

## 신호의 비모수 검파에서 영교차의 응용

正會員 裴鎮秀\*, 金洪吉\*, 李敏秀\*, 柳榮權\*\*, 張泰株\*, 宋翊鎬\*

### An Application of Zero-Crossings in Nonparametric Detection of Signals

Jinsoo Bae\*, Hong Gil Kim\*, Min Sou Lee\*,  
Youngkwon Ryu\*\*, Taejoo Chang\*, Ickho Song Regular Members

이 논문은 정보통신부의 대학기초연구지원으로 이루어진 결과 가운데 하나이다.

#### 要 約

이 논문에서는 영교차로 이루어진 검정 통계량을 써서 신호를 비모수 검파하는 문제를 생각하였다. 알려진 신호와 확률 신호의 검파 문제에 영교차를 응용하였고, 여러 가지 잡음에서 컴퓨터 모의 실험으로 검파기들의 성능을 알아보았다.

알려진 신호 검파에서, 영교차 검파기는 신호 대 잡음비가 보통이거나 높을 때 꽤 좋은 성능을 보였다. 상관 확률 신호 검파에서도 영교차 검파기는 매우 좋은 성능을 보였다. 이것을 더 자세히 볼 수 있도록 영교차 검파기의 성능 특성을, 알려진 신호에서는 선형 상관기 검파기와 부호 상관기 검파기의 성능 특성과 견주어 보았고, 확률 신호에서는 상관 검파기와 부호 상관검파기의 성능 특성과 견주어 보았다.

#### ABSTRACT

In this paper we consider the problem of nonparametric detection of signals in noisy observations, where zero-crossings are used to get the test statistic. We apply zero-crossings to known and random signal detection, and investigate the performance of detectors via computer simulation under several noise circumstance.

In the known signal detection, the zero-crossing detector shows quite good performance when the signal to noise ratio is moderate-to-high. In the correlated random signal case, the zero-crossing detector also reveals quite good performance. To show this more explicitly, we compare the performance characteristics of the zero-crossing detector with those of the linear correlator and sign correlator detectors in the known signal case and with those of the correlation and sign-correlation detectors in the random signal case. Because of its simplicity and easy hardware implementation, the zero-crossing detector can be used in many real applications at low cost.

\*한국과학기술원 전기 및 전자공학과

\*\*DACOM 중앙 연구소 무선 가입자 선로 연구실

論文番號 : 95266-0807

接受日字 : 1995年 8月 7日

### 1. 머리말

이 논문에서 생각한 신호처리 문제는 영교차를 써서 신호를 검파하는 것이다. 신호 검파 문제는 귀무 가설과 대립 가설을 검정하는 문제로 생각할 수 있다. 따라서, 가설 검정 문제를 세우려면 매개변수에 대한 사전 정보를 알아야 한다. 그러나, 매개변수의 값을 정확하게 추정하는 것은 매우 어렵다. 매개변수 또는 관측 분포에 관한 사전 정보가 없다면, 최강 검파기, 국소 최적 검파기 또는 최적 검파기를 설계할 수 없다. 매개변수를 추정할 수 있더라도, 실제 상황에서 이를 적용하면 이 매개변수의 작은 변동이 성능을 크게 떨어뜨릴 수 있다. 그런 때에는 잡음분포가 조금 바뀌더라도 잘 동작하는 비모수 검파기가 필요하다 (e. g., 1, 2). 보기를 들어, 알려진 신호의 비모수 검파기의 하나로 부호 상관 검파기가 알려져 있으며, 비정규 잡음에서 확률 신호를 비모수 검파할 수 있는 배열 검파기와 순위 통계량 검파기도 제안되었다.

이 논문에서는 영교차를 쓰는 신호 검파를 제안하였다. 알려진 신호 성분과 평균이 0인 잡음이 섞여 있을 때, 신호가 커지면 영교차 수가 줄어든다. 이 사실을 알려진 신호 검파에 쓸 수 있다. 실시간 수열에서 관찰된 영교차 수는 일차 자기 상관과 마찬가지로 그 시간 수열이 나타내는 진동의 척도로 볼 수 있다. 일차 자기 상관 계수가 1에 가까울수록 영교차 수는 0에 가깝고, 일차 자기 상관 계수가 -1에 가까울수록 영교차 수는 표본 크기에 가깝다. 그러므로, 상관 확률 신호를 검파하는 간단한 방법은 자기 상관을 추정하는 대신 표본의 영교차를 세어 이를 쓰는 것이다. 영교차의 가장 큰 장점은 계산하기 쉽고 구현이 간단하다는 것이다. 게다가, 영교차는 관측의 부호와 차례에만 의존하는 비모수풀이고, 계산량이 적다는 장점도 있다. 보기를 들어, 표본의 크기가 50일 때, 상관 검파기와 부호 상관 검파기는  $50^2 \times 2$  곱셈연산을 필요로 하지만, 영교차 검파기는  $50 \times (K-1)$  곱셈연산을 필요로 할 뿐이다. (여기서,  $K$ 는 일반적으로 8보다 크지 않다) 또한, 표본 크기가 커지면 필요한 곱셈연산 수가 영교차 검파기에서는 일차 함수로 늘어나지만, 상관 검파기에서는 이차 함수로 늘어난다.

영교차는 이제까지 스펙트럼 분석, 신호 구분, 주파수 추정을 포함한 많은 분야에서 사용되어 왔다. 그러므로, 영교차를 네이만-피어슨 검파 문제에 고려하는 것도 흥

미로우며, 이는 영교차의 응용분야를 확장하는 것으로 생각할 수 있다.

### 2. 영교차의 몇 가지 성질

#### 2.1 이산 시간에서의 영교차

$Z_1, Z_2, \dots, Z_N$ 를 평균 0인 실수 정상 시간 수열의 표본이라 하자. 다음 비선형 변환을 생각하면

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{if } Z_i \geq 0, \\ 0, & \text{if } Z_i < 0, \end{cases} \quad (1)$$

$\{Z_i\}$ 의 (일차) 영교차  $D_1$ 은 다음으로 정의된다.

$$D_1 = \sum_{i=2}^N [X_i - X_{i-1}]^2. \quad (2)$$

이것은 지시함수  $I$ 를 써서 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$D_1 = \sum_{i=2}^N I_{\{X_i \neq X_{i-1}\}} \quad (3)$$

명백히,  $0 \leq D_1 \leq N-1$ 이다.

좀 더 일반적으로, 여러 여파기를 시간 수열에 적용하고, 이에 대응되는 영교차 수의 집합을 얻을 수 있다. 이렇게 얻은 영교차 수의 집합을 고차 영교차 (higher order crossings: HOC)라고 한다<sup>(3)</sup>. 따라서, 시간 수열에서 관찰된 HOC는 자기상관 계수  $\rho_k$ ,  $k = 1, 2, \dots$ 와 스펙트럼과 관련이 있다<sup>(4)</sup>.

이제,  $\nabla$ 을

$$\nabla Z_i \equiv Z_i - Z_{i-1} \quad (4)$$

로 정의되는 차 연산자라고 하고

$$L_\theta \equiv \nabla^{\theta-1}, \quad \theta \in \{1, 2, 3, \dots\} \quad (5)$$

라 두자. 여기서,  $L_1 \equiv \nabla^0$ 은 항등 연산자이고,  $L_\theta$ 로 얻어지는 HOC,  $D_1, D_2, D_3, \dots$ 을 단순 HOC라고 부른다. 따라서,  $D_1$ 은  $Z_1, \dots, Z_N$ 의 영교차 수이고,  $D_2$ 는  $\nabla Z_1, \dots, \nabla Z_N$ 의 영교차 수이며, 일반적으로  $D_k$ 는  $\nabla^{k-1} Z_1, \dots, \nabla^{k-1} Z_N$ 의 영교차 수이다. 이 때 다음 식이 성립함을 쉽게 알 수 있다.

$$\nabla^k Z_i = \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^j Z_{i-j}. \quad (6)$$

다음을 정의하자.

$$X_i(j) = \begin{cases} 1, & \text{if } \nabla^{j-1} Z_i \geq 0, \\ 0, & \text{if } \nabla^{j-1} Z_i < 0. \end{cases} \quad (7)$$

이때  $X_{i+1}(j) \neq X_i(j)$ 이면,  $X_i(j+1) = X_i(j)$ 이 성립한다. 따라서,  $\{X_i(j)\}$ 에서 부호가 바뀌면  $\{X_i(j+1)\}$ 에서 적어도 한 번 부호가 바뀐다. 이것은  $D_{j-1} \geq D_j$ 임을 뜻한다. 이 식의 평균을 얻어서,  $N-1$ 로 나누면, 다음을 얻는다.

$$\frac{E[D_{j+1}]}{N-1} \geq \frac{E[D_j]}{N-1}. \quad (8)$$

특히, 평균이 0인 정상 과정에 대해 다음 식이 알려져 있다<sup>[3]</sup>.

$$0 \leq E[D_1] \leq E[D_2] \leq \dots \leq N-1. \quad (9)$$

그리고 평균이 0인 정상 과정에 대해 다음 식들이 성립함을 보일 수 있다<sup>[4]</sup>.

$$(X_i(j)) \rightarrow \begin{cases} \dots 01010101\dots, & \text{with probability } 1/2 \\ \dots 10101010\dots, & \text{with probability } 1/2 \end{cases} \quad (10)$$

as  $j \rightarrow \infty$ .

그리고

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{D_j}{N-1} \xrightarrow{L} 1. \quad (11)$$

이 성질을 고차 영교차 정리 (higher order crossings theorem: HOCT) 라고 한다. 이 정리로부터, 단순 HOC의 분별 능력은  $k$ 가 커짐에 따라 빠르게 줄어들므로 처음 몇  $D_k$ 만을 분별목적에 쓸 수 있음을 알 수 있다.

## 2.2 $\psi^2$ 통계량

단순 HOC 수열  $\{D_k\}$ 의 초기 증가율은 분별기로 쓸 만 하나,  $k$ 가 커지면 서로 다른 과정에서 얻어지는 단순 HOC가 서로 비슷해지고 분별능력이 줄어든다. 그러므로, 단순 HOC에서 초기 단조 증가율을 정량화하는 방법이 필요하다. 이런 기능을 가진 쓸모있는 통계량이  $\psi^2$  통계량이다.

처음 몇  $D_k$ 에서 증가율을 얻을 수 있도록 다음을 고려해 보자.

$$\Delta_k = \begin{cases} D_1, & \text{if } k=1, \\ D_k - D_{k-1}, & \text{if } k=2, \dots, K-1, \\ (N-1) - D_{K-1}, & \text{if } k=K. \end{cases} \quad (12)$$

이제,  $m_k = E[\Delta_k]$ 라 하고, [4]에서처럼 일반적인 유사 측도를 아래와 같이 정의한다.

$$\psi_p^2 \equiv \sum_{k=1}^K \frac{(\Delta_k - m_k)^2}{m_k} \quad (13)$$

어떤 정규 조건아래에서 [4],  $\psi_p^2$ 의 꼬리 확률들은 확률과정이 바뀌더라도 크게 바뀌지 않음이 알려져 있다. 이와 같은  $\psi_p^2$  통계량을 가설 검정 문제에서 쓸 수 있다. 귀무가설과 대립가설 가운데에서 하나를 고르는 다음과 같은 검정 문제를 생각해 보자. 귀무가설을  $H_0$ :  $m_k = m_k^{(0)}$ ,  $k = 1, 2, \dots, K$ , 대립가설을  $H_1$ :  $m_k \neq m_k^{(0)}$ ,  $k = 1, 2, \dots, K$ 이라 하자. 그러면,

$$\psi^2 \equiv \sum_{k=1}^K \frac{(\Delta_k - m_k^{(0)})^2}{m_k^{(0)}} \quad (14)$$

을 검정 통계량으로 쓸 수 있다. 여기서,  $\Delta_k$ 가  $H_0$ 에서 얻은 것이라면  $\psi^2$ 의 값은 작고,  $\Delta_k$ 가  $H_1$ 에서 얻은 것이라면  $\psi^2$ 의 값은 클 것이다.

유의수준 5%에서 임계값이 27-30이고, 유의수준이 1%에서 2.5%까지는 임계값이 31-32임이 알려져 있다<sup>[3]</sup>. 이 결과는 유의 수준 0.05이하에서 가설  $H_0$ 을 검정하는데  $\psi^2$ 의 임계값 30을 쓸 수 있음을 말한다.

## 3. 신호 검파 문제

### 3.1 관측 모형

신호검파, 추정, 여파를 포함하는 신호처리 영역에서 가장 널리 쓰이는 관측 모형 가운데 하나인 순가산성 잡음 모형을 생각하자. 순가산성 잡음 모형에서 잡음은 관측하고자 하는 (알려진 또는 확률) 신호에 더해진다<sup>[5, 6]</sup>. 알려진 신호일 때 관측  $Y_i$ 는

$$Y_i = \theta e_i + W_i, \quad i=1, 2, \dots, n \quad (15)$$

로 쓸 수 있는데, 여기서  $\theta$ 는 신호 세기 변수이고,  $e_i$ 는 알려진 신호 성분이고,  $W_i$ 는  $i$ 제 표본 순간의 순가산성 잡음이다. 이 논문에서  $W_i$ ,  $i=1, 2, \dots, n$ 은 평균이 0, 분산이  $\sigma_w^2$ , 확률 밀도 함수가  $f_w$ 인 서로 독립이고 같은 분포를 갖는 확률 변수이다. 이와 비슷하게 확률 신호일 때  $Y_i$ 는

$$Y_i = \theta S_i + W_i, \quad i=1, 2, \dots, n \quad (16)$$

로 쓸 수 있으며, 여기서  $S_i$ 는 기대값이 0인 확률 신호 성분이다.

일반적으로 신호 검파 문제는 통계적 가설 검정 문제에 바탕을 둔다. 이는 결정을 내리는데 가장 많이 쓰이는 통계적 방법이다. 신호가 없음을 나타내는 ( $\theta = 0$ ) 귀무 가설을  $H_0$ , 신호가 있음을 나타내는 ( $\theta > 0$ ) 대립 가설을  $H_1$ 이라 쓰자.  $Y_i, i=1, 2, \dots, n$ 을 관측한 다음에, 검정 통계량을 계산하여 문턱값과 견주어 본다. 검정 통계량이 문턱값보다 크면 신호가 있다고 결정한다. 반대로 검정 통계량이 문턱값보다 작으면 신호가 없다고 결정한다. 확률밀도함수  $f_w$ 가 정확히 알려져 있지 않으면 최적 검파기나 국소 최적 검파기를 쓸 수 없으므로, 이 논문에서는 영교차에 바탕을 둔 비모수 검파기를 생각해 보고자 한다.

한편, 비정규 잡음도 생각할 수 있도록, 검파기의 성능을 살펴볼 때 정규 분포뿐만 아니라 라플라스 분포나 코쉬 분포도 잡음 분포로 쓰도록 한다. 3.2절에서는 이런 잡음 분포에서  $\psi^2$  검파기와 다른 검파기의 유한 표본 성능 특성을 살펴본다. 성능을 견주어 볼 때 접근 상대 효율이라는 접근 성능 측도를 쓸 수 있지만, 검파기는 유한 표본으로 동작하므로 유한 표본일 때 검파기 성능이 접근 성능보다 실제적으로 더 뜻이 있다.

이 논문에서 오경보 확률에 대한 문턱값과 검파 확률을 얻을 때에 몬테-카를로 모의 실험을 실행하였다.  $\psi^2$  검파기의 검파확률을 신호 세기 변수의 함수로 얻어서, 이 확률을 알려진 신호일 때에는 선형 상관기 검파기와 부호 상관기 검파기의 검파 확률과 견주어 보았고, 확률 신호일 때에는 상관 검파기와 부호 상관 검파기의 검파 확률과 견주어 보았다. 정규 잡음일 때, 선형 상관기가 알려진 신호 검파에서는 최강이고, 상관 검파기가 상관 확률 신호 검파에서는 최강임을 새겨 두어야 한다. 여기서, 선형 상관기 검파기, 부호 상관기 검파기, 상관 검파기, 부호 상관 검파기의 검정 통계량은 다음과 같다.

$$T_{LC}(Y) = \sum_{i=1}^n e_i Y_i \tag{17}$$

$$T_{SC}(Y) = \sum_{i=1}^n e_i V_i \tag{18}$$

$$T_{CO}(Y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n r(i, j) Y_i Y_j \tag{19}$$

$$T_{SCO}(Y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n r(i, j) V_i V_j \tag{20}$$

여기서,

$$V_i = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_i \geq 0 \\ -1, & \text{if } Y_i < 0 \end{cases} \tag{21}$$

이고,  $r(i, j)$ 는  $Y_i$ 와  $Y_j$ 의 상관이다.

일반화된 정규 잡음

실제로 일어나는 잡음이나 간섭을 잘 기술하려면 정규 확률 밀도 함수뿐만 아니라 다른 확률 밀도 함수도 [7] 필요하다. 충격성 잡음의 밀도 함수는 정규 확률밀도함수보다 더 긴 꼬리를 갖는다는 사실이 알려져 있다. 이러한 잡음의 밀도 함수는 정규 밀도 함수의 지수감소율을 자유변수화하여 얻을 수 있다. 이렇게 얻은 일반화된 정규 밀도 함수는 다음 꼴을 갖는다.

$$f_{GC}(x) = \frac{k}{2A(k)\Gamma(1/k)} \exp\left(-\left[\frac{|x|}{A(k)}\right]^k\right). \tag{22}$$

여기서

$$A(k) = \left[\sigma^2 \frac{\Gamma(1/k)}{\Gamma(3/k)}\right]^{\frac{1}{2}} \tag{23}$$

이고,  $\Gamma$ 는 감마 함수이다.

$$\Gamma(a) = \int_0^\infty x^{a-1} \exp(-x) dx. \tag{24}$$

식(22)에서  $k = 2$ 이면  $f_{GC}$ 는 정규 밀도 함수가 되고,  $k$ 가 2보다 작으면  $f_{GC}$ 의 꼬리가 정규 밀도 함수의 꼬리보다 더 길다. 또한,  $k = 1$ 이면 다음과 같은 라플라스 밀도 함수가 된다.

$$f_L(x) = \frac{1}{\sqrt{2}\sigma^2} \exp\left(-\left[\frac{|x|}{\sqrt{\sigma^2/2}}\right]\right) \tag{25}$$

일반화된 코쉬 잡음

또 하나의 쓸모 있는 잡음분포는 확률 밀도 함수가 대수적으로 줄어드는 잡음 분포이다. 이러한 분포 가운데 하나가 일반화된 코쉬 분포이다. 일반화된 코쉬 분포의 밀도함수는 다음과 같이 세 변수  $\sigma^2, k, \nu$ 로 정의된다.

$$f_{CC}(x) = \frac{B(k, \nu)}{(1 + [ |x|/A(k) ]^k / \nu)^{\nu + \frac{1}{k}}}. \tag{26}$$

여기서,  $B(k, \nu) = \frac{k\nu^{-1/k}\Gamma(\nu+1/k)}{2A(k)\Gamma(\nu)\Gamma(1/k)}$  이다. 매개변수

$\nu$ 가 무한히 커지면 이 밀도 함수는 일반화된 정규 밀도 함수가 되며,  $k = 2$ ,  $\nu = \frac{1}{2}$ 이면 이 밀도 함수는 코쉬 밀도 함수

$$f_C(x) = \frac{1}{\pi\sigma} \frac{1}{1+(x/\sigma)^2} \quad (27)$$

가 된다. 여기서,  $\sigma^2$ 은 분산이 아니고 비례상수이다.

### 3.2 성능 특성

#### 3.2.1 알려진 신호 검파

관측 모형 (15)에서  $n=20$ ,  $e_i = 1$ ,  $i=1,2,\dots,20$ 이라고 하고, 몬테-카를로 모의 실험을 실행하여 주어진 오정보 확률  $P_{fa}=1.0 \times 10^{-3}$ 을 얻을 수 있는 문턱값을 얻었다. 신호성분이 알려져 있을 때,  $\theta$ 가 커지면 영교차  $D_1$ 은 줄어든다. 그러나, 교차 영교차  $D_2, \dots, D_K$ 는 신호 세기가 커져도 바뀌지 않는다. 따라서, 알려진 신호를 검파하고자 할 때  $\psi^2$  통계량대신  $D_1$ 만을 쓸 수 있다. 이때  $\psi^2$  통계량의 값은 백색 잡음의 영교차의 기대값과 주어진 표본의 영교차 수의 차이이다.

그림 1은  $\sigma^2 = 2$ 인 라플라스 잡음에서의 실험결과이다. 신호가 약할 때 부호 상관기 검파기가 선형 상관기 검파기보다 성능이 좋다. 이것은 부호 상관기 검파기가 라플라스 잡음에서 국소 최적이기 때문이다. 또한  $\psi^2$  검

파기의 성능 특성은 정규 잡음에서의 결과와 크게 다르지 않다. 그림 2는  $\sigma=1$ 인 코쉬 잡음에서의 실험결과이다. 여기서 선형 상관기 검파기의 검파 확률은 신호 세기에 상관없이  $P_{fa}$ 에 가깝다. 그러나, 부호 상관기 검파기와 영교차 검파기는 일반화된 정규 잡음에서의 결과와 같이 좋은 성능을 보이고 있다. 결론적으로 충격성 잡음 환경에서 신호 대 잡음비가 클 때,  $\psi^2$  검파기는 비모수 검파기로서 좋은 성능을 보인다.

#### 3.2.2 상관 확률 신호 검파

관측 모형 (16)을 생각해 보자. 신호 성분  $S_i$ ,  $i=1,\dots,n$ 은 서로 상관돼 있다고 가정한다. 그러면,  $H_0$ 에서 얻은 HOC와  $H_1$ 에서 얻은 HOC는 서로 다르다. 왜냐하면, 신호는 백색이 아니지만 관측된 잡음이 서로 독립이고 같은 분포를 갖기 때문이다.

그림 3과 4는 몬테-카를로 모의실험 결과를 보여준다. 이 그림에서,  $n = 50$ ,  $P_{fa} = 1.0 \times 10^{-3}$ 으로 두었으며 상관 확률 신호는 AR(1) 모형

$$S_i = \begin{cases} u_i, & \text{if } i=1, \\ 0.5S_{i-1} + u_i, & \text{if } i=2,\dots,n \end{cases} \quad (28)$$

로 만들었다. 여기서,  $u_i$ 는 평균 0, 분산 1인, 서로 독립이고 같은 분포를 갖는 정규 확률 변수이다.

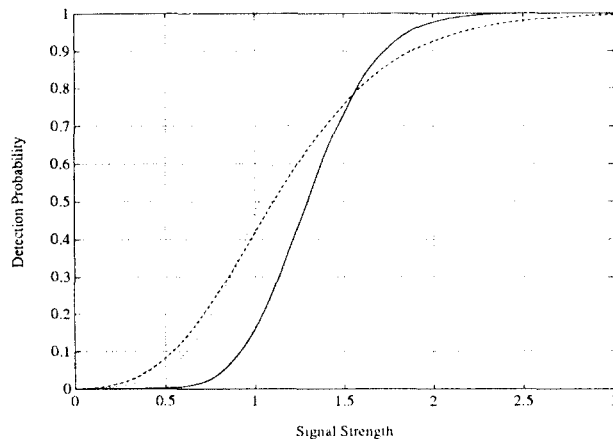


그림 1. Detection Probability of Known Signal under Laplace Noise  
 Solid line : Zero-Crossing Detector ( $\psi^2$  Detector).  
 Dotted line : Linear Correlator Detector.  
 Dashed line : Sign Correlator Detector.

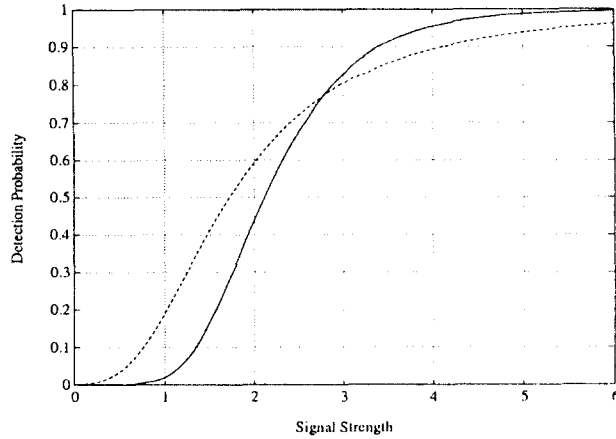


그림 2. Detection Probability of Known Signal under Cauchy Noise  
 Solid line : Zero-Crossing Detector ( $\psi^2$  Detector).  
 Dotted line : Linear Correlator Detector.  
 Dashed line : Sign Correlator Detector.

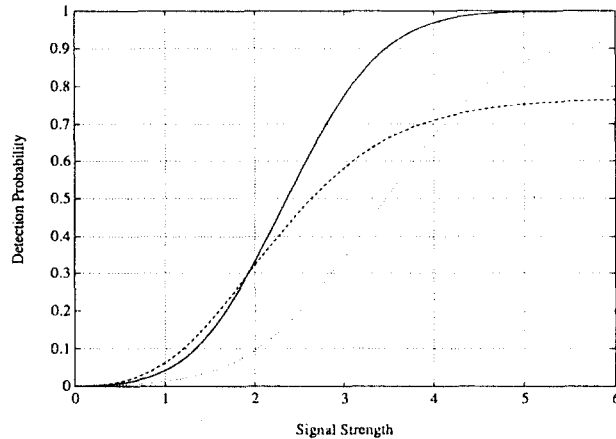


그림 3. Detection Probability of Random Signal under Laplace Noise  
 Solid line : Zero-Crossing Detector ( $\psi^2$  Detector).  
 Dotted line : Linear Correlator Detector.  
 Dashed line : Sign Correlator Detector.

잡음에 충격 성분이 있으면, 그림 3과 4에서 알 수 있듯이 상관 검파기의 성능이 매우 나빠진다. 그러나, 영교차 검파기와 부호 상관 검파기는 비모수 특성을 보이며, 특히 영교차 검파기가 더 좋은 성능을 보인다. 그림 3은  $\sigma^2=2$ 인 라플라스 잡음에 대한 실험결과이며, 그

림 4는  $\sigma=1$ 인 코쉬 잡음에 대한 실험결과이다. 그림 3에서 신호 세기가 약할 때 부호 상관 검파기가 다른 두 검파기보다 더 좋은 성능을 나타냄을 알 수 있다. 이는 부호 상관 검파기가 이 잡음에서 국소 최적이기 때문이다. 그러나, 신호 세기가 커짐에 따라  $\psi^2$  검파기는 부호

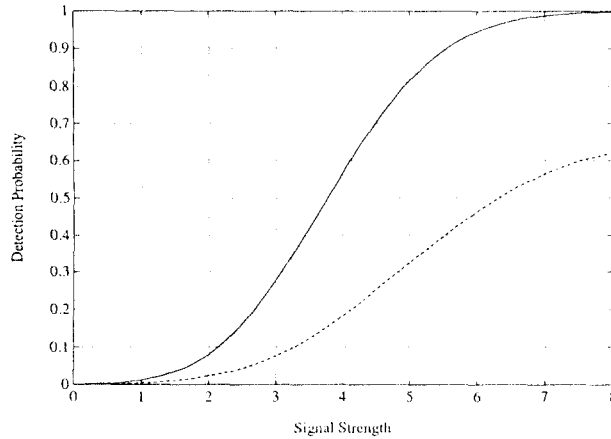


그림 4. Detection Probability of Random Signal under Cauchy Noise  
 Solid line : Zero-Crossing Detector ( $\psi^2$  Detector).  
 Dotted line : Correlation Detector.  
 Dashed line : Sign-Correlation Detector.

상관 검파기보다 더 좋은 성능을 나타내고, 상관 검파기는 신호의 세기에 관계없이 매우 떨어지는 성능을 보인다.

요약하면, 알려진 신호 검파에서는 잡음이 충격성이고 신호 대 잡음비가 알맞게 크면  $\psi^2$  검파기가 가장 좋은 성능을 보인다. 상관 확률 신호 검파에서 충격 잡음에서  $\psi^2$  검파기가 부호 상관 검파기와 상관 검파기보다 더 좋은 성능을 보인다.

#### 4. 맺음말

이 논문에서는 신호 검파 문제에 영교차를 적용하였다. 영교차 검파기는 본질적으로 비모수적이기 때문에 잡음의 확률 밀도 함수에 상관없이 매우 좋은 성능을 보인다. 영교차 검파기는 재설계 과정없이 알려진 신호와 확률 신호 검파에 쓰일 수 있음을 보였다.

영교차 검파기는 알려진 신호 검파에서도 좋은 성능을 보이지만 상관 확률 신호 검파에서 더 좋은 성능을 보인다. 이것은 알려진 신호를 검파할 때에는 일차 영교차만이 쓸모 있으나, 확률 신호를 검파할 때에는 일차 영교차뿐만 아니라 고차 영교차도 쓸모가 있기 때문이다. 영교차 검파기의 성능을 더 자세히 알아볼 수 있도록 몬테-카를로 방법을 써서 모의 실험을 하였다.

영교차는 신호 성분들이 서로 상관되어 있는 신호 검파 문제에서 좋은 해결책이 될 것이며, HOC 수를 세는 것과 하드웨어 구현이 간단하여 실제 응용에 쓰일 수 있다는 사실을 주목할 만 하다.

#### 참고문헌

1. S.A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*, Springer-Verlag, New York, NY, 1988.
2. I. Song and S.A. Kassam, "Locally optimum rank detection of correlated random signals in additive noise," *IEEE Tr. Inform. Theory*, vol. IT-38, July 1992, pp.1311-1322.
3. B. Kedem, *Time Series Analysis by Higher Order Crossings*, IEEE Press, Piscataway, NJ, 1994.
4. B. Kedem and E. Slud, "Time series discrimination by higher order crossings," *Ann. Statistics*, vol. 10, Sept. 1982, pp.786-794.
5. S. Kim, I. Song, and S.Y. Kim, "A composite signal detection scheme in additive and signal-dependent noise", *IEICE Tr. Fundamentals*,

vol. 76A, Oct. 1993, pp.1790-1803.  
 6. E. Conte, M. Di Bisceglie, M. Longo, and M. Lops, "Canonical detection in spherically invariant noise", *IEEE Tr. Comm.*, vol. COM-

43, Feb./Mar./Apr. 1995, pp.347-353.  
 7. P. Mertz, "Model of impulsive noise for data transmission," *IRE Tr. Comm. Systems*, vol. CS-9, June 1961, pp.130-137.

裋 鎭 秀 (Jinsoo Bae)

정희원

1972년 3월 11일생

1990년 2월 : 경기과학고등학교 조기졸업(우등)  
 1993년 2월 : 공학사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(최우등, 3년 조기졸업, 전체차석)  
 1995년 2월 : 공학석사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과  
 1995년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정 재학중  
 ※주관심 분야 : 신호검파, 추계적과정, 신경회로망, 통신이론, 해석학, 대수학

金 洪 吉 (Hong Gil Kim)

정희원

1972년 7월 20일생

1995년 2월 : 한양대학교 전자통신공학과 졸업 (공학사)  
 1995년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 석사과정  
 ※주관심 분야 : 검파이론

李 敏 秀 (Min Sou Lee)

정희원

1972년 2월 5일생

1991년 2월 : 영락고등학교 졸업  
 1995년 2월 : 공학사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과  
 1995년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 석사과정 재학중  
 ※주관심 분야 : 통신이론, 검파이론, 디지털신호처리, 정보이론

柳 榮 權 (Youngkwon Ryu)

정희원

1970년 4월 15일생

1989년 3월~1993년 2월 : 공학사, 전기 및 전자공학과, 한국과학기술원  
 1993년 3월~1995년 2월 : 공학석사, 전기 및 전자공학과, 한국과학기술원  
 1995년 3월~현재 : 데이콤 중앙연구소 무선가입자선로 연구실  
 ※주관심 분야 : 통계학적 신호처리, 이동통신



張 泰 株 (Taejoo Chang) 정희원

1960년 4월 20일생

1982년 2월 : 울산대학교 전기공학과 졸업(공학사)  
 1990년 2월 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 졸업(공학석사)

1994년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정  
 ※주관심 분야 : 부호화이론, 카오스응용

宋 翊 鎭 (Ickho Song)

정희원

1960년 2월 20일생

1978년 3월~1982년 2월 : 공학사(준최우등), 전자공학과, 서울대학교  
 1982년 3월~1984년 2월 : 공학석사, 전자공학과, 서울대학교  
 1984년 1월~1985년 8월 : 공학석사, 전기공학과, 펜실베니아 대학교  
 1985년 9월~1987년 5월 : 공학박사, 전기공학과, 펜실베니아 대학교  
 1987년 3월~1988년 2월 : 벨 통신연구소 연구원  
 1988년 3월~1991년 8월 : 한국과학기술원 조교수  
 1991년 9월~현재 : 한국과학기술원 부교수  
 1995년 2월~현재 : 한국통신학회 논문지 편집위원  
 ※주관심 분야 : 통계학적 신호처리, 신호검파, 스펙트럼 추정, 이동통신