

論文2000-37SP-1-7

종속 잡음 환경에서 확률 신호 검파 방식

(A Detection Scheme for Random Signals under Dependent Noise Environment)

金光淳*, 元大漢*, 宋翊鎬*, 尹炯植*, 李娃美*, 金善勇**

(Kwang Soon Kim, Dae Han Won, Ickho Song, Hyung Sik Yun, Ju Mi Lee, and Sun Yong Kim)

요 약

이 논문에서는, 약의존성을 보이는 덧셈 잡음에서 이산 시간 확률 신호를 검파하는 문제를 생각한다. 약의존성 잡음 모형에서 상관이 있는 확률 신호를 검파하는 국소 최적 검파기의 검정 통계량을 얻는다. 이렇게 얻은 국소 최적 검파기의 성능 특성을 분석하고, 접근 상대 효율을 써서 제곱 검파기와 성능을 견주어 본다.

Abstract

In this paper, we consider the problem of discrete-time random signal detection problem under the presence of additive noise exhibiting weak dependence. The test statistic of the locally optimum detector for correlated random signals under a weakly dependent noise model is derived. The performance characteristic of the locally optimum detector is analyzed and compared with that of the square-law detector in terms of the asymptotic relative efficiency.

I. 서 론

잡음 환경에서의 신호 검파 문제는 통신 이론의 바탕이 되는 문제이며 이제까지 여러 사람들이 많이 연구하여 왔다. 여러가지 신호 검파 문제 가운데에서, 약한 신호 검파는 검파 이론과 응용에서 많은 관심을 끌고 있다. 특히, 국소 최적 검파기는 약한 신호를 검파하는데 알맞고, 효율적이기 때문에 신호 검파 이론과 응

용 분야에서 많은 관심을 끌어왔다. 국소 최적 검파기와 그 밖의 검파기에 대한 전형적인 연구는 [1]-[8]에서 찾아 볼 수 있다.

일반적으로 신호 검파 문제를 포함하는 여러 신호처리 문제에서 덧셈 잡음 표본은 통계학적으로 서로 독립이라고 둔다. 그런데, 실제로는 이와 같은 가정이 맞지 않을 때가 있다. 이런 때에는 잡음을 독립이라고 두고 설계한 최적 검파기가 최적이지 아닐 것이다. 이런 현상은 표본화율이 높아질수록 더욱 심하다. 따라서, 이러한 때에는 의존성 잡음에서의 신호 검파를 생각해야 할 것이다. 보기를 들면, ϕ -혼합 잡음 모형, m -의존성 잡음 모형, 변환 잡음 모형, 이동평균 비정규 잡음 모형, 공간적으로 의존한 잡음 모형과 같은 여러 가지 환경에서 신호 검파 문제가 [9]-[12]에서 다루어졌다. 한편, 잡음의 의존성이 약할 때는, 이런 모형보다 좀더 간단한 모형을 쓸 수 있다. 보기를 들면, [5]와 [13]에서는, 약의존성 잡음을 분포가 같고 서로 독립인 확률과

* 正會員, 韓國科學技術院 電氣 및 電子工學科
(Department of Electrical Engineering Korea Advanced Institute of Science and Technology)

** 正會員, 한림大學校 電子工學科
(Department of Electronics Engineering Hallym University)

接受日字: 1999年1月8日, 수정완료일: 1999年10月26日

정의 1차 이동 평균으로 모형화하여 알려진 신호 검파 문제를 다루었다.

이 논문에서는, 약의존성 잡음 모형에서 확률 신호의 국소 최적 검파를 연구할 것이다. 이러한 약의존성 잡음 모형에서의 국소 최적 검파는 신호 대 잡음비가 매우 낮은 환경에서 쓸모있을 것이다.

II. 관측 모형

이 논문에서는, 약의존성 잡음에서, 이산 시간 확률 신호의 검파를 생각한다. H_0 을 귀무 가설, H_1 을 대립 가설을 나타낸다고 하자. 그러면, 관측 모형은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} H_0 : X_i &= W_i, \quad i=1,2,\dots,n, \\ H_1 : X_i &= \theta s_i + W_i, \quad i=1,2,\dots,n. \end{aligned} \quad (1)$$

여기서, $\{X_i\}$ 는 관측값이고, $\{W_i\}$ 는 약의존성 잡음 성분, θ 는 신호 세기 매개변수이며, $\{s_i\}$ 는 평균이 0이고 분산이 $\{\sigma_i^2\}$ 인 확률 신호 성분이다. 이때, 검파 문제는 n 관측값 $\{X_i\}$ 를 바탕으로 하는 가설 검정 문제가 된다.

약의존성 잡음은 일반적으로 볼테라 씨앗과 (kernel) 독립 확률 과정을 써서 볼테라 전개로 나타낼 수 있다^[14]. 그런데, 이 모형은 무한히 많은 항을 써야하기 때문에 다루기 매우 힘들다. 현실적인 접근 방법으로, [5][13]에서는 서로 독립이고 분포가 같은 확률 과정의 1차 두 방향, 한방향 이동 평균을 써서 약의존성 잡음을 나타냈다. 이같은 두 이동 평균 모형은 약의존성 잡음을 간단히 잘 나타내는 좋은 근사이다. 이 논문에서는 약의존성 잡음 W_i , $i=1,2,\dots,n$ 이 아래와 같이 서로 독립이고 분포가 같은 확률 과정의 한방향 이동 평균이라고 두겠다:

$$W_i = e_i + \rho e_{i-1} u_{i-2}. \quad (2)$$

여기서 e_i , $i=1,2,\dots,n$ 은 서로 독립이고 분포가 같은 확률 변수들인데 그 확률 밀도함수는 f_e 이다. 여기서, 확률 밀도함수 f_e 는 유계 함수이고 그 미분값이 연속인 짝수함수이며, [15]의 정칙 조건을 만족시킨다. 이 모형은 이론적으로 다루기 쉬운 모형일 뿐만 아니라,

의존성이 약할 때 실제의 의존성 잡음을 잘 나타내 주기도 한다. 여기서, ρ 는 W_i 의 상관 계수를 결정하는 의존 매개 변수이고, u_i 는 단위 계단 수열이다. 곧, $i < 0$ 일 때는 $u_i = 0$ 이고, $i \geq 0$ 일 때 $u_i = 1$ 이다.

X, w, e, s 를 각각 (X_1, X_2, \dots, X_n) , (w_1, w_2, \dots, w_n) , (e_1, e_2, \dots, e_n) , (s_1, s_2, \dots, s_n) 을 나타내는 n 차원 벡터라고 하고, $f_w(w)$, $f_e(e) = \prod_{i=1}^n f_e(e_i)$, $f_s(s)$ 를 각각 w, e, s 의 확률 밀도함수라고 하면,

$$\begin{aligned} f_w(w) &= f_e(X_1 - \theta s_1) f_e(X_2 - \theta s_2 - \rho(X_1 - \theta s_1)) \\ &\quad \cdots f_e(X_n - \rho X_{n-1} + \cdots + (-\rho)^{n-1} X_1 \\ &\quad - \theta(s_n - \rho s_{n-1} + \cdots + (-\rho)^{n-1} s_1)) \\ &= \prod_{i=1}^n f_e(Y_i - \theta c_i) \\ &= f_e(Y - \theta c) \end{aligned} \quad (3)$$

여기서,

$$\begin{aligned} Y &= (Y_1, Y_2, \dots, Y_n), \\ Y_i &= \sum_{k=0}^{i-1} (-\rho)^k X_{i-k}, \\ c &= (c_1, c_2, \dots, c_n) \\ c_i &= \sum_{k=0}^{i-1} (-\rho)^k s_{i-k} \end{aligned}$$

이다.

III. 국소 최적 검파기

모든 n 차원 실수 벡터의 집합을 R^n 으로 쓰고,

$$\phi(X|\theta) = \int_{R^n} f_w(X - \theta s) f_s(s) ds, \quad (4)$$

라고 정의하자. 이때, 일반화된 네이먼-피어슨 정리를 [15]-[17] 따르면, 다음과 같이 국소 최적 검정 통계량을 얻을 수 있는데, ν 는 $\phi^{(m)}(X|0) \neq 0$ 인 가장 낮은 미분 차수 m 을 가리킨다.

$$T_{Lo}(X) = \frac{d^\nu \phi(X|\theta)}{d\theta^\nu} \Big|_{\theta=0} \quad (5)$$

식 (3)과 (4)에서,

$$\begin{aligned} \left. \frac{d^2 \phi(\underline{X}|\theta)}{d\theta^2} \right|_{\theta=0} &= \int_{R^n} \left. \frac{d^2 f_e(\underline{Y}-\theta \underline{c})}{d\theta^2} \right|_{\theta=0} f_s(\underline{s}) d\underline{s} \\ &= \int_{R^n} f_e(\underline{Y}) f_s(\underline{s}) \left[\sum_{i=1}^m \sum_{j=1, j \neq i}^m c_i c_j g_{LO}(Y_i) g_{LO}(Y_j) + \sum_{i=1}^m c_i^2 h_{LO}(Y_i) \right] d\underline{s} \end{aligned} \quad (6)$$

그리고,

$$\phi(\underline{X}|0) = \int_{R^n} f_e(\underline{Y}) f_s(\underline{s}) d\underline{s} = f_e(\underline{Y}) \quad (7)$$

과 같이 되는데, $g_{LO}(x) = -f_e'(x)/f_e(x)$ 이고, $h_{LO}(x) = f_e''(x)/f_e(x)$ 이다. 그러면, s 에 대한 기대값을 $E_s\{\cdot\}$ 로 나타낼 때 국소 최적 검정 통계량은

$$\begin{aligned} T_{LO}(\underline{Y}) &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1, j \neq i}^m E_s\{c_i c_j\} g_{LO}(Y_i) g_{LO}(Y_j) \\ &\quad + \sum_{i=1}^m E_s\{c_i^2\} h_{LO}(Y_i) \end{aligned} \quad (8)$$

과 같다.

검정 통계량 (8)은 출력 표본 대신 출력 표본의 가중 평균 Y_i , 신호 성분의 상관 대신 신호 성분의 가중 평균 c_i 의 상관을 쓴 것을 빼고는 독립인 잡음에서 얻은 결과와 [15] 같음을 볼 수 있다. 또한, 이 국소 최적 검파기를 구현하려면 기억 소자가 $(n-1)$ 개 필요하다는 것도 알 수 있다. 따라서, 표본 크기가 커질수록 이 국소 최적 검파기의 구현이 비효율적이라는 사실을 알 수 있다. 이 때, (8)에서 ρ 의 고차항들을 무시하면, 구현하기 쉽고 기억 소자가 적게드는 유한 기억 소자 근사를 얻을 수 있다. 그리고, 이 유한 기억 검파기의 성능 상한은 검정 통계량이 (8)인 정확한 국소 최적 검파기의 성능 상한과 같아진다. 곧, $|\rho|$ 가 작기 때문에, 유한 기억 검파기의 성능이 쓸만할 것이라고 기대할 수 있다.

IV. 성능 분석

이 절에서는, 약의존성 잡음 모형에서 국소 최적 검파기의 성능 특성을 분석한다. 약의존성 잡음에서 알려진 신호를 검파하는 국소 최적 검파기의 성능은 [5]에서 연구되었고, 국소 최적 검파기가 선형 상관기나 부호 상관기보다 낫다는 것이 알려진 바 있다. 이 논문에

서는 국소 최적 검파기의 성능을 제곱 검파기의 성능과 견주어 볼 것이다. 먼저, 제곱 검파기의 검정 통계량은 다음과 같다.

$$T_{SQ} = \sum_{i=1}^m X_i^2 \quad (9)$$

두 검파기의 접근 성능을 견주어 볼 때에는 일반적으로 접근 상대 효율을 쓴다. 알맞은 정칙 조건 [15] 아래에서, 검파기 D_2 에 대한 검파기 D_1 의 접근 상대 효율 $ARE_{1,2}$ 는 $\frac{\xi_1}{\xi_2}$ 으로 나타낼 수 있다. 여기서, ξ_i 는 D_i 의 효능이고, 다음과 같이 얻는다.

$$\xi_i = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\left[\left. \frac{d^2 E\{T_i|H_1\}}{d\theta^2} \right|_{\theta=0} \right]^2}{n V\{T_i|H_0\}}, \quad i=1,2. \quad (10)$$

식 (10)에서, T_i 는 검파기 D_i 의 검정 통계량이고, $E\{T_i|H_1\}$ 은 대립 가설에서 T_i 의 기대값을 나타내며, $V\{T_i|H_0\}$ 는 귀무 가설에서 T_i 의 분산을 가리킨다.

정리 1

관측 모형이 (1)과 (2)로 나타날 때, 국소 최적 검파기의 효능은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \xi_{LO} &= 2I_1^2(f_e) [\langle E_s^2(\underline{c}, \underline{c}) \rangle - \langle E_s^2(\underline{c}^2) \rangle] \\ &\quad + I_2(f_e) \langle E_s^2(\underline{c}^2) \rangle. \end{aligned} \quad (11)$$

여기서,

$$\begin{aligned} \langle E_s^2(\underline{c}, \underline{c}) \rangle &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m E_s^2\{c_i c_j\} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m Q_{2,i,j,k,l}(-\rho) \\ &\quad Q_{2,i,j,k,l}(-\rho) r_s(i,j) r_s(k,l) \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \langle E_s^2(\underline{c}^2) \rangle &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m E_s^2\{c_i^2\} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m Q_{4,i,j,k,l}(-\rho) \\ &\quad r_s(i,j) r_s(k,l) \end{aligned} \quad (13)$$

$$I_1(f) = \int \left(\frac{f'(y)}{f(y)} \right)^2 f(y) dy \quad (14)$$

$$I_2(f) = \int \left(\frac{f''(y)}{f(y)} \right)^2 f(y) dy \quad (15)$$

$$Q_{2,i,j}(x) = \frac{x^{2\max(i,j)-i-j} - x^{2n-i-j+2}}{1-x^2} \quad (16)$$

$$Q_{4,i,j,k,l}(x) = \frac{x^{4\max(i,j,k,l)-i-j-k-l} - x^{4n-i-j-k-l+4}}{1-x^4} \quad (17)$$

$$r_s(i, j) = E_s\{s_i s_j\} \quad (18)$$

이다.

정리 2

관측 모형이 (1)과 (2)로 나타날 때, 제곱 검파기의 효능은 다음과 같다.

$$\xi_{SQ} = \frac{4((1-\rho^2)\langle E_s(\underline{c}^2) \rangle + 2\rho\langle E_s(s, \underline{c}) \rangle)^2}{(1+\rho^2)^2 m_4 - (1-\rho^2)^2 \sigma_e^4} \quad (19)$$

여기서,

$$\langle E_s(\underline{c}^2) \rangle = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_s\{c_i^2\} \quad (20)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Q_{2,i,j}(-\rho) r_s(i, j)$$

$$\langle E_s(s, \underline{c}) \rangle = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n E_s\{s_i c_{i-1}\} \quad (21)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} (-\rho)^{i-j-1} r_s(i, j)$$

$$m_4 = \int x^4 f_e(x) dx \quad (22)$$

$$\sigma_e^4 = \left(\int x^2 f_e(x) dx \right)^2 \quad (23)$$

정리 1과 2의 증명은 부록에 있다.

그러면, 국소 최적 검파기의 접근 성능을 더 명확하게 보여주는 보기를 들어보자.

보기 1.

$$0 < |\rho| < 1 \text{ 일 때, } r_s(i, j) = r^{|i-j|} \text{ 이고, } f_e(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

라고 하자.

$$\text{이 때, } I_1(f_e) = 1, I_2(f_e) = 2, m_4 = 3, \sigma_e^4 = 1 \text{ 이고,}$$

$$\langle E_s(\underline{c}, \underline{c}) \rangle = \frac{(1-\rho)rK(\rho, r)}{(1+\rho r)^3 (q-\rho^2)^3 (1-r^2)} \quad (24)$$

$$\langle E_s^2(\underline{c}^2) \rangle = \frac{(1-\rho r)^2}{(1-\rho^2)^2 (1+\rho r)^2} \quad (25)$$

$$\langle E_s(\underline{c}^2) \rangle = \frac{1-\rho r}{(1-\rho^2)(1+\rho r)} \quad (26)$$

$$\langle E_s(s, \underline{c}) \rangle = \frac{r}{1+\rho r} \quad (27)$$

인데, 여기서,

$$K(\rho, r) = (1+\rho^2 r^2)(1-r^2)(1-\rho^2) + 2(r-\rho)^2(1-\rho r)^2 \quad (28)$$

이다.

그러면, 정리 1과 2로부터, $ARE_{LO, SQ}$ 는 다음과 같다.

$$ARE_{LO, SQ} = \frac{(1-\rho r)(1+4\rho^2+\rho^4)K(\rho, r)}{(1-\rho^2)^3 (1+\rho r)^3 (1-r^2)} \quad (29)$$

보기 2.

$$0 < |\rho| < 1 \text{ 일 때, } r_s(i, j) = r^{|i-j|} \text{ 이고, } f_e(x) = \frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2}$$

라고 하자.

$$\text{이 때에는, } I_1(f_e) = \frac{1}{3}, I_2(f_e) = \frac{1}{5}, m_4 = \frac{7\pi^4}{15}, \sigma_e^4 = \frac{\pi^4}{9}$$

이고, 정리 1과 2에서, $ARE_{LO, SQ}$ 는 다음과 같다.

$$ARE_{LO, SQ} = \frac{\pi^4(4+13\rho^2+4\rho^4)}{2025} \cdot \left(\frac{10(1-\rho r)K(\rho, r)}{(1+\rho r)^3 (1-\rho^2)^3 (1-r^2)} - \frac{(1-\rho r)^2}{(1-\rho^2)^2 (1+\rho r)^2} \right) \quad (30)$$

그림 1과 2는, 위 두 보기에서와 같이 덧셈 잡음이 서로 독립이고 분포가 같은 정규 확률 과정과 로지스틱 확률 과정의 1차 이동 평균일 때, 의존매개변수와 $ARE_{LO, SQ}$ 를 보여주고 있다.

V. 맺음말

이 논문에서는, 약의존성 잡음이 더해졌을 때 상관 이산 시간 확률 신호의 국소 최적 검파를 생각했다. 좀 더 구체적으로는 약의존성 잡음 환경에서 상관 이산 시간 확률 신호를 검파하는 국소 최적 검파기의 검정 통계량을 얻었고, 그 검정 통계량이 독립 잡음 환경에서 확률 신호를 검파하는 국소 최적 검파기의 검정 통

계량과 근본적으로는 같은 열개를 가짐을 보였다. 국소 최적 검파기의 점근 성능을 분석하였고, 점근 상대 효율을 척도로 하여 제곱 검파기의 성능과 견주어 보았다. 신호의 상관 계수가 잡음의 상관 계수와 다를수록 국소 최적 검파기가 제곱 방법 검파기보다 뛰어난을 보였다.

고마움의 글

이 논문은 한국과학재단이 지원한 핵심전문연구 971-0916-097-2로 이루어진 연구 결과의 하나이며, 이에 그 고마운 뜻을 적습니다.

부 록

정리 1의 증명.

$x_i = y_i + \rho y_{i-1}$, $y_0 = 0$, $E\{g_{LO}(Y_i)|H_0\} = 0$, 그리고 $E\{g_{LO}(Y_i)|H_0\} = 0$ 을 쓰면, 쉽게 다음을 보일 수 있다.

$$\begin{aligned} & \left. \frac{d^2 E\{T_{LO}(Y)|H_1\}}{d\theta^2} \right|_{\theta=0} \\ &= V\{T_{LO}(Y)|H_0\} \\ &= E\left\{2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n E_s^2\{c_i c_j\} g_{LO}^2(Y_i) g_{LO}^2(Y_j) \right. \\ & \quad \left. + \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_i^2\} h_{LO}^2(Y_i)|H_0\right\} \\ &= 2I_1^2(f_e) \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n E_s^2\{c_i c_j\} - \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_i^2\} \right] \\ & \quad + I_2(f_e) \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_i^2\} \end{aligned} \tag{31}$$

따라서, 국소 최적 검파기의 효능 ξ_{LO} 는

$$\begin{aligned} \xi_{LO} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{V\{T_{LO}(Y)\}}{n} \\ &= 2I_1^2(f_e) \langle E_s^2\{c, c\} \rangle - \langle E_s^2\{c^2\} \rangle \\ & \quad + I_2(f_e) \langle E_s^2\{c^2\} \rangle \end{aligned} \tag{32}$$

정리 2의 증명.

$c_i = s_i - \rho c_{i-1}$, $c_0 = 0$, $E\{y_i^2 h_{LO}(y_i)\} = 2$, 그리고 $E\{y_i g_{LO}(y_i)\} = 1$ 을 쓰면, 다음을 보일 수 있다.

$$\begin{aligned} & \left. \frac{d^2 E\{T_{SQ}(H_1)\}}{d\theta^2} \right|_{\theta=0} \\ &= E\{T_{SQ}(X) T_{LO}(Y)|H_0\} \\ &= E\left\{ \sum_{i=1}^n (y_i + \rho y_{i-1})^2 T_{LO}(Y)|H_0 \right\} \\ &= E\left\{ \sum_{i=1}^n y_i^2 E_s\{c_i^2\} + 4\rho \sum_{i=1}^n y_i^2 E_s\{c_i c_{i-1}\} \right\} \end{aligned}$$

점근상대효율:보기 1

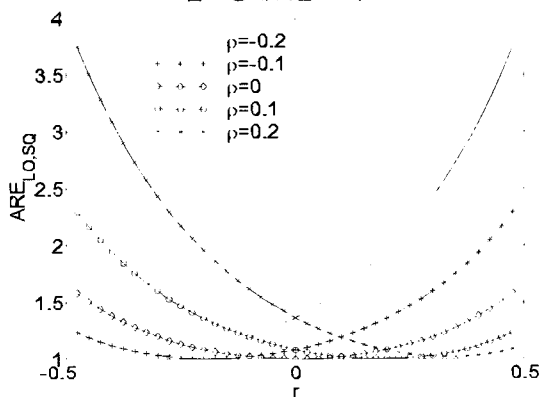


그림 1. 잡음이 서로 독립이고 분포가 같은 정규 과정의 1차 이동 평균일 때, 의존 매개 변수와 점근 상대 효율

Fig. 1. $ARE_{LO,SQ}$ for various of ρ when the noise is the first order MA of the i.i.d. Gaussian process.

점근상대효율:보기 2

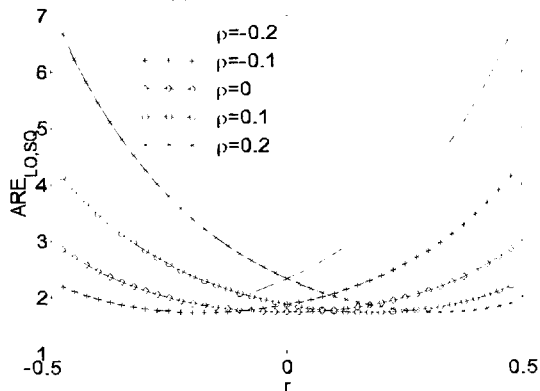


그림 2. 잡음이 서로 독립이고 분포가 같은 대칭 로지스틱 과정의 1차 이동 평균일 때, 의존 매개 변수와 점근 상대 효율

Fig. 2. $ARE_{LO,SQ}$ for various of ρ when the noise is the first order MA of the i.i.d. symmetric logistic process.

$$\begin{aligned}
& + \rho^2 \sum_{i=1}^n y_{i-1}^2 E_s\{c_{i-1}^2 | H_0\} \\
& = 2 \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_i^2\} + 4\rho E_s\{c_i c_{i-1}\} + 2\rho^2 \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_{i-1}^2\} \\
& = 2 \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_i^2\} + 4\rho E_s\{s_i c_{i-1}\} - 2\rho^2 \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_{i-1}^2\} \quad (33)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V\{T_{SQ} | H_0\} & = E\{T_{SQ}^2 | H_0\} - E^2\{T_{SQ} | H_0\} \\
& = n[(1 + \rho^2)^2 m_4 - (1 - \rho^2)^2 \sigma_e^4] \\
& \quad - \rho^2[(2 + \rho^2)m_4 - (2 - \rho^2)\sigma_e^4] \quad (34)
\end{aligned}$$

따라서, 제곱 검파기의 효능 ξ_{SQ} 는 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned}
\lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{d^2 E\{T_{SQ} | H_1\}}{d\theta^2} \Big|_{\theta=0} \right]^2 \\
= \frac{4((1 - \rho^2)\langle E_s\{c^2\} \rangle + 2\rho\langle E_s\{s, c\} \rangle)^2}{(1 + \rho^2)^2 m_4 - (1 - \rho^2)^2 \sigma_e^4} \quad (35)
\end{aligned}$$

참 고 문 헌

- [1] H.V. Poor, J.B. Thomas, *Advances in Statistical Signal Processing*, Vol. 2, London: JAI Press Inc., 1993.
- [2] I. Song and S.A. Kassam, "Locally optimum detection of signals in a generalized observation model: The random signal case", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. IT-36, pp. 516-530, May 1990.
- [3] I. Song and S.A. Kassam, "Locally optimum rank detection of correlated random signals in additive noise", *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. IT-38, pp. 1311-1322, July 1992.
- [4] S. Kim, I. Song, and S.Y. Kim, "A composite signal detection scheme in additive and signal-dependent noise", *IEICE Trans. Fundamentals*, vol. E76A, pp. 1790-1803, October 1993.
- [5] 김태현, 김광순, 유상우, 송익호, "약의존성 잡음에서 몇가지 신호검파 방식들의 성능 특성", 한국통신학회 논문지, 21권, 155-160쪽, 1996년 1월
- [6] 김선용, 송익호, 장태주, 김광순, "적분검파력 결정 기준에서의 가설 검정과 알려진 신호 검파", 한국통신학회 논문지, 21권, 721-727쪽, 1996년 3월
- [7] 배진수, 이주식, 김윤희, 송익호, "덧셈 잡음에서 합성 신호의 비모수 검파기", 한국통신학회 논문지, 22권, 1543-1549쪽, 1997년 7월
- [8] 김홍길, 박소령, 윤석호, 이주식, 송익호, "중앙값을 움직인 부호를 바탕으로 한 비모수검파기: 접근 성능과 유한 표본 성능", 한국통신학회 논문지, 23권, 1454-1460쪽, 1998년 6월
- [9] H.V. Poor and J.B. Thomas, "Memoryless discrete-time detection of a constant signal in m-dependent noise," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol IT-23, pp. 54-61, January 1979.
- [10] D.R. Halverson and G.L. Wise, "Asymptotic memoryless discrete-time detection of ϕ -mixing signals in ϕ -mixing noise," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. IT-30, pp. 415-417, March 1984.
- [11] A.M. Maras, "Locally optimum detection in moving average non-Gaussian noise," *IEEE Trans. Commun.*, vol. COM-36, pp. 907-912, August 1988.
- [12] 이민수, 윤석호, 송익호, 박소령, "잡음이 공간적으로 의존할 때의 복합신호 검파", 한국통신학회 논문지, 23권, 2822-2828쪽, 1998년 10월
- [13] H.V. Poor, "Signal detection in the presence of weakly dependent noise- part I: optimum detection." *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. IT-28, pp. 735-744, September 1982.
- [14] M.B. Priestley, *Spectral Analysis of Time Series*, London: Academic, 1981.
- [15] S.A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*, New York: Springer-Verlag, 1987.
- [16] T.S. Ferguson, *Mathematical Statistics: Decision Theory Approach*, New York: Academic, 1967.
- [17] E.L. Lehmann, *Test Statistical Hypotheses*, 2nd ed., New York: John Wiley & Sons, 1986.

저 자 소 개

金光淳(正會員) 第 36卷 S編 第 10號 參照

元大漢(正會員)

1977년 4월 1일 태어남. 1994년 3월~1998년 2월 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 공학사. 1998년 3월~현재 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 석사과정 주 관심분야는 이동통신, 신호검파

宋翊鎬(正會員) 第 36卷 S編 第 10號 參照

尹炯植(正會員) 第 36卷 S編 第 9號 參照

李姝美(正會員) 第 36卷 S編 第 9號 參照

金善勇(正會員) 第 36卷 S編 第 9號 參照