

◎ 論 文

피로균열전파저항에 미치는 시험편 두께의 영향에 관한 확률론적 연구⁺

金 善 振* · 吳 世 奎*

(94년 7월 15일 접수)

A Probabilistic Study to the Effect of Specimen Thickness On Fatigue Crack Growth Resistance

Seon-Jin Kim*, Sae-kyoo Oh*

Key Words : Specimen Thickness(시험편 두께), Spatial Stochastic Process(공간확률 과정), Autocorrelation Function(자기상관함수), Correlation length(상관 거리), Variance(분산), Fatigue Crack Growth Resistance(피로균열전파 저항)

Abstract

The purpose of the present study is to investigate the effect of specimen thickness on statistical properties of crack growth resistance. In this study, the resistance $S_{sh}(x)$ to fatigue crack growth was treated as a spatial stochastic process, which varies randomly on the crack surface. The theoretical autocorrelation functions of the resistance to fatigue crack growth considering specimen thickness are discussed for several correlation lengths. The main results obtained are : (1) The theoretical autocorrelation functions of $S_{sh}(x)$ are almost independent of specimen of specimen thickness except for the origin. (2) The variance increases with decreasing specimen thickness.

1. 서 론

피로파괴에 대한 기계 구조물의 신뢰성 평가, 신뢰성 설계 등을 행하기 위해서는 재료의 피로균

열전파수명의 확률·통계적 성질을 추정하고, 대상 물의 신뢰성 해석을 행할 필요가 있다. 피로균열 전파수명의 확률 특성 또는 피로균열전파에 대한 재료특성의 확률론적 취급에 관한 실증적, 이론적 연구는 활발히 행하여져 왔다^{1~5)}. 피로균열전

+ 1993년도 한국해양공학회 추계학술대회 발표(1993.12)

* 부산수산대학교 공과대학 기계공학과

파수명의 확률분포 등의 재료특성을 실험적으로 추정하는 것은 피로시험을 다수 반복할 필요가 있으므로 많은 실험시간과 부단한 노력이 필요하다. 또 피로균열전파수명의 예측을 확률·통계적으로 논하기 위해서는 그것에 응한 량의 데이터가 필요한 것은 물론이고 경제적인 면에서 생각해도 현실적, 실용적이라고는 말할 수 없다. 이러한 결점을 보완한 방법으로는 베이즈통계해석도 있지만⁶⁾ 이 방법으로 추정한 수명의 분포특성을 이용한 설계에서는 필연적으로 불확실성요인을 포함하고 있기 때문에 안전계수를 크게 하지 않으면 안되는 결점이 있다. 이론적으로는 신뢰성이론을 이용해서 미리 신뢰도 함수의 수학모델 등을 설정해 논하는 것도 가능하지만 실용에 있어서는 모델 등의 상이에 의해 결론이 다를 가능성도 있는 것이다. 또한 시뮬레이션에 의해서 피로균열전파의 확률분포를 추정하는 방법이 제안되고 있다^{7,8)}. 여기서는 우선, 균열전파과정을 확률론적으로 취급하지 않으면 안되고, 그것에 기인하는 여러가지의 불확정성 요인을 포함하고 있는 것이 사실이다. 확률적 특성에 불명확한 점이 많고, 피로균열전파의 확률적 특성에 관해서 몇가지의 가정을 하지 않으면 안된다. 실험적으로 수명을 추정하는 것이나 시뮬레이션 방법에 의한 것이나 모두 문제는 있는 것이고 피로균열전파수명의 확률분포를 보다 빠르게 또 경제적으로 추정하기 위해서는 실험과 시뮬레이션의 양 방법에 의해서 추정할 필요성이 있다고 생각되어진다.

板垣 등^{9,10)}은 피로균열전파수명의 확률분포를 소수의 실험데이터에 의한 시뮬레이션으로 구하는 방법을 제안하고 있다. 시뮬레이션은 실험결과에서 얻은 재질의 통계적 특성에 기초하고 있기 때문에 재질의 공간적 분포를 고찰하는 것이 아주 중요한 사항의 하나라 생각된다. 그 일례로 저자¹¹⁾는 이미 재질의 공간적 변동과 피로시험에 대한 균열전파율을 측정할 때의 균열의 측정간격과의 관계에 대해서 검토하고 비교적 긴 피로균열의 전파시험에서 얻은 데이터를 이용해서 비교적 짧은 균열의 전파의 추정이 가능하다는 것을 보고 한바 있다. 재질의 공간적 변동의 양상에 의해서는 두께가 다른 시험편의 경우에는 그 피로균열전파수

명의 분포가 변화한다고 생각되어진다. 佐佐木¹²⁾ 등은 시험편의 두께가 작으면 작을수록 일정구간에서의 피로균열전파저항의 변동이 크게 되고 따라서 피로균열전파수명의 변동도 크게 된다는 것을 보고하고 있다. 또 윤¹³⁾은 균열전파속도가 재료의 두께에 따라 분포에 차이가 나타냄을 보고하고 있다. 이것은 피로균열전파저항의 공간분포가 관여하고 있다고 생각되어진다.

이러한 관점에서, 본 연구에서는 피로균열전파율의 변동요인이라 생각되는 재질의 공간적 변동을 확률과정으로서 취급해서, 실험에서 얻은 재질이 어떤 유한구간에서 평균적인 값이라는 것에 염두해서 시험편 두께가 피로균열전파저항의 불규칙성에 미치는 영향을 확률에 기초해 이론적으로 고찰한다.

2. 피로균열전파의 확률모델

피로균열전파율 da/dN 는 일반적으로 Paris-Erdogan식¹⁴⁾

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

으로 나타내는 경우가 많다. 여기서 a 는 균열길이, N 는 하중(응력)반복수, ΔK 는 응력확대계수 범위이고, C, m 는 재료정수로 되어 있다. 피로균열전파율 da/dN 의 통계적 변동을 고려하는 확률모델로서는 몇가지의 확률화가 가능하다¹⁵⁾. 즉,

- 1) C 를 확률변수로 하고, m 을 일정으로 한다.
- 2) m 만을 확률변수로 하고 C 는 일정으로 한다. 또는
- 3) C, m 모두다 확률변수로 하는 방법이 있다.

저자¹⁰⁾등은 이미 피로균열전파의 재료의 통계적 특성의 확률모델을 (1)식에 ΔK 와 동일한 단위를 갖는 K_0 라는 파라메터를 가한 다음 식에 의해서 해석하고 있다.

$$\frac{da}{dN} = C\left(\frac{\Delta K}{K_0}\right)^m \quad (2)$$

이것은 C 와 m 을 재료의 불균일성에 의한 확률변수로 한 경우, (1)식에 의해서 실험적으로 C, m 의 확률특성을 구하면 m 의 값이 변화하는 것에

의해서 C 의 차원이 변화해 통계적 취급의 의미가 불명료하기 때문이다. 그러나 시험편 두께 마다의 C 및 m 에 대해서는 상세한 실험적 추정에는 많은 시험수를 필요로 하는 것과 본 연구의 목적인 피로균열전파저항의 불규칙성에 미치는 두께의 영향을 조사하기 위해서는 반드시 파라메터의 확률특성을 고려한 확률모델이 필요하다고는 생각되지 않는 점에서 본고에서는 이 점에 대해서는 논하지 않는다. 먼저, 확률변수 C 와 m 의 관계에 관해서 da/dN 의 기대치를 취하면

$$\overline{\frac{da}{dN}} = \int_0^\infty \int_0^\infty \left(\frac{da}{dN} \right) \times f_c(C) \times f_m(m) \, dc \, dm \quad (3)$$

여기서, $f_c(\cdot)$ 및 $f_m(\cdot)$ 은 각각 C 와 m 의 확률밀도 함수이다. ΔK 가 일정의 조건하에서는 그 값은 어떤 일정치로 된다. 균열전파저항에 상당하는 것으로서 다음과 같은 균열전방의 재질의 불규칙성을 나타내는 무차원의 파라메터 $S(x)$ 를 도입한다.

$$\frac{da}{dN} = \frac{1}{S(x)} \cdot \overline{\frac{da}{dN}} \quad (4)$$

또는

$$S(x) = \frac{\overline{da}}{dN} \times \frac{dN}{da} \quad (5)$$

여기서, x 는 균열선상의 위치를 나타낸다. ΔK 가 일정의 경우에는 S 의 도입에 의해서도 일반성을 잃지 않고 재질변동에 미치는 시험편 두께의 영향을 고찰하는 것이 가능하다. 즉, ΔK 를 일정으로 해서 실험을 행한다면, 피로균열전파저항계수 $S(x)$ 와 실험적으로 얻은 dN/da 의 통계적 특성은 동일하게 된다. 따라서, 확률과정 $S(x)$ 의 특성은 균열선단 위치 x 에 대한 피로균열전파율의 역수 dN/da 를 조사하는 것에 의하여 명확히 된다. 단, 실험적으로 얻어지는 전파율은 시험편 두께가 h 일 때 유한구간에서의 평균이기 때문에 (5)식을 이용해서 얻어지는 $S(x)$ 도 두께 h 를 고려하면 2차원적인 평균치의 통계적 변동을 관찰하는 것으로 한다. 이하에서는 2차원 문제로써 해석한다.

3. 피로균열전파저항의 자기상관 함수에서의 이론적 고찰

3. 1 자기상관함수에서의 영향

피로균열전파시험에 있어서 ΔK 를 일정하게 해서 어떤 일정 유한구간 Δa 마다 dN/da 를 측정했다고 하면, 균열선단부근의 균열전파경로에 연한 미소거리 Δa 에서의 피로균열전파저항 (dN/da) Δa_h 는 다음식으로 표현할 수 있다.

$$\left(\frac{dN}{da} \right)_{\Delta a_h} = \frac{1}{\Delta a_h} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\Delta a} \frac{dN}{da} \, da \, dh \quad (6)$$

지금, 시험편 두께가 h 인 시험편의 실험에서 측정된 계측간격 $\Delta a = \delta$ 일때의 평균적 균열전파저항 계수를 $S_{\delta h}(x)$ 라 하면

$$S_{\delta h}(x) = \frac{1}{\delta h} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} S(\xi, \psi) \, d\xi \, d\psi \quad (7)$$

로 표현할 수 있다.

이 모식도를 Fig.1에 나타낸다. 여기서, $S(\xi, \psi)$ 는 2차원적인 연속한 함수라고 가정하고 이것을 2차원적인 균열전파저항계수의 이론치라고 한다. $S_{\delta h}$ 의 평균치는 S 의 평균치와 일치하는 것은 용이하게 알 수 있다. 즉, (7)식의 양변에 기대치를 취하면

$$\begin{aligned} E[S_{\delta h}(x)] &= E \left[\frac{1}{\delta h} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} S(\xi, \psi) \, d\xi \, d\psi \right] \\ &= \frac{1}{\delta h} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} E[S(\xi, \psi)] \, d\xi \, d\psi \\ &= E[S(\xi, \psi)] \end{aligned} \quad (8)$$

이다. 여기서, $E[\cdot]$ 는 기대치를 취한것을 의미한다. 이하에서는 $S'(\xi, \psi) = S(\xi, \psi) - E[S(\xi, \psi)]$ 및 $S'_{\delta h}(x) = S_{\delta h}(x) - E[S(\xi, \psi)]$ 를 취급하기로

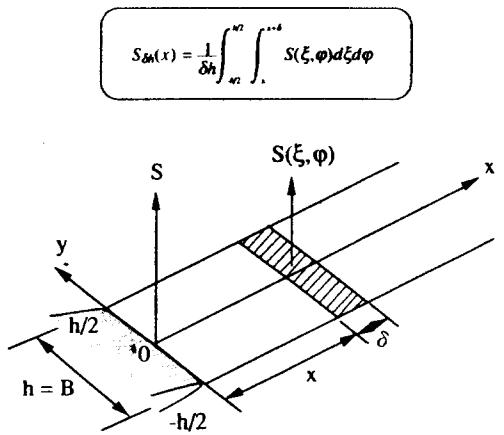


Fig.1 Local average of material resistance considering specimen thickness

한다. $S'_{\delta h}$ 의 분산은 반드시 S' 의 분산과 일치하지 않는 것은 명확하고 이것은 S' 의 공간적 분포에 의한다.

먼저, S' 가 2차원정상화를 과정이라 하고, 그 상관함수(이하, 최초의 상관함수라 부른다)

$$R_{SS}(\tau_1, \tau_2) = E [S'(x, y) \cdot S'(x + \tau_1, y + \tau_2)] \quad (9)$$

가 주어져 있고, $S'_{\delta h}$ 의 자기상관함수(이하, 평균화된 자기상관함수라 부른다)를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} R_{\delta h}(\tau) &= E [S'_{\delta h}(x) S'_{\delta h}(x + \tau)] \\ &= E [\frac{1}{\delta h} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} [S'(\xi, \psi)] d\xi d\psi \times \\ &\quad \frac{1}{\delta h} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_{x+\tau}^{x+\tau+\delta} [S'(\eta, \zeta)] d\eta d\zeta] \\ &= E [\frac{1}{\delta^2 h^2} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} d\xi d\psi \times \\ &\quad \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_{x+\tau}^{x+\tau+\delta} S'(\eta, \zeta) S'(\xi, \psi) d\eta d\zeta] \\ &= \frac{1}{\delta^2 h^2} [\int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} d\xi d\psi \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_{x+\tau}^{x+\tau+\delta} \] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &E [S'(\eta, \zeta) S'(\xi, \psi)] d\eta d\zeta \\ &= -\frac{1}{\delta^2 h^2} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} d\xi d\psi \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_{x+\tau}^{x+\tau+\delta} \\ &\quad R_{SS}(\eta - \xi, \zeta - \psi) d\eta d\zeta \\ &, \tau \geq k\delta \end{aligned} \quad (10)$$

또, 그 분산은

$$\begin{aligned} \text{Var} [S'_{\delta h}] &= R_{\delta \delta}(0) \\ &= -\frac{1}{\delta^2 h^2} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} d\xi d\psi \frac{1}{\delta^2 h^2} \times \\ &\quad \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_{x+\tau}^{x+\delta} R_{SS}(\eta - \xi, \zeta - \psi) d\eta d\zeta \\ &, \tau = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

이다.

$R_{SS}(\tau_1, \tau_2)$ 가 주어져 있다고 한다면, 상기식은 계산 가능하고, 평균화된 자기상관함수 및 분산에 미치는 시험편 두께 h 의 영향을 고찰하는 것 이 가능하다.

이하, 간단히 하기 위해 최초의 자기상관함수를 차식과 같은 지수함수로 가정한다.

$$R_{SS}(\tau_1, \tau_2) = e^{-(a_0 |\tau_1| + b_0 |\tau_2|)} \quad (12)$$

여기에서, a_0, b_0 는 정수(각 방향에 대한 상관을 나타내는 파라미터이다)라고 하고, $S'_{\delta h}$ 의 자기상관함수를 (10)식으로부터 계산하면

$$\begin{aligned} R_{\delta h}(\tau) &= -\frac{1}{\delta^2 h^2} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} d\xi d\psi \times \\ &\quad \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_{x+\tau}^{x+\tau+\delta} e^{-a_0 |\eta - \xi| - b_0 |\zeta - \psi|} d\eta d\zeta \\ &= \frac{16}{a_0^2 \delta^2 b_0^2 h^2} e^{-a_0^2 (a_0 \delta + e^{-a_0} - 1) (\frac{b_0 h}{2} + e^{-\frac{b_0 h}{2}} - 1)}, \\ &\tau \geq \delta \end{aligned} \quad (13)$$

로 된다.

또, $S'_{\delta h}$ 의 분산은 (11)식으로 부터

$$\begin{aligned}
 VaR [S'_{\delta h}] &= -\frac{1}{\delta^2 h^2} \frac{1}{\delta^2 h^2} \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} \\
 &\quad \int_{-\frac{h}{2}}^{\frac{h}{2}} \int_x^{x+\delta} e^{-a_0 |\eta - \xi|} e^{-b_0 |\zeta - \psi|} d\eta d\xi d\zeta d\psi \\
 &= \frac{16}{a_0^2 \delta^2 b_0^2 h^2} (a_0^\delta + e^{-a_0^\delta} - 1) \times \\
 &\quad \left(\frac{b_0 h}{2} + e^{-\frac{b_0 h}{2}} - 1 \right) \\
 , \tau &= 0
 \end{aligned} \tag{14}$$

이다.

자기상관함수의 파라미터 a_0, b_0 (간단히 하기 위해 a_0, b_0 로 한다)를 0.01, 0.1 및 1로 써, 시험편 두께 $h = 6, 12, 18\text{mm}$ 에 대해서(δ 는 전 시험편에 대하여 0.4mm로 일정하게 하였다) 자기상관함수를 계산한 결과를 Fig.2에 나타낸다. 본 그림에서 알 수 있듯이 상관의 파라미터가 변화하여도, 시험편 두께에 대한 전체적 경향에는 그다지 차이가 없음을 알 수 있다. 특히, $a_0 = b_0 = 0.01$ 의 경우에는 시험편 두께 h 가 변화하여도 그 자기상관함수는 거의 일치하고 있음을 알 수 있다. 또, 분산을 시험편 두께 h 에 대해서 계산한 결과를 Fig.3에 나타낸다. 본 그림에서 알 수 있듯이 시

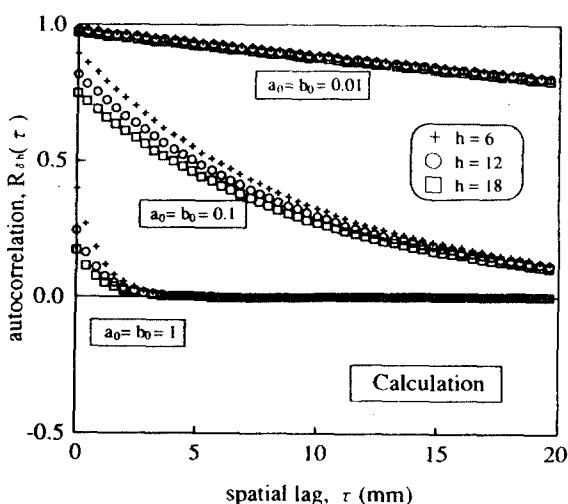


Fig.2 Calculated autocorrelation functions

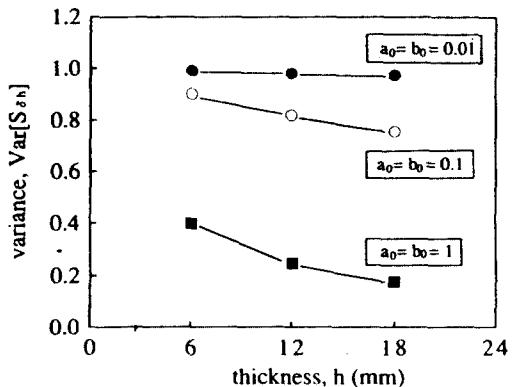


Fig.3 Effect of specimen thickness on the variance(calculation)

시험편 두께가 클수록 $R_{\delta h}(0)$ 은 감소하고 있음을 알 수 있음을 잘 나타내고 있다. 그 정도는 a_0, b_0 가 크면 클수록, 즉 상관거리가¹⁶⁾ 작으면 작을수록 크게 된다. 이것은 재질이 급격히 변동하고 있을 때는 미소구간에서는 평균치가 전체적 평균에 접근해, 국부적 평균치를 이용해서 통계적 변동을 취급하려고 하면 변동을 작게 추정할 우려가 있음을 나타낸다.

4. 시뮬레이션에 의한 고찰

4.1 2차원 비정규 확률과정의 시뮬레이션

2차원 확률과정 $S(x, y)$ 의 자기상관함수 또는 파워 스펙트럼밀도함수가 정의되어 있다고 한다면, 고속 퓨리에 변환의 알고리즘을 이용해서 확률과정 $S(x, y)$ 를 시뮬레이션 하는 것이 가능하다. 그러나, 재질은 반드시 정규확률과정이지 않고 임의의 분포특성에 따르고 있다. 그렇기 때문에 재질을 시뮬레이션 할 때에 비정규확률과정의 시뮬레이션을 행할 필요가 있다. 임의의 확률분포에 따르는 비정규확률과정에 대해서 분포변환이라고 하는 간접방법을 이용한 시뮬레이션 방법이 Shinozuka¹⁷⁻¹⁸⁾ 등에 의해서 개발되어 있다. 이하, 이 방법에 의한 비정규(Weibull)확률과정의 시뮬레이션법을 간단히 논한다.

Fig.4에 2차원 확률과정 $S(x, y)$ 의 시뮬레이션

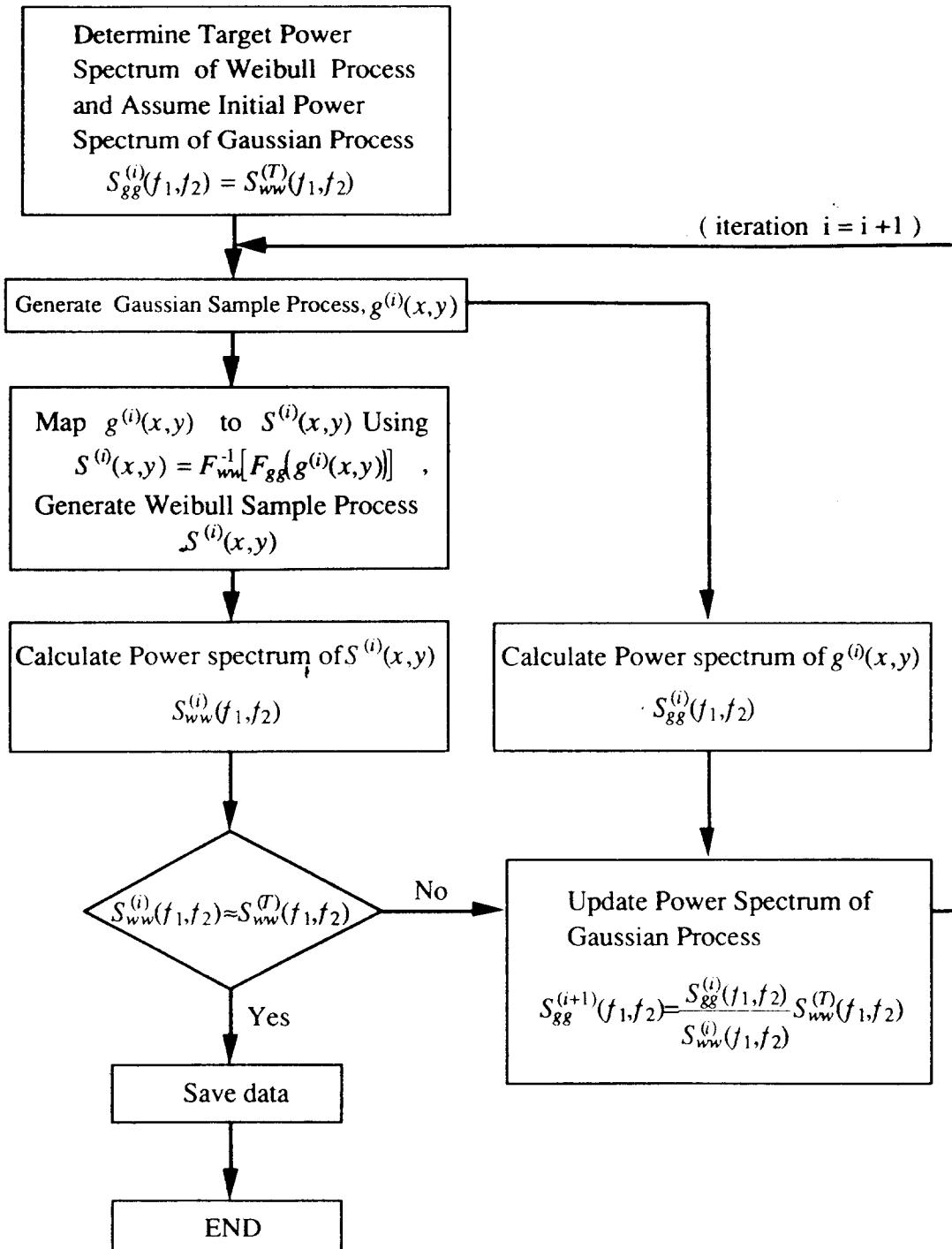


Fig.4 Flow chart of two dimensional simulation of Weibull stochastic fields

의 플롯차트를 나타낸다. 우선, 시뮬레이션하고 싶은 확률과정의 주파수 특성에 기초해서 목표 파워 스펙트럼 밀도함수 $S_{ww}^{(r)}(f_1, f_2)$ 를 결정한다. 적당한파워 스펙트럼 $S_{gg}(f_1, f_2)$ 를 이용, 역 퓨리에 변환을 이용하는 여현급수화에 의한 방법을 이용해서 정규확률과정 $g(x, y)$ 를 발생한다. 그 정규분포에 따르는 확률데이터 g 를 차식에 의해서 비정규분포(분포함수 $F_{ww}(S)$)에 따르는 확률데이터 S 로 변환한다.(이하, 이것을 분포변환이라 부른다)

$$S^i = F_{ww}^{-1}[F_{gg}(g^i)] \quad (i=1, 2, \dots, L) \quad (15)$$

여기에서, L 은 FFT의 분할수이다.

상식에 의한 변환은 비선형변환이기 때문에 변환에 의해서 얻은 확률변수 S 의 파워 스펙트럼 $S_{ww}(f_1, f_2)$ 는 목표 파워 스펙트럼과 반드시 일치한다고 할 수 없다. 목표 파워 스펙트럼을 얻기 위해서는 $S_{ww}(f_1, f_2)$ 를 수정해서 동일한 방법을 반복할 필요가 있다. 이 때, $(i+1)$ 회째에 정규과정을 시뮬레이션하는데 이용하는 스펙트럼 밀도 $S_{gg}^{(i)}(f_1, f_2)$ ($i=1, 2, \dots, N$)을 차식으로 정한다.

$$S_{gg}^{(i+1)}(f_1, f_2) = \frac{S_{gg}^{(i)}(f_1, f_2)}{S_{ww}^{(i)}(f_1, f_2)} S_{ww}^{(i)}(f_1, f_2) \quad (16)$$

단, $S_{gg}^{(i)}(f_1, f_2)$ 는 i 회째의 시뮬레이션에 이용한 파워 스펙트럼 밀도, $S_{ww}^{(i)}(f_1, f_2)$ 는 i 회째에 발생한 비정규분포에 따르는 확률변환 S 에서 구한 파워 스펙트럼 밀도이다. 수회 반복하면, 시뮬레이션한 Weibull분포에 따르는 확률과정의 스펙트럼은 거의 목표 스펙트럼과 일치한다.

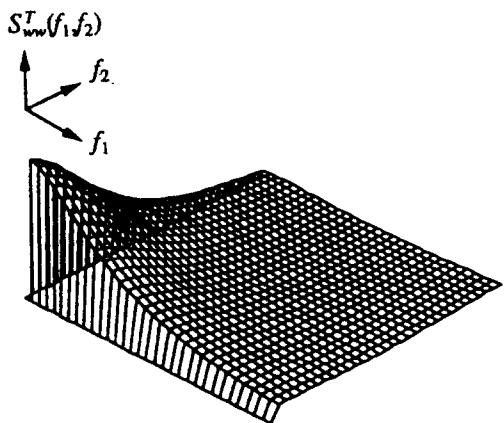
4.2 시뮬레이션 결과와 고찰

먼저, 확률변수 $S(x, y)$ 의 상관함수를 (12)식과 동일하게 하였다. 상관파라미터 a_0, b_0 ($a_0=b_0$)를 이론계산의 경우와 동일한 0.01, 0.1 및 1의 3조건으로 하였다. 또, 확률변수 $S(x, y)$ 의 확률분포함수는 다음과 같은 3모수 Weibull분포에 따르는 확률과정으로 하였다.

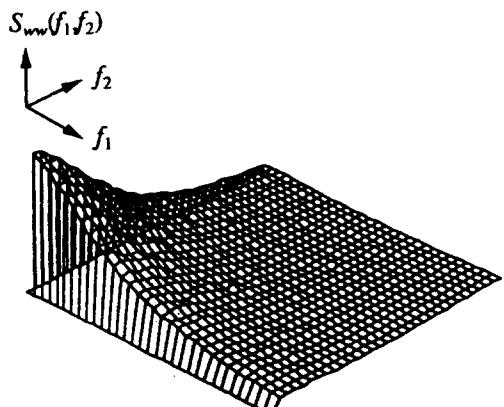
$$F_S(S | \alpha, \beta, \gamma) = 1 - \exp[-(\frac{S-\gamma}{\beta})^\alpha], \quad S \geq \alpha \quad (17)$$

또한, 모수 α, β, γ 의 수치는 각각 3.7, 1.5, 2.4로 하였다.

역 퓨리에 변환의 사이즈는 $4096(2^6 \times 2^6)$ 으로 하고, $\Delta x, \Delta y$ 의 수치는 $0.1mm$ 로 하였다. 시뮬레이션 할 확률과정 $S(x, y)$ 의 목표 파워 스펙트럼 $S_{ww}^{(i)}(f_1, f_2)$ 와 3회의 분포변환을 해서 얻은 Weibull분포에 따르는 확률과정의 파워 스펙트럼을 Fig.5에 나타낸다. 본 그림에서 알 수 있듯이



a) Target Spectral Density Function



b) Spectral Density of Simulated Random Process

Fig.5 Comparison between target and simulated spectrum density function

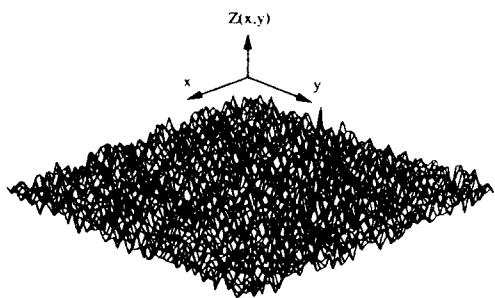


Fig.6 Example of simulated stochastic process

3회의 시뮬레이션한 데이터의 파워 스펙트럼은 거의 목표 파워 스펙트럼과 일치하고 있다. 따라서, 이후 3회째에 얻은 확률변수를 $S(x, y)$ 라 한다. 시뮬레이션한 $S(x, y)$ 의 일례를 Fig.6에 나타낸다.

시뮬레이션에서 얻은 $S(x, y)$ 에서 $h=6, 12, 18mm$ 마다에 그 사이의 $S(x, y)$ 를 평균해서 구한 $S_{\delta h}$ 의 자기상관함수를 플로트한 것을 Fig.7에 나타낸다. 본 그림에서 알 수 있듯이, 시험편 두께가 변화하여도 자기상관함수에는 거의 차이가 보이지 않고 전절에서 나타낸 이론 계산과 유사한 결과를 나타내고 있다.

또 분산과 시험편 두께와의 관계는 상관거리를 파라미터로써 Fig.8에 나타내었다. 동그림에서 알 수 있듯이, Fig.3의 이론 계산치의 결과와 잘 일치하는 경향을 나타낸다. 또 시험편 두께 h 가 크

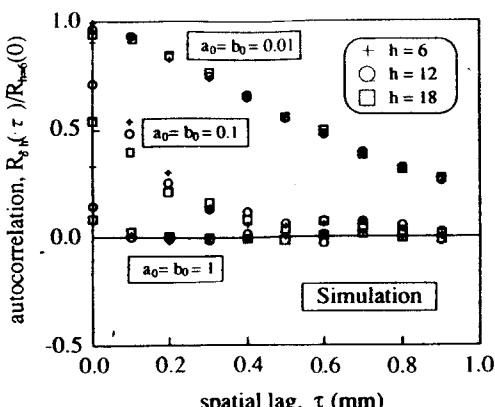


Fig.7 Simulated autocorrelation functions

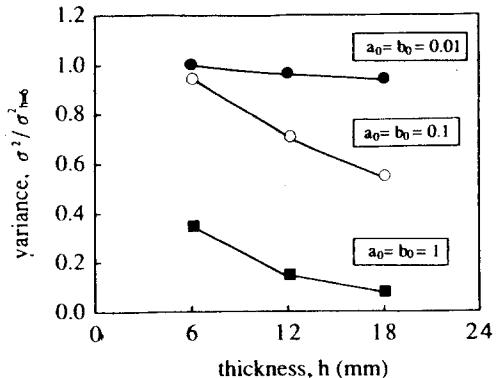


Fig.8 Effect of specimen thickness on the variance(simulation)

게 되면 그 분산은 감소하고 있고, 그 정도는 상관거리가 작으면 작을수록 큰 것을 알 수 있다. 더욱, 계산치와 비교하기 위해 시뮬레이션에 대한 분산을 $R_{sim}(0)$, 이론식에 대한 분산을 $R_{cal}(0)$ 로서 Fig.9에 나타내었다. 동 그림에서 보면, 계산치와 시뮬레이션치에는 약간의 오차가 있음을 알 수 있다. 이것은 시뮬레이션의 데이터수가 적기 때문이라고 생각된다.

이론적 계산과 시뮬레이션결과에 의하면, 시험편 두께가 얕으면 $S_{\delta h}$ 의 변동은 크게 되지만, 그 상관함수에는 시험편 두께의 영향을 거의 받지 않는 것을 알 수 있다. 두께가 얕으면, 시험편 내에서는 전파저항의 변동은 커지고 따라서 피로균열 전파수명의 변동도 크게 됨을 이해할 수 있다.

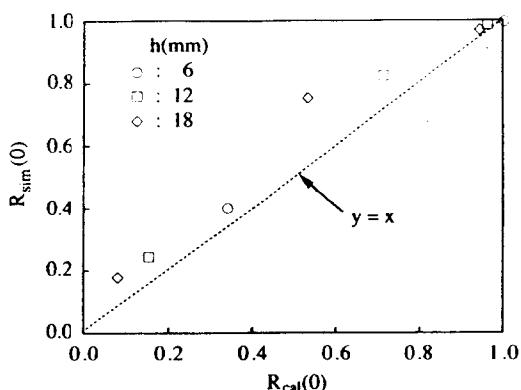


Fig.9 Relation between simulation and calculation variance of $S_{\delta h}(x)$

5. 결 론

피로균열전파율의 변동요인이라 생각되는 재질의 공간적 변동을 확률과정으로써 취급하고, 시험편 두께가 피로균열전파저항의 불규칙성에 미치는 영향에 대하여 이론적 계산과 시뮬레이션에 의해서 검討한 결과를 요약하면 다음과 같다.

(1) 공간상관 파라미터를 변환시켜서 이론적 계산과 시뮬레이션에 의해 구한 전파저항의 자기상관함수는 시험편 두께에는 거의 영향이 없다.

(2) 시험편 두께가 얕으면 얕을수록 피로균열전파저항의 분산은 크게 되고, 시험편 내에서는 전파저항의 변동도 크다.

참 고 문 헌

- Kozin, F. and Bogdanoff, J. L. : A Critical Analysis of Some Probabilistic Models of Fatigue Crack Growth, Eng. Fracture Mechanics, 14, (1981), 59
- Lin, Y. K. and Yang, J. N. : On Statistical Moments of Fatigue Crack Propagation, Eng. Fracture Mechanics, 18-2, (1983), 243
- Lin, Y. K. and Yang, J. N. : A Stochastic Theory of Fatigue Crack Growth Propagation, AIAA Journal, 23-1, (1985), 117
- Oritz, K. and Kiremidjian, A. S. : Time Series Analysis of Fatigue Crack Growth Rate Data, Eng. Fracture Mechanics, 24-5, (1986), 657
- 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(ペイジアンアプローチ) 日本造船學論文集, 141, (1977), 263
- 藤井進, 中川陸夫, 倭本和彦, 河村英敏:時間打切り疲労壽命試験データのベイズ解析, 日本機械學會論文集(A編), 45-429, (1979), 1115
- Ditelsken, O. and Olesen, R. : Statistical Analysis of Virkler Data on Fatigue Crack Growth, Eng. Fracture Mechanics, 25-2, (1986), 177
- 島田佳弘, 中川陸夫, 德納久陸:マルコフ連鎖を用いた疲労亀裂進展壽命の信頼性解析, 材料, 3, 3-367, (1984), 177
- 板垣 浩, 石塚鐵夫, 黃 培彥:疲労亀裂傳播のシミュレーションによる信頼性評價, 日本造船學會論文集, 165, (1989), 253
- 板垣 浩, 石塚鐵夫, 黃 培彥:疲労亀裂傳播壽命の確率分布推定に関する實驗的研究, 日本機械學會論文集(A編), 525, (1990), 1082
- 板垣 浩, 石塚鐵夫, 金 善振:材質の空間的變動の材料試験結果に及ぼす影響について(その1), 日本造船學會論文集, 170, (1991), 665
- 佐佐木哲也, 酒井信介, 岡村弘之:疲労亀裂進展抵抗の不規則性に及ぼす板厚の影響, 日本機械學會論文集(A編), 58-548, (1991), 509
- 윤 한 용: 피로크랙 진전수명의 확률특성에 관한 연구(2), 대한 기계학회논문집, 제14권, 제6호, (1990), 1561
- Paris, P. C and Erdogan, F. : A Critical Analysis of Crack Growth Propagation, Trans. ASME J. Basic Eng., 85(1936), 528
- 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
- Isaac Elishakoff : Probabilistic Methods in the Theory of Structures John Wiley & Sons, (1983), 294
- Shinozuka, M. : Digital Simulation of Random Process in Engineering Mechanics with the Aid of FFT Technique, Stochastic Problems in Mechanics, Univ. of Waterloo Press, (1974), 277
- Yamazaki, F. and Shinozuka, M. : Digital Generation of Non-Gaussian Stochastic Fields, Technical Report, Department of Civil Engineering Mechanics, Columbia University, (1986), 211