

Monte Carlo 방법을 이용한 증기발생기 전열관 관판 상단 축방향 균열성장의 확률론적 예측

이재봉 · 박재학 · 김홍덕* · 정한섭*

충북대학교 안전공학과 · *한국전력공사 전력연구원

1. 서 론

원자력발전소 증기발생기전열관에는 다양한 형태의 결함들이 존재한다. 이 결함들의 발생 및 성장에 대한 해석은 증기발생기 전열관 전전성평가에 필수적이다. 이때 증기발생기 전열관에 존재하는 결함에 대한 정보는 가동중 검사(In-Situ Inspection, ISI)에서의 비파괴검사를 이용한 탐지결과에 거의 의존하게 된다.

그러나 비파괴검사 장비를 이용한 가동중 검사 결과는 장비의 탐지능력 및 검사자의 능력과 경험에 따라 달라질 수 있다¹⁾. 이를 비파괴검사의 불확실성이라 하며, 가동중 검사에서 탐지된 결함의 수와 크기는 실제 증기발생기 전열관에 존재하는 결함의 그것과 다를 수 있음을 의미한다. 또한 가동중 검사 결과를 이용한 결함의 성장속도 계산에서도 불확실성은 여전히 존재하게 된다.

이러한 이유로 증기발생기 전열관의 전전성 평가에 결정론적 평가방법보다 확률론적 평가방법이 많이 사용되고 있다²⁾.

본 연구에서는 증기발생기 전열관에서의 가동중검사 자료를 이용하여 비파괴검사의 불확실성을 확률적으로 보정하는 방법을 살펴보았고, 보정된 결과를 이용하여 일정 운전시간 후의 결함성장량과 새로 발생되는 결함의 수를 확률적으로 예측하였다. 본 연구에 사용된 가동중 검사 자료로는 국내 원자력발전소 중 13 주기동안 운전된 증기발생기 1개 호기에서의 관판상단 축방향균열 탐지자료를 이용하였다.

2. 본론

2.1 해석 알고리즘

Fig. 1은 본 연구에 사용된 균열성장거동 해석모델의 전체 알고리즘을 도시한 것이다. Fig. 1에서 ith BOC(beginning of cycle)에서의 균열은 i번째 주기 운전이 시작할 때 전열관에 실재할 것으로 추정되는 균열을 의미한다. 이균열은 i-1번째 가동중 검사에서 탐지된 균열 중 정비된 균열을 제외한 나머지에 대하여 비파괴검사에 대한 불확실성을 보정함으로써 추정할 수 있다.

비파괴검사의 불확실성은 탐지능력에 대한 불확실성(POD, probability of detection)과 결함크기 결정에 대한 불확실성으로 나눌 수 있으며¹⁾, 본 연구에서는 결함크기에 대한

불확실성은 고려하지 않았다. 이에 대한 자세한 내용은 2.2절에서 설명하였다.

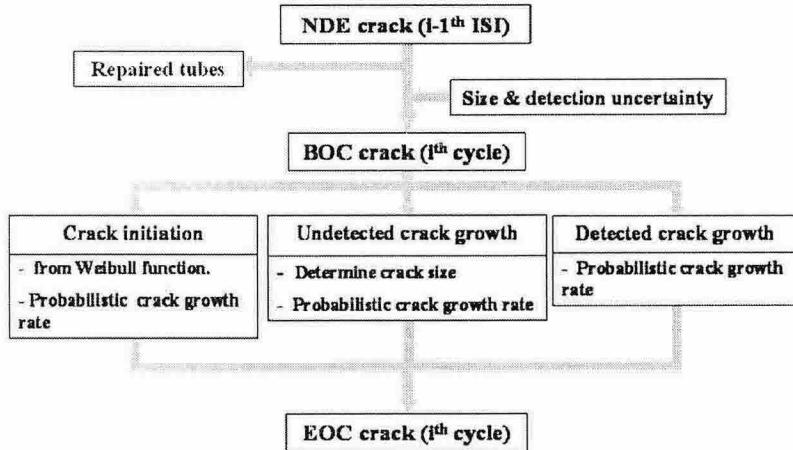


Fig. 1 Schematic diagram of global algorithm for simulation.

ith BOC에서의 균열은 i번째 운전시간동안 미리 정의된 균열성장률에 따라 성장하게 되고, 운전시간동안 새로 발생되는 균열과 함께 i번째 주기 운전이 끝나는 시간인 ith EOC(end of cycle)에서의 균열이 된다. 균열성장률의 계산 방법에 대해서는 3절에서 자세히 설명하였다.

ith EOC에서 전열관에 실재할 것으로 예측된 균열에 비파괴검사의 불확실성(POD)을 적용함으로써 i번째 가동중 검사에서 탐지될 균열의 크기분포를 계산할 수 있다.

2.2 BOC(Begining of Cycle)에서의 균열분포

비파괴검사의 불확실성은 탐지능력에 대한 불확실성과 균열크기결정에 대한 불확실성으로 구분할 수 있다.

균열크기 결정에 대한 불확실성은 가동중 검사에 사용되는 비파괴검사 시스템에 대하여 파괴시험과 비파괴시험을 동시에 수행하여 두 시험의 결과에 대한 1:1 대응관계식을 구함으로써 정량화할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 균열크기에 대한 정보의 순실을 최소화하기 위해서 균열크기 결정에 대한 불확실성은 보정하지 않았다.

탐지능력에 대한 불확실성도 파괴시험과 비파괴시험을 동시에 수행하여 정량화할 수 있다. 전열관에 실재하는 균열 수와 비파괴시험으로 탐지되는 균열 수의 비례로 식 (1)과 같이 나타낼 수 있으며, 이를 POD(probability of detection)라 한다¹⁾.

$$POD(a) = \frac{\text{The number of detected cracks}}{\text{The number of physical cracks}} \quad (1)$$

일반적으로 POD는 균열크기에 대한 함수가 되며, 식 (2)의 log-logistic 함수나 식 (3)의 log-normal 함수를 이용하여 나타낸다¹⁾.

$$POD(a) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 \ln a)}{1 - \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln a)} \quad (2)$$

$$POD(a) = \left\{ 1 + exp - \left[\frac{\pi}{\sqrt{3}} \left(\frac{\ln a - \mu}{\sigma} \right) \right] \right\}^{-1} \quad (3)$$

여기서 β_0 , β_1 , μ , σ 는 각각 식 (2)와 식 (3)에서의 매개변수들이며, 이들 사이에는 식 (4)와 같은 관계가 있다.

$$\mu = -\beta_0 / \beta_1 \quad \sigma = \pi / (\beta_1 \sqrt{3}) \quad (4)$$

가동중 검사에서 사용된 비파괴검사 시스템의 POD 함수를 알고 있으면 탐지된 각각의 균열에 대하여 균열 탐지에 대한 불확실성을 보정할 수 있다. 즉 각각의 탐지된 균열에 대하여 $1/POD(a)$ 의 값을 미탐지 균열을 포함한 전열관에 실제 존재하는 균열 수로 추정할 수 있다³⁾. 정비 또는 관막음에 대해서는 ith BOC에서의 전열관에 실제하는 균열의 수를 계산한 후, i번째 운전시작 전에 보수나 관막음이 수행된 균열의 수를 빼줌으로써 보정하였다.

2.3 새로 생성되는 균열의 수 및 크기 계산

원자력발전소가 가동되기 전에도 증기발생기 전열관에는 미세한 균열들이 존재한다고 말할 수 있다. 그러나 이러한 미세한 균열들은 가동중 검사에 사용되는 비파괴검사 장비의 탐지한계보다 작은 것이 대부분이다. 운전주기가 반복됨에 따라 이 미세한 균열들이 비파괴검사 장비의 탐지한계 이상으로 성장하여 가동중 검사에서 균열으로 탐지된다. 그러므로 본 논문에서 새로운 균열의 생성이라 함은 실제 균열의 생성이 아닌 비파괴검사 장비의 탐지한계에 해당하는 균열크기 이상으로 성장하였음을 의미한다.

비파괴검사장비의 탐지성능 향상은 가동중 검사에서 새로 탐지되는 균열의 크기 및 수에 영향을 미칠 수 있으며, 이를 분석하기 위해서는 비파괴검사장비의 검출에 대한 불확실성을 고려해야 한다.

i번째 운전주기동안 새로 생성되는 균열을 계산하기 위해서 i-1번째 가동중 검사까지 탐지된 균열 자료로부터 균열발생추이를 분석하여 예측하는 방법이 있다. 가동중 검사에서 탐지된 균열의 발생추이를 분석하여 다음 주기 가동중 검사에서 탐지될 균열의 수를 예측하였다. 전열관에 실제하는 생성 균열의 수는 이전 주기 가동중 검사에서 탐지된 균열수와 전열관에 실제할 것으로 예측된 균열 수의 비를 이용하여 계산하였다.

i번째 가동중 검사까지 각주기 가동중 검사에서 탐지된 균열의 누적분포를 전체 전열관에 대한 비율(상대도수)로 나타내어 균열의 발생추이를 분석하였다. 균열의 발생추이 분석에는 식 (5)의 3개의 모수를 갖는 Weibull함수를 이용하였다.

$$F(t) = 1 - exp \left(- \left(\frac{t - t_0}{\eta - t_0} \right)^\beta \right) \quad (5)$$

식 (5)에서 t_0 , n , β 는 각각 위치모수, 척도모수 그리고 형상모수이며, $F(t)$ 는 시간 t 까지의 발생누적확률이 된다. 시간 t 에 i번째 EOC 시간을 대입하면 첫번째 가동중 검사부터 i번째 가동중 검사까지 탐지되는 총 균열의 전체 전열관에 대한 비율을 알 수 있다. 생성된 균열의 크

기는 가동중 검사결과에서 새로 탐지된 균열의 크기 중 가장 빈도수가 높은 1.5mm로 하였다.

3. 균열성장속도 계산

증기발생기 전열관의 각 주기 가동중 검사 자료로부터 균열성장속도를 계산하여 균열크기에 따른 분포를 Fig. 5에 나타내었다. Fig. 5에서 물리적으로는 존재할 수 없는 (-)의 균열성장속도가 나타나고 있음을 볼 수 있다. 이러한 현상은 균열크기 결정에서의 비파괴검사 불확실성에 기인하고 있으며, 다음과 같은 방법으로 보정할 수 있다.

Fig. 6에 각 주기의 가동중 검사에서 탐지된 균열의 성장추세를 나타내었다. 균열크기 결정의 불확실성에 의해 탐지된 균열의 크기가 계속적으로 증가하지 않고 증가와 감소를 반복하고 있으나, 전체적인 경향은 증가를 보이고 있다. Fig. 7에 균열 크기의 전체적인 증가추세를 다항식으로 회귀분석한 후 균열성장속도를 계산하여 나타내었다.

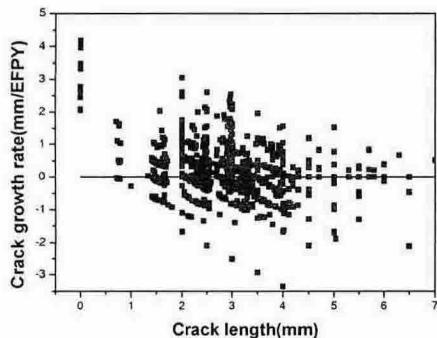


Fig. 5 The crack growth rate of ISI data

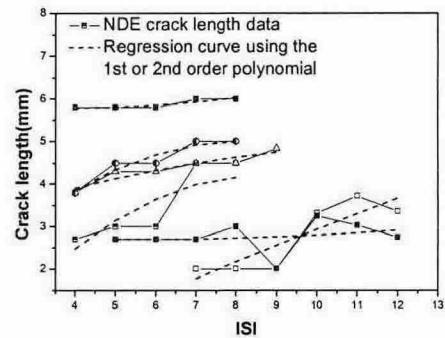


Fig. 6 Crack length at each ISI and regression curve using polynomials

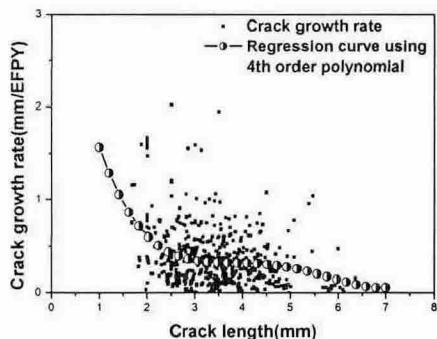


Fig. 7 The crack growth rate from regression using polynomials

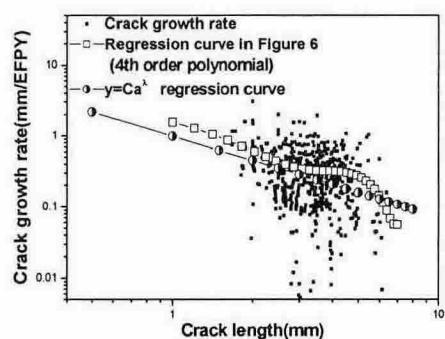


Fig. 8 The regression analysis of crack growth rate using eq. (7)

4개 이하의 균열 데이터에서는 1차 다항식을 5개 이상의 균열 데이터에서는 2차 다항식을 사용하였다.

Fig. 7에서 균열성장속도가 (-)의 값을 보이지 않고 있음을 확인할 수 있으며, 4차 다항식을 이용하여 균열성장속도와 균열크기의 전체적인 관계를 파악하였다. Fig. 7에서 균열이 성장함에 따라 균열성장속도가 감소하는 것을 볼 수 있다.

Fig. 7에서 나타나는 균열크기와 균열성장속도의 관계를 식 (6) 및 식 (7)을 이용하여 Fig. 8과 같이 나타내었다.

$$\frac{da}{dt} = Ca^\lambda z \quad (6)$$

$$\log\left(\frac{da}{dt}\right) = \log C + \lambda \log a + \log z \quad (7)$$

식 (6)의 양변에 log를 취하게 되면 식 (7)과 같이 나타낼 수 있으며, Fig. 8에서와 같이 선형회귀분석을 이용하여 $\log C$, λ 그리고 $\log z$ 의 값을 구할 수 있다. 여기서 $\log z$ 의 값은 Fig. 7의 각각의 데이터와 식 (7)로부터 계산된 값과의 편차를 나타내며, 평균이 0이고 표준편차가 선형회귀분석에서의 RMSE(root mean square error)값을 갖는 정규분포로 나타낼 수 있다⁴⁾. $\log z$ 의 값을 정규분포를 따르는 확률변수로 나타내어 확률적인 분포를 갖는 균열성장속도를 얻을 수 있다.

본 연구에서는 Fig. 7과 Fig. 8의 분석으로부터 C 는 1.09126, λ 는 -1.08700 그리고 RMSE는 0.84248으로 값을 각각 구하였으며, 이를 식 (6)에 대입하여 균열성장속도를 확률변수로 생성하였다. 이때 균열성장속도의 단위는 mm/EFPY이며, 균열길이의 단위는 mm이다.

4. 해석결과

본 연구의 균열성장거동 해석에는 국내 원자력발전소 증기발생기 중 13.38 EFPY동안 운전된 한 개 호기 증기발생기에서의 13주기 동안의 가동중 검사 자료를 이용하였다. 해석결과와 실제 가동중 검사 결과와의 비교를 위해서 8주기 가동중검사 자료를 이용하여 9주기 운전동안 새로 생성되는 균열의 수와 균열성장량을 계산하여 9주기 가동중 검사 자료와 비교하였다.

Fig. 9에 Monte-Carlo 방법을 이용한 해석 결과로부터 9주기 가동중 검사에서 새로 측정되는 균열의 수를 예측한 결과와 실제 9주기 가동중 검사 결과를 함께 나타내었다. 해석결과로부터 예측된 균열 수의 분포는 Monte Carlo 방법을 이용한 반복해석으로부터 확률적으로 구한 것이다. Fig. 9에서 해석결과가 실제 가동중 검사자료와 약간의 차이를 보이고 있다. 이는 새로 생성되는 균열의 수가 일관된 발생추이를 보이지 않기 때문이다. 또한 앞에서 설명하였듯이 균열의 생성은 실제 균열이비파괴검사 장비의 탐지 한계 이상으로 성장하는 속도와 함께 비파괴검사의 불확실성과도 깊은 관계가 있기 때-

문에 가동중 검사 결과에서 탐지되는 균열의 수는 이러한 불확실성을 포함하게 된다.

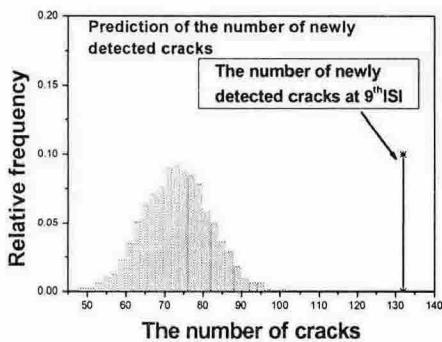


Fig. 9 Expectation of the number of newly detected cracks at 9th ISI.

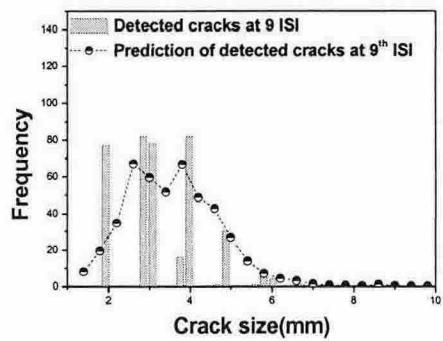


Fig. 10 Expected distribution of detected crack size and inspection results at 9th ISI.

그러므로 일정한 비율로 증가되는 Weibull함수로 예측하는 경우 오차를 동반한다. Fig. 10에 해석결과에서의 9번째 가동중 검사에서 탐지될 것으로 예측된 균열의 크기 분포 와 실제 9 번째 가동중 검사에서 탐지된 균열의 크기분포를 비교하였다. 실제 가동중 검사 결과에서 탐지되는 균열의 크기분포가 일부 균열크기에 집중되고 있기 때문에 거의 연속적인 분포로 결과가 도출되는 해석결과와의 비교에 어려움을 주고 있다. 또한 뜻수분포로 나타내었기 때문에 구간의 설정에 따라 뜻수의 크기가 달라질 수 있어 절대적인 비교 또한 어렵다. 그러나 전체적인 상대비교로서는 해석결과와 가동중 검사 결과에서의 균열크기 분포가 동일한 결향을 보이고 있음을 볼 수 있다. 이는 전체 균열의 수는 새로 생성되는 균열의 수에 영향을 받게 되지만, 전체적인 균열크기의 상대적인 분포는 실제 측정된 균열의 크기분포와 크게 다르지 않음을 의미한다.

참고문현

- 1) A.P. Berens, "NDE reliability data analysis", Metals Handbook, 9th ed., Vol. 17, pp. 689–701, 1989.
- 2) D. V. Leemans, M. Leger, and T.P. Byrne, "Probabilistic techniques for the assessment of pressure tube hydride blistering in CANDU reactor cores", International Journal of Pressure Vessel and Piping, Vol. 56, pp. 37–51, 1993.
- 3) J. Davis,"ANL/CANTIA: A computer code for steam generator integrity assessments", Argonne National Laboratory, NUREG/CR-6786, 2001.
- 4) W. Mendenhall, R.J. Beaver and B.M. Beaver, Probability and Statistics, 11th ed., Thomson, 2003.