

약의존성 잡음모형에서 순위를 바탕으로 한 신호검파기

(A Rank-Based Signal Detector in a Weakly Dependent Noise Model)

金光淳*, 尹錫皓*, 朴昭玲*, 李柱植*, 宋翊鎬*, 金善勇**

(Kwang Soon Kim, Seokho Yoon, So Ryoung Park, Jooshik Lee, Ickho Song, and Sun Yong Kim)

요 약

이 논문에서는, 먼저 약의존성을 나타내는 덧셈꼴 잡음환경을 잘 나타낼 수 있는 모형을 생각하였다. 그 다음에 이 모형에서 순위 통계량을 바탕으로 하여 알려진 신호와 확률 신호의 비모수 검파를 생각하였다. 약의존성 잡음모형에서 알려진 신호와 확률신호를 검파하는 국소최적순위검파기의 검정통계량을 얻었으며, 점근상대효율을 써서 이들 검파기의 성능을 분석하였다.

Abstract

In this paper, we consider nonparametric signal detection problems under the presence of additive noise exhibiting weak dependence. We derive the test statistics of the locally optimum rank detectors under a weakly dependent noise model for known and random signal cases. The performance characteristic of the locally optimum rank detectors are analyzed in terms of asymptotic relative efficiency.

I. 서 론

국소최적검파기는 약한신호를 검파하는데 알맞고, 효율적이기 때문에 신호검파이론과 응용분야에서 많은 관심을 끌어왔다^[1]. 국소최적검파기의 한 부류인 국소최적순위 (이 논문에서는 줄여서 '국최순') 검파기는 단순한 산술만을 필요로 하고, 그 성능이 잡음모형의 변

화에 그리 민감하지 않으며, 비모수 성질을 가지고 있기 때문에 많이 연구되어 왔다. 특히, [2]에서는 덧셈꼴 잡음에서 확률신호의 국소최적순위 검파를 다루었으며, [3]과 [4]에서는 순위통계량을 써서 각각 알려진 신호와 확률신호 검파 방식을 다루었다.

신호검파문제에서 보통 덧셈꼴 잡음 표본은 서로 독립이라고 든다. 그러나, 그런 가정이 실제적으로 맞지 않는 때가 많다. 따라서, 의존성 잡음 모형에서의 신호 검파를 연구할 필요가 있다. 여러 가지 잡음모형에서 신호 검파 문제를 다룬 보기로는 참고문헌 [5]-[8]을 들 수 있다. [5]-[8]은 각각 m -의존성 잡음, 이동평균 비정규잡음, 순수덧셈꼴 잡음, 대수정규간섭잡음에서의 신호 검파 문제를 다루고 있다.

이 논문에서는, 약의존성 잡음모형에서 알려진 신호와 확률신호를 검파하는 국최순검파기를 생각할 것이

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

** 正會員, 韓南大學校 電子工學科
(Dept. of Electronics Engineering Hallym University)
接受日字: 1999年1月8日, 수정완료일: 1999年10月26日

다. 약의존성 잡음은 여러가지 모형으로 나타낼 수 있으나, 이 논문에서는 서로 독립이고 분포가 같은 확률과정의 일차 이동평균으로 모형화할 것이다.

II. 관측모형

신호검파문제에서 관측이 잡음만으로 이루어져 있다는 귀무가설을 H_0 , 관측이 잡음과 신호로 이루어져 있다는 대립가설을 H_1 로 쓰자. 이 때, 관측모형을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

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

여기서, $\{X_i\}$ 는 관측값, $\{W_i\}$ 는 약의존성 잡음성분, θ 는 신호세기 매개변수, $\{s_i\}$ 는 신호성분이다. 약의존성 잡음 $\{W_i\}$ 는 일반적으로 볼테라 전개로^[9] 모형화할 수 있다. 그러나, 이 모형은 그 식이 포함하는 항이 무한히 많기 때문에 현실적으로 다룰 수 없다. 따라서, 이 논문에서 약의존성 잡음 성분은 아래 식 (2)와 같이 서로 독립이고 분포가 같은 확률변수의 이동평균으로 [10, 11] 둔다.

$$W_i = e_i + \rho e_{i-1} + \dots + \rho^{i-1} e_1, \quad (2)$$

여기서, $e_i, i=1,2,\dots,n$ 는 서로 독립이고 분포가 같은 확률변수이다. 이들의 확률밀도함수 f_e 는 유한하고 연속적인 미분계수를 갖는 짝수함수이고 정규조건을 [1] 만족시킨다. 식 (2)에서, 의존매개변수라 불리는 ρ 는 W_i 의 상관계수를 결정하고 u_i 는 아래와 같은 단위 계단수열이다.

$$u_i = \begin{cases} 1, & i \geq 0 \text{ 일때,} \\ 0, & i < 0 \text{ 일때.} \end{cases} \quad (3)$$

이제, 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 하자. 그리고, W, e, s 의 결합확률밀도함수를 각각 $f_w(w), f_e(e), f_s(s)$ 로 쓰도록 하자. 그러면,

$$\begin{aligned} f_w(w) &= f_e(W_1)f_e(W_2 - \rho W_1)\dots f_e(W_n - \rho W_{n-1}) + \dots + \\ &\quad (-\rho)^{n-1} f_e(W_1) \\ &= f_e(X_1 - \theta s_1)f_e(X_2 - \theta s_2 - \rho(X_1 - \theta s_1))\dots \\ &\quad f_e(X_n - \rho X_{n-1} + \dots + (-\rho)^{n-1} X_1 \\ &\quad - \theta(s_n - \rho s_{n-1} + \dots + (-\rho)^{n-1} s_1)) \\ &= \prod_{i=1}^n f_e(Y_i - \theta c_i) \\ &= f_c(y - \theta c). \end{aligned} \quad (4)$$

여기서,

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

이다.

III. 국소최적순위검파기

부호 벡터 $Z=(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ 와 크기 순위 벡터 $Q=(Q_1, Q_2, \dots, Q_n)$ 를 정의하자.

여기서 $Z_i = \text{sgn}(Y_i)$ 이고, Q_i 는 집합 $|Y| = \{|Y_1|, |Y_2|, \dots, |Y_n|\}$ 에서 $|Y_i|$ 의 순위이며, $|Y_{[i]}|$ 는 $|Y|$ 에서 i 째로 작은 원소를 나타낸다.

1. 알려진 신호검파

신호 성분 s_i 가 알려진 신호일 때, 일반성을 잃지 않고 $s_i=1$ 이라고 둘 수 있다. (신호성분 s_i 가 모두 다를 때의 결과는 이 논문의 결과를 확장해서 쉽게 얻을 수 있다.) 그러면, $c_i = \frac{1 - (-\rho)^i}{1 + \rho}$ 라는 것을 쉽게 알 수 있다. 이제, (Q, Z) 의 결합확률질량함수를 다음과 같이 쓰자.

$$\begin{aligned} p(a, z|\theta) &= \Pr(Q=a, Z=z|\theta) \\ &= \int_B f_c(y - \theta c) dy. \end{aligned} \quad (5)$$

여기서, $B = \{Y|Q=a, Z=z\}$. 그러면, 국최순 검정 통계량은 아래를 써서 얻을 수 있다.

$$T_{LOR}(\underline{X}) = \frac{dp(\underline{a}, \underline{z}|\theta)}{d\theta} \Big|_{\theta=0} \quad (6)$$

먼저, 식 (4)와 (5)로부터 쉽게 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} \frac{dp(\underline{a}, \underline{z}|\theta)}{d\theta} \Big|_{\theta=0} &= \int_B \frac{df_e(\underline{y}-\theta\underline{c})}{d\theta} \Big|_{\theta=0} d\underline{Y} \\ &= \int_B f_e(\underline{y}) \left[\sum_{i=1}^n c_i g_{LO}(Y_i) \right] d\underline{Y} \\ &= \sum_{i=1}^n c_i \int_B z_i g_{LO}(|Y_i|) f_e(\underline{y}) d\underline{Y} \\ &= \left[\sum_{i=1}^n c_i z_i \Gamma_1(Q_i) \right] / (2^n n!). \end{aligned} \quad (7)$$

그리고,

$$p(\underline{a}, \underline{z}|0) = \int_B f_e(\underline{Y}) d\underline{Y} = 1/(2^n n!) \quad (8)$$

여기서,

$$g_{LO}(x) = -f'_e(x)/f_e(x), \quad \Gamma_1(i) = E\{g_{LO}(|Y_{[i]}|)\theta=0\}$$

따라서, 국최순 검정 통계량은

$$T_{LOR}(\underline{Y}) = \sum_{i=1}^n c_i z_i \Gamma_1(Q_i) \quad (9)$$

2. 확률신호검파

확률신호성분 $\{s_i\}$ 가 평균이 0이고 (평균이 0이 아니면 알려진 신호 검파 문제와 같아진다), 공분산이 $r_s(i, j)$ 인 확률과정이라고 하자. 이때 $(\underline{Q}, \underline{Z})$ 의 결합 확률밀도함수는

$$\begin{aligned} p(\underline{a}, \underline{z}|\theta) &= \Pr(\underline{Q} = \underline{a}, \underline{Z} = \underline{z}|\theta) \\ &= \int_B \int_{R^n} f_e(\underline{Y} - \theta\underline{c}) f_s(\underline{s}) d\underline{s} d\underline{Y}. \end{aligned} \quad (10)$$

여기서, R^n 은 n 차원 실수의 전체집합이다. 이제, 확률신호 국최순 검정통계량은 아래를 써서 계산할 수 있다.

$$T_{LOR}(\underline{X}) = \frac{d^2 p(\underline{a}, \underline{z}|\theta)}{d\theta^2} \Big|_{\theta=0} \quad (11)$$

먼저, 식 (4)와 (10)으로부터 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} &\frac{d^2 p(\underline{a}, \underline{z}|\theta)}{d\theta^2} \Big|_{\theta=0} \\ &= \int_B \int_{R^n} \frac{d^2 f_e(\underline{Y} - \theta\underline{c})}{d\theta^2} \Big|_{\theta=0} f_s(\underline{s}) d\underline{s} d\underline{Y} \\ &= \int_B \int_{R^n} f_e(\underline{Y}) f_s(\underline{s}) \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n c_i c_j g_{LO}(Y_i) g_{LO}(Y_j) \right. \\ &\quad \left. + \sum_{i=1}^n c_i^2 h_{LO}(Y_i) \right] d\underline{s} d\underline{Y} \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n \int_{R^n} c_i c_j f_s(\underline{s}) d\underline{s} \\ &\quad \int_B z_i z_j g_{LO}(|Y_i|) g_{LO}(|Y_j|) f_e(\underline{Y}) d\underline{Y} \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \int_{R^n} c_i^2 f_s(\underline{s}) d\underline{s} \int_B h_{LO}(|Y_i|) f_e(\underline{Y}) d\underline{Y} \\ &= \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n E_s \{ c_i c_j \} z_i z_j \Gamma_2(Q_i, Q_j) \right. \\ &\quad \left. + \sum_{i=1}^n E_s \{ c_i^2 \} D(Q_i) \right] / (2^n n!). \end{aligned} \quad (12)$$

그리고,

$$p(\underline{a}, \underline{z}|0) = \int_B \int_{R^n} f_e(\underline{Y}) f_s(\underline{s}) d\underline{s} d\underline{Y} = 1/(2^n n!) \quad (13)$$

여기서, $h_{LO}(x) = f''_e(x)/f_e(x)$, $E_s \{ \cdot \}$ 는 \underline{s} 에 대한 평균, $\Gamma_2(i, j) = E\{g_{LO}(|Y_{[i]}|)g_{LO}(|Y_{[j]}|)\theta=0\}$, $D(i) = E\{h_{LO}(|Y_{[i]}|)\theta=0\}$. 따라서, 확률신호 국최순 검정통계량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} T_{LOR}(\underline{Y}) &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n E_s \{ c_i c_j \} z_i z_j \Gamma_2(Q_i, Q_j) \\ &\quad + \sum_{i=1}^n E_s \{ c_i^2 \} D(Q_i) \end{aligned} \quad (14)$$

IV. 성능분석

이 절에서는, 약의존성 잡음모형아래에서 국최순 검파기의 성능특성을 분석한다. 먼저, 알려진 신호검파 문제를 생각한다.

정리 1

검정통계량이 (9)인 알려진 신호 국최순 검파기의 효능은

$$\xi_{LOR} = \frac{I_1(f_e)}{(1 + \rho)^2}$$

이다.

정리 2

알려진 신호 국소최적 검파기의 효능은

$$\xi_{LO} = \frac{I_1(f_e)}{(1+\rho)^2}$$

이다.

정리 1, 2의 증명은 부록에 나타나 있다. 곧, 정리 1, 2로부터 약의존성 잡음모형에서 알려진 신호 국최순 검파기와 국소최적 검파기의 점근 성능은 (덧셈꼴 흰빛 정규 잡음 모형에서와 마찬가지로) 서로 같다는 것을 쉽게 알 수 있다.

이제, 확률 신호검파 문제를 생각해본다.

$$\langle E_s^2(c, c) \rangle_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n E_s^2(c_i, c_j),$$

$$\langle E_s^2(c^2) \rangle_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_s^2(c_i^2),$$

$$\langle E_s(c^2) \rangle_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_s(c_i^2),$$

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

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

라고 정의하자. 그리고, n 이 무한히 클 때, 이 정의식 들에서 아래첨자 n 을 뺀 것이다. 이때, 다음과 같은 정 리가 성립한다.

정리 3

확률신호 국최순 검파기의 효능은 다음과 같다.

표 1. $r_s(i, j) = r^{|i-j|}$ 일 때, 국소최적검파기와 국최순 검파기의 몇몇 값

Table 1. Some quantities of the LO and LOR detectors when $r_s(i, j) = r^{|i-j|}$.

$f_e(x)$	$e^{-x^2} / \sqrt{2\pi}$	$\frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2}$
$I_1(f_e)$	1	$\frac{1}{3}$
$I_2(f_e)$	2	$\frac{1}{5}$
ξ_{LO}	$\frac{2(1-\rho r)K_1(\rho, r)}{(1+\rho r)^3(1-\rho^2)^3(1-r^2)}$	$\frac{(1-\rho r)K_3(\rho, r)}{45(1+\rho r)^3(1-\rho^2)^3(1-r^2)}$
ξ_{LOR}	$\frac{4(1-\rho r)K_2(\rho, r)}{(1+\rho r)^3(1-\rho^2)^3(1-r^2)}$	$\frac{4(1-\rho r)K_2(\rho, r)}{(1+\rho r)^3(1-\rho^2)^3(1-r^2)}$
$ARE_{LOR, LO}$	$\frac{2K_2(\rho, r)}{K_1(\rho, r)}$	$\frac{20K_2(\rho, r)}{K_3(\rho, r)}$
$K_2(\rho, r) = \rho^2 r^2(1-r^2)(1-\rho^2) + (r-\rho)^2(1+\rho r)^2$		
$K_3(\rho, r) = (9+11\rho^2 r^2)(1-r^2)(1-\rho^2) + 20(r-\rho)^2(1+\rho r)^2$		

$$\xi_{LOR} = 2I_1^2(f_e)[\langle E_s^2(c, c) \rangle - \langle E_s^2(c^2) \rangle] + I_2(f_e)[\langle E_s^2(c^2) \rangle - \langle E_s(c^2) \rangle^2] \tag{15}$$

정리 3의 증명은 부록에 나타나 있다. 약의존성잡음 모형에서 확률신호 국소최적검파기의 효능이^[12]

$$\xi_{LO} = 2I_1^2(f_e)[\langle E_s^2(c, c) \rangle - \langle E_s^2(c^2) \rangle] + I_2(f_e)\langle E_s^2(c^2) \rangle \tag{16}$$

이므로, (15)로부터 $\langle E_s(c^2) \rangle^2 \ll \langle E_s^2(c^2) \rangle$ 이면 국최순 검파기의 점근성능이 국소최적검파기의 점근성능과 꽤 가깝다는 것을 쉽게 알 수 있다.

여기서, $\langle E_s(c^2) \rangle^2 \ll \langle E_s^2(c^2) \rangle$ 라는 조건은 신호세기가 시간적으로 균등하지 않고, 신호의 상관특성이 잡음의 상관특성과 꽤 다르다는 것을 뜻한다.

보기를 들어, $r_s(i, j) = r^{|i-j|}$, $0 < |r| < 1$ 일 때를 생각해 보자. 이때, 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

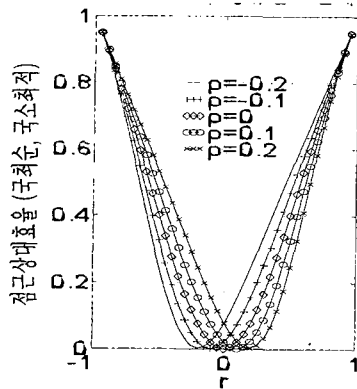
$$\langle E_s^2(c, c) \rangle = \frac{(1-\rho r)K_1(\rho, r)}{(1+\rho r)^3(1-\rho^2)^3(1-r^2)} \tag{17}$$

$$\langle E_s^2(c^2) \rangle = \frac{(1-\rho r)^2}{(1-\rho^2)^2(1+\rho r)^2} \tag{18}$$

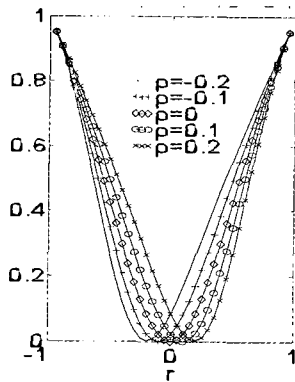
$$\langle E_s(c^2) \rangle = \frac{1-\rho r}{(1-\rho^2)(1+\rho r)} \tag{19}$$

$$K_1(\rho, r) = (1+\rho^2 r^2)(1-r^2)(1-\rho^2) + 2(r-\rho)^2(1+\rho r)^2 \tag{20}$$

위 결과를 얻을 때, 국소최적검파기의 검정통계량과 효능은 [12]에서 얻은 결과를 썼다. 덧셈꼴 잡음이 서로 독립이고 분포가 같은 정규과정과 로지스틱 과정의 일차 이동평균일 때, 국소최적검파기와 국최순검파기의 몇몇 점근적인 값들이 표 1에 주어져 있다. 이 표에서 ARE는 점근 상대 효능을 (asymptotic relative efficiency) 나타낸다.



(a)



(b)

그림 1. 의존매개변수 ρ 와 점근상대효율(국최순, 국소최적)

- (a) ρ_i 가 정규확률변수일 때
- (b) ρ_i 가 로지스틱확률변수일 때

Fig. 1. $W ARE_{LOR, LO}$ for various values of ρ .

- (a) when ρ_i is Gaussian and
- (b) when ρ_i is logistic.

그림 1에서 신호의 공분산 함수가 잡음의 공분산과 다를 때 국최순검파기가 쓸모있다는 것을 쉽게 알 수 있다. 보기를 들어, $\rho = -0.2$ 일 때, $ARE_{LOR, LO}$ 의 값은 $r = -0.2$ 주위에서 거의 0이다. 그리고 이 점근상대효

율의 값은 $|r - \rho|$ 가 커지면 점점 커진다.

V. 맺음말

이 논문에서는, 약의존성 잡음 모형에서 알려진 신호와 확률 신호의 국최순 검파를 생각했다. 약의존성 잡음에서 국최순 검파기의 검정 통계량을 유도하였고, 점근성능을 분석한 뒤, 국소최적검파기와 점근상대효능을 견주어 보았다.

알려진 신호를 검파할 때 국최순 검파기의 점근성능은 국소최적검파기의 점근성능과 같았다. 확률신호를 검파할 때는 국소최적검파기의 점근성능이 더 뛰어났다. 그러나, 신호세기가 시간적으로 균등하지 않고 신호의 상관특성이 잡음의 상관특성과 다를 때, 국최순 검파기는 일개가 단순하지만, 국소최적검파기와 비슷한 성능을 보였다.

부 록

정리 1의 증명

귀무가설에서 Z_i 가 1 또는 -1일 확률이 똑같으므로 다음을 쉽게 알 수 있다.

$$\begin{aligned} & \left. \frac{dE\{T_{LOR}(Y)|H_1\}}{d\theta} \right|_{\theta=0} \\ &= V\{T_{LOR}(Y)|H_0\} \\ &= E\left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_i c_j z_i z_j \Gamma_1(Q_i) \Gamma_1(Q_j) \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n c_i^2 E\{\Gamma_1^2(Q_i)\} \end{aligned} \tag{21}$$

한편 [2]에서 $E\{\Gamma_1^2(Q_i)\} = I_1(f_\theta)$ 라는 것이 알려졌다. 곧, 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} \xi_{LOR} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} V\{T_{LOR}(Y)|H_0\} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{I_1(f_\theta)}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1 - 2(-\rho)^i + \rho^{2i}}{(1 + \rho)^2} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{I_1(f_\theta)}{n} \left[\frac{n}{(1 + \rho)^2} + 2 \frac{\rho + (-\rho)^{i+1}}{(1 + \rho)^3} \right. \\ & \quad \left. + \frac{\rho^2 - \rho^{2n}}{(1 + \rho)^2(1 - \rho^2)} \right] \\ &= \frac{I_1(f_\theta)}{(1 + \rho)^2} \end{aligned} \tag{22}$$

정리 2의 증명

먼저 다음을 쉽게 알 수 있다

$$\begin{aligned} & \left. \frac{dE\{T_{LOR}(X)|H_1\}}{d\theta} \right|_{\theta=0} \\ &= V\{T_{LOR}(Y)|H_0\} \\ &= E\left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_i c_j g_{LOR}(Y_i) g_{LOR}(Y_j) \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n c_i^2 E\{g_{LOR}^2(Y_i)\} = I_1(f_e) \sum_{i=1}^n c_i^2 \end{aligned} \tag{23}$$

식 (22)와 (23)으로부터, 다음을 얻는다.

$$\xi_{LOR} = \frac{I_1(f_e)}{(1+\rho)^2} \tag{24}$$

정리 3의 증명.

먼저

$$\begin{aligned} & \left. \frac{d^2 E\{T_{LOR}(Y)|H_1\}}{d\theta^2} \right|_{\theta=0} \\ &= V\{T_{LOR}(Y)|H_0\} \\ &= E\{A^2 + 2AB + B^2|H_0\} \end{aligned} \tag{25}$$

여기서,

$$\begin{aligned} A &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n E_s\{c_i c_j\} z_i z_j I_2(Q_i, Q_j), \\ B &= \sum_{i=1}^n E_s\{c_i^2\} D(Q_i). \end{aligned}$$

이제, $\langle \Gamma_2^2 \rangle_n = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n \Gamma_2^2(i, j)$ $\langle D^m \rangle_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D^m(i)$ 라 두고, n 이 무한히 클 때 아래첨자 n 을 쓰지 않도록 하자. 그러면, $\langle \Gamma_2^2 \rangle = I_1^2(f_e)$, $\langle D^2 \rangle = I_2(f_e)$, $\langle D \rangle_n = 0$ 임을 쉽게 알 수 있다^[2]. 이를 쓰면, 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} E\{A^2\} &= 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n E_s^2\{c_i c_j\} E\{\Gamma_2^2(i, j)|H_0\} \\ &= 2n[\langle E_s^2(c, c) \rangle_n - \langle E_s^2(c^2) \rangle_n] \langle \Gamma_2^2 \rangle_n \end{aligned} \tag{26}$$

$$E\{AB\} = 0 \tag{27}$$

$$\begin{aligned} E\{B^2\} &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n E_s\{c_i^2\} E_s\{c_j^2\} E\{D(Q_i)D(Q_j)|H_0\} \\ &+ \sum_{i=1}^n E_s^2\{c_i^2\} E\{D^2(Q_i)|H_0\} \\ &= \frac{n^2}{n-1} [\langle E_s^2(c^2) \rangle_n - \langle E_s(c^2) \rangle_n^2] \langle D^2 \rangle_n \end{aligned} \tag{28}$$

따라서, 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} \xi_{LOR} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{V\{T_{LOR}(Y)\}}{n} \\ &= 2I_1^2(f_e)[\langle E_s^2(c, c) \rangle - \langle E_s^2(c^2) \rangle] \\ &+ I_2(f_e)[\langle E_s^2(c^2) \rangle - \langle E_s(c^2) \rangle^2] \end{aligned} \tag{29}$$

참 고 문 헌

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

[2] 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.

[3] 송익호, 손재철, 김상엽, 김신용, "신호의존성 잡음에서 순위통계량을 쓰는 알려진 신호검파 방식", 한국통신학회 논문지, 16권, 319-325쪽, 1991년 4월

[4] 송익호, 한영욱, 엄태상, 오택상, 유홍균 "순위 통계량으로 확률 신호를 검파하는 방법: 제2부. 두 표본을 쓸 때", 한국통신학회 논문지, 16권, 445-450쪽, 1991년 5월.

[5] 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.

[6] A.M. Maras, "Locally optimum detection in moving average non-Gaussian noise," *IEEE Trans. Commun.*, vol. COM-36, pp. 907-912, August 1988.

[7] J. Bae and I. Song, "On rank-based nonparametric detection of composite signals in purely-additive noise", *Signal Process.*, vol. 62, pp. 257-264, October 1997.

[8] 배진수, 이주식, 박소령, 송익호, 김홍길, "대수정규 간섭에서 쓰논이 검파기의 해석", 한국통신학회 논문지, 23권, 2665-2670쪽, 1998년 10월.

[9] M.B. Priestley, *Spectral Analysis of Time Series*, London: Academic, 1981.

[10] H.V. Poor, "Signal detection in the presence of weakly dependent noise," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. IT-28, pp. 735-744, Sep. 1982.

- [11] 김태현, 김광순, 유상우, 송익호, “약의존성 잡음에서 몇가지 신호검파 방식들의 성능특성”, 한국통신학회 논문지, 21권, 155-160쪽, 1996년 1월
- [12] K.S. Kim, S.Y. Kim, I. Song, and S.R. Park, “Locally optimum detector for correlated random signals in a weakly dependent noise model,” *Signal Process.*, vol. 74, pp. 317-322,

 저 자 소 개

金光淳(正會員) 第 36卷 S編 第 10號 參照

尹錫鎬(正會員)

1976년 1월 7일 태어남. 1997년 2월 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 공학사(최우등). 1999년 2월 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 공학석사. 1999년 3월~현재 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사 과정. 주관심 분야는 이동통신, 통계학적 신호처리, 적용 신호처리

朴昭玲(正會員)

1974년 11월 22일 태어남. 1997년 2월 연세대학교 전자공학과 공학사. 1999년 2월 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 공학석사. 1999년 3월~현재 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정. 주관심 분야는 이동통신, 신호검파

李柱植(正會員)

1974년 7월 30일 태어남. 1996년 2월 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 공학사. 1998년 2월 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 공학석사. 1998년 3월~현재 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정 주관심 분야는 배열신호처리, 신경회로망, 이동통신

宋翊鎬(正會員) 第 36卷 S編 第 10號 參照

金善勇(正會員) 第 36卷 S編 第 9號 參照