

적응예측기를 이용한 고장파악방법

Failure Detection using Adaptive Predictor

李 淵 錫* · 李 章 揆**
 (Yeon-Seok Lee, Jang-Gyu Lee)

요 약

시스템의 고장파악에 있어서 가장 널리 사용되어지고 있는 방법은 관측자와 추정자로부터 얻어지는 잔류오차를 이용하는 방법이다. 여기에서는 칼만필터를 관측자로 사용하고 이로부터 얻어지는 잔류오차를 이용하여 적응예측기로부터 고장을 판단하는 방법을 제시하였다. 특히, 관측자로 사용되는 칼만필터의 잔류오차가 주어진 가정하에서 최적필터로 동작될 때의 잔류오차의 특성과 고장이 발생하였을 때의 잔류오차의 특성을 파악하고 이들의 성질로부터 적응예측기를 사용할 수 있는 근거를 제시하였다. 또한 상수시스템에서 바이어스형태의 고장을 고려한 시뮬레이션을 통하여 측정잡음에 비하여 고장의 크기가 비교적 적을 경우에도 제안된 방법이 우수한 특성을 지니고 있음을 순차확률비검정법과 비교하여 보았다.

Abstract- For the failure detection of dynamic systems, processing the residuals from the observer of the estimator is the most general method. A failure detection method which uses an adaptive predictor to separate the effect of sensor failure from the additive noise in the residuals of a Kalman filter that is employed as an estimator of a dynamic system is addressed here. In the method, the property of the residuals of an optimal Kalman estimator is exploited. The simulation results of this method shows that the proposed method is superior to the sequential probability ratio test for a small failure magnitude.

1. 서 론

시스템의 신뢰도를 향상시키는 방법에는 여러가

지가 있으나 주로 구성요소의 여유분을 두고 이를 이용하여 시스템의 신뢰도를 향상시키는 방법이 일반적이다. 특히 센서부분은 여유분(redundancy)의 설치가 용이하며 센서가 각각 독립적으로 측정작업을 수행하므로, 그중 어느하나에서 고장이 발생하여 그부분을 제거하여도 전체 시스템에 영향을 주지 않게 할 수 있어, 이 분야에 대하여 많은 연구가 진행되었다. 여유분관리(redu-

*正 會 員 : 서울대 工大 制御計測工學科 博士課程
 **正 會 員 : 서울대 工大 制御計測工學科 副教授 · 工博
 接受日字 : 1989年 3月 3日
 1次修正 : 1989年 11月 15日

dant management)는 이러한 작업을 수행하는 것이며, 이중에서도 고장의 파악은 그 핵심이 되는 내용이다[1].

고장을 알아내는 방법으로는 A. Wald의 순차확률비검정법(sequential probability ratio test)으로부터 시작된 측정치의 통계적인 특성에 의거한 처리방법이 그 주종을 이루어 왔으며[2], 최근에는 시스템의 특성에 따르는 방법도 제안되고 있다. 특히 하드웨어 여유분을 두어 그들의 값 사이의 관계로부터 등가식(parity equation)을 정립하여 고장을 파악하거나 고장으로 예상되는 여유분을 제거한 방법은 관성항법에서의 센서분야에서 많이 연구되었으며[3,4], 근래에 이르러서는 비록 여유분이 없더라도 고장을 알아내는 방법이 많이 연구되고 있다[1]. 이러한 방법들에는 감지필터(detection filter)를 이용하거나[5], 고장현상에 대한 모델로부터 고장가설을 검정하는 방법[6], 추정자나 관측기의 잔류오차를 처리하는 방법[7], 그리고 시스템의 정상동작범위를 규정하고, 추정자의 추정치가 분포하는 영역과 비교하여 고장을 판단하는 쌍영역검정방법(two confidence region method)등이 있다[8, 9].

그러나 감지필터를 사용하면 고장이 없을 때 그 추정치가 최적이 아니며, 고장현상에 대한 모델로부터 고장가설을 검정하는 방법은 여러가지 고장현상에 대한 모델들을 사용하므로 그 구조가 복잡하며 모델링된 고장현상 이외에는 고장파악이 어렵다. 또한 쌍영역검정방법 등 대부분의 잔류오차처리 방식은 계산이 복잡하여 실시간 처리가 어렵다는 단점을 지니고 있다[1].

본 논문에서는 칼만필터를 추정자로 사용하여 감지필터의 단점을 보완하고, 고장 모델이 없이 단지 칼만필터의 잔류오차가 지나는 상관정도를 이용한 적응예측기를 사용하는 간단한 구조의 방식을 제안하였다.

본 논문의 구성은, 2장에서는 칼만필터의 잔류오차가 지나는 특성을 살펴보고 잡음과 고장현상을 구분할 수 있는 가설을 세우고, 3장에서는 칼만필터의 잔류오차를 처리하는 적응예측기에 대하여, 4장에서는 이를 이용한 고장진단의 구조와 개선된 형태의 자료처리방법에 대하여 논의한 다음, 이에 대한 시뮬레이션과 그 결과를 5장에서 서술하고, 6장에서 결론을 맺도록 한다.

2. 잔류오차의 특성

칼만필터는 선형구조를 지닌 최적필터로서 순환

적인 계산이 가능하므로, 시스템의 상태변수를 추정하는데 널리 사용되어지고 있다[10]. 칼만필터의 잔류오차 $r(k)$ 는 식(1)과 같이 주어지며, 주어진 가정아래 $r(k)$ 는 연평균 백색 가우시안잡음의 특성을 지니며, 그 분산은 식(2)로 주어진다.

$$r(k) = z(k) - H(k)\hat{x}(k/k-1) \quad (1)$$

$$cov(r(k)) = H(k)P(k/k-1)H^T(k) + V(k) \quad (2)$$

여기서 $\hat{x}(k/k-1)$ 는 n 차의 벡터로서 칼만필터의 선형적추정치(A priori estimated value)를 나타내며, $z(k)$ 는 m 차의 벡터로서 측정치를, $P(k/k-1)$ 은 칼만필터에서 추정되는 선형적추정치의 공분산 행렬, $V(k)$ 는 측정오차의 공분산 행렬을 나타낸다. 그러나 단일 모델링오차가 있거나 시스템에 고장이 발생하였을 경우, 잔류오차는 영평균 백색잡음의 특성을 지니지 않는다. 즉, 모델링오차나 시스템의 고장은 잔류오차에 바이어스를 갖게 하고, 이 바이어스는 시간에 따라 서로 상관관계를 갖는다. 그러므로 모델링오차나 고장에 의한 오차는 영평균 백색잡음과 구분될 수 있으며, 잔류오차벡터는 식(3)과 같이 구분하여 나타낼 수 있다.

$$r(k) = b(k) + n(k) \quad (3)$$

식(3)에서 $b(k)$ 는 시스템오차를, $n(k)$ 는 추가적인 영평균 백색잡음을 나타낸다. 단일 시스템의 모델이 정확하고 칼만필터의 가정이 옳바른 상태에서 시스템에 고장이 없다면, $r(k)$ 는 $n(k)$ 만으로 나타나며, 시스템에 고장이 발생하면 $b(k)$ 를 포함하므로 더 이상 백색잡음으로서의 특성을 잃어버리게 된다. 이를 $r(k)$ 벡터의 각 요소별로 상관수를 구하게 되면, 고장이 없을 경우의 상관함수는 식(4)의 형태로, 고장이 발생하였을 경우에는 식(5)의 형태로 각각 나타나게 된다. 따라서 칼만필터의 잔류오차에서 바이어스와 백색잡음을 구별할 수 있다면 시스템에서의 고장 유무를 확인할 수 있다.

$$\begin{aligned} R_{r_i}(\Delta) &= E\{r_i(k+\Delta)r_i(k)\} \\ &= E\{n_i(k+\Delta)n_i(k)\} \\ &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} R_{r_i}(\Delta) &= E\{r_i(k+\Delta)r_i(k)\} \\ &= E\{[b_i(k+\Delta) + n_i(k+\Delta)][b_i(k) + n_i(k)]\} \\ &= R_{b_i}(\Delta) \neq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

(단, $\Delta > 0$, r_i 는 r 벡터의 i 번째 요소)

이와 같은 성질을 지니는 칼만필터의 잔류오차로부터 바이어스와 백색잡음을 구별할 수 있는 방법으로는 적응예측기가 있다. 적응예측기는 광대역신호에 포함된 협대역신호를 추출해내는 성질이

있으므로 이를 이용하여 칼만필터의 잔류오차에 바이어스의 존재여부를 판가름할 수 있다.

3. 적응예측기

2장에서 칼만필터의 잔류오차는, 모델링이 정확하게 되었다는 가정 아래, 부가적인 백색잡음과 고장에 의한 바이어스로 표현될 수 있음을 살펴 보았으며, 이들은 그 상관함수로서 구별하여 낼 수 있음을 알아 보았다. 이제 여기에서는 칼만필터의 잔류오차벡터에서 이들을 구별할 수 있는 방법으로서 적응잡음제거기의 한가지 형태인 적응예측기를 사용하게 되는데, 이 방법은 그림 3-1의 블럭선도와 같은 형태를 지니고 있으며 그 구조는 유한구간응답필터의 구조를 가지고 있다. [그림 3-1]

적응잡음제거기는 서로 다른 원인으로부터 발생하여 성질이 다른 두가지의 신호가 혼합되어 있을 때, 이 두가지의 신호들 중에서 하나만의 신호에 대한 비례적인 신호를 이용하여 적응적으로 두 신호를 분리해 내는 원리를 이용한 것이다[12]. 이에 비하여 적응예측기는 같은 원리를 사용하여 광대역신호와 협대역신호가 섞여 있을 때 이 두가지 신호를 분리해낼 수 있다.

그림 3-1에서 적응예측기는 입력신호를 집단지연시간만큼 지연시켜 적응횡구조필터(adaptive transversal filter)의 입력으로 사용하고, 적응횡구조필터는 이 지연된 입력신호로부터 집단지연시간 동안에도 서로 상관관계를 갖는 신호성분을 추출해낸다. 이때 적응알고리즘은 이상관계를 가지고 있는 신호성분을 그 순간의 입력신호에 섞여져 있는 크기가 되도록 적응횡구조필터의 계수들을 조정하게 된다. 그러면 어떻게 이 두가지 신호가 분리될 수 있는지를 살펴보자.

먼저 적응예측기의 입력으로 사용될 $r(k)$ 벡터의 한 성분에 대하여 2장에서와 같이 바이어스인 $b(k)$ 와 백색잡음인 $n(k)$ 로 구분하고, 필터의 성능

지표를 적응예측기의 출력오차의 최소제곱평균치로 정하면, 먼저 출력오차 $e(k)$ 는 식(6)으로 주어지고, 양변을 제곱하여 평균치를 구하면 필터의 성능지표식은 식(7)과 같이 나타난다.

$$e(k) = [b(k) + n(k)] - y(k) \tag{6}$$

$$\begin{aligned} \min[E\{e^2(k)\}] &= \min[E\{n^2(k) \\ &+ 2E\{n(k)(b(k) - y(k))\} \\ &+ E\{(b(k) - y(k))^2\}] \end{aligned} \tag{7}$$

여기서 $n(k)$ 는 광대역신호의 크기로서 필터에 의하여 변하지 않는 양이며, 영평균 값을 갖는다. 적응예측기의 출력 $y(k)$ 는 $n(k)$ 와는 서로 상관관계가 없다. 따라서 식(7)에서의 두번째 항은 $n(k)$ 에 대한 평균치와 $b(k) - y(k)$ 에 대한 평균치를 따로 고려할 수 있으며 $E\{n(k)\}$ 는 영평균 값을 가지므로, 식(7)을 최소화시키는 작업은 $y(k)$ 를 $b(k)$ 와 같게 만드는 작업과 같다. 이러한 적응예측기의 알고리즘은 식(8), 식(9), 식(10)과 같이 주어진다[13].

$$y(k) = w^T(k) d(k) = d^T(k) w(k) \tag{8}$$

$$e(k) = r(k) - w^T(k) d(k) \tag{9}$$

$$w(k+1) = w(k) + 2\mu e(k) d(k) \tag{10}$$

여기서 $w^T(k) = w_1(k)w_2(k), \dots, w_p(k)$

$$d^T(k) = (r(k-\Delta), r(k-\Delta-1), \dots, r(k-\Delta-p+1))$$

이와 같은 적응예측기는 직류신호에 대하여 불안한 특성을 지니고 있으며, 신호대잡음비가 적을 때에도 그 특성이 좋지 못하다. 특히 여기에서 고장이 없을 때의 잔류오차는 백색잡음만으로 구성되어 적응예측기의 사용이 부적합하고, 잔류오차에 직류성분으로 나타나는 고장이 발생하였을 경우에도 마찬가지이다. 이러한 단점을 보완하는 방법으로 적응예측기의 입력으로 사용되는 잔류오차에 정현파 바이어스를 더하여 주고 다시 그 출력에서 이를 제거시키면, 잔류오차에 포함되어 있는 바이어스성분만을 얻을 수 있다. 적응예측기는 고장이 없을 경우에는 정현파 바이어스에 동조되어 백색잡음으로부터 이 신호를 추출하여 고장이 발생하면 고장에 의한 바이어스와 정현파 바이어스의 두 가지 신호를 동시에 추출하게 된다. 그러므로 적응예측기의 출력에서 미리 가해진 정현파 바이어스를 제거하면 나머지는 고장에 의한 바이어스이므로 고장유무를 판단할 수 있다.

4. 전체의 구조

앞에서 살펴본 특성에 따라 칼만필터와 적응예측기를 그림 4-1과 같이 구성하여 고장파악의 효

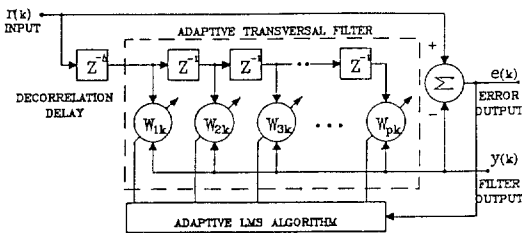


그림 3-1 적응예측기의 구조
Fig. 3-1 Block Diagram of Adaptive Predictor

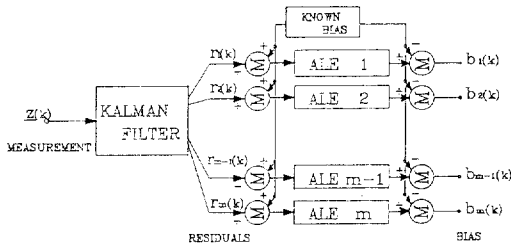


그림 4-1 제안된 고장파악시스템의 구조
Fig. 4-1 Structure of Failure Detector

과를 살펴보고, 이의 성능을 증대시킬 수 있는 방법에 대하여 알아본다.

그림에서 칼만필터의 잔류오차는 시스템측정치의 갯수 m 과 같은 수의 요소로 구성되며, 따라서 적응예측기도 m 개가 필요하다. 각 적응예측기의 출력에서 얻어낸 잔류오차에 포함되어 있는 바이어스성분의 크기는 고장의 크기를 나타낸다. 따라서 바이어스성분의 유무로 고장을 판단할 수 있다. 그러나 실제의 문제에 있어서는 적응예측기의 출력이 오차를 가지므로 이 출력과 미리 정해진 기준치와의 비교로 고장을 판단한다.

고장파악의 기준치는 적응예측기의 성능에 따라 결정되며, 이는 필터의 차수와 입력의 신호대잡음비에 의하여 영향을 받는다. 고장이 없을 때의 적응예측기는 정현과 바이어스에 동조되어 있으며, 이때의 출력오차는 고장을 의미하지 않는다. 그러나 고장이 발생하였을 때에는 출력에 이 고장에 의한 바이어스가 나타나고, 이 크기가 고장이 없을 때의 출력오차보다 클 경우에는 고장임을 알 수 있다. 따라서 고장이 없을 때의 출력오차를 적게 하는 것이 고장파악의 효율을 좌우한다. 적응예측기의 출력오차를 정량적으로 계산하는 것은 필터의 계수가 매번 변하게 되므로 그리 용이하지는 않다. 따라서 여기에서는 시뮬레이션을 통하여 적응예측기의 성능을 살펴보고, 이로부터 고장파악의 기준치를 적절히 선택하는 방법을 사용하였다.

실제로 시뮬레이션을 통하여 얻은 16차의 적응예측기의 성능은 입력의 신호대잡음비가 5dB 이상일 때 출력에서의 신호잡음비가 15dB 정도로 대략 10dB 정도의 출력이득을 얻을 수 있었다[14]. 따라서 5장에서의 시뮬레이션은 정현과 바이어스의 크기를 잔류오차의 크기로 예상되는 추정오차와의 신호대잡음비가 5dB가 되도록 하고 고장파악의 기준치는 추정잡음의 표준편차의 1.3배로 선택하여 16차의 적응예측기를 사용하였다.

이와 같이 시스템에 모델오차가 없을 때에는 고장파악의 기준치를 적응예측기의 출력오차크기만으로 결정할 수 있지만, 모델오차가 있을 때에는 이를 고려하여야 한다. 모델 오차에 의한 칼만필터의 추정오차크기를 산출하고[11], 이 추정오차가 잔류오차에 미치는 크기를 적응예측기의 출력오차와 함께 고려하여 고장파악의 기준치를 선택하여야 한다. 그러나 모델오차에 의한 추정오차의 크기는 비교적 추정오차보다 적은 경우가 일반적이며, 또한 그렇지 않을 경우에는 칼만필터를 사용하는 의미가 없으므로 여기에서는 이에 대한 문제를 고려하지 않았다. 만일 상당한 크기의 모델오차에도 불구하고 이 방법을 사용하고자 할 경우에는 그만큼 고장파악의 기준치가 커지게 되며, 따라서 고장파악의 능력이 그만큼 저하되는 것을 감수해야 한다.

이와 같은 시스템은 여러가지 장점을 지니고 있는데, 그 중의 하나는 각각의 적응예측기들이 병렬처리될 수 있다는 점이고, 또 하나의 장점은 복잡한 시스템일수록 최적필터로 사용되는 칼만필터의 연산속도에 비하여 적응예측기의 계산속도가 빠르므로 보간법(interpolation)을 통한 수렴속도의 증대를 꾀할 수 있다는 점이다.

각각의 적응예측기들은 서로 독자적인 입력으로부터, 서로의 정보교환이 없이, 독자적인 출력을 계산하므로서 다른 적응예측기들과의 독립적인 구성이 가능하며 따라서 각 적응예측기들을 병렬처리함으로써 계산속도를 증대시킬 수 있다. 이와 같이 계산속도를 증대시킴으로서 입력신호로 칼만필터의 잔류오차만을 처리하는 것이 아니라, 칼만필터가 진행되고 있는 사이에도 추정치로부터 전상태의 상태변수 추정치를 사용하여 그 입력으로 사용하게 되면, 고장판단의 속도는 그만큼 빨라질 수 있다.

이와 같이 적응예측기들로부터 얻어진 값들로 구성된 바이어스벡터는 칼만필터의 잔류오차벡터가 지니는 고장의 영향을 지시하여주고 있으며, 따라서 이 바이어스벡터로부터 고장의 형태를 알아볼 수도 있을 것이다. 특히 고장파악의 대상이 센서일 경우는 바이어스벡터의 각 요소들이 바로 그 센서의 바이어스의 크기를 말하여 주며, 따라서 고장파악의 기준치보다 큰 바이어스를 지니는 센서에 고장이 발생하였음을 알 수 있게 된다.

5. 시뮬레이션

앞에서 제안된 구조의 고장파악시스템의 성능을

상수시스템의 경우에 대하여 살펴 보았다. 또한 고장의 형태를 바이어스인 경우와 램프형태인 경우에 대하여 시뮬레이션을 실행시키고, 바이어스 형태인 고장의 경우에 있어서의 결과를 순차확률 비검정법의 이론치와 비교하여 보았다. 실제로 시스템이 어떠한 동작특성을 지니고 있다 할지라도 칼만필터가 그 상태변수를 추정하므로 그 잔류오차의 특성은 상수시스템의 경우와 같으며, 센서의 고장형태가 바이어스나 램프형태로 나타나는 경우에는 이의 결과를 그대로 적용할 수가 있다.

시뮬레이션에 사용된 시스템은 상수 x 의 값을 0으로 하고, 측정잡음의 표준편차는 20으로 하였다. 이때 500스텝에서 23의 크기로 고장이 발생하였을 경우의 칼만필터의 추정치와 잔류오차는 그림 5.1과 같이 나타난다. 그림에서 보면 고장이 발생한 직후의 잔류오차는 고장의 크기만큼 지우쳐져 나타남을 알수 있으며, 시간이 충분히 흐른

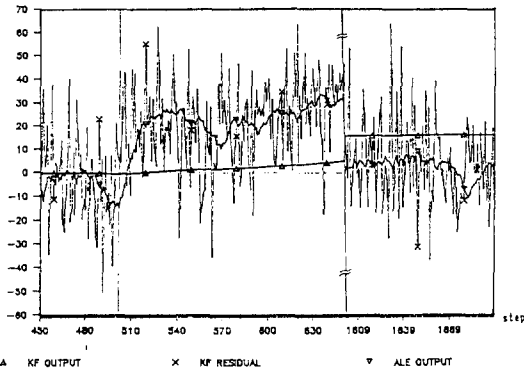


그림 5-1 칼만필터의 출력과 잔류오차
Fig. 5-1 Kalman Filter Output and Its Residuals

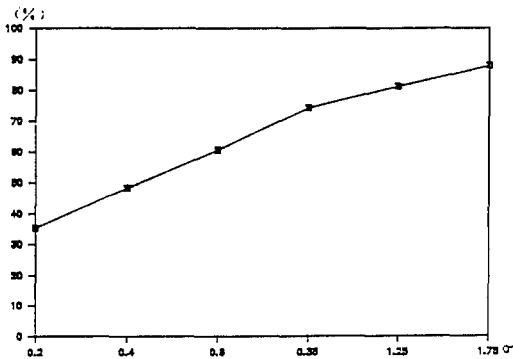


그림 5-2 감지확률(바이어스의 경우)
Fig. 5-2 Detection Probability(Bias Case)

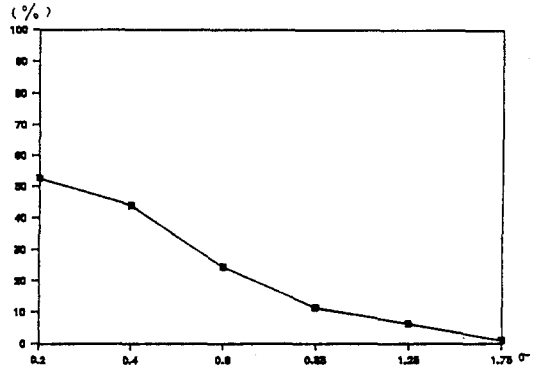


그림 5-3 미감지확률(바이어스의 경우)
Fig. 5-3 Missed Alarm Probability(Bias Case)

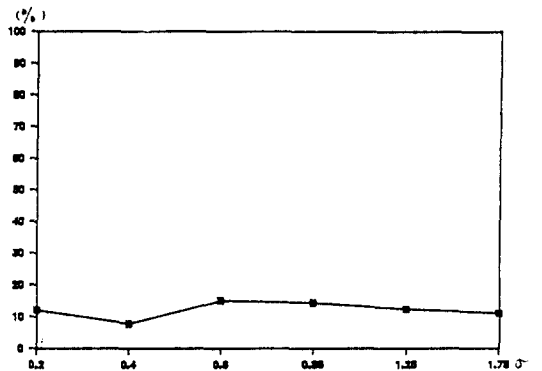


그림 5-4 오감지확률(바이어스의 경우)
Fig. 5-4 False Alarm Probability(Bias Case)

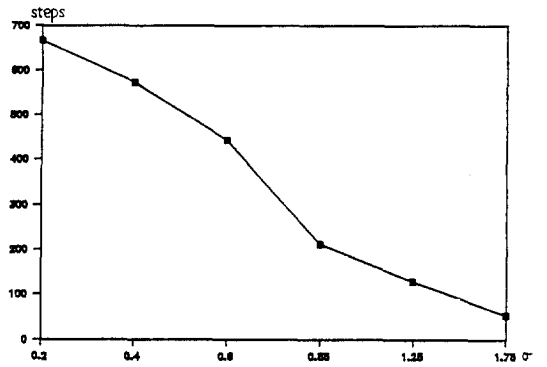


그림 5-5 감지시간(바이어스의 경우)
Fig. 5-5 Detection Time(Bias Case)

뒤에는 칼만필터가 새로운 입력에 대한 정보를 받아들여 변화된 값을 따라가게 되어 그 잔류오차는 다시 원래의 상태로 됨을 알수 있다. 따라서 고장

의 파악은 고장의 발생 바로 뒤부터, 칼만필터가 새로운 상태로 변화되기 전에 결정되어져야 한다.

시뮬레이션은 이와 같은 시스템에서 바이어스의 크기를 변화시켜가며 칼만필터가 충분히 정상상태로 되었다고 가정되는 100스텝 이후부터 실시하였다. 이때의 적응예측기의 유한구간응답필터는 그 차수를 16차로 하였으며, 적응예측기의 광대역신호 성분 제거능력을 향상시키기 위하여 잔류오차에 신호대잡음비가 5dB가 되도록 정현파의 바이어스를 더하여 주었다. 이때 고장감지의 기준치를 측정잡음의 표준편차인 20의 1.3배인 26으로 하고 400회의 몬테칼로시뮬레이션을 실시하여 얻은, 바이어스의 크기에 따르는 고장감지확률은 그림 5.2와 같이 나타나며, 미감지확률(missed alarm probability)과 오감지확률(false alarm probability)은 각각 그림 5.3과 그림 5.4, 또한 고장이 발생하고부터 고장을 파악할 때까지 소요되는 평균 시간은 그림 5.5와 같이 얻어졌다. 그림에서보면, 바이어스가 크면 클수록 고장감지시간이 빨라지고 미감지확률은 줄어드는 것을 확인할 수 있다. 또한 고장감지의 기준치를 26보다 크게하였을 경우에는 미감지확률이 커지고 동시에 오감지확률이 적어지며, 26보다 적게 하였을 경우에는 반대의 현상을 보여주었다.

시뮬레이션을 통하여 알아본 이와 같은 결과는 순차확률비검정법보다는 개선된 효과를 보여준다. 이의 비교를 위하여 같은 경우(바이어스가 4, 고장감지기준치가 26인 경우)에 대하여 순차확률비검정법의 오감지확률과 미감지확률을 이론적으로 구하여 보면 식(11), 식(12)와 같이 구할 수 있다 [2].

$$P_A = 1 - \int_{-\infty}^{1.3} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = 0.0968 \quad (11)$$

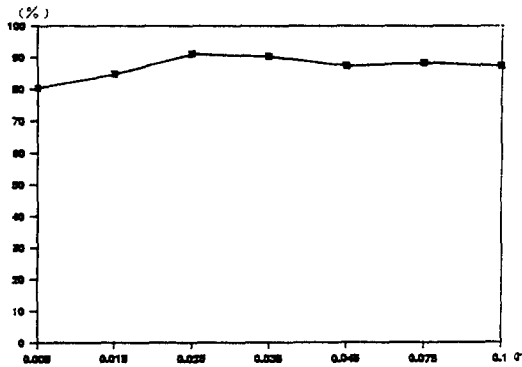


그림 5-6 감지 확률(램프의 경우)
Fig. 5-6 Detection Probability(Ramp Case)

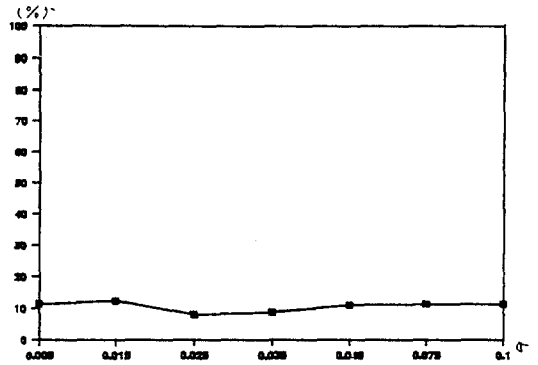


그림 5-7 오감지 확률(램프의 경우)
Fig. 5-7 False Alarm Probability(Ramp Case)

$$P_M = 1 - \int_{-\infty}^{1.3} \frac{1}{2\pi} e^{-t^2/2} dt = 0.8643 \quad (12)$$

그러나 본 논문에서 제안된 구조의 고장파악시스템에서의 시뮬레이션의 결과는 오감지확률이 0.12, 미감지확률이 0.52로서, 오감지의 성능면에서는 다소 약하기는 하지만 미감지의 경우에 있어서는 매우 우수한 성능을 보여주고 있다. 또한 바이어스의 크기가 35인 경우를 살펴보면, 순차확률비검정법의 오감지확률은 0.0968, 미감지확률은 0.3264인데 비하여 시뮬레이션의 결과는 각각 0.11, 0.01로서 순차확률비검정법에 비하여 비교적 우수한 성능을 나타냄을 알 수 있다.

이외에도 제안된 구조의 고장파악시스템은 바이어스형태 뿐만이 아니라, 램프형태의 고장이나 또 다른 형태의 고장에 대하여서도 아무런 구조변경이 없이도 그대로 적용될 수 있다. 그림 5.6과 그림 5.7은 램프형태의 고장에 대한 시뮬레이션 결과를 나타낸 그림으로서, 램프의 정도를 변화시켰을 때의 고장파악의 정도와 오감지확률을 나타낸 것이다. 제안된 고장파악시스템은 램프형태의 고장현상에 대하여서도 바이어스형태의 경우와 비슷한 결과를 보여주고 있으며, 이는 제안된 시스템이 고장의 형태와는 무관하게 동작되고 있음을 말하여 준다.

이와같은 시뮬레이션의 결과에서 오감지확률에 있어서는 순차확률비검정법보다 좋지 못한 결과를 얻었으나, 이는 유한구간응답필터의 차수를 16차로 하였을 경우이므로 만일 필터의 차수를 크게하거나 필터의 성능을 개선시킬 수 있는 필터의 수렴요소를 적절히 변화시키면, 더욱 좋은 결과를 얻을 수 있다. 표1은 적응예측기의 차수를 16차와 32차로 하였을 때의 시뮬레이션결과를 보여주는 데, 이는 필터의 차수가 높아지면 고장의 오감지

표 1 시뮬레이션의 결과(16차 와 32차의 비교)

Magnitude of Failure	평균소요시간		감지확률		오감지확률		미감지각률	
	16차	32차	16차	32차	16차	32차	16차	32차
0.1~0.2	668	650	0.36	0.08	0.12	0.028	0.53	0.89
0.3~0.5	572	635	0.48	0.12	0.08	0.035	0.44	0.85
0.5~0.7	453	312	0.64	0.34	0.16	0.033	0.24	0.63
0.7~1.0	208	238	0.61	0.60	0.16	0.015	0.13	0.35
1.0~1.5	121	101	0.83	0.92	0.13	0.033	0.08	0.017
1.5~2.0	62	39	0.88	0.94	0.11	0.055	0.02	0.01

율이 작아지므로 오감지율이 중요한 요인으로 고려되는 시스템에서는 이를 사용함이 좋으며, 또한 반대로 적은 고장에의 감지율이 중요한 요인으로 고려될 때에는 필터의 차수를 적게함이 좋음을 말해준다. 이와 같이 필터의 차수가 고장의 감지에 대하여 상당한 영향을 끼치고 있지만, 실제의 사용에 있어서는 실시간처리시간을 무시할 수 없다. 이의 실시간구현에 대한 연구에서는 32차의 필터를 사용하여 매초 8000개의 측정치를 처리한 바 있다[14]. 또한 필터의 수렴요소를 작게 하여 적응예측기의 성능을 향상시켰을 때에는 고장파악에 많은 시간이 소요되며, 바이어스의 경우에 있어서 칼만필터의 변화속도보다 느리게 되면 고장을 파악하기 무척 어렵게 된다. 따라서 사용되는

비하여 비교적 작은 고장이 발생하였을 때 우수한 특성을 보여주고 있으며, 시스템의 추정자로 사용되고 있는 칼만필터는 최적성을 유지한 채로 사용될 수 있음을 알수 있다. 그러나 이 방법은 적응예측기의 특성에 따라 고장파악의 기준치설정 등에 대한 정량적인 제시가 힘들며 적용시스템의 상태에 따라 많은 경험을 토대로 하여 결정하여야 한다는 단점이 있다. 그렇지만 고장현상에 대한 모델링에 필요하지 않아 실제사용에 있어서는 매우 유용하게 사용될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

[1] A.S. Willard, "A Survey of Dynamic Methods

시스템에 따라 가장 적절한 상태를 선택하여 필터를 구성해야 한다.

6. 결 론

이상과 같이 고장파악의 문제를 종래의 최적추정자인 칼만필터의 사용과 병행하여, 이의 잔류오차를 이용한 새로운 방법에 대하여 알아 보았다. 이 방법은 칼만필터의 잔류오차중에서 시간에 따라 상관관계를 지니는 신호성분을 적응예측기를 이용하여 추출하여 내고, 이 성분의 크기로부터 고장을 파악하게 된다. 새로운 고장파악의 방법은 각각의 적응필터들이 서로 독립적인 관계를 지니

for Failure Detection in Dynamic Systems," Automatica vol. 12, pp. 601-611, 1976.

- [2] A. Wald, "Sequential Analysis," New York, N.Y., Dover Publications, Inc., 1973.
- [3] Steven R. Hall et al., "In-Flight Parity Vector Compensation for FDI," IEEE Trans. on A.E.S., vol. AES-19, no. 5, pp. 668-676, 1983.9.
- [4] James E. Potter, M.C. Suman, "Extention of the Midvalue Selection Technique for Redundancy Management of Inertial Sensors," Jour. of Guidance, vol. 9, no. 1, pp. 37-44, 1986. 1.

- (Failures)" IEEE Trans. on A.C., vol. AC-24, no. 3, pp. 499-503, 1979. 7.
- [7] C.B. Chang, K.P. Dunn, "On GLR Detection and Estimation of Unexpected Inputs in Linear Discrete Systems," IEEE Trans. on A.C., vol. AC-2A, no. 3, pp. 499-503, 1979. 7.
- [8] Thomas Kerr, "Real-time failure detection : A nonlinear optimization problem that yields a two-ellipsoid overlap test," JOTA, vol.22, no. 4, pp. 509-539, 1977. 8.
- [9] Thomas Kerr, "Statistical analysis of a two ellipsoid overlap test for real-time failure detection," IEEE Trans. on A.C., vol AC-25, no. 4, pp. 762-773, 1980. 8.
- [10] A. Gelb, "Applied Optimal Estimation," Cambridge, Mass., The M.I.T. Press, 1974.
- [11] R.J. Fitzgerald, "Divergence of the Kalman Filter," IEEE Trans. on A.C., vol AC-16, no. 6, pp. 736-747, 1971. 12.
- [12] B. Widrow et al., "Adaptive Noise Canceling : principles and applications," Proc. IEEE. vol. 63, no 12, pp. 1692-1716, 1975. 12.
- [13] B. Widrow, S.D. Stearns, "Adaptive Signal Processing," Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall, Inc., 1985.
- [14] 이 장규, 이 상욱, 이 연석, "NEC 7720 DSP를 이용한 적응자기동조필터의 실시간 구현," 전기학회논문지 제36권 제5호, pp. 59-68, 1987. 5.