

부호순위 검파기를 쓰는 의사잡음 부호획득 기법

정회원 김 홍 길^{*}, 준회원 정 창 용^{**}, 정회원 송 익 호^{**}, 준회원 권 형 문^{**}, 정회원 김 용 석^{*}

An Acquisition Technique for PN Code Using Signed-Rank Detectors

Hong Gil Kim* *Regular Member*, Chang Yong Jung** *Associate Member*,

Iickho Song** *Regular Member*, Hyoungmoon Kwon** *Associate Member*,

Yong Serk Kim* *Regular Member*

요 약

이 논문에서는 부호와 순위를 바탕으로 한 비모수 검파기를 쓰는 직접수열 대역확산 시스템의 의사잡음 부호획득을 다룬었다. 먼저 국소 최적 순위 검파기의 검정통계량을 얻고, 접근 점수 함수를 쓰는 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호순위 검파기의 검정통계량을 제안한다. 제안한 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호순위 검파기를 쓴 한 우물기법과 이제까지의 제곱합 검파기와 변형 부호 검파기를 쓴 것을 전주어 본다. 제안한 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호순위 검파기의 성능이 이제까지의 변형 부호 검파기의 성능보다 2-3dB쯤 낫고, 거의 최적임을 모의실험을 통해 확인하였다.

ABSTRACT

In this paper, signed-rank based nonparametric detectors are used for pseudonoise code acquisition in direct sequence spread spectrum systems. We first derive the locally optimum rank detector and then propose the locally suboptimum rank (LSR) and modified signed-rank (MSR) detectors using approximate score functions. We compare the single-dwell scheme without the verification mode using the proposed LSR and MSR detectors with that using the conventional squared-sum and modified sign (MS) detectors. From the simulation results, it is shown that the proposed LSR and MSR detectors perform better than the MS detector by about 2-3dB and are nearly optimum.

I. 머릿말

직접수열 대역확산 시스템에서 통신을 시작할 때, 먼저 국소 역확산 의사잡음수열과 들어오는 확산 의사잡음수열의 동기를 맞추어야 한다. 이 동기화 과정은 일반적으로 부호 획득과 추적 두 가지로 되어 있다. 부호획득은 두 수열이 적어도 침 폭 T_c 의 일부인 g 안으로 시간일치가 되도록 하는 연속적 결정과정이다. 부호를 성공적으로 획득한 뒤에는 부호추적으로 좀더 정확하게 두 부호 수열의 동기를 맞춘다.

이 논문에서는 이 부호획득문제를 다룬다 [1]-[4].

부호 획득 문제에서 기본이 되는 단위는 결정을 내리는 과정, 곧, 검파이다. 일반적으로 검파기는 위상을 알 때와 모를 때 쓸 수 있는 것으로 나누어 진다. 또한, 판별식에 따라서 베이스, 네이만-피어슨의 방식으로 나눌 수 있다. 이 논문에서는 위상을 모를 때 네이만-피어슨 판별식을 쓴 검파기를 생각해 본다. 이제까지의 모수 검파기에서는 문턱값을 정하고자 시간에 따라서 바뀌는 간섭의 분산을 추정해야만 한다. 그러나, 실제값과 추정값의 작은 오

* 삼성전자 통신연구소 핵심기술연구팀 (honggil_kim@samsung.com), ** 한국과학기술원 전자전산학과 (ssp@ee.kaist.ac.kr)
논문번호: 000009-1208, 접수일자: 2000년 12월 8일

차가 모수 검파기의 성능을 크게 나쁘게 할 수도 있다. 요즈음 들어 의사잡음 부호 획득 문제에서 간접 분산을 추정하지 않고 문턱값을 정할 수 있도록 부호통계를 바탕으로 한 비모수 검파기가 제안되었다 [5]. 이 논문에서는 부호와 순위를 바탕으로 한 비모수 검파기를 직접수열 확산대역 시스템의 의사잡음 부호 획득 문제에 써보자 한다. 먼저 국소 최적 순위 검파기의 검정 통계량을 얻고, 접근 점수 함수를 쓰는 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호 순위 검파기의 검정 통계량을 제안할 것이다. 그리고, 직렬 탐색 방식을 쓰는 한 우물기법에 이 검파기들을 써보고, 부호 획득 성능을 살펴볼 것이다.

II. 관측모형

도플러 편차와 감쇄 효과를 고려하지 않을 때, 수신 신호 $r(t)$ 는 아래와 같다.

$$r(t) = \sum_{i=1}^K \sqrt{2E_i} c_i(t - \tau_i T_c) \cos(\omega_o t + \phi_i) + n(t). \quad (1)$$

식 (1)에서, K_u 는 쓰는이 수, E_i 는 i 째 쓰는이의 침 에너지,

$$c_i(t) = \frac{1}{\sqrt{T_c}} \sum_{n=-\infty}^{\infty} a_i(n) [U(t) - U(t - T_c)] \quad (2)$$

는 i 째 쓰는이의 의사잡음 부호 수열, T_c 는 침 폭, τ_i 는 T_c 로 정규화된 i 째 쓰는이의 확산 의사잡음 부호 수열의 시간 지연이고, ω_o 는 반송파 각주파수, ϕ_i 는 구간 $[0, 2\pi]$ 에 고르게 퍼져있는 i 째 쓰는이의 위상, $n(t)$ 는 평균이 0이고, 분산이 $\frac{\sigma_o^2}{2}$ 인 덧셈꼴 흰빛 정규 잡음이다. 식 (2)에서 $a_i(n)$ 은 n 째 침 시간에서 i 째 쓰는이의 의사잡음 수열 값으로, +1이나 -1의 값을 갖는다. $U(t)$ 는 단위 계단 함수로, $t \geq 0$ 일 때 +1이고 그 밖에는 0이다. 이 논문에서는 첫째 쓰는이가 바라는 쓰는이이고, $g = 1^\circ$ 라고 둔다.

그림 1에 나타난 j 째 표본화된 정상 성분과 직교 상 성분은 아래와 같다.

$$X_j^I = \int_{t_0}^{t_0 - T_c} r(t) c_1(t - \hat{\tau}_1 T_c) \sqrt{2} \cos \omega_o t dt, \quad (3)$$

$$X_j^Q = \int_{t_0}^{t_0 - T_c} r(t) c_1(t - \hat{\tau}_1 T_c) \sqrt{2} \sin \omega_o t dt. \quad (4)$$

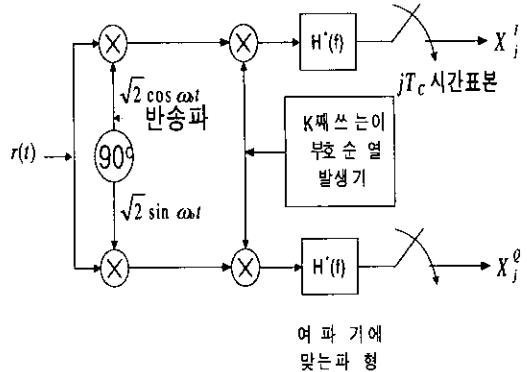


그림 1. 위상을 모를 때 이진 위상편이변조 복조기를 쓴 k 째 쓰는이 검파기

여기서, $\hat{\tau}_1$ 은 T_c 로 정규화된 수신기에서 만든 역확산 의사잡음 수열의 시간지연이고, $t_j = t_0 + jT_c$ 이다. 또한, t_0 는 시작 시간이고, j 는 정수이다.

이제 의사잡음 부호 획득 문제를 생각해 보자. 실제로 쓰이는 직렬탐색 방식을 쓰는 의사잡음 부호 획득 기법을 생각한다. 먼저, 수신기에서 만든 의사잡음 부호 수열을 써서 정상 성분과 직교상 성분 X_j^I , X_j^Q , $j = 1, 2, \dots, n$ 을 얻고 이 자료로 검정 통계량을 계산한 뒤 문턱값과 견주어 본다. 여기서, n 은 부분 상관 길이이다. 검정 통계량이 문턱값보다 크면, 수신기에서 만든 의사잡음 수열이 침 폭인 시간 T_c 안에 들어오는 의사잡음 수열과 동기가 맞추어진 것으로 본다. 그러면, 부호 획득 과정을 마치고 부호추적 과정을 시작한다. 그렇지 않으면, 수신기 의사잡음 수열을 한 침 폭 만큼 원쪽으로 움직여서 다시 검정 통계량을 계산한 뒤 문턱값과 견주어 본다. 이 일은 검정통계량이 문턱값보다 클 때까지 거듭된다. 만약 부호추적이 실패로 끝나면, 다시 부호 획득 과정을 시작한다.

위 설명으로부터 의사잡음 부호 획득 문제를 이진 가설 검정 문제로 생각할 수 있다. 곧, 관측 자료 $X^I = (X_1^I, X_2^I, \dots, X_N^I)$ 과 $X^Q = (X_1^Q, X_2^Q, \dots, X_N^Q)$ 를 써서 아래와 같이 귀무가설 H 와 대립가설 K 가운데 하나를 고르는 문제로 볼 수 있다.

$$H : |\tau_1 - \hat{\tau}_1| \geq T_c, \quad (5)$$

$$K : |\tau_1 - \hat{\tau}_1| < T_c. \quad (6)$$

통계량 X_j^I 와 X_j^Q 를 써서 아래와 같이 귀무가설

H 와 대립가설 K 를 다시 쓸 수 있다.

$$H : (X_j^I = W_j, X_j^Q = W_j^Q), \quad j=1,2,\dots,n, \quad (7)$$

$$K : (X_j^I = \theta \cos \phi + W_j, X_j^Q = -\theta \sin \phi + W_j^Q), \quad j=1,2,\dots,n. \quad (8)$$

식 (7)과 (8)에서, $\theta = \frac{\sqrt{E_1}}{2}$ 는 신호 세기를 나타내는 변수, $\phi = \phi_1$, W_j 와 W_j^Q 는 확률 밀도 함수가 $f_W \sim N(0, \sigma_w^2)$ 이고 서로 상관이 없는 정상 성분과 직교상 간섭 성분을 나타낸다. 여기서, $N(m, \sigma^2)$ 는 평균이 m 이고 분산이 σ^2 인 정규 확률 밀도 함수를 나타내며, $\sigma_w^2 = \frac{1}{3} \sum_{i=2}^K E_i + \frac{\sigma_o^2}{2}$ 이다. 통계량 X_j^I 와 X_j^Q 의 유도 과정은 부록에 나와 있다.

위 귀무가설을 대립가설의 특별한 경우로 ($\theta=0$) 생각할 수 있기 때문에, 위 문제는 아래와 같은 가설 검정 문제로 생각할 수 있다.

$$H : \theta = 0, \quad (9)$$

$$K : \theta > 0. \quad (10)$$

이제 $(X_j^I, X_j^Q) = (x_j^I, x_j^Q)$ 가 주어지면, θ 의 함수로서 X_j^I 와 X_j^Q 의 결합 확률 밀도 함수 $f(\theta, j)$ 는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} f(\theta, j) &= f_W(x_j^I - \theta \cos \phi) f_W(x_j^Q + \theta \sin \phi) \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_w^2} \exp\left(-\frac{(x_j^I - \theta \cos \phi)^2 + (x_j^Q + \theta \sin \phi)^2}{2\sigma_w^2}\right). \end{aligned} \quad (11)$$

정규화된 정상과 직교상 관측 자료 2n개 $(X_j^I, X_j^Q), j=1,\dots,n$ 의 결합 확률 밀도 함수는 아래와 같다.

$$f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q) = E_\phi \left\{ \prod_{j=1}^n f(\theta, j) \right\}. \quad (12)$$

여기서, ϕ 가 주어질 때 관측 표본쌍 (X_j^I, X_j^Q) 들은 서로 독립인 확률ベ터 수열의 형태를 갖는다고 둔다. 식 (12)에서 E_ϕ 는 ϕ 에 대한 기대값을 뜻한다.

III. 국소 최적 순위 검파기의 검정통계량

관측 자료의 부호와 순위 정보만을 바탕으로 한 검파 기법을 얻을 수 있도록, 먼저 몇 가지를 정의

한다. $Z^I = (Z_1^I, Z_2^I, \dots, Z_n^I)$ 는 $Z_j^I = \text{sgn}(X_j^I)$ 으로 정의되는 부호들의 벡터이고, $Q^I = (Q_1^I, Q_2^I, \dots, Q_n^I)$ 는 집합 $|X^I| = \{|X_1^I|, |X_2^I|, \dots, |X_n^I|\}$ 의 원소들을 그 크기의 오름차순으로 둘 때 $|X_j^I|$ 의 순위 Q_j^I 를 원소로 갖는 벡터이다. 여기서, $\text{sgn}(x)$ 는 부호 함수로서, $x \geq 0$ 일 때 +1이고 그밖에는 -1이다. $|X^I|_{[j]}$ 는 집합 $|X^I|$ 에서 j 째 작은 원소를 나타낸다고 정의한다. 같은 방식으로 $Z^Q, Q^Q, |X^Q|_{[j]}$ 를 정의한다.

이제, $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|H)$ 와 $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)$ 가 각각 귀무가설 H 와 대립가설 K 에서 Q^I, Q^Q, Z^I, Z^Q 의 이산 결합 확률 질량 함수라고 하면 이들은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} H : p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|H) \\ = \Pr\{Q^I = q^I, Q^Q = q^Q, Z^I = z^I, Z^Q = z^Q|H\} \\ = \frac{1}{(2^n n!)^2}, \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} K : p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K) \\ = \int_B f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q) dx^I dx^Q. \end{aligned} \quad (14)$$

여기서, $B = \{(x^I, x^Q) | Q^I = q^I, Q^Q = q^Q, Z^I = z^I, Z^Q = z^Q\}$ 이다. 일반화된 네이만-피어슨 정리를 [6] 따르면, 국소 최적 순위 검파기의 검정 통계량 일반식은 아래와 같이 얻을 수 있다.

$$T_{\text{LOR}} = \frac{1}{p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|H)} \cdot \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^\nu p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)}{d\theta^\nu}. \quad (15)$$

여기서, ν 는 $\theta=0$ 일 때 $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)$ 의 도함수 가운데 처음으로 영이 아닌 것이 나오는 차수이다.

식 (13)-(15)를 쓰면, 국소 최적 검파기의 검정 통계량은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} T_{\text{LOR}}(X^I, X^Q) &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \{d(Q_i^I) + d(Q_i^Q)\} \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n Z_i^I Z_j^Q \{c(Q_i^I, Q_j^I) + c(Q_i^Q, Q_j^Q)\}. \end{aligned} \quad (16)$$

여기서,

$$c(Q_i^I, Q_j^I) = E_H\{g(|X^I|_{[i]})g(|X^I|_{[j]})\}, \quad (17)$$

$$d(Q_i^I) = E_H\{h(|X^I|_{[i]})\} \quad (18)$$

○)이고 $h(x) = \frac{f'_w(x)}{f_w(x)}$, $g(x) = -\frac{f'_w(x)}{f_w(x)}$ 이다. 식 (16)의 증명은 부록에 나와 있다.

정규 확률 밀도 함수일 때 점수함수 $c(i,j)$ 와 $d(i)$ 의 정확한 값을 얻을 수가 없다. 수치 방법으로 값을 얻을 수는 있지만, 여기서는 점수함수의 접근적 근사를 [7] 쓰기로 한다. 점근 점수 함수 $\tilde{c}(i,j)$ 와 $\tilde{d}(i)$ 는 아래와 같다.

$$\tilde{c}(i,j) \approx \phi^{-1}\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)\phi^{-1}\left(\frac{n+j+1}{2n+2}\right), \quad (19)$$

$$\tilde{d}(i) \approx \{\phi^{-1}\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)\}^2 - 1. \quad (20)$$

여기서, ϕ 는 표준 정규 누적 분포 함수이다. 점근 점수 함수를 써서 국소 준최적 순위 검파기를 얻을 수 있다. 식 (19)와 (20)을 (16)에 넣은 뒤 정리하면, 아래와 같은 국소 준최적 순위 검파기의 검정 통계량을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} T_{LSR}(X^I, X^Q) \\ = & [\sum_{i=1}^n Z_i^I \phi^{-1}\left(\frac{n+Q^{I_i}+1}{2n+2}\right)]^2 \\ & + [\sum_{i=1}^n Z_i^Q \phi^{-1}\left(\frac{n+Q^{Q_i}+1}{2n+2}\right)]^2. \end{aligned} \quad (21)$$

그런데, i 가 n 에 매우 가까운 값이 아닐 때, 비선형 함수 $\phi^{-1}\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)$ 은 직선으로 근사할 수 있다는 사실을 그림 2로부터 확인할 수 있다. 그러므로, (21)의 비선형 함수를 선형함수로 바꾸어서 새로운 검정 통계량을 생각해 본다. 곧, (21)에서

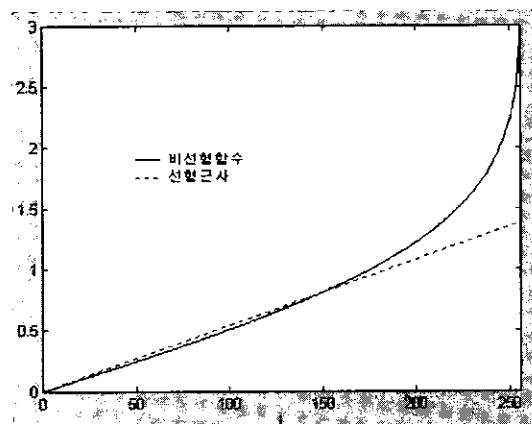


그림 2. $n=256$ 일때 비선형함수 $\phi^{-1}\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)$

$\phi^{-1}\left(\frac{n+i+1}{2n+2}\right)$ 를 i 로 바꾸면, 새로운 변형 부호순위 검파기의 검정 통계량은 아래와 같다.

$$T_{MSR}(X^I, X^Q) = (\sum_{i=1}^n Z_i^I Q_i^I)^2 + (\sum_{i=1}^n Z_i^Q Q_i^Q)^2. \quad (22)$$

검정 통계량 $\{T_m(X^I, X^Q), m=\text{국소최적검파기}, \text{국소준최적순위검파기}, \text{변형부호순위검파기}\}$ 를 얻은 뒤에는, 아래 두식을 만족시키는 문턱값 λ_m 과 확률화 매개변수 γ_m 을 얻을 수 있다.

$$\Pr\{T_m(X^I, X^Q) > \lambda_m | H\} \leq P_{FA}, \quad (23)$$

$$\gamma_m = \frac{P_{FA} - \Pr\{T_m(X^I, X^Q) > \lambda_m | H\}}{\Pr\{T_m(X^I, X^Q) = \lambda_m | H\}}. \quad (24)$$

여기서, $\lambda_m \geq 0$, $0 \leq \gamma_m < 1^\circ$ 이고, P_{FA} 는 오경보확률이다. 한편, 검파확률은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} P_{D,m} = & \Pr\{T_m(X^I, X^Q) > \lambda_m | K\} \\ & + \gamma_m \Pr\{T_m(X^I, X^Q) = \lambda_m | K\}. \end{aligned} \quad (25)$$

이제 레일리 감쇄효과에 대해서 생각해 본다. 레일리 감쇄는 위상과 크기가 n 칠 시간 동안에는 일정하고 n 칠씩으로 이루어진 각 뮤음 사이에는 서로 독립이라고 둔다. 귀무가설에서 검정 통계량은 감쇄가 없을 때와 같다. 따라서, 감쇄가 없을 때와 같은 문턱값과 확률화 매개변수를 쓸 수 있다. 그러면, 평균 검파확률 $\bar{P}_D = \int_0^\infty p(a)P_{D,m}da$ 를 얻을 수 있다. 여기서, $p(a) = \frac{a}{\sigma_R^2} e^{-\frac{a^2}{2\sigma_R^2}}$ 는 레일리 감쇄의 확률 밀도 함수이다.

IV. 모의실험 결과

이 절에서는 이제까지의 검파기를 쓴 한 우물기법과 제안한 검파기를 쓴 것을 견주어 보기로 한다. 성능측도로는 획득할 때까지 지나간 시간, 곧, 부호 획득시간 T_{avg} 를 쓰기로 한다. 시간 오차가 고르게 펴져 있을 때 한 우물기법의 평균 부호 획득 시간은 아래와 같다.

$$E\{T_{avg}\} = (1 + (1 + KP_{FA})(\frac{L-1}{2})(2 - P_D))t_d/P_D. \quad (26)$$

여기서, K 는 벌점 시간 요소, L 은 의사잡음 부호 수열의 주기이고, t_d 는 탐색방식에서 셀에 머무는 시간이다. 모의 실험 조건들은 다음과 같다. 여기서, 정규화된 나머지 편차 δ_k 는 $\frac{\tau_k}{T_c} - \lfloor \frac{\tau_k}{T_c} \rfloor$ 로 정의되는 값이다. ($\lfloor x \rfloor$ 는 x 를 넘지 않는 가장 큰 정수이다.)

- 탐색 방식: 직접 직렬
- 첨 길이: $T_c = 1\mu s$
- 셀에 머무는 시간: $T_d = 1\mu s$
- 부호 수열 길이: $L = 32767$ 침
- 부분 상관 주기: $N = 128$ 또는 256 침
- 시간 오차 $|\tau_1 - \hat{\tau}_1|$: $(-32767\ \mu s, 32767\ \mu s)$ 구간에서 고르게 분포
- 벌점 시간 요소: $K = 10^4$
- 정규화된 나머지 편차 δ_1 : $(-1, +1)$ 구간에서 고르게 분포

덧셈꼴 흰빛 정규 잡음 환경에서 레일리 감쇄가 있고, 반송파의 위상을 모를 때를 생각해 보자. 먼저 $E_i = E$, $\sigma_E^2 = 1$ 이라 둔다. 이제까지의 모수 검파기로서 제곱합 검파기를, 이제까지의 비모수 검파기로서 변형 부호 검파기를, 그리고 제안한 비모수 검파기로 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호 순위 검파기를 쓴다. 제곱합 검파기와 변형 순위 검파기의 검정 통계량은 각각 아래와 같다 [2, 5].

$$T_{SS}(X^I, X^Q) = \left(\sum_{i=1}^n X_i^I \right)^2 + \left(\sum_{i=1}^n X_i^Q \right)^2, \quad (27)$$

$$T_{MS}(X^I, X^Q) = \left(\sum_{i=1}^n Z_i^I \right)^2 + \left(\sum_{i=1}^n Z_i^Q \right)^2. \quad (28)$$

그림 3은 $P_{FA} = 10^{-3}$, $n = 256$, $K_u = 10^0$ 이고, 위상을 모르고 레일리 감쇄가 있을 때 신호대잡음비의 함수로서 평균 부호 획득 시간을 보여준다. 한 점을 얻는데 쓰인 몬테카를로 모의실험 횟수는 100,000번이다. 이 그림에서 실선, 쇄선, 점선, 일점쇄선은 각각 국소 준최적 순위, 변형 부호순위, 제곱합, 변형 부호 검파기를 나타낸다. 여기서, 제곱합 검파기에는 간접의 분산이 미리 알려져 있다고 둔다. 제곱합 검파기는 견주는 검파기들 가운데 가장 좋은 성능을 보인다. 이는 이 검파기가 덧셈꼴 흰빛 정규 잡음 환경에서 최적 검파기이기 때문이다. 제안한 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호순위 검파기

는 변형 부호 검파기보다 2-3dB 좋은 성능을 보이며 거의 최적에 가깝다.

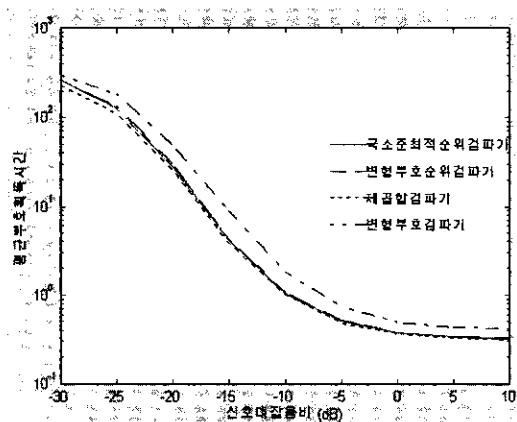


그림 3. $P_{FA} = 10^{-3}$, $n = 256$, $K_u = 10^0$ 이고, 위상을 모르고 레일리 감쇄가 있을 때 신호대잡음비와 평균 부호 획득 시간

그림 4은 $P_{FA} = 10^{-3}$, $n = 128$, $K_u = 10^0$ 이고, 위상을 모르고 레일리 감쇄가 있을 때 신호대잡음비의 함수로서 평균 부호 획득 시간을 보여준다. 다른 조건들은 그림 3에 나와 있는 것과 같고, 검파기들의 성능도 그림 3의 경향과 거의 같다. 가장 큰 차이는 그림 4의 부호 획득 시간이 ($n = 128$) 그림 3의 부호 획득 시간보다 ($n = 256$) 크다는 것이다. 이는 부분 상관 길이, 곧 표본크기가 짧아짐에 따라 검파확률이 낮아지기 때문이다.

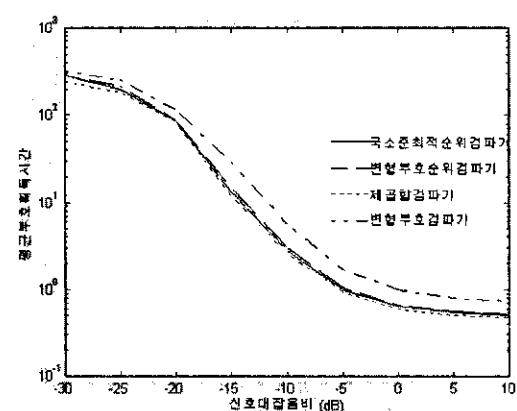


그림 4. $P_{FA} = 10^{-3}$, $n = 128$, $K_u = 10^0$ 이고, 위상을 모르고 레일리 감쇄가 있을 때 신호대잡음비와 평균 부호 획득 시간

V. 맷음말

이 논문에서는 부호와 순위를 바탕으로 한 비모수 검파기를 직접수열 확산대역 시스템의 의사잡음 부호 획득 문제에 써 보았다. 이 검파기들이 비모수 검파기이기 때문에 간접 분산의 추정없이 편향값을 정할 수 있는 장점이 있다. 먼저 국소 최적 순위 검파기의 검정 통계량을 얻었고, 접근 점수 함수를 쓴 국소 준최적 순위 검파기와 변형 부호순위 검파기의 검정 통계량을 제안하였다. 이제까지의 제곱합 검파기와 변형 부호 검파기를 쓴 부호 획득 방식을 쓴 한 우물기법과 제안한 국소준최적 검파기와 변형 부호순위 검파기를 쓴 부호 획득 방식을 견주어 보았다. 제안한 검파기를 쓴 방식이 변형 부호 검파기를 쓴 방식보다 2-3dB 쯤 성능이 낫고, 거의 최적에 가깝다는 것을 모의실험을 통해서 확인할 수 있었다.

VI. 부록

1. 통계량 X_j^l 와 X_j^q 의 유도

먼저, X_j^l 를 생각해 본다. j 째 표본 정상 성분은 아래와 같다.

$$X_j^l = \alpha_j + \beta_j + \gamma_j. \quad (29)$$

여기서,

$$\begin{aligned} \alpha_j &= \sqrt{E_1} \cos \phi_1 \cdot \\ &\int_{t_i}^{t_i - T_c} c_1(t - \tau_1 T_c) c_1(t - \widehat{\tau}_1 T_c) dt \end{aligned} \quad (30)$$

은 침 안 간섭 효과를 포함한 바라는 신호 성분이고,

$$\begin{aligned} \beta_j &= \sum_{i=2}^K \sqrt{E_i} \cos \phi_i \cdot \\ &\int_{t_i}^{t_i - T_c} c_i(t - \tau_i T_c) c_i(t - \widehat{\tau}_i T_c) dt \end{aligned} \quad (31)$$

은 다중접속 간섭 성분이고,

$$\gamma_j = \sqrt{2} \int_{t_i}^{t_i - T_c} n(t) c_1(t - \widehat{\tau}_1 T_c) \cos \omega_o t dt \quad (32)$$

는 덧셈꼴 잡음 성분이다.

귀무가설과 대립가설일 때 α_j 의 평균과 분산은 아래와 같다.

$$E\{\alpha_j|H\} = 0. \quad (33)$$

$$E\{\alpha_j|K\} = \sqrt{E_1}(1 - |\delta_1|) \cos \phi_1, \quad (34)$$

$$Var\{\alpha_j|H\} = E_1(1 - 2|\delta_1| + 2|\delta_1|^2) \cos^2 \phi_1, \quad (35)$$

$$Var\{\alpha_j|K\} = E_1 |\delta_1|^2 \cos^2 \phi_1. \quad (36)$$

여기서, δ_i 는 $\delta_i = \frac{\tau_i - \widehat{\tau}_i}{T_c} - \lfloor \frac{\tau_i - \widehat{\tau}_i}{T_c} \rfloor$ 로 정의되는 i 째 쓰는이의 정규화된 나머지 편차이고, $(-1, +1)$ 구간에 퍼져있다.

비슷한 방법으로 귀무가설과 대립가설일 때 β_j 와 γ_j 의 평균과 분산을 얻을 수 있다.

$$E\{\beta_j|H\} = E\{\beta_j|K\} = 0. \quad (37)$$

$$\begin{aligned} Var\{\beta_j|H\} &= Var\{\beta_j|K\} \\ &= \sum_{i=2}^K E_i(1 - 2|\delta_i| + 2|\delta_i|^2) \cos^2 \phi_i, \end{aligned} \quad (38)$$

$$E\{\gamma_j|H\} = E\{\gamma_j|K\} = 0. \quad (39)$$

$$Var\{\gamma_j|H\} = Var\{\gamma_j|K\} = \frac{\sigma_o^2}{2}. \quad (40)$$

식 (33)-(40)에서 δ_i 와 ϕ_i 에 관해 평균을 얻으면 (ϕ_1 은 빼고), 귀무가설과 대립가설일 때 X_j^l 의 평균과 분산은 아래와 같다.

$$E\{X_j^l|H\} = 0. \quad (41)$$

$$E\{X_j^l|K\} = \frac{1}{2} \sqrt{E_1} \cos \phi_1, \quad (42)$$

$$Var\{X_j^l|H\} = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^K E_i + \frac{\sigma_o^2}{2}. \quad (43)$$

$$Var\{X_j^l|K\} = \frac{1}{6} E_1 + \frac{1}{3} \sum_{i=2}^K E_i + \frac{\sigma_o^2}{2}. \quad (44)$$

이제 ϕ_1 을 확률변수로 두고, α_j , β_j , γ_j 가 서로 독립인 확률 변수라고 둔다. 그러면, $K \gg 1$ 이고, E_i 와 E_j 가 크게 다르지 않으면 (곧, $\frac{1}{3} \sum_{i=2}^K E_i \gg \frac{1}{3} E_1$

$> \frac{1}{6} E_1$ ◎]면), $Var(X_j^q|K) \approx Var(X_j^q|H) \approx \frac{1}{3} \sum_{i=2}^K E_i + \frac{\sigma_o^2}{2}$ ◎이다. 곧, 이 논문에서는 침 안 간섭 효과를 무시할 수 있다.

위와 비슷하게 귀무가설과 대립가설일 때 X_j^q 의 평균과 분산은 아래와 같다.

$$E(X_j^q|H) = 0, \quad (45)$$

$$E(X_j^q|K) = -\frac{1}{2} \sqrt{E_1} \sin \phi_1, \quad (46)$$

$$\begin{aligned} Var(X_j^q|K) &\approx Var(X_j^q|H) \\ &\approx \frac{1}{3} \sum_{i=2}^K E_i + \frac{\sigma_o^2}{2}. \end{aligned} \quad (47)$$

2. 국소 최적 순위 검파기의 검정 통계량 유도

먼저, $p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)$ 의 첫째 도함수는 $\theta \rightarrow 0$ 일 때 아래와 같아 0이 된다.

$$\begin{aligned} &\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{dp(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)}{d\theta} \\ &= \int_B \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{df_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q)}{d\theta} dx^I dx^Q \\ &= \int_B E_\phi \left\{ \sum_{i=1}^n f(0; i) \prod_{j \neq i}^n f(0; j) \right\} dx^I dx^Q. \end{aligned} \quad (48)$$

여기서,

$$\begin{aligned} &E_\phi(f(0; i)) \\ &= E_\phi \left\{ -\cos \phi \frac{df(0; i)}{dx_i^I} + \sin \phi \frac{df(0; i)}{dx_i^Q} \right\} \\ &= 0 \end{aligned} \quad (49)$$

이다. 그러므로, $\theta \rightarrow 0$ 일 때 둘째 도함수는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} &\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^2 p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)}{d\theta^2} \\ &= \int_B \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^2 f_{X^I, X^Q}(x^I, x^Q)}{d\theta^2} dx^I dx^Q \\ &= \int_B E_\phi \left\{ \sum_{i=1}^n (f'(0; i) \prod_{j \neq i}^n f(0; j) \right. \\ &\quad \left. + f(0; i) \sum_{j \neq i}^n f(0; j) \prod_{k \neq j, k \neq i}^n f(0; k)) \right\} dx^I dx^Q. \end{aligned} \quad (50)$$

$$\begin{aligned} f'(0; i) &= \cos^2 \phi \frac{d^2 f(0; i)}{dx_i^I dx_i^I} + \sin^2 \phi \frac{d^2 f(0; i)}{dx_i^Q dx_i^Q} \\ &\quad - \sin \phi \cos \phi \frac{d^2 f(0; i)}{dx_i^I dx_i^Q} - \sin \phi \cos \phi \frac{d^2 f(0; i)}{dx_i^Q dx_i^I} \end{aligned} \quad (51)$$

이고, (50)의 첫째 파적분 함수는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} &E_\phi \left\{ \sum_{i=1}^n f'(0; i) \prod_{j \neq i}^n f(0; j) \right\} \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (h(x_i^I) + h(x_i^Q)) \prod_{j=1}^n f(0; j). \end{aligned} \quad (52)$$

여기서,

$$h(x) = \frac{f_w''(x)}{f_w(x)} \quad (53)$$

이다. 마찬가지로,

$$\begin{aligned} f(0; i)f(0; j) &= \cos^2 \phi \frac{df(0; i)}{dx_i^I} \frac{df(0; j)}{dx_j^I} \\ &\quad + \sin^2 \phi \frac{df(0; i)}{dx_i^Q} \frac{df(0; j)}{dx_j^Q} \\ &\quad - \sin \phi \cos \phi \frac{df(0; i)}{dx_i^I} \frac{df(0; j)}{dx_j^Q} \\ &\quad - \sin \phi \cos \phi \frac{df(0; i)}{dx_i^Q} \frac{df(0; j)}{dx_j^I} \end{aligned} \quad (54)$$

이고, (50)의 둘째 파적분 함수는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} &E_\phi \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n f(0; i)f(0; j) \prod_{k \neq j, k \neq i}^n f(0; k) \right\} \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n [g(x_i^I)g(x_j^I) \\ &\quad + g(x_i^Q)g(x_j^Q)] \prod_{k=1}^n f(0; k). \end{aligned} \quad (55)$$

여기서,

$$g(x) = -\frac{f_w'(x)}{f_w(x)} \quad (56)$$

이다.

식 (50), (52), (55)와 $g(x) = sgn(x)g(|x|)$, $h(|x|) = h(x)$ 라는 사실을 써서, $\theta \rightarrow 0$ 일 때 둘째 도함수의 최종식을 얻을 수 있다.

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{d^2 p(q^I, q^Q, z^I, z^Q|K)}{d\theta^2} \quad (57)$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \int_B (h(x_i^l) + h(x_i^Q)) \prod_{j=1}^n f(0;j) dx^l dx^Q \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} \int_B g(x_i^l) g(x_j^l) \prod_{k=1}^n f(0;k) dx^l dx^Q \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} \int_B g(x_i^Q) g(x_j^Q) \prod_{k=1}^n f(0;k) dx^l dx^Q \\
&= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \int_B (h(|x_i^l|) + h(|x_i^Q|)) \prod_{j=1}^n f(0;j) dx^l dx^Q \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} \int_B Z_i^l Z_j^Q g(|x_i^l|) g(|x_j^l|) \prod_{k=1}^n f(0;k) dx^l dx^Q \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} \int_B Z_i^Q Z_j^Q g(|x_i^Q|) g(|x_j^Q|) \prod_{k=1}^n f(0;k) dx^l dx^Q \\
&= \frac{1}{2(2^n n!)^2} \sum_{i=1}^n (d(Q_i^l) + d(Q_i^Q)) \\
&+ \frac{1}{2(2^n n!)^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} Z_i^l Z_j^Q \{ c(Q_i^l, Q_j^l) + c(Q_i^Q, Q_j^Q) \}.
\end{aligned}$$

여기서, (57)을 $p(q^l, q^Q, z^l, z^Q | H) = (2^n n!)^{-2}$ 으로 나누면, (16)을 얻을 수 있다.

참 고 문 헌

- [1] B.-H. Kim and B.G. Lee, "DSA: a distributed sample-based fast DS/CDMA acquisition technique", *IEEE Trans. Commun.*, vol. 47, pp. 754-765, May 1999.
- [2] W.-H. Sheen, J.-K. Tzeng, and C.-K. Tzou, "Effects of cell correlations in a matched-filter PN code acquisition for direct-sequence spread-spectrum systems", *IEEE Trans. Vehic. Technol.*, vol. 48, pp. 724-732, May 1999.
- [3] 윤석호, 이정훈, 송익호, 이용업, "국소최적검정통계량을 바탕으로하는 결합결정법칙을 쓴 부호획득", *Telecommunications Review*, 제10권, 제4호, 815-828쪽, 2000년 8월.
- [4] S. Yoon, I. Song, S.Y. Kim, and S.R. Park, "A DS/CDMA code acquisition scheme robust to residual code phase offset variation", *IEEE Tr. Vehic. Technol.*, vol. VT-49, pp. 2405-2418, Nov. 2000.
- [5] H.G. Kim, I. Song, S.Y. Kim, and J. Lee, "PN code acquisition using nonparametric detectors in DS/CDMA systems", *Signal Process.*, vol. 80, pp. 731-736, Mar. 2000.
- [6] S.A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*, Springer-Verlag, New York, NY, 1988.
- [7] I. Song and S.A. Kassam, "Locally optimum rank

detection of correlated random signals in additive noise", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. 38, pp. 1311-1322, July 1992.

김 흥 길 (Hong Gil Kim)



정회원

1972년 7월 20일 태어남
1995년 2월 : 한양대학교 공과
대학 전자통신공학과 공학사
1997년 2월 : 한국과학기술원
전기및전자공학과 공학석사
2000년 8월 : 한국과학기술원
전자전산학과 공학박사

2000년 8월~현재: 삼성전자 통신연구소 책임연구원
<주관심 분야> 검파, 부호획득, 이동통신

정 창 용(Chang Yong Jung)



준회원

1974년 11월 13일 태어남
2000년 2월 : 한양대학교 수학
과 이학사
2000년 3월~현재 : 한국과학기
술원 전자전산학과 석사과정
<주관심 분야> 이동통신,
정보보호

송 익 호(Ickho Song)



정회원

1960년 2월 20일 태어남
1982년 2월, 1984년 2월 : 서울대
학교 전자공학과 공학사
(준최우등), 공학석사
1985년 8월, 1987년 5월 : 펜실베
니아대학교 전기공학과 공학
석사, 공학박사
1987년 3월~1988년 2월 : 벨 통신연구소 연구원
1988년 3월~현재 : 한국과학기술원 전자전산학과 조
교수, 부교수, 교수
1995년 1월~현재 : 한국통신학회 논문지 편집위원
2000년 1월~현재 : 대한전자공학회 논문지 편집위원
1991년 11월, 1996년 11월 : 한국통신학회 학술상 받음
1993년 11월 : 한국음향학회 우수연구상 받음
1998년 11월, 2000년 11월 : 한국통신학회 LG학술상,
모토롤라학술상 받음
1999년 11월 : 대한전자공학회 해동논문상 받음

2000년 3월 : 짧은 과학자상 받음
대한전자공학회, 한국음향학회, 한국통신학회 평생회
원; IEE 석학회원; IEEE 선임회원; IEE 공인기술사
<주관심 분야> 통계학적 신호처리와 통신이론, 신호검
파와 추정, 이동통신



준회원

1976년 4월 2일 태어남
2000년 2월 : 연세대학교 기계
전자공학부 전자공학전공
공학사
2000년 3월~현재 : 한국과학기
술원 전자전산학과 석사과정

<주관심 분야> 변복조이론, 오류정정부호

김 용 석(Yong Serk Kim) 정희원



점회원

- 1959년 8월 20일 태어남
- 1983년 2월 : 성균관대 전자 공학과 공학사
- 1983년 1월 ~ 1998년 3월 : 삼성 전자 중앙연구소
- 1991년 5월 : 발명의 날 대통령
상 받음

2000년 2월 : 삼성그룹 기술상 대상 받음
2000년 4월 : 정보통신의 날 국무총리상 받음
1998년 3월 ~ 2000년 2월 : 성균관대 겸임교수
2000년 3월 ~ 현재 : 반도체설계교육센터 (한국과학기술원) 운영위원
1998년 4월 ~ 현재 : 삼성전자 통신연구소 수석연구원
<주제식 분야> IMT2000 단말 모뎀 칩 개발