

通信機器の信頼性(その1)

—劣化パターンの測定—

Reliability on Communication Equipments

—Estimation of Reliability Function

菅 野 文 友*
Ayatomo Kanno

内 容 梗 概

近年信頼性の問題が各方面で注目され、その具体的な数字を用いて日常諸種の論議が行なわれるようになっている。その場合、信頼性に関する数値としていろいろなものが平行して使用され、それら相互の換算比較が即時容易に行なわれることが要望されている。

たとえば、もっとも簡単な安定期の状態、すなわち指数分布則適用の場合にあってさえも、瞬時故障率と信頼度との関係が直線的でないため、即時の相互転換理解は容易でないのが普通である。

またさらに一般的な Weibull 分布の場合にあっては、形状パラメータと尺度パラメータとが確率紙上で求められたとしても、その値によって同一ロットの所定残存率に対応する保証時間あるいは動作回数などを即座に算定することは、はなはだ困難である。

こういった点にかんがみ、信頼性に関するいくつかの手軽な計算図表を作成し日常業務に活用しているので、その中から劣化パターンの測定に関連したものをいくつか集録記載する。

1. 緒 言

信頼度および保守度の検討の際には、その対象となるべき機器あるいは部品などの劣化状態が大きな問題となる。すなわち、その対象についての時間的劣化に対する確率密度関数が寿命特性経過の各期間(初期不良期、安定期および老朽期)のいずれに該当するものであるかにより、所定の信頼性を保証する時間あるいはその有意水準の推定が大きく左右され、さらに保守点検の方式もまたこの時間的劣化状態のいかんによって大部分が決定されることになる。すなわち、その対象物が初期不良期にあるならば、使用すればするほどますます故障となる割合が減少してくるから、十分のエイジングあるいは「ならし」「なじみ」を経たのちに使用することが望ましい。また安定期にある場合には、故障となる割合はまったく偶発的であってそれまでの時間的経過には無関係であり、その意味では予防保全は意味をなさない。

さらに対象として考えているものの劣化状態が老朽期の様相を示すときには、その時期の始まる直前に一斉取替などの予防保全対策を講ずることにより、それまでの安定期をさらに延長して長寿命化を図ることが可能となるから、その意味からは劣化パターンでの老朽期の開始時間が明確で、急峻(きゅうしゅん)に立ちあがっていることが望ましい。すなわち、この老朽期は一般に正規分布で近似されるから、なるべく変動係数の小さな分布を形成していることが予防保全の立場からは好ましいことになる。

次に、周囲条件など各種のストレスに変化を与えた際における劣化特性変化の様相により、全体の機器あるいはシステムの信頼度や保守度が決定的な影響を受けることは論をまたない。換言すれば、所定の信頼度あるいは保守度は、時間の関数であると同時に常にあるストレス条件を規定して後にはじめてその意味を保ち得るものである。この各種のストレス条件については、必ずしも線形な相加則を適用し得るものだけではなく、少しくストレス範囲を広げれば直ちに非直線的な寄与状態を示すものが数多いのが普通である。さらにそれぞれのストレス条件については独立性を保有しているものはあまり多くなく、交互作用の様相が明確に察知あるいは懸念される

こともしばしばである。

このように、劣化パターンが信頼度および保守度などの評価基準のうえにもたらす影響は非常に大きいものであり、従来も寿命試験あるいは保証試験など諸種の試験が行なわれてきている。これら既存のデータを活用してその劣化パターンを追及しかつそれにより寿命値を推定するに際し、近年実用化を行なって適用した手法を例示する。

なお「その2」以降において逐次、通信機器における信頼度、保守度および稼働率の実際についての調査研究結果を報告する予定である。

2. Weibull 確率紙およびそれに関連した諸図表の設定

2.1 沿 革

最近までは、諸種の部品の寿命値を推定するにあたって、その分布形としてほとんどの場合指数関数を仮定した計算が多いが、その一般的妥当性については多くの疑問がある。たとえば、指数関数ではいくら使用しても寿命の各時点における将来の平均寿命が常に一定であるということになるが、これは寿命についての一般的技術常識からみてもおかしい場合がある。劣化パターンの問題についてはその寿命の終わる物理的原因によってそれぞれ固有の分布をもつはずであるが、そのどの時点においても同じ確率で不良になるという場合が指数分布に相当する。したがって偶発的原因によってのみ寿命が支配されるならばこの分布は適用される。すなわち、安定期にある状態に対しては正しく適合することになるが、現実のものでは必ずしも安定期にあるものが大部分を占めているわけではなく、常にこの指数関数をあらゆる劣化パターンに対して無理にあてはめようとすると推定の誤差が大きくなり、ある信頼度を保証しようとする場合、必要以上の余裕が要求されることになりかねない。これに対してもう一つ使用されてきたのは、正規分布または対数正規分布である。この分布は、たとえば電球のタングステン線の消耗などのように、なにかある最初の物理量がしだいに消耗していったこの寿命が終わるような現象にうまく当てはまることが多いので、いくつかの研究がなされており、その推定のための数表もすでに少なから

* 日立製作所戸塚工場

ず発表されている。

これらに対して劣化パターンをさらに一般的に取り扱うために、最初スエーデンの W. Weibull 教授によって提案された一つの分布形があり、これは直ちにアメリカで注目された。この Weibull 分布による推定についての簡単な発表としては、コーネル大学の J. H. Kao によって 1958 年 3 月のニューヨークにおける ASQC 大会で行なわれたものがある。

この Weibull 分布には二つのパラメータがあり、その一つを尺度パラメータと称し、他の一つを形状パラメータという。この形状パラメータは常に正の値をとり、その値が大約 1 に等しいときには指数形すなわち安定期を意味し、また 1 よりも小さいときには不良率逓減形あるいは初期不良形となり、さらに 2 以上の値をとるならば正規分布すなわち老朽期に対応するというような確率密度関数を有している。そして形状パラメータが 1 に等しいときの尺度パラメータの値が指数分布則における平均故障間隔 (MTTF または MTBF) となる。

以下では、Weibull 分布のパラメータおよび寿命の推定法として、Weibull 確率紙および寿命推定用計算図表を用いた、図式による手法を説明する。

2.2 Weibull 確率紙による母数と許容限界の推定法

(1) 母数 (m, x_0) の推定

変数(供試時間、試験回数など)を x とし、その累積分布関数を F とすれば、Weibull 確率則は

$$F(x) = 1 - \exp \left\{ -\frac{x^m}{x_0} \right\} \dots\dots\dots (1)$$

として示される。すなわち信頼度関数は

$$R(x) = \exp \left\{ -x^m/x_0 \right\} \dots\dots\dots (2)$$

である。この場合、 x_0 を尺度 (スケール) パラメータと称し、 m を形状 (シェープ) パラメータという。

ときには

$$R(x) = \exp \{ -(x/x_0)^m \} \dots\dots\dots (3)$$

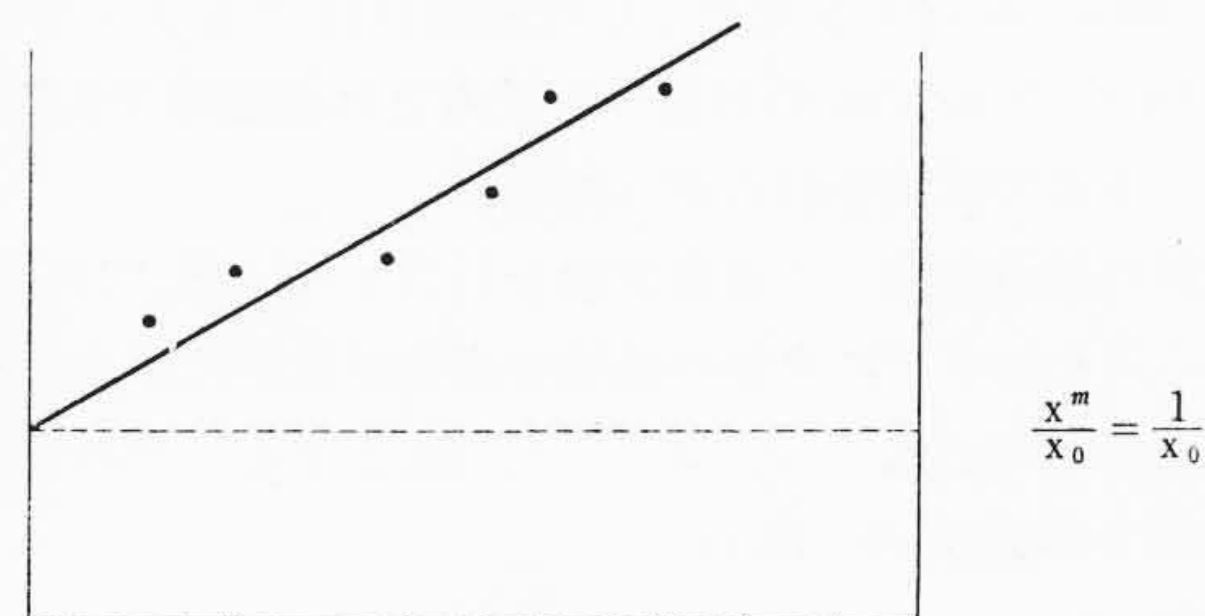
として示す場合もある。(2)式のときにはパラメータの推定に便利であり、また(3)式のときには m の値いかにかわらず x_0 は常に信頼度 36.7% を与える時点を示す。

ここで使用する Weibull 確率紙は、その縦軸(左側)が $F(x)$ 、横軸(上側)が変数 x で目盛っている。その間隔は縦軸(左側)が $\ln [-\ln R(x)]$ であり、横軸(下側)が $\ln x$ にとってあるから、Weibull 分布則に従っているデータをこの確率紙上に打点連結すれば直線になる。さらに縦軸(右側)にある 2 組の目盛りはそれぞれ x^m/x_0 および $\ln(x^m/x_0)$ に対応するものであって、いずれも以下に記述するようにして各パラメータの推定に使用される。

与えられたデータをこの確率紙上に打点記録する方法は、普通の正規確率紙、あるいは対数正規確率紙の場合と同様であり、故障(障害)数の累積百分率をとりそれを打点すればよい。

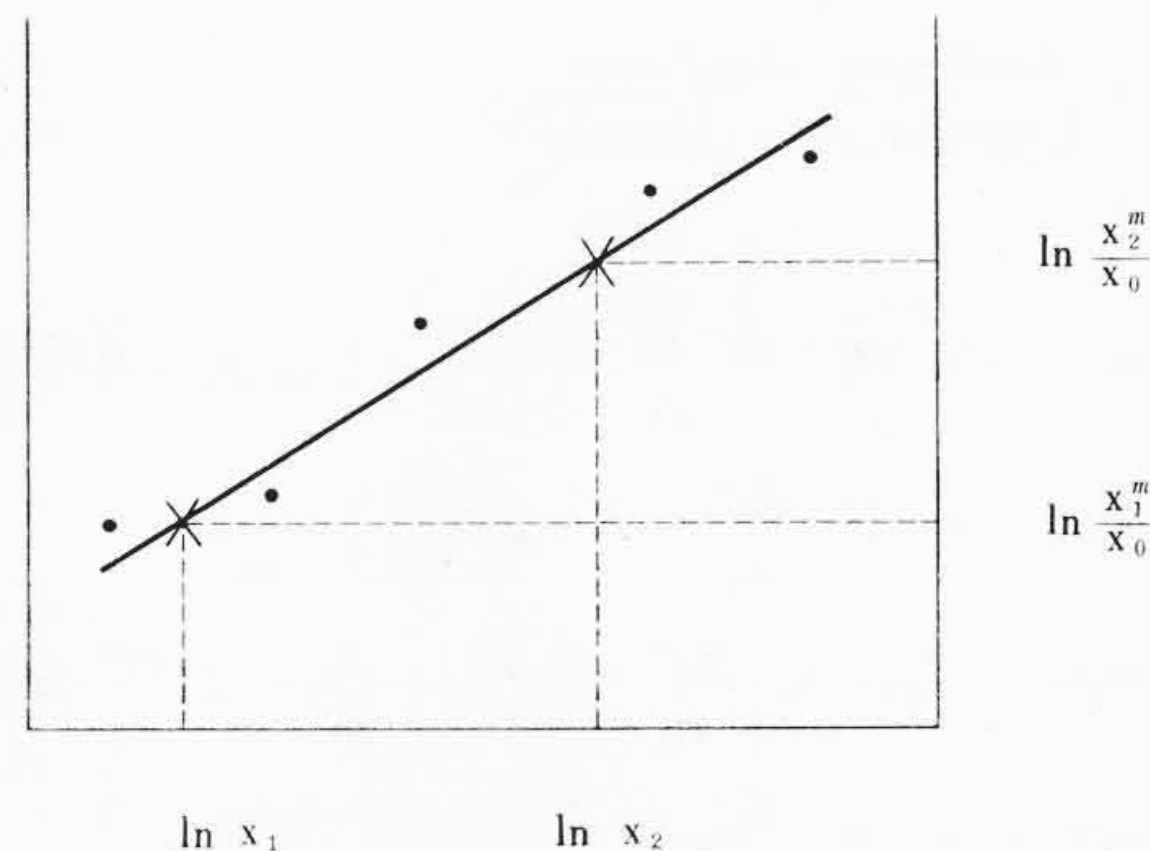
次にこのようにして打点した点に目測で直線をあてはめ、横軸(下側)の $x=1$ に対応する当該直線上の点に対する x^m/x_0 (右方の目盛り) の値を読みとると、その逆数がいわゆる尺度パラメータ x_0 の推定値である。($m=1$ のときにはこの $x=1$ のときの x^m/x_0 の値そのものが瞬時故障率となる)。すなわち第 1 図のようになる。

次に、このあてはめた直線上の任意の 2 点 (なるべく離れたほうが推定の誤りが小さくなる場合が多い) をとり、この 2 点に対する横軸(下側)の $\ln x$ 、縦軸(右側)の $\ln(x^m/x_0)$ (右方の目盛り) をそれぞれ読みとると、次の(4)式により形状パラメータ m の推定値が求められる。



$x=1$

第 1 図 x_0 の 推 定



第 2 図 m の 推 定

$$m = \frac{\ln(x_1^m/x_0) - \ln(x_2^m/x_0)}{\ln x_1 - \ln x_2} \dots\dots\dots (4)$$

すなわち第 2 図のようにしてこの直線の傾斜つまり方向係数を求めればよい。

次にこのようにして求めた x_0 および m の値を、下記の手順に従って修正する。ただし實際上多くの事例についての経験からすれば、この修正値ともとの値との差異はあまり大きくないのが普通である。

(a) 全標本(試料)の寿命がつきるまで試験をした場合

修正値は

$$\hat{m} = .n + \alpha$$

$$\hat{x}_0 = x_0 + \beta$$

として示される。ここで α および β はそれぞれ次式で示される値をとる(最尤推定法によって得られる)。

$$\alpha = \frac{-LmLx_0x_0 + Lx_0Lmx_0}{LmmLx_0x_0 - (Lmx_0)^2}$$

$$\beta = \frac{LmLx_0m - Lx_0Lmm}{LmmLx_0x_0 - (Lmx_0)^2}$$

ただし

$$Lm = \frac{n}{m} + \frac{\sum \ln x_i}{x_0}$$

$$Lmm = \frac{n}{m^2} - \frac{\sum x_i^m (\ln x_i)^2}{x_0}$$

$$Lmx_0 = \frac{\sum x_i (\ln x_i)}{x_0^2}$$

$$Lx_0 = -\frac{n}{x_0} + \frac{\sum x_i^m}{x_0^2}$$

$$Lx_0m = \frac{\sum x_i^m \ln x_i}{x_0^3}$$

$$Lx_0x_0 = \frac{n}{x_0^2} - \frac{2 \sum x_i^m}{x_0^3}$$

ここで $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n$ は寿命値(たとえば時間、月)でありまた n は標本の大きさである。式中の $\sum \ln x_i$ 、 $\sum x_i^m/x_0$ 、

$\sum x_i^m \ln x_i/x_0$ などを求めるには直接計算でもよいが、確率紙上の $\ln x_i$ や x_i^m/x_0 の目盛りを読みとれば簡単である。

(b) 途中で試験を打ち切った場合

n 個の試料を用いて寿命試験を行ない $x=Z_0$ で打ち切ったときに、それまでに k 個の品物の寿命が尽きた場合のそれぞれの寿命値を $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_k$ とする。そのときの m , x_0 の修正推定値 $\hat{m}$, $\hat{x}_0$ は

$$\hat{m}=m+\alpha$$

$$\hat{x}_0=x_0+\beta$$

である。ここで α および β の値はそれぞれ次式で示される。

$$\alpha=\frac{-LmLx_0x_0+Lx_0Lmx_0}{LmmLx_0x_0-(Lmx_0)^2}$$

$$\beta=\frac{LmLx_0m-Lx_0Lmm}{LmmLx_0x_0-(Lmx_0)^2}$$

ただし

$$Lm=-(n-K)\frac{Z_0^m\ln Z_0}{x_0}+\frac{K}{m}+\sum\ln x_i-\frac{\sum x_i^m\ln x_i}{x_0}$$

$$Lx_0=\left[(n-K)\frac{Z_0^m}{x_0}-K+\sum\frac{x_i^m}{x_0}\right]\times\frac{1}{x_0}$$

$$Lmm=-(n-K)\frac{Z_0^m}{x_0}(\ln Z_0)^2-\frac{K}{m^2}-\sum\frac{x_i^m}{x_0}(\ln x_i)^2$$

$$Lmx_0=(n-K)\frac{Z_0^m}{x_0}\frac{\ln Z_0}{x_0}+\sum\frac{x_i^m}{x_0}\ln x_i\cdot\frac{1}{x_0^2}$$

$$Lx_0x_0=\left[-2(n-K)\frac{Z_0^m}{x_0}+K-2\sum\frac{x_i^m}{x_0}\right]\frac{1}{x_0^2}$$

この場合も $\sum \ln x_i$, $\sum x_i^m/x_0$ や $\sum x_i^m \ln x_i/x_0$ などの値としては直接に計算してもよいが、Weibull 確率紙上の目盛りにおいてそれぞれ $\ln x_i$ や x_i^m/x_0 の値を読みとって使用すれば便利である。

(2) 所定残存率に対する許容限界の推定

以上述べたように、普通 Weibull 確率紙によって形状パラメータ m および尺度パラメータ x_0 を推定し、あるいはそれを補正してそれぞれ $\hat{m}$ および $\hat{x}_0$ とする。しかしこれだけでは単に分布形のパラメータがわかっただけであり、直接に寿命の値にはならない。その場合の所定残存率に対する許容限界を推定することが問題である。

このように、供試ロットと同一母集団に属するものの少なくとも所期の百分率すなわち $100(1-A)\%$ のものが所定の機能を満して良好に動作する時間、または動作数の限界を知ることが必要である。その値を g とすると、

$$A=1-\exp\left(-\frac{g^m}{x_0}\right)$$

ゆえに

$$x_0\cdot\ln(1-A)=-g^m$$

したがって

$$g=\left(x_0\cdot\ln\frac{1}{1-A}\right)^{\frac{1}{m}}$$

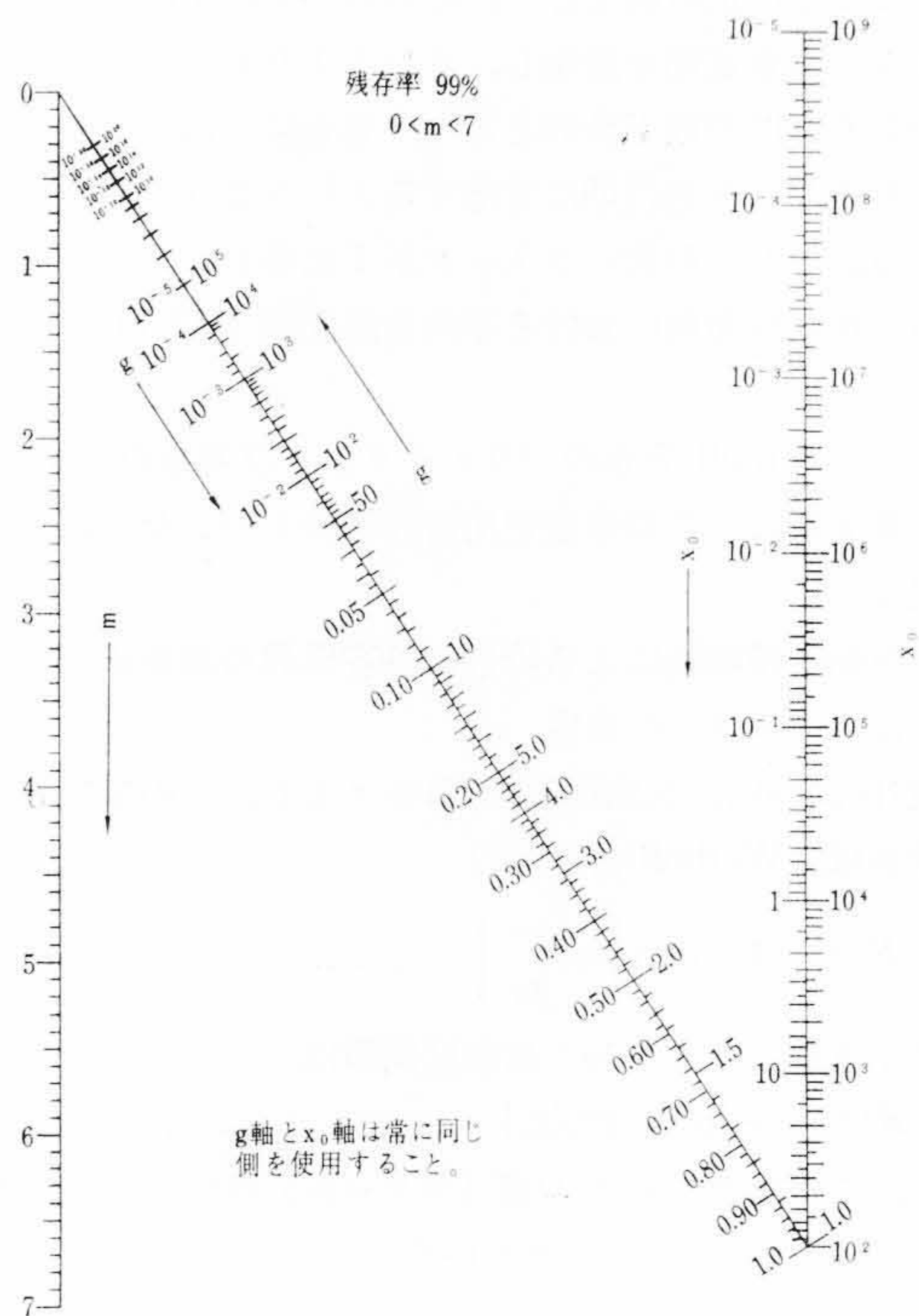
2.3 寿命推定用計算図表

さきの(2)項に述べたように、 m と x_0 が与えられたときに g を求める際には、ある乗積の m 乗根を計算するという操作が必要であり、この点現場で手軽に g の値を推定するにはいささか不便である。そこで常用の A の値に相当して g の計算図表を作成した。すなわち形状パラメータ m と常用の許容限界(残存率)の値に対応して、 g の計算図表を第1表のように構成した。その一部を第3図に示す。

この第1表の中で、 $0<m<2$ のものは初期不良期(不良率逡減期)および安定期に対して使用し、また $0<m<7$ のものは老朽期に対して利用すると便利である。

第 1 表 寿命推定計算図表類別表

	形 状 パ ラ メ ー タ	
	$0<m<2$	$0<m<7$
残 存 率	90 %	90 %
	95 %	95 %
	99 %	99 %
	99.5 %	99.5 %
	99.9 %	99.9 %



第 3 図 Weibull 分布寿命推定図表(その 1)の例

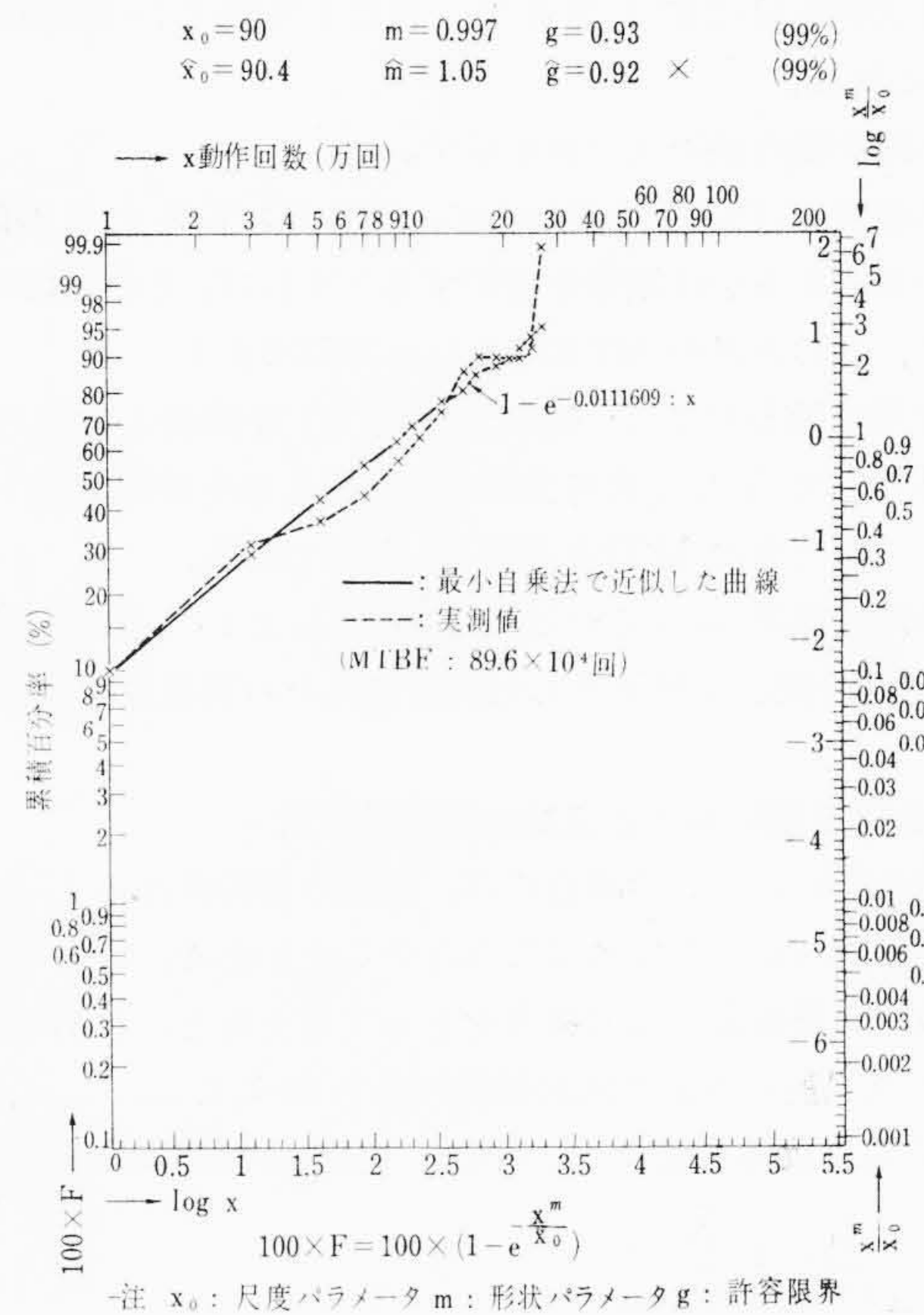
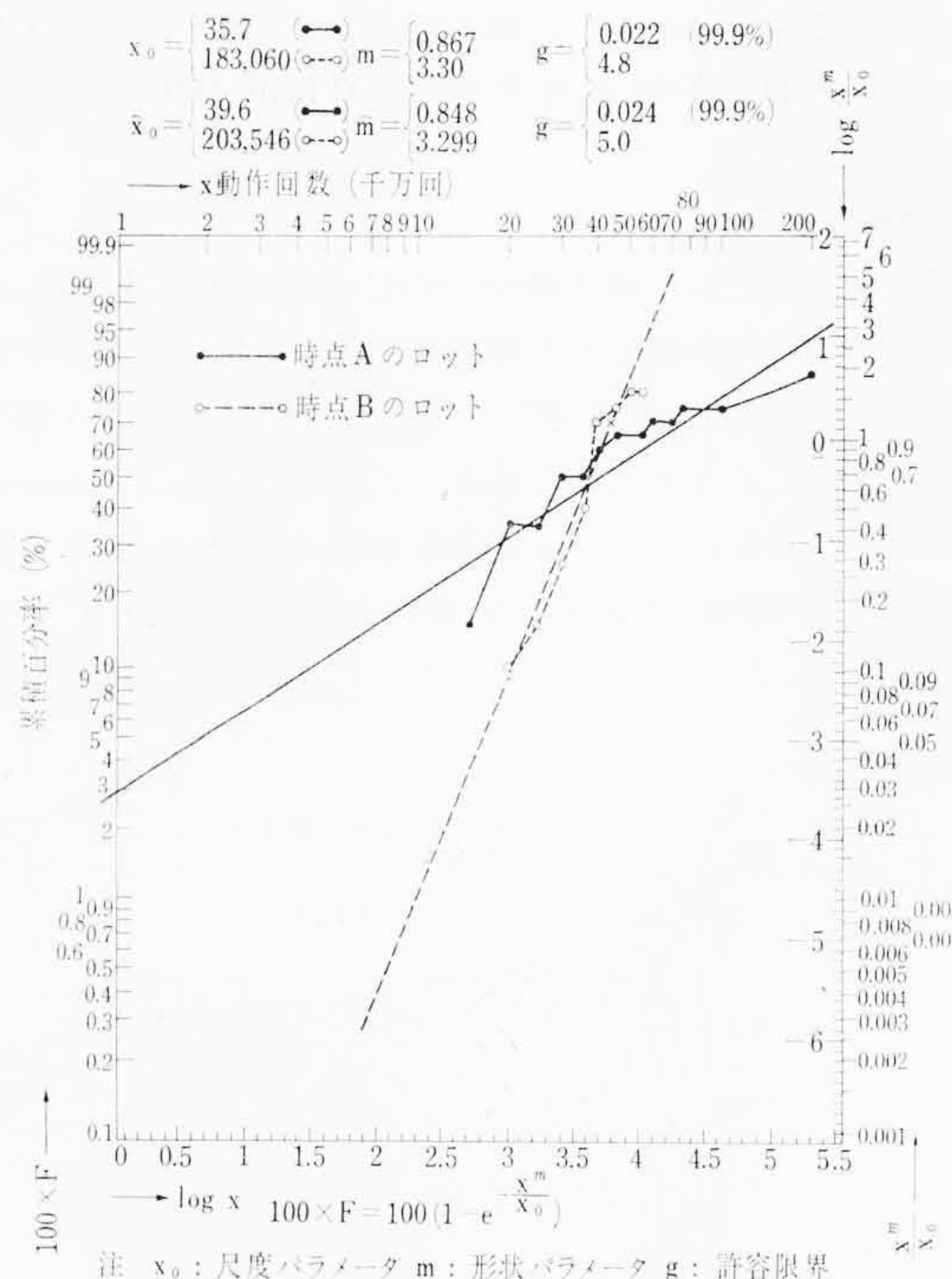
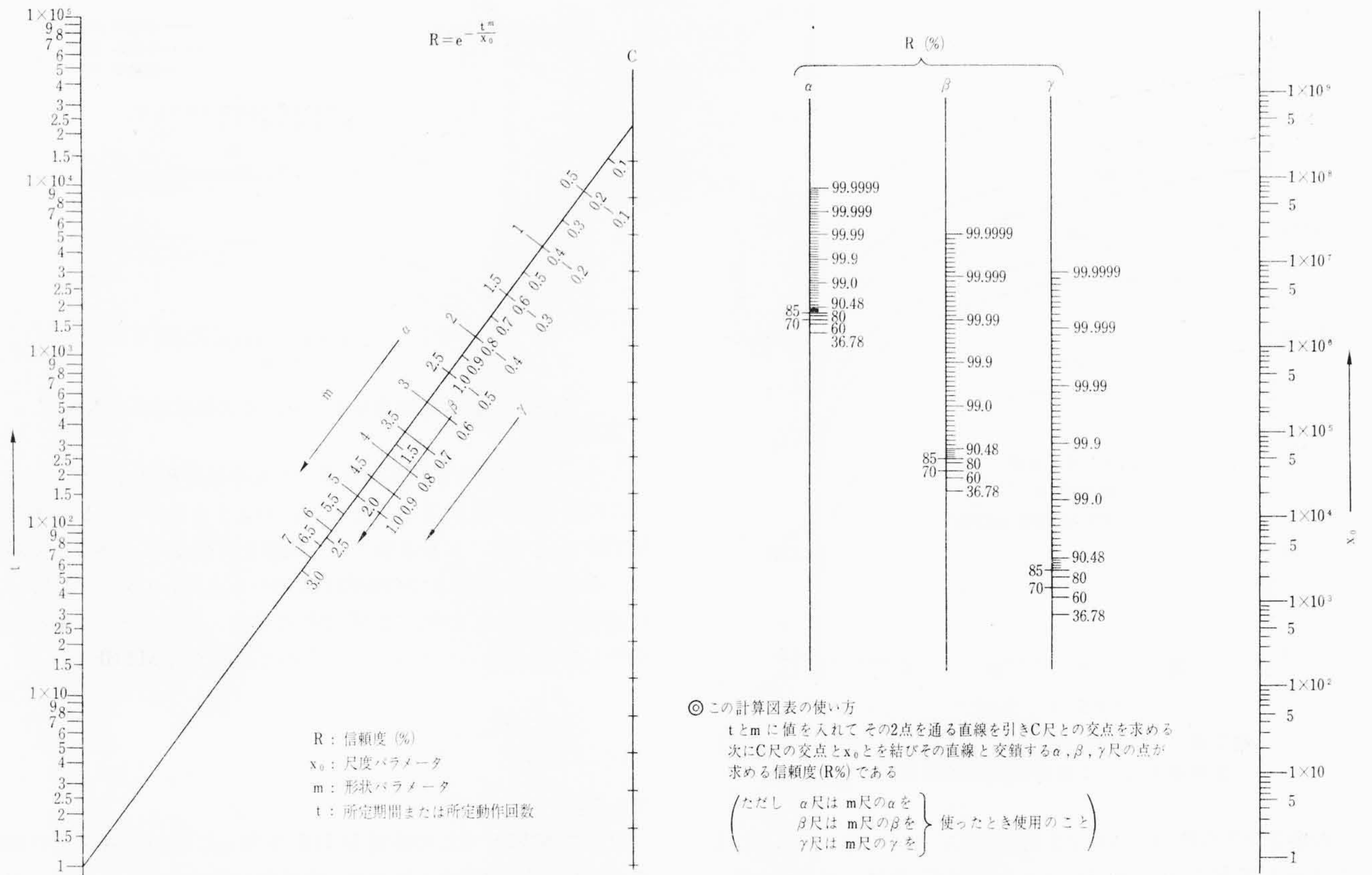
上記のものは、所定残存率つまり設定信頼度に対する限界値を推定する計算図表であるが、実際にはそのほかに、尺度パラメータとして x_0 , 形状パラメータとして m をもつものが、ある時間 t だけ使用されるとき信頼度を求めたいという場合もある。もちろんこの場合にも第1表に示した計算図表を補間的に使用してだいたいの見当はつけられるわけであるが、この問題に直接に応ずるためには第4図に示すものが便利である。

3. Weibull 分布による寿命推定の実例

Weibull 分布確率紙の適用はすでに随時各種のデータについて実施されているが、ここではある電磁継電器の製造ロットから規則的に一定期間ごとにとられている一連のデータ例について、その劣化パターンの変化状態を調べた結果を記す。

まず小形の電磁継電器の例をとると、標本の大きさ 20 個について、動作回数に対する故障件数という形で寿命試験成績が記録されている。その結果は第5図に示すとおりである。ただしパラメータ x_0 および m あるいは g_0 について、サーカムフレックス(Λ)を付しているものはさきの2.2項で述べた補正を実施した後のパラメータあるいはこれによる寿命推定値であり、それがついていないものはそれぞれの図から読みとったそのままのパラメータの値あるいはそれによる寿命推定値である。いずれも、補正前後の値がうまく合致していることが看取される。

A, B 両時点間には約1年間の差があるが、後の時点Bのロットについては、前の時点Aのロットでの故障がややランダム的に発生



し材料それ自体の摩耗に至らずして故障しているのに比較すると、明らかに摩耗的な不良発生を示しており、またその寿命も飛躍的に延びていることがわかる。

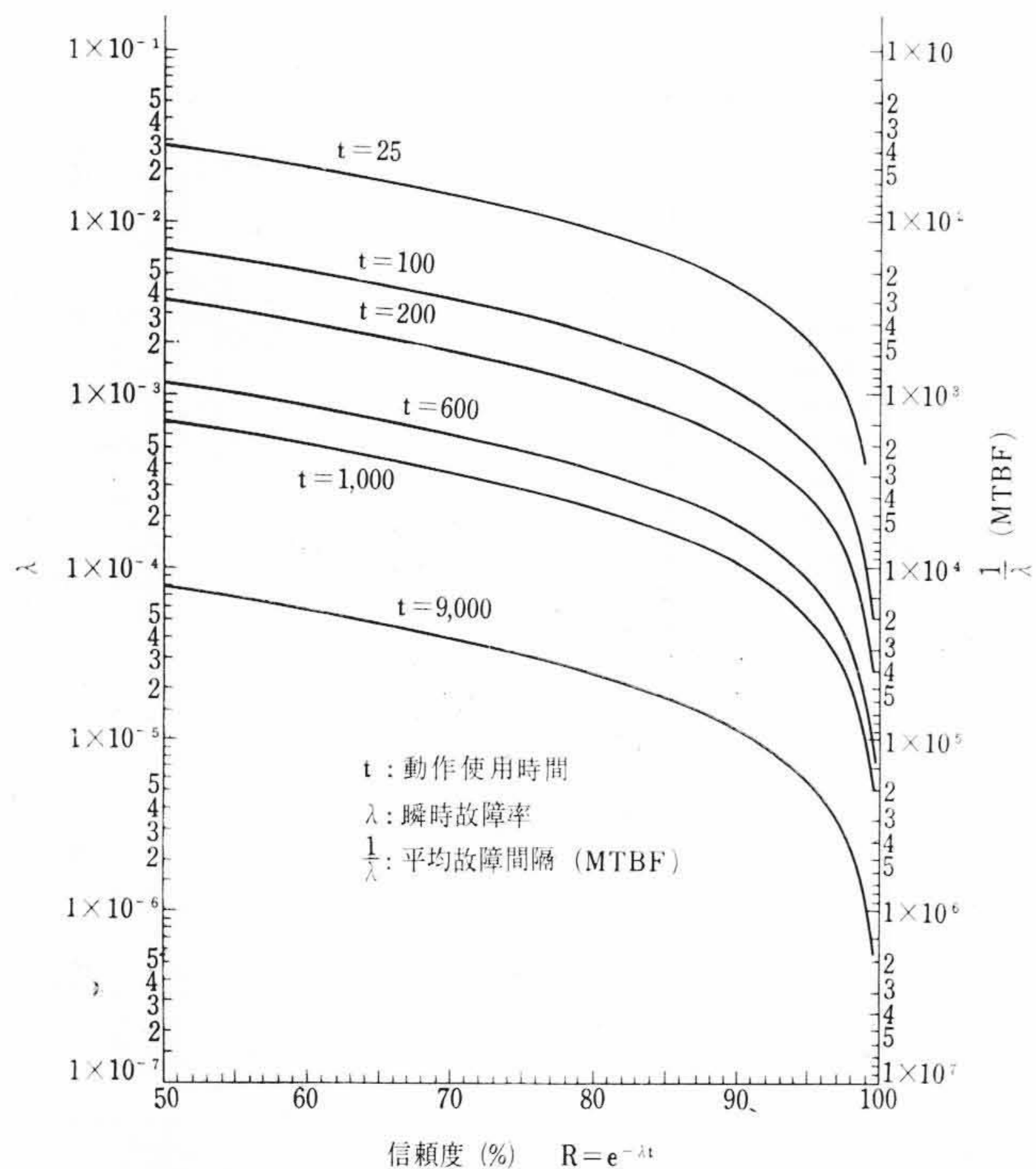
次に、もっと複雑な上昇回転形電磁継電器の場合をとってみると第6図に示すようになっており、このような複雑な機器の特長どおり、明らかに指数分布形の信頼度関数に従っていることがみられる。この例でも、パラメータ補正の意味がほとんどなく図上からの

推定値と補正值が非常にうまく一致していることが確認される。

4. 寿命安定期に対する諸図表

4.1 寿命安定期における信頼度と瞬時故障率あるいは平均故障間隔との関係

寿命安定期における信頼度 (R) と瞬時故障率 (λ) あるいは平均故障間隔 (MTBF) との関係は第7図に示すとおりである。



第7図 寿命安定期における信頼度と瞬時故障率あるいは故障間隔との関係

この場合使用時間(t)の単位を明示していないのは、図における λ , $1/\lambda$ および $R(t)$ に共通でありさえすれば、時間、日、週、月、年などの何にをとってもかまわないからである。とくに t の単位として時間をとれば、図中の $t=25$ が約1日を示し、1週間は168であり、 $t=1,000$ 時間は約1箇月半、また1年間は $t=8,760$ 時間 $\approx 9,000$ 時間になる。

念のため第7図の使用法の例を示す。

- (1) 信頼度 $R_1(\%)$ を得るために、全体として λ_1 なる瞬時故障率をもつ部品あるいは機器を使用するとすれば、その寿命は t_1 時間となり、このときのMTBFは $1/\lambda_1$ 期間である。
- (2) 使用時間 t_2 において信頼度 $R_2(\%)$ を保持しようとするれば、全体として λ_2 なる瞬時故障率をもつものを使用しなければならず、このときのMTBFは $1/\lambda_2$ 期間である。
- (3) 瞬時故障率 λ_3 あるいはMTBF $1/\lambda_3$ という部品または機器を t_3 時間の間、1個使用した場合にはその信頼度は $R_3(\%)$ となる。

4.2 寿命安定期における区間推定用係数図

寿命試験の際たいいていの場合には、諸般の制約条件によって途中でその試験を打ち切らなければならないことがある。いま安定期すなわち指数分布形寿命分布の場合をとって考えると、打ち切り時間を t_i とし、それ以前に N 個の供試個数のうち $i=1, 2, \dots, r$ 個がそれぞれ t_i 時間で故障を起こしたものとすると、MTBFの推定値は

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^r t_i + \sum_{i=r+1}^N t_i}{r}$$

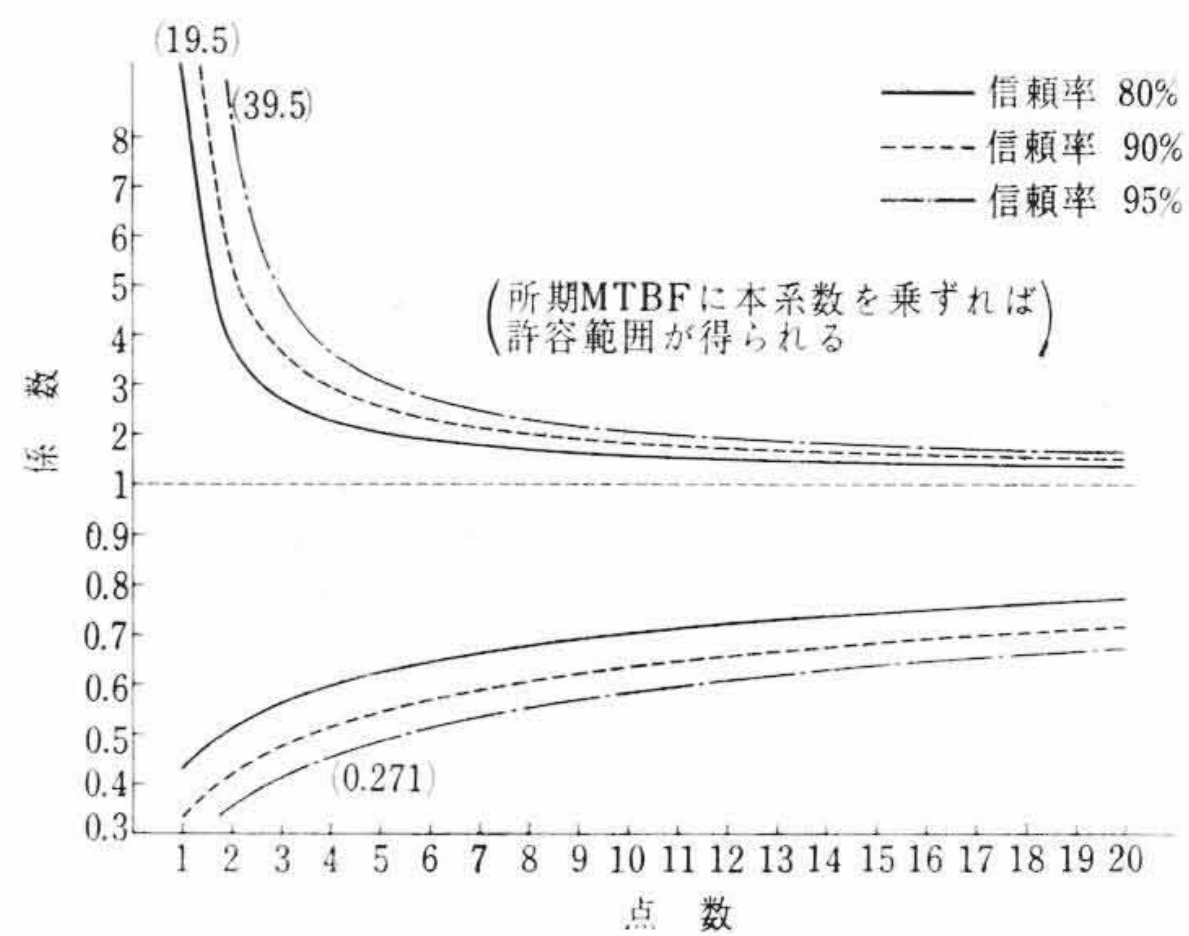
となり、その $100 \cdot \alpha\%$ の信頼限界をとると、上限は

$$\frac{2r\hat{\theta}}{\chi^2(2r, 1 - \frac{\alpha}{2})}$$

となり、また下限は

$$\frac{2r\hat{\theta}}{\chi^2(2r, \frac{\alpha}{2})}$$

となる。



第8図 指数形寿命分布における区間推定用係数図

こういった関係を利用して作成したものが第8図である。

この第8図の使い方はたとえば次のようなものである。所期のMTBFをもつように設計製作した機器を試験して r 回の故障が生じ、その各回の故障までの時間が最初から通算して t_i ($i=1, 2, \dots, r$) 時間 (ただしこの単位はMTBFの単位と合致さえしておればなんでもよい) であったとすれば、そのときの推定MTBFは

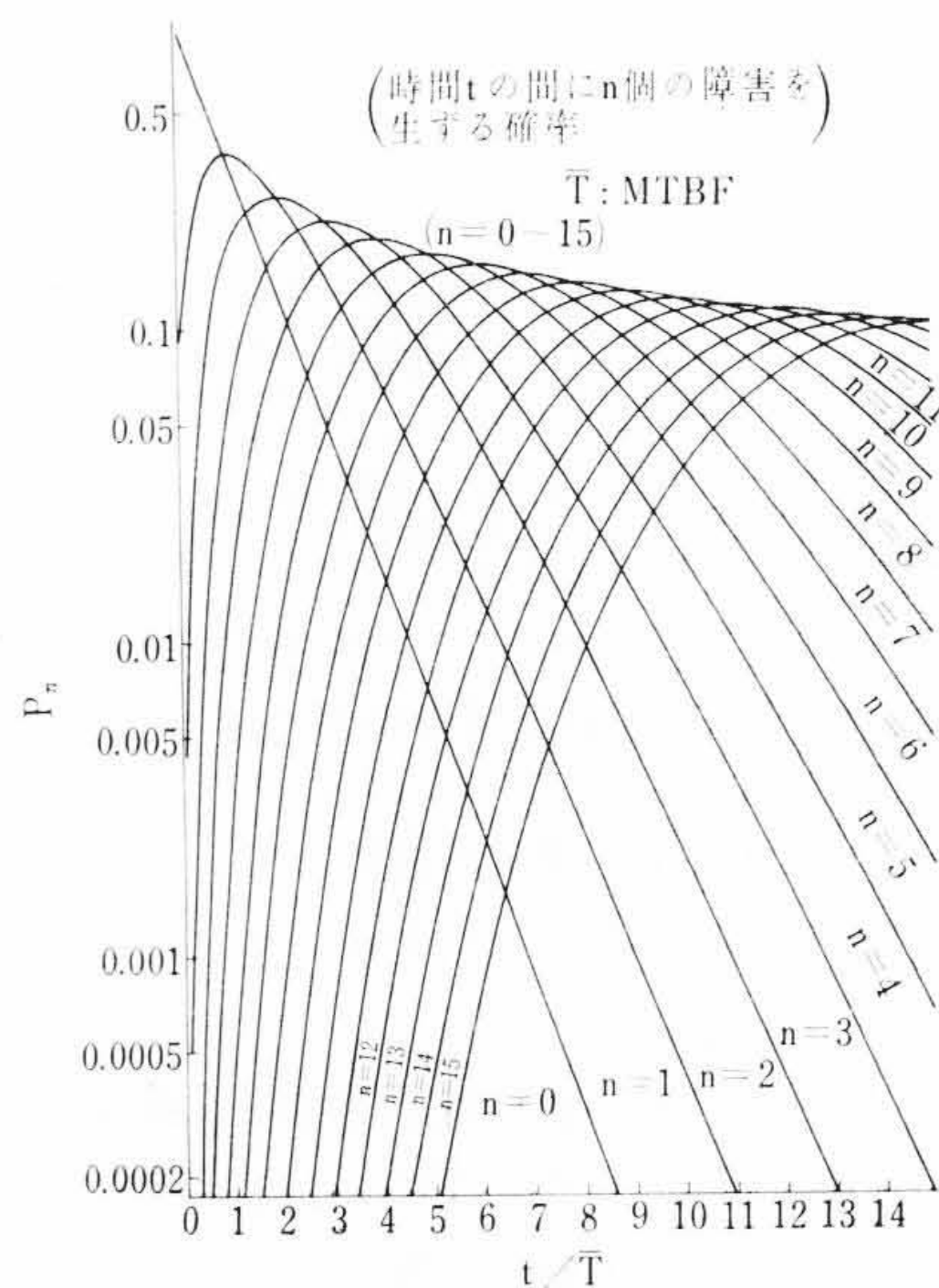
$$\frac{\sum_{i=1}^r t_i}{r}$$

である。

所定のMTBFでこの推定MTBFを割ったものが第7図の横軸の点数(r の値)に対する縦軸に示す係数の値である。したがって上記の算出した係数の値が第8図に示す点数 r に対する二つの係数の間になれば、所期MTBFの値を保持しているとはいわれないことが推察される。すなわちこの第8図に示した値がそれぞれの信頼率についての所期MTBFに対する実測MTBFの比の棄却限界値を示すものである。

4.3 偶発障害確率図

指数分布則にしたがう障害については、そのMTBF ($\bar{T}$) を単位として使用時間を規準化すると便利である。すなわち偶発障害期間にあっては、時間原点から計測した任意の時間 t の間に n 個の障害が発生すると、 $\bar{T}$ が与えられた場合、これらの関係はPoisson分布則によって示される。こういった関係を示したものが第9図である。この図では横軸は t を $\bar{T}$ で基準化した使用時間 $t/\bar{T}$ とし、縦軸を発生確率 P_n としており、パラメータはこの使用時間中の障害



第9図 偶発障害確率図

数 n である。

この図によって、どのくらいの期間使用している間にどの程度の確率で何回ぐらいの障害が発生するかが察知されるわけであり、現実の障害発生ひん度の意図した MTBF に対する多寡の程度がおおよそ見当づけられることになる。

5. 結 言

以上劣化パターンの測定を主体として Weibull 確率分布の有用性を述べた。すなわち通常の正規確率紙の場合と全く同一手順に従って累積百分率を推定した結果、たとえば一連の小形電磁継電器についてその劣化状況が、初期ロットの不良率逡減期あるいは指数分布に近いものから、やがて摩耗期に相当した正規分布に近いものに変化してゆく相様が明確に看取され、またそれとともに簡易な計算

図表により、所定信頼度に対応する動作回数も容易に推定することができた。また上昇回転形電磁継電器の寿命試験データに適用した結果は、明らかに指数分布の適合性が確認された。

なお、寿命試験時においては、その強制条件を因子とし、強制の程度を水準とすることにより、実験計画法と Weibull 確率紙を併用して、形状パラメータおよび尺度パラメータについての分散分析を行なえば、容易に通常運用時の信頼度関数をは握することが可能である。

参 考 文 献

- (1) 渡辺：日立評論別冊 46, 1~14 (昭 37-3)
- (2) 菅野：品質管理増刊号 60~64 (昭 37)
- (3) A.kanno: Estimation of Reliability Function by Means of Weibull Paper, The Proceeding of ICER-1963, A-2



特許第404084号

特 許 の 紹 介



浜田 邦雄・平塚 安正

燃 料 要 素

燃料棒 1 を複数本、単位体として結合し、原子炉燃料層を炉心構成あるいは燃料交換の面より有利に構成する一般に燃料要素と称されるものにおいては、核反応により燃料棒 1 が熱影響を受けた場合、各々の燃料棒はすべて異なった熱的条件のもとにあり、その伸び量などを異にする。

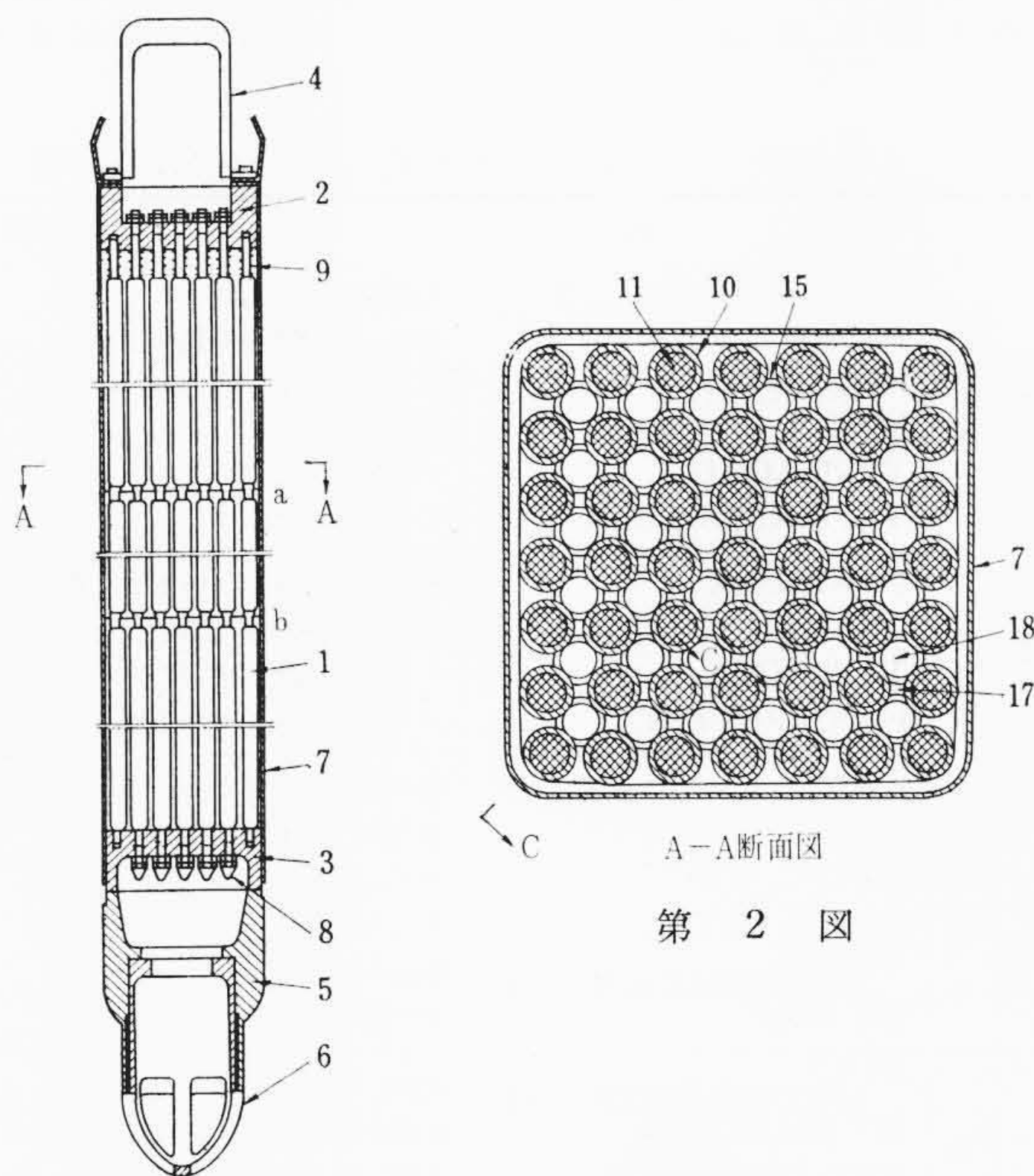
すなわち各々の燃料棒は燃料要素中における熱分布に従った熱影響を受けるものであり、この熱分布の異なる傾向は燃料棒の数が多くなると増々著しくなる。

そこで従来、各燃料棒 1 の上端部支持をパネ 9 を介して軸方向に伸縮自在な構成にしているが、さらに一方燃料棒 1 は、比較的長いものであるために熱影響を受け、自重、その他の要因により横方向に弯曲するおそれがあり、これをおさえるには、燃料棒 1 を支点間以外の中間部においても案内する必要がある。

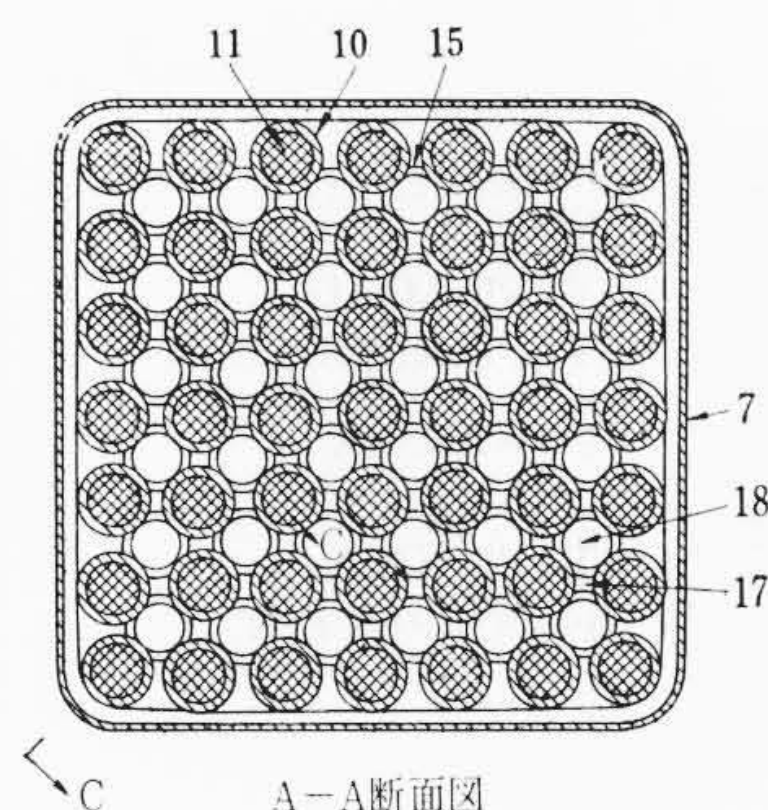
本発明は、この種案内装置として顕著な効果を達成するものを提

案するもので、相互に接ぎ合わされた状態において小径部イを形成するネジ接手 12, 13 を燃料棒の接ぎ合わせ部 a あるいは b に設け、隣接する燃料棒被覆管 10 の間において前記小径部イに、多少の上下動を許す間隙 16 をおいてリング 15 を介在させ、且つ、要素を形成する燃料棒 1 全体を外周から枠 14 により支持するようにしたものである。

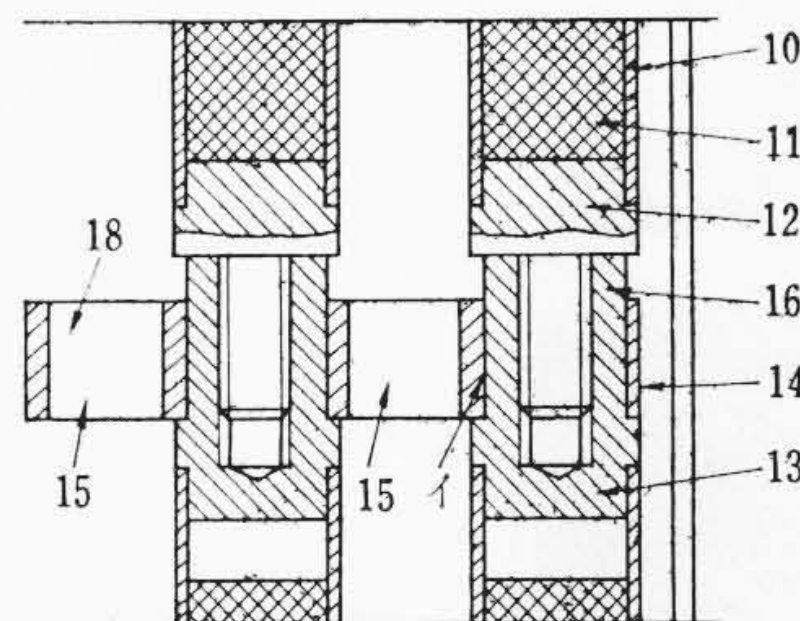
本発明の構成によれば、各個燃料棒夫々の伸びを任意に調整できるとともに、燃料棒を冷却する冷却水の通路を、小径部イにおいても開口 17 および 18 として広く取ることができ、燃料要素中における部分的な冷却流体の遅滞を生じることがない。また、多数の燃料棒を連続する一つのスペーサにより支持する如き、従来の構成に比べれば、他の燃料棒に関係なく順次組み立てることができ作業が簡単になるものである。(郷古)



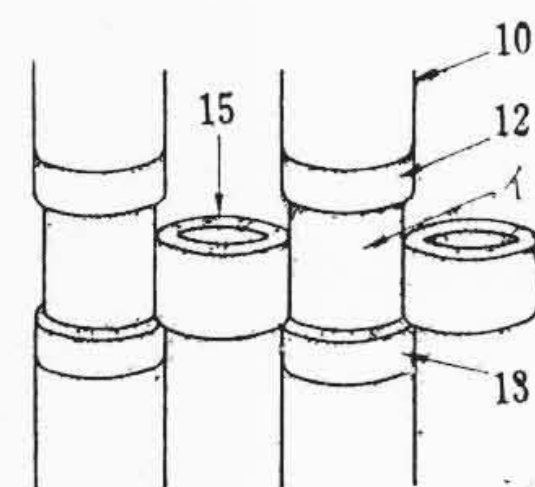
第 1 図



第 2 図



第 3 図



第 4 図