

불완전 점검 및 보수를 고려한 기기의 시간 의존성 이용불능도 해석

**Analysis of Time-dependent Unavailability of the Component with
the Imperfect Surveillance and Maintenance**

박강민, 유영우, 정창현
서울대학교
서울특별시 관악구 신림동 산56-1

정대욱, 조두연
한국원자력안전기술원
대전광역시 유성구 구성동19

요 약

원자력발전소의 운전이력이 증가함에 따라 발전소 안전계통 기기들의 교체(replacement), 수명 연장(life extension) 그리고 경년화효과(aging effects) 문제는 아주 중요한 문제로 등장하고 있다. 그러나, 기존 원전의 주요 안전 기기 및 계통들에 대한 정량화 평가시 사용해 왔던 구간 평균 이용불능도는 시간에 따른 이용불능도의 전체 변화를 알 수 없어 교체, 수명연장, 경년화 등의 시간 의존성 정량적 평가시 많은 어려움을 갖고 있다. 본 논문에서는 이산재생과정(Discrete Renewal Process)을 이용한 시간 의존성 기기 이용불능도 해석 방법론을 제시하고, 점검 및 보수 효과의 실제적 접근을 바탕으로 불완전 점검 및 보수 모델에 근거하여 정량적 인자를 도입한 민감도 분석을 통해 기존의 정량적 평가 방법을 보완 개선하여 기기의 이용불능도를 해석하였다.

Abstract

With the nuclear power plant(NPP) long-operated, the issues related to replacement, life extension, and aging effects of plant safety-related components become the very significant problems. However, the whole trend of the time-dependent unavailability can not be seen from the traditional unavailability analysis used in the component and the system reliability quantification of the primary safety-related component and system in the existent plant, in which the oversimplified interval-averaged unavailability was used. And so, the quantitative time-dependent assessment as for replacement, life extension, and aging effects has much difficulty. In this paper, the methodology of the component unavailability analysis using the discrete renewal process was suggested, and the surveillance and maintenance effect factor, which is based on the imperfect surveillance and maintenance model, was introduced. And the unavailability was analyzed with the supplement and the improvement of the existent quantitative assessment methodology through the sensitivity studies.

1. 서론

원자력발전소의 운전이력이 증가함에 따라 발전소 안전계통 기기들의 교체(replacement), 수명 연장(life extension) 그리고 경년화효과(aging effects) 문제는 아주 중요한 문제로 등장하고 있다. 그러나, 그 동안의 기기 및 계통 신뢰도 정량화 기법에서 사용해 왔던 기기 이용불능도 해석의 경우 고장 분포함수를 고장률 함수가 시간에 무관한 지수 함수를 사용함으로써 기기 고장의 시간에 대한 종속성을 설명할 수 없었을 뿐만 아니라 다중 계통 기기의 신뢰성 분석을 위해 개별 기기들의 이용불능도로 구간 평균 이용불능도를 사용하여 해석하였다. 이로 인해, 다중 계통 기기들에 대한 일정 시간동안의 이용불능도 해석은 단순화된 범위에서 수행되어 연속적인 시간 동안의 개별 기기에 대한 이용불능도 변화의 전체 추이는 분석할 수 없었던 관계로 교체, 수명연장, 경년화 등의 시간 의존성 정량적 평가시 많은 어려움을 갖고 있다. 또한, 점검 및 보수의 상태에 대한 정량적 평가에서도 일률적으로 'as-good-as-new'나 'as-bad-as-old' 가정을 사용하여 주로 모델링에 사용함으로써 정량적 평가의 결과들도 실제적인 기기들의 점검, 보수, 정비, 교체등의 운영형태를 반영하였다고 보기는 어려웠다.

그래서, 본 논문에서는 주기적으로 일정한 점검 및 보수 활동이 이루어지는 개별 기기에 대한 연속적인 시간 동안의 이용불능도를 해석을 위한 방법론으로써 이산재생과정(discrete renewal process)을 기기 이용불능도 해석 모델로 사용하였고, 불완전 점검 및 보수 개념을 이용하여 기기 이용불능도를 현실화하였다. 불완전 점검 및 보수 모델은 점검 및 보수후의 기기 상태의 양극단인 'as-good-as-new'와 'as-bad-as-old'를 일반화시켜 기기는 점검 및 보수후 그 중간 정도의 상태를 갖는다는 개념이다. 이 개념을 연속적인 시간 동안의 기기 이용불능도 해석에 적용할 수 있도록 점검 및 보수후 기기의 상태를 결정짓는 인자로써 완전 점검 및 보수 인자를 제시하였다. 이 인자를 도입함으로써 완전 점검 및 보수 가정으로 인해 이용불능도가 일정 시간 이후 안정화되는 문제점을 완전 점검 및 보수 인자에 대한 민감도 분석을 수행하여 불완전 점검 및 보수를 실제화시키고 좀더 발전적으로는 기기의 경년화효과(aging effect)를 정량적으로 해석 가능하게끔 하였다.

2. 본론

2.1 이산재생과정(discrete renewal process)을 이용한 기기 이용불능도

재생과정(renewal process)은 기기의 수리가능성(repairability)을 전제로 하여 기기 고장 및 수리에 대한 이용 불능도의 시간에 따른 변화를 해석할 수 있는 유용한 방법론이다. 일반적인 재생 과정은 다음과 같이 표현될 수 있다[1].

$$F(t) = F_1(t) + \int_0^t F_2(t-x) dF(x) \quad (1)$$

식 (1)의 첫 번째 항은 시점 t 에서 처음으로 기기가 고장나는 경우이고, 두 번째 항은 시점 t 이전인 x 에서 고장이 발생하고 이를 수리한 후 다시 시점 t 에서 고장나는 경우이다. 원자력발전소의 기기들과 같이 일정한 주기하에서 점검 및 보수 활동이 수행되는 경우 이산재생과정(discrete renewal process)을 이용하여 다음과 같이 다시 쓸 수 있다 [4].

$$F(t) = F_1(t) + \sum_{k=1}^{\infty} F_2(t-kT)F(kT) \quad nT < t < (n+1)T \quad (2)$$

식 (2)에 의한 시점 t 에서의 기기 이용 불능도에 기여하는 이전의 고장이력 관계를 그림으로 나타내면 그림 1과 같다.

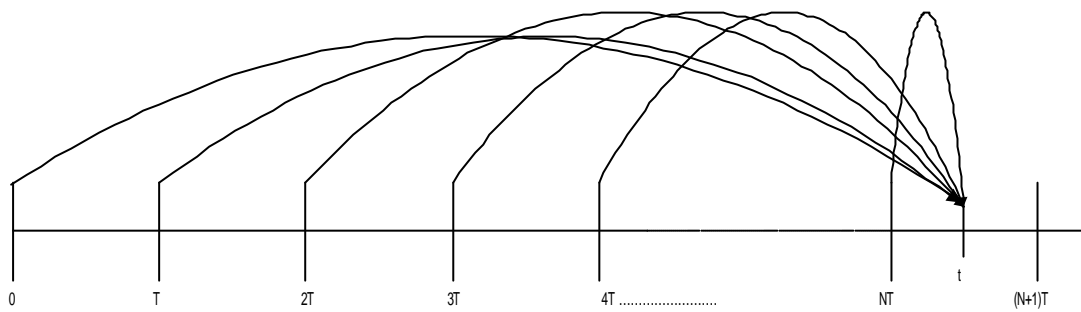


그림 1. 시점 t 에서의 기기 이용불능도 기여도 관계.

여기서 T 가 일정한 점검 주기이다.

각각의 점검 및 보수 기간에서의 정비 활동이 시점 t 에서의 기기 이용 불능도에 기여하는 정도를 정량화하기 위해 $T, 2T, 3T, 4T, \dots, nT$ 에서 시행되는 점검 및 보수 활동이 독립적으로 시점 t 에서의 기기 이용 불능도에 기여한다고 가정하면 식 (2)의 두 번째 항은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$F_2(t-kT)F(kT) = RP(kT)R((n-k)T)CF_k(t) \quad (3)$$

여기서 $RP(kT)$ 는 k 번째 점검 및 보수 기간동안 기기를 수리할 확률이고 $R((n-k)T)$ 는 k 번째 점검 및 보수 후 n 번째 점검 및 보수 기간동안 고장이 나지 않을 확률이며, $CF_k(t)$ 는 그 후 $(n-k)T$ 까지 고장이 나지 않다가 nT 이후 시점 t 에서 고장이 날 확률이다. 즉, 식 (3)은 어느 임의의 점검 및 보수 기간에서 기기 고장 및 수리 그리고 그 후 시점 t 에 앞서 가장 최근에 시행된 점검 및 보수 기간까지의 무고장과 정확히 t 에서의 재고장과 같은 일련의 기기 고장 및 정비 이력을

나타낸다. 이는 각각의 점검 및 보수 기간동안의 정비 활동이 독립적으로 시점 t 에서의 기기 이용 불능도에 기여함을 의미한다. 한편, 식 (2)의 첫 번째 항과 같이 시점 t 에서 최초로 고장날 확률은 t 에 앞서 가장 최근의 점검 및 보수 기간동안의 시험을 통해 고장이 발견되지 않아야 하므로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$F_1(t) = R(nT)CF_0(t) \quad (4)$$

식 (2)-(4)로부터 이산재생과정을 이용한 기기 이용불능도 관계식은 다음과 같다[2].

$$Q(t) = R(nT)CF_0(t) + \sum_{k=1}^{n} RP(kT)R((n-k)T)CF_k(t) \quad nT < t < (n+1)T \quad (5)$$

각 함수들의 정의는 다음과 같다.

- $Q(t)$: $nT < t < (n+1)T$ 에서의 기기 이용불능도,
- $R(t)$: 시점 t 에서의 신뢰도,
- $CF_k(t)$: 기기 수리 조건부 이용불능도 함수,
- $RP(t)$: 시점 t 에서의 기기 수리 확률

위의 함수들은 기기가 어떠한 고장 분포를 따르더라도 적용될 수 있는 일반 함수들이다. 식 (6)에는 사실 다음과 같은 가정들이 내포되어 있고, 따라서 아래의 가정하에서 실제 기기 데이터 및 고장 분포를 사용하여 발전소 수명동안의 기기 이용 불능도를 구할 수 있다.

- 1) 점검 및 보수 시간은 점검 및 보수 주기(STI)에 비해 아주 작다.
- 2) 기기 고장은 점검을 통해서만 알 수 있다. 주기는 기기 설치후 $T, 2T, 3T, \dots, nT$ 이다.
- 3) 점검을 통해 고장이 발견된 기기는 수리되며 그 직후 기기는 처음의 상태와 같다.
(as-good-as-new)
- 4) 고장이 발견되지 않은 기기는 시험 직전의 상태를 그대로 유지한다.
(as-bad-as-old)
- 5) 점검 및 보수 기간동안 기기 수리는 바로 직전의 기기 이용 불능도에 의존하여 실시된다. 즉, 기기 수리 확률은 점검 및 보수 기간 직전의 이용 불능도이다.

가정 5)에 따라 식 (5)의 $RP(kT)$ 는 $Q(kT)$ 와 같게 된다. 이를 다시 쓰면 식 (6)와 같다.

$$Q(t) = R(nT)CF_0(t) + \sum_{k=1}^n Q(kT)R((n-k)T)CF_k(t) \quad nT < t < (n+1)T \quad (6)$$

2.2 점검 및 보수의 불완전성을 고려한 기기 이용불능도 해석

위의 이산재생과정을 이용한 기기 이용불능도 모델의 경우, 각각의 점검 및 보수 기간동안 그 직전의 이용 불능도에 따라 기기 점검 및 보수가 행해지며 그 결과 기기는 'as-good-as-new'의 상태가 된다고 가정하였다. 이는 완전 점검 및 보수(perfect surveillance and maintenance)에 근거한 것으로 이 가정하에서 기기 이용불능도를 계산할 경우 어느 정도의 시간이 지난 후에는 이용불능도가 안정화됨을 알 수 있다. 이는 기기의 실제 경년화(aging) 효과를 전혀 고려하였다고 볼 수 없다. 최근 연구에서는 불완전 점검 및 보수(imperfect surveillance and maintenance)에 근거하여 기기 점검 및 보수 효과를 고장률 함수 혹은 기기 설치후 나이(age of component)에 반영하여 이러한 완전 점검 및 보수 모형을 보완하고자 하였다. 그러나, 이러한 모델들은 관심 척도를 고장률 함수[6] 및 기기 설치후 나이에 한정함으로써[3] 긴 시간대에서의 이용불능도 해석에 한계가 있다. 여기에서는 불완전 점검 및 보수에 근거하여 기기 점검 및 보수 효과를 이산 재생과정하에서의 기기 이용불능도에 적용할 수 있도록 완전 점검 및 보수 인자를 도입하여 발전소 수명 기간동안까지의 단일 기기의 이용불능도 추이를 알아보고 아울러 경년화(aging) 현상까지 분석하고자 한다.

불완전 점검 및 보수 모델은 점검 및 보수후의 기기 상태의 양극단인 'as-good-as-new'와 'as-bad-as-old'를 일반화시킨 개념이다. 여기서는 점검 및 보수후의 기기 상태를 불완전 점검 및 보수에 기반하여 먼저 점검 및 보수후의 기기 상태를 다음과 같이 가정한다.

- 1) 고장후 수리된 기기의 상태는 수리 직전의 기기의 상태에 의존한다.
- 2) k번째 점검 및 보수기간동안의 수리 직후 기기는 직전 이용 불능도의 $(1-p_k)$ 만큼 이용 불능도가 유지된다. 즉, 수리를 마치더라도 기기는 처음 설치 상태로 되돌아 가지 않는다.
- 3) 2)번과 같은 수리의 불완전 영향은 누적된다.

여기서, p_k 를 완전 점검 및 보수 인자라고 정의한다. 이 인자는 점검 및 보수의 완전한 정도를 의미하며 그 값이 1일 경우, 완전 점검 및 보수를 의미한다. 또한, 0일 경우는 수리를 전혀 하지 않음을 뜻한다. 실제의 경우 p_k 값은 0과 1 사이의 값을 가질 것이며 그 값이 1에 가까울수록 점검 및 보수가 완벽함을 보여준다. k번째 점검 및 보수후 기기는 'as-good-as-new'의 가정에 따라 처음과 같은 상태가 될 것 같지만 점검 및 보수의 불완전성으로 인해 점검 및 보수 직전 이용 불능도의 $(1-p_k)$ 만큼이 점검 및 보수 직후에 잔존하게 되는 것이다. 이를 식(6)과 같이 이산재생과정을 이용한 기기 이용불능도 관계식에 적용시키면 다음과 같이 식 (6)이 변형된다.

$$Q(t) = R(nT)CF_0(t) + \sum_{k=1}^{n-1} Q(kT) \left(Q(kT)(1-p_k) + R((n-k)T)CF_k(t) \right) \quad nT < t < (n+1)T \quad (7)$$

여기서, 진하게 쓰여진 부분이 수리의 불완전성을 고려한 부분이다.

식(7)에 따라 발전소 수명 내에서의 기기 이용불능도 계산시 새로 도입된 인자인 p_k 값이 주어 져야 한다. 그러나, p_k 는 각각의 점검 및 보수 기간에서의 수리 활동에 따라 달라질 수 있으며, 여 기서는 계산상의 간편함을 위해 수리의 효과를 일정한 값 \bar{p} 로 가정하였다. 그리고, 이 완전 수리 인자의 기기 이용 불능도에의 영향을 알아 보기 위해 민감도 분석을 수행하였다. \bar{p} 값이 0.0, 0.990, 0.993, 0.995, 0.997, 0.999, 1.0 인 경우들에 대하여 민감도 분석을 하였다. \bar{p} 값이 0.0이면 점 검 및 보수 행위가 전혀 수행되지 않았음을 그리고 \bar{p} 값이 1.0인 경우는 완전한 점검 및 보수 행 위가 수행되었음을 고려하여 민감도 해석 범위에 포함시켰다. 또한, 0.990의 경우 발전소 수명을 연장하였을 경우 35년 안팎에서 이용 불능도값이 1.0에 도달하고, 0.993일 경우는 그렇지 않음을 그리고 그 보다 큰 값은 완전 점검 및 보수 행위에 가까운 경우의 이용불능도 추이를 분석하기 위해 민감도 분석을 수행하였다. 이와 함께, 점검 주기 역시 각각의 \bar{p} 값에 따라 1개월 일 경우와 3개월 일 경우를 비교하여 서로 다른 점검 주기에서의 이용불능도 추이를 분석하였다. 그리고, 기 기 이용불능도 해석 시간 범위를 현재 원자력발전소 운전 수명에 근거하여 30년으로 한정하였다. 제시된 완전 수리 인자의 기기 이용 불능도에의 영향도를 알아 보기 위해 적용된 대상 기기 및 기기 고장 분포 함수(failure distribution function) 및 그 분포 함수내의 모수값들은 아래와 같으 며 이들은 NUREG/CR-6067에 기반하였다.

- 적용 대상 기기 : 디젤 발전기(Diesel Generator)
- 기본 고장 분포 함수 : 지수 분포 함수와 Weibull 분포 함수의 혼합 모델

$$f(t) = \begin{cases} \lambda_0 \exp[-\lambda_0 t] & \text{if } t < \tau \\ \lambda_0 \left(\frac{t}{\tau}\right)^b \exp\left[-\frac{\lambda_0 \tau}{b+1} \left(b + \left(\frac{t}{\tau}\right)^{b+1}\right)\right] & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_0 & \text{if } t < \tau \\ \lambda_0 \left(\frac{t}{\tau}\right)^b & \text{otherwise} \end{cases}$$

- 분포에 사용된 모수값 : $\lambda_0 = 0.05256/\text{year}$, $b = 7.0$, $\tau = 1.0 \text{ year}$

2.3 완전 점검 및 보수를 고려한 기기 이용불능도 계산 결과 해석

0.0, 0.990, 0.993, 0.995, 0.997, 0.999, 1.0의 값을 가지는 \bar{p} 에 대한 민감도 해석 결과가 그림 2 에서 그림 8까지 나와 있다. 그림 8에서 알 수 있듯이 $\bar{p} = 1.0$ 인 완전 점검 및 보수

(‘as-good-as-new’) 가정을 갖는 경우 기기 설치 후 일정 시간이 지나면 일정한 값의 범위내에서 톱니바퀴 형식의 거동을 반복하면서 안정화되었다. 반면에, 그림 3에서 그림 7까지에서 알 수 있듯이 점검 및 보수가 불완전할 경우 기기 설치후 점차 안정화되다가 일정 시간후에는 점점 증가하는 추이를 보이고 있다. 이는 완전 점검 및 보수 가정상에서는 볼 수 없었던 현상으로 불완전한 점검 및 보수의 영향이 시간이 지날수록 축적되어 나타나는 결과로 해석할 수 있다. 특히 $\bar{\mu}$ 값이 0.993보다 작아질 경우, 어느 일정 시간후에는 점검 및 보수 직전의 순간 이용불능도가 기기 설치 초기의 이용불능도 값을 상회하였다. 그리고, $\bar{\mu} = 0.0$ 인 경우, 예상했듯이 사용된 기기 고장 분포 함수의 성질에 따라 설치 후 얼마 가지 않아 이용 불능도가 1.0에 도달하였다.

3. 결론

그림 2에서 그림 8까지의 그래프에서 기기 설치 초기 단계에서 상당히 높은 값의 침투 이용불능도가 나타남을 알 수 있는데, 이는 기기 고장 분포 함수인 Weibull 분포함수의 모수에 대한 해석 결과, 본 계산에 사용된 시간에 대해 고장률이 변하기 시작하는 시점인 τ 와 모수들에 의해 표현되는 Weibull 분포의 성질에 기인한 것으로 알 수 있었다. 그림 3에서 그림 7까지의 그래프에 나타난 것처럼, 수리의 불완전성을 고려한 경우 충분한 시간이 경과한 후에는 각 시점에서의 이용불능도가 전반적으로 완전 점검 및 보수 가정과는 달리 점차 증가하는 추이를 보임을 알 수 있었다. 이러한 경향은 점검 및 보수의 불완전한 영향이 누적됨으로써 나타나는 결과라고 할 수 있으며, 기기의 경년화(aging) 현상으로 설명할 수 있다. 고장률이 일정하다라는 사실은 고장 발생 확률이 어떤 시간에서도 동일함을 의미한다. Weibull 분포는 고장률이 시간의 거듭제곱으로 표현된다. 이는 고장 발생 확률이 시간에 따라 변함을 의미하고 고장 발생 확률의 증가를 기기 경년화효과(aging)으로 해석할 수 있다. 그러나, 그림 8에서 알 수 것처럼, 완전 점검 및 보수 가정하에서는 시간에 따라 변하는 고장률을 적용하더라도 기기 경년화효과(aging effect)를 설명할 수가 없었다. 따라서, 본 논문에서 제시한 불완전 점검 및 보수 개념에 기반한 완전 점검 및 보수 인자의 도입을 통해 기기 경년화(aging) 현상에 대한 해석이 가능할 것이다. 또한, 시간 의존성 기기 이용불능도 경향을 바탕으로 기기 수명연장(life extension) 및 기기 교체(replacement) 시기 결정과 같은 점검 및 보수 계획 방법의 변형을 비롯한 정비 전략상의 변화를 통해 효율적인 기기 안전 관리를 도모할 수 있을 것으로 기대된다. 이를 위해, 발전소 고유 고장 자료 분석 및 이를 바탕으로 한 분포함수의 모수 추정, 그리고 본 논문에서 제시된 완전 점검 및 보수 인자값 결정을 위한 연구가 수행되어야 한다.

4. 참고 문헌

- [1] Richard E. Barlow, Frank Proschan, Statistical Theory of Reliability and Life Testing Probability Models, International Series in Decision Process, 1975

- [2] Todd A. Hilsmeier, Tunc Aldemir, William, E. Vesely, Time-dependent Unavailability of Aging Standby Components Based on Nuclear Plant Data, Reliability Engineering and System Safety, 1995, Vol. 47, 199-205.
- [3] Sebastian Martorell, Ana Sanchez, Vicente Serradell, Age-dependent Reliability Model Effects of Maintenance and Working Conditions, Reliability Engineering and System Safety, 1999, Vol.64, 19-31.
- [4] E. N. Dialynas & D. G. Michos, Time-dependent Unavailability Analysis of Standby Components Incorporating Arbitrary Failure Distributions and Three Inspection/maintenance Policies, Reliability Engineering and System Safety, 1993, Vol. 39, 35-54.
- [5] J. K. Vaurio, On Time-dependent Availability and Maintenance Optimization of Standby Units Under Various Maintenance Policies, Reliability Engineering and System Safety, 1997, Vol. 56, 79-89.
- [6] I. Shin, T. J. Lim & C. H. Lie, Estimating Parameters of Intensity Function and Maintenance Effect for Repairable Unit, Reliability Engineering and System Safety, 1996, Vol. 54, 1-40
- [7] 유영우, 정창현, 제무성, 다중계통의 점검 및 보수로 인한 역효과를 고려한 점검방법별 시스템 이용불능도 분석, '96 춘계학술발표회, 한국원자력학회, 1996, Vol.2, pp.562-569.
- [8] 정창현 외, 점검주기 및 허용정지시간 평가방법 연구, 기초전력공학공동연구소, KINS/HR-181, 1997
- [9] 이창훈 외, 원자력발전소의 최적 보수 결정에 관한 연구, 기초전력공학공동연구소, KAERI/CM-086/96, 1997

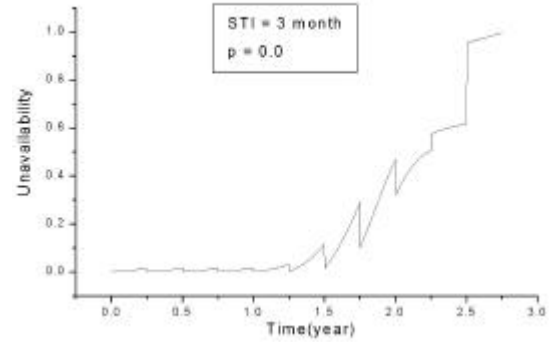
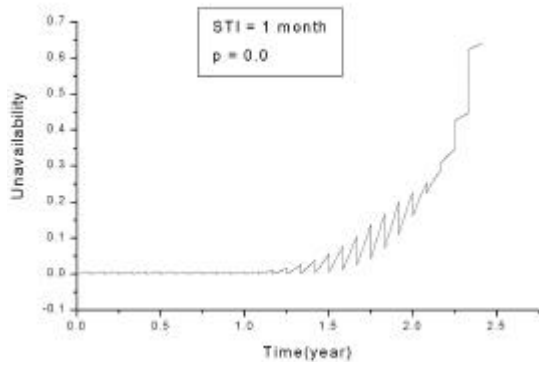


그림 2. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 0.0$ 인 경우.

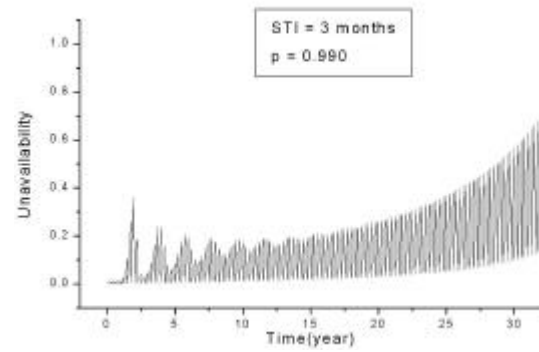
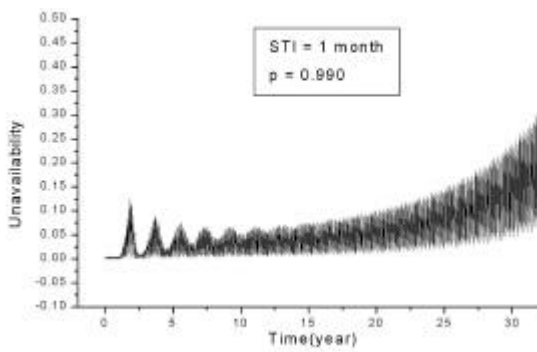


그림 3. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 0.990$ 인 경우.

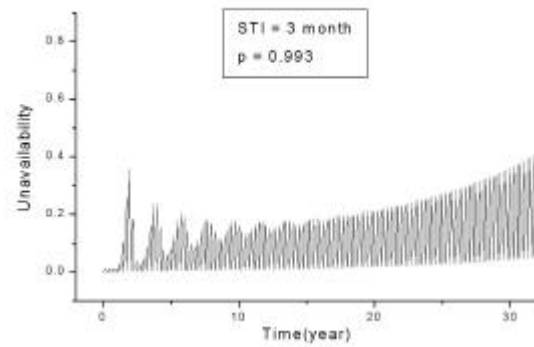
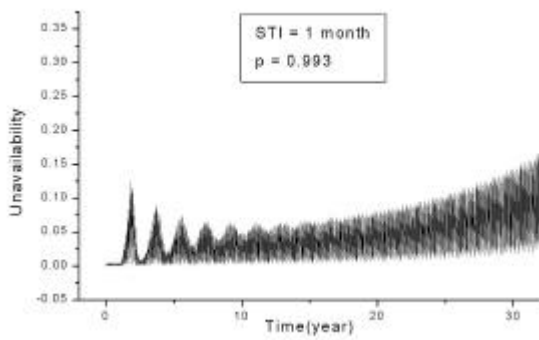


그림 4. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 0.993$ 인 경우.

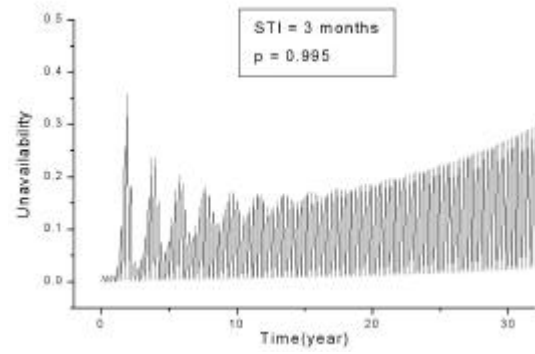
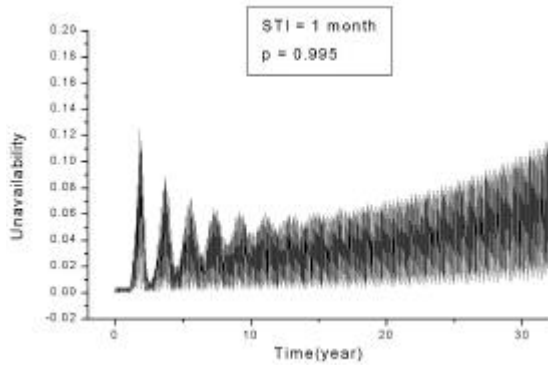


그림 5. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 0.995$ 인 경우.

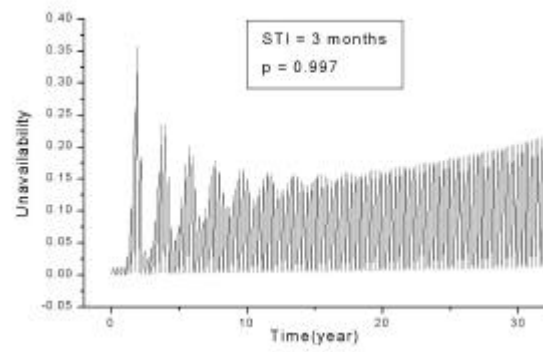
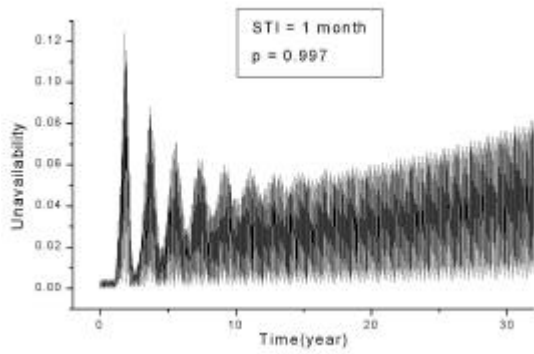


그림 6. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 0.997$ 인 경우.

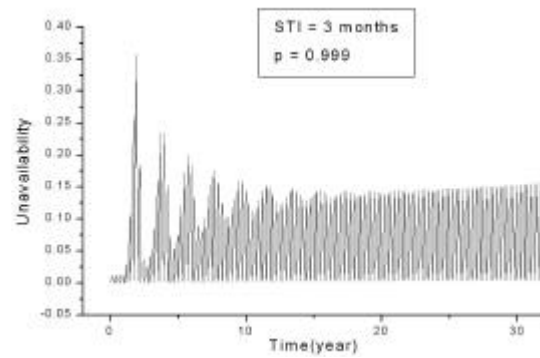
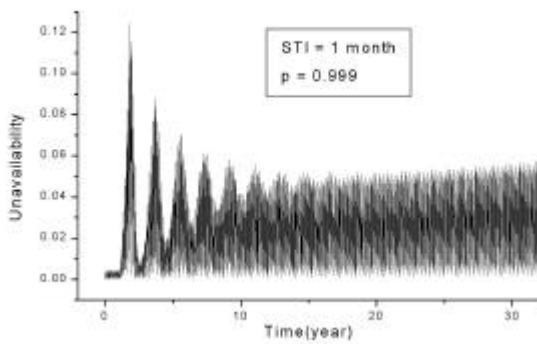


그림 7. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 0.999$ 인 경우.

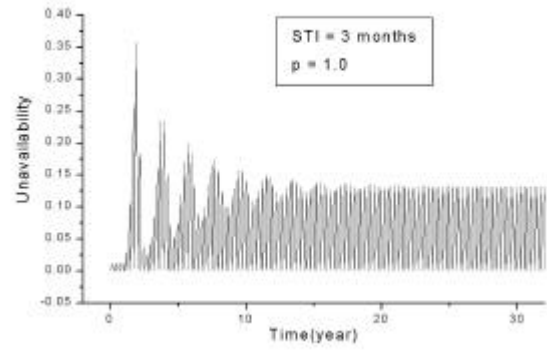
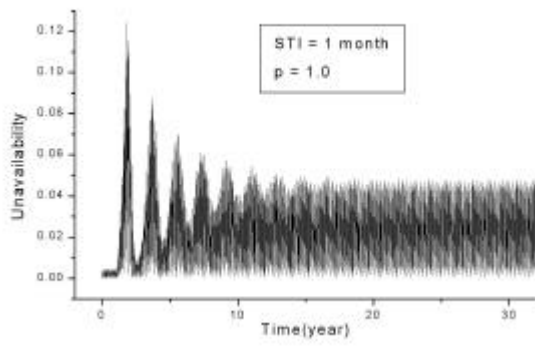


그림 8. 완전 수리 인자 $\bar{p} = 1.0$ 인 경우.