75   | 5.6745 | 5.6776 | 5.6808 | 5.6840 | 5.6871 | 5.6903 | 5.6935 | 5.6967 | 5.6999 | 5.7031 |
| 76   | 5.7063 | 5.7095 | 5.7128 | 5.7160 | 5.7192 | 5.7225 | 5.7257 | 5.7290 | 5.7323 | 5.7356 |
| 77   | 5.7388 | 5.7421 | 5.7454 | 5.7488 | 5.7521 | 5.7554 | 5.7588 | 5.7621 | 5.7655 | 5.7688 |
| 78   | 5.7722 | 5.7756 | 5.7790 | 5.7824 | 5.7858 | 5.7892 | 5.7926 | 5.7961 | 5.7995 | 5.8030 |
| 79   | 5.8064 | 5.8099 | 5.8134 | 5.8169 | 5.8204 | 5.8239 | 5.8274 | 5.8310 | 5.8345 | 5.8381 |
| 80   | 5.8416 | 5.8452 | 5.8488 | 5.8524 | 5.8560 | 5.8596 | 5.8633 | 5.8669 | 5.8705 | 5.8742 |
| 81   | 5.8779 | 5.8816 | 5.8853 | 5.8890 | 5.8927 | 5.8965 | 5.9002 | 5.9040 | 5.9078 | 5.9116 |
| 82   | 5.9154 | 5.9192 | 5.9230 | 5.9268 | 5.9307 | 5.9346 | 5.9385 | 5.9424 | 5.9463 | 5.9502 |
| 83   | 5.9542 | 5.9581 | 5.9621 | 5.9661 | 5.9701 | 5.9741 | 5.9782 | 5.9822 | 5.9863 | 5.9904 |
| 84   | 5.9945 | 5.9986 | 6.0027 | 6.0069 | 6.0110 | 6.0152 | 6.0194 | 6.0237 | 6.0279 | 6.0322 |
| 85   | 6.0364 | 6.0407 | 6.0450 | 6.0494 | 6.0537 | 6.0581 | 6.0625 | 6.0669 | 6.0714 | 6.0758 |
| 86   | 6.0803 | 6.0848 | 6.0893 | 6.0939 | 6.0985 | 6.1031 | 6.1077 | 6.1123 | 6.1170 | 6.1217 |
| 87   | 6.1264 | 6.1311 | 6.1359 | 6.1407 | 6.1455 | 6.1503 | 6.1552 | 6.1601 | 6.1650 | 6.1700 |
| 88   | 6.1750 | 6.1800 | 6.1850 | 6.1901 | 6.1952 | 6.2004 | 6.2055 | 6.2107 | 6.2160 | 6.2212 |
| 89   | 6.2265 | 6.2319 | 6.2372 | 6.2426 | 6.2481 | 6.2536 | 6.2591 | 6.2646 | 6.2702 | 6.2759 |
| 90   | 6.2816 | 6.2873 | 6.2930 | 6.2988 | 6.3047 | 6.3106 | 6.3165 | 6.3225 | 6.3285 | 6.3346 |
| 91   | 6.3408 | 6.3469 | 6.3532 | 6.3595 | 6.3658 | 6.3722 | 6.3787 | 6.3852 | 6.3917 | 6.3984 |
| 92   | 6.4051 | 6.4118 | 6.4187 | 6.4255 | 6.4325 | 6.4395 | 6.4466 | 6.4538 | 6.4611 | 6.4684 |
| 93   | 6.4758 | 6.4833 | 6.4909 | 6.4985 | 6.5063 | 6.5141 | 6.5220 | 6.5301 | 6.5382 | 6.5464 |
| 94   | 6.5548 | 6.5632 | 6.5718 | 6.5805 | 6.5893 | 6.5982 | 6.6072 | 6.6164 | 6.6258 | 6.6352 |
| 95   | 6.6449 | 6.6546 | 6.6646 | 6.6747 | 6.6849 | 6.6954 | 6.7060 | 6.7169 | 6.7279 | 6.7392 |
| 96   | 6.7507 | 6.7624 | 6.7744 | 6.7866 | 6.7991 | 6.8119 | 6.8250 | 6.8384 | 6.8522 | 6.8663 |
| 97   | 6.8808 | 6.8957 | 6.9110 | 6.9268 | 6.9431 | 6.9600 | 6.9774 | 6.9954 | 7.0141 | 7.0335 |
|      | 0.00   | 0.01   | 0.02   | 0.03   | 0.04   | 0.05   | 0.06   | 0.07   | 0.08   | 0.09   |
| 98.0 | 7.0537 | 7.0558 | 7.0579 | 7.0600 | 7.0621 | 7.0642 | 7.0663 | 7.0684 | 7.0706 | 7.0727 |
| 98.1 | 7.0749 | 7.0770 | 7.0792 | 7.0814 | 7.0836 | 7.0858 | 7.0880 | 7.0902 | 7.0924 | 7.0947 |
| 98.2 | 7.0969 | 7.0992 | 7.1015 | 7.1038 | 7.1060 | 7.1084 | 7.1107 | 7.1130 | 7.1154 | 7.1177 |
| 98.3 | 7.1201 | 7.1224 | 7.1248 | 7.1272 | 7.1297 | 7.1321 | 7.1345 | 7.1370 | 7.1394 | 7.1419 |
| 98.4 | 7.1444 | 7.1469 | 7.1494 | 7.1520 | 7.1545 | 7.1571 | 7.1596 | 7.1622 | 7.1648 | 7.1675 |
| 98.5 | 7.1701 | 7.1727 | 7.1754 | 7.1781 | 7.1808 | 7.1835 | 7.1862 | 7.1890 | 7.1917 | 7.1945 |
| 98.6 | 7.1973 | 7.2001 | 7.2029 | 7.2058 | 7.2086 | 7.2115 | 7.2144 | 7.2173 | 7.2203 | 7.2232 |
| 98.7 | 7.2262 | 7.2292 | 7.2322 | 7.2353 | 7.2383 | 7.2414 | 7.2445 | 7.2476 | 7.2508 | 7.2539 |
| 98.8 | 7.2571 | 7.2603 | 7.2636 | 7.2668 | 7.2701 | 7.2734 | 7.2768 | 7.2801 | 7.2835 | 7.2869 |
| 98.9 | 7.2904 | 7.2938 | 7.2973 | 7.3009 | 7.3044 | 7.3080 | 7.3116 | 7.3152 | 7.3189 | 7.3226 |
| 99.0 | 7.3263 | 7.3301 | 7.3339 | 7.3378 | 7.3416 | 7.3455 | 7.3495 | 7.3535 | 7.3575 | 7.3615 |
| 99.1 | 7.3656 | 7.3698 | 7.3739 | 7.3781 | 7.3824 | 7.3867 | 7.3911 | 7.3954 | 7.3999 | 7.4044 |
| 99.2 | 7.4089 | 7.4135 | 7.4181 | 7.4228 | 7.4276 | 7.4324 | 7.4372 | 7.4422 | 7.4471 | 7.4522 |
| 99.3 | 7.4573 | 7.4624 | 7.4677 | 7.4730 | 7.4783 | 7.4838 | 7.4893 | 7.4949 | 7.5005 | 7.5063 |
| 99.4 | 7.5121 | 7.5181 | 7.5241 | 7.5302 | 7.5364 | 7.5427 | 7.5491 | 7.5556 | 7.5622 | 7.5690 |
| 99.5 | 7.5758 | 7.5828 | 7.5899 | 7.5972 | 7.6045 | 7.6121 | 7.6197 | 7.6276 | 7.6356 | 7.6437 |
| 99.6 | 7.6521 | 7.6606 | 7.6693 | 7.6783 | 7.6874 | 7.6968 | 7.7065 | 7.7164 | 7.7265 | 7.7370 |
| 99.7 | 7.7478 | 7.7580 | 7.7703 | 7.7821 | 7.7944 | 7.8070 | 7.8202 | 7.8338 | 7.8480 | 7.8627 |
| 99.8 | 7.8782 | 7.8943 | 7.9112 | 7.9291 | 7.9478 | 7.9677 | 7.9880 | 8.0114 | 8.1357 | 8.0618 |
| 99.9 | 8.0902 | 8.1214 | 8.1559 | 8.1947 | 8.2389 | 8.2905 | 8.3528 | 8.4316 | 8.5401 | 8.7190 |

附表 II. 「補正プロビット」及び「重み」の算定に必要な恒数表 (Bliss, 1938 より)

| Y   | Y+Q/Z | 1/Z     | Y-P/Z | Z <sup>2</sup> /PQ | Y+Q/Z | 1/Z     | Y-P/Z | Y   |
|-----|-------|---------|-------|--------------------|-------|---------|-------|-----|
| 5.0 | 6.253 | 2.507   | 3.747 | .6366              | 6.253 | 2.507   | 3.747 | 5.0 |
| 5.1 | 6.259 | 2.519   | 3.740 | .6343              | 6.260 | 2.519   | 3.741 | 4.9 |
| 5.2 | 6.276 | 2.557   | 3.719 | .6274              | 6.281 | 2.557   | 3.724 | 4.8 |
| 5.3 | 6.302 | 2.622   | 3.680 | .6161              | 6.320 | 2.622   | 3.698 | 4.7 |
| 5.4 | 6.336 | 2.715   | 3.620 | .6005              | 6.380 | 2.715   | 3.664 | 4.6 |
| 5.5 | 6.376 | 2.840   | 3.536 | .5810              | 6.464 | 2.840   | 3.624 | 4.5 |
| 5.6 | 6.423 | 3.001   | 3.422 | .5579              | 6.578 | 3.001   | 3.577 | 4.4 |
| 5.7 | 6.475 | 3.203   | 3.272 | .5316              | 6.728 | 3.203   | 3.525 | 4.3 |
| 5.8 | 6.531 | 3.452   | 3.079 | .5026              | 6.921 | 3.452   | 3.469 | 4.2 |
| 5.9 | 6.592 | 3.758   | 2.834 | .4714              | 7.166 | 3.758   | 3.408 | 4.1 |
| 6.0 | 6.656 | 4.133   | 2.523 | .4386              | 7.477 | 4.133   | 3.344 | 4.0 |
| 6.1 | 6.723 | 4.590   | 2.132 | .4047              | 7.867 | 4.590   | 3.277 | 3.9 |
| 6.2 | 6.793 | 5.150   | 1.643 | .3703              | 8.357 | 5.150   | 3.207 | 3.8 |
| 6.3 | 6.865 | 5.835   | 1.030 | .3359              | 8.970 | 5.835   | 3.135 | 3.7 |
| 6.4 | 6.939 | 6.679   | 0.261 | .3020              | 9.739 | 6.679   | 3.061 | 3.6 |
| 6.5 | 7.016 | 7.721   | —     | .2691              | —     | 7.721   | 2.984 | 3.5 |
| 6.6 | 7.094 | 9.015   | —     | .2375              | —     | 9.015   | 2.906 | 3.4 |
| 6.7 | 7.174 | 10.633  | —     | .2077              | —     | 10.633  | 2.826 | 3.3 |
| 6.8 | 7.255 | 12.666  | —     | .1790              | —     | 12.666  | 2.745 | 3.2 |
| 6.9 | 7.338 | 15.340  | —     | .1544              | —     | 15.340  | 2.662 | 3.1 |
| 7.0 | 7.421 | 18.522  | —     | .1311              | —     | 18.522  | 2.579 | 3.0 |
| 7.1 | 7.506 | 22.736  | —     | .1103              | —     | 22.736  | 2.494 | 2.9 |
| 7.2 | 7.592 | 28.189  | —     | .0918              | —     | 28.189  | 2.408 | 2.8 |
| 7.3 | 7.679 | 35.302  | —     | .0756              | —     | 35.302  | 2.321 | 2.7 |
| 7.4 | 7.766 | 44.654  | —     | .0617              | —     | 44.654  | 2.234 | 2.6 |
| 7.5 | 7.854 | 57.05   | —     | .0498              | —     | 57.05   | 2.146 | 2.5 |
| 7.6 | 7.943 | 73.62   | —     | .0398              | —     | 73.62   | 2.057 | 2.4 |
| 7.7 | 8.033 | 95.96   | —     | .0314              | —     | 95.96   | 1.967 | 2.3 |
| 7.8 | 8.123 | 126.34  | —     | .0246              | —     | 126.34  | 1.877 | 2.2 |
| 7.9 | 8.213 | 168.00  | —     | .0190              | —     | 168.00  | 1.787 | 2.1 |
| 8.0 | 8.305 | 225.6   | —     | .0146              | —     | 225.6   | 1.695 | 2.0 |
| 8.1 | 8.396 | 306.1   | —     | .0110              | —     | 306.1   | 1.604 | 1.9 |
| 8.2 | 8.488 | 419.4   | —     | .0083              | —     | 419.4   | 1.512 | 1.8 |
| 8.3 | 8.581 | 580.5   | —     | .0061              | —     | 580.5   | 1.419 | 1.7 |
| 8.4 | 8.673 | 811.5   | —     | .0045              | —     | 811.5   | 1.327 | 1.6 |
| 8.5 | 8.767 | 1145.9  | —     | .0033              | —     | 1145.9  | 1.233 | 1.5 |
| 8.6 | 8.860 | 1634.3  | —     | .0024              | —     | 1634.3  | 1.140 | 1.4 |
| 8.7 | 8.954 | 2354.0  | —     | .0017              | —     | 2354.0  | 1.046 | 1.3 |
| 8.8 | 9.048 | 3425.8  | —     | .0012              | —     | 3425.8  | 0.952 | 1.2 |
| 8.9 | 9.142 | 5032.7  | —     | .0008              | —     | 5032.7  | 0.858 | 1.1 |
| 9.0 | 9.237 | 7473.8  | —     | .0006              | —     | 7473.8  | 0.763 | 1.0 |
| 9.1 | 9.332 | 11198.2 | —     | .0004              | —     | 11198.2 | 0.668 | .9  |
| 9.2 | 9.426 | 16977.9 | —     | .0003              | —     | 16977.9 | 0.574 | .8  |
| 9.3 | 9.521 | 25974.0 | —     | .0002              | —     | 25974.0 | 0.479 | .7  |
| 9.4 | 9.617 | 40160.6 | —     | .0001              | —     | 40160.6 | 0.383 | .6  |
| 9.5 | 9.706 | 62500.0 | —     | .0001              | —     | 62500.0 | 0.294 | .5  |

附表 III.  $P_r=0.05$ のときの自由度( $n$ )と $\chi^2$ の値

| $n$ | $\chi^2$ | $n$ | $\chi^2$ | $n$ | $\chi^2$ |
|-----|----------|-----|----------|-----|----------|
| 1   | 3.841    | 11  | 19.675   | 21  | 32.671   |
| 2   | 5.991    | 12  | 21.026   | 22  | 33.924   |
| 3   | 7.815    | 13  | 22.362   | 23  | 35.172   |
| 4   | 9.488    | 14  | 23.685   | 24  | 36.415   |
| 5   | 11.070   | 15  | 24.996   | 25  | 37.652   |
| 6   | 12.592   | 16  | 26.296   | 26  | 38.885   |
| 7   | 14.067   | 17  | 27.587   | 27  | 40.113   |
| 8   | 15.507   | 18  | 28.869   | 28  | 41.337   |
| 9   | 16.919   | 19  | 30.144   | 29  | 42.557   |
| 10  | 18.307   | 20  | 31.410   | 30  | 43.773   |

附表 IV.  $P_r=0.05$ のときの自由度( $n$ )と $t$ の値

| $n$ | $t$    | $n$ | $t$   | $n$ | $t$   |
|-----|--------|-----|-------|-----|-------|
| 1   | 12.706 | 11  | 2.201 | 21  | 2.080 |
| 2   | 4.303  | 12  | 2.179 | 22  | 2.074 |
| 3   | 3.182  | 13  | 2.160 | 23  | 2.069 |
| 4   | 2.776  | 14  | 2.145 | 24  | 2.064 |
| 5   | 2.571  | 15  | 2.131 | 25  | 2.060 |
| 6   | 2.447  | 16  | 2.120 | 26  | 2.056 |
| 7   | 2.365  | 17  | 2.110 | 27  | 2.052 |
| 8   | 2.306  | 18  | 2.101 | 28  | 2.048 |
| 9   | 2.262  | 19  | 2.093 | 29  | 2.045 |
| 10  | 2.228  | 20  | 2.086 | 30  | 2.042 |