疲労き裂進展の破面解析におけるモンテカルロ・シミュレーションの応用[†]

下 河 利 行* 角 田 義 秋**

Application of Monte Carlo Simulation for Fractographic Analysis of Fatigue Crack Propagation

by

Toshiyuki SHIMOKAWA* and Yoshiaki KAKUTA**

This paper presents a new method using Monte Carlo simulation to estimate the life distribution of fatigue crack propagation on the basis of crack length *vs.* striation-spacing data measured by a SEM on a fatigue fracture surface. This method considers the distributions of two parameter estimates of a regression line and the correlation of the two parameter estimates. One cycle of the Monte Carlo scheme generates a set of estimates for the two parameters and they give a life of fatigue crack propagation. For an example, this study takes up the striation-spacing data measured on the fatigue fracture surface of the rod end housing of a hydraulic actuator used for a main landing gear in transport aircraft. The proposed method and the other two methods, which use a deterministic slope and the distribution of intercept estimates in a linear regression model, provide the distribution of fatigue crack propagation. The calculated results are discussed and compared. The proposed method approximately predicts the fatigue life of the rod end housing as the *B* allowable life when the initial crack length is assumed to be zero mm.

Key words: Fractographic analysis, Monte Carlo simulation, Regression analysis, Fatigue crack propagation, Life distribution, Reliability analysis, *B* allowable life

1 緒 言

走査型電子顕微鏡(SEM)により観測される疲労破面上のストライエーション幅それぞれは、1回ごとの荷重繰返しによるき裂進展量を示すものとして認識されている。ただし、これらの観測値は広い疲労破面上における点観測に過ぎない。また、一定荷重繰返しによる観測値であっても、き裂発生箇所からのき裂長さ a とストライエーション幅 b をグラフに整理してみると、同一破面から得られたデータであっても両者の関係は1本の線上にはなく、かなり広い帯の中に分布する。これはき裂長さと1回のき裂進展量が、少なくとも局所的には確定的な関係にないことを示すものである。疲労破面解析の目的は、このような観測結果を基にき裂長さと荷重繰返し数との関係、寿命、あるいは応力拡大係数に関する情報等を導くことである。

以上のような目的のために、通常は帯状に分布する a と b との関係を巨視的に確定的関係にあるとし、両対数座標上の直線回帰等で近似している。一方、このようなデータは確率統計的な取扱いが可能であり、実用的には次のような方法が考えられる。すなわち、

(1) b は任意の a において確率的に出現する、(2) 両者の関係を回帰直線で表した際に、パラメータが分布を持つとするような考え方である。この(2)の場合には、2種類の考え方が成立し、(a) 勾配を表すパラメータはばらつきが小さいとし、切片を表すパラメータのみ分布する、(b) 勾配と切片を表す2個のパラメータそれぞれがばらつきを持つとする考え方である。

上記した(1)の方法は確率過程論によるき裂進展モデルとして提案されており、Virkler^{1),2)}、Yang^{3),4)}、Artley⁵⁾の研究等がある。これらによると、任意のき裂長さにおいて荷重の繰返し1回ごとにき裂進展量が独立に確率的に生じるとすれば、き裂進展寿命の平均値は確定論による推定値に近く、ばらつきは非現実的に小さくなることが示されている。したがって、このようなモデルはき裂進展寿命のばらつきを評価するためには適当でない。一方、(2)の(a)については、応力拡大係数とき裂進展の関係は議論の対象として、Besuner⁶⁾、Harris⁷⁾、著者ら^{8),9)}の研究がある。また、上記のYang^{3),4)}の研究もこの立場が含まれている。(2)の(b)については、著者らの知る限りこの観点からの

† 原稿受理 平成5年10月18日 Received Oct. 18, 1993

* 正 会 員 航空宇宙技術研究所 〒181 三鷹市大沢, National Aerospace Lab., Ohsawa, Mitaka, 181

** 航空宇宙技術研究所 〒181 三鷹市大沢, National Aerospace Lab., Ohsawa, Mitaka, 181

研究は見当たらないので、著者らの新しい提案であると考えられる。ただし、この方法は解析的に取扱うことが困難であり、モンテカルロ・シミュレーションを使う必要がある。

本研究は、輸送機主脚油圧アクチュエータのロッドエンド・ハウジングに生じた疲労破面から計測したストライエーション幅データを例として、これを基にき裂進展寿命分布を推定する。解析方法としては、著者らの提案するモンテカルロ・シミュレーションを使用する方法を含め、上記(2)の回帰直線のパラメータ分布を応用する方法を選択する。これらの方法を提示するとともに、例としたデータを解析し、得られた結果について検討する。さらに、初期き裂長さを0 mmと仮定し、寿命のB許容値を導き実際の寿命と比較する。

2 き裂長さとストライエーション幅の関係

いま、き裂発生箇所からのき裂長さ a とストライエーション幅 b の関係は、経験的に

$$b = C \cdot a^m \quad (1)$$

と表される。ここで、 C と m は確定論で議論する場合には定数である。両辺の対数を取れば、

$$\log b = \log C + m \log a \quad (2)$$

となる。すなわち、両対数座標上で b と a は直線関係にある。なお、 b をき裂進展速度 da/dn に等しいとすれば、式(1)は無限平板の中央き裂に対するParis-Erdogan則に対応する関係式となる。

3 ロッド・エンド・ハウジングの疲労破面

観測

本研究で用いたロッド・エンド・ハウジング疲労破

Fig. 1. A hydraulic actuator for a main landing gear.

Fig. 2. Fracture surface of a rod end housing.

面の詳細と破面解析結果の一部は、すでに著者らが紹介しているので概略のみを示す。Fig. 1に主脚用油圧アクチュエータとロッド・エンド・ハウジングの外観図を示す。Fig. 2は疲労破面の位置を示す。Fig. 3は、油圧アクチュエータのロッドエンド・ハウジングに作用すると考えられる1飛行サイクルの内圧変化を示している。これら以外に、油圧の脈動も考えられる。Fig. 4に観察されたSEM写真の例を示す。Fig. 3の荷重履歴により、この写真の2本の大きなストライエーション1組の間隔を1飛行サイクルによるストライエーション幅として計測した。

Fig. 3. Pressure variation of a hydraulic actuator in one flight cycle.

Fig. 4. Striations observed by SEM.

Fig. 5. Observed striation spacing versus crack length.

前報⁹⁾で得られた a と b の関係に, 新たに導入した電界放射型 SEM による計測点を追加して, a と b との関係を図 5 の両対数グラフ上に示す. 前報の SEM では観測できなかったき裂長さの短い範囲において, 新たなストライエーションが観測された. この図により, a と b の関係を式 (1) または式 (2) で近似することは妥当であると考えられる. なお, 近似直線を後記する回帰分析の結果を用いて示した.

4 き裂長さとストライエーション幅の関係 によるき裂進展寿命分布の推定方法

Fig. 5 のような a と b の関係が与えられれば, これらを解析し, き裂進展寿命 N およびその分布を導くことができる. ここで, 初期き裂長さを a_0 , 破断する最終き裂長さを a_f とする.

4.1 確定論による場合

確定論では N のみを導く. まず, a と b の測定値を用いて, 式 (2) をあてはめた最小 2 乗法により a と b の近似的関係式を導く. この場合, a を独立変数として扱う. いま, a と b の測定値は k 組あるとして, 任意の組を i で表す. m と C の推定値は,

$$m = \frac{\sum \log a_i \cdot \log b_i - k \log a \cdot \log b}{\sum (\log a_i)^2 - k (\log a)^2} \quad (3)$$

$$C = \exp_{10}(\log b - m \log a) \quad (4)$$

により計算できる. ここで, $\exp_{10}(x) = 10^x$ を意味する. また,

$$\log a = (\sum \log a_i) / k \quad (5)$$

$$\log b = (\sum \log b_i) / k \quad (6)$$

を表す. いま, 荷重の繰返し数を n として, ストライエーション幅とき裂進展速度が等しい, すなわち

$$b = da/dn \quad (7)$$

とする. 式 (1) と式 (7) を用いて N を導くと,

$$\left. \begin{aligned} N &= (a_f^{1-m} - a_0^{1-m}) / \{C(1-m)\}, & (m \neq 1) \\ &= \{\ln(a_f/a_0)\} / C, & (m = 1) \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

となる. 以下では議論を複雑にしないため, $m \neq 1$ の場合のみを取扱う.

4.2 回帰直線におけるパラメータ分布の応用

ここでは, 最初に著者らによる提案を示し, その後この考え方の特殊ケースとして, 従来の m を一定とする取扱いについて論じる. なお, ここで論じているパラメータと寿命は推定値を意味する.

4.2.1 m と C 両方の確率分布を考える場合

SEM 観察により得られたデータを式 (2) により近似した場合, 回帰理論によりパラメータ m と $\log C$ は確率的に取扱うことができる. そこで, m と $\log C$ の組合せの分布を導くことができれば, N の分布を導くことができる. ただし m と $\log C$ の組合せ分布を導くために, モンテカルロ・シミュレーションを使う必要がある.

いま m と $\log C$ の間には相関があるから, 両者の組合せの分布を直接導くことは困難である. そこで, m と独立の関係にある $\log b$ を与え, これを介して m と $\log C$ の組合せを導く. その時, 点 $(\log a, \log b)$ は回帰直線上に存在する. すなわち, m と C の関係は式 (4) で与えられる. ここで, $\log a$ は計測の方法により決まる確定値である. 一方, 式 (4) で明らかなように, C は 2 個の独立な確率変数 m と $\log b$ により与えられる. また, 式 (4) は m と C の相関関係を示すものである.

回帰理論によると, 実験データから得られる誤差分散は,

$$\sigma_E^2 = \{\sum (\log b_i - \log C - m \cdot \log a_i)^2 / (k-2)\} \quad (9)$$

である. ここで, σ_E^2 は不偏推定量である. また, m と $\log b$ それぞれの不偏分散 $\sigma^2[m]$ と $\sigma^2[\log b]$ は,

$$\sigma^2[m] = \sigma_E^2 / \{\sum (\log a_i)^2 - k (\log a)^2\} \quad (10)$$

$$\sigma^2[\log b] = \sigma_E^2 / k \quad (11)$$

で与えられる.

ここで, 観測値により得られる m と $\log b$ の分布は t 分布に従うことが知られている. しかし, 両者の母集団は無限個の値からなる正規母集団と考えてよいであろう. そこで, 本研究におけるモンテカルロ・シミュレーションでは両者の分布を正規分布として取扱う. m については平均を式 (3), 分散を式 (10) とする. また, $\log b$ については平均を式 (6), 分散を式 (11) とする. シミュレーションにより上記の m と $\log b$ の組合せを与えれば, C は式 (4) により求められる. このように得られた m と C の一つの組合せから, 式 (8) により一つの N を導くことができる. したがって, シミュレーションを繰返すことにより N の分布を導くことができる.

以上のように導かれる N は, あくまでも k 個の測定値による回帰分析結果を使用した推定である. このために, データ数が増え, 測定されるき裂長さの範囲が広がれば, 式 (10) と式 (11) により m と $\log b$ は σ_E の大きさによらず, それぞれ母集団の平均に収束する. したがって, N も確定論による推定値に収束する. すなわち, ここで導かれる N のばらつきはパラメータの推定精度に依存し, 材料固有の寿命のばらつきを示すものではない. ただし, 実際には測定値の個数やき裂長さ範囲について理想的なデータを揃えることは不可能である. このような意味で, 本提案は測定の不十分さを補うための解析法であるといえる.

4.2.2 m を確定値と考える場合 式 (10) において, a の範囲を十分に広く測定点数も多くとれば, $\sigma[m]$ は十分に小さくなるので, 事実上 m にはばらつきがないと考えることができる. すなわち, C だけにばらつきがあると考えることができる. ただし,

m は回帰分析で導かれる値を使うものとする。この仮定によりき裂進展寿命 N のばらつきを導くことができる。式 (8) により、 $\log N$ の標準偏差 $\sigma[\log N]$ は、

$$\sigma[\log N] = \sigma[\log C] \quad (12)$$

と表される。すなわち、 $\log N$ の標準偏差は $\log C$ の標準偏差に一致する。さらに、 $\log C$ の分布形が正規分布に従えば、 $\log N$ の分布形も正規分布に従う。

一方、 C については 2 種類の場合を考えることができる。すなわち、(1) m を一定とする回帰分析で得られる C 、および (2) 式 (1) で m を一定とする場合の C である。

(1) 回帰分析で得られる C の場合

$\log C$ の分散は、式 (4) と式 (12) により、

$$\sigma^2[\log C] = \sigma^2[\log b] = \sigma^2[\log N] = \sigma_e^2/k \quad (13)$$

となる。すなわち、 $\log C$ 、 $\log b$ 、 $\log N$ の分散は互に等しくなる。また、 σ_e^2 はデータ数 k によらず不偏推定量であるので、式 (13) における各分散は巨視的な意味で k に逆比例する。したがって、 k が非常に大きくなると、寿命 N は確定値として推定されることになる。

以上から、 N の平均は式 (8) に回帰分析による m と C の値を代入して得られ、 $\log N$ の分散は式 (13) で与えられる。この場合は回帰分析で得られたパラメータにより推定される N を論じていることになる。

(2) 式 (1) で m を一定とする場合

式 (1) において、 m と C は材料定数であるとしたが、ここでは m は確定値であり、 C は材料固有のばらつきがあると考えてみよう。このとき、Fig. 5 のデータは母集団から得られたものと想定している。すると、式 (2) により $\log C$ のばらつきは $\log b$ のばらつきと一致することになる。したがって、式 (12) と合せて、

$$\sigma^2[\log N] = \sigma^2[\log C] = \sigma^2[\log b] = \sigma_e^2 \quad (14)$$

となる。また、 $\log N$ の平均は回帰分析で得られた m と $\log C$ の値によって計算される。なお、 σ_e^2 の期待値は k に依存しないから、 $\sigma[\log N]$ は材料固有の値として推定される。この考え方は、緒言で触れた確率過程論において、1 回ごとの荷重の繰返しによるき裂の進展は完全に相関があるとする考え方に一致する^{3,4)}。

緒言に挙げた m を確定値とする研究は、すべてここで述べた (2) の立場に立つものであり、(1) の立場からの検討はまだ行われていないと思われる。

5 計算結果と考察

上記した考え方に従って計算した結果を示す。なお、供試体のロッド・エンド・ハウジングの寿命は 9176 フライトであった。

5・1 測定データによるパラメータと寿命の推定

Fig. 5 に示した測定データから各種のパラメータと

Table I. Parameters and standard deviations estimated by a regression analysis.

k^*	m	C	σ_e	σ [m]	$\sigma_e/\sqrt{k}$
43	0.6937	0.0006731	0.07829	0.02723	0.01194

* number of observations.

Table II. Crack-propagation life calculated by parameter estimates obtained by a regression analysis.

a_0	a_f	N
0	12.58	10533
0.01566	12.58	9176
0.28	12.58	7250

a_0 , a_f = initial, final crack length (mm).

標準偏差を計算した。得られた結果を Table I に示す。また、この表における m と C を使い、初期き裂長さを 3 種類想定し、最終き裂長さをストライエーションが測定された最大長さ 12.58 mm と想定して、寿命の推定値を導いた。得られた結果を Table II に示す。これは確定論による寿命の推定値である。なお、初期き裂長さの 0.28 mm はストライエーションが観測された最小き裂長さであり、0.01566 mm は供試体の寿命と寿命の推定値を等しくするために想定した初期き裂長さである。かなり小さな値であるが、0 ではない。初期き裂長さを 0 mm とした場合は、供試体の寿命が 9176 フライトであるから、約 15% の過大な推定である。

5・2 回帰直線におけるパラメータ分布の応用

5・2・1 m を確定値とする場合 前述した 4・2・2 項の (1) および (2) の考え方による $\log N$ の標準偏差はそれぞれ式 (13)、(14) であり、これらの値は Table I に示している。ただし、この場合にも自由度は $k-2$ とした。式 (13) による値 0.012 はデータ個数 $k=43$ であるので、式 (14) による値 0.078 に比べて非常に小さいことがわかる。

5・2・2 m と C の確率分布を利用する場合 モンテカルロ・シミュレーションにより、実用的観点から 200 組の m と C を発生させた。 m と C の組合せは初期き裂長さの違いがあっても同じ組合せを使用している。Table III に 200 組の m と C から計算した対

Table III. Results of crack-propagation lives and their scatter obtained by Monte Carlo simulation.

h^*	a_0^{**}	a_f^{**}	N_h^{***}	N_{mh}^{****}	$\sigma[\log N]$
200	0	12.58	10541	10525	0.02932
	0.01566	12.58	9160	9144	0.01798
	0.28	12.58	7237	7232	0.01281

* sample size, ** a_0 , a_f = initial, final crack length (mm), *** median life from averaged log-life, and **** median life by ranking.

Fig. 6. 200 sets of m and C values given by Monte Carlo simulation and their mean theoretical relationship and regression line.

Fig. 7. Distributions of crack-propagation lives.

数平均の真数およびランク付けによる N の中央値, ならびに $\log N$ の標準偏差値を示す. 2 種の中央値は確定論による Table II の N とよく合っている. また, $a_0 = 0.28$ mm の場合はデータの内挿範囲となるが, $\log N$ の標準偏差は m を一定とした場合に回帰分析から得られる値, すなわち Table I の $\sigma_E/\sqrt{k}$ の値よりもわずかに大きくなっている. これは m にもばらつきを考慮したためである. なお, $a_0 = 0.01566$ および 0 mm のようにき裂の短い範囲に外挿範囲が広がるほど, $\log N$ の標準偏差は大きくなる. つまりき裂進展寿命のばらつきは大きくなる.

Fig. 6 に 200 組の m と C をプロットして示す. 両者の相関の様子がわかる. 図上に示した太線は式 (4) により描いたものであるが, 両者の平均的関係をよく表している. また細線は, m を独立変数としてこの図上で最小 2 乗法により導いた関係である. 式 (4) はこの細線にもほぼ一致している.

Fig. 7 には, き裂進展寿命分布を対数正規確率紙上にプロットして示す. データの内挿範囲において導いた寿命分布は対数正規分布によくあてはまる. き裂が短い範囲での外挿が含まれると, この確率紙上で上に凸の分布形を示す傾向がある. すなわち, 寿命の長い

側に幾分尾をひく分布形となる. これはき裂の短い範囲で, 繰返しが積算されるからである.

Fig. 8 は, Fig. 5 のき裂長さ a とストライエーション幅 b の関係を再度示した. この図に最小 2 乗法による両者の近似関係を太線で, 並びに $a_0 = 0$ mm とした場合のモンテカルロ・シミュレーションで導いた 200 個の寿命 N の中で最小と最大の N を与える m と C の組合せにより描いた a と b の関係を細線で示した. 最大寿命を与える関係はき裂の短い範囲で b が小さいことがわかる. 最小寿命を与える関係はその逆の関係となっている. この点から, き裂の短い側に外挿範囲を広げて寿命分布を導くと, 対数正規確率紙上では上に凸の寿命分布, すなわちより長寿命側に尾を引く分布形が得られることがわかる. なお a_0 が変化すると, N の最小および最大を与える m と C の組合せも変化する.

Fig. 9 にはき裂進展曲線が交差する様子を示すために, 乱数列の最初の 30 組によるき裂進展曲線を示す. あまり多くの曲線を一度に描くと, おおのこの曲線の区別がつかなくなるため 30 本に限定した. かなりの回数で交差が起きていることがわかる. もちろん, 前

Fig. 8. The regression line and the relationships of b and a to present the minimum and maximum lives among 200 relationships, where initial crack length assumed to be zero mm.

Fig. 9. Crack propagation curves of first 30 simulations, where initial crack length assumed to be zero mm.

Table IV. B values and 90% confidence values of crack-propagation life.(a) $m=\text{constant}$, $\sigma[\log C]=\sqrt{Eq. (13)}$
 $N_B=90\%$ confidence value

DOF	a_0	a_f	N_B
41	0	12.58	10163

(b) $m=\text{constant}$, $\sigma[\log C]=\sqrt{Eq. (14)}$
 $N_B=B$ value

DOF	a_0	a_f	N_B
41	0	12.58	7774

(c) Monte Carlo simulation

DOF	a_0	a_f	N_B^*	N_B^{**}
199	0	12.58	9554	9529

DOF=degree of freedom.

 a_0, a_f =initial, final crack length (mm).* B value for the log-normal distribution and** B value from 13/200 (rank/observations) for unknown distribution.

記したように m にばらつきがないと仮定した場合には、き裂の進展曲線には交差が起きず、末広がりの形状を示すことになる。

5・2・3 B 許容値 初期き裂長さを 0 mm とした解析結果を使用して、供試体の寿命が推定できれば、実用的には大きな価値がある。そこで、MIL-HDBK-5F¹⁰⁾ の B 許容値 (非破壊確率=0.9, 信頼水準=0.95) でこの目的を達成できないかを調べた計算結果を Table IV に示す。

Table IV (a) は m 一定、 C のばらつきは回帰分析による式 (13) を使用した場合である。この場合は C の B 許容値という概念には疑問があるので、平均値の信頼限界を使用した。したがって、この場合は N の信頼限界とでもいうべきであろう。この値は供試体の寿命に比べて危険側に大きく外れている。

Table IV (b) の場合は、 m 一定とした場合で、 C のばらつきには材料固有の値と考えた式 (14) を用いた。この場合の N の B 許容値は、安全側であるが供試体の寿命に比べて小さ過ぎる値である。

Table IV (c) はモンテカルロ・シミュレーションによって導いた N の B 許容値を示す。2種類の値があり、一方は N の分布に対数正規分布を仮定して導いた場合である。もう一つの方法は、未知の分布形に対するノンパラメトリックな手法を用いた。標本の大きさ 200 の場合は小さい方から 13 番目の N が B 許容値に相当することを利用した。2種の方法による N の B 許容値はよく合っている。またこれらの値は供試体の寿命 9176 フライトにかなり近いことがわかる。すなわち、本研究で提案した方法によれば、 $a_0=0$ mm とした場合の B 許容値として供試体の寿命をほぼ推定することができた。

一方、前記したように Table IV (a) と (c) の方法は、ストライエーションの測定点数をき裂進展の全範囲について増やせば、基本的に推定寿命のばらつきが減少し、最小 2 乗法により推定されたパラメータにより導かれる値 (確定論) に近づくはずである。しかも、供試体の寿命にも近づくはずである。ただし、実際の寿命と一致する推定値を得るためには、さらにき裂の短い範囲におけるストライエーション幅のデータが必要となる。これは SEM の能力等から実際には困難である。すなわち、ストライエーションの測定から供試体の寿命を推定するという問題は、明確に議論することが難しいき裂の発生時点あるいは初期欠陥の大きさ、き裂の短い範囲での進展挙動等が大きく左右している。

一方、上記のような解析結果は、き裂がある程度伸びて、ストライエーションが観察されるようになってからの挙動としては確からしいと考えられるので、保守・整備における点検時期の決定等には有益である。

6 結 言

疲労破面を観測して得られたき裂長さストライエーション幅データを基に、回帰直線におけるパラメータ分布とモンテカルロ・シミュレーションを利用してき裂進展寿命分布を導く新しい手法を提案した。また、ロード・エンド・ハウジングに現れた疲労破面の観測データを例として、従来の方法も含めて解析を試みた。主な結論を以下に列挙する。なお、 m と C は式 (1) のパラメータである。

(1) 本研究で解析対象としたき裂長さ a とストライエーション幅 b の関係は、両対数グラフ上で直線で近似できると見なせた。

(2) 初期き裂長さを 0 mm とし、確定論により推定した寿命 N は供試体の N より約 15% 過大であった。

(3) m を一定とすれば、 $\log N$ と $\log C$ それぞれの分布形と分散は互いに等しくなる。これらの分散推定値は、 $\log C$ の不偏分散を回帰分析で導く場合を考えると、 $\log b$ ($\log b$ の平均) の分散、すなわち誤差分散をデータ数 k で割った値に等しくなる。したがって、 k が大きくなれば、誤差分散の大きさによらず N は確定値に収束する。一方、 $\log C$ のばらつきを材料固有の値と考えれば、 $\log b$ の分散と等しくなり、誤差分散そのものとなる。

(4) 本提案によるモンテカルロ・シミュレーションの基にした m と $\log b$ それぞれの分散は、観測領域と個数を大きくすれば 0 に収束するから、シミュレーションにより導かれる寿命もこれらに連れて確定値に収束する。

(5) モンテカルロ・シミュレーションによる m と C の組合せ分布から導いた中央寿命 (対数寿命平均

の真数またはランク付けによる中央寿命)は確定論による寿命とはほぼ一致した。寿命の分布形はデータの内挿範囲で導いた場合, 対数正規分布によく適合した。

き裂の短い範囲に外挿範囲が広がると対数正規確率紙上で幾分上に凸の分布形となる。寿命のばらつきを $\log N$ の標準偏差で表すと, データの内挿範囲のみを考えた場合には, $\overline{\log b}$ の標準偏差 $\sigma_E/\sqrt{k}$ の値よりわずかに大きかった。また, き裂の短い範囲に外挿範囲が広がるほど, $\log N$ の標準偏差は増加した。

(6) シミュレーションにより導かれた m と C の平均的關係は, ストライエーション・データから回帰分析により得られた両者の關係式で表すことができた。またこの關係は, 両者のシミュレーション・データに対し, m を独立変数とする最小2乗法により導いた關係とよく一致した。

(7) シミュレーションで, 寿命 N の最小を与えたき裂長さ a とストライエーション幅 b の關係は a の小さい範囲で b が大きく, 最大を与える場合は b が小さい關係であった。

(8) 本提案によるシミュレーションで導いたき裂進展曲線は互いに交差が起きる。

(9) 初期き裂長さを 0 mm として, シミュレーションにより導いた寿命の B 許容値は, 供試体の寿命よりわずかに過大評価であったがほぼ一致する値であった。

(平成4年12月7日 日本材料学会第11回材料・構造信頼性シンポジウ

ムにて講演)

参 考 文 献

- 1) D. A. Virkler, B. M. Hillberry and P. K. Goel, Airforce Flight Dynamic Laboratory, AFFDL-78-43 (1978).
- 2) D. A. Virkler, B. M. Hillberry and P. K. Goel, J. Engng. Mat. Tech., Trans. ASME, **101**, 148 (1979).
- 3) J. N. Yang and R. C. Donath, J. Aircraft, **20**, 1028 (1983).
- 4) J. N. Yang, S. D. Manning, W. H. Hsi and J. L. Rudd, "Probabilistic Fracture Mechanics and Reliability," W. Provan, ed., 171 (1987) Martinus Nijhoff Publishers
- 5) M. E. Artley, WRDC-TR-89-3093, WRDC/FIBEC, Wright-Patterson AFB (1989).
- 6) P. M. Besuner and A. S. Tetelman, EPRI 217-1, Tech. Rept. No. 4 (1975), Electric Power Research Institute, U. S. A.
- 7) D. O. Harris and E. Y. Lim, "Probabilistic Fracture Mechanics and Fatigue Methods," J. M. Bloom and J. C. Ekvall, eds., ASTM STP 798, 19 (1983).
- 8) 下河利行, 浜口泰正, 材料, **35**, 564 (1986).
- 9) 角田義秋, 下河利行, 航技研報告, TR-1047 (1989).
- 10) MIL-HDBK-5F, "Metallic Materials and Elements for Aerospace Vehicle Structures" (1990) Department of Defense, U. S. A.