論 文

약한 확률적 신호 검파 : 신호의존성 잡음이 있는 경우

正會員 宋 翊 鎬

Weak Random Signal Detection: In Signal-Dependent Noise

Iic Kho SONG *Reqular Member*

要 約 최근에 소개된, 순가산성 잡음뿐만 아니라 신호의존성 잡음과 적산성 잡음도 나타낼 수 있는 일반화된 관측모델을 이용하여 신호의존성 잡음이 있을 때 약한 확률적 신호를 검파하는 문제를 다루었다. 신호의존성 잡음이 있을 경우, 약한 확률적 신호를 검파하기 위한 국소최적 검파기의 검정통계량은 순가산성 잡음만 있을 때의 국소최적 검파기의 검정통계량이 확장된 것임을 보였다. 이는 이미 발표된 적산성 잡음에서의 약한 확률적 신호 검파의 경우와 비슷한 상황이다.

ABSTRACT Using a generalized observation model, in which one can express the effects of non-additive noise such as signal-dependent noise and multiplicative noise in addition to purely-additive noise, the problem of weak random-signal detection is investigated. It is shown that the test statistics of locally optimum detectors for detection of weak random signals in signal-dependent noise model are interesting extensions of those in purely-additive noise model. This result is a complement to the result for weak random-signal detection in multiplicative noise model.

I. 서 론

불규칙한 잡음이 섞인 신호를 검파하기 위한 방법에 대한 연구가 여러 경우에 고려되어 왔지만, 이들은 주로 알려진 신호(known signal)또는 유한한 갯수의 불규칙 매개변수로 이루어지는 확정적 신호(deterministic signal)의 검파에 관한 것이다. 물론 확률적 신호(random signal or stochastic signal)의 검파에 관한 연구가 더러 있었지만, 알려진 신호 또는 확정적 신호의 검파에 관한 연구에 비해서는 주의를 덜 받아왔다[1-10].

확률적 신호 검파는 여러 실제 상황에서, 실용적인 면에서 연구할 가치가 있다. 예를 들면, 해양 응용의 경우에, 난류(turbulence)및 전파매체의 비균질성에 의한 불규칙한 산란 때문에, 또는 신호원(signal source)자체의 고유특성 때문에 원하는 신호를 알려진 신호 모델 또는 확정적 신호 모델로 나타내기는 경우에 불가능

*韓國科學技術院 電氣, 電子 工學科
Dept. of Elevtr: & Electronics Engr.
Korea Advanced Inst. of Science and Technology.
論文番號 : 88-33(接授 1988. 6. 25)

하다.

한편, 알려진 신호검파에서처럼, 확률적 신호를 검파하는 문제는 순가산성 잡음(purely-additive noise) 하에서의 신호검파로 이상화되어 왔다. 그런데 이와 같은 순가산성 잡음모델의 사용은 대부분이 실제 상황을 근사화한 것이므로, 비가산성 잡음(non-additive noise)이 순가산성 잡음에 비해 무시할 수 없을 정도의 역할을 하는[11-15] 경우에는 검파기의 성능을 현저히 저하시킬 위험성을 지니고 있다. 예를 들면, 순가산성 잡음이 더해진 신호가 비선형적인 관측계통(observation system)을 거치면서 적산성잡음(multiplicative noise) 또는 신호의존성 잡음(signal-dependent noise) 등과 같은 비가산성 잡음을 만드는 경우가 생긴다. 그런 경우에는 순가산성 잡음모델 대신에 비가산성 잡음모델을 써야 할 필요가 생긴다.

이와 같은 필요성으로 인하여 최근에 적산성및 신호의존성 잡음을 나타낼 수 있는 비가산성 잡음 모델이 제안되었는데[16], 이 논문에서는 (16)에서 제안된 비가산성 잡음모델의 특별한 경우에 확률적 신호를 검파하기 위한 검파 방식의 구현을 시도하였다. 좀 더 정확히 말하면, 비가산성 잡음모델의 특수한 경우인 신호의존성 잡음모델에서 극히 약한 확률적 신호를 검파하기 위한 국소최적 검파기(locally optimum detector)를 구현하여 그 성능을 다른 검파기와 비교 검토하였다.

이 논문의 구성은 대략 다음과 같다. 먼저 제 2 절에서 이 논문에 쓰일 일반화된 관측모델 (신호의존성 잡음모델)을 간단히 살펴보고 그에 따르는 몇몇 조건 및 가정을 서술한 다음, 제 3 절에서 이 모델에 바탕을 두고 확률적 신호검파를 위한 국소최적검파기의 검정통계량(test statistic)을 유도해 낸다. 제 4 절에서는 이 검정통계량의 구체적 예를 잘 알려진 확률밀도함수의경우에 보인 다음, 제 5 절에서 국소최적 검파기의 무한표본성능을 흔히 쓰이며 비교적 구조가 간단한 다른 검파기와 비교하기로 한다.

II. 비가산성 잡음모델

먼저 이 논문에 쓰일 비가산성 잡음모델을 살펴보기로 하자. 최근에 제안된[16] 일반화된 관측모델은 순가산성 잡음모델보다 더 유연성이 있는 것인데 그 모델에 의하면 시각 i 에서의 관측량(observation) X_i 는

$$X_i = \beta(\tau) S_i + \gamma(\tau)^{1-d} [\beta(\tau) S_i]^d N_i + W_i,$$
$$i = 1, 2, \cdots, n, \tag{1}$$

로 표시된다. (1)에서 n 은 검파기의 표본크기, τ 는 신호크기를 제어하는 매개변수인데 귀무가설(null hypothesis) 하에서는 $\tau = 0$, 대립가설(alterenative hypothesis) 하에서는 $\tau > 0$ 이다. W_i 는 시각 i 에서의 순가산성 잡음성분이고, S_i 는 평균이 0 이고 분산이 σ_i^2 인 확률적 신호 성분이다. $(S_1, S_2, \cdots, S_n)$ 의 결합 확률밀도를 $f_S(s)$ 로 표시하며, S_i 와 S_k 사이의 공분산(covariance)은 $r_S(i, k)$ 로 표기하기로 한다. 순가산성 잡음성분 W_i 는 서로 독립이고 동일한 분포를 갖는(i.i.d.) 확률변수이고 그 공통의 확률밀도함수 f_W 의 평균과 분산은 각각 0 및 σ_W^2 이다. 또한 확률적 신호 S_i 와 순가산성 잡음 W_i 는 통계학적으로 서로 독립이라고 가정한다. N_i 는 i.i.d. 인 확률변수이고 S_i 와는 독립이지만 W_i 와는 일반적으로 비독립 관계에 있다고 가정한다. 또한 N_i 의 분산과 확률밀도함수를 각각 σ_N^2 과 f_N 으로 표기하기로 한다. 위 식 (1)에서 알 수 있듯이 신호항 $\beta(\tau) S_i$ 는 $d = 1$ 일 때 N_i 와 곱해져서 일반적으로 W_i 와 비독립관계인 적산성 잡음항을 나타내며, $d = 0$ 일 때에는, τ 가 $\beta(\tau)$ 를 통해서 신호의 크기를 나타내므로 $\gamma(\tau) N_i$ 는 신호의존성 잡음을 나타낸다. 여기서 크기함수 $\beta(\tau)$ 와 $\gamma(\tau)$ 에 대해서는 $\beta(0) = \gamma(0) = 0$ 라고 가정하고, $\tau = 0$ 근처에서 둘 다 증가함수라고 가정한다. 끝으로 (N_i, W_i) 의 결합 확률밀도함수를 f_{NW} 로 나타내자. 만일 $\beta(\tau) = \tau$ 이고 $\sigma_N^2 = 0$ 이면 위 비가산성 잡음모델은 흔히 쓰이는 순가산성 잡음모델이 된다. 위 식(1)이 나타내는 일반화된 관측모델은 적산성및 신호의존성 잡음의 영향을 나타낼 수 있는 관측모델인데, 이 논문에서의 논의는 이 일반화

된 모델의 한 예인 신호의존성 잡음모델에서의 (즉 $d=0$일 때) 국소최적 검파기에 국한하기로 한다.

위와같은 가정과 조건하에서 확률적 신호의 검파 문제는 $X=\{X_i\}$의 결합확률밀도함수 $f_X(\boldsymbol{x}|\tau)$를 서술하는 귀무가설($H:\tau=0$)과 대립가설($K:\tau>0$) 중에서 하나를 고르는 통계학적 가설검정 문제로 귀착된다. 이때 대립가설 K에서 $f_X(\boldsymbol{x}|\tau)$는

$$f_X(\boldsymbol{x}|\tau)=\int f_S(s)\prod_{i=1}^{n}\int f_{NW}(n_i,\, x_i-\beta(\tau)s_i-\gamma(\tau)n_i)dn_i ds \qquad (2)$$

로 나타내어진다.

Ⅲ. 국소최적 검파기의 검정통계량

이 절에서는 제 2 절에서 살펴본 일반화된 관측모델에서 약한 확률적 신호를 검파하는 검정함수(test function)를 구하는 데 필요한 국소최적 검파기의 검정통계량을 얻는다. 잡음에 비해 충분히 강한 신호를 검파할 때에는 어느 검파기를 사용하더라도 그리 큰 성능차이를 보이지 않으므로 미약한 신호를 검파하는 방식을 연구함은 실제 상황에서 약한 신호를 검파해야 할 경우에 큰 도움이 된다. 잘 알려진 대로 국소최적 검파기는 신호가 아주 약한 경우($SNR\to 0$) 다른 어떤 검파기보다도 좋은 성능을 보여주므로 이 논문에서는 확률적 신호 검파를 위한 국소최적 검파기의 구현을 다루기로 한다. 국소최적 검파기에 대한 기타 자세한 논의는 현존하는 여러 문헌[17-19]에서 찾아볼 수 있으므로, 이 논문에서는 생략하고 곧장 일반화된 관측모델에서 국소최적 검파기의 검정통계량을 유도하기로 한다.

일반화된 관측모델의 $\sigma_N^2=0$ 및 $\beta(\tau)=\tau$인 경우에 해당하는 순가산성 잡음모델에서 확률적신호 검파를 위한 국소최적 검파기의 검정 통계량 $T_{LO+}(X)$은[6]

$$T_{LO+}(X)=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} r_S(i,j)g_1(X_i)g_1(X_j)+\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2\{h_1(X_i)-g_1^2(X_i)\} \qquad (3)$$

으로 주어진다. 이 논문에서는 검정통계량 (3)을 사용하는 검파기를 LO+검파기라고 부르기로 한다. 식 (3)에서 국소최적 비선형성(locally optimum nonlinearities) g_1, h_1은 각각

$$g_1(x)=-\frac{f_W'(x)}{f_W(x)}, \qquad (4)$$

및

$$h_1(x)=\frac{f_W''(x)}{f_W(x)}, \qquad (5)$$

로 구해진다.

이제 순가산성 잡음뿐만 아니라 신호의 의존성 잡음도 있는 경우의 확률적 신호를 검파하는 문제를 생각해 보자. 먼저 계산상의 편의를 위해 관측모델 (1)을 변환시키자. 양의 실수 δ와 ϵ 및 유한한 양의 실수 p와 q에 대해, $\tau\to 0^+$일 때 $\beta(\tau)\to\delta\tau^p$ 및 $\gamma(\tau)\to\epsilon\tau^q$이 된다고 하자. 이때 양의 실수 Δ를 $\Delta=q/p$로 정의한 다음, Δ 및 $E\{N|W\}$의 값에 따라 다음과 같이 관측모델 (1)을 변환시키자.

(A) $\Delta\geq 2$이거나, $1<\Delta<2$이고 $E\{N|W\}\equiv 0$이면, $\theta=\beta(\tau)$의 치환에 의해, $b(\theta)=\theta$ 및 $c(\theta)=\gamma(\tau)$로 한다.

(B) $\Delta\leq 1$이거나, $1<\Delta<2$이고 $E\{N|W\}$의 값이 늘 0은 아니면, $\theta=\gamma(\tau)$의 치환에 의해, $c(\theta)=\theta$ 및 $b(\theta)=\beta(\tau)$로 한다.

이와같은 변환을 거치면 우리가 다룰 모델은

$$X_i=b(\theta)S_i+c(\theta)N_i+W_i \qquad (6)$$

이 된다. 여기서 세기를 나타내는 두 함수 $b(\theta)$ 및 $c(\theta)$ 중의 최소한 하나는 θ임을, 또 $\tau>0$은 $\theta>0$으로 대응됨을 쉽게 알 수 있다.

한편, 우리는 약한신호, 즉 $\tau\to 0$인 때의 신호검파를 염두에 두고 있으므로 위에서 정의한

Δ 의 값은 신호의존성 잡음모델에서 확률적 신호항과 신호의존성 잡음항의 상대적 세기를 나타낸다는 것을 쉽게 알 수 있다. 즉, Δ 의 값이 클수록 신호의존성 잡음항에 비해 확률적 신호항이 더 중요한 요소임을 나타내며, Δ 의 값이 작을수록 그 반대의 상황이 된다. 여기서 알아야 할 사항은 위 과정에 따르는 모델변환이, 국소최적검파기의 구조를 전혀 변화시키지 않으며, 오히려 검정통계량을 유도하는 계산상의 편의를 제공해 준다는 점이다. 즉 모델 (1) 과 모델 (6)은 약한 신호 검파에 관한한 서로 동치인 모델이다.

이제 관측모델 (6) 이 주어졌을 때 $X=\{X_i\}$ 의 결합밀도함수를 $\phi(\boldsymbol{x}|\theta)$ 로 표시하고 $\phi(\boldsymbol{x}|0)=\prod_{i=1}^{n} f_W(x_i)$ 임에 유의하면, 일반화된 Neyman-Pearson 정리에[17, 18] 의해 $H:\theta=0$ 과 $K:\theta>0$ 을 검정하는 국소최적 검파기의 검정통계량은

$$T_{LO}(\boldsymbol{x})=\frac{\left.\frac{d^{\nu}\phi(\boldsymbol{x}|\theta)}{d\theta^{\nu}}\right|_{\theta=0}}{\phi(\boldsymbol{x}|0)}$$

$$=\lim_{\theta\to 0}\int\frac{Q^{(\nu)}(\theta)}{Q(\theta)}f_S(s)\,ds \qquad (7)$$

으로 정해지고

$$Q(\theta)=\prod_{i=1}^{n}\int f_{NW}(n_i,\, x_i-b(\theta)s_i-c(\theta)n_i)\,dn_i \qquad (11)$$

이다. 또한 식 (8)에서

$$\lambda(x)=\begin{cases} c''(0)g_2(x) & E\{N|W\}\neq 0,\ \Delta=2, \\ \dfrac{h_3(x)}{(b'(0))^2} & E\{N|W\}\equiv 0,\ \Delta=1, \\ 0 & \Delta>2 \text{ 이거나 } E\{N|W\}\equiv 0,\Delta>1 \end{cases} \qquad (12)$$

로 주어지며, 식 (8)에 나타난 비선형성 g_2 및 h_3 는 각각

$$g_2(x)=-\frac{[f_W(x)E\{N|W=x\}]'}{f_W(x)}$$

$$=-\frac{(\int nf_{NW}(n,x)\,dn)'}{f_W(x)}, \qquad (13)$$

및

$$h_3(x)=\frac{[f_W(x)E\{N^2|W=x\}]''}{f_W(x)}$$

$$=\frac{(\int n^2 f_{NW}(n,x)\,dn)''}{f_W(x)} \qquad (14)$$

로 주어지므로 이를 이용하면 (16)에서 보인 것처럼 다음의 검정통계량을 얻는다.

$$T_{LO}(X)=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} r_S(i,j)g_1(X_i)g_1(X_j)$$

$$+\sum_{i=1}^{n}[\sigma_i^2\{h_1(X_i)-g_1^2(X_i)\}+\lambda(X_i)] \qquad (8)$$

위 식 (7)에서 ν 는, $P_d(\theta|D)$ 를 검파기 D 의 검파확률 함수라고 할 때, 다음 두 식

$$\frac{d^i P_d(0|D)}{d\theta^i}=0,\ i=1,2,\cdots,\nu-1, \qquad (9)$$

및

$$\frac{d^{\nu}P_d(0|D_{LO})}{d\theta^{\nu}}>0 \qquad (10)$$

이다. 식 (4), (5), (13) 및 (14)에서 알 수 있듯이 g_2 및 h_3 는 각각 순가산성 잡음하에서의 국소최적 비선형성 g_1 과 h_1 이 일반화된 것이며, 이들은 조건부 평균 $E\{N|W\}$ 및 조건부 분산 $E\{N^2|W\}$ 를 통해 두 잡음과정 N 과 W 의 의존관계에 의한 영향을 받는다. 식 (3)과 (8)을 비교해 보면 신호의존성 잡음이 있는 경우의 국소최적 검파기의 검정통계량은 순가산성 잡음만 있는 경우의 검정통계량에 신호의존성 잡음의 효과를 나타내는 항 $\lambda(x)$ 가 덧붙여져서 일반화된 것임을 알 수 있다.

위 검정통계량 (8)은 (12)에 명시된 대로 $\Delta>2$ 이거나, $\Delta>1$ 이고 $E\{N|W\}\equiv 0$ 인 경우에 맞는 검정통계량이다. 만일 $\Delta<2$ 이고 $E\{N|W\}$ 이 늘 0 은 아니면 검정통계량은

$$T_{LO}(X)=\sum_{i=1}^{n} g_2(X_i) \tag{15}$$

이며, $\Delta<1$ 이고 $E\{N|W\}\equiv 0$ 이면 검정통계량은

$$T_{LO}(X)=\sum_{i=1}^{n} h_3(X_i) \tag{16}$$

으로 주어진다.

위 검정통계량(8), (15)및 (16)을 면밀히 살펴보면 다음과 같은 사실을 추출해 낼 수 있다.

(a) $\Delta>2$ 이거나, $\Delta>1$이고 $E\{N|W\}\equiv 0$ 이면, 국소최적검파기의 검정통계량은 확률적 신호 및 순가산성 잡음에 의해 결정되고 신호의존성 잡음에 의한 영향을 전혀 받지 않게 된다. 이 경우는 신호의존성 잡음의 세기가 순가산성 잡음 및 확률적 신호에 비해 상대적으로 작은 경우이다.

(b) 반면에, $\Delta<1$이거나, $\Delta<2$ 이고 $E\{N|W\}$가 늘 0은 아니면, 신호의존성 잡음은 비선형성 g_2나 h_3를 통해서 국소최적 검파기의 검정통계량에 영향을 미치지만, 확률적 신호는 국소최적 검파기의 검정통계량에 영향을 미치지 못한다. 이는 상당히 흥미있는 결과로써, 확률적 신호가 약할 때에는 확률적 신호 자체의 정보가 그 신호를 검파하는 데에 직접 사용되지 않고, 대신에 신호의존성 잡음에 대한 정보를 거쳐서 신호를 검파하는 데에 쓰인다는 것을 나타낸다.

(c) $\Delta=1$ 이고 $E\{N|W\}\equiv 0$ 이거나, $\Delta=2$ 이고 $E\{N|W\}$가 늘 0은 아닐 경우에는, 확률적 신호와 신호의존성 잡음이 대등한 세기를 가지므로 이 둘 모두가 국소최적검파기의 검정 통계량에 직접 영향을 미치게 된다. 이때 확률적 신호와 신호의존성잡음이 검정통계량에 미치는 상대적 영향의 크기는 $b'(0)$ 또는 $c''(0)$의 값과 신호의 공분산 및 분산의 값에 의해 결정된다.

(d) 확률적 신호가 검정통계량의 주 요소가 되는 지, 또는 신호의존성 잡음이 검정 통계량의 주 요소가 되는 지를 가름하는 $\Delta=q/p$의 임계값Δ_C는 $E\{N|W\}\equiv 0$인 경우에는 $\Delta_C=1$ 이고 $E\{N|W\}$가 늘 0은 아닌 경우에는 $\Delta_C=2$이다. 즉, 두 확률 잡음과정 N과 W의 상호연관성은 Δ의 임계값을 확률 잡음과정 N이 W와 연관성이 없을 때보다 더 유효한 방향으로 편이시키며, 신호의존성 잡음에서 기인하는 비선형성을 h_3에서 g_2로 변화시킨다.

매개변수 Δ와 조건부 평균 $E\{N|W\}$의 값에 따라서 검정통계량이 어떤 국소최적 비선형성을 포함하는 지를 표 1에 보였다.

Ⅳ. 검정통계량의 구체적인 예

먼저 f_{NW}가 $E\{N\}=0$, $E\{W\}=0$, $\sigma_N^2=s^2$, $\sigma_W^2=1$이고 연관계수(correlation coefficient)가 r인 이변수 정규확률밀도함수

$$f_{NW}(x,y)=\frac{1}{2\pi s(1-r^2)^{1/2}} \exp\left[-\frac{(\frac{x}{s})^2-\frac{2rxy}{s}+y^2}{2(1-r^2)}\right] \tag{17}$$

인 경우를 생각하자. 이 때에는

$$g_1(x)=x \tag{18}$$

및

表 1 검정통계량에 포함되는 국소최적 비선형성
Locally Optimum Nonlinearities contained in the test statistics.

	$\Delta>2$	$\Delta=2$	$2>\Delta>1$	$\Delta=1$	$1>\Delta>0$
$E\{N\|W\}\equiv 0$	g_1, h_1	g_1, h_1	g_1, h_1	g_1, g_2, h_3	h_3
$E\{N\|W\}\neq 0$	g_1, h_1	g_1, g_2, h_1	g_2	g_2	g_2

$$h_1(x) = x^2 - 1 \tag{19}$$

이며, 또한

$$E\{N|W=x\} = rsx \tag{20}$$

$$E\{N^2|W=x\} = s^2\{r^2x^2 + (1-r)^2\} \tag{21}$$

이므로

$$g_2(x) = rs(x^2 - 1) \tag{22}$$

및

$$h_3(x) = s^2\{r^2x^4 + (1-6r^2)x^2 + 3r^2 - 1\} \tag{23}$$

임을 쉽게 보일 수 있다. 따라서 $\Delta = 2$ 이고 $r \neq 0$ 이면

$$T_{LO}(X) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} r_s(i,j)X_iX_j + \frac{2\epsilon rs}{\delta^2}\sum_{i=1}^{n} X_i^2 \tag{24}$$

이고, $\Delta = 1$ 이고 $r = 0$ 이면

$$T_{LO}(X) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} r_s(i,j)X_iX_j + \left(\frac{\epsilon s}{\delta}\right)^2\sum_{i=1}^{n} X_i^2 \tag{25}$$

이 된다. 또한 $\Delta > 2$ 이거나, $\Delta > 1$ 이고 $r = 0$ 이면,

$$T_{LO}(X) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} r_s(i,j)X_iX_j - \sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2X_i^2 \tag{26}$$

이며, $\Delta < 2$ 이고 $r \neq 0$ 이거나, $\Delta < 1$ 이고 $r = 0$ 이면

$$T_{LO}(X) = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 \tag{27}$$

으로 주어진다. 식 (24)-(27)을 살펴보면 제 3 절에서 지적한 관찰사항이 잘 드러나 있다. 위에서 보인 바와 같이, 이변수 정규 확률밀도함수에 대해서는 $r = 0$ 과 $E\{N|W\} \equiv 0$ 이 동치라는 사실과 $h_3(x)|_{r=0}$ 과 $g_2(x)|_{r\neq 0}$ 의 함수형태가 같다는 사실은 유의할 만한 점이다.

V. 국소최적 검파기의 성능

일반적으로 검파기의 상대적 성능은 두가지 측면에서 비교한다. 그 첫번째 방법은 무한표본성능(infinite sample-size performance or asymptotic performance) 비교이고 그 두번째는 유한표본성능(finite sample-size performance) 비교이다. 이 절에서는 제 3 절에서 구한 검정통계량을 갖는 국소최적 검파기의 무한 표본성능을 살펴보기로 한다. 일반적으로 표본의 갯수가 무한히 많을 때 두 검파기의 성능을 비교하는 척도로 무한표본 상대효용(asymptotic relative efficiency, ARE) 을 주로 쓴다. 검파기 D_1 의 검파기 D_2 에 대한 ARE, $ARE_{1,2}$ 는

$$ARE_{1,2} = \lim_{l\to\infty}\frac{n_{2,l}}{n_{1,l}} \to \frac{\xi_1}{\xi_2} \tag{28}$$

로 나타내어지며[20] 이 값이 1보다 클 때 검파기 D_1 이 검파기 D_2 보다 무한표본 상황에서 더 나은 성능을 가진다. 여기서 $n_{1,l}$ 과 $n_{2,l}$ 은 각각 검파기 D_1 과 D_2 를 써서 $\theta = \theta_l \to 0$ 일때 주어진 오경보확률(false-alarm probability, size)을 만족시키면서 정해진 검파확률(detection probability, power)을 얻고자 할 때 필요한 표본의 크기를 나타내고 ξ_1 및 ξ_2 는 각각 검파기 D_1 및 D_2 의 효용성(efficacy)이라고 불리운다. [16] 에서 구해진 효용성의 식을 이용하면 국소최적(LO) 검파기의 제곱법칙(square-law, SL) 검파기및 순가산성 잡음에서의 국소최적(LO+) 검파기에 대한 ARE 는 N 과 W 가 이변수 정규분포를 가질 때

$$ARE_{LO,\,LO+} = 1 \tag{29}$$

및

$$ARE_{LO,\,SL} = 1 \tag{30}$$

이 된다. 단 여기서 N과 W의 결합확률밀도 함수는 (17)로 나타내어지며, $E|N|W|$는 늘 0은 아니고, $\Delta = 2$, $c'(0) = 1$이며 $r_S(i, j) = \delta_{ij}$ 라고 가정했다. SL 검파기의 검정통계량은

$$T_{SL}(X) = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 \tag{31}$$

으로 주어지는데, 위와같은 가정에서는 SL검파기와 LO+ 검파기가 동일함을 쉽게 알 수 있다.

식 (29) 및 (30)을 바꾸어 말하면 표본이 무한히 많이 주어진 경우 LO검파기는 LO+ 및 SL 검파기와 동일한 성능을 보인다는 것이다. 그렇지만, 표본의 갯수가 유한한 경우에는 일반적으로 LO 검파기가 다른 검파기에 비해서 성능이 우월함을 보일 수 있다[e.g., 16]

Ⅵ. 맺 음 말

이 논문에서는 최근에 제안된 일반화된 관측모델의 특별한 한 경우(신호의존성 잡음모델) 에서의 약한 확률적신호 검파기의 구현에 대해 논의하였다. 그 결과 순가산성 잡음에 덧붙여서 신호의존성 잡음이 있는 경우의 국소최적 검파기는 순가산성 잡음만이 있는 경우의 국소최적 검파기의 일반화임을 보였고 대표적인 확률밀도 함수에 대해 국소최적 검파기의 검정통계량을 구체적으로 구하여 순가산성 잡음만이 있을 때의 검정통계량과 비교하였다.

일반화된 관측모델의 다른 한 경우인 적산성 잡음(multiplicative noise) 하에서의 확률적 신호 검파문제는 [21]에 보여져 있다.

REFERENCES

1. D. Middleton, "Canonically Optimum Threshlod Detection", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol.IT-12, pp.230-243, March 1966.
2. M. Kanefsky, "Detection of Weak Signals with Polarity Coincidence Arrays", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol.IT-12, pp.260-268, April 1966.
3. J.H. Miller and J.B. Thomas, "Detectors for Discrete-Time Signals in Non-Gaussian Noise", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol.IT-18, pp.241-250, March 1972.
4. L.M. Nirenberg, "Low SNR Digital Communication Over Certain Additive Non-Gaussian Channels", *IEEE Trans. Comm.*, vol.COM-23, pp.332-341, 1975.
5. S.A. Kassam and J.B. Thomas, "Array Detectors for Random Signal in Noise", *IEEE Trans. Sonics, Ultrasonics*, vol.SU-23, pp.107-112, March 1976.
6. H.V. Poor and J.B. Thomas, "Locally Optimum Detection of Discrete-Time Stochastic Signals in Non-Gaussian Noise", *Jour. Acous. Soc. Amer.*, vol.63, pp.75-80, January 1978.
7. J.J. Sheehy, "Optimum Detection of Signals in Non-Gaussian Noise", *Jour. Acous. Soc. Amer.*, vol.63, pp.81-90, January 1978.
8. J.W. Modestino and A.Y. Ningo, "Detection of Weak Signals in Narrowband Non-Gaussian Noise", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol.IT-25, pp.592-600, September 1979.
9. N-H. Lu and B.A. Eisenstein, "Suboptimum Detection of Weak Signals in Non-Gaussian Noise", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol.IT-29, pp.462-466, May 1983.
10. A.B. Martinez, *et al.*, "Locally Optimum Detection in Multivariate Non-Gaussian Noise", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol.IT-30, pp.815-822, November 1984.
11. A.V. Oppenheim, R.W. Schafer and T.G. Stockham Jr., "Nonlinear Filtering of Multiplied and Convolved Signals", *IEEE Proc.*, vol.56, pp.1264-1291, August 1968.
12. D. Middleton, "Man-Made Noise in Urban Environment and Transportation Systems", *IEEE Trans. Comm.*, vol.COM-21, pp.1232-1241, 1973.
13. J.S. Lee, "Speckle Analysis and Smoothing of Synthetic Aperture Radar Image", *Comp. Graphics Image Proc.*, vol.17, pp.24-32, 1981.
14. R. Pettai, *Noise in Receiving Systems*, John Wiley & Sons, New York, 1984.
15. D.T. Kuan, *et al.*, "Adaptive Noise Smoothing Filter for Images with Signal Dependent Noise", *IEEE Trans. Pattern Anal. Machine Intelli.*, vol. PAMI-7, pp.165-177, March 1985.
16. I. Song, *Nonlinear Techniques for Detection and*

Filtering of Discrete-Time Signals, Ph.D. Dissertation, Dept. of Electr. Engr., University of Pennsylvania, Philadelphia, PA, Chapter III, January 1987.

17. T.S. Ferguson, *Mathematical Statistics: A Decision Theoretic Approach,* Academic, New York, pp. 203-238, 1967.
18. E.L. Lehmann, *Testing Statistical Hypotheses,* 2nd ed., John Wiley & Sons, New York, pp.96-101, 1986.
19. S.A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise,* Springer Verlag, New York, 1988.
20. M.G. Kendall and A. Stuart, *The Advanced Theory of Statistics,* vol.2, 4th ed., Hafner Publishing, New York, pp.281-295, 1978.
21. I. Song, "Test Statistics of a Detection Scheme for Weak Random Signals in Multiplicative Noise", *Jour. Korean Inst. Comm. Sci.,* vol. 13, pp.270-276, June 1988.

宋 翊 鎬(Iic Kho SONG) 正會員

1960年 2月 20日生

1982年 2月 : 서울大學校 電子工學科 卒業(工學士)

1984年 2月 : 서울大學校 大學院 電子工學科 卒業(工學碩士)

1985年 8月 : Univ. of Pennsylvania, Dept. of EE卒業(M.S.E.)

1987年 5月 : Univ. of Pennsylvania, Dept. of EE 卒業(Ph.D.)

1987年 3月~1988年 2月 : Bell Communications Research 研究員

1988年 3月~現在 : 韓國科學技術院 電氣 및 電子工學科 助教授

關心分野 : 검파및 추정, 통계학적 신호(화상)처리 및 통신이론