疲労き裂伝ば速度に対する試験片内変動モデルの検討[†]

市 川 昌 弘* 秋 田 敏*

Examination of Intra-Specimen Variability Model
for Fatigue Crack Propagation Rate

by

Masahiro ICHIKAWA* and Satoshi AKITA*

In this paper, examinations have been made on the intra-specimen variability model as a stochastic model of the fatigue crack propagation rate. This model assumes that the parameter C in the Paris' law $da/dN = C(\Delta K)^m$ is a spatial random variable within a specimen. The examinations were made with respect to the following two points. The first examination was concerned with the relation between the experimentally observed inter-specimen variability of the parameters in the Paris' law and this model. When the equation $da/dN = C_s(\Delta K)^{m_s}$ is applied to each specimen, inter-specimen variability of C_s and m_s is observed experimentally. It is known that $\log C_s$ and m_s are normally distributed approximately and there exists a strong correlation between $\log C_s$ and m_s . This paper first examined if these experimental characteristics can be interpreted by the model. From the analysis, it was shown that the above mentioned experimental characteristics could be interpreted by the intra-specimen variability model both qualitatively and quantitatively. The second examination was concerned with the correlation distance which appears in this model. It was attempted to estimate the value of the correlation distance, and a rather large value was obtained. Thus, it was pointed out that a detailed consideration is necessary on the relation between the correlation distance and the microstructure of the material. Finally, a possibility of a modified model was suggested in which the parameter C was assumed to be a random variable among specimens as well as within a specimen.

キー・ワード：疲労き裂伝ば速度，統計破壊力学，試験片内変動モデル

1 緒 言

疲労き裂伝ば速度 da/dN の確率特性の研究は，機械構造物の信頼性確保のうえから重要であり，近年内外で関心が高まっている。 da/dN の確率モデルとして，Paris 則 $da/dN = C(\Delta K)^m$ におけるパラメータ C ^{1)~4)} が試験片内で空間的に変動すると考えるモデルがある。以下このモデルを試験片内変動モデルとよぶ。試験片内変動モデルによるき裂伝ば寿命の解析が，石川ら³⁾，著者らにより行われ，き裂伝ば寿命の変動の実験的傾向が本モデルによりある程度説明できることが示されている。本論文はこのモデルの検証のために，さらに二つの角度から検討を行ったものである。

第一は，実験によって直接観察される Paris 則のパラメータの試験片間変動特性が本モデルによって説明されるかどうかの検討である。すなわち，同一材料の多数の試験片について da/dN を測定し， $da/dN = C_s(\Delta K)^{m_s}$ の形の式を試験片ごとにあてはめると， $\log C_s$ と m_s はいずれも正規分布にほぼ従い，かつ $\log C_s$ と m_s の間には強い負の相関がみとめられる

ことが実験で明らかにされているが^{5)~7)}，この実験特性が試験片内変動モデルによって説明されるかどうかという問題である。本論文ではまずこの点について定性的および定量的検討を行った。

第二は相関距離の検討である。2章で詳述するように，相関距離は C の空間的変動の様相を表すパラメータの一つで，試験片内変動モデルを構成する重要な因子である。本論文ではこの相関距離の値の推定を試み，この角度からも本モデルの検討を行った。

2 試験片内変動モデルによる C_s と m_s の
試験片間変動の解析

試験片内変動モデルの考えに従い，き裂伝ば経路上の各点で

$$\frac{da}{dN} = C(\Delta K)^m \quad (1)$$

が成立し， C は伝ば経路に沿って変動するものとする。 m は一定とする。以下では解析を簡単にするため，木村ら¹⁾に従い， C は長さ δ の区間を単位として変動するものとする (Fig. 1)。各区間の内部では C は一定であ

[†] 本報を「疲労き裂伝ば速度の信頼性工学的研究 (第3報)」(Reliability Engineering Approach to Fatigue Crack Propagation Rate, III) とする。

原稿受理 昭和61年1月30日 Received Jan. 30, 1986

* 正 会 員 電気通信大学 調布市調布ヶ丘, University of Electro-Communications, Chofugaoka, Chofu

Fig. 1. Fatigue crack propagation model.

る。実際には C は伝ば経路に沿って、相関を有しながら連続的に変化すると考えられるが、Fig.1はこのような変動の本質を抽出したもの⁴⁾とみることができ、 $\delta \rightarrow 0$ のとき相関は0（すなわち任意の2点の C は互いに独立）、 $\delta \rightarrow \infty$ のとき相関は1（すなわち C は場所によらず一定）となる。石川らは C の相関が無視できないと考えられる空間距離を相関距離とよんでいるが、Fig.1の δ はこれと同一内容の距離であると考えられる。そこで以下、 δ を相関距離とよぶことにする。

さて、前報⁷⁾の実験結果と比較するために、Fig.2のような軸荷重をうける中央き裂試験片において、応力幅 $\Delta\sigma$ =一定の条件下でき裂が伝ばする場合を考える。

Fig. 2. Center-cracked specimen.

き裂はFig.1のモデルに従って伝ばするとし、ここでさらに C の変動は対数正規分布に従うという仮定を設ける。すなわち、 i 番目の区間の C の値を C_i とすると、 $C_1, C_2, \dots$ は対数正規分布をなしているものとする。式(1)の対数をとると

$$\log \frac{da}{dN} = \log C + m \log \Delta K \quad (2)$$

$\log C$ の平均値と分散を $\mu(\log C)$ 、 $\sigma^2(\log C)$ とし

$$\log C = \mu(\log C) + v \quad (3)$$

とおくと、仮定により v は平均値が0、分散が $\sigma^2(\log C)$ の正規分布に従う。式(2)、(3)より

$$\log \frac{da}{dN} = \mu(\log C) + m \log \Delta K + v \quad (4)$$

いま

$$x = \log \Delta K, \quad y = \log(da/dN) \quad (5)$$

$$\alpha = \mu(\log C), \quad \beta = m \quad (6)$$

とおくと、式(4)は次のように書きかえられる。

$$y = \alpha + \beta x + v \quad (7)$$

さて、 da/dN を測定し、長さ δ の区間ごとに測定値

を1個ずつ得たとする。 $x-y$ 座標にプロットしたデータ点を (x_i, y_i) とすると、式(7)より

$$y_i = \alpha + \beta x_i + v_i \quad (8)$$

の関係が成立する。 v_i は正規確率変数 v の実現値である。最小二乗法によりこれらのデータ点に試験片ごとに直線をあてはめ、その直線の式を

$$y = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x \quad (9)$$

とする。また、式(9)を da/dN と ΔK の関係にもどした式を次のように表すことにする。

$$\frac{da}{dN} = C_s (\Delta K)^{m_s} \quad (10)$$

式(9)と式(10)の対応より次式がなりたつ。

$$\hat{\alpha} = \log C_s, \quad \hat{\beta} = m_s \quad (11)$$

式(10)は試験片単位でParis則をあてはめたものであり、一方式(1)は試験片内の各点にParis則をあてはめたものであって、 C_s と C 、 m_s と m は互いに異なるものである。

さて、最小二乗法の理論によれば、次の関係が成立する。

$$\hat{\alpha} = \alpha + \bar{v} - \bar{x} \frac{\sum (x_i - \bar{x}) v_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \quad (12)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) [\beta (x_i - \bar{x}) + v_i - \bar{v}]}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \quad (13)$$

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x} \quad (14)$$

ここで、 $\bar{x} = \sum x_i/n$ 、 $\bar{y} = \sum y_i/n$ 、 $\bar{v} = \sum v_i/n$ で、 n は長さ δ の区間の数である。なお、以上において総和記号は $i=1$ から $i=n$ までの和を意味する。仮定により v は正規分布に従うから、式(12)、(13)より $\hat{\alpha} (= \log C_s)$ と $\hat{\beta} (= m_s)$ はいずれも正規分布に従うことになる。これは実験の傾向と一致する。また式(14)より $\hat{\alpha} (= \log C_s)$ と $\hat{\beta} (= m_s)$ の間にはほぼ直線関係が成立することになるが、これは $\log C_s$ と m_s の間に強い負の相関が存在するという実験の傾向と一致する。^{5)~7)}

つぎに、最小二乗法の理論によれば、式(12)の $\hat{\alpha} (= \log C_s)$ と式(13)の $\hat{\beta} (= m_s)$ の期待値は、それぞれ $\alpha (= \log C)$ 、 $\beta (= m)$ に一致する。また、 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ の分散は次式で表される。

$$\sigma^2(\hat{\alpha}) = \sigma^2(\log C_s) = \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right] \sigma^2(\log C) \quad (15)$$

$$\sigma^2(\hat{\beta}) = \sigma^2(m_s) = \frac{\sigma^2(\log C)}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \quad (16)$$

式(15)、(16)により $\sigma^2(\log C_s)$ と $\sigma^2(m_s)$ の値を計算してみる。前報⁷⁾の実験に対応させて、Fig.2の試験片にお

*1 $\bar{y} (= \sum y_i/n)$ の値は試験片により変動するから、各試験片の m_s と $\log C_s$ を $m_s - \log C_s$ 座標にプロットしたとき、完全に一本の直線になるわけではなく、直線のまわりにばらつくこととなる。すなわち式(16)は完全な直線関係を与えるものではない。実験結果もそのようなになっている。

いてき裂半長 $a=a_1=9\text{ mm}$ から $a=a_2=23\text{ mm}$ までの伝ばを考える^{*2}。4章で示すように、このデータの場合の相関距離 δ は約 0.8 mm 以上と推定されるので、以下では $\delta=0.8\text{ mm}$ として計算する。したがって $n=18$ となる。 $x_i(i=1\sim 18)$ は、 $x_i=\log[\Delta\sigma\times\sqrt{\pi a_i}/\sec(\pi a_i/W)]$ 、 $a_i=a_1+\delta(i-0.5)$ 、 $a_1=9\times 10^{-3}\text{ m}$ より計算した。実験条件より $\Delta\sigma=59.4\text{ MPa m}^{1/2}$ 、 $W=70\times 10^{-3}\text{ m}$ である。また $\sigma(\log C)$ の値は次のようにして決めた。前報で示したように、 C の変動係数 η_C と相関距離 δ の間には一定の関係があり、 $\delta=0.8\text{ mm}$ とすると $\eta_C=0.316$ となる。しかるに C が対数正規分布に従うときは $\sigma(\log C)=\sqrt{\ln(1+\eta_C^2)}$ 、すなわち $\sigma(\log C)=\sqrt{\ln(1+\eta_C^2)}/\ln 10$ の関係が成立するので、 $\eta_C=0.316$ のとき $\sigma(\log C)=0.134$ となる。以上の数値を式(15)、(16)に代入すると、 $\sigma(\log C_s)=0.395$ 、 $\sigma(m_s)=0.331$ となる。一方、前報の実験値はそれぞれ 0.310 、 0.247 であるから、計算値と実験値はかなりよく一致しているといえよう。

なお、 $\alpha(=\log C)$ と $\beta(=m)$ の値そのものは、次のようにして実験データから推定される。すなわち前述のように $\hat{\alpha}(=\log C_s)$ と $\hat{\beta}(=m_s)$ の期待値はそれぞれ α と β に一致するから、 $\log da/dN$ - $\log \Delta K$ 座標上のプロットに各試験片ごとに直線をあてはめてこれより $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を求め、 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ の標本平均を求めればこれが α 、 β の推定値となる。本モデルでは m_s を一定を仮定しているのではなく m を一定を仮定しているため、各試験片ごとに直線をあてはめるとき、直線の傾斜を全試験片について同じにする必要はない。

3 試験片内変動モデルによるき裂伝ば寿命の解析

つぎに、相関距離 δ の大きさを推定する準備として、き裂がある長さ a_1 から任意の長さ a_2 まで成長するのに要する繰返し数 N (以下これをき裂伝ば寿命とよぶ) の平均値 μ_N と変動係数 η_N の表示式を、試験片内変動モデルより導く。Fig. 1 のモデルにおいて C の分布形を特定しない場合については、前報で線形近似の手法により μ_N と η_N の表示式を導いたが、以下では C が対数正規分布に従う場合の表示式の導出について述べる。

Fig. 2 の中央き裂試験片において、 $a=a_1$ から、 $a=a_2$ までの間に長さ δ の区間が n 個ふくまれているとする。 i 番目の区間 $a_1+(i-1)\delta < a < a_1+i\delta$ における C の値を C_i とし、この区間をき裂が通過するのに要する繰返し数を N_i とすると、式(1)を積分して

$$N_i = \frac{1}{C_i(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^m} \int_{a_1+(i-1)\delta}^{a_1+i\delta} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \quad (17)$$

したがって、 $a=a_1$ から $a=a_2$ までのき裂伝ば寿命 N は

$$N = \sum_{i=1}^n N_i = \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^m} \sum_{i=1}^n \int_{a_1+(i-1)\delta}^{a_1+i\delta} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \quad (18)$$

式(18)より N の平均値 μ_N は

$$\begin{aligned} \mu_N &= \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^m} \sum_{i=1}^n \mu \left(\frac{1}{C_i} \right) \int_{a_1+(i-1)\delta}^{a_1+i\delta} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \\ &= \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^m} \mu \left(\frac{1}{C} \right) \sum_{i=1}^n \int_{a_1+(i-1)\delta}^{a_1+i\delta} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \\ &= \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^m} \mu \left(\frac{1}{C} \right) \int_{a_1}^{a_2} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \quad (19) \end{aligned}$$

また N の分散 σ_N^2 は

$$\begin{aligned} \sigma_N^2 &= \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^{2m}} \sum_{i=1}^n \sigma^2 \left(\frac{1}{C_i} \right) \left[\int_{a_1+(i-1)\delta}^{a_1+i\delta} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \right]^2 \\ &= \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^{2m}} \sigma^2 \left(\frac{1}{C} \right) \sum_{i=1}^n \left[\int_{a_1+(i-1)\delta}^{a_1+i\delta} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \right]^2 \\ &\simeq \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^{2m}} \sigma^2 \left(\frac{1}{C} \right) \delta \int_{a_1}^{a_2} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m} da \quad (20) \end{aligned}$$

上式中の $\mu(1/C)$ 、 $\sigma^2(1/C)$ は $1/C$ の平均値と分散で、次のように求められる。ある量 X が対数正規分布に従うとき、次式が成立する。

$$\left. \begin{aligned} \mu_X &= \exp \left[\mu(\ln X) + \frac{1}{2} \sigma^2(\ln X) \right] \\ \sigma_X^2 &= \mu_X^2 \{ \exp \{ \sigma^2(\ln X) \} - 1 \} \end{aligned} \right\} \quad (21)$$

ここで μ_X 、 σ_X^2 は X の平均値と分散で、 $\mu(\ln X)$ 、 $\sigma^2(\ln X)$ は $\ln X$ の平均値と分散である。一方、 $\ln(1/C) = -\ln C$ の関係より、 C が対数正規分布に従うときは $1/C$ も対数正規分布に従うから、式(21)において $X=1/C$ とおき、 $\mu(\ln(1/C)) = \mu(-\ln C) = -\mu(\ln C)$ 、 $\sigma^2(\ln(1/C)) = \sigma^2(-\ln C) = \sigma^2(\ln C)$ の関係に留意すると

$$\left. \begin{aligned} \mu \left(\frac{1}{C} \right) &= \exp \left[-\mu(\ln C) + \frac{1}{2} \sigma^2(\ln C) \right] \\ \sigma^2 \left(\frac{1}{C} \right) &= \mu^2 \left(\frac{1}{C} \right) \{ \exp \{ \sigma^2(\ln C) \} - 1 \} \end{aligned} \right\} \quad (22)$$

また、式(21)において $X=C$ とおき、 $\mu(\ln C)$ と $\sigma^2(\ln C)$ について解くと

$$\left. \begin{aligned} \mu(\ln C) &= \ln(\mu_C/\sqrt{1+\eta_C^2}) \\ \sigma^2(\ln C) &= \ln(1+\eta_C^2) \end{aligned} \right\} \quad (23)$$

式(22)、(23)より

$$\left. \begin{aligned} \mu \left(\frac{1}{C} \right) &= \frac{1+\eta_C^2}{\mu_C} \\ \sigma^2 \left(\frac{1}{C} \right) &= \left(\frac{1+\eta_C^2}{\mu_C} \right)^2 \eta_C^2 \end{aligned} \right\} \quad (24)$$

*2 前報の実験²⁾は 2024-T3 アルミニウム合金の中央き裂試験片 (厚さ 1 mm 、板幅 70 mm 、切欠き半長 7 mm) について応力幅 59.4 MPa 、応力比 0.2 の片振引張りにおける da/dN を測定したもので (試験片数は 30 個)、データ解析はき裂半長 $a=9\sim 23\text{ mm}$ の範囲について行った。本論文でも同じ範囲を解析対象とした。

式(19), (20)に式(24)を代入すると

$$\mu_N = \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^m} \cdot \frac{1+\eta_c^2}{\mu_c} \int_{a_1}^{a_2} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da \quad (25)$$

$$\sigma_N^2 \approx \frac{1}{(\Delta\sigma\sqrt{\pi})^{2m}} \left(\frac{1+\eta_c^2}{\mu_c} \right)^2 \eta_c^2 \delta \int_{a_1}^{a_2} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m} da \quad (26)$$

これより, き裂伝は寿命 N の変動係数 η_N は次のように求められる。

$$\eta_N \approx \eta_c \sqrt{\delta} \frac{\int_{a_1}^{a_2} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m} da}{\int_{a_1}^{a_2} \left[a \sec \frac{\pi a}{W} \right]^{-m/2} da} \quad (27)$$

式(25)~(27)のうち, 式(25), (26)は C の分布形を特定しなかった場合の式と異なっているが, 式(27)はこれらの相違が分母と分子で相殺されて, 分布形を特定しなかった場合の式と結果的に一致している。

4 相関距離の推定

式(25), (27)による μ_N と η_N の計算値を前報⁷⁾の実験値と比較することにより, Fig.1のモデルにおける相関距離 δ の値を推定してみる。式(25)を次式のように書きかえる。

$$\mu_N = \frac{a_2 - a_1}{[\Delta\sigma\sqrt{\pi W} \cdot G(m)]^m} \cdot \frac{\sqrt{1+\eta_c^2}}{10^{4(\log C)}} \quad (28)$$

ここで

$$G(m) = \left[\frac{1}{\xi_2 - \xi_1} \int_{\xi_1}^{\xi_2} \{ \xi \sec(\pi \xi) \}^{-m/2} d\xi \right]^{-1/m}$$

$$\xi_1 = a_1/W, \quad \xi_2 = a_2/W$$

2章で示したように, $\hat{\alpha} \equiv \log C_s$ と $\hat{\beta} \equiv m_s$ の期待値はそれぞれ $\alpha \equiv \log C$, $\beta \equiv m$ に一致するから, 式(28)における $\mu(\log C)$ と m の値としては, $\log C_s$ と m_s の標本平均を用いてよいであろう。このことと前報⁷⁾の標本平均より, $\mu(\log C) = -7.156$, $m = 2.939$ とする。また実験条件より, $a_1 = 9$ mm, $a_2 = 23$ mm, $W = 70$ mm, $\Delta\sigma = 59.4$ MPa であり, $G(2.939) = 0.5152$ である。これらの値を式(28)に代入すると, $\mu_N = 79\,800 \sqrt{1+\eta_c^2}$ となる。一方, 式(27)の η_N の表示式は, 前述のように C の分布形を特定しなかった場合の表示式と同じであるから, 式(27)を実験結果とあわせるためには, 前報⁴⁾で示したように, $\eta_c \sqrt{\delta/a_1} = 0.0943$ の関係が必要となる。この関係を $\mu_N = 79\,800 \sqrt{1+\eta_c^2}$ に代入すると, $\mu_N = 79\,800 \sqrt{1+(80/\delta)}$ となる(ただしこの式の δ の単位は μm)。Fig.3にこの式による μ_N と δ の関係を示した。一方, μ_N の実験値は 8×10^4 回である。Fig.3より δ が $800 \mu\text{m}$ 程度以上であれば μ_N の計算値と実験値はほぼ一致する。 δ が大きくなると上式の μ_N は δ に鈍感となるので, δ の値を明確に決定することは難しいが, 数百 μm より小さくはないものとFig.3より推定される。

Fig. 3. Mean crack propagation life μ_N as calculated by $\mu_N = 79\,800 \sqrt{1+(80/\delta)}$.

5 考察

2章の検討により, 試験片ごとに $da/dN = C_s(\Delta K)^{m_s}$ の形の式をあてはめた場合の C_s と m_s の試験片間変動特性は, 試験片内変動モデルによって, 定性的にも定量的にもほぼ説明できることがわかった。一方, 本モデルを構成する重要なパラメータである相関距離 δ については, 4章で得られた δ の推定値は数百 μm のオーダーであった。ごく単純には相関距離は結晶粒径に対応しているのではないかと一応考えられるが, 上記の推定値は結晶粒径にくらべ1けた大きい(前報の実験⁷⁾の供試材 2024-T3 アルミニウム合金の結晶粒径は数十 μm のオーダーである)。したがって, 今後さらに相関距離と材料組織との関係について詳細な考察が必要と考えられる。

なお, 上記の相関距離の推定値が大きすぎるか否かについては現時点では判断できないが, 仮に大きすぎるとすれば次のようなモデルの修正が考えられる。それは式(1)の C の変動として, 試験片内での空間的変動⁹⁾のほかに, 試験片間での変動も仮定するというモデルである。この場合にはき裂伝は寿命 N の変動の全体ではなく, その一部が C の試験片内変動に対応することになるから, $\eta_c \sqrt{\delta/a_1}$ の値は本論文の値($=0.0943$)より小さくなり, δ も小さくなると予想される。したがって, 相関距離と材料組織との関係について考察を進める一方で, 上記のような修正モデルの可能性を検討することも興味ある課題である。この修正モデルに対する数学的解析と実験的検討については別に報告する⁹⁾。なお, 試験片内変動と試験片間変動の双方を同時に考えるという試みは, 疲労寿命のばらつきに関して以前提唱された類似の考え方と軌を一にするものである。

なおまた, モデル構成の他の部分に原因があつてそのために見かけ上 δ の値が大きくなるということも一応考えられるが, 具体的にそのような原因があるかど

うかについては今後の検討にまきたい。

6 結 論

疲労き裂伝ば速度 da/dN の確率モデルとして、Paris 則 $da/dN = C(\Delta K)^m$ のパラメータ C が試験片内で空間的に変動すると考えるモデル（試験片内変動モデル）がある。本論文では C が対数正規分布に従うという仮定のもとにこのモデルに対して解析を行い、これを著者らの実験と⁷⁾比較して次の結果を得た。

(1) 本モデルによれば、 $da/dN = C_s(\Delta K)^{m_s}$ の関係を試験片ごとにあてはめたとき、 $\log C_s$ と m_s は正規分布に従い、かつ $\log C_s$ と m_s の間には強い負の相関が存在することになる。これは実験結果とよく一致している。また本モデルにより計算した $\log C_s$ と m_s の分散の値は、実験値とほぼ一致する。したがって、 C_s と m_s の試験片間変動特性は、定性的にも定量的にも本モデルによってほぼ説明される。

(2) 本モデルにより、き裂がある長さからある長さまで成長するのに要する繰返し数の平均値と変動係数の簡潔な表示式を導いた。

(3) これらの表示式による計算値と実験値の比較により相関距離 δ の大きさを推定したところ、数百 μm のオーダーの値が得られた。この推定値は結晶粒径にくらべ1けた大きい。したがって、相関距離と材料組織の関係について今後さらに考察が必要と思われる。

(4) C の変動として試験片内における空間的変動と同時に、試験片間での C の変動を考えれば、相関距離の推定値はもっと小さくなることを指摘した。

終りに、本研究に対しご助言を賜った本学田中栄学長に感謝致します。また本研究は文部省科学研究費補助金（一般研究 C）によって行われたことを記し、謝意を表します。

（昭和60年12月12日 第7回設計における信頼性工学シンポジウムにて講演）

参 考 文 献

- 1) 木村雄二, 国尾 武, 材料, **32**, 1144 (1983).
- 2) Y. K. Lin and J. N. Yang, Eng. Fract. Mech., **18**, 243 (1983).
- 3) 石川 浩, 鶴井 明, 日本機械学会論文集, A-50, 1309 (1984).
- 4) 市川昌弘, 中村武夫, 材料, **34**, 321 (1985).
- 5) 酒井達雄, 田中道七, 材料, **28**, 92 (1979).
- 6) S. Tanaka, M. Ichikawa and S. Akita, Int. J. Fracture, **17**, R121 (1981).
- 7) 市川昌弘, 浜口光夫, 中村武夫, 材料, **33**, 8 (1984).
- 8) 田中 栄, 秋田 敏, 日本材料強度学会誌, **8**, 94 (1973).
- 9) S. Akita and M. Ichikawa, to be published in Int. J. Fracture.