

압력용기용강의 피로균열전파 및 자연거동에 관한 확률통계적 연구

김 선 진* · 남 기 우** · 김 부 안**
(95년 2월 9일 접수)

A Stochastic Study on Fatigue Crack Propagation and Retardation Behavior of Pressure Vessel Steel

S.J. Kim* · K.W. Nam** · B.A. Kim**

Key Words : Fatigue Crack Propagation(피로균열전파), Retardation Behavior(자연거동), Statistical Characteristics(통계적특성), Stochastic Process(확률과정), Material Resistance(재료저항)

Abstract

The purpose of the present study is to investigate the statistical characteristics of m and C in the fatigue crack propagation law, $da/dN = C(\Delta K)^m$ and to studies on the randomness of fatigue crack propagation and retardation behavior. Fatigue tests were performed on 32 CT specimens of SPV50 steel under the same one condition. First, the value of m and C were determined for each specimen, and all the data were analyzed statistically. Second, the material's resistance to fatigue crack propagation is modeled as a stochastic process, which varies randomly along the crack path. The statistical analysis of the material resistance is performed with the data obtained by constant load controlled tests. Finally, retardation behavior was examined experimentally by using a CT specimen, and a retardation parameters were analyzed statistically.

1. 서 론

피로파괴가 안전성, 신뢰성에 깊이 관여하고 있는 경우에는 재료의 피로특성의 확률분포에 대해

서 해석에 이용되는 충분한 정보가 필요로 하게 된다. 일반적으로 그와 같은 정보를 수집하기 위해서는 아주 많은 양의 실험이 필요하다. 단지, 평균치, 분산 만이 아니고 재료특성, 이를테면 피로

* 부산수산대학교 공과대학 기계공학과, 정회원

** 부산수산대학교 공과대학 재료공학과, 정회원

수명의 확률분포를 결정하려고 하면 데이터의 수집에 요하는 시간과 비용은 대단히 크다. 특히 극치통계학에 나오는 Weibull 분포함수를 적용 하려고 하면 더욱 그렇다. 그렇다 하더라도 신뢰성 해석에는 재료특성의 확률분포의 추정은 불가결한 것이다.

피로균열전파수명의 확률특성, 균열전파에 대한 재료특성의 확률론적 취급에 관한 실험적 이론적 연구는 많이 행하여지고 있다^{1~5)}. 그러나, 피로균열전파수명의 확률분포 등의 재료특성을 실험적으로 추정하는 것은 피로시험을 많이 반복해야 함으로 경제적 비용과 실험시간 등 많은 노력이 요구되고, 또 확률분포의 예측을 확률통계적으로 논하기 위해서는 그것에 응한 만큼의 데이터가 필요한 것은 말할 것도 없고, 현실적 또는 실용적이라 할 수 없다. 이러한 결점을 다소나마 보완한 방법이 Bayes 통계법을 이용한 분포의 파라메터 추정이 있지만^{6,7)}, 이 방법으로 추정한 수명의 분포특성을 이용한 설계에서는 필연적으로 불확실성을 내포하고 있으므로 또한 결점이 있다. 또, 신뢰성 이론을 이용해서 미리 신뢰도 함수의 수학 모델 등을 설정해 논하는 것이 가능하다고 하더라도 실용에 있어서는 본질적으로 모델 등의 상이에 의해서 불확실성 요인을 포함하고 있기 때문에 결과가 다를 가능성을 가지고 있다. 상술의 실험적, 이론적 방법에도 다 문제점을 가지고 있고, 따라서 피로균열전파수명의 확률분포를 보다 효율적, 경제적으로 구하는 새로운 방법의 개발은 피로파괴가 문제로 되는 중요한 기계구조물의 실용적인 신뢰성 설계, 신뢰성 평가 뿐 아니라 안전성의 확보에도 극히 중요하다고 생각된다.

한편, 원자력발전 plant 등에 있어서 안전성 및 경제성의 관점에서 LBB설계법이 주목 받고 있다⁸⁾. LBB설계와 구조물의 전전성 평가는 중요하고 생각되어 많은 연구가 수행되어 왔다. 그러나 이것들은 일정하중을 받는 경우의 연구가 많다. 실제 구조물에 적용되고 있는 변동하중하의 연구에 대해서는 많은 연구의 대부분이 단일 과대하중에 의한 균열전파의 자연현상 연구이다⁹⁾. 압력용기 및 고압 배관 등에 있어서는 표면 균열이 관통

하여 내용물이 누설한 시점에서 운전을 중지하는 것보다 경제성을 고려하여 운전압력을 서서히 떨어뜨려, 가능한한 운전을 계속하면서 대책을 강구 할 필요가 있을 것이다. 따라서, 자연 현상에 의한 피로균열의 전파거동을 고찰하는 것도 중요하다고 생각된다. 재료강도가 본질적으로 확률적 현상이라는 것은 널리 알려진 상황이다. 그러므로 반복하중에 의한 자연현상도 확정적으로 평가하는 데는 무리가 있다고 생각되어 진다. 따라서, 이러한 연구도 확률통계론에 기초한 신뢰성 공학적 접근이 필요하다고 생각된다.

이상과 같은 관점에서, 본 연구에서는 피로균열전파수명의 새로운 추정방법과 반복하중에 의한 자연거동을 고찰하기 위한 연구로써, 압력용기용 압연강재(SPV 50)의 피로균열전파 시험을 행하고, 재료의 피로균열전파의 통계적 특성과 자연현상 거동을 확률통계적으로 검토하고, 피로에 대한 기계구조물의 신뢰성 설계 및 신뢰성 평가를 위한 기초자료로 활용되게 한다.

2. 피로균열전파의 확률모델과 통계적해석법 및 자연거동

2. 1 피로균열전파의 확률모델

피로균열전파를 da/dN 는 일반적으로 Paris-Erdogan 법칙¹⁰⁾

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

으로 나타내는 경우가 많다. 여기서 a 는 균열길이, N 는 하중반복수, ΔK 는 응력화재계수범위이고 C , m 는 재료정수이다. 피로균열전파를 da/dN 의 통계적 변동을 고려하는 확률모델로서는 몇 가지의 경우가 생각된다. (1)식을 이용한 해석모델을 구성할 때에는 다음과 같은 확률화가 가능하다. 즉, 1) C 를 확률변수, m 을 일정, 2) m 만을 확률변수, C 를 일정, 또는 3) C , m 모두 확률변수로 하는 방법이 있다. (1)식에 의해서 실험적으로 da/dN 를 구하는 경우 상기와 같은 여러가지 방법을 고려할 수 있

지만 실험 데이터에 나타나는 C 와 m 과의 변동을 구별하여 해석하기 위해서는 다음과 같은 가정을 필요로 한다. 1) m 은 시험편마다 다르지만 시험편 내에서는 일정한 m_i 를 갖는다. 또, 2) C 는 시험편내의 균열선단 위치 x 에 대한 값의 $C(x)$ 로 C 는 시험편내의 균열선단 위치 x 에 대한 값의 $C(x)$ 로 C 를 대체하는 평균치는 시험편에 의하지 않고 일정으로 한다.

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

더욱 Ortiz 등¹¹⁾이 논하고 있듯이, $C(x)$ 대신에 그 역수를 취해, 이것을 피로균열전파 성장에 대한 재료의 저항이라는 것이 재료 강도로서의 특성을 잘 표현하는 것이라 생각되어 진다. 따라서, 이하에서는 $C(x)$ 대신에 그 역수인 $Z(x)$ 를 이용하는 것으로 한다.

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

$$Z(x) = (\Delta K)^m \cdot \frac{dN}{da} \quad (4)$$

(4)식에서 알 수 있듯이, ΔK 를 일정으로 하여 실험을 행하면 피로균열전파의 저항계수 $Z(x)$ 는 실험적으로 얻은 dN/da 의 통계적 특성을 등가로 되나, 본 연구에서는 ΔK 일정시험이 아니고 균열이 전파함에 ΔK 가 증가하는 일정하중 피로 시험으로 이때의 $Z(x)$ 는 우변의 항을 실험적으로 구하면 된다. 한편, (4)식을 이용하여 얻어지는 $Z(x)$ 는 어떤 유한구간 Δa 에서의 평균치이므로 $Z(x)$ 도 평균치의 통계적 변동의 관찰로 된다.

2.2 전파저항의 통계적 해석방법

$Z(x)$ 는 공간적 확률과정이고, 실험적으로 얻어지는 것은 균열선단 부근에서의 평균치이므로 dN/da 의 측정은 통상 일정하중 반복수 간격이 아니고 일정균열길이 간격 (즉 주어진 Δa 마다)으로 행할 필요가 있다¹²⁾. 따라서, 일정균열길이 Δa 의 간격에서 하중반복수 N_1, N_2, \dots 를 측정하고 차식에 의하여 dN/da 를 구한다.

$$\left(\frac{dN}{da} \right)_i^j = \frac{N_{i+1}^j - N_i^j}{\Delta a} \quad (5)$$

여기서, i 는 시험편내의 측정번호, j 는 시험편번호이다.

본 실험에서는 Δa 를 $0.5mm$ 로 하였다. 균열길이 a 에 대한 전파저항계수 $Z(x_i)$ 는 (4)식으로 구할 수 있다. 각 시험편의 균열길이에 대한 전파저항계수 $Z(x_i)$ 의 잔차 ξ 를 다음식으로 구한다.

$$\xi_i^j = Z(x_i) - [Z(x_i)]_{\text{Local mean}} \quad (6)$$

단, $[Z(x_i)]_{\text{Local mean}}$ 은 시험편마다의 $Z(x_i)$ 의 평균치이다. 잔차 ξ 의 자기상관함수 $R_{\xi\xi}(\tau)$ 를 다음식으로 구한다.

$$\begin{aligned} R_{\xi\xi}(\tau) &= E[\xi(x)\xi(x+\tau)] \\ &= R_{\xi\xi}(k\Delta a) \\ &= \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} \xi_i \xi_{i+k} \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 $\tau = k\Delta a$, k 는 lag수이다.

전시험편에 대한 평균자기상관함수(Ensemble Auto — Correlation Function) $R_{\xi\xi}(\tau)$ 는 다음 식으로 구한다.

$$R_{\xi\xi}(\tau) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M [R_{\xi\xi}(\tau)] \quad (8)$$

단, M 은 시험편의 총수이다.

2.3 신뢰도의 추정

구조물의 사용기간 (n) 중에 성장한 균열길이 a 가 소정의 균열길이 a_f 보다 작은 확률을 구조물의 신뢰도 $R(n)$ 이라 한다. 즉 신뢰도 함수 $R(n)$ 는 다음 식으로 된다.

$$\begin{aligned} R(n) &= Prob[a < a_f] \\ &= Prob[N < n] \\ &= 1 - F_N(n) \end{aligned} \quad (9)$$

따라서, 만약 수명의 확률분포함수가 주어지고 그 분포가 3모수 Weibull분포라 가정하면 신뢰도 함수 $R(n)$ 는 다음과 같다.

$$R(n) = \exp \left[- \left(\frac{n - \gamma'}{\beta'} \right)^k \right] \quad (10)$$

즉, 구조물의 소정신뢰도 $R(n)$ 이 주어져 있다고 하면 이것에 대응하는 수명 n 을 (10)식에 의해 구할 수 있다. 식에서 알 수 있듯이 만약 γ' 가 존재한다고 하면 γ' 는 균열길이 a_p 에 도달할 때의 전파수명이 취할 수 있는 최소의 값이 된다. 즉 $R(n)=100\%$ 을 의미한다. 이것을 최소수명 N_{min} 이라 정의한다.

2.4 피로균열전파의 지연거동

피로균열진전에 있어서 da/dN 와 ΔK 사이에는 (1)식과 같은 간단한 함수관계가 성립하는 것이 알려져 있다. 그러나 지연현상이 발생하면, (1)식의 피로균열 전파법칙에서 지연현상을 고려하여야 할 것이다. 그래서, 본 연구에서는 Fig. 1과 같은 Wheeler의 Model^[3]을 사용하여, 지연현상에 대한 피로균열진전은 다음과 같이 주어진다.

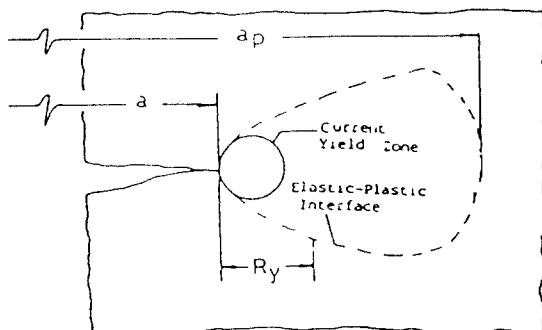


Fig. 1 Retardation model of Wheeler

$$da/dN = C_P \times C \times (\Delta K)^m$$

여기서 $C_P = [R_y/(a_p - a)]^k$: $a + R_y < a_p$

$$C_P = 1 \quad : a + R_y \geq a_p$$

R_y : 부하 하중하의 소성영역 범위
 $a_p - a$: 균열선단에서 탄소성경계까지의 거리
 k : 지연계수이다.

점선은 고하중을 가한 후의 항복영역을 나타내고, 실선은 현재 부하 하중하의 항복영역이다. 그리고, 지연계수 k 은 실험적으로 결정하여야 한다.

3. 실험과 고찰

3.1 실험방법

본 실험에 사용한 시험편 재료는 압력용기용 압연강재(SPV 50강)로서 그 화학적 성분과 기계적 성질을 Table 1에 나타내었다. 본 실험에 사용한 시험편은 표준 CT 시험편을 사용하였고 그 형상과 치수를 Fig. 2에 나타내었다. 시험편의 노치는 압연방향에 직각이 되도록 하였으며, 가공시 평면부는 열영향이 극소화 되도록 앤드밀과 정면커터, 노치부는 기계노치길이 24mm가 되도록 방전가공을 하였다.

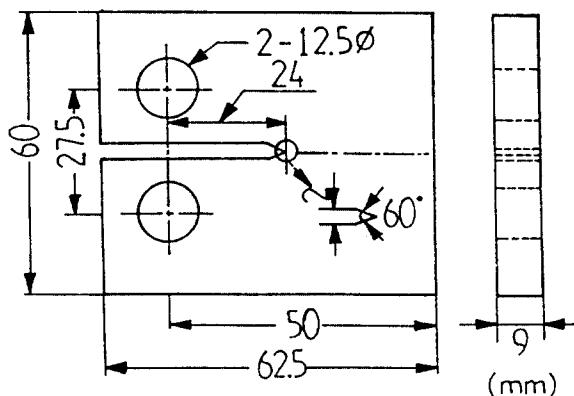


Fig. 2 Shape and dimension of the specimen

피로균열전파 시험에 사용한 시험기는 Instron 사의 최대용량 10ton인 만능피로시험기(Type 1350)를 사용하였다. 피로균열 길이는 쌍안 실체 현미경을 사용하여 측정하였다. 실험은 32개의 시험편에 $\Delta P=3.9kN$, 응력비(R)=0.1, 주파수 5Hz의 정현파 인장 - 인장하중 제어 방식으로 동일조건

하에서 피로균열진전 시험을 수행하였으며, 각 시험편의 앞 뒷면의 균열 길이를 평균하여 그 길이를 데이터로 취급하였다. 또 실험상의 편리를 위해 4500cycle당(15분 간격) 피로 균열 길이를 측정하였으며, 또한 피로 균열 길이가 0.5mm 진전할 때마다 그 때의 해당 cycle 수를 측정하였다. 또 지연거동을 관찰하기 위한 하중은 $\Delta P=1.9kN$ 으로 하였다

Table 1. Chemical composition and mechanical properties of the specimen

Chemical composition (wt %)	C	Si	Mn	P	S	Ni	Cr	Mo
	0.13	0.3	1.27	0.016	0.004	0.12	0.01	0.05
Mechanical properties	tensile strength (MPa)			yield strength (MPa)		elongation (%)		
	665			572		35		

3.2 실험결과 및 고찰

3.2.1 피로균열전파률의 검토

동일 조건하에서 피로균열전파 실험을 통하여 얻은 균열길이 a 와 응력 반복수 N 의 관계를 Fig. 3에 나타내었다.

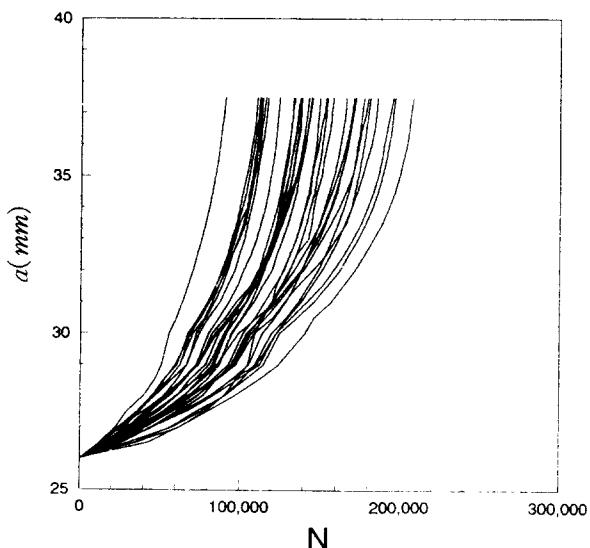


Fig. 3 Crack length(a) - No. of cycles(N) curves

N 을 시험개시의 기점으로하여 영으로한 응력반복수이다. 그럼에서도 알 수 있듯이, 동일조건하의 실험에서도 $a - N$ 의 관계는 일정하지 않고 변동이 있다는 것을 알 수 있다. 이것은 피로에 의한 변동의 내적 요인인 재질의 공간적 변동의 특성을 고려할 필요가 있다는 것을 의미하고 있다. 또한 균열전파곡선으로부터 응력확대계수 ΔK 와 피로균열전파속도 da/dN 의 관계를 Fig. 4에 나타내었다. 그럼에서 알 수 있듯이 동일한 ΔK 에서도 그 피로균열전파률을 해석할 때 확률 통계적 고찰이 필요함을 알 수 있다.

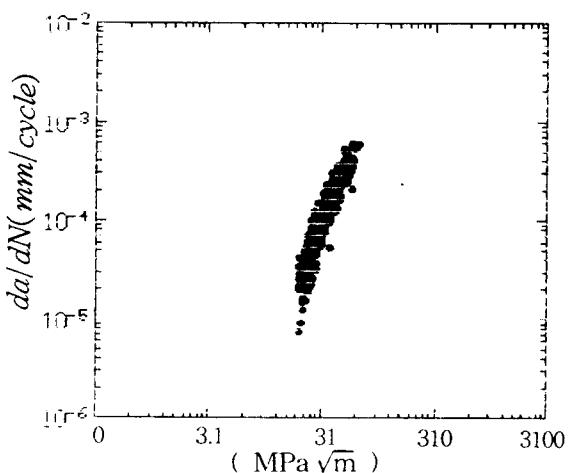


Fig. 4 Crack growth rate versus stress intensity factor range

3.2.2 C 와 m 의 통계학적 분포 특성

피로파괴에 대한 구조물의 신뢰성 해석을 하기 위해서는 피로 균열의 전파률에서 확률특성을 명확히 하여야 한다. 파괴역학의 전지에서 Paris식의 균열전파법칙에서의 균열전파지수 m 과 균열전파상수 C 의 확률특성을 명확히 하기 위해 실험 data의 ΔK 와 da/dN 의 관계에서 m 과 C 를 확률변수로 가정하고, Paris식을 만족하는 선형구간에 대해 최소자승법을 이용해서 Paris 균열 진전 법칙 $da/dN = C(\Delta K)^m$ 에 대한 실험상수인 m 값과 C 값을 구하였다.

이상과 같이 해서 얻은 각 시험편의 m 를 정규 확률지에 도식화한 결과를 Fig. 5에 나타내었다.

또, C 를 대수정규화률자에 도식화한 결과를 Fig. 6에 나타내었다. 어느 것이나 mean rank법을 이용하여 확률을 구하였다. 이들은 市川 등¹¹⁾의 알루미늄 합금의 경우와 동일한 경향을 나타내고 있다.

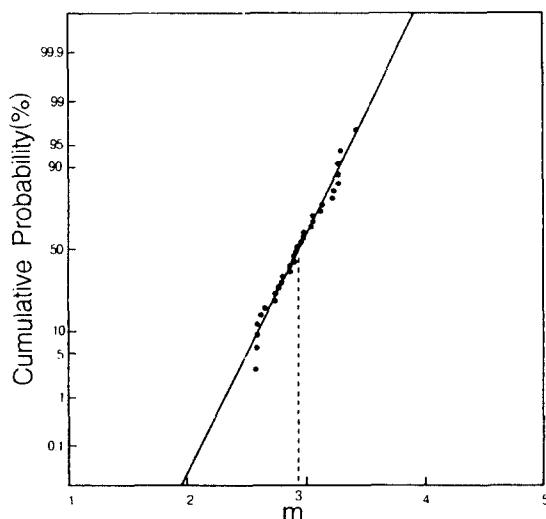


Fig. 5 Normal plot of parameter m

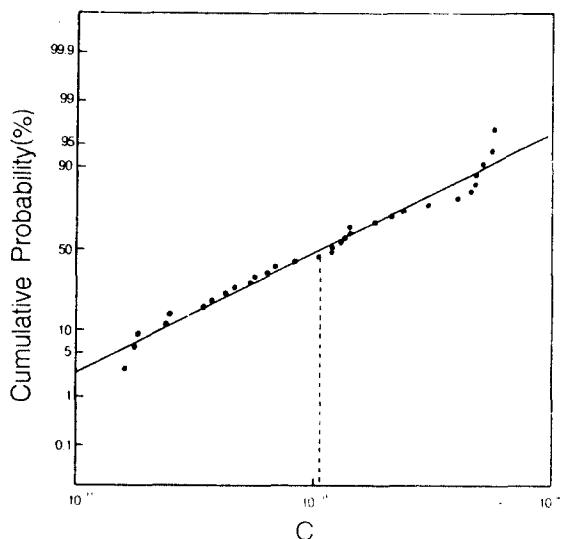


Fig. 6 Log-normal plot of parameter C

다음에 m 과 $\log C$ 의 관계를 도식화 한 것을

Fig. 7에 나타내었다. 그림에서 알 수 있듯이, m 과 $\log C$ 의 관계는 음의 상관관계가 있다. $da/dN = C(\Delta K)^m$ 에서 피로 균열 길이 a 와 응력확대계수 ΔK 가 비례함을 이용할 때, a 가 동일하면 ΔK 도 역시 동일하다. 그러므로 동일한 균열길이하에서 균열전파지수 m 이 커짐에 따라 균열전파상수 C 가 작아지는 반비례 관계가 있음을 알 수 있다.

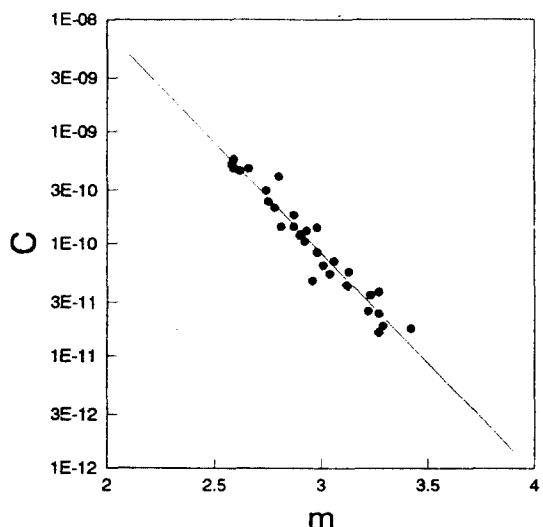


Fig. 7 Relationship between m and $\log C$

$\log da/dN - \log \Delta K$ 의 관계에서 각 시험편에 대해 최소자승법으로 회귀직선을 구하면 이 기울기가 크면 클수록 절편이 작은 경향이 있다. 이 관계에서 m 과 C 의 변동은 회귀직선이 갖는 성질에 기인하는 단순한 변동이 아닌가 하는 의문도 생긴다. 또한, m 과 $\log C$ 의 변동이 시험에 대한 하중 설정의 오차, 실험시 균열측정의 오차에 기인하는 것이 아닌가 하는 의문도 있을 수 있지만 아주 잘 제어된 실험에서도 동일한 결과가 얻어지고 있는 것으로 보아 재질의 공간적 변동에 기인하는 하나의 확률변수가 아닌가 생각된다. 따라서, 앞으로 이들의 확률특성에 대해서는 더 많은 시험편에 대하여 아주 잘 제어된 실험을 통하여 고찰할 필요가 있다고 생각되어 진다.

3.2.3 전파저항계수의 자기상관함수와 확률분포함수

균열전파저항 $Z(x)$ 의 일례를 Fig. 8에 나타내었다. 또한 그 잔차를 균열길이 a 에 대해서 도표화한 예를 Fig. 9에 나타내었다. 시험편내에서 $Z(x)$ 가 급격히 변동하고 있음을 잘 알 수 있다. 타의 시험

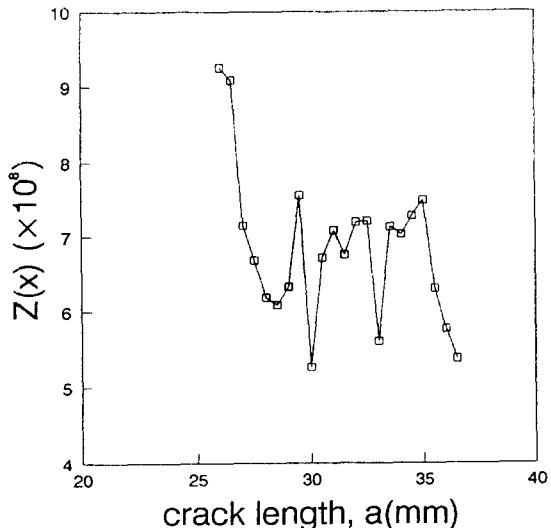


Fig. 8 Example of fatigue crack growth resistance, $Z(x)$

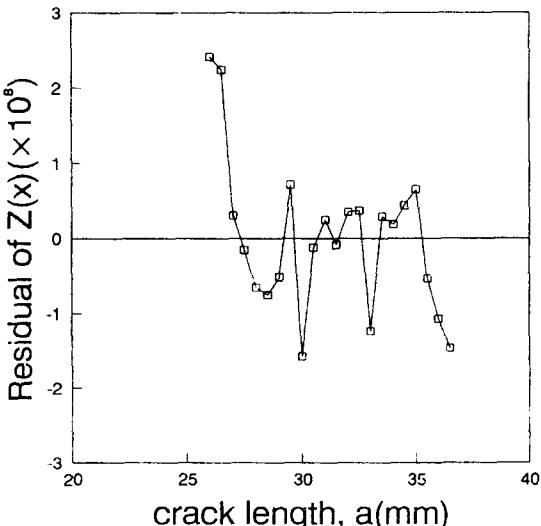


Fig. 9 Residual of FCG resistance

편에 대해서도 동일한 결과가 얻어졌다. 다음에 시험편에 대한 피로균열전파 저항 $Z(x)$ 의 잔차의 자기상관함수를 Fig. 10에 나타내었다.

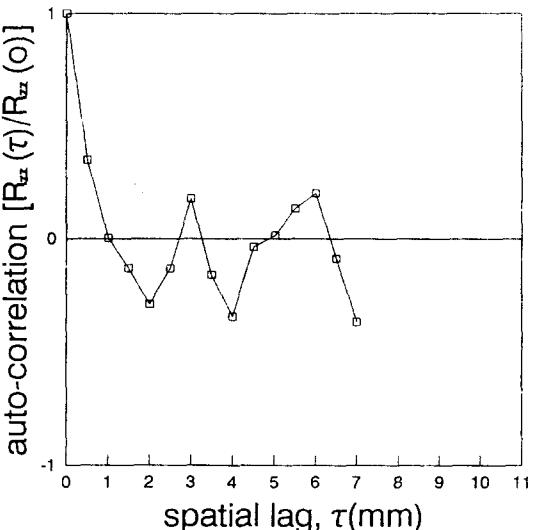


Fig. 10 Auto-correlation function of $Z(x)$

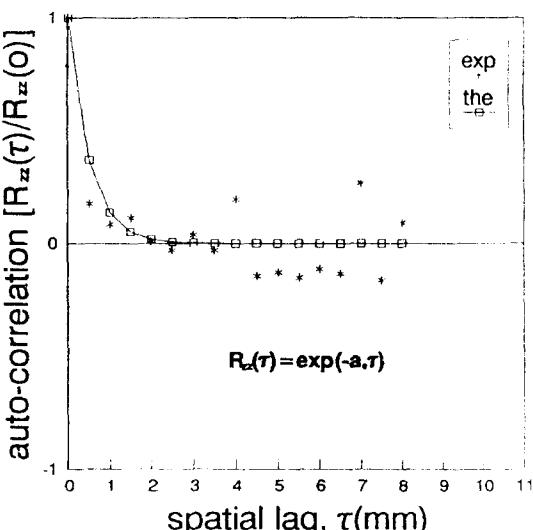
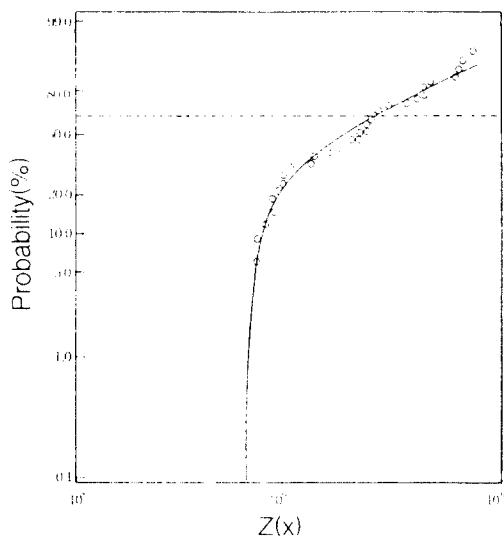


Fig. 11 Ensemble auto-correlation function of $Z(x)$

또한, 전 시험편에 대한 $Z(x)$ 의 평균자기상관함수를 나타낸 것이 Fig. 11이다. 본 시험편 재료에 대한 상관을 알아 보기 위하여 자기상관함수^[14]를

지수함수로 하고 이론적으로 구한 것을 그림 중의 실선으로 나타내었다. α 는 약 2 정도임을 알았다. 또한 전시험편의 $Z(x)$ 의 Weibull 확률분포를 Fig. 12에 나타낸다.

Fig. 12 Weibull plot of $Z(x)$

다. 만일 자기상관함수가 확률분포함수가 구해지면 확률과정의 시뮬레이션법¹⁵⁾을 이용하여 피로균열전파 수명의 추정이 가능하다고 생각되어 진다.

3.2.4 전파수명의 확률분포와 신뢰도 추정

균열길이 $a = 26mm$ 에서 소정의 균열전파길이 $a_f = 36mm$ 까지 전파 할 때의 수명을 Weibull 확률지에 도표화한 것을 Fig. 13에 나타내었다. 이 수명의 평균은 1.46×10^3 cycle이고, 변동계수는 19%정도였다. 수명의 분포는 3모수 Weibull분포에 적합하다고 생각된다. 피로균열전파에 대한 구조물의 요구 신뢰도가 정의되어 있다고 하면, 추정된 전파수명의 분포함수 ($\alpha' = 2.8$, $\beta' = 90900$, $\gamma' = 65400$)를 이용하여 소정의 신뢰도 $R(n)$ 에 대응하는 전파수명과 그때의 최소수명을 (10)식으로 부터 구할 수 있다. 수명 추정의 일례는 Table 2에 나타내었다.

Table 2. Result of Reliability Caculation (Experiment)

Final crack length a_f (mm)	Weibull Parameter			Probability (%)	Growth life($\times 10^3$)	Minimum life ($\times 10^3$)
	α	β	γ			
36	2.8	$9.09 (\times 10^3)$	$6.54 (\times 10^4)$	99.0	8.29	6.54
				99.5	7.92	
				99.9	7.31	
				99.99	6.88	
				99.999	6.69	

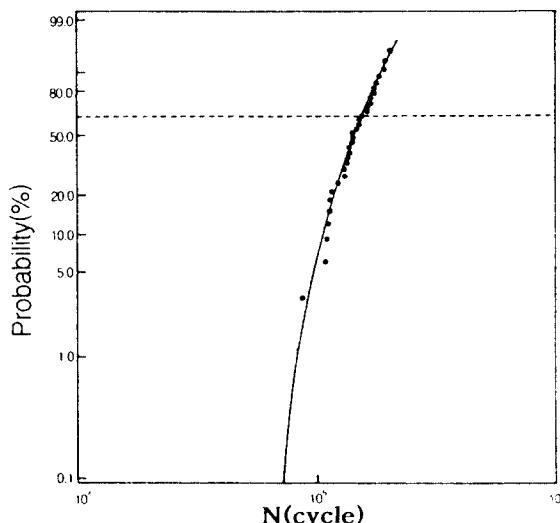


Fig. 13 Weibull plot fatigue crack growth life

실선은 직접탐색법으로 구한 것으로 파라메터의 값은 $\alpha = 0.73$, $\beta = 1.85 \times 10^3$, $\gamma = 0.67 \times 10^3$ 이

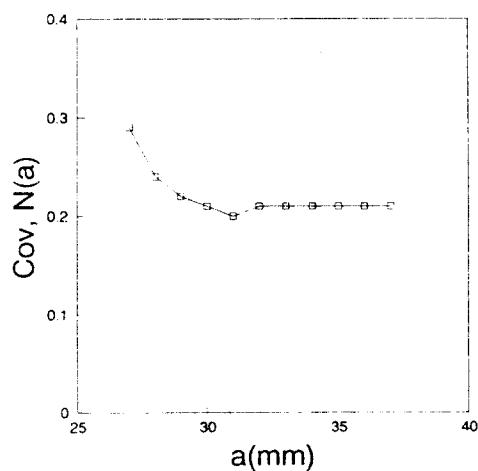


Fig. 14 COV of fatigue life

한편, 피로균열전파수명, $N(a)$ 의 변동계수와 균열길이 a 에 대하여 도식화한 것을 Fig. 14에 나타내었다. 균열길이가 증가하면 할수록 그 변동계수는 감소하였다. 이것은 a 가 확률변수 ΔN 가 평균화 되었기 때문이라 생각되어 진다.

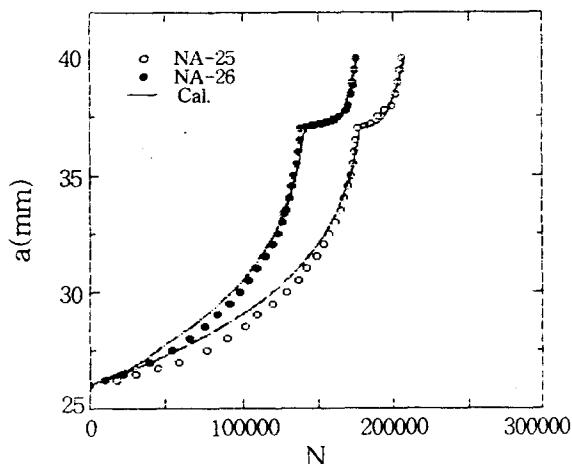


Fig. 15 Comparison of experimental and calculated values of crack growth

3.2.5 지연 계수

CT시험편의 대표적인 균열전파선도를 Fig. 15에 나타낸다. 여기서 점선으로 나타낸 것은 지연

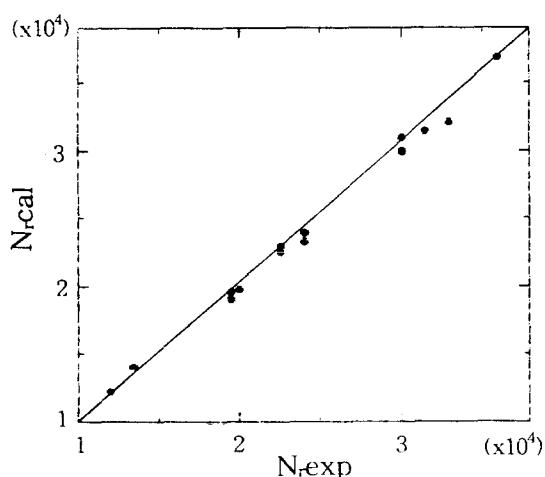


Fig. 16 Comparison of experimental and calculated values of retardation life

계수와 응력확대계수 및 피로균열전파법칙을 사용한 결과이다. 다른 시험편의 자연현상에서도 계산된 값과 실험에 의한 값이 비교적 잘 일치함을 알 수 있었다. 16개의 자연시험에 대한 자연계수 n 의 평균과 분산은 각각 2.54, 0.102를 얻었다. 각 시험편에 대한 자연계수를 사용하여 personal computer에서 계산한 자연수명과 실험치와를 비교하여 Fig. 16에 나타낸다. 여기서, N_R 는 부하하중의 소성영역범위를 벗어날 때까지의 자연수명의 계산치와 실험치를 나타낸다. 이 결과에서 보면 $y=x$ 에서 실험치가 다소 낮게 나타나고 있으나 전체적으로 좋은 일치를 나타내고 있다. 또, 자연수명의 데이터를 Weibull확률지에 나타낸 것이 Fig. 17이다. 이들 자연수명도 3모수 Weibull분포에 따른다고 생각되며 계산치와 실험치의 값이 비교적 좋은 일치를 보이고 있음을 알 수 있다.

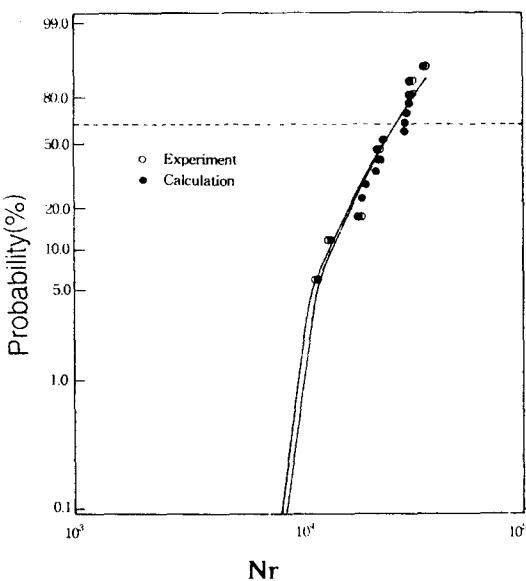


Fig. 17 Weibull plot of retardation life

4. 결 론

압력용기용 압연강재의 피로균열전파 및 자연시험을 통하여 얻은 결과를 요약하면 다음과 같다.

- 1) 동일조건의 피로시험에서도 시험편마다의 $a-N$ 곡선이 확장적이 아님을 알았다.
- 2) Paris식에 대한 확률변수 C 와 m 의 분포는 각각 대수정규분포, 정규분포에 따름을 알 수 있었고, m 과 $\log C$ 사이에는 음의 상관이 성립하였다.
- 3) 수명의 분포는 3모수 Weibull 분포에 따름을 알았다.
- 4) 전파저항의 평균자기상관함수는 지수함수로 근이할 수 있었다.
- 5) 전파수명의 신뢰도 추정이 가능함을 알 수 있었다.
- 6) CT시험편에 있어서, Wheeler model을 사용하여 자연거동을 평가할 수 있었다.
- 7) 자연수명의 분포는 3모수 Weibull분포에 따름을 알 수 있었다.

후 기

본 연구는 1994년도 교육부 학술연구 조성비(기계공학 : ME94-C-04)에 의하여 연구 되었으며, 이에 관계자 여러분께 감사를 드립니다.

참 고 문 헌

- 1) Kozin, F. and Bogdanoff, J. L. : A Critical Analysis of Some Probabilistic Models of Fatigue Crack Growth, Eng. Fracture Mechanics, 14, (1981), 59
- 2) Lin, Y. K. and Yang, J. N. : On Statistical Moments of Fatigue Crack Propagation, Eng. Fracture Mechanics, 18-2,(1983), 243
- 3) Lin, Y. K. and Yang, J. N. : A Stochastic Theory of Fatigue Crack Propagation, AIAA Journal , 23-1, (1985), 117
- 4) Ortiz, K. and Kiremidjian, A. S. : Time Series Analysis of Fatigue Crack Growth Rate Data, Eng. Fracture Mechanics, 24-5, (1986), 657
- 5) Ditlevsen, O. and Olesen, R. : Statistical Analysis of Virkler Data on Fatigue Crack Growth, Eng. Fracture Mechanics, 25-2, (1986), 177
- 6) 板垣浩, 石塚鐵夫, 山本聰 : 疲労壽命の確率分布推定について, 日本造船學會論文集, 141,(1977), 263
- 7) 藤井進, 中川陵夫, 橋本和彦, 河村英敏 : 時間打切り疲労壽命試験データのベイズ解析, 日機論(A編), 45-429, (1979), 1115
- 8) 남기우 : 피로하중을 받는 표면균열재의 관통거동 및 자연거동, 한국해양공학회지 제5권 제1호(1991), 88
- 9) Goel, H. S. and Satish Chand : A Fatigue Crack Growth Model for Single Overload Tests, Journal of Eng. Materials and Technology, Vol.116 (1994), 168
- 10) Paris, P. C and Erdogan, F. : A Critical Analysis of Crack Growth Propagation, Trans, ASME J. Basic Eng., 85(1936), 528
- 11) 市川昌弘, 中村武夫:疲労亀裂傳播法則 $da/dN=C(\Delta K)^m$ におけるパラメータの確率變數化の方法, 材料, 34-378, (1984), 321
- 12) 板垣 浩, 石塚 鐵夫, 金善振 : 材質の空間的運動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, 第170號.(1991), 665
- 13) Wheeler, O. E. : Spectrum Loading and Crack Growth, ASME Journal of Basic Engineering, Vol.94 (1972), 181
- 14) Isaac Elishakoff : Probabilistic Mrthods in the Theory of Structures John Wiley & Sons, (1983), 294
- 15) Yamazaki, F. and Shinozuka, M. : Digital Generation of Non-Gaussian Stochastic Fields, Technical Report, Department of Civil Engineering Mechanics, Columbia University, (1986), 211