

UDC 620.178.3:
539.43:
519.28:
669.715:
620.169.1

航空宇宙技術研究所報告

TECHNICAL REPORT OF NATIONAL AEROSPACE LABORATORY

TR-360

航空機用アルミニウム合金 2024-T4 板材における
疲れ寿命のばらつきと S-N 曲線との関係

下河利行・浜口泰正

1974 年 4 月

航空宇宙技術研究所
NATIONAL AEROSPACE LABORATORY

航空機用アルミニウム合金 2024-T4 板材における 疲れ寿命のばらつきと S-N 曲線との関係

下河利行** 浜口泰正**

Relation Between Scatter of Fatigue Life And S-N Curve in Aircraft Structural Aluminium Alloy 2024-T4

By

Toshiyuki SHIMOKAWA and Yasumasa HAMAGUCHI

It has been learned that the scatter of fatigue life is caused by the following factors: (1) the experimental conditions, (2) the material properties in its virgin state, and (3) the cumulative process of damage in cyclic loading. On the other hand, bearing in mind the slope of an S-N curve, one can immediately understand that if there is some factor affecting as an error of the applied stress, the gentler the slope of the S-N curve, the more the deviation from expected fatigue life is enlarged. However, there appears to have been no attempt to investigate quantitatively the relation between the scatter of fatigue life and the S-N curve by considering the incubative factors described above.

In the present paper, the accumulated effect of the three factors described above is regarded as an error in the applied stress. This concept is applied to the results of a series of fatigue tests on unnotched sheet specimens of aircraft structural aluminium alloy 2024-T4. Firstly, the $S-\tilde{N}$ curve, where \tilde{N} is the median fatigue life, is determined from a series of experimental results. Then the equivalent stress of each specimen, which is considered to be the sum of the applied stress and its estimated error, is calculated from the $S-\tilde{N}$ curve and the fatigue life of each specimen. Also, the distribution of the equivalent stress is quantitatively evaluated. Secondly, using the order statistics and assuming the distribution of the equivalent stress to be normal, the fatigue life distribution having the same scatter as that obtained in the experiment is introduced from the $S-\tilde{N}$ curve and the assumed equivalent stress distribution. Then the interrelation between the scatter of the equivalent stress, the $S-\tilde{N}$ curve, and the scatter of fatigue life is discussed.

The main results of this study are as follows:

(1) The $S-\tilde{N}$ curve is approximated well by the equation $S-S_e = A \cdot (\tilde{N} + B)^{-c}$, as proposed by Weibull.

(2) The distribution of equivalent stress is found to be almost a normal distribution. The coefficient of variation of the equivalent stress ranges from 0.0150 to 0.0602, and its lower or upper value is equal to or a little higher than that of static tensile strength respectively.

(3) The coefficient of variation of fatigue life obtained in this study is more than five times as large as that of the equivalent stress.

(4) The following facts are verified experimentally and theoretically: In the range where the $S-\tilde{N}$ curve on a semi-logarithmic plot is nearly straight, the fatigue life distribution is considered to be a Log-normal distribution. On the other hand, as the applied stress is lower and the slope of the $S-\tilde{N}$ curve is gentler, the fatigue life distribution departs gradually from the Log-normal distribution, and its skewness is more pronounced.

* 昭和 49 年 2 月 5 日受付

** 機体第二部

1. 緒 言

従来、疲れ寿命のばらつきは静的引張強度等のばらつきに比べ、著るしく大きいことが知られている。また疲れ寿命のばらつきの原因としては、

- 1) 試験条件のばらつき。
- 2) 処女材に存在する材料固有の性質。
- 3) 疲れ過程における損傷累積過程¹⁾。

などに起因するものであると考えられている。また、確率統計理論的には、2) に起因するという極値論による研究^{2),3)} および、3) に起因するという確率過程論の立場からの研究¹⁾ がなされている。

一方、 $S-N$ 曲線の勾配を考えてみると、設定応力に対して誤差として働く因子がわずかでも存在するならば、寿命のばらつきはその誤差の何倍かに拡大され、さらに、 $S-N$ 曲線の勾配がゆるく水平に近い程、大きく拡大されることが容易に理解できる。しかしながら、この事実はまだ十分には認識されておらず、ましてこの種の潜在誤差を想定し、 $S-N$ 曲線と寿命のばらつきとの関係を定量的に論じた研究は見当らない。

そこで本報では、上述した3種の因子の効果すべてを総合して設定応力の誤差に換算し、この誤差を仮想的潜在誤差と名づけて、以下の事項を論ずる。まず、いくつかの応力で疲れ試験を行ない、寿命分布に関する資料を求める。次に、この実験で求めた中央値寿命 \bar{N} によって、 $S-\bar{N}$ 曲線（中央値 $S-N$ 曲線）を決める。その上で、 $S-\bar{N}$ 曲線と寿命分布から各々の寿命に対応する設定応力と仮想的潜在誤差の和としての換算応力を求めて、この換算応力分布の評価を行なう。さらに、順序統計学の知識を応用して、逆に換算応力分布を仮定し、 $S-\bar{N}$ 曲線とから実験で得られたような寿命のばらつきを発生させ、換算応力分布、 $S-\bar{N}$ 曲線および疲れ寿命分布の関係を論ずる。以上のような考察により、 $S-\bar{N}$ 曲線の形状および勾配の変化等に対して、寿命の散布度および分布形状に現われる工学的知見を導びく。

2. 試験片ならびに実験方法

供試材料は航空機用 アルミニウム合金 2024-T4、1mm 厚平板である。化学成分および機械的性質を表1に、試験片形状を図1に示す。なお曲げの形状係数 α_b は約 1.06⁴⁾ である。試験片の加工方法は表面を納入状態のままとし、R部は残留歪が極力少なくなるように切削した。なおR部の稜線部分にも小さな丸みをもたせるため1,000番のエメリー紙により研磨を施

表1 供試材料 2024-T4 の化学成分および機械的性質

化学成分	Cu	Si	Fe	Mn	Mg	Al
重量(%)	4.39	0.17	0.32	0.50	1.30	残
引強張さ kg/mm ²	0.2% 耐力 kg/mm ²		伸 び %	縦弾性係数 kg/mm ²		
51.1	38.6		20	7.35×10 ⁸		

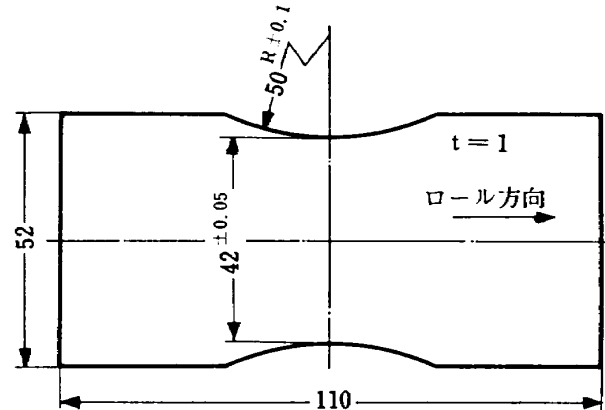


図1 試験片形状

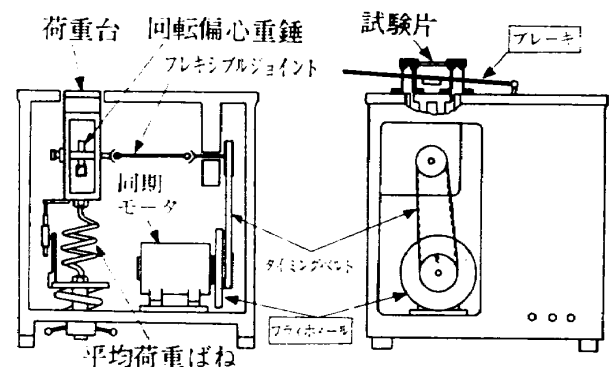


図2 疲れ試験機機構略図

した。試験片加工後、熱処理は加えていない。使用した試験機は小型の遠心力型万能疲れ試験機（ボールウィン式）であり、図2に機構の略図を示す。ただしこの型の疲れ試験機に特有の起動時に生ずる有害な超過荷重を除くため、図2に示すように同期モータに直接約3kgのフライホイールと、さらに起動時のみ荷重台を上方から押えつけるブレーキを取付けて使用している。これにより超過荷重を完全に防止できる。また特に定常運転時における一定繰返し荷重の安定性を計るため、水晶発振器を内蔵する定周波定電圧電源により同期モータを駆動している。繰返し速度は1,800 r.p.m.である。荷重の負荷形式は両振り平面曲げである。なお実験はすべて1台の試験機により行なった。

表 2 実験で得られた寿命分布

No	応力					
	27 kg/mm ²	24 kg/mm ²	21 kg/mm ²	18 kg/mm ²	16 kg/mm ²	15 kg/mm ²
1	28,000	69,700	106,900	268,800	253,100	781,700
2	31,700	71,400	125,800	269,400	388,000	2,684,300
3	34,900	72,200	127,700	284,300	391,700	3,271,100
4	35,300	72,300	129,300	298,800	418,200	5,971,100
5	36,500	73,300	130,100	320,800	451,600	6,277,400
6	36,500	73,500	130,300	326,500	459,900	7,798,600
7	36,900	75,100	134,900	333,000	492,200	8,831,900
8	38,000	76,400	136,000	350,400	548,100	8,980,700
9	38,100	77,700	138,100	359,700	562,400	9,858,600
10	38,100	78,500	138,400	362,400	563,000	9,987,800
11	38,300	79,500	138,800	364,500	567,900	10,049,600
12	38,300	79,600	143,400	374,900	571,300	10,056,800
13	38,400	82,000	145,800	383,500	581,700	10,072,000
14	38,400	82,600	149,100	387,800	590,000	10,428,000
15	38,800	83,700	151,800	390,100	618,200	10,510,400
16	39,100	84,400	151,900	394,700	647,000	11,000,000*
17	39,300	85,500	152,300	411,300	703,000	11,000,000*
18	39,300	85,500	152,700	436,100	715,400	11,000,000*
19	40,200	85,600	153,000	443,500	721,000	11,000,000*
20	40,300	85,700	154,500	445,600	731,000	11,000,000*
21	40,300	86,000	154,800	458,600	741,000	11,000,000*
22	40,500	86,600	155,200	459,400	791,400	
23	40,600	87,100	160,300	459,700	935,800	
24	40,700	87,200	160,800	463,400	967,300	
25	40,900	87,900	161,800	463,900	971,500	
26	41,100	87,900	163,100	467,700	1,166,100	
27	41,200	88,000	164,300	478,000	1,167,200	
28	41,800	89,100	168,000	494,800	1,169,200	
29	41,900	89,900	169,200	495,100	1,322,900	
30	42,000	90,600	169,600	496,000	1,426,200	
31	42,700	90,900	170,300	498,900	1,427,600	
32	42,900	91,600	171,400	499,400	1,495,600	
33	43,100	91,800	175,000	500,400	1,495,700	
34	43,100	92,500	176,000	505,500	1,564,700	
35	43,400	92,600	178,700	518,700	1,592,400	
36	43,900	92,700	180,100	548,700	1,630,700	
37	44,600	92,900	182,000	557,900	1,740,200	
38	44,900	93,400	184,100	576,300	1,950,400	
39	45,100	94,600	185,400	580,600	2,099,400	
40	45,200	94,800	186,100	595,000	2,294,600	
41	45,800	95,400	186,700	610,700	2,300,800	
42	45,800	97,500	188,500	616,700	2,376,700	
43	46,000	98,000	189,800	807,600	2,443,700	
44	46,500	100,000	193,800	826,600	3,142,800	
45	46,800	101,200	194,700	906,900	3,227,600	
46	47,600	105,800	196,000	964,600	3,585,700	
47	48,700	107,100	200,200	979,200	3,785,900	
48	49,000	107,400	206,600	1,010,500	4,095,300	
49	49,500	112,500	214,000	1,160,900	4,550,800	
50	51,900	119,000	215,000	1,247,000	4,587,100	

*) 破断せず実験打ち切り

表 3 実験で得られた寿命分布の代表値と散布度

応力 S kg/mm ²		27	24	21	18	16	15
中央値寿命	\tilde{N}	41,000	87,900	162,450	465,800	1,068,800	10,049,600
平均値寿命	\bar{N}	41,438	88,524	163,846	529,096	1,460,420
寿命標準偏差	$\sigma_N^{a)}$	4,586	10,808	24,950	227,414	1,152,416
寿命変動係数	V_N	0.1107	0.1221	0.1523	0.4298	0.7891
対数寿命平均値	μ	4.6147	4.9439	5.2094	5.6917	6.0448
対数寿命標準偏差	$\sigma_L^{a)}$	0.0496	0.0524	0.0674	0.1608	0.3234
試験片数	n	50	50	50	50	50	21 ^{b)}

a) 不偏分散平方根. b) 繰返し数 11,000,000回で打ち切り, 破断本数は21本中15本である。

実験室内の大気条件は温度 18~30°C, 湿度 40~70% 以内とし, 湿度の極端な時期には実験を避けた。

3. 実験結果

前述した試験条件のもとで, 6種類の一定応力による疲れ試験を行なった。得られた寿命分布を表2に示す。表3には表2から求めた寿命分布の代表値と散布度を示す。ただし, 応力 $S=15$ kg/mm² の場合は中途打ち切り試験であるため, 中央値寿命以外の代表値および散布度は寿命の分布型を仮定しなければ推定できない。しかしながら, 本実験結果から合理的な寿命の分布型を仮定することは困難であるので, 中央値寿命のみを示す。また図3には表2の寿命分布を対数正規確

率紙上にプロットして表わした。なお本報における正規確率紙へのプロット法は順序統計量の期待値(統計数値表⁵⁾による)に対応する破壊確率を用いている。図3から $S=15$ kg/mm² の場合を除くと, ほとんどが対数正規分布かまたはこれに近い分布形を示しており, 応力が低くなると, 長寿命側に尾をひく傾向がある。表3から, ばらつきの指標である寿命の変動係数 V_N をみると, 応力の高い $S=21\sim 27$ kg/mm² の範囲では大差がないが, 応力の低くなる程, 大となる傾向がみられる。

4. 実験結果の解析ならびに考察

4.1 $S-\tilde{N}$ 曲線の方程式

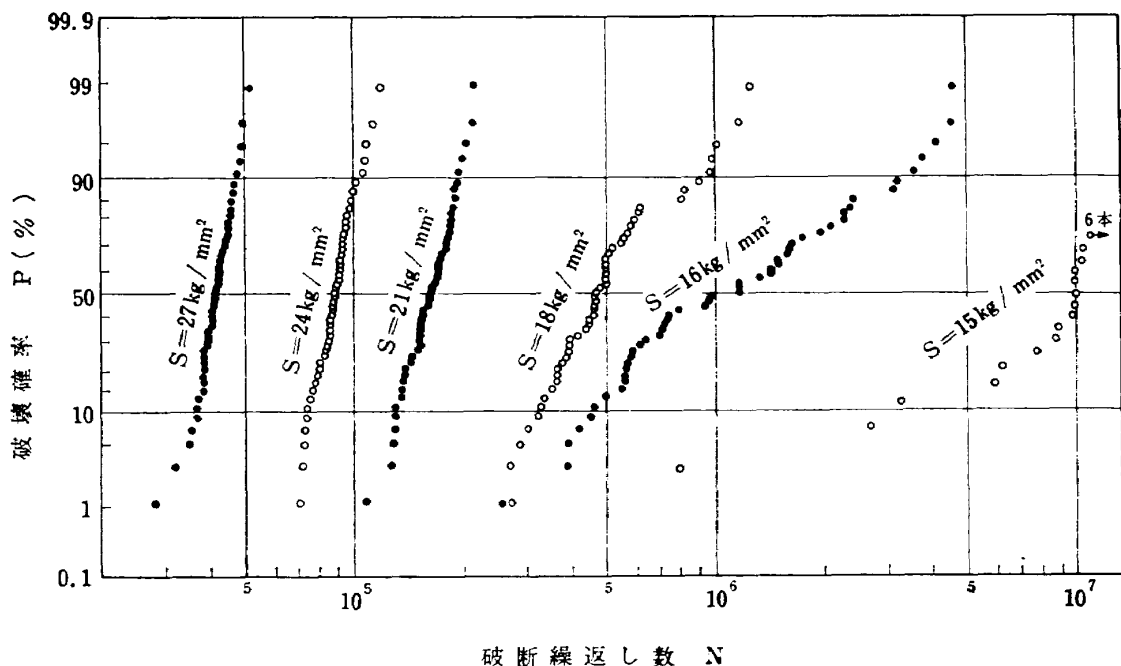


図 3 実験で得られた寿命分布

前章で示したように、疲れ寿命にはばらつきが存在しており、分布形状もまた対称ではないので、ここでは寿命の代表値として中央値寿命を採用し、S-N 曲線を中央値寿命によって描く。S-N 曲線の方程式としては、アルミニウム合金に対して比較的適合性が良いとされている Weibull⁶⁾ の提案式を使い、表3に示した応力 S と中央値寿命 \tilde{N} の関係を

$$S - S_e = A \cdot (\tilde{N} + B)^{-C} \quad (1)$$

S_e, A, B, C : パラメータ

のように近似する。次に4種のパラメータの決め方を略述する。まず i) S_e と B を適当に与える。ii) この S_e と B を使い、 A と C は式(2)の残差の平方和 T_A を最小とするように決める。

$$T_A = \sum_{i=1}^m \left\{ \log(\tilde{N}_i + B) + \frac{1}{C} \log(S_i - S_e) - \frac{1}{C} \log A \right\}^2 \quad (2)$$

m : 実験応力の総数

iii) 以上によって得られた S_e, A, B, C を使って式(3)の残差の平方和 T_B を計算する。

$$T_B = \sum_{i=1}^m \left[\frac{\log \tilde{N}_i - \log \left\{ \frac{A}{(S_i - S_e)^{1/C}} - B \right\}}{\sigma_{Li} / \sqrt{n_i}} \right]^2 \quad (3)$$

σ_{Li} : S_i に対する対数寿命の標準偏差

n_i : S_i における試験片数

ここで n_i / σ_{Li}^2 は S_i における重みとして、式(3)に含めた。ただし、 $S=15 \text{ kg/mm}^2$ における対数寿命の標準偏差は、便宜的に中途打ち切り試験結果を対数正規分布として推定した値 ($\sigma_L=0.4436$) を使用した。iv) さらに S_e, B を段階的に変化させ、i) からiii) までの手順を繰返すことにより、いわゆる漸近近似法により、最終的に式(3)の T_B を最小とする4種のパラメータ S_e, A, B, C の値を決める。以上の計算は電子計算機を利用することにより簡単に実行できる。このようにして求められたパラメータの値およびこれらの値を使って描いた S- \tilde{N} 曲線を図4に示す。この図から明らかなように、この曲線は実験点の関係を非常に良く近似している。

4.2 寿命分布と S- \tilde{N} 曲線から求めた換算応力分布

図5に示すように各試料の寿命と S- \tilde{N} 曲線とから仮想的負荷応力(以後これを換算応力と称する)を求める。するとこの換算応力は設定応力とその試料が属する母集団の中央値まわりの仮想的誤差との和として考

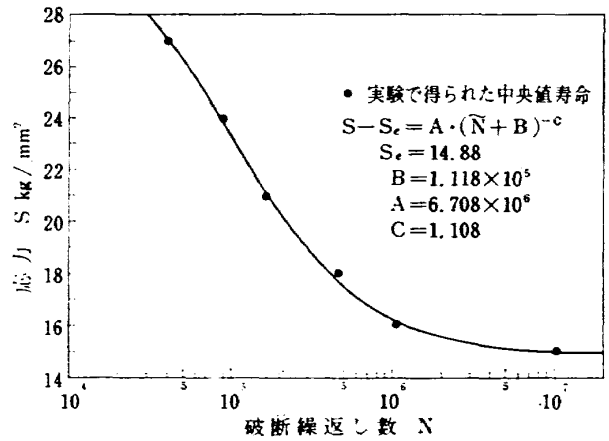


図4 中央値寿命によって描いた S- \tilde{N} 曲線

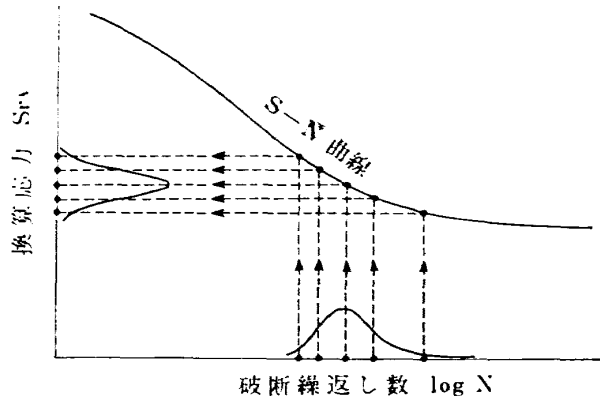


図5 換算応力分布の求め方

えられる。以後、この誤差を仮想的潜在誤差と称する。本報では、疲れ寿命のばらつきに寄与すると考えられる因子の効果すべてが総合的に、この仮想的潜在誤差として作用すると考えている。ここではこのようにして導かれる換算応力を S_{rA} として、 S_{rA} の分布型ならびにばらつき大きさについて評価する。得られた換算応力分布を正規確率紙にプロットして図6に示した。また、表4にこれらの代表値と散布度を示した。なお、実験応力 $S=15 \text{ kg/mm}^2$ の場合は、前記と同様な理由により、これらの値を示していない。図6から明らかなように、 $S=18 \text{ kg/mm}^2$ 以上ではほぼ正規分布とみなし得る。 $S=16, 15 \text{ kg/mm}^2$ では正規分布から幾分離れている。表4の標準偏差 σ_{SrA} と変動係数 V_{SrA} は実験応力が低下するにつれて漸増している。なおここで得られた変動係数 $V_{SrA}=0.0150 \sim 0.0602$ は静的引張強度度の変動係数⁷⁾と同程度の値から幾分大きめの値までという程度に相当している。

4.3 換算応力分布を正規として導いた疲れ寿命分布

前節で述べたように、換算応力分布は正規分布かま

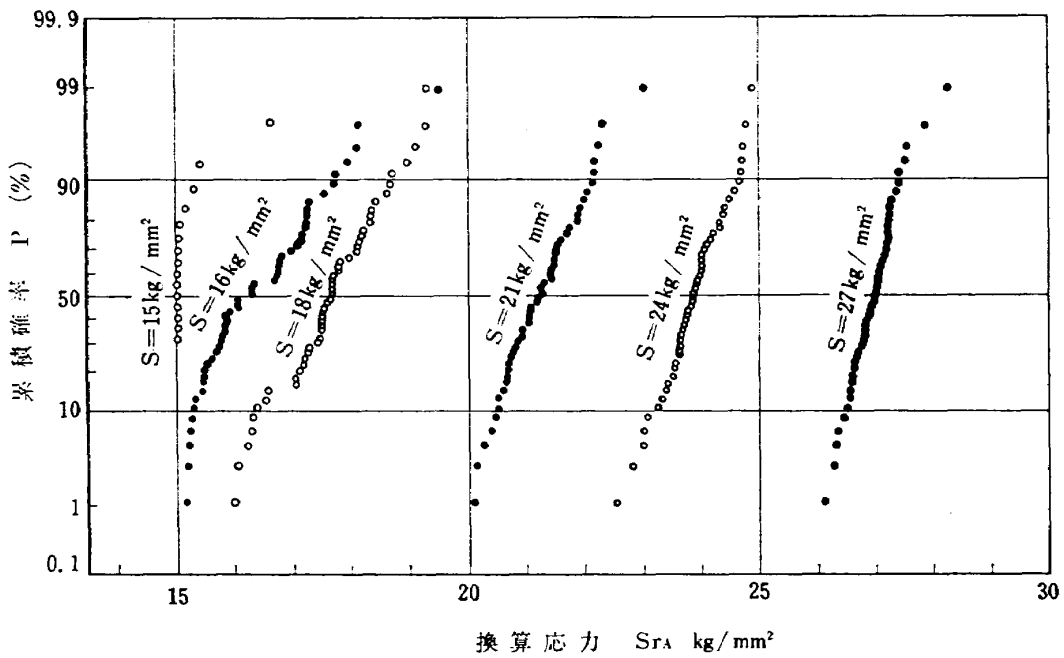


図 6 換算応力分布

表 4 換算応力分布の代表値と散布度

実験応力 S kg/mm ²		27	24	21	18	16	15
平均値 \bar{S}_{rA}		26.99	23.90	21.26	17.64	16.39
標準偏差 $\sigma_{S_{rA}}$		0.406	0.529	0.648	0.825	0.987
変動係数 $V_{S_{rA}}$		0.0150	0.0221	0.0305	0.0468	0.0602

a) 不偏分散平方根

たはこれに近いことが明らかとなった。また一般的に誤差の分布は正規分布とされることが多いことなども考慮して、ここでは前節とは逆に任意の設定応力に対する換算応力分布を正規としたモデルを考え、理論的に導びかれる寿命分布について検討する。

4.3.1 標本が無限個の場合

換算応力 S_r の平均値 (正規分布の場合は中央値でもある) を設定応力に等しくとり、 \bar{S}_r とする。この設定応力まわりの仮想的潜在誤差を換算応力の標準偏差で表し、これを σ_{S_r} とする。すると換算応力の確率密度関数 $p(S_r)$ は

$$p(S_r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_{S_r}} \exp \left\{ -\frac{(S_r - \bar{S}_r)^2}{2 \cdot \sigma_{S_r}^2} \right\} \quad (4)$$

$(S_e < S_r < A \cdot B^{-c} + S_e)$

で表わされる。換算応力 S_r と寿命 N の関係は式 (1) で規定されるから、式 (1) における S および \tilde{N} をそれぞれ S_r および N におきかえて考える。 \bar{S}_r に対応する寿命を N_s とすると、式 (1) から

N_s は

$$N_s = \left\{ \frac{A}{(S_r - S_e)} \right\}^{1/c} - B \quad (5)$$

のように与えられる。よって式 (1) と (4) から理論的に導かれる寿命の確率密度関数 $f(N)$ は

$$f(N) \cdot dN = -p(S_r) \cdot dS_r \quad (6)$$

の関係を使って

$$f(N) = \frac{A \cdot C \cdot (N+B)^{-(c+1)}}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_{S_r}} \times \exp \left[-\frac{\{(N+B)^{-c} - (N_s+B)^{-c}\}^2}{2 \cdot (\sigma_{S_r}/A)^2} \right] \quad (7)$$

$(0 < N < +\infty)$

となる。以上のようにして無限個の標本から成る理論的寿命分布が導かれる。また図 4 によれば、片対数座標上に示した $S-\tilde{N}$ 曲線がほぼ直線とみなせる領域が存在するが、この領域をいま直線で近似すると S と $\log \tilde{N}$ の関係は

$$S = -a \log \tilde{N} + b \quad (8)$$

(a, b : 正のパラメータ)

のような一次線形方程式で表わせる。したがってこの領域での対数寿命 $\log N$ の確率密度函数 $g(\log N)$ を式 (7) と同様にして導くと,

$$g(\log N) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot (\sigma_{Sr}/a)} \times \exp\left\{-\frac{(\log \bar{N} - \log N)^2}{2 \cdot (\sigma_{Sr}/a)^2}\right\} \quad (9)$$

$$\log \bar{N} = (b - \bar{S}_r)/a$$

となる。ここで $\log \bar{N}$ は対数寿命の平均値に相当するから、式 (9) によりこの領域での寿命分布は対数正規となることがわかる。これは換算応力分布が正規であれば、片対数座標上の $S-\bar{N}$ 曲線が直線とみなせる領域の寿命分布が理論的に対数正規となることを示すものである。

以上のように標本が無限個の場合には、理論的寿命分布は式 (7) または (9) によって論ずることができる。一方、本報での実験は試料が有限個の場合であるので、上述の考え方を有限個の場合に直して論ずることが必要である。そこで有限個の標本に対する理論的寿命分布を次に考える。

4.3.2 標本が有限個の場合

一般に実験で得られた結果は母集団から有限個の標本を無作為に抽出した一例であると考えられるが、理論的には無作為抽出の一例では一般性に欠ける。それ故、ここでは有限個の標本それぞれが順序統計量の期待値として理想的に抽出された場合を論ずる。いま標本の数は実験個数に等しくとる。ここでの換算応力を S_{rB} とし、平均値 (中央値でもある) を実験応力に選び \bar{S}_{rB} とする。まず変動係数 V_{SrB} または標準偏差 σ_{SrB} を適当に決める。その上で有限個の換算応力を順序統計学にもとづいて、それぞれ順序統計量の期待値⁹⁾として与える。この換算応力分布と図4の $S-\bar{N}$ 曲線とから図7のようにして、有限個の標本からなる寿命分布を導く。 V_{SrB} ならびに σ_{SrB} はこのようにして導かれる寿命分布の変動係数が表3の実験値に等しく (双方の差を 0.001 以下にした) なるように選ぶ。これも電子計算機を使うことにより簡単に決めることができる。なお実験応力 $S=15 \text{ kg/mm}^2$ の場合は、表3に変動係数を示していないので除く。こうして決めた V_{SrB} ならびに σ_{SrB} を表4の V_{SrB} および σ_{SrA} とともにそれぞれ図8, 9に示す。また、以上のようにして導いた寿命分布を図10に示す。図8, 9により V_{SrA} と V_{SrB} および σ_{SrA} と σ_{SrB} をそれぞれ比較してみると、 $S=18 \text{ kg/mm}^2$ 以上ではほとん

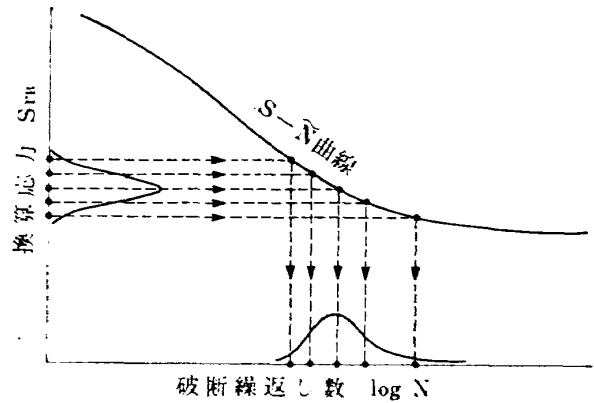


図7 仮定した換算応力分布から寿命分布を求める方法

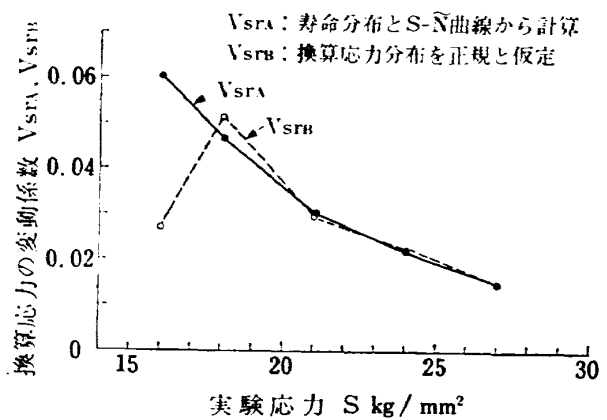


図8 換算応力の変動係数

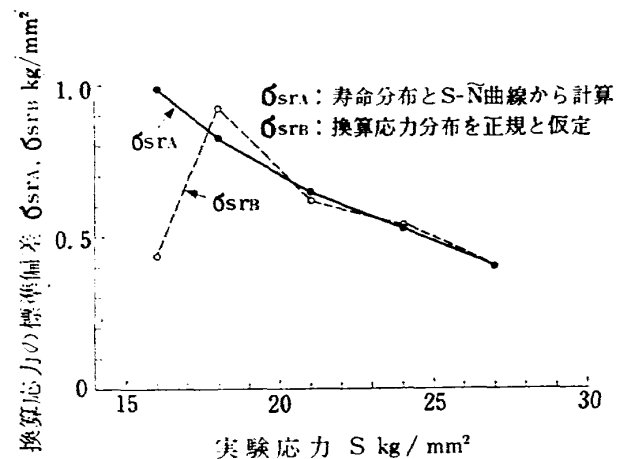


図9 換算応力の標準偏差

ど差がないが、 $S=16 \text{ kg/mm}^2$ では差が目だつ。これは $S-\bar{N}$ 曲線の勾配が大きい領域では、わずかな換算応力の相異は寿命のばらつきに余り大きく影響しないのに対し、勾配が小さく水平に近づく程、非常に大きく影響することを示すものである。

さらにばらつきの拡大係数 $S.M.F.$ を

$$S.M.F. = V_N/V_{Sr} \quad (10)$$

表 5 ばらつき拡大係数

応力 S kg/mm ²	27	24	21	18	16	15
$S.M.F. - I$	7.4	5.5	5.0	9.2	13.1
$S.M.F. - II$	7.4	5.4	5.1	8.4	29.0

$S.M.F. - I$ (V_{SrA} : 寿命分布と $S-\tilde{N}$ 曲線から計算した場合)

$S.M.F. - II$ (V_{SrB} : 換算応力分布を正規と仮定した場合)

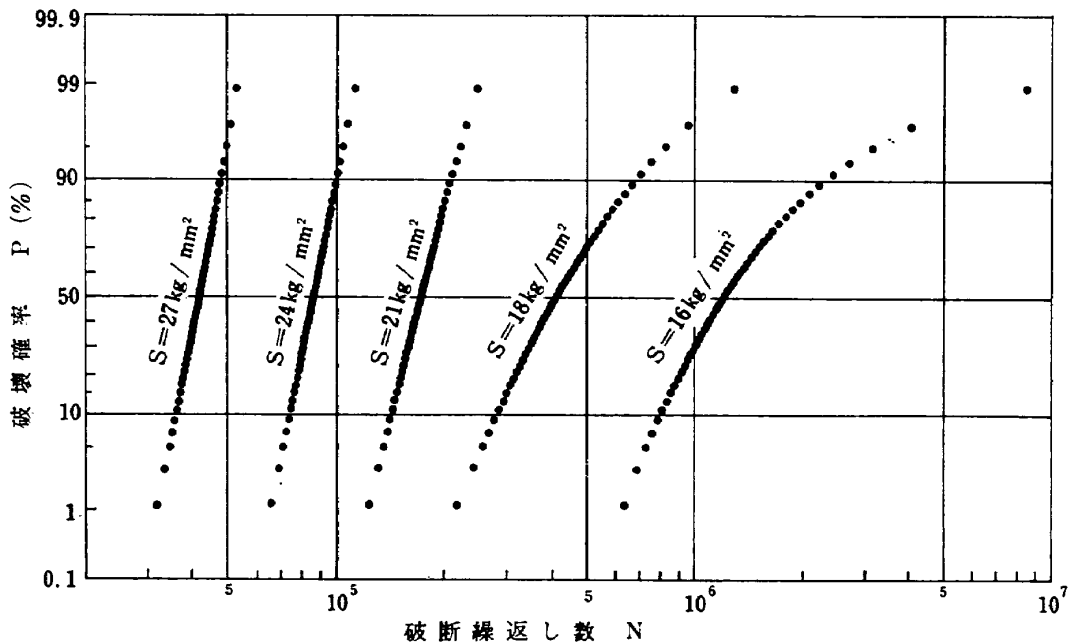


図 10 換算応力を仮定して導びかれた寿命分布

V_N : 寿命の変動係数

V_{Sr} : 換算応力の変動係数

のように定義する。表 5 に図 8 と表 3 の結果から $S.M.F.$ を計算して示す、この数値は図 4 の $S-\tilde{N}$ 曲線の形状により決まるものであるが、表 5 から $S.M.F.$ は 5 以上の値をとり、さらに応力の低い領域ではばらつきが大きく拡大されることがわかる。

次に、換算応力分布を正規として導いた図 10 の寿命分布をみると、図 4 において $S-\tilde{N}$ 曲線がほぼ直線とみなせる範囲では、式 (9) によってもまた図 10 によっても対数正規分布となることは明らかである。さらに $S-\tilde{N}$ 曲線の勾配が大きく変化している応力の低い領域にはいると、対数正規分布から次第に離れ、長寿命側に尾をひく傾向がある。これらは図 3 の実験結果における傾向とも一致している。またこのような寿命分布の傾向は、過去、他所で行なわれた実験結果⁹⁾にも合致している。また、従来信頼性理論等においては「寿命の分布型としての対数正規分布は、時間

の経過とともに故障率が増大するという当然の仮定を満たさないため、寿命の理論分布として根本的に不相当である」と言われている⁹⁾が、以上の事実はこのような見解が一考を要するものであることを示す。さらに図 3 と図 10 で寿命分布を比較してみると、 $S=18$ kg/mm² 以上ではかなり良く合うことがわかる。

5. 結 論

疲れ寿命のばらつきに寄与すると考えられる因子の効果すべてを総合し、設定応力の誤差に換算して考え、設定応力との和を換算応力とした。これをもとに、航空機用アルミニウム合金 2024-T4 板状平滑材について行なった疲れ試験結果を使って、換算応力分布、 $S-\tilde{N}$ 曲線および疲れ寿命分布の関係について論じた。得られた結論の主なものを列挙すると、

- 1) $S-\tilde{N}$ 曲線は Weibull⁶⁾ の提案した方程式 $S-S_0 = A \cdot (\tilde{N} + B)^c$ により良く近似できた。
- 2) 換算応力分布は正規分布かまたはこれに近く、

この分布の変動係数は 0.0150~0.0602 が得られた。
この値は静的引張強度等の変動係数値に同程度の値から幾分大きめの値までに相当している。

3) 疲れ寿命の変動係数は換算応力の変動係数の5倍以上に拡大されていることが明らかとなった。

4) 疲れ寿命分布は $S-\hat{N}$ 曲線 (片対数座標上) がほぼ直線とみなせる範囲では対数正規分布となり、勾配の大きく変化している応力の低い領域にはいと対数正規分布から次第に離れ、長寿命側に尾をひく傾向のあることが理論的にも実験的にも明らかにされた。

本研究を遂行するにあたり、御指導いただきました電気通信大学の田中栄教授および秋田敏助手に、また御助言をいただきました九州大学の石田誠教授、本所の上山忠夫科学研究官ならびに飯田宗四郎疲労研究室長に厚く感謝申し上げます。

文 献

- 1) 横堀：材料強度学, (1955), 技報堂
- 2) A.M. Freudenthal and E.J. Gumbel: Proc. Roy. Soc. London, A-216, (1953), 309.
- 3) V.V. Bolotin: Statistical Methods in Structural Mechanics, Lockheed Missiles and Space Company, (1965).
- 4) 日本材料学会編：金属材料疲れ試験便覧, 養賢堂, (1963).
- 5) 山内 他：統計数値表, 日本規格協会, (1972).
- 6) W. Weibull: Fatigue Testing and The Analysis of Results, Pergamon Press, (1961).
- 7) たとえば, 上山：日本航空宇宙学会誌, 19, 204, (1971), 8.
- 8) たとえば, W. Barrois and E.L. Ripley 編：Fatigue of Aircraft Structures, Pergamon Press, (1963), 59.
- 9) たとえば, 杉山：確率統計要論, 養賢堂, (1971).

TR-360 正誤表

頁	行	誤	正
1	23	quantitatively <u>evaluted.</u>	quantitatively <u>evaluated.</u>
2	左, 下から 2	<u>稜線部分</u>	<u>稜線部分</u>
5	右, 下から 5	静的引張強度 <u>度</u>	静的引張強度 <u>等</u>
6	表 4	標準偏差 <u>σ_{SrA}</u>	標準偏差 <u>$\sigma_{SrA}^{a)}$</u>
9	文献, 4)	<u>(1963)</u>	<u>(1968)</u>

航空宇宙技術研究所報告360号

昭和49年4月発行

発行所 航空宇宙技術研究所
東京都調布市深大寺町1880
電話武蔵野三鷹(0422)47-5911(大代表)■182

印刷所 日新図書印刷株式会社
東京都港区芝3-33-5
