

鋼の疲労破壊の統計的研究

工学博士 小 西 一 郎[※]
篠 塚 正 宣^{※※}

A STATISTICAL STUDY ON FATIGUE LIFE OF STRUCTURAL STEEL

Dr. Eng., Ichiro Konishi, C.E. Member, Masanobu Shinozuka,
C.E. Assoc. Member.

Synopsis: The pulsating tension fatigue test was carried out in order to investigate the characters of the frequency distribution of fatigue life of structural steel. The test specimen is a flat bar with a circular hole in its center and its material is SS41.

The obtained distribution of the fatigue life was not explained by the experimental errors only.

The authors proposed one method for the estimation of the probability of failure due to the fatigue.

要 旨

鋼の疲労寿命の分布の性質を知るために、SS41の有孔平鋼板の疲労試験を行った。得られた疲労寿命のばらつきは、実験誤差のみでは説明できない。さらに疲労による破壊の確率を計算する方法について述べた。

I 緒 言

構造物を設計する際に最も大切なことは、使用する材料の強度と、加えられる荷重とを正しく推定することである。ことに、安全率の合理的な決定法が要望されると共に、強度や荷重の頻度分布についての研究がその基本的な問題としてとりあげられねばならないこ

※ 京都大学教授 工学部土木工学教室

※※ 京都大学大学院工学研究科博士課程学生

とがわかつてきた。本研究では、一定の繰返し応力に対する疲労寿命の頻度分布について実験的研究を行い、試験片の寸法、表面仕上などを同一にし、同じ試験機械を用いてその操作に十分な注意をはらつても、かなり大きい疲労寿命のばらつきが得られることを認めた。この際、実験中に生ずると考えられる種々の誤差について検討し、ばらつきが実験誤差のみから生じたものではないことを明らかにした。したがつて、上述のような外的条件を同一にしても、疲労機構自身の統計的性質¹⁾や、材料の製造過程において生ずる内的欠陥の差異のために疲労寿命がばらつくものと考えられる。このような欠陥の差異や、その疲労寿命に及ぼす影響を適確に理解することは、なお研究を要するが、現在の段階として、すでに実用されている材料の疲労寿命のばらつきを評価しておくことは、構造物の安全度の点からいっても必要であると考えられる。この観点から、本研究では、試験片として実際の鋼橋に使用されているSS41の有孔平鋼板について疲労試験を行い、その結果から、このような材料を用いる場合の破壊の確率について考察を加えた。

2 疲労寿命の分布について

疲労寿命がばらつくことについて、近年W. Weibull,²⁾ A. M. Freudentahl 及び E. J. Gumbel などの研究がある。これらの詳細については文献にゆずるが、ことにA. M. Freudentahl³⁾は疲労寿命の分布が対数正規分布をなすことを認め、その原因が主として繰返し応力の変動にあるとして、それを近似的に証明している。その後、A. M. Freudentahl 及び E. J. Gumbel⁴⁾は最小値の分布の理論を用いて実験結果を説明している。横堀氏は以上の諸研究とは全く別に、金属物理学的立場から、大標本論的実験を根拠として疲労寿命がばらつくことは本質的なものである¹⁾ことを主張している。この詳細も文献にゆずるが、その大要は次のようである。

$\mu(N)$: 任意の繰返し回数N回後の1回で割れ目が発生する確率

$g(N) dN$: 繰返し回数NとN+dNとの間で割れ目の発生する確率

$$P_e(N) = \int_N^{\infty} g(N) dN : \text{繰返し回数} N \text{ 以後で割れ目の発生する確率}$$

とすると、 $g dN = P_e \mu dN$ となり、 μ は次のようになる。

$$\mu = -d(\ln P_e) / dN \quad \text{-----} \quad (1)$$

したがつて、 $\ln P_e$ とNとの間の関係をプロットしてその勾配から μ を求めることができる。 P_e はヒストグラムからか、 $P_e = 1 - i / (1 + N)$ から求められる。後者の P_e はn個の試片のうち小さいものからi番目の大きさのNに対する超過の確率を与える。氏の実験例では、870°Cで30分間焼戻した0.41%の炭素鋼の回転曲げ、及び0.19%の炭素鋼の引張り圧縮疲労試験の結果、 μ が一定であることが認められている。したがつて(1)より

$$P_e = \exp(-\mu N) \quad \text{-----} \quad (2)$$

となる。

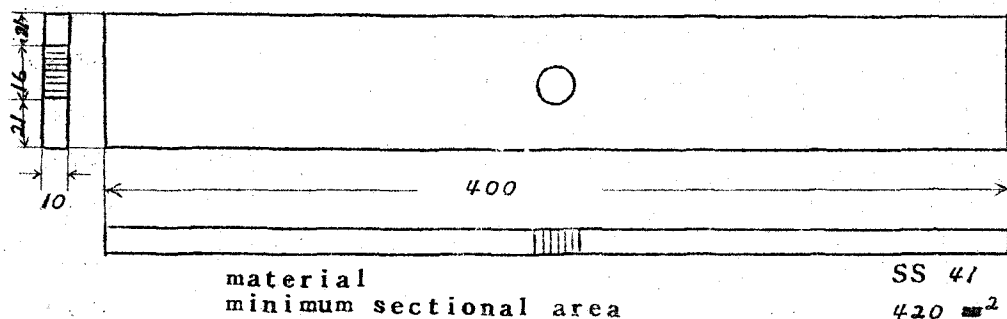
さて、上述の諸研究は、いずれも、疲労寿命が繰返し回数の十分小さいところから分布し、その分布が大きい正のひずみ度を持つことを説明するには便利である。ところが、

次節で説明するように、筆者が行った実験では、疲労寿命の分布は顕著なひずみ度をもたなかつた。したがつて、疲労寿命の分布が対数正規分布であると考えすることは困難である。また、(1)の μ が一定であるとは考えられない。筆者の用いた試片は焼戻しされたものではなく、圧延のままであり、焼戻しした場合と大分条件が変つてくる。さらに、実際の構造用鋼などでは製造過程において内的欠陥に差異が生じ、これによつて疲労寿命がばらつくということを見無視するわけにはいかないと考えられる。少くとも普通の品質管理状態で製造された部材の疲労寿命のばらつきには、疲労現象を確率過程として考えた場合のばらつきと、欠陥の差異及び実験誤差によるばらつきとが含まれていると考えられる。しかし、実験結果のばらつきから、これらを分離することはできない。筆者の実験では疲労寿命の分布法則を明確にとらえることは試片の数からいつても困難である。しかし、 μ の物理的な意味を追及しなければ、上述の定義をそのまま用いて疲労現象を一種の確率過程と考えると便利である。

3 実験及びその考察

試片寸法は図1のようである。

図-1 試 験 片



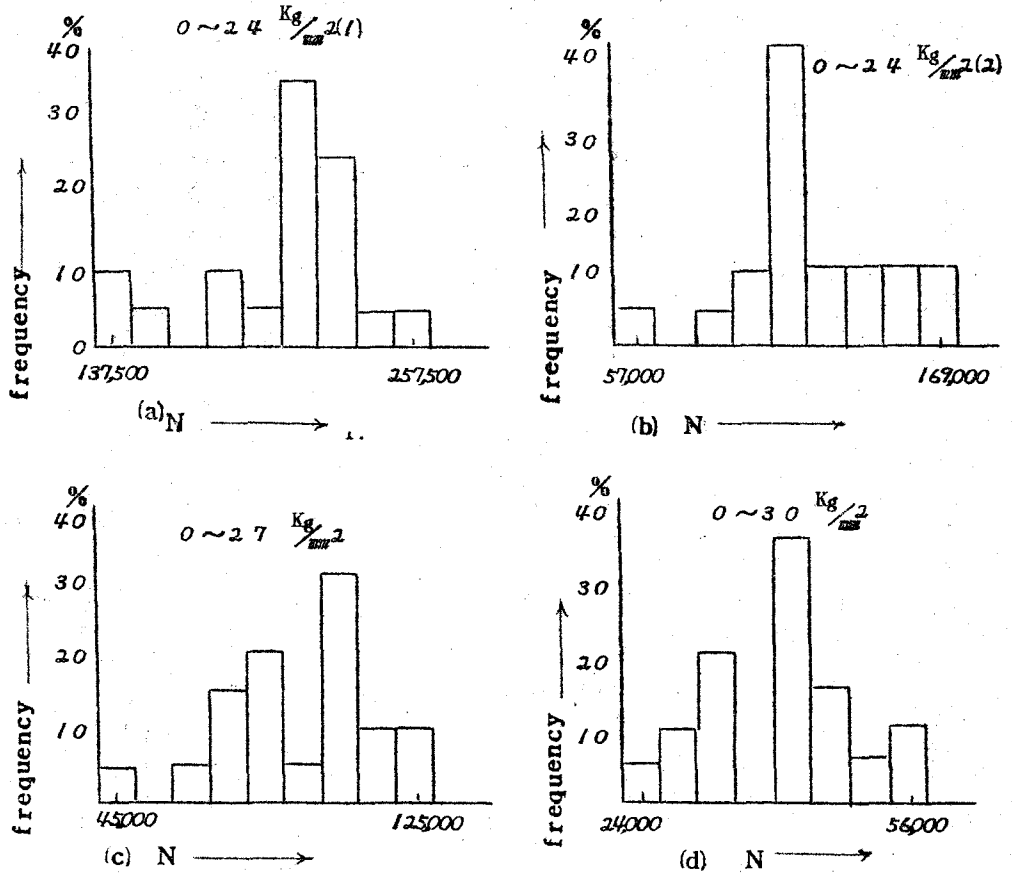
表面は圧延のままとし、側面はShaping Machineにより切削し、孔明けはDrilling Machineによつて行われた。試験機械はLosenhausen Fatigue Testing Machine (U H S 型)を用い、毎分800回の繰返し速度で片振り引張り応力を与えた。実験は次の4種類のものを行つた。すなわち、繰返し応力が(1)0~30 Kg/mm^2 (2)0~27 Kg/mm^2 (3)0~24 Kg/mm^2 の3種類及び(4)最初0~27 Kg/mm^2 が50,000回繰返された後、破断するまで0~24 Kg/mm^2 が繰返される場合である。各について試片数は20本とした。実験結果は表-1に示される。疲労寿命の分布は図-2で示される。ただし、図-2(b)は実験(4)に対応するものである。

表-1 実 験 結 果

番号 i	$P_L = 1 - \frac{i}{1+n}$	$\log_{10} P_L$	$0 \sim 24 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}$ N	$0 \sim 27 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}$ N	$0 \sim 30 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}$ N	$0 \sim 24 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}$ ※ N
1	0.952	7 9786	136,180	44,000	24,040	5,120
2	0.905	7 9566	143,780	68,730	28,160	35,050
3	0.857	7 9330	155,030	70,690	29,810	46,770
4	0.810	7 9085	187,790	70,770	32,280	54,400
5	0.762	7 8820	188,540	78,590	33,080	56,400
6	0.714	7 8537	195,720	80,750	33,540	59,90
7	0.667	7 8241	206,640	84,340	34,630	61,120
8	0.619	7 7917	208,840	86,460	40,760	62,170
9	0.571	7 7566	211,090	89,250	41,090	62,170
10	0.524	7 7193	214,390	94,840	41,380	63,480
11	0.476	7 6776	215,210	105,740	41,670	63,750
12	0.429	7 6325	215,410	105,920	42,040	62,880
13	0.381	7 5809	215,570	106,030	42,700	75,170
14	0.333	7 5224	221,700	107,730	43,330	82,050
15	0.286	7 4564	223,290	108,120	44,450	85,050
16	0.238	7 3766	223,580	109,470	44,690	93,210
17	0.190	7 2786	225,120	110,310	46,460	105,330
18	0.143	7 1553	230,420	111,430	48,600	108,810
19	0.095	7 9777	243,180	126,540	53,550	112,470
n=20	0.048	7 6812	259,180	128,010	54,100	124,440

※ この欄のNは0~27Kg/mm²が50,000回作用した後、破断するまで加えられた
0~24Kg/mm²の回数を示す。

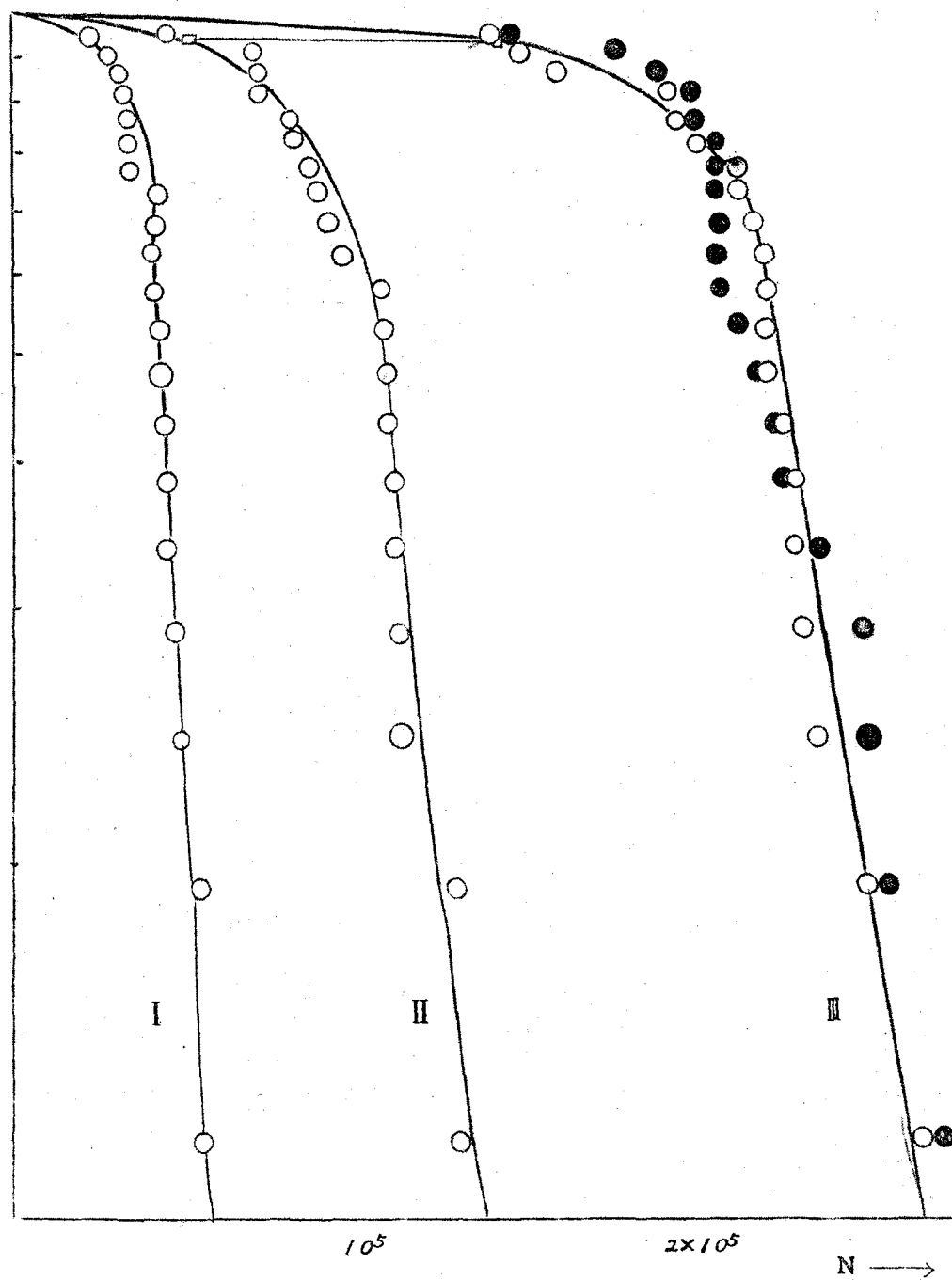
図-2 疲 勞 寿 命 の 分 布



次に、疲労寿命と非破壊の確率 P_L との関係を示すと図-3 のようである。I、II、及びⅢの曲線は、それぞれ実験(1)、(2)及び(3)に対応する。曲線がすべて、 $P_L = 1$ 、 $N = 0$ の点から出発しているのは大きな仮定であつて、各試片は繰返し応力が加え始められるとすぐに、前節で定義したような破壊の確率をもつわけであり、その大きさはこの曲線の勾配に比例する。この仮定は、A. M. Freudenthal 及び E. J. Gumbel の方法や横堀氏の方法などでも一般には認められているが、この点については今後さらに研究されねばならない。

図-3 と Nとの関係

- $0 \sim 24 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}$
 ● $0 \sim 24 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}, 0 \sim 27 \frac{\text{Kg}}{\text{mm}^2}$ (50,000 cycles)



さて、図-3の3つの曲線を見ると、いずれも始めは小さな μ を持ち、やがて一定値に近づくことがわかる。

もし $0 \sim 2.7 \text{ Kg/mm}^2$ の繰返し応力を試片に与えると、この試片は繰返し回数が増すとともに曲線Ⅱに沿って非破壊の確率が減することになるわけであつて、その試片の疲労寿命を回数で示すことはできないが、指定される繰返し回数まで到達できる確率を推定することは可能である。このように一定の繰返し応力のみが加えられる場合ならば、曲線Ⅰ、Ⅱ、Ⅲなどがわかつていれば、これに沿って非破壊の確率を推定することができる。一般の変動応力が作用して試片が破断する場合には問題は複雑である。最も簡単な場合として二段の繰返し応力を考え、実験(4)を行つた。試片はまず曲線Ⅱに沿つてA点まで達する。A点は $0 \sim 2.7 \text{ Kg/mm}^2$ の繰返し応力が50,000回繰返されたときの非破壊の確率を与える。これと同じ非破壊の確率の点Bを曲線Ⅲ上に求めると、 $0 \sim 2.4 \text{ Kg/mm}^2$ の繰返しはB点を出発点として曲線Ⅲに沿つて、非破壊の確率が推定されることになる。すなわち、 $0 \sim 2.7 \text{ Kg/mm}^2$ の50,000回の繰返しと、 $0 \sim 2.4 \text{ Kg/mm}^2$ のB点の示す回数の繰返しとが同等であると考えるわけである。

したがつて、 $0 \sim 2.4 \text{ Kg/mm}^2$ の繰返し回数はB点から数えられることになる。この考えから、実験(4)の結果を図-3にプロットしてある。その結果は曲線Ⅲによく一致する。したがつて、このような二段の繰返し応力の場合には、一定応力の繰返しの場合の曲線を2本用いれば、その非破壊の確率を推定することができる。最後に注目すべきは、本実験における疲労寿命のばらつきは、今までの種々のデータのどれよりも小さいということである。この点に関しては、筆者の用いた試片は、他の実験に用いられたものに比べて、(1)応力集中があること、(2)表面仕上や穿孔が粗なこと、(3)焼戻しがされず、圧延のままなこと、などが大きな原因と考えられる。なお、本実験では各一定繰返し応力ごとに20本の試片を用いたが、この程度の試片数では疲労寿命の分布の母集団を推定するには不足であると思われる。もちろん、適当な母集団を仮定することは容易であるが、それに対する信頼性はうすい。したがつて、ここでは母集団を追及することをせず、破壊の確率 μ を用いて疲労寿命 N と P_L との関係を説明することにしたのである。

4 疲労による破壊の確率

実際の部材の設計に際しては、 P_L として大きい値を採用しなければならない。図-3でわかるように、 P_L の大きいところでは、 μ は小さく一定であつて、 $\ln P_L$ と N とは直線関係にあると仮定してある。したがつて、この部分では(2)式から P_L を求めることができる。さらに、2段の繰返し応力の場合でも、2つの曲線によつてその非破壊の確率が推定できるのであるから、この場合も P_L が大きく、 $N-P_L$ 線が直線と考えられるところでは、(2)式から繰返し応力 $0 \sim S_1$ における N_1 回の繰返しによる P_{L1} 及び $0 \sim S_2$ における N_2 による P_{L2} を求めると、この $N_1 + N_2$ 回による非破壊の確率 P_L は

$$P_L = P_{L1} \times P_{L2}$$

として求められる。複雑な変動応力の場合にもこのような考え方を拡張できるであろう。すなわち、繰返し応力 $0 \sim S \text{ Kg/mm}^2$ の S の頻度が、 $S_{\min}$ と $S_{\max}$ の間で、確率密度関数 $f(S)$ で与えられているとする。 $S_{\min}$ と $S_{\max}$ との間を k 等分し、それを ΔS とする。そのとき全繰返し回数 N_T において、上限応力が1つの分割点 S と次の分割点 $S + \Delta S$ との間にある回数は、 ΔS が小さければ近似的に $N_T f(S) \Delta S$ となる。したがつて、これによる非破

壊の確率は(2)式より

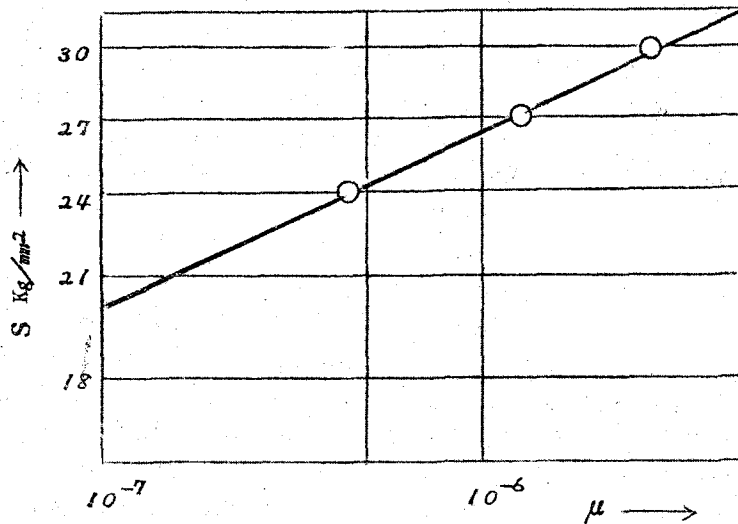
$$P_e = \exp[-\mu(S) N_T f(S) \Delta S]$$

となる。全体としては $S_{\min}$ から $S_{\max}$ までを考慮して、次式で与えられる。

$$P_e = \lim_{k \rightarrow \infty} \prod \exp[-\mu(S) N_T f(S) \Delta S] \\ = \exp[-N_T \int_{S_{\min}}^{S_{\max}} \mu(S) f(S) dS] \quad \text{----- (3)}$$

$\mu(S)$ は各繰返し応力に対する初期の μ の値であるが、図-3 から、これらを求めて、各応力について示したのが図-4 であり、だいたい両対数目盛上で直線になる。

図-4 μ と S との関係



したがって $\mu = \mu(S)$ が求められる。このように、 $\mu(S)$ 、 $f(S)$ 、 N_T が与えられると(3)式から P_e を求めることができる。ただし、(3)式が用いられるのは、 $P_e > 0.95$ の場合である。それは、その範囲内で $\mu(S)$ が一定として求められているからである。

5 実験誤差

表-1 の結果には、種々の実験誤差が含まれている。

そのおもなものは、(1)、試片断面の測定及び推定の誤差、(2)荷重指示目盛の感度及び精度に関する誤差、(3)実験中の油圧の変動にもなる誤差、(4)真の動的油圧と指示目盛との差に基づく誤差である。このような誤差を考察し、疲労寿命のばらつきが、これらのみから得られたことが否定できなければ、そのばらつきには本質的な意味があまりないことになる。以下では上の(1)~(3)の誤差について考察を加える。(4)については、試験機械の動的検定が行われていないので論ずることはできないが、たとえこの点に誤差があつても、公称応力が上下するだけで疲労寿命の分布には影響がないと考える。

(1)は測定器具の感度及び精度に関するものと、孔の両側の最小断面積の g 、厚さ t の推定の際に生ずるものとである。長さの測定、推定に関する誤差は正規分布と仮定し、実

測結果や加工公差から g 、 t の分布の標準偏差を求めると、 $\sigma_g \div 0.1 \text{ mm}$ 、 $\sigma_t \div 0.05 \text{ mm}$ となる。2つの断面積は大体等しいから、その和は近似的に $N(\bar{A}, \sigma_A^2)$ なる正規分布に従う。ここに、 $\bar{A} = 2\bar{g}\bar{t}$ 、 $\sigma_A^2 = 2(\bar{g}^2\sigma_t^2 + \bar{t}^2\sigma_g^2)$ である。ただし、 $\bar{A}$ 、 $\bar{g}$ 、 $\bar{t}$ はいずれも真の値である。さて、試片に最大公称平均応力度 S_n を与えるためには、最大引張力 $T = S_n A$ を与えねばならない。しかし、 A は前述のように真の断面積 $\bar{A}$ とは異なっている。したがって、この試片に生じている実際の最大平均応力度 S_a は

$$S_a = \frac{T}{A} = \frac{S_n \bar{A}}{A}$$

となる。したがって、1試片の S_a の分布は A が正規分布をすることから、 $N(S_n, \sigma_s^2)$ に従う。ここに、

$$\sigma_s = \frac{S_n}{\bar{A}} \sigma_A = \frac{S_n}{\bar{A}} \sqrt{2(\bar{g}^2\sigma_t^2 + \bar{t}^2\sigma_g^2)} \quad \text{----- (4)}$$

もし全試片の $\bar{A}$ が一定であるなら、すべての試片を考慮したときの S_a の分布も前と同じ分布に従う。しかし試片製作過程において長さに誤差が入るので $\bar{A}$ も正規分布をすると考えられる。したがって、 S_a の分布は Cauchy 分布をすると考えられる。しかし、 $\bar{A}$ の試片による差は大きくはなく、厳密に考えても分布の取り扱いが不便になるだけであるから (4) の代りに、

$$\frac{\sigma_s}{S_a} = \frac{S_n}{A_{\min}} \sigma_A \quad \text{----- (5)}$$

で近似させ、 S_a が $N(S_n, \sigma_s^2)$ に従うとすれば便利であるし、安全側でもある。 $\bar{g}$ 、 $\bar{t}$ として公称寸法 21^{mm} 、 10^{mm} を用いると、 $\sigma_A = 1.96 \text{ mm}^2$ となり、 $A_{\min}$ として実測値の最小 410 mm^2 を用いて $S_n = 30$ 、 27 、及び 24 Kg/mm^2 について σ_{S_a} を計算すると、それぞれ、 0.143 、 0.129 、及び 0.115 mm^2 である。

(2)については、筆者の用いた機械では最大引張力が 200 Kg ごとに目盛られているから、その最大誤差は大体、 $\pm 100 \text{ Kg}$ としてよい。これによる平均応力度の誤差の最大値は大体 $\pm 100 / 400 = \pm 0.25 \text{ Kg/mm}^2$ である。荷重指示の誤差も正規分布と考え、実際に生ずる荷重がこれから外れることは殆んどないという条件（外れる確率を 1% とした）から標準偏差 σ_w を求めると、 $\sigma_w \div 0.1 \text{ Kg/mm}^2$ となる。

(3)はその取り扱いがむずかしい。油圧、したがって最大及び最小荷重は、この種の試験機械の性質として、種々の原因によつて実験中に変動し、最大荷重及び最小荷重の指示板上の針のふれとして認められる。しかし、ある指定下限荷重 T_L 以下に荷重が下つた場合、油圧がプラスされて下限が一定値 T_L に保たれ、また荷重がある値 T_u 以上になると機械の運転が停止されるような上限荷重を指定できるようになっている。すなわち、最大及び最小荷重は、それぞれの上限と下限との間を変動する。以下では取り扱いの便のため最大値のみが変動すると考える。このようにしても安全側である。こうした最大荷重の変動の疲労に及ぼす効果が、同じ繰返し回数の変動しないある最大荷重で代表されるものと仮定すると、機械の性質や運転の経験から言つて、この代表荷重の分布は T_L を下限とする指数分布と見なすことができる。したがって、最大平均応力度 S_a の分布は T_L に対する応力 S_L を下限とする指数分布 $k \exp\{-k(S_a - S_L)\}$ に従うことになる。母数 k は S_a が T_u に対する応力 S_u を超えることがないという条件（超過の確率を 1% とした）及び

$T_L \cdots T_u = 200 \text{ Kg}$, すなわち $S_u - S_L = 0.5 \text{ Kg/mm}^2$ を用いて計算すると, 9.22 となる。

上述のように, 3つの誤差は正規分布と指数分布の2つの型に分けられる。実験結果として現われるのはこれらの累計である。正規分布の再生性により, (1), (2)の誤差の分布を合成すると, $S_n = 30, 27$, 及び 24 Kg/mm^2 に対して, それぞれ S_a は $N(30, 0.173^2)$, $N(27, 0.161^2)$ 及び $N(24, 0.150^2)$ に従う。次に指数分布と正規分布との合成を考える。簡単のため, x が $N(\bar{x}, \sigma^2)$ に, y が密度関数 $k \exp(-ky)$ に従うとすると, $z = x + y$ の確率エレメントは,

$$f(z) dz = \left\{ \int_{-\infty}^z k e^{-k(z-x)} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\bar{x})^2}{2\sigma^2}} dx \right\} dz$$

となる。これより分布関数を求めると,

$$F(S_a) = \int_{-\infty}^{S_a} f(z) dz = \Phi(S_a) - e^{\frac{k}{2} \{k\sigma^2 - 2(S_a - \bar{x})\}} \Psi(S_a) \cdots (6)$$

ここに,

$$\Phi(S_a) = \int_{-\infty}^{S_a} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(z-\bar{x})^2}{2\sigma^2}} dz, \quad \Psi(S_a) = \int_{-\infty}^{S_a} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{\{x - (\bar{x} + k\sigma^2)\}^2}{2\sigma^2}} dx \cdots (7)$$

である。したがって, $F(S_a)$ を計算より求めることができる。(6)式を用いて, 各 S_n ごとに平均応力度の分布を計算し, それによる疲労寿命 N のばらつきの期待値を求めたのが表-2である。

表-2 疲労寿命の期待値

$$F(S_a) = \int_{-\infty}^{S_a} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(S-S_n)^2}{2\sigma^2}} dS - e^{\frac{k}{2} \{k\sigma^2 - 2(S_a - S_n)\}} \int_{-\infty}^{S_a} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{\{S - (S_n + \sigma^2 k)\}^2}{2\sigma^2}} dS$$

a) $S_n = 30 \text{ Kg/mm}^2$, $k = 9.22$, $\sigma = 0.173 \text{ Kg/mm}^2$

$S_a \text{ Kg/mm}^2$	28.0	28.5	29.0	29.5	30.0	30.5	31.0	31.5	32.0
N cycles	62000	60000	52000	47000	40000		30000		23000
$F(S_a)$				0.0008	0.3070	0.7655			
期待個数	0			6.2	13.8	0			
実測個数	0	2	1	10	4		3	0	

$$b) S_n = 27 \text{ Kg/mm}^2 \quad k_s = 9.22 \quad \sigma = 0.161 \text{ Kg/mm}^2$$

$S_a \text{ Kg/mm}^2$	25.0	25.5	26.0	26.5	27.0	27.5	28.0	28.5	29.0
N cycles	152,000	144,000	117,000	100,000	70,000	80,000	69,000	60,000	52,000
F (S_a)				0.0002	0.2945	0.9705			
期待個数	0				5.9	14.1	0		
実測個数	0	2	8	1	4	3	1	0	1

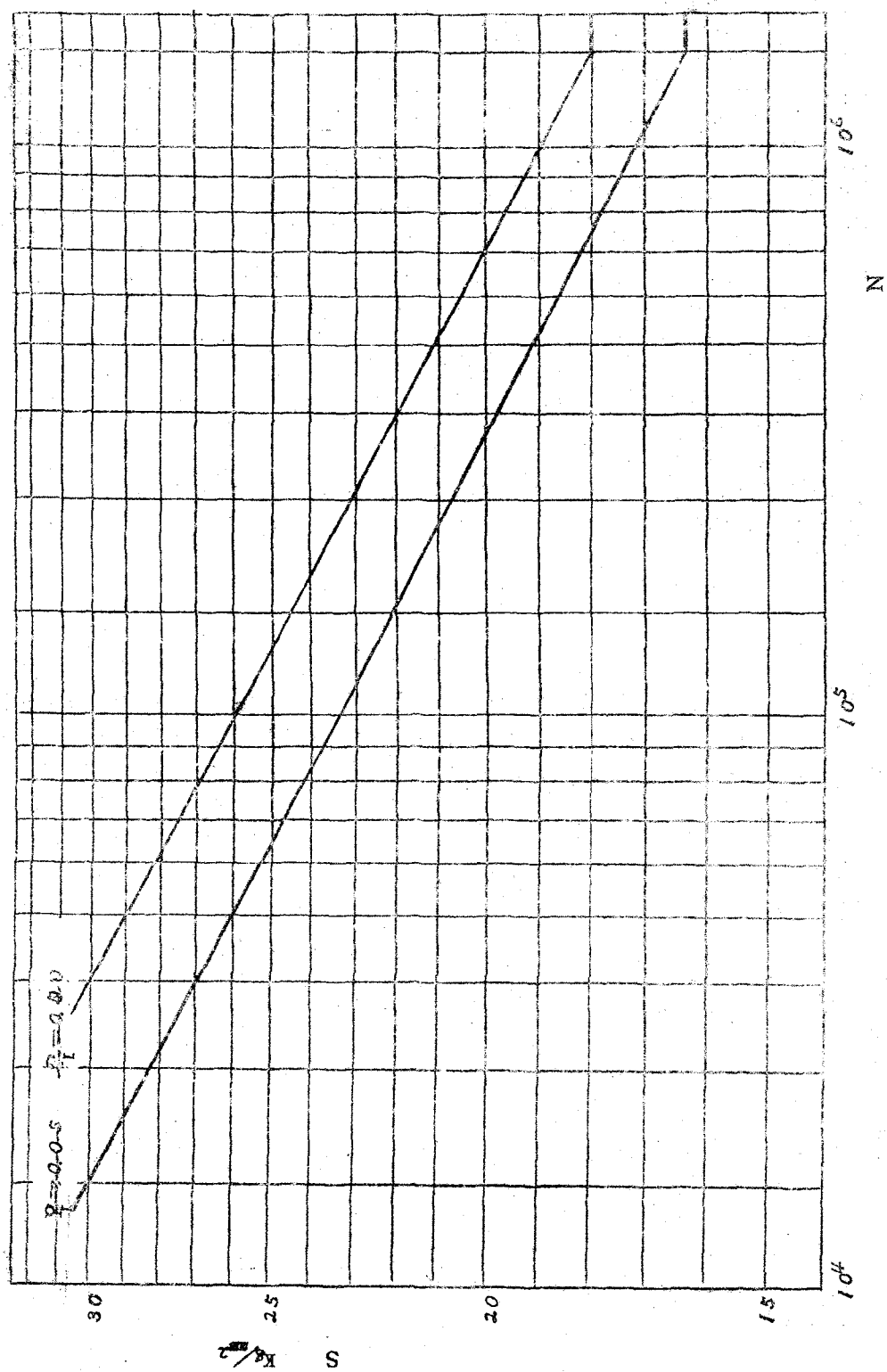
$$c) S_n = 24 \text{ Kg/mm}^2 \quad k_s = 9.22 \quad \sigma = 0.150 \text{ Kg/mm}^2$$

$S_a \text{ Kg/mm}^2$	22.0	22.5	23.0	23.5	24.0	24.5	25.0	25.5	26.0
N cycles	380,000	320,000	275,000	235,000	200,000	170,000	155,000	135,000	115,000
F (S_a)				0.0001	0.2880	0.9740			
期待個数	0			5.8	14.2				
実測個数	0			7	8	2	2	1	0

この結果、いずれも、期待値と実測値との差は大きいから、このような平均応力度のばらつきのみでは、Nの分布を説明できない。

ただし、この表の作成には、SとNとが一義的に定まり、それが図-5の $P_f = 0.5$ のS-N曲線で表わされるものと仮定している。図-5は表-1の結果にもとずき、破壊の確率 P_f をパラメータにしてS-N曲線を描いたものである。このようにSとNとの一義的関係を仮定した結果、表-2に示すような期待値と実測値とのくい違いを認めた。したがって、この仮定を用いることはできない。すなわち、S-N曲線は1本で示されるべきでなく、破壊の確率 P_f を導入して描かれるべきである。

圖 - 5 S - N 線圖



6 結 言

以上のことを総合すれば次のようになる。

- (1) $S-N$ 線図は破壊の確率を考慮して描くべきである。
- (2) 破壊の確率 μ を導入すると N のばらつきを説明するのに便利である。
- (3) 一定繰返し応力をうける同じ材料については、 $N-1/n P_\mu$ 線図が求まっていれば、その非破壊の確率を推定することができる。2 段の繰返し応力についても、対応する 2 本の $N-1/n P_\mu$ 線図より、非破壊の確率を求めることができる。さらにより複雑な変動応力の場合にもこの考えを拡張できるであろう。
- (4) 他の実験結果に比べて、疲労寿命のばらつきは小さい。
- (5) 本研究では、実験誤差について十分検討を加え、得られた疲労寿命のばらつきがこのような誤差のみから生じたものでないことを明らかにした。

参 考 文 献

- 1) T.Yokobori: "Fatigue Fracture from Standpoint of the Stochastic Theory". Jour. Phys. Soc. Japan. Vol.8 No. 2 1953
- 2) W.Weibull: "Fatigue and Fracture of Metals" p.182 (1952) John Wiley & Sons.
- 3) A.M. Freudentahl: "Planning and Interpretation of Fatigue Tests" A.S.T.M. S.T.P. No.121 p.3
- 4) A.M.Freudentahl & E.J.Gumbel: "On the statistical Interpretation of Fatigue Tests" Proc. Roy. Soc. London, A 216 (1953) 309