

# 비정규 충격성 잡음 환경에서 부호 순위 통계량에 바탕을 둔 직접수열 대역확산 부호 획득기법

준회원 김 상 훈\*, 안 상 호\*, 이 영 윤\*, 유 승 수\*\*, 종신회원 윤 석 호\*

## DS/SS Code Acquisition Scheme Based on Signed-Rank Statistic in Non-Gaussian Impulsive Noise Environments

Sanghun Kim\*, Sangho Ahn\*, Youngyoon Lee\*, Seungsoo Yoo\*\* *Associate Members*,  
Seokho Yoon\* *Lifelong Member*

### 요 약

본 논문에서는 수신된 신호 표본의 실제 값 대신 신호 표본의 부호와 (sign) 순위를 (rank) 사용하기에, 비정규 충격성 잡음 (non-Gaussian impulsive noise) 분산의 (dispersion) 정보를 필요로 하지 않는 새로운 부호 획득을 위한 검파기를 제안하였다. 제안한 검파기의 평균 부호 획득 성능을 [1]의 검파기와 비교하였다. 모의실험을 통해 제안한 기법의 성능을 살펴보면, 비정규 충격성 잡음 분산의 편차에도 (deviation) 강인한 성능을 지니며, 비정규 충격성 잡음의 정확한 분산 정보를 이용한 [1]의 기법과 대등한 성능을 지니고 있음을 알 수 있다.

**Key Words** : Code acquisition, Robust detector, Impulsive channels

### ABSTRACT

In this paper, a new detector is proposed for code acquisition, which employs the signs and ranks of the received signal samples, instead of their actual values, and so does not require knowledge of the non-Gaussian noise dispersion. The mean acquisition performance of the proposed detector is compared with that of the detector of [1]. The simulation results show that the proposed scheme is not only robust to deviations from the true value of the non-Gaussian noise dispersion, but also has comparable performance to that of the scheme of [1] using exact knowledge of the non-Gaussian noise dispersion.

### I. 서 론

[1]에서 비정규 충격성 잡음 (non-Gaussian impulsive noise) 채널에서 부호 획득을 위한 새로운 검파기가 제안되었다. 이 검파기는 비정규 잡음 채널에서 기존의 제곱합 (squared sum) 검파기 보다 우수한 성능을 보여주었다. 하지만 비정규 잡음 분

산의 (dispersion) 정보를 이용하여 문턱값을 계산하므로, 추가적인 분산 추정 기법을 필요로 하게 된다. 그러나 분산 추정 기법들은 정확한 추정을 위하여 오랜 시간과 높은 연산량을 필요로 하게 되어 빠른 부호획득에는 적합하지 않다 [2]. 더구나 분산 정보가 부정확한 상황에서는 이후의 검파과정에도 영향을 주어, 검파 성능이 떨어지게 된다. 따라서

※ 이 논문은 2007년도 정부재원(교육인적자원부 학술연구조성사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음 (KRF-2007-331-D00295).

\* 성균관대학교 정보통신공학부 (syoon@skku.edu), \*\* 건국대학교 전자공학부

논문번호: KICS2007-10-473, 접수일자: 2007년 10월 16일, 최종논문접수일자: 2007년 11월 30일

비정규 잡음 분산의 정보를 필요로 하지 않는 새로운 검파기가 필요하다.

본 논문에서는 수신된 신호 표본들의 실제값 대신 부호와 (sign) 순위를 (rank) 사용하는 새로운 검파기를 제안하였다. 제안한 검파기는 신호 표본의 실제 크기 정보를 신호 표본들 사이의 상대적 이산 크기 순위로 바꿈으로써 비정규 잡음 분산의 영향을 받지 않도록 하였다. 또한, 제안된 검파기는 신호 표본들의 부호와 순위만을 사용하므로 충격성 잡음을 분리 할 수 있어서, 비정규 충격성 잡음 채널에서 좋은 성능을 보인다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 시스템 모형과 신호 관측값의 통계량을 제시하였다. III장에서는 부호 획득 과정을 부호와 순위에 기초한 가설 검정의 문제로 모형화 하여 새로운 국소 최적 (locally optimum) 검파기를 유도하였다. 국소 최적 검파 기준을 사용하면 검파기의 구현이 쉽고, 신호 대 잡음비가 (signal to noise ratio) 낮은 신호에서 최적 검파가 가능한 장점이 있다 [13], [14]. IV장에서는 모의실험을 통하여 성능을 분석하였고, V장에서는 논문을 마무리 하였다. 부록에서는 증명 과정을 나타내었다.

## II. 시스템 모형

비동기 (noncoherent) 동위상/직교위상 (in-phase/quadrature-phase: I-Q) 상관기를 이용한 일반적인 부호 획득 과정은 그림 1과 같다. 단일 상관 구간을 (single dwell) 쓰는 직렬 탐색 기법을 (serial search) 고려하면, 수신 신호는 다음과 같이 표현된다 [5].

$$r(t) = \sqrt{2P}d(t-\tau T_c)c(t-\tau T_c)\cos(\omega_c t + \phi) + w(t). \quad (1)$$

여기서  $P$ 는 신호 전력을,  $d(t)$ 는 데이터의 파형을,  $T_c$ 는 칩 시간을,  $\tau$ 는  $T_c$ 로 정규화된 부호 위상을,  $c(t) = (\sqrt{T_c})^{-1} \sum_{i=-\infty}^{\infty} c_i p_{T_c}(t-iT_c)$ ,  $c_i \in \{-1, +1\}$ 로 주기가  $L$  칩인 의사 잡음 (pseudo noise) 부호 수열의  $i$  번째 칩을,  $p_{T_c}$ 는  $[0, T_c]$  구간에서 단위 구형파로 정의된 의사 잡음 부호 파형을,  $\omega_c$ 는 반송파 각주파수를,  $\phi$ 는  $[0, 2\pi]$  구간에서 균일 분포를 가지는 위상을,  $w(t)$ 는 백색 비정규 채널 잡음을 나타낸다.

본 논문에서는  $c(t)$ 의 각 칩은 독립 확률변수로서  $+1$ 과  $-1$ 이 동일 확률로 존재하며,  $c(t)$ 는  $w(t)$

와 독립임을 가정하였다.  $L \gg 1$  인 경우 이러한  $c(t)$  모형은 합당한 가정이다 [6]. 부호획득을 위한 프리엠프들이 존재 한다고 하면 ( $d(t)=1$ ), 수신 신호는 먼저 기저대역 I-Q 신호로 변환된다. 상관 구간  $N$  동안 I-Q 신호와 수신기의 의사 잡음 부호 사이의 상관값이 계산되어 칩 단위로 표본화 된다.  $j$ 번째 I-Q 성분의 표본  $X_j^I$ 와  $X_j^Q$ 는  $j=1, 2, \dots, N$ 에 대하여 다음과 같이 표현된다.

$$X_j^{I/Q} = \int_{(j-1)T_c}^{jT_c} r(t)c(t-\hat{\tau}T_c) \times \sqrt{2}\cos(\omega_c t + \frac{\pi}{2}b_{I/Q})dt, \quad (2)$$

여기서  $b_I=0$ ,  $b_Q=1$ 이고,  $\hat{\tau}$ 은 칩 시간  $T_c$ 로 정규화된 수신기 의사 잡음 부호의 위상을 나타낸다. 의사 잡음 부호 획득 문제를 이진 가설 검정 문제로 생각해 보면, I-Q 신호 표본 벡터  $X^{I/Q} = (X_1^{I/Q}, X_2^{I/Q}, \dots, X_N^{I/Q})$ 가 주어졌을 때, 두 부호의 위상이 일치한다는 가정  $K$ 와 일치하지 않는다는 가정  $H$  사이에서 결정되어진다. 여기서  $K: |\tau - \hat{\tau}| < 1$ 이며  $H: |\tau - \hat{\tau}| \geq 1$ 이다. 식 (2)로부터  $j=1, 2, \dots, N$ 에 대하여  $X_j^{I/Q}$ 를 다시 표현하면 다음과 같다.

$$X_j^{I/Q} = \begin{cases} \theta \cos(\phi - \frac{\pi}{2}b_{I/Q}) + W_j^{I/Q} & \text{가설 } K \\ W_j^{I/Q} & \text{가설 } H, \end{cases} \quad (3)$$

여기서  $\theta = \sqrt{P}$ 는 신호의 세기를 나타내고,  $W_j^{I/Q}$ 는 I-Q 잡음 표본이다. 본 논문에서는 비정규 잡음 모형에 알맞은 대칭  $\alpha$ -안정 (symmetric  $\alpha$ -stable) 분포를 가지는 확률 변수를 이용하여  $W_j^I$ 와  $W_j^Q$ 를 모형화 하였다 [7], [8].  $W_j^I$ 와  $W_j^Q$ 의 결합 확률 밀도 함수는 (joint probability density function) 다음과 같은 특성 함수의 역 푸리에 변환으로 (inverse Fourier transform) 표현될 수 있다 [7].

$$f_{\alpha, \gamma}(x_1, x_2) = \frac{1}{(2\pi)^2} \iint_{-\infty}^{\infty} \exp[-\gamma(\omega_1^2 + \omega_2^2)^{\alpha/2}] \times \exp[-i(x_1\omega_1 + x_2\omega_2)]d\omega_1 d\omega_2 \quad (4)$$

여기서 특성지수  $\alpha$ 는 ( $0 < \alpha \leq 2$ ) 확률 밀도 함수의 꼬리 부분 크기를 나타내는 것 이다 ( $\alpha$ 값이 작을수록 많은 충격성 잡음이 있음을 의미하며,  $\alpha$ 값이 2에 가까울수록 정규 분포에 가까움을 나타낸다). 분산  $\gamma > 0$ 는

확률밀도함수의 퍼짐의 정도를 나타낸다. 식 (3), (4)로부터 주어진  $(X_j^I, X_j^Q) = (x_j^I, x_j^Q)$ 에 대해,  $X_j^I$ 와  $X_j^Q$ 의 결합 확률 밀도 함수  $f(\theta; j)$ 는  $\theta$ 의 함수  $f(\theta; j) = f_{\alpha, \gamma}(x_j^I - \theta \cos \phi, x_j^Q - \theta \sin \phi)$ 로 표현된다. 그리고  $2N$  표본화된 I-Q 관측값  $\{X_i^I, X_i^Q\}, i=1, 2, \dots, N$ 이 주어진  $\phi$ 에 대해 독립 확률 수열로부터 얻어진 이변수 (bivariate) 잡음 과정이라는 가정 하에 결합 확률 밀도 함수는 다음과 같이 주어진다.

$$f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q) = E_{\phi} \left\{ \prod_{j=1}^N f(\theta; j) \right\}, \quad (5)$$

여기서  $E_{\phi}$ 는 주어진  $\phi$ 에 대한 기대값을 나타낸다. 마지막으로 검정 통계량  $\Lambda(\cdot)$ 가  $X^I$ 와  $X^Q$ 에 의해 계산되고, 문턱값과 비교 하게 된다. 예를 들면, [1]의 검정 통계량  $\Lambda_{[1]}(X^I, X^Q)$ 는  $3 \left( \sum_{i=1}^N \frac{X_i^I}{(X_i^I)^2 + (X_i^Q)^2 + \gamma^2} \right)^2 + \left( \sum_{i=1}^N \frac{X_i^Q}{(X_i^I)^2 + (X_i^Q)^2 + \gamma^2} \right)^2 - 2 \left( \sum_{i=1}^N \frac{\gamma^2}{((X_i^I)^2 + (X_i^Q)^2 + \gamma^2)} \right)$ 이다. 여기서 알 수 있듯이  $\Lambda_{[1]}(X^I, X^Q)$ 는 잡음 분산  $\gamma$ 의 정보를 필요로 하게 된다. 다음 장에서는 잡음 분산을 필요로 하지 않는, 관측값의 부호와 순위만을 이용한 새로운 검정 통계량을 유도한다.

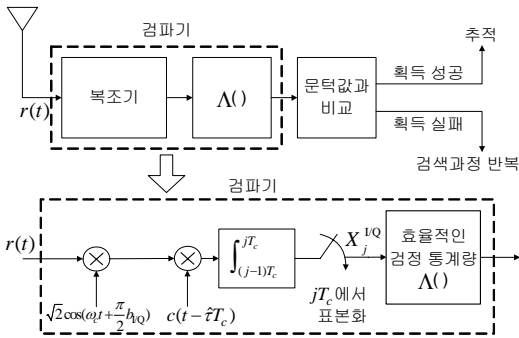


그림 1. 부호 획득 시스템의 일반적인 구조

### III. 국소 최적 검파 기준에 기초한 부호 순위 검정 통계량

집합  $A = (a_1, a_2, \dots, a_N)$ 의 원소  $a_j, j=1, 2, \dots, N$ 의 순위는  $a_j$  보다 크지 않은 원소의 개수로 정의한다. 예를 들면 집합  $A = (-0.3, 5.1, 2, -7.9)$ 에서,  $-0.3, 5.1, 2, -7.9$ 의 순위는 각각 2, 4, 3, 1로 정해진다.

집합  $X^I = (X_1^I, X_2^I, \dots, X_N^I)$ 에 대하여  $Z^I =$

$(Z_1^I, Z_2^I, \dots, Z_N^I), Z_j^I = \text{sgn}(X_j^I)$ 를 부호 벡터로 정의하고,  $Q^I = (Q_1^I, Q_2^I, \dots, Q_N^I), Q_j^I = \text{rank}(|X_j^I|)$ 는 순위 벡터로 정의하자. 여기서  $\text{sgn}(x)$ 는  $x \geq 0$  이면 +1, 나머지 경우는 -1인 부호 함수이며,  $\text{rank}(\cdot)$ 은 순위 함수이다. 직교 위상 성분에도 대해서도 같은 방식으로  $Z^Q$ 와  $Q^Q$ 로 정의한다. 가설  $K$ 와  $H$ 에서  $Q^I, Q^Q, Z^I, Z^Q$ 의 이산 확률 질량 함수는 (probability mass function) 각각 다음과 같이 주어진다.

$$p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K) = \int_B f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q) dx^I dx^Q, \quad (6)$$

여기서  $B = \{(x^I, x^Q) | Q^I = q^I, Q^Q = q^I, Z^I = z^I, Z^Q = z^I\}$ 이고,

$$p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | H) = \Pr \{ Q^I = q^I, Q^Q = q^I, Z^I = z^I, Z^Q = z^I | H \} = \frac{1}{(2^N N!)^2} \quad (7)$$

이다.

일반화된 네이만-피어슨 (Neyman-Pearson) 기본 정리로부터 [3], [9], 국소 최적 검파 기준에 기초한 부호 순위 검정 통계량은 다음과 같이 얻어진다.

$$\frac{1}{p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | H)} \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^\nu p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K)}{d\theta^\nu}, \quad (8)$$

여기서  $\nu$ 는  $\theta=0$ 에서  $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K)$ 의 첫 번째로 0이 아닌 도함수의 차수이다. [1]에서와 유사하게, 식 (8)은 다음과 같이 전개되며, 증명과정은 부록 A에 나타내었다.

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \{d(Q_i^I) + d(Q_i^Q)\} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N \{Z_i^I Z_j^I c(Q_i^I, Q_j^I) \\ & + Z_i^Q Z_j^Q c(Q_i^Q, Q_j^Q)\}, \end{aligned} \quad (9)$$

여기서  $c(i, j) = E_H \{g(x_k^{I/Q})g(x_l^{I/Q}) | Q_k^{I/Q} = i, Q_l^{I/Q} = j\}$ 이고,  $d(i) = E_H \{h(x_k^{I/Q} | Q_k^{I/Q} = i)\}$ 이며  $g(x_i^{I/Q}) = -\frac{\partial f(0; i) / \partial (x_i^{I/Q})}{f(0; i)}$ ,

$h(x_i^{I/Q}) = \frac{\partial^2 f(0; i) / \partial (x_i^{I/Q})^2}{f(0; i)}$ 이다.  $E_H$ 는 가설  $H$  아래에서  $f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q)$ 에 대한 기대값을 나타낸다. 그러나  $c(i, j)$ 와  $d(i)$ 의 값을 구하는 것은 매우 어려우며, 수

치 해석 기법을 이용하여 구하는 것은 실시간 구현에 적합하지 않다. 따라서 본 논문에서는  $d(i) \approx H\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)$ ,  $c(i, j) \approx G\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)G\left(\frac{n+j+1}{2n+2}\right)$ 의 점근식을 이용한다.

여기서  $G(u) = -\frac{m'_{\alpha,\gamma}(m_{\alpha,\gamma}^{-1}(u))}{m_{\alpha,\gamma}(m_{\alpha,\gamma}^{-1}(u))}$ ,  $H(u) = -\frac{m''_{\alpha,\gamma}(m_{\alpha,\gamma}^{-1}(u))}{m_{\alpha,\gamma}(m_{\alpha,\gamma}^{-1}(u))}$ 이며,  $m_{\alpha,\gamma}(\cdot)$ 은  $f_{\alpha,\gamma}(\cdot, \cdot)$ 로부터 얻어진 한계 밀도 함수이고 (marginal density function),  $M_{\alpha,\gamma}(\cdot)$ 은  $m_{\alpha,\gamma}(\cdot)$ 의 누적 (cumulative) 분포 함수이다. 이 과정에 대한 증명은 부록 B에 나타내었다.  $f_{\alpha,\gamma}(\cdot, \cdot)$ 는 특수한 경우인  $\alpha=1$ 과  $\alpha=2$ 에서만 ( $\alpha=2$ 인 경우는 정규 분포) 닫힌 표현을 가지고, 나머지 경우는 닫힌 형태의 표현이 존재하지 않으므로 [7],  $\alpha=1$ 인 경우에 대해 점근식을 유도한다. 4장에서 본 검파기가  $\alpha=1$ 인 경우에서 유도하였지만,  $\alpha \neq 1$ 인 잡음 환경에서도 좋은 성능을 보임을 검증할 것이다.  $\alpha=1$ ,  $f_{\alpha,\gamma}(x_1, x_2) = \frac{\gamma}{2\pi(x_1^2 + x_2^2 + \gamma^2)^{3/2}}$ 에 대해서,  $c(i, j)$ 와  $d(i)$ 의 점근식은 다음과 같이 도출된다.

$$c(i, j) \approx \sin\left(\frac{i}{N+1}\pi\right)\sin\left(\frac{j}{N+1}\pi\right), \quad (10)$$

$$d(i) \approx -2\cos\left(\frac{3i}{2N+2}\pi\right)\cos\left(\frac{i}{2N+2}\pi\right). \quad (11)$$

표 1과 2는  $N=7$ 일 때, 각각  $c(i, j)$ 와  $d(i)$ 의 정확한 값과 근사 값을 나타낸 것이다. 정확한 값은 수치 계산과정을 통해 얻어진 값이다. 표 1과 2를 통해 식 (10)과 (11)의  $c(i, j)$ 와  $d(i)$ 의 근사 값이 합당함을 알 수 있다. 증명과정은 생략하지만,  $N$  값이 커질수록 근사 값은 더욱 정밀해진다. 식 (10)과 (11)을 식 (9)에 대입한 후 정리하면, 다음과 같은 부호 순위 검정 통계량을 얻게 된다.

$$A_{\text{proposed}}(X^I, X^Q) = \left[ \sum_{i=1}^N Z_i^I \sin\left(\frac{Q_i^I}{N+1}\pi\right) \right]^2 + \left[ \sum_{i=1}^N Z_i^Q \sin\left(\frac{Q_i^Q}{N+1}\pi\right) \right]^2 - \sum_{i=1}^N \left[ \cos^2\left(\frac{Q_i^I}{N+1}\pi\right) + \cos^2\left(\frac{Q_i^Q}{N+1}\pi\right) + \cos\left(\frac{Q_i^I}{N+1}\pi\right) + \cos\left(\frac{Q_i^Q}{N+1}\pi\right) \right] \quad (12)$$

식 (12)에서 알 수 있듯이, 제안한 검정 통계량은 신호 표본의 실제값 대신에 크기 순위와 부호만을

표 1.  $N=7$ 일 때의  $c(i, j)$ 의 참값과 근사값. 각 칸에서 각각 위는 참값, 아래는 근사값을 나타냄.

$i \backslash j$	1	2	3	4	5	6	7
1	0.219 0.146	0.316 0.271	0.375 0.354	0.385 0.383	0.344 0.354	0.257 0.271	0.137 0.146
2	0.316 0.271	0.571 0.500	0.687 0.653	0.713 0.707	0.641 0.653	0.482 0.500	0.257 0.271
3	0.375 0.354	0.687 0.653	0.893 0.854	0.937 0.924	0.849 0.854	0.641 0.653	0.344 0.354
4	0.385 0.383	0.713 0.707	0.937 0.924	1.022 1.000	0.937 0.924	0.713 0.707	0.385 0.383
5	0.344 0.354	0.641 0.653	0.849 0.854	0.937 0.924	0.893 0.854	0.687 0.653	0.375 0.354
6	0.257 0.271	0.482 0.500	0.641 0.653	0.713 0.707	0.687 0.653	0.571 0.500	0.316 0.271
7	0.137 0.146	0.257 0.271	0.344 0.354	0.385 0.383	0.375 0.354	0.316 0.271	0.219 0.146

표 2.  $N=7$ 일 때의  $d(i)$ 의 참 값과 근사 값.

$d(i)$	$d(1)$	$d(2)$	$d(3)$	$d(4)$	$d(5)$	$d(6)$	$d(7)$
참값	-1.481	-0.707	0.046	0.560	0.730	0.584	0.268
근사값	-1.631	-0.707	0.324	1.000	1.090	0.707	0.217

사용하였다. 그런 까닭에 오경보 확률이 주어지면, 검정 통계량의 문턱값은 비정규 잡음 분산에 대한 정보 없이 정해질 수 있다.

#### IV. 모의실험

본 장에서는 제안한 기법과 ( $A_{\text{proposed}}$ ) 기준 [1] 기법의 ( $A_{[1]}$ ) 부호획득 성능을 평균 부호 획득 시간의 ( $T_{MA}$ ) 관점에서 비교해 보았다.  $T_{MA}$ 는 [5]의 흐름도 (flow-graph) 기법을 이용하여 다음과 같이 얻어진다.

$$T_{MA} = \frac{1 + (L-1)(1 + KP_{FA})\left(1 - \frac{P_D}{2}\right)}{P_D} T_c, \quad (13)$$

여기서  $K$ 는 오경보로 (false alarm) 인한 손실 시간을 (penalty time) 칩으로 표현한 것이며,  $P_{FA}$ 와  $P_D$ 는 각각 오경보 확률과 검파 확률을 나타낸다. 모의실험에 사용된 매개변수는 부호 주기

$L=1023$  칩, 상관길이  $N=64$  칩,  $K=10^4$  칩,  $P_{FA}=10^{-2}$  이다.  $\alpha < 2$ 인 대칭  $\alpha$ -안정 잡음은 분산이 무한하기에, 표준 신호대 잡음비가 무의미해진다. 따라서 본 논문에서는, 신호와 대칭 잡음 사이의 상대적인 세기를 나타내기 위해서 기하학적 신호 대 잡음비를 (geometric SNR) [10] 사용하였다. 기하학적 신호 대 잡음비는  $\theta^2 / (2C_g^{1+2/\alpha} \gamma^2 / \alpha)$ 로 정의되며, 여기서  $C_g = \exp\left(\lim_{n \rightarrow 0} \left(\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln n\right)\right) \approx 1.78$ 는 오일러 상수의 지수이다. 기하학적 신호 대 잡음비는  $\alpha=2$  일 때, 표준 신호 대 잡음비가 된다.

그림 2에서 5는 다양한 대칭  $\alpha$ -안정 잡음 환경에서 제안한 기법과 기존 기법의 평균 부호 획득 시간을 보여준다. 그림에서, TD와 ID(q)는 각각 실제 분산  $\gamma_{true}$ 와 부정확한 분산  $\hat{\gamma} = \alpha \gamma_{true}$ 에서의 성능을 나타낸다. 여기서 알 수 있듯이, 제안한 기법은 비정규 잡음 분산이 부정확한 상황에서도 강한 부호 획득 성능을 보임을 알 수 있다. 반면 기존 기법은 q값이 커질수록 (분산의 정보가 부정확할수록) 성능이 나빠짐을 알 수 있다. 이것은 기존 기법은 신호 표본의 실제 값을 사용한 반면, 제안한 기법에서는 실제 값 대신에 부호와 순위를 사용하였기 때문이다. 신호 표본의 부호와 순위는 신호 표본의 크기에 영향을 받지 않고 분산에 의한 영향도 받지 않는다. 또한, 제안한 기법의 성능은 정확한 분산을 이용한 기존 기법의 성능과도 대등함을 알 수 있다. 따라서 제안한 기법은, 채널에 대한 사전 정보를 알 수 없는, 채널이 변하는 (nonstationary) 비정규 환경에서 매우 유용하게 사용될 수 있다.

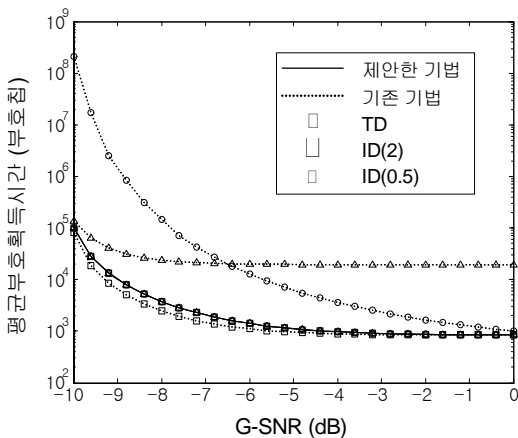


그림 2.  $\alpha=2.0$ 인 대칭  $\alpha$ -안정 잡음 환경에서 제안한 기법과 기존 기법의 평균 부호 획득 시간

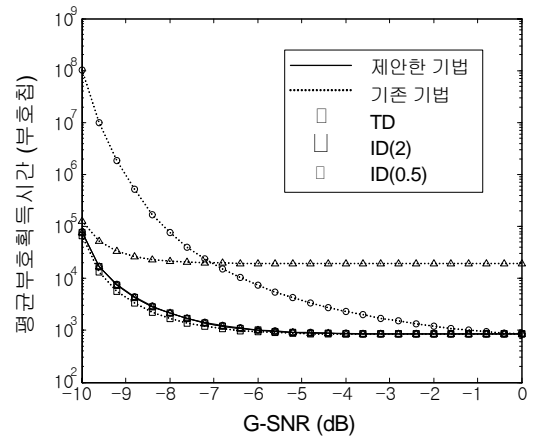


그림 3.  $\alpha=1.5$ 인 대칭  $\alpha$ -안정 잡음 환경에서 제안한 기법과 기존 기법의 평균 부호 획득 시간

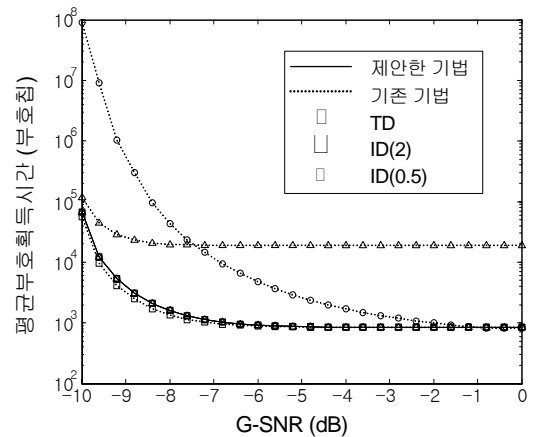


그림 4.  $\alpha=1.0$ 인 대칭  $\alpha$ -안정 잡음 환경에서 제안한 기법과 기존 기법의 평균 부호 획득 시간

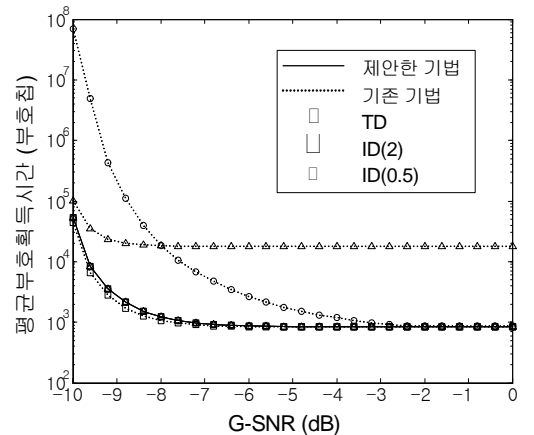


그림 5.  $\alpha=0.5$ 인 대칭  $\alpha$ -안정 잡음 환경에서 제안한 기법과 기존 기법의 평균 부호 획득 시간

## V. 결론

본 논문에서는 비정규 충격성 잡음 채널에서 강인한 부호 획득 성능을 갖는 검파기를 제안하였다. 제안한 검파기는 [1]과는 다르게 비정규 잡음 분산에 대한 사전 정보를 필요로 하지 않는다. 모의실험을 통하여, 제안한 검파기는 분산 추정 오차에 강인하며, 비정규 잡음 분산의 정확한 정보를 이용한 [1]의 검파기와 대등한 성능을 가지는 것을 알 수 있었다.

## 부록

### A. 식 (9)의 미분

$\theta=0$ 일때  $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K)$ 의 일계 미분은 0이 된다. 따라서  $\theta=0$ 일 때  $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K)$ 의 이계 미분을 계산하면 다음과 같다.

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^2 p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K)}{d\theta^2} = \int \lim_{B\theta \rightarrow 0} \frac{d^2 f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q)}{d\theta^2} dx^I dx^Q \quad (14)$$

여기서

$$\frac{d^2 f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q)}{d\theta^2} \Big|_{\theta=0} = E_{\phi} \left\{ \sum_{i=1}^N \left( f''(0; i) \prod_{j \neq i, j=1}^N f(0; j) + f'(0; i) \sum_{j \neq i, k \neq i, j=1}^N f'(0; i) \prod_{k \neq j, k \neq i, k=1}^N f(0; k) \right) \right\}. \quad (15)$$

식 (15)에서  $E_{\phi} \left\{ \sum_{i=1}^N \left( f''(0; i) \prod_{j \neq i, j=1}^N f(0; j) \right) \right\}$ 는

$$\frac{1}{2} \sum_{i=0}^N \{h(x_i^I) + h(x_i^Q)\} \prod_{j=1}^N f(0; j). \quad (16)$$

여기서  $h(x_i^{I/Q}) = \frac{\partial^2 f(0; i) / \partial (x_i^{I/Q})^2}{f(0; i)}$ 이다.

식 (15)의 두 번째 항

$$E_{\phi} \left\{ \sum_{i=1}^N f''(0; i) \sum_{j \neq i, j=1}^N f'(0; i) \prod_{k \neq j, k \neq i, k=1}^N f(0; k) \right\} \text{는}$$

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \{g(x_i^I)g(x_j^I) + g(x_i^Q)g(x_j^Q)\} \times \prod_{k=1}^N f(0; k). \quad (17)$$

여기서  $g(x_i^{I/Q}) = -\frac{\partial f(0; i) / \partial (x_i^{I/Q})}{f(0; i)}$ 이다. 식 (16)

과 (17)을 식 (15)에 대입하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} & \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^2 p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | K)}{d\theta^2} \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \int_B \{h(x_i^I) + h(x_i^Q)\} \prod_{j=1}^N f(0; j) dx^I dx^Q \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i, j=1}^N \int_B \{g(x_i^I) + g(x_j^I)\} \prod_{k=1}^N f(0; k) dx^I dx^Q \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i, j=1}^N \int_B \{g(x_i^Q) + g(x_j^Q)\} \prod_{k=1}^N f(0; k) dx^I dx^Q \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \int_B \{h(|x_i^I|) + h(|x_j^Q|)\} \prod_{j=1}^N f(0; k) dx^I dx^Q \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i, j=1}^N \int_B Z_i^I Z_j^I g(|x_i^I|) g(|x_j^I|) \prod_{k=1}^N f(0; j) dx^I dx^Q \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i, j=1}^N \int_B Z_i^Q Z_j^Q g(|x_i^Q|) g(|x_j^Q|) \prod_{k=1}^N f(0; j) dx^I dx^Q \\ &= \frac{1}{2(2^N N!)^2} \left[ \sum_{i=1}^N \{d(Q_i^I) + d(Q_i^Q)\} \right. \\ &\left. + \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i, j=1}^N \{Z_i^I Z_j^I c(Q_i^I, Q_j^I) + Z_i^Q Z_j^Q c(Q_i^Q, Q_j^Q)\} \right] \quad (18) \end{aligned}$$

여기서  $c(i, j) = E_H \{g(x_k^{I/Q})g(x_l^{I/Q}) | Q_k^{I/Q} = i, Q_l^{I/Q} = j\}$ 이며,  $d(i) = E_H \{h(x_k^{I/Q}) | Q_k^{I/Q} = i\}$ 이고,  $E_H$ 는 가설  $H$  하에서  $f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q)$ 에 대한 기대값이다.

식 (18)을  $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q | H) = (2^N N!)^{-2}$ 로 나누면, 식 (9)를 얻을 수 있다.

### B. $c(i, j)$ 와 $d(i)$ 의 근사 표현

[11]의 접근 방법을 이용하면, 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} c(i, j) &= E_H \{g(x_k^{I/Q})g(x_l^{I/Q}) | Q_k^{I/Q} = i, Q_l^{I/Q} = j\} \\ &= E_H \{g(|x_{[i]}^{I/Q}|)g(|x_{[j]}^{I/Q}|)\} \\ &= E_H \left\{ g \left( \frac{\Gamma_{[i]} + 1}{2} \right) g \left( \frac{\Gamma_{[j]} + 1}{2} \right) \right\} \quad (19) \end{aligned}$$

여기서  $|x_{[i]}^{I/Q}|$ 는 집합  $\{|x_1^{I/Q}|, |x_2^{I/Q}|, \dots, |x_N^{I/Q}|\}$ 에서  $i$ 번째 작은 원소를 나타내고,  $g(u) = -\frac{m'_{\alpha, \gamma}(M_{\alpha, \gamma}^{-1}(u))}{m_{\alpha, \gamma}(M_{\alpha, \gamma}^{-1}(u))}$ 이고,  $m_{\alpha, \gamma}(\cdot)$ 은  $f_{\alpha, \gamma}(\cdot, \cdot)$ 으로부터 얻어진  $I$  또는  $Q$ 의 한계 밀도 함수,  $M_{\alpha, \gamma}(\cdot)$ 은  $m_{\alpha, \gamma}(\cdot)$ 의 누적 분포 함수,  $\Gamma_{[i]}$

는 (0, 1) 구간에서 균일하게 분포한 독립, 동일하게 분포된 변수로 구성된  $i$ 계 통계량을 나타낸다.  $\Gamma_{[i]}$ 와  $\Gamma_{[j]}$ 는  $N$ 이 증가함에 따라 고정된  $j$ 와  $N-i$ 에 대해서 서로 독립적인 경향을 띄게 된다 [12]. 또한,  $E_H\{\cdot\}$ 와  $G(\cdot)$ 의 계수는  $N$ 이 큰 값을 가질 때 ( $N \gg 1$ ), 상호 교환이 가능하다. 이러한 과정에 의해  $c(i, j)$ 는 다음과 같은 근사 값으로 표현된다.

$$c(i, j) \approx G\left(E_H\left(\frac{\Gamma_{[i]}+1}{2}\right)\right)G\left(E_H\left(\frac{\Gamma_{[j]}+1}{2}\right)\right) = G\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)G\left(\frac{n+j+1}{2n+2}\right) \quad (20)$$

같은 방법을 통해  $d(i)$ 의 근사 값을 구하면 다음과 같다.

$$d(i) \approx H\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right) \quad (21)$$

여기서  $H(u) = \frac{m_{\alpha,\gamma}''(M_{\alpha,\gamma}^{-1}(u))}{m_{\alpha,\gamma}(M_{\alpha,\gamma}^{-1}(u))}$ 이다.

참 고 문 헌

[1] S. Yoon, I. Song, and S. Y. Kim, "Code acquisition for DS/SS communications in non-Gaussian impulsive channels," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 52, pp. 187-190, Feb. 2004.

[2] S. Bates and S. McLaughlin, "The estimation of stable distribution parameters from teletraffic data," *IEEE Trans. Signal Process.*, vol. 48, pp. 865-870, Mar. 2000.

[3] S. A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*, Springer-Verlag, New York, NY, 1987.

[4] J. Bae, "A simpler nonparametric detector with reference observations for random signals in multiplicative noise," *IEICE Trans. Commun.*, vol. E85-B, pp. 2506-2508, Nov. 2002.

[5] A. J. Viterbi, *CDMA: Principles of Spread Spectrum Communication*, Addison-Wesley, Reading, MA, 1995.

[6] A. Polydoros and C. L. Weber, "A unified approach to serial search spread-spectrum code acquisition - parts I & II," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 32, pp. 542-560, May 1984.

[7] G. Samorodnitsky and M. S. Taqqu, *Stable*

*Non-Gaussian Random Processes: Stochastic Models with Infinite Variance*, Chapman & Hall, New York, NY, 1994.

[8] C. L. Nikias and M. Shao, *Signal Processing with  $\alpha$ -Stable Distributions and Applications*, Wiley, New York, NY, 1995.

[9] R. S. Blum, "Necessary conditions for optimum distributed sensor detectors under the Neyman-Pearson criterion," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. 42, pp. 990-994, May 1996.

[10] T. C. Chuah, B. S. Sharif, and O. R. Hinton, "Nonlinear decorrelator for multiuser detection in non-Gaussian impulsive environments," *Elec. Lett.*, vol. 36, pp. 920-922, May 2000.

[11] J. Hájek, Z. Šidák, and P. K. Sen, *Theory of Rank Tests*, Academic Press, San Diego, CA, 1999.

[12] H.A. David and H.N. Nagaraja, *Order Statistics*, Wiley, Hoboken, NJ, 2003.

김 상 훈 (Sanghun Kim)

준회원



2004년 8월 성균관대학교 정보통신공학부 공학사  
2007년 2월 성균관대학교 전자전기공학과 공학석사  
2007년 3월~현재 성균관대학교 전자전기컴퓨터공학과 박사과정  
2006년 8월 성균관대학교 정보통신공학부 최우수 논문상

<관심분야> 통신 이론, 4G 이동 통신, 위성 통신

안 상 호 (Sanho Ahn)

준회원



2007년 2월 성균관대학교 정보통신공학부 학사  
2007년 3월~현재 성균관대학교 전자전기컴퓨터 공학과 석사과정  
2007년 2월 성균관대학교 정보통신공학부 우수 논문상

<관심분야> 통신신호처리, 이동통신

이 영 윤 (Youngyoon Lee)

준회원



2007년 2월 성균관대학교 정보통신공학부 학사  
2007년 3월~현재 성균관대학교 휴대폰학과 석사과정  
<관심분야> 통신 이론, 이동 통신

윤 석 호 (Seokho Yoon)

중신회원



1997년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 학사 (최우등)  
1999년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 석사  
2002년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 박사  
2002년 4월~2002년 6월 MIT 박사 후 연구원

유 승 수 (Seungsoo Yoo)

준회원



2004년 2월 건국대학교 전자공학부 공학사  
2005년 2월 건국대학교 전자공학부 공학석사  
2005년 3월~현재 건국대학교 전자공학부 박사과정  
<관심분야> 이동통신, 통신신호

2002년 7월~2003년 2월 하버드대학교 박사 후 연구원

2003년 3월~현재 성균관대학교 정보통신공학부 전임 강사, 조교수

2000년 2월 삼성 휴먼테크 논문대상 동상 받음

<관심분야> 이동통신, 통계학적 신호처리, 적응 신호처리

처리, 무선측위.