

## ☒ 연구논문

## 불완전 검사 하에서 시스템 고장탐지를 위한 효율적 검사정책의 연구\*

서용성

영동대학교 정보·전자공학부

### An Effective Inspection Policy to Detect System Failure under Imperfect Inspection

Yong-Sung Suh

Faculty of Information and Electronics, Youngdong University

#### Abstract

Inspection policies deal with stochastically failing systems in which failures cannot be detected without inspection. In this paper, we considered an effective inspection policy to detect system failure under imperfect inspection. Approximate total expected cost is derived and a simple algorithm to determine inspection schedule is presented. Numerical examples showed that the inspection policy is easily applicable and cost effective.

#### 1. 서론

작동(또는 대기) 중인 시스템의 고장이 즉시 발견되는 경우에는 고장난 부분(시스템)을 즉시 교체하거나 수리해 줄 수 있다. 그러나 시스템의 고장 또는 오작동 여부가 검사에 의해서만 탐지되는 경우에는 일정시점마다 검사하여 고장에 의한 손실을 줄일 필요가 있다. 고장에 의한 손실을 줄이기 위하여 지나치게 자주 검사를 한다면 검사에 소요되는 비용은 증가하고, 반대로 검사회수를 줄이면 시스템의 고장방치에 의한

\* 이 논문은 1997년도 한국학술진흥재단의 학술연구조성비의 지원에 의해 연구되었음.

손실이 늘어나게 된다. 따라서 효과적으로 시스템을 운용하기 위하여 일련의 검사일정을 결정하는 검사정책을 도입하여야 한다. 미사일 발사 시스템, 각종 경보 및 방재 시스템, 자동생산설비, 토목 및 건축구조물, 검사 및 측정장비 등은 검사정책을 적용할 수 있는 전형적인 시스템이다.

검사정책에 관한 기존 연구는, 의사결정기준, 검사일정의 형태, 검사성능에 따라 분류할 수 있다[서용성과 박영택, 1998]. 의사결정기준에 따라서는 비용 최소화 모형, 이익 최대화 모형, 가용도 최대화 모형 등으로 분류할 수 있으며, 비용 최소화 모형은 고장이 발견되면 더 이상의 시스템 운용을 고려하지 않는 고장발견까지의 비용 최소화 모형과 고장난 시스템을 교체(또는 수리)하여 계속적으로 사용하는 경우의 단위시간당 비용 최소화 모형으로 나눌 수 있다. 검사일정의 형태에 따라서는 부정기 검사정책, 정기 검사정책, 수정된 정기 검사정책으로 분류할 수 있으며, 1회의 검사에 의해 고장여부를 정확히 판단할 수 있는가에 관한 검사성능에 따라서는 완전 검사와 불완전 검사로 나눌 수 있다.

Barlow와 Proschan(1965)은 1회의 검사로 시스템의 고장여부를 정확히 판단한다는 가정 하에서 고장발견까지의 고장정지비용과 검사비용의 합을 최소화하는 검사일정을 구하고자 하였다. 시스템이 증가 고장률(IFR)을 갖는다면 사용시간이 지날수록 고장률이 커지므로 검사시점간의 간격은 점점 짧아지는 부정기 검사정책이 된다. 이러한 부정기 검사정책은 비용 면에서 최적이라는 하지만 검사일정을 도출하기가 쉽지 않으며, 검사간격이 일정하지 않아 현장 적용성이 낮다고 지적되어 왔다. 검사일정을 보다 쉽게 구하기 위하여 근사적인 방법들이 제안되었으며[5, 6, 8], 동일한 검사간격을 갖는 정기 검사정책[서용성과 박영택, 1995; Nakagawa와 Yasui, 1979]을 통해 현장 적용성을 높이고자 하였다. 그러나 근사적인 부정기 검사일정의 도출은 여전히 간단하지 않으며, 정기 검사일정의 도출은 간단하지만 부정기 검사정책에 비하여 기대비용이 상당히 증가하는 문제점이 있다.

검사간격은 가급적 정기적인 형태를 유지하면서도 검사에 수반되는 비용을 줄일 수 있는 방편으로써, Senna와 Shahani(1986)는 시스템의 수명이 Weibull 분포를 따르는 경우에 고장발견까지의 비용을 최소화하는 수정된 정기 검사정책을 제시하였다. Park과 Suh(1995)는 일반적인 수명분포를 고려하여 수정된 정기 검사정책의 기대 비용식을 도출하고 검사일정을 비교적 간단히 구할 수 있는 방법을 제시하였으며, 서용성 등(1997)은 완전검사 하에서의 고장발견까지의 비용 최소화 모형의 세 가지 검사정책(; 부정기, 정기, 수정된 정기)에 대하여, 경제성 측면과 사용 용이성 측면에서 실무적용에 관한 성능을 평가하였다. 이들의 연구에서는 시스템의 수명분포 및 비용에 관련된 변수의 추정이 비교적 정확한 경우에는 수정된 정기 검사정책이, 수명분포의 모수 추정에 오류가 크다고 인정되는 경우에는 정기 검사정책이 실무적용에 있어서 유효할 수 있다는 것을 보였다.

한편, 검사 및 진단기기, 인간 등은 어느 정도의 오류를 내재하여 1회의 검사에 의해 고장여부를 정확히 판단한다는 것은 쉽지 않은 일이다. 연속 검사밀도의 개념을 이용하여 Kaio와 Osaki(1984)는 완전 검사 및 불완전 검사 각각의 경우에 대하여 근

사적인 검사일정을 구하고자 하였다. Sengupta(1982)는 지수수명분포를 따르는 시스템이라도 검사가 불완전할 경우에는 정기검사정책이 되지 않고, 첫 번째 검사간격은 길고 이후의 검사간격은 동일한 검사일정이 된다는 것을 보였다. 그리고, Kaio와 Osaki(1986)는 정상적으로 작동하는 시스템을 고장으로 판단하는 1종 검사과오와 고장난 시스템을 고장이 아니라고 판단하는 2종 검사과오를 고려하여 지수 수명분포를 따르는 시스템의 정기 검사정책을 연구하였다. 서용성과 박영택(1995)은 일반수명분포를 가정하여 불완전 검사 하에서의 근사적인 정기 검사일정을 구하였는데, 검사일정을 구하는 방법은 간단하나 비용측면에서 불리할 수 있다는 점을 지적하였다.

검사정책을 현장의 보전실무에 적용하는데 있어서 고려되어야 할 점은 발생하는 비용을 최소화하는 것과 사용하기 간편해야 한다는 것이다. 기존의 연구결과를 살펴본 바에 의하면, 부정기 검사정책은 비용측면에서 최적이 되기는 하지만 현장 적용성이 미흡하고, 정기 검사정책은 현장 적용성은 우수하지만 비용측면에서 불리할 수 있다는 것이 기존 연구로부터 밝혀졌다. 따라서 비용측면과 현장 적용성 측면 모두에서 효율적인 검사정책의 개발이 요구되고 있다. 본 연구는 검사간격을 가급적 일정하게 유지하면서도 비용증가가 적은 검사정책을 개발하기 위하여, 첫 번째 검사시점 이후의 검사간격들을 일정하게 해주는 수정된 정기 검사정책을 고려하였다. 특히, 불완전 검사 하에서의 총비용 함수를 도출하고, 이를 최소화하는 검사일정을 계산할 수 있는 알고리즘을 제시함으로써 보전 실무자가 쉽게 적용할 수 있도록 하였다. 그리고, 검사정책의 적용 시에 발생하는 관련 모수의 선택에 따른 민감도를 분석함으로써, 실무자에게 도움이 되는 지침을 제공하였다.

## 2. 관련연구의 고찰

기존연구의 장점을 취하면서 단점을 보완하는 본 연구의 이해를 돕기 위하여 불완전 검사 하에서의 부정기 및 정기 검사정책을 요약하였다. 본 연구에서 공통적으로 사용하는 가정과 기호는 다음과 같다.

### 가정

- ① 시스템의 고장은 검사에 의해  $p$ 의 확률로 탐지된다.
- ② 검사에 소요되는 시간은 무시할 수 있을 정도로 작다.
- ③ 검사는 시스템의 상태에 영향을 주지 않는다.
- ④ 시스템의 수명분포는 알려져 있으며, 유한값의 평균수명을 갖는다.

### 사용기호

- $c_i$  : 1회 검사비용,  
 $c_f$  : 단위시간당 고장정지비용,

- $p$  : 고장발생시 1회의 검사에 의해 고장이 탐지될 확률 ( $0 < p \leq 1$ ),  
 $t_k$  :  $k$ 번째 검사시점,  
 $n(t)$  :  $t$ 시점에서의 검사밀도,  
 $\tau$  :  $\{t_1, t_2, \dots\}$ , 검사일정,  
 $C(\cdot)$  : 총 기대비용 함수,  
 $f(t), F(t)$  : 시스템 수명의 확률밀도함수 및 누적확률밀도함수,  
 $\bar{F}(t)$  :  $1 - F(t)$ , 시스템의 신뢰도함수,  
 $h(t)$  :  $f(t) / \bar{F}(t)$ , 순간고장률,  
 $r(t)$  :  $\int_t^{\infty} \bar{F}(x) dx / \bar{F}(t)$ ,  $t$ 시점에서의 기대 여명(mean residual life),  
 $\mu$  : 시스템의 평균수명(MTTF),  
 $g(j; p)$  :  $p(1-p)^{j-1}$ , 평균이  $1/p$ 인 기하분포의 확률질량함수.

## 2.1 부정기 검사정책

고장정지 비용보다 검사비용이 상대적으로 작으면 검사회수가 늘어나게 되어 Barlow와 Proschan 모형에서 제시한 계산절차를 이용하여 검사일정을 구하는 것은 복잡해진다. 이의 극복방법으로 Kaio와 Osaki(1984)는 연속검사밀도의 개념을 이용하여 근사적인 검사일정을 찾고자 하였다. 이들이 구한 완전검사 및 불완전 검사 하에서의 최적 검사밀도는 각각 다음과 같다:

$$\text{완전검사의 경우 : } n(t) = \sqrt{\frac{c_f h(t)}{2c_i}}, \quad (2.1)$$

$$\text{불완전 검사의 경우 : } n(t) = \sqrt{\left(\frac{2-p}{p}\right) \frac{c_f h(t)}{2c_i}}. \quad (2.2)$$

그리고 검사일정은 다음의 등식을 만족하는 검사시점  $t_k$ 를 구하면 된다.

$$k = \int_0^{t_k} n(t) dt, \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (2.3)$$

따라서, 불완전 검사를 고려한 검사일정은 식 (2.2)와 (2.3)을 이용하여 구할 수 있는데, 이러한 검사일정을 구하는 방법도 간단하지 않을 뿐 아니라 검사간격이 일정하지 않기 때문에 현장적용이 간편하지 않다는 점을 지적할 수 있다.

## 2.2 정기 검사정책

부정기 검사정책에서의 현장적용 상의 문제를 해결할 수 있는 방법으로 검사간격을

일정하게 해주는 정기 검사정책을 고려할 수 있다. 서용성과 박영택(1995)은 불완전 검사 하에서 여러 가지 의사결정기준에 따라 근사적인 정기 검사일정을 구하고자 하였는데, 고장발견까지의 비용을 최소화할 수 있는 정기 검사간격( $I$ )을 다음과 같이 구하였다:

$$I = \sqrt{\left(\frac{p}{2-p}\right) \frac{2c_i\mu}{c_f}} \tag{2.4}$$

여기서,  $\sqrt{2c_i\mu/c_f}$ 는 완전 검사 하에서의 정기 검사간격으로써, 불완전 검사 하에서의 정기 검사간격은 완전 검사의 경우보다  $\sqrt{p/(2-p)}$  배만큼 줄어들게 됨을 볼 수 있으며, 부정기 검사정책의 연속 검사밀도인 식 (2.1)과 (2.2)의 관계와 같은 맥락임을 의미한다. 이는 잦은 검사를 통하여 검사비용에 비하여 상대적으로 큰 고장정지 비용을 줄이는 것이 유리하기 때문이다. 식 (2.4)로부터 시스템의 평균수명을 알고 있다면 불완전 검사 하에서의 정기 검사간격을 간단히 구할 수 있으나, 비용측면에서 불리할 수 있다는 점이 지적되었다. 증가 고장률을 갖는 시스템에 대하여 정기 검사정책을 적용하는 것이 부정기 검사정책을 적용하는 것보다 비용측면에서 불리한 이유는 고장 가능성이 낮은 가동초기에서나 고장 가능성이 높은 시점에서나 동일한 검사간격을 적용하기 때문이며, 이는 완전 검사의 경우에서도 같은 의미를 갖는다.

### 3. 본 연구의 모형

$t_0 \equiv 0$ 이라 정의하고, 검사일정  $\tau (= t_1, t_2, t_3, \dots)$ 가 결정되었다면, 고장발견까지의 기대 비용은 검사에 소요되는 검사비용과 고장으로로부터 고장탐지에 이르기까지의 고장방치비용의 합으로 구할 수 있다.

먼저, 시스템의 고장이  $k$ 번째 검사시점과  $(k+1)$ 번째 검사시점 사이에서 발생하였다면 이 고장은  $(k+1)$ 번째 검사 이후에서 발견된다. 이 경우 각 검사시점에서 그 고장을 탐지할 확률은  $p$ 이고,  $k$ 번째 이후  $j$ 번째 검사에서 그 고장을 탐지할 확률은  $g(j; p)$ 이므로 고장발견까지의 기대 검사회수는 다음과 같다:

$$\begin{aligned} E[\text{검사회수} \mid t_k < t < t_{k+1}] &= \sum_{j=1}^{\infty} (k+j)g(j; p) \\ &= k \sum_{j=1}^{\infty} g(j; p) + \sum_{j=1}^{\infty} jg(j; p) \\ &= k + \frac{1}{p} \end{aligned} \tag{3.1}$$

완전검사의 경우 검사회수는  $(k+1)$ 이며, 식 (3.1)은  $(k+1) + (1-p)/p$ 로 쓸 수 있으므로 불완전 검사에서는 완전 검사의 경우보다  $(1-p)/p$ 회만큼 더 검사하게 된다. 임의의 시점에서 발생하는 고장을 탐지하기 위한 검사회수의 기대값은 다음과 같다:

$$\begin{aligned} E[\text{검사회수}] &= \sum_{k=0}^{\infty} \int_{t_k}^{t_{k+1}} \left(k + \frac{1}{p}\right) f(t) dt \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k [\bar{F}(t_k) - \bar{F}(t_{k+1})] + \frac{1}{p} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \bar{F}(t_k) + \frac{1}{p}. \end{aligned} \quad (3.2)$$

한편, 고장이  $k$ 번째 검사시점과  $(k+1)$ 번째 검사시점 사이에서 발생한 후  $j$ 번째에서 그 고장을 탐지할 확률은  $g(j; p)$ 이므로 고장발생 시점부터 발견까지의 기대 고장정지시간은 다음과 같다:

$$\begin{aligned} E[\text{고장정지시간} \mid t_k < t < t_{k+1}] &= \sum_{j=1}^{\infty} (t_{k+j} - t) g(j; p) \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} t_{k+j} g(j; p) - t. \end{aligned} \quad (3.3)$$

따라서, 임의의 시점에서 발생하는 고장으로부터 그 고장이 발견될 때까지의 기대 고장정지시간은 다음과 같다:

$$\begin{aligned} E[\text{고장정지시간}] &= \sum_{k=0}^{\infty} \int_{t_k}^{t_{k+1}} \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} t_{k+j} g(j; p) - t \right\} f(t) dt \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} t_{k+j} g(j; p) [\bar{F}(t_k) - \bar{F}(t_{k+1})] - \mu. \end{aligned} \quad (3.4)$$

고장발견까지의 총 기대비용은 검사에 소요되는 비용과 고장정지에 따른 손실비용의 합으로 나타낼 수 있으므로, 식 (3.2)와 (3.4)로부터 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$C(\tau) = \frac{c_i}{p} - c_f \mu + c_i \sum_{k=1}^{\infty} \bar{F}(t_k) + c_f \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} t_{k+j} g(j; p) [\bar{F}(t_k) - \bar{F}(t_{k+1})]. \quad (3.5)$$

식 (3.5)에서  $p=1$ 이면 Barlow와 Proschan(1965)의 모형과 같아진다.

여기서, 첫 번째 검사 이후의 검사간격을 동일하게 해주는 수정된 정기 검사정책을 고려하자. 첫 번째 검사시점을  $A$ , 이후의 정기 검사간격을  $I$ 라 놓으면,  $k$ 번째 검사

시점은 다음과 같다:

$$t_k = A + (k-1)I, \quad k = 1, 2, 3, \dots \tag{3.6}$$

이 경우, 고장 발견까지의 기대 고장회수와 기대 고장정지비용은 식 (3.2)와 (3.4)로부터 각각 다음과 같이 다시 쓸 수 있다:

$$E[\text{검사회수}] = \sum_{k=0}^{\infty} \bar{F}(A+kI) + \frac{1}{p} \tag{3.7}$$

$$\begin{aligned} E[\text{고장정지시간}] &= \sum_{k=0}^{\infty} [\bar{F}(t_k) - \bar{F}(t_{k+1})] \left[ A+kI + \left( \frac{1-p}{p} \right) I \right] - \mu \\ &= A + \left( \frac{1-p}{p} \right) I + I \sum_{k=0}^{\infty} \bar{F}(A+kI) - \mu. \end{aligned} \tag{3.8}$$

여기서, 다음의 근사식을 이용하면[Park과 Suh, 1995],

$$\sum_{k=0}^{\infty} \bar{F}(A+kI) \doteq \bar{F}(A) \left( \frac{\kappa(A)}{I} + \frac{1}{2} \right), \tag{3.9}$$

수정된 정기 검사정책의 총 기대비용은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$C(A, I; p) = \frac{c_i}{p} + c_f \left( A - \mu + \frac{(1-p)I}{p} \right) + (c_i + c_f I) \bar{F}(A) \left( \frac{\kappa(A)}{I} + \frac{1}{2} \right). \tag{3.10}$$

식 (3.10)에서  $p=1$ 이면 Park과 Suh(1995)의 모형과 같으며,  $A=I$ 이면 서용성과 박영택(1995)의 정기검사정책 모형이 된다. 총비용을 최소화하는 최적 검사일정을 도출하기 위하여 식 (3.10)을  $A$ 와  $I$ 에 대해 각각 1차 편미분하여 0으로 놓으면 다음의 필요조건을 얻을 수 있다:

$$c_f - \left( c_f + \frac{c_i}{I} \right) \bar{F}(A) - \frac{(c_i + c_f I) f(A)}{2} = 0, \tag{3.11}$$

$$\frac{(1-p)c_f}{p} - \frac{c_i \int_A^{\infty} \bar{F}(t) dt}{I^2} + \frac{c_f \bar{F}(A)}{2} = 0. \tag{3.12}$$

식 (3.11)에서  $A=0$ 이면 좌변값은 음이고  $A \rightarrow \infty$ 이면 양의 값이므로 적어도 하나의 해가 존재한다는 것을 알 수 있다. 또한 식 (3.12)를  $I$ 에 대해 정리하면 다음과 같

이 간략히 표현된다:

$$I = \sqrt{\frac{p\bar{F}(A)}{2(1-p) + p\bar{F}(A)}} \sqrt{\frac{2c_i r(A)}{c_f}}. \quad (3.13)$$

여기서, 식 (3.11)과 식 (3.13)을 동시에 만족하는 수정된 정기 검사정책의 검사일정  $A$ 와  $I$ 를 구하는 것은 간단하지 않으므로 본 연구에서는 다음의 계산 알고리즘을 제시한다.

#### 검사일정을 찾기 위한 알고리즘

(단계 0) 첫 번째 검사 이후의 검사간격  $I$ 의 초기 추정치  $I_0$ 을 구하기 위해 식 (3.13)에  $A=0$ 를 대입하여 구한다. 즉,

$$I_0 = \sqrt{\frac{p}{2-p}} \sqrt{\frac{2c_i \mu}{c_f}}.$$

(단계 1) 식 (3.11)에  $I = I_0$ 을 대입하고, 첫 번째 검사시점  $A$ 의 해를 찾아서  $A_1$ 이라 둔다.

(단계 2) 식 (3.13)에  $A = A_1$ 을 대입하여  $I$ 를 구하고  $I_1$ 라 둔다.

(단계 3)  $I = I_1$ 로 하여 (단계 1)과 (단계 2)를 반복한다.

이러한 계산절차의  $i$ 번째 반복계산에서  $A_i = A_{i-1}$ , 또는  $I_i = I_{i-1}$ 이면 반복계산을 종료하며, 고장발견까지의 총기대 비용을 최소화하는 최적 첫 번째 검사시점  $A^*$ 는  $A_i$ 이고 첫 번째 검사 이후의 정기 검사간격  $I^*$ 는  $I_i$ 가 된다.

## 4. 예제 및 분석

시스템의 수명이 다음의 Weibull 분포를 따른다고 하자. 그리고, 1회 검사비용 및 단위시간당 고장정지비용을 각각 1과 100이라 두자.

$$f(t) = \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1} \exp\{-(\lambda t)^\beta\}, \quad t \geq 0.$$

수명분포의 척도모수( $\lambda$ )를 1이라 놓더라도 분포의 일반성을 잃지 않으므로  $\lambda=1$ 로 고정시키는 경우, 형상모수  $\beta$ 와 검사의 정확도  $p$ 에 따른 검사일정 및 총 기대비용은 다음의 <표 1>과 같다.



<표 1> 형상모수와 검사의 정확도에 따른 최적 검사일정 및 기대비용  
(;  $\lambda = 1, c_i = 1, c_f = 100$  인 경우)

$\beta$	$p=1$		$p=0.9$		$p=0.7$		$p=0.5$	
	$A^*(r)$	기대비용	$A^*(r)$	기대비용	$A^*(r)$	기대비용	$A^*(r)$	기대비용
1	0.137 (0.141)	14.82	0.137 (0.126)	16.27	0.144 (0.100)	19.78	0.160 (0.078)	25.74
2	0.353 (0.111)	12.76	0.363 (0.099)	13.91	0.389 (0.078)	16.65	0.427 (0.058)	21.46
3	0.516 (0.095)	11.49	0.528 (0.084)	12.47	0.557 (0.065)	14.79	0.599 (0.048)	18.95
4	0.626 (0.084)	10.49	0.637 (0.074)	11.35	0.666 (0.056)	13.36	0.705 (0.041)	17.07
5	0.701 (0.075)	9.68	0.712 (0.066)	10.45	0.738 (0.050)	12.23	0.774 (0.036)	15.62
6	0.756 (0.068)	9.02	0.766 (0.059)	9.71	0.790 (0.045)	11.32	0.820 (0.032)	14.45

형상모수  $\beta (\geq 1)$ 가 커짐에 따라 고장률의 형태는 특성수명( $t = 1/\lambda$ ) 이전에는 작아지고 특성수명 이후부터 급격히 커지는 현상이 있음을 반영하여, 첫 번째 검사시점은  $\beta$ 가 커짐에 따라 점점 뒤로 늦춰지고, 이후의 정기 검사간격은 짧아져서 잦은 검사를 하게 된다는 것을 알 수 있다. 또한 검사에 의해 고장난 시스템을 탐지할 수 있는 정확도가 떨어지는 경우에도 첫 번째 검사시점을 늦추고 정기 검사간격을 작게 하여 더 많은 검사를 필요로 한다는 것을 알 수 있다.

검사에 관련한 비용의 변화와 검사의 정확도에 따른 최적 검사일정 및 기대비용을 구해보면 다음의 <표 2>와 같다. 고장방치에 의한 손실비용이 검사비용에 비하여 상대적으로 크게 된다면, 고장정지비용을 줄이기 위하여 검사간격은 더욱 짧아지며, 첫 번째 검사시점은 앞당겨진다.

<표 2> 고장손실비용 및 검사의 정확도에 따른 최적 검사일정 및 기대비용  
(;  $\lambda = 1, \beta = 3$  인 경우)

$c_f/c_i$	$p=1$		$p=0.9$		$p=0.7$		$p=0.5$	
	$A^*(r)$	기대비용	$A^*(r)$	기대비용	$A^*(r)$	기대비용	$A^*(r)$	기대비용
50	0.596 (0.127)	8.10	0.608 (0.111)	8.75	0.641 (0.085)	10.26	0.687 (0.061)	13.29
100	0.516 (0.095)	11.49	0.528 (0.084)	12.47	0.557 (0.065)	14.79	0.599 (0.048)	18.95
150	0.474 (0.080)	14.12	0.486 (0.071)	15.37	0.514 (0.055)	18.32	0.552 (0.041)	23.37
200	0.447 (0.071)	16.36	0.458 (0.063)	17.83	0.485 (0.049)	21.32	0.522 (0.037)	27.14

본 연구 모형에서 구한 검사일정의 효과를 분석하기 위하여 기존의 검사정책 모형과 본 연구모형의 검사일정에 따른 각각의 총 기대비용을 비교하여 보자. Kaio와 Osaki(1984)의 부정기 검사정책, 서용성과 박영택(1995)의 정기 검사정책, 본 연구의 수정된 정기 검사정책의 총 기대비용을 각각  $C_K$ ,  $C_P$ ,  $C_M$ 이라 하자. 다음의 <표 3>은 고장 발생시 1회의 검사로 고장을 탐지할 확률이 0.9인 경우, 검사비용에 대한 고장정지비용의 크기  $c_f/c_i$ 와 수명분포의 형상모수  $\beta$ 에 따른 검사정책별 총 기대비용을 나타낸 것이다.

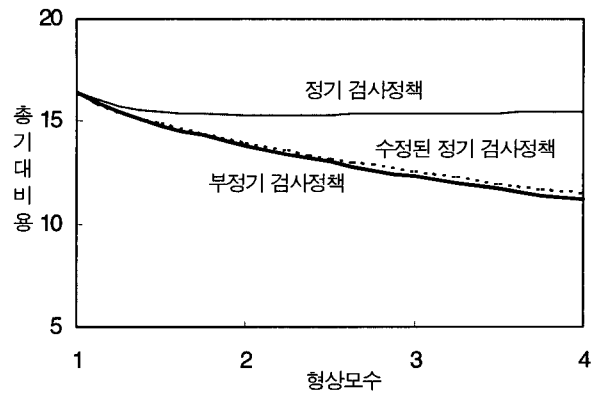
<표 3> 검사정책별 총 기대비용의 비교

(;  $\lambda = 1$ ,  $\beta = 3$ ,  $p = 0.9$ ,  $c_i = 1$ 인 경우)

$c_f/c_i$	$\beta$	1	2	3	4
	총비용				
50	$C_K$	11.8	9.9	8.8	8.0
	$C_P$	11.8 (100)	11.0 (111)	11.1 (126)	11.1 (139)
	$C_M$	11.8 (100)	10.0 (101)	8.9 (101)	8.0 (100)
100	$C_K$	16.4	13.8	12.3	11.2
	$C_P$	16.4 (100)	15.3 (111)	15.4 (125)	15.5 (138)
	$C_M$	16.4 (100)	14.0 (101)	12.5 (102)	11.5 (103)
150	$C_K$	19.9	16.8	15.0	13.7
	$C_P$	19.9 (100)	18.6 (111)	18.7 (125)	18.8 (137)
	$C_M$	19.9 (100)	17.1 (102)	15.4 (103)	14.1 (103)
200	$C_K$	22.8	19.3	17.3	15.8
	$C_P$	22.8 (100)	21.4 (111)	21.5 (124)	21.7 (137)
	$C_M$	22.8 (100)	19.8 (103)	17.8 (103)	16.4 (104)

( )는  $C_K$ 에 대한 백분비

<그림 1>은  $c_f/c_i = 100$ 인 경우,  $\beta$ 의 변화에 따른 각 검사정책의 기대비용을 비교한 것이다. <표 3>과 <그림 1>로부터, 정기 검사정책은 부정기 검사정책에 비하여 기대비용 면에서 불리할 수 있으며, 수정된 정기 검사정책은 부정기 검사정책의 기대비용에 거의 근접하고 있음을 볼 수 있다. 검사정책의 실무적용에 있어서 고려할 수 있는 사항으로는 경제적인 측면과 사용 용이성의 측면이라 할 수 있는데[서용성 등, 1997], 본 연구에서 제시한 수정된 정기 검사정책은 비용측면에서 불리하지 않으면서도 검사일정의 정기성에 의하여 실무적용에 유리한 효과적인 모형이라 할 수 있다.



<그림 1>  $\beta$ 에 따른 검사정책별 비용비교

### 5. 결론

효율적인 검사정책이 갖추어야 할 특성은 검사일정의 도출이 용이하고, 도출된 검사일정의 현장사용이 간편하면서도 총비용을 최소화해야 하는 것이다. 검사정책의 효율성을 추구하기 위하여 본 연구에서는 첫 번째 검사시점 이후의 검사간격을 동일하게 해 주는 수정된 정기 검사정책을 고려하였으며, 검사가 불완전하여 고장난 시스템을 1회의 검사에 의하여 완전히 탐지하지 못하는 일반적인 경우로 확장하였다. 특히, 불완전 검사 하에서의 일반적인 비용함수를 도출하였으며, 수정된 정기 검사정책의 근사비용 함수로부터 총비용을 최소화하는 검사일정을 구할 수 있는 계산 알고리즘을 제시하였다. 이러한 본 연구의 검사정책 모형은 비용 측면에서 부정기 검사정책에 상당히 근접하고, 사용 용이성 측면에서 도출된 검사일정은 정기성을 갖게 되므로 실무적으로 유용하게 이용될 수 있을 것으로 판단된다. 추후 연구과제로는 고장난 시스템을 교체 또는 수리하여 계속적으로 사용하는 경우에 있어서 적절한 검사일정을 찾는 방법이 모색되어야 할 것이며, 고장나지 않은 정상 시스템을 고장이라고 판단하는 오류를 고려한 연구가 포괄적으로 진행되어야 할 것이다.

### 참고문헌

[1] 서용성, 박영택(1998), “설비교체를 고려한 수정된 정기 검사정책에 관한 연구,” 「한국보전공학회지」, 3권 1호, pp. 21-32.  
 [2] 서용성, 김웅식, 박영택(1997), “검사정책의 실무적용에 관한 검토,” 「한국보전공학회지」, 2권 1호, pp. 113-120.

- [3] 서용성, 박영택(1995), "불완전한 검사하의 정기검사정책에 관한 연구," 「성균관대 논문집」, 46집 2호, pp. 1003-1015.
- [4] Barlow, R. E. and Proschan, F.(1965), *Mathematical Theory of Reliability*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- [5] Kaio, N., Dohi, T. and Osaki, S.(1994), "Inspection Policy with Failure due to Inspection," *Microelectronics and Reliability*, Vol. 34, No. 4, pp. 599-602.
- [6] Kaio, N. and Osaki, S.(1984), "Some Remarks on Optimum Inspection Policies," *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. R-33, No. 4, pp. 277-279.
- [7] Kaio, N. and Osaki, S.(1986), "Optimal Inspection Policy with Two Types of Imperfect Inspection Probabilities," *Microelectronics and Reliability*, Vol. 26, No. 5, pp. 935-942.
- [8] Munford, A. G.(1981), "Comparison among Certain Inspection Policies," *Management Science*, Vol. 27, No. 3, pp. 260-267.
- [9] Nakagawa, T. and Yasui, K.(1979), "Approximate Calculation of Inspection Policy with Weibull Failure Times." *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. R-28, No. 5, pp. 403-404.
- [10] Park, Y. T. and Suh, Y. S.(1995), "A Cost Effective Inspection Policy," *Proceedings of the 9th Asia QM Symposium*, pp. 409-414.
- [11] Sengupta, B.(1982), "An Exponential Riddle," *Journal of Applied Probability*, Vol. 19, pp. 737-740.
- [12] Senna, V. and Shahani, A. K.(1986), "A Simple Inspection Policy for the Detection of Failure," *European Journal of Operational Research*, Vol. 23, No. 2, pp. 222-227.