

피로균열전파저항의 변동성에 의한 균열전파율의 해석

김 선 진*
(1998년 10월 29일 접수)

An Analysis of Crack Growth Rate Due to Variation of Fatigue Crack Growth Resistance

Seon-Jin Kim

Key Words: Crack Growth Rate(균열전파율), Fatigue Crack Growth Resistance(피로균열전파저항), Spatial Stochastic Process(공간확률과정), Weibull Distribution(와이블 분포), Autocorrelation Function(자기상관함수)

Abstract

Reliability analysis of structures based on fracture mechanics requires knowledge on statistical characteristics of the parameter C and m in the fatigue crack growth law, $da/dN = C(\Delta K)^m$. The purpose of the present study is to investigate if it is possible to predict fatigue crack growth rate by only the fluctuation of the parameter C . In this study, Paris-Erdogan law is adopted, where the author treat the parameter C as random and m as constant. The fluctuation of crack growth rate is assumed only due to the parameter C . The growth resistance coefficient of material to fatigue crack growth ($Z=1/C$) was treated as a spatial stochastic process, which varies randomly on the crack path. The theoretical crack growth rates at various stress intensity factor range are discussed. Constant ΔK fatigue crack growth tests were performed on the structural steel, SM45C. The experimental data were analyzed to determine the autocorrelation function and Weibull distributions of the fatigue crack growth resistance. And also, the effect of the parameter m of Paris' law due to variation of fatigue crack growth resistance was discussed.

1. 서론

최근의 일련의 사고들 즉, 미국의 우주왕복선 쉘린저호의 폭발 사고, 소련의 체르노빌 원자력 발전소의 폭발 사고 그리고 국내의 성수대교의 붕괴나 영광 원자력 2호기의 정지 사고 등과 같은 안전사고를 시작으로 대규모 구조물의 안전성 문제가 대두되면서 사회적으로나 기술적으로 기계·구조물의 안전성 및 신뢰성 확보에 관한 관심이 더욱 고조되고 있다. 따라서, 최근 국내에서도 이와 밀접한 관련이 있는 구조신뢰성공학분야

의 중요성이 인식됨과 동시에, 이를 연구하는 연구자의 수가 증가하고 있는 추세이다.^(1~3)

파괴역학에 기초한 피로에 대한 기계·구조물의 신뢰성 해석법을 확립하기 위해서는 무엇보다도 피로균열전파율의 확률특성을 명확히 할 필요가 있다.⁽⁴⁾ 파괴역학적 입장에서는 이 문제는 Paris-Erdogan식⁽⁵⁾에 대한 계수 C 와 지수 m 에 대한 확률특성을 명확히 하는 문제에 귀결된다. 그러나 Paris-Erdogan법칙에 의해 정식화된 피로 균열전파율에도 여러 가지 불확정성의 요인, 예를 들면, 외력, 온도, 재료의 불균질성, 혹은 부재의 크기 등의 영향이 있으므로, 확률적 변동을 한다고 하는 것은 일반적 사실이다.⁽⁶⁾ 많은 연구자들이 이들의 인자가 피로균열전파율에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서 실험 및 해석적 연구^(6~16)

* 회원, 부경대학교 기계·자동차공학부

를 하였다. 지금까지의 연구 결과에 의하면, 그 취급 방법으로는 다음의 5가지를 들 수 있다.

- (1) C 와 m 모두 확정치로 취급한다.
- (2) m 은 확정치, C 만을 확률변수로 취급한다.
- (3) C 는 확정치, m 만을 확률변수로 취급한다.
- (4) m , C 모두 확률변수로 하고, 양자의 사이에는 상관이 없는 것으로 취급한다.
- (5) m , C 모두 확률변수로 하고, 양자의 사이에는 상관이 있는 것으로 취급한다.

이 중에서 어느 것이 타당 하는가에 대해서는 아직 불명확한 점이 많고, 또한 정확한 많은 실험 데이터의 축적이 필요하다. 그러나, 현재까지 이러한 문제에 대한 실험 데이터는 부족한 실정이며, 피로균열전파거동에 미치는 재료강도의 불확실성을 정량적으로 취급하기 위한 여러 가지 연구가 행하여지고 있다. 상기의 5가지 모델중 주로 (1), (2) 및 (5)의 경우가 주로 많이 논의되고 있지만, 현재 어느 것이 타당하다고 결론짓기에는 아직 불명확한 점이 많다.

이러한 관점에서, 본 연구에서도 피로균열전파율의 해석에 대하여 일반적으로 많이 이용되는 다음의 Paris-Erdogan법칙을 이용한다.

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

일반적으로 전파지수 m 은 역학적으로 결정되는 정수라는 설도 있고, 무엇보다도 동일 재료에서 m 이 변동한다고 하는 것은 재료정수인 C 의 차원이 변동한다고 하는 모순이 있다. 그래서, 전파지수 m 을 균열전파 경로에 연한 장소에서 일정으로 하고 시험편내에서는 파라미터 C 만이 급격히 변동하는, 전파계수 C 만을 균열길이에 대한 확률변수로 취급하여 이 변동이 피로균열전파율에 영향을 주는 것으로 생각한다.

따라서, 본 연구에서는 피로균열전파율의 변동 요인이라 생각되는 재질의 공간적 변동을 공간확률과정으로 취급하여 실험에서 얻어지는 재질이 어떤 유한구간에서의 평균적인 값이라는 것에 유의해서, 피로균열전파저항에 대한 확률모델을 설정하고, ΔK 및 응력비 R 을 일정하게 제어한 피로시험과 해석을 통하여, 피로균열전파에 대한 재료의 피로균열전파저항의 자기상관함수와 확률분포함수를 조사하여 피로균열전파저항의 확률특

성만으로 피로균열전파율의 해석 가능성을 검토한다. 또한, Paris식의 전파지수 m 의 영향을 피로균열전파저항의 변동성을 고려하여 이론적으로 고찰하고자 한다.

2. 피로균열전파저항의 확률론적 모델과 통계적 해석 방법

피로균열전파율을 나타내는 식에는 여러 가지가 있지만, 현재 가장 많이 이용되는 것이 식 (1)의 Paris-Erdogan법칙이다. da/dN 의 통계적 변동을 고려할 때는 실험데이터에 나타나는 C 또는 m 을 구별해서 해석할 필요가 있다. 본 연구에서는 시험편내에서 m 을 일정으로 하고, C 만이 공간적으로 변동하는 확률모델을 이용한다. 따라서, 피로균열전파율 da/dN 은 하나의 확률과정으로 보는 것이 가능하고, 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

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

여기서, x 는 균열선단에서의 위치를 나타낸다.

피로균열전파에 대한 재료저항의 특성을 나타내는데는 피로균열전파율 da/dN 보다도 Ortiz등⁽¹⁶⁾과 같이 그 역수, 피로균열전파에 대한 재료의 저항 dN/da 을 취급하는 것이 타당하다. 왜냐하면, 이것은 균열전파 경로에 연한 어떤 위치에서의 전파저항은 그 점에서의 균열전파에 대한 재료강도를 나타낸다고 생각되기 때문이다. 즉, 피로균열전파율의 변동 대신에 재료의 전파저항의 변동을 고려하는 것이 재료특성의 공간적 분포를 검토한다고 하는 의미와 부합된다. 따라서, 식 (2)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{da}{dN} = \frac{1}{Z(x)} (\Delta K)^m \quad (3)$$

이하, $Z(x)$ {즉, $1/C(x)$ }를 피로균열전파에 대한 재료의 피로균열전파저항계수(간단히, 전파저항계수)라 부른다.

식 (3)에서 알 수 있듯이 ΔK 및 R 을 일정으로 하여 실험을 행하면, 피로균열전파에 대한 재료의 전파저항계수와 실험적으로 구하는 dN/da 의 통계적 특성은 등가로 된다. 따라서, 확률과정

$Z(x)$ 의 특성은 피로균열전파율의 역수를 조사하면 된다. 그러나, 실험적으로 얻어지는 전파율은 유한구간 Δa 의 평균치이므로 식 (3)으로 얻어지는 $Z(x)$ 도 평균치로 되고, 평균치의 통계적 변동을 관찰하는 것으로 된다.

이 $Z(x)$ 는 재료강도, 피로균열전파에 관계하는 하나의 파라메터이고, 확률변수이다. 전파저항이 클수록, 즉 식 (3)에서 Z 가 클수록 피로균열은 전파하기 어렵게 된다. 이 Z 의 확률분포에 관해서는 금속재료의 경우 다음과 같은 분포가 사용되고 있다.

- 1) 정규분포에 따른다.⁽¹⁷⁾
- 2) 대수정규분포에 따른다.^(4,7)
- 3) Weibull분포에 따른다.^(17,18)

본 연구에서는 Z 의 확률분포에 대해서 다음과 같이 생각한다. 재료가 불균질하고, 재료중의 어떤 영역의 강도는 그 영역중의 최악의 부분에 의해서 지배된다고 하는 관점에서, Z 가 최소치의 극치분포⁽¹⁹⁾에 따른다고 가정한다. 재료강도가 극치분포 중에서도 경험적으로 Weibull분포에 따르는 예가 많으므로, Z 의 확률분포는 Weibull분포에 따른다고 가정한다. Z 의 분포가 Weibull분포 중에서도 2모수 Weibull분포에 따른다고 하면, 그 확률분포함수와 밀도함수는 다음과 같이 주어진다.

$$F_z(Z) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{Z}{\beta}\right)^a\right\} \quad (4)$$

$$f_z(Z) = \frac{a}{\beta} \left(\frac{Z}{\beta}\right)^{a-1} \exp\left\{-\left(\frac{Z}{\beta}\right)^a\right\} \quad (5)$$

여기서, a 는 분포의 형상을 특정 짓는 형상모수(shape parameter)이고, β 는 특수한 저항을 나타내는 척도모수(scale parameter)이다.

한편, Z 의 통계적 성질은 다음과 같이 구한다. 실험적으로 얻어지는 Z 는 균열선단부근에서의 평균치이므로 dN/da 의 측정은 통상의 일정하중 반복수 간격이 아니고 일정 균열길이 간격, 즉 주어진 Δa 간격으로 행할 필요가 있다. 따라서, 일정균열길이 Δa 의 간격에서 하중반복수 N_1, N_2, \dots 을 측정하여 다음 식에 의해 dN/da 를 구한다.

$$\left(\frac{dN}{da}\right)_{i, \Delta a} = N_{i+1} - N_i / \Delta a \quad (6)$$

여기서, i 는 시험편내의 측정번호를 나타내고, 측정간격 Δa 는 0.5mm로 일정하게 하였다.

시험편의 균열길이에 대한 전파저항계수의 잔차를 다음과 같이 구한다.

$$\xi_i = Z(x_i) - \bar{Z}(x_i) \quad (7)$$

전파저항의 자기상관함수는 다음 식으로 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} R_Z(\tau) &= E[Z(x+\tau)Z(x)] \\ &= R_Z(k\Delta a) \\ &= \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} \xi_i \xi_{i+k} \end{aligned} \quad (8)$$

여기서, $\tau = k \Delta a$, k 는 래그(lag)수이다.

3. 실험방법

3.1 재료 및 시험편

본 연구에 사용된 시험편 재료는 일반 기계구조용강인 SM45C로, 그 화학적 성분과 기계적 성질을 Table 1과 Table 2에 나타낸다. 시험편은 ASTM E647-93의 규정에 의하여 폭이 100mm 그리고 두께 12mm인 CT시험편이며, 그 형상과 치수를 Fig. 1에 나타낸다. 시험편의 채취방향은 압연방향과 균열의 전파방향이 직각(L-T direction)이 되도록 하였다.

Table 1 Chemical composition(wt.%).

Material	C	Si	Mn	P	S	Al
SM45C	0.47	0.20	0.74	0.01	0.18	0.01

Table 2 Mechanical properties.

Material	Tensile strength	Yield strength	Elongation	Hardness (H_B)
SM45C	610MPa	342MPa	23.0%	170

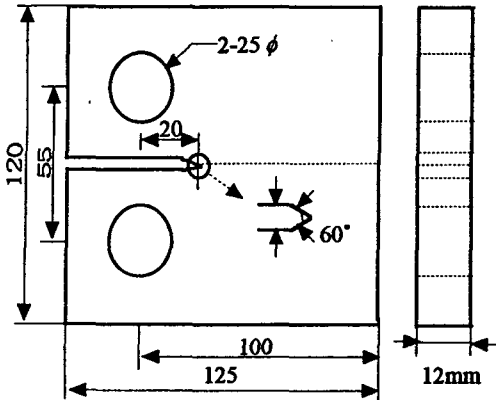


Fig. 1 Shape and dimension of CT specimen.

3.2 피로시험

피로시험에 이용한 시스템은 시험편에 하중을 부하하는 용량 100kN의 전기유압 서보식 피로시험기, 서보 시험기를 움직이는 유압펌프, 실험의 제어 등을 행하는 마이크로컴퓨터, ΔK , 균열길이를 산출하기 위한 균열개구변위 측정장치, 그리고 주변기기 등으로 구성하였으며, 실험중 모든 장치가 자동으로 작동하도록 하였다.

일정 진폭하중하의 피로균열전파시험은 거시적으로 응력상태를 일정으로 유지하고 있지만, 균열이 전파함에 따라 균열전단의 파괴조건, ΔK 가 증가하게 된다. 이것은 피로균열전파저항의 공간적 변동을 고찰하는데 좋은 방법이라고 할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 일정 ΔK 치 피로시험을 수행하였다.

시험조건은 실험실의 대기중에서 응력반복속도 10Hz, 응력비 0.2의 정현파로 하였다. 본 실험에서 제어한 ΔK 치는 25, 30, 37.5 및 $45MPa\sqrt{m}$ 의 4종류로 행하였다. 균열길이는 피로시험중에 하중과 클립게이지(clip gauge)로부터 측정된 균열개구변위를 자동계측하여 Ashok Saxena등이 제안한 식 (20)을 사용하여 구하고, 균열길이가 0.5mm 증가할 때마다 균열길이 a , 응력반복수 N , 응력확대계수범위 ΔK , 최대하중, 최소하중, 최대개구변위, 최소개구변위 등을 플로피 디스크에 자동적으로 기록하였다. 한편, 균열전단의 응력확대계수는 ASTM E647-93에 의한 식을 이용하였으며, 피로균열전파율은 시이컨트법으로 구하였다.

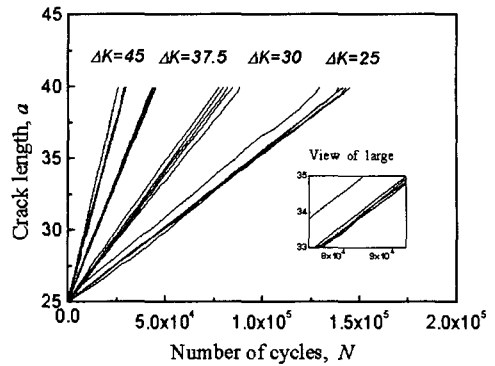


Fig. 2 $a \sim N$ curves.

4. 결과 및 고찰

4.1 피로균열전파거동과 변동성

응력반복수 $N(\text{cycle})$ 에 대한 균열길이 $a(\text{mm})$ 의 관계를 Fig. 2에 나타낸다. 그림에서 알 수 있듯이 하나의 시험편내에서 $a \sim N$ 의 관계는 거의 직선이지만, 동일 ΔK 에서도 기울기가 다르다. 이것은 피로균열전파에 대한 재료의 전파저항의 국부적 평균치가 시험편간에서 변동한다고 할 수 있다. 또한, 확대 그림에서도 알 수 있듯이 곡선이 서로 겹치고 있으므로 시험편내에서도 재료의 전파저항의 변동이 있음을 알 수 있다. 이것은 m 이 시험편마다 변동하는 것과 또, C 가 비교적 완만한 변동과 백색잡음적 변동의 양 성격을 동시에 가지고 있다고 생각된다. 본 연구의 해석에 있어서는 m 은 일정으로 하고 있으므로 이들의 변동은 모두 C 에 기인하는 것으로 간주한다.

피로균열전파율 $da/dN(\text{mm/cycle})$ 과 응력확대계수범위 $\Delta K(MPa\sqrt{m})$ 와의 관계를 Fig. 3에 나타낸다. Paris법칙에 적용하면, m 과 C 값은 각각 2.908 및 9.197×10^{-9} 를 얻었다. 본 실험의 범위는 피로균열전파의 제2단계 안정 전파영역에 속함을 알 수 있다.

4.2 $Z(x)$ 의 확률분포와 자기상관함수

피로균열전파에 대한 재료의 전파저항계수 $Z(x)$ 의 잔차의 일례를 균열길이 a 에 대해서 나타낸 것이 Fig. 4이다. 그림중의 ●, ■, ○ 및 □표시는 ΔK 가 각각 25, 30, 37.5 및 $45MPa\sqrt{m}$ 인

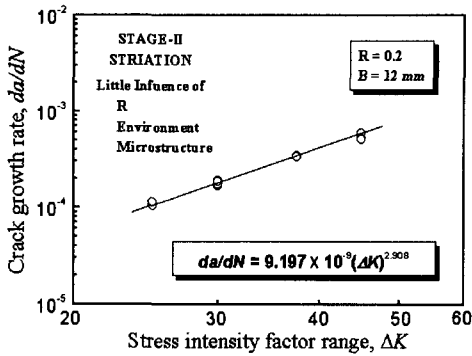


Fig. 3 Relation between da/dN and ΔK .

경우를 나타낸다. ΔK 가 증가할수록 변동은 비교적 감소하고 있음을 알 수 있다. 이는 ΔK 에 의해서 결정되는 어떤 영역의 치수에 의한 평균화의 영향에 의한 것이라 생각된다.

각 ΔK 에 대한 전시험편의 전파저항계수에 대한 확률분포를 평균순위(mean rank)법에 의하여 나타낸 것이 Fig. 5이다. 그림 중의 실선은 식 (4)의 Weibull함수의 양변에 이중 자연대수를 취하여 선형함수식으로부터 구한 α , β 의 값을 가지고 그린 것이다. 각 ΔK 에 대한 α , β 의 값도 그림중에 함께 나타내었다. 그림에서 알 수 있듯이 2모수 Weibull분포에 잘 따름을 알 수 있고, 전파저항계수는 ΔK 에 의존함을 알 수 있다. 즉, ΔK 가 증가할수록 피로균열전파에 대한 재료 강도의 세기는 감소함을 알 수 있다.

다음에 ΔK 에 대한 각각의 전파저항계수의 잔차를 구하여, 그 자기상관함수를 Fig. 6에 나타낸다. 그림에서 알 수 있듯이, ΔK 가 25에서 $45 MPa\sqrt{m}$ 까지 변화하여도 평균전파저항계수의 자기상관함수는 그렇게 변화가 없고, 전체적 경향은 일치하고 있음을 알 수 있다. 이것은 $Z(x)$ 의 통계적 성질 중 자기상관함수에는 ΔK 가 거의 영향을 주지 않음을 알 수 있다. 자기상관함수를 지수함수로 가정하여 상관거리⁽¹⁸⁾가 어느 정도인가를 알아보기 위해 임의의 값으로 추정된 것을 그림 중에 함께 나타내었다. 본 실험에 사용한 재료의 상관거리는 약 0.125mm 정도임을 알았다. 이는 Itagaki 등⁽²¹⁾의 실험 결과와 좋은 일치를 보여주고 있다.

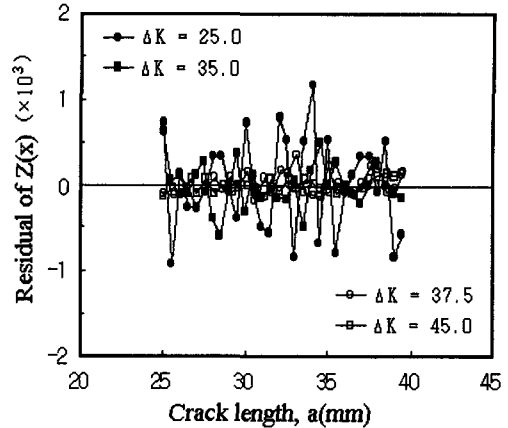


Fig. 4 Scatter of the residual within a specimen.

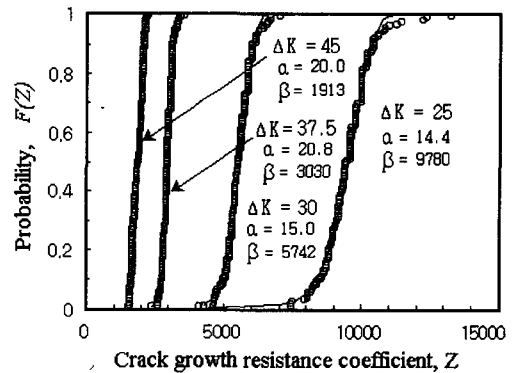


Fig. 5 Probability plots of the fatigue crack growth resistance coefficient.

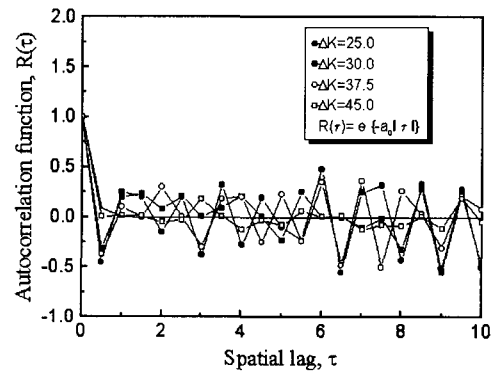


Fig. 6 Autocorrelation functions.

4.3 전파저항의 변동성에 의한 전파율의 해석

피로균열전파저항 Z 의 변동성에 의한 피로균열 전파율은 다음과 같이 생각할 수 있다. ΔK 및 R 일정의 피로균열전파시험을 행하면, 그 피로균열전파율의 평균치 $E[da/dN]$ 은 다음과 같이 $1/Z$ 의 평균치에 비례하는 것으로 된다. 그러므로 Z 의 변동성에 의한 균열전파율은 식 (5)를 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\int_0^\infty \frac{1}{z} f_z(z) dz = \int_0^\infty \frac{1}{z} \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{z}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left\{-\left(\frac{z}{\beta}\right)^\alpha\right\} dz$$

$$= \int_0^\infty \frac{1}{z} \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{z}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp(-x) \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{\beta}{z}\right)^{\alpha-1} dx$$

$$= \frac{1}{\beta} \int_0^\infty x^{-1/\alpha} \exp(-x) dx$$

$$= \frac{1}{\beta} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) \tag{9}$$

여기서, Γ 는 감마함수(gamma function)이다. 식 (9)를 Z 의 변동성에 의한 이론 피로균열전파율이 라 한다.

실험에 의한 평균피로균열전파율 $E[da/dN]$ 과 이론식에 대한 피로균열전파율 $E[da/dN]$ 와의 상관관계를 Fig. 7에 나타낸다. 그림에서 알 수 있듯이 이론치와 실험치는 거의 잘 일치하고 있다. 그리고, 본 실험에 의한 Z 의 확률분포의 모수 α , β 의 관계를 ΔK 에 대하여 Fig. 8 및 Fig. 9에 각각 나타내었다. 그림에서 알 수 있듯이 ΔK 의 증가와 더불어 α 는 증가하는 경향이고, β 는 감소하는 경향을 나타내고 있다. 이들 α 및 β 의 관계를 이용하면 식 (9)에 의하여 피로균열전파율의 추정이 가능함을 알 수 있다. 그러나 재료에 따라서는 공간적 변동의 양상이 다를 수 있으므로 주의를 요한다.

4.4 균열전파법칙에 대한 지수 m 의 고찰

다음에, Z 의 변동에 의한 m 의 영향을 고찰하기 위하여 다음과 같이 생각한다. 식 (9)에서 β 가 ΔK 에 의해서 결정되는 어떤 영역 r 의 크기에 의존한다고 가정한다. 이 경우, 기준 영역 r_0 일 때의 확률분포가 식 (4)라고 하면, $(n \times r_0)$ 의 영역의 경우에 대해서는 최소치의 분포에 따른다고 가정한다.

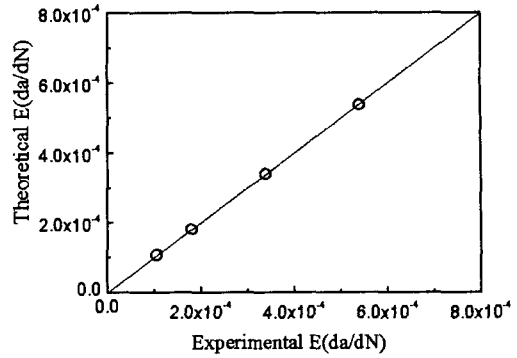


Fig. 7 Relation between experimental $E[da/dN]$ and theoretical $E[da/dN]$.

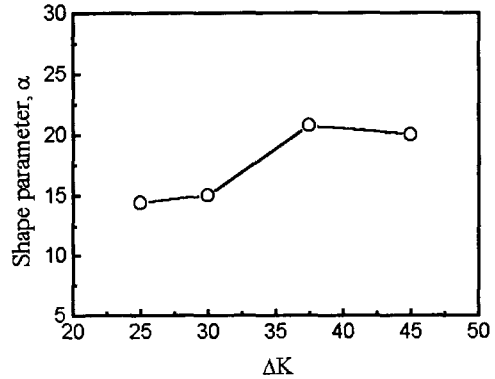


Fig. 8 Shape parameter α versus ΔK .

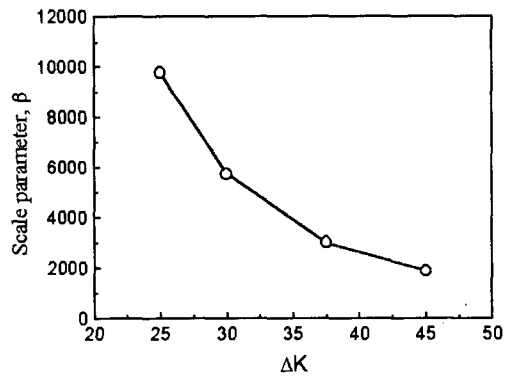


Fig. 9 Scale parameter β versus ΔK .

이때, 어떤 Z_k 가 x 보다 작다고 하는 확률은 다

음 식으로 표현할 수 있다.

$$P(z_k \leq x) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{z}{\beta}\right)^\alpha\right\} \quad (10)$$

연속한 n 개의 Z_i 에서 Z_n 까지 전체의 값이 x 보다도 크다고 하는 확률은 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned} P(\min(z_1, z_2, \dots, z_n) > x) \\ &= P(z_1 > x, z_2 > x, \dots, z_n > x) \\ &= P(z_1 > x)P(z_2 > x) \dots P(z_n > x) \\ &= \exp\left\{-n\left(\frac{z}{\beta}\right)^\alpha\right\} \end{aligned} \quad (11)$$

따라서, 전체의 값이 x 보다도 작을 확률은 다음과 같이 된다.

$$P(\min(z_1, z_2, \dots, z_n \leq x) = 1 - \exp\left\{-n\left(\frac{z}{\beta}\right)^\alpha\right\} \quad (12)$$

즉, da/dN 의 평균치도 변화하고 이론적으로는 다음식에 비례하는 것으로 된다.

$$E\left(\frac{da}{dN}\right) \propto \frac{n^{1/\alpha}}{\beta} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) \quad (13)$$

여기서, 특히 n 이 ΔK 의 p 승에 비례하는(비례정수 f) 경우를 생각하면, da/dN 의 평균치는

$$\begin{aligned} E\left(\frac{da}{dN}\right) &= \frac{n^{1/\alpha}}{\beta} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) (\Delta K)^m \\ &= \frac{(f\Delta K)^{p/\alpha}}{\beta} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) (\Delta K)^m \\ &= \frac{f^{p/\alpha}}{\beta} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) (\Delta K)^{m+p/a} \end{aligned} \quad (14)$$

로 되고, 결과적으로 ΔK 의 $(m+p/a)$ 승에 비례하는 것으로 된다.

이상의 고찰에서와 같이 m 을 일정하게 취급함에도 불구하고, 시험편내에서 변동하는 전파저항 계수 Z 의 변동에 의해 m 이 변화할 가능성이 존재함을 알 수 있다. 따라서, 이에 대한 이론적 및 실험적 연구가 더욱 요망된다고 하겠다.

5. 결 론

본 연구에서는 피로균열전파율에 대한 Paris-Erdogan 법칙에 주목하여 피로균열전파율의 해석을 목적으로, 전파지수 m 은 균열전파 경로에 의한 장소에서 일정으로 하고, 시험편내에서는 파라미터 C 만이 균열길이에 대하여 변동하는 확률 변수로 취급하여 실험과 해석을 통하여 다음의 결론을 얻었다.

(1) 피로균열전파저항계수 Z 는 2모수 Weibull 분포에 잘 따름을 알았다.

(2) 피로균열전파저항의 자기상관함수는 ΔK 가 증가하여도 전체적인 경향에는 차이가 없었다.

(3) 피로균열전파저항계수 Z 의 변동 특성만으로도 피로균열전파율의 예측이 가능함을 알 수 있었다.

(4) Paris-Erdogan 법칙의 지수 m 을 일정하게 취급하여도 시험편내에서의 피로균열전파저항의 변동성에 의해 전파지수 m 이 변화할 가능성이 있음을 알았다.

후 기

본 연구의 일부는 97년도 부경대학교 교수연구 년 제도의 지원에 의하여 수행되었으며, 또한 실험의 일부는 교육부 학술연구조성비(기계공학 ME97-C-11)의 지원에 의하여 수행된 것으로, 이에 관계자 제위께 감사드립니다.

참고문헌

- (1) 심동석, 김정규, 1998, "두께 변화에 따른 피로 균열진전의 변동성에 대한 확률론적 해석," 대한기계학회논문집, 제22권 제8호, pp. 1523 ~ 1532.
- (2) 김선진, 이상국, 남기우, 오세규, 1996, "탄소 섬유강화 복합재료 강도 데이터의 통계적 특성에 관한 연구," 대한기계학회논문집, 제20권 제2호, pp. 551 ~ 519.
- (3) 윤한용, 1993, "Random하중하의 피로균열 전진수명에 대한 파라미터의 영향도 평가," 대한기계학회논문집, 제17권 제1호, pp. 46 ~ 50.

- (4) 市川 昌弘, 浜口 光夫, 中村武夫, 1984, "疲労き裂伝播則 da/dN における m と C の確率特性," 材料, 第33巻 第364号, pp. 8~13.
- (5) Paris, P. C. and Erdogan, F., 1963, "A Critical Analysis of Crack Propagation Laws," *ASME J. Basic Eng.*, Vol. 55, pp. 528~534.
- (6) Virkler, D. A., Hillberry, B. M., and Goel, P. K., 1979, "The Statistical Nature of Fatigue Crack Propagation," *ASME J. Eng. Mat. and Tech.*, Vol. 101, pp. 148~153.
- (7) 酒井 達雄, 田中 道七, 1979, "金属材料の疲労き裂進展寿命の分布特性に関する統計的一研究, 材料, 28~312, pp. 880~891.
- (8) Bilir, O. G., 1990, "The Relationship Between the Parameter C and m of Paris' Law for Fatigue Crack Growth in a SAW 1010 Steel," *Engng. Fract. Mech.*, Vol. 36, pp. 361~364.
- (9) 木村 雄二, 口尾 武, 1983, "疲労き裂進展過程に現れる統計的変動の支配因子について," 材料, 32~361, pp. 1144~1153.
- (10) Lin, Y. K. and J. N. Yang, 1983, "On Statistical Moments of Fatigue Crack Propagation," *Engng. Fract. Mech.*, Vol. 18~2, pp. 243~256.
- (11) 市川 昌弘, 中村武夫, 1985, "疲労き裂伝播則 $(da/dN)^m$ におけるパラメータの確率変数化の方法," 材料, 第34巻 第378号, pp. 321~326.
- (12) 市川 昌弘, 中村武夫, 1987, "疲労き裂伝播速度の試験片内変動と試験片間変動の分離," 材料, 第36巻 第408号, pp. 922~926.
- (13) 板垣 浩, 石塚 鐵夫, 黄培彦, 1991, "疲労き裂伝播寿命の確率分布推定に関する実験的研究," 日本機械學會論文集, Vol. 57-534, pp. 250~258.
- (14) 板垣 浩, 石塚 鐵夫, 金善振, 1991, "材質の空間的変動確の材料試験結果に及ぼす影響について," 日本造船學會論文集, Vol. 170, pp. 665~671.
- (15) Cortie, M. B. and Garrett, G. G., 1988, "On the Correlation Between the C and m in the Paris Equation for Fatigue Crack Propagation," *Engng. Fract. Mech.*, Vol. 30, No. 1, pp. 49~58.
- (16) Oritz, K. and Kiremidjian, A. S., 1986, "Time Series Analysis of Fatigue Crack Growth Rate Data," *Engng. Fract. Mech.*, Vol. 24, No. 5, pp. 657~675.
- (17) 佐々木 哲也, 酒井 信介, 岡村 弘之, 1991, "疲労き裂伝播抵抗のスペクトル解析と疲労き裂進展寿命分布評価への應用," 日本機械學會論文集, Vol. 57-536, pp. 41~48.
- (18) 金善振, 板垣 浩, 石塚 鐵夫, 1993, "材質の空間的変動確の材料試験結果に及ぼす影響について (2)," 日本造船學會論文集, Vol. 173, pp. 327~336.
- (19) Gumbel, E. j., 1967, *Statistics of Extremes*, Columbia University Press, New York.
- (20) Ashok Saxena and Hudak, S. J., 1978, "Review and Extension of Compliance Information for Common Crack Growth Specimens," *Int. J. Fract.*, Vol. 14, No. 5, pp. 453~462.
- (21) Itagaki, H. and Shinozuka, M., 1972, "Application of the Monte Carlo Technique to Fatigue Failure Analysis Under Random Loading," STP 511 ASTM, pp. 168~184.