

수신 다양성을 쓰는 인지 무선통신에 알맞은 새로운 주파수 검출 기법: 경로 감쇄가 없을 때의 성능 분석

강 현 구*, 송 익 호***, 배 진 수**, 민 황 기****, 김 동 진*

A Novel Spectrum Sensing Scheme for Cognitive Radio with Receive Diversity: Performance Analysis in Non-Fading Channel

Hyun Gu Kang*, Ickho Song***, Jinsoo Bae**, Hwang-ki Min****,
and Dongjin Kim*

요 약

이 논문에서는 수신 다양성을 쓰는 인지 무선통신에 알맞은 새로운 주파수 검출 기법을 제안한다. 제안한 기법은 일반화된 비슷함비 검정 검파기와 비선형 다양성 결합 기법을 바탕으로 둔 바, 충격성 환경에서도 주파수 검출 성능이 꽤 뛰어나다. 제안한 주파수 검출 기법이 이제껏 널리 쓰이던 주파수 검출 기법들보다 검출 성능이 안정적이며 특히 충격성 환경에서 성능이 뛰어나다는 것을 이론적인 분석과 모의실험으로 보인다.

ABSTRACT

In this paper, we propose a class of spectrum sensing schemes for cognitive radio with receive diversity. By considering the generalized likelihood ratio test detector in each branch and exploiting non-linear diversity combining strategy, the proposed scheme exhibits reasonable performance for spectrum sensing even in the environment of heavier-tailed noise. From the results of analysis and computer simulations, it is observed that the proposed scheme provides significant performance gain and performance stability over the conventional schemes, especially in impulsive noise environment.

Keywords : Cognitive Radio, Spectrum Sensing, Receive Diversity, Impulsive Noise, Order Statistics

* 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정({khg, hkmin, dkim}@Sejong.kaist.ac.kr)

**** 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 석사과정

*** 교신저자 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 교수 (i.song@ieee.org)

** 세종대학교 전자정보통신공학부 부교수 (bjae@sejong.ac.kr)

접수일자 : 2010년 9월 18일, 수정일자 : 2010년 10월 15일, 심사완료일자 : 2010년 12월 10일

1. 머리말

주파수 검출은 인지 무선통신에 (cognitive radio) 쓰이는 여러 기술들 가운데 가장 중요한 기술 가운데 하나이다 [1]. 인지 무선통신은 주파수 검출 기술을 써서 주 쓰는이 (primary user) 또는 다른 주파수 쓰는이에게 (spectrum user) 간섭을 일으키지 않고 효율적으로 주파수를 쓸 수 있다.

주파수 검출 기법은 크게 동기 검파 (coherent detection) 기법, 신호 특징 검파 (feature detection) 기법, 비동기 검파 (non-coherent detection) 기법으로 나눌 수 있다 [1]. 동기 검파 기법은 주파수 쓰는이의 전송 정보를 (변조 방식과 채널 추정에 쓰이는 파일럿 정보와 같은 것을) 정확히 알아야 쓸 수 있으며 주파수 검출 성능이 가장 좋다 [1], [2]. 신호 특징 검파 기법은 주파수 쓰는이의 변조 신호 평균과 자기상관과 같은 신호 특징을 알 때 이를 바탕으로 주파수 쓰는이의 신호를 검출한다. 인지 무선통신이 국소 잡음의 분포만 알고 주파수 쓰는이의 전송 정보를 알 수 없을 때에는 비동기 검파 기법으로 주파수를 검출한다 [1], [3]. 비동기 검파기 가운데 가장 흔히 쓰이는 검파기로 에너지 검파기를 들 수 있는데, 에너지 검파기는 정규 잡음 환경에서 검파 성능이 좋고 주파수를 빠르게 검출해야하는 인지 무선통신 시스템에 알맞아 이제까지 여러 논문에서 에너지 검파기를 바탕으로 하는 주파수 검출 기법들을 연구해 왔다 [1]-[4].

한편, 다양성 결합 기법은 여러 무선 통신 시스템에서 감쇄와 덧셈꼴 잡음의 영향을 줄이는 데 쓰이는 바 [5], 인지 무선통신 분야에서도 주파수 검출 성능을 높이고자 다양성 결합 기법을 쓰는 연구가 이루어졌다. 좀더 자세

히 말하자면, 덧셈꼴 흰빛 정규 잡음 환경에서 에너지 검파기를 바탕으로 하는 인지 무선통신의 주파수 검출 성능을 더 좋게 하고자, 같은 이득 결합과 (equal gain combining) 에너지 검파기를 엮어 에너지 검파기를 바탕으로 하는 같은 이득 결합 (줄여서: 에검같결) 기법 그리고 고름 결합과 (selection combining) 에너지 검파기를 엮어 에너지 검파기를 바탕으로 하는 고름 결합 (줄여서: 에검고결) 기법이 제안된 바 있다 [6], [7].

이제까지 여러 연구에서 주파수 검출 기법은 정규 잡음 환경에 알맞게 설계되었다. 비록 중심 극한 정리에 따라 정규 잡음 환경을 가정하는 것이 알맞지만, 실제 통신 시스템의 잡음은 정규 잡음이 아닌 (곧, 충격성 잡음 또는 긴 꼬리 잡음인) 때가 많다고도 알려져 있다 [8], [9]. 잡음이 충격성을 띠면 정규 잡음에 알맞게 설계된 검파기의 성능은 크게 떨어질 것이다. 더욱이, 같은 이득 결합과 선택 결합 기법들은 충격성 잡음 환경에서 잡음의 영향을 줄이는 데에 알맞지 않다. 곧, 에검같결 기법과 에검고결 기법은 충격성 잡음 환경에서 검출 성능이 썩 좋지는 않다. 따라서, 실제 통신 시스템을 고려할 때, 충격성 환경에서도 주파수 검출 성능이 뛰어난 새로운 검출 기법을 연구하는 것은 매우 뜻있는 일이라 할 수 있다.

이 연구에서는 수신 안테나를 여러 개 쓰는 인지 무선통신에 알맞은 새로운 주파수 검출 기법을 제안한다. 제안한 주파수 검출 기법의 검정 통계량은 수신 안테나 가지에서 고른 하나 또는 그 보다 많은 대수 비슷함비의 (log-likelihood ratios) 순서 통계량들의 합이다. 제안한 주파수 검출 기법은 비선형 다양성 결합 기법을 써서 값이 매우 큰 관측의 영향을 줄이는 바, 잡음 환경이 바뀌더라도 주파수

검출 성능이 안정적이다. 이 논문에서는 제안한 주파수 검출 기법의 검출 성능을 경로 감쇄가 일어나지 않는 여러 잡음 환경에서 분석하고, 기존 주파수 검출 기법들과 검출 성능을 견주어 볼 것이다.

II. 시스템 모형

그림 1은 수신 다양성을 L 개 쓰는 인지 무선통신 시스템이다. 주 쓰는이는 언제든지 신호를 보낼 수 있지만 인지 무선통신은 신호를 보내기에 앞서서 주파수를 쓰는이가 있는지를 판단해야 한다. 더욱이, 인지 무선통신이 비어 있는 주파수 대역을 찾아내 신호를 보내고 있더라도, 그 주파수 대역의 주 쓰는이가 신호를 보내고자 한다면 인지 무선통신은 바로 전송을 멈추어야 한다.

수신 다양성을 L 개 쓰는 인지 무선통신에서, l 째 안테나의 n 째 바탕대역 이산 시간 관측 $R_{n,l} = R_{I,n,l} + jR_{Q,n,l}$ 의 벡터 \underline{R}_l 을

$$\underline{R}_l = [R_{1,b}, R_{2,b}, \dots, R_{N/2,l}] \quad (1)$$

처럼 쓰자. 이때, 표본 크기 $N/2 = BT$ 는 신호 대역폭 B 와 심볼 시간 T 로 결정되며 BT 는 자연수라고 둔다. 보내는 쪽의 전송 신호 전력 이 제한되어 있을 때, 받는 쪽이 보내는 쪽의 전송 정보를 모르면 전송 다양성을 쓰더라도 성능을 높일 수 없다고 알려져 있으므로 [11], 이 논문에서는 주파수 쓰는이가 전송 다양성을 쓰지 않는다고 (보내는 안테나는 하나라고) 둔다. 그러면, 주파수 대역을 쓰는이가 없을 때 바탕대역 이산 시간 관측 벡터는

$$\underline{R}_l = \underline{W}_l, \quad l = 1, 2, \dots, L \quad (2)$$

처럼 나타낼 수 있고, 주파수 대역을 쓰는이가 있을 때는

$$\underline{R}_l = \underline{H}_l \otimes \underline{S} + \underline{W}_l, \quad l = 1, 2, \dots, L \quad (3)$$

처럼 나타 낼 수 있다. 식 (2)와 (3)에서

$$\underline{H}_l = [H_{1,b}, H_{2,b}, \dots, H_{N/2,l}] \quad (4)$$

는 l 째 안테나의 n 째 복소 채널 이득 $H_{n,l} = H_{I,n,l} + jH_{Q,n,l}$ 의 벡터를 나타내고,

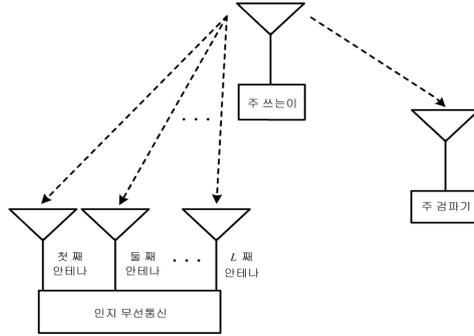


그림 1. 수신 다양성 L 개를 쓰는 인지 무선통신.

Figure 1. The cognitive radio with L receive antenna branches.

$$\underline{S} = [S_1, S_2, \dots, S_{N/2}] \quad (5)$$

는 주파수 쓰는이의 n 째 전송신호 $S_n = S_{I,n} + jS_{Q,n}$ 의 벡터를 나타내며,

$$\underline{W}_l = [W_{1,b}, W_{2,b}, \dots, W_{N/2,l}] \quad (6)$$

은 l 째 안테나의 n 째 복소 덧셈꼴 잡음 $W_{n,l} = W_{I,n,l} + jW_{Q,n,l}$ 의 벡터이고, \otimes 는 두 벡터의 원소끼리의 곱을 나타낸다. 이 논문에서 아래 첨자 I 와 Q 는 각각 동위상 (in-phase) 성분과 직교 (quadrature) 성분을 나타낸다. 한편, (3)에서

$$\underline{H}_l \otimes \underline{S} = [H_{1,l}S_1, H_{2,l}S_2, \dots, H_{N/2,l}S_{N/2}] \quad (7)$$

은 경로 감쇄를 겪은 전송신호 벡터임을 새겨 두자.

주파수 검출 문제는 이진 가설검정 문제로 풀 수 있는데, 이때 귀무가설은

$$\mathbb{H}_0: \text{쓰고자 하는 주파수 대역을 쓰는이가 없다} \quad (8)$$

이고, 대립가설은

$$\mathbb{H}_1: \text{쓰고자 하는 주파수 대역을 쓰는이가 있다} \quad (9)$$

이다. 이때, 수신 신호 행렬

$$\mathbf{R} = [R_1, R_2, \dots, R_L] \quad (10)$$

을 바탕으로 검정 통계량 $T_S(\mathbf{R})$ 을 얻고 이를 문턱값 λ 와 견주어 결정을 내리는데, 이를 식으로 나타내면

$$T_S(\mathbf{R}) \underset{\mathbb{H}_0}{>} \lambda \quad (11)$$

처럼 쓸 수 있다. 여기서, 문턱값 λ 는 시스템에 필요한 오경보 확률 $\Pr\{T_S(\mathbf{R}) > \lambda | \mathbb{H}_0\}$ 을 만족시키도록 둔다.

III. 주파수 검출 기법

3.1 예검갈결 기법과 예검고결 기법

주파수 쓰는이의 전송 정보를 인지 무선통신이 알고 있다면, (2)와 (3)이 나타내는 시스템 모형에서는 가장 큰 비 결합 (maximal ratio combining) 기법이 최적일 것이다. 하지만, 인지 무선통신은 주파수 쓰는이의 전송 정보를 알 수 없을 때가 많으므로, 이 논문에서는 경로 계수를 추정할 까닭이 없는 같은 이득 결합 기법과 선택 결합 기법만 생각한다. 같은 이득 결합은 모든 가지 출력을 더하는 준최적 선형 다양성 결합 기법이고 선택 결합은 가장 큰 가지의 출력을 고르는 비선형 다양성 결합 방식이다.

한편, 주파수 쓰는이의 전송 정보를 인지 무선통신이 알 수 없을 때는 비동기 검파기를 써서 주파수를 검출한다. 비동기 검파기 가운데 에너지 검파기는 열개가 간단하여 신호를 빨리 검출할 수 있고 정규 잡음에서 성능이 좋기 때문에, 인지 무선통신에서 주파수를 검출하는 데에 널리 쓰인다.

이제, 에너지 검파기와 다양성 결합 기법을 엮은 예검갈결 기법과 예검고결 기법을 살펴

보자. 수신 다양성을 쓰는 인지 무선통신에서 l 째 에너지 검파기 출력은

$$E(\underline{R}_l) = \sum_{n=1}^{N/2} |R_{n,l}|^2 \quad (12)$$

처럼 쓸 수 있다. 예검갈결 기법은 에너지 검파기 출력들 $\{E(\underline{R}_l)\}_{l=1}^L$ 을 모두 더한 것을 검정 통계량으로 쓴다. 곧, 예검갈결 기법의 검정 통계량은

$$T_{EEGC}(\mathbf{R}) = \sum_{l=1}^L E(\underline{R}_l) \quad (13)$$

처럼 나타낼 수 있다 [6], [7]. 한편, 예검고결 기법은 에너지 검파기 출력들 $\{E(\underline{R}_l)\}_{l=1}^L$ 가운데 가장 큰 값을 검정 통계량으로 쓴다. 곧, $E_{(l)}(\mathbf{R})$ 을 $\{E(\underline{R}_l)\}_{l=1}^L$ 의 l 째 순서 통계량이라 두면, 예검갈결 기법의 검정 통계량은 다음과 같이 쓸 수 있다 [6]

$$T_{ESC}(\mathbf{R}) = E_{(L)}(\mathbf{R}). \quad (14)$$

검정 통계량 (13)과 (14)를 쓰는 주파수 검출 기법은, 다시 말해 예검갈결 기법과 예검고결 기법은, 정규 잡음 환경에서는 성능이 좋지만 [6], [7], 정규 잡음보다 꼬리가 무거운 잡음 환경에서는 성능이 좋지 않다. 이는, 에너지 검파기는 충격성 환경에 알맞지 않고 같은 이득 모음과 선택 모음 기법은 충격성 잡음의 영향을 줄이는 데에 알맞지 않음을 나타낸다.

3.2 제안한 주파수 검출 기법

인지 무선통신은 주파수가 쓰이고 있는지를 검출하여 주파수 쓰는이에게 간섭을 일으키지 않고 정보를 전송한다. 정규 잡음에 알맞게 설계된 주파수 검출 기법은 충격성 잡음 환경에서는 성능이 썩 좋지 않기 때문에, 충격성 잡음에서도 성능이 좋은 주파수 검출 기법을 설계하는 것은 인지 무선통신과 주파수 쓰는이 모두에게 쓸모 있다. 이 절에서는, 비선형 방

법이 충격성 잡음의 영향을 줄이는 데 알맞다는 것을 바탕으로, 수신 다양성을 쓰는 인지 무선통신에 알맞은 새로운 주파수 검출 기법을 제안한다.

3.2.1 미리 알기

비선형 방법은 여러 신호 처리 응용 분야에서 충격성 잡음의 영향을 줄이는 데 많이 쓰인다 [10], [12], [13]. 보기를 들면, 관측들을 평균한 것의 순서 통계량과 [12] 관측들의 순서 통계량을 평균한 것은 신호 특징을 살리면서 잡음의 영향을 줄이는 데에 쓰인다. 그러므로, 인지 무선통신이 수신 다양성을 쓸 때, 비선형 다양성 결합 기법을 잘 설계하여, 충격성 잡음의 영향을 줄일 수 있을 것임을 기대해 볼 수 있다. 또한, 비선형 다양성 결합 기법을 잘 설계하면 충격성 환경에서 인지 무선통신의 주파수 검출 성능을 안정화 할 수도 있을 것이다.

한편, 안테나 가지마다 쓸 검파기로, 에너지 검파기보다 일반적이고 충격성 잡음 환경에 더욱 쓸모 있는 일반화된 비슷함비 검정 (일비검) 검파기를 고려한다. 일비검 검파기는 구현이 복잡하지 않고 여러 잡음 환경에서 검파 성능이 좋다고 알려져 있다. 에너지 검파기와 달리 일비검 검파기는 잡음의 분포를 알아야 하지만, 인지 무선통신은 잡음의 분포를 알고 있을 때가 많으므로 일비검 검파기를 쓰는 것이 에너지 검파기를 쓰는 것 보다 더 나을 것이다.

3.2.2 제안한 주파수 검출 기법

그림 2는 제안한 주파수 검출 기법의 모형도이다. 인지 무선통신의 l 째 안테나 가지에 있는 일비검 검파기의 출력은 다음과 같다.

$$G(R_l) = \left\{ \frac{f_W(R_l - \widehat{H}_l \otimes S)}{f_W(R_l)} \right\}. \quad (15)$$

여기서, $\ln\{x\}$ 은 자연 대수, f_W 는 \underline{W}_l 의 공통

결합 확률밀도함수, $\widehat{H}_l \otimes S = \{H_{1,l} \otimes S_1, H_{2,l} \otimes S_2, \dots, H_{N/2,l} \otimes S_{N/2}\}$ 은 $H_{n,l} S_n$ 의 가장 큰 비슷함비 추정인 (maximum likelihood estimates) $\widehat{H}_{n,l} S_n$ 이 이루는 벡터이다. 이제, 일

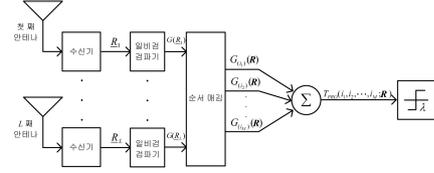


그림 2. 제안한 기법의 모형도 ($M < L$).

Figure 2. A block diagram of the proposed scheme ($M < L$).

비검 검파기 출력들

$$\underline{G} = \{G(R_{i_1}), G(R_{i_2}), \dots, G(R_{i_M})\} \quad (16)$$

의 a 째 순서 통계량을 $G_{(a)}(\mathbf{R})$ 로 두자. 그러면 제안한 기법의 검정 통계량은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$T_{PRO}(i_1, i_2, \dots, i_M; \mathbf{R}) = \sum_{a=1}^M G_{(i_a)}(\mathbf{R}). \quad (17)$$

여기서, M 은 ($1 \leq M \leq L$) 결합에 쓰이는 가지의 개수이고 $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_M \leq L$

이다. 앞으로, 제안한 주파수 검출 기법을, 곧 검정 통계량 (17)를 쓰는 주파수 검출 기법을, $PRO(i_1, i_2, \dots, i_M)$ 으로 쓸 것이다. 보기를 들어, $PRO(2,4)$ 의 검정 통계량은 $G_{(2)}(\mathbf{R}) + G_{(4)}(\mathbf{R})$

이고, 결정 규칙은 $G_{(2)}(\mathbf{R}) + G_{(4)}(\mathbf{R}) \underset{\mathbb{H}_0}{\overset{\mathbb{H}_1}{>}} \lambda$ 이다.

제안한 기법은 가지 갯수 M 과 집합 $\{i_1, i_2, \dots, i_M\}$ 에 따라 여러 주파수 검출 기법을 나타낸다. 보기를 들면, $PRO(1,2, \dots, L)$ 과 $PRO(L)$ 은 각각 일비검 검파기를 바탕으로 하는 같은 이득 결합기법과 일비검 검파기를 바탕으로 하는 선택 결합 기법이다. 한편, 일비검 검파기는 정규 잡음에서 에너지 검파기

와 같으므로, 정규 잡음에서 $PRO(1,2,\dots,L)$ 과 $PRO(L)$ 은 각각 예검결결 기법과 예검고결 기법과 같다.

검정 통계량 (17)를 보면 알 수 있듯이, 제안한 기법은 주파수 검출 기법을 ${}_L C_M = L! / \{M(L-M)!\}$ 개 나타낼 수 있으며, 이들은 잡음의 충격성과 경로 감쇄의 세기에 따라 성능이 다르다. 보기를 들면, 레일리 감쇄와 정규 잡음 환경에서는 가장 좋은 길로 온 신호 성분의 대수 비슷함비가 가장 클 확률이 매우 높으므로, $PRO(L)$ 은 $\{PRO(i)\}$ 가운데 성능이 가장 좋다. 하지만, 충격성 환경에서는 충격성 잡음의 영향을 받은 신호 성분의 대수 비슷함비가 가장 클 확률이 매우 높으므로 $PRO(L)$ 은 성능이 썩 좋지 않다. 이때는, $i < L$ 인 $PRO(i)$ 가 $PRO(L)$ 보다 성능이 더 좋다.

한편, 제안한 기법은 순서 매김한 다음 덧셈하여 검정 통계량을 얻는다. 여기서, 먼저 덧셈한 다음 순서 매김하여 검정 통계량을 얻는 방법도 생각해 볼 수 있다. 제안한 기법은 L 개를 순서 매김하고 $M-1$ 번 덧셈 하지만, 먼저 덧셈하고 나중에 순서 매김하는 방법은 $(M-1)L! / \{M(L-M)!\}$ 번 덧셈하고 $L! / \{M(L-M)!\}$ 개를 순서 매김한다. 관측 a 개를 순서 매김하는 데에 $O(a \log a)$ 번 계산한다는 것을 새기면, 제안한 방법이 먼저 덧셈하는 방법보다 검정 통계량을 얻는데 더 적게 계산하는 것을 알 수 있다. 표 1은 이 두 가지 방식이 $\{G(R_i)\}_{i=1}^L$ 에서 검정 통계량을 얻을 때 몇 번 덧셈하는지 보여준다. 이때, 관측 a 개를 순서 매김하는 데 $\lceil a \log a \rceil$ 번 덧셈한다고 두었다. 이 표에서, $\lceil x \rceil$ 는 x 와 같거나 x 보다 큰 가장 작은 자연수이고, ‘덧순’과 ‘순덧’은 각각 덧셈을 한 다음 순서 매김 연산을 하는 것과 순서 매김을 한 다음 덧셈을 하는 것을 뜻한다.

3.2.3 대수 비슷함비의 보기

대수 비슷함비는 잡음의 결합 확률밀도함수

f_{w_s, w_Q} 의 영향을 받는다. 이제, 잡음이 복소 대칭 알파 안정 잡음일 때와 복소 정규 잡음일 때의 대수 비슷함비를 살펴보자.

복소 대칭 알파 안정 잡음의 결합 확률밀도

표 1. 순서 매김을 한 다음 덧셈 (순덧) 할 때와 덧셈을 한 다음 순서 매김 (덧순) 할 때 드는 덧셈 횟수.

Table 1. The number of additions for ordering operation followed by adding operation and adding operation followed by ordering operation.

L	2		3		4		5		6		
	순 덧	덧 순									
M	1	2	2	4	4	6	6	9	9	11	11
	2	1	1	5	7	7	17	10	34	12	56
	3			2	2	8	14	11	44	13	100
	4					3	3	12	24	14	86
	5							4	4	15	35
	6									5	5

함수는 두변수 등방성 대칭 알파 안정 (bivariate isotropic $S_\alpha S$: 줄여서, 두등대) 확률밀도함수

$$f_{w_s, w_Q}(u, v) = \frac{1}{(2\pi)^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp[-\gamma(x^2 + y^2)^{\frac{\alpha}{2}} - j(xu + yv)] dx dy, \quad -\infty < u, v < \infty \quad (18)$$

로 나타낼 수 있다. 여기서, 퍼짐 매개변수 γ 는 두등대 확률밀도함수의 퍼짐을 나타내고 특성 지수 α 는 ($0 < \alpha \leq 2$) 두등대 확률밀도함수의 꼬리 무게를 나타낸다. 좀 더 자세히 말하면, 특성 지수 α 가 작을수록 (0에 가까울수록) 충격성이 커지고 α 가 클수록 (2에 가까울수록) 정규 확률밀도함수에 가까워진다. 식 (18)은 $\alpha=1$ 과 2일 때만 닫힌꼴로 나타낼 수 있다고 알려져 있는데, $\alpha=1$ 일 때에는 두변수

코시 (Cauchy) 확률밀도함수

$$f_{W_i, W_Q}(u, v) = \frac{\gamma}{2\pi(u^2 + v^2 + \gamma^2)^{3/2}} \quad (19)$$

이고, $\alpha = 2$ 이고, $2\gamma = \sigma^2$ 일 때에는 두변수 정규 확률밀도함수

$$f_{W_i, W_Q}(u, v) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left(-\frac{u^2 + v^2}{2\sigma^2}\right) \quad (20)$$

이다.

잡음이 코시 잡음이고 잡음의 관측들이 서로 독립이고 분포가 같으면, 귀무가설과 대립가설에서 결합 확률밀도함수는 각각

$$f_{\underline{W}}(\underline{R}_i; \mathbb{H}_1) = \prod_{n=1}^{N/2} \frac{\gamma}{2\pi(|R_{n,l} - \widehat{H}_{n,l} S_n|^2 + \gamma^2)^{3/2}} \quad (21)$$

과

$$f_{\underline{W}}(\underline{R}_i; \mathbb{H}_0) = \prod_{n=1}^{N/2} \frac{\gamma}{2\pi(|R_{n,l}|^2 + \gamma^2)^{3/2}} \quad (22)$$

로 나타낼 수 있다. 이때, $H_{n,l} S_n$ 의 가장 비슷함 추정 $\widehat{H}_{n,l} S_n$ 은 $R_{n,l}$ 임을 새기고 (15), (21), 그리고 (22)를 쓰면 코시 잡음에서 대수 비슷함비를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$G(\underline{R}_i) = \sum_{n=1}^{N/2} \ln\left(1 + \frac{|R_{n,l}|^2}{\gamma^2}\right). \quad (23)$$

반면, 잡음이 정규 잡음이고 잡음의 관측들이 서로 독립이고 분포가 같으면, 귀무가설과 대립가설에서 결합 확률밀도함수는 각각

$$f_{\underline{W}}(\underline{R}_i; \mathbb{H}_1) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{N/2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{n=1}^{N/2} |R_{n,l} - \widehat{H}_{n,l} S_n|^2\right) \quad (24)$$

와

$$f_{\underline{W}}(\underline{R}_i; \mathbb{H}_0) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{N/2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{n=1}^{N/2} |R_{n,l}|^2\right) \quad (25)$$

로 나타낼 수 있다. 이제, $H_{n,l} S_n$ 의 가장 비슷함 추정 $\widehat{H}_{n,l} S_n$ 은 $R_{n,l}$ 이므로, (15), (24), 그리고 (25)를 쓰면, 정규 잡음에서 대수 비슷함비

는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$G(\underline{R}_i) = \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{n=1}^{N/2} |R_{n,l}|^2. \quad (26)$$

식 (26)에서 상수항 ($2\sigma^2$)을 생각하지 않으면, (12)-(14)와 (17)에서 $T_{PRO}(1, 2, \dots, L; \mathbf{R})$ 는 $T_{EECC}(\mathbf{R})$ 와, 또, $T_{PRO}(L; \mathbf{R})$ 는 $T_{ESC}(\mathbf{R})$ 와 같다는 것을 알 수 있다.

IV. 경로 감쇄가 일어나지 않는 정규 잡음 환경에서 성능 분석

경로 감쇄가 일어나지 않을 때 정규 잡음환경에서 제안한 기법의 검파/오경보 확률을 얻어보자. 이 논문에서는, 중앙값 (median), 윌콕슨 (Wilcoxon), 그리고 순위를 바탕으로 하는 (rank-based) 여파기들에서 이미 보인 것처럼, 순서통계량을 하나 또는 둘 만의 선형 결합 하더라도 성능이 충분히 안정적이므로 $\{\text{PRO}(i)\}$ 와 $\{\text{PRO}(i, k)\}$ 만 생각할 것이다.

4.1 $G(\underline{R}_i)$ 의 분포

검파/오경보 확률을 얻기에 앞서 대수 비슷함비 $G(\underline{R}_i)$ 의 분포를 알아보자. 식 (26)의 상수항 $1/2$ 을 생각하지 않으면, 귀무가설에서 $G(\underline{R}_i)$ 은 분산이 σ^2 이고 평균이 0인 정규 확률 변수를 제공한 것들 N 개를 더한 것이고, 대립가설에서 $G(\underline{R}_i)$ 은 분산이 σ^2 이고 평균이 양수인 정규 확률 변수를 제공한 것 N 개를 더한 것이다. 잡음의 관측들이 서로 독립이고 분포가 같다고 두면, $G(\underline{R}_i)$ 의 분포는 귀무가설에서 중심 카이 제곱 분포 $\chi^2(N)$ 이고 대립가설에서 비중심 카이 제곱 분포 $\chi^2(N, \eta_l)$ 이다. 여기서, N 은 자유도이고,

$$\eta_l = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=1}^{N/2} |H_{n,l} S_n|^2 \quad (27)$$

은 비중심 매개변수이다. 이때, 경로 감쇄가 일어나지 않으면 복소 채널 이득 $H_{n,l}$ 은 1이고, 비중심 매개변수는 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\eta_l = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=1}^{N/2} |S_n|^2. \quad (28)$$

이제, 비중심 카이제곱 분포 $\chi^2(N, \eta)$ 의 확률밀도함수는

$$\psi(x; N, \eta) = \frac{1}{2} \left(\frac{x}{\eta} \right)^{\frac{N}{4} - \frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{x+\eta}{2}\right) \cdot I_{N/2-1}(\sqrt{x\eta}), \quad x > 0 \quad (29)$$

이고, 누적분포함수는

$$\begin{aligned} \Psi(x; N, \eta) &= \int_0^x \frac{1}{2} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\frac{N}{4} - \frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{t+\eta}{2}\right) dt \\ &\quad \cdot I_{N/2-1}(\sqrt{t\eta}) \\ &= 1 - Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x}) \end{aligned} \quad (30)$$

이다. 여기서,

$$I_u(x) = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{x}{2}\right)^{a+2s}}{s! \Gamma(a+s+1)}, \quad x \geq 0 \quad (31)$$

는 제1종 a 차 고친 베셀 함수이고,

$$\begin{aligned} Q_b(\sqrt{u}, \sqrt{v}) &= \int_v^{\infty} \frac{1}{2} \left(\frac{t}{u} \right)^{\frac{b-1}{2}} \\ &\quad \cdot \exp\left(-\frac{t+u}{2}\right) I_{b-1}(\sqrt{tu}) dt \end{aligned} \quad (32)$$

은 일반화된 마컴의 Q 함수이다. 한편, 중심 카이제곱 분포 $\chi^2(N)$ 의 확률밀도함수는

$$\phi(x; N) = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right) 2^{\frac{N}{2}}} x^{\frac{N}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}, \quad x > 0 \quad (33)$$

이고, 누적분포함수는

$$\Phi(x; N) = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right) 2^{\frac{N}{2}}} \int_0^x t^{\frac{N}{2}-1} e^{-\frac{t}{2}} dt \quad (34)$$

$$= 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{x}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \quad (35)$$

$$= 1 - e^{-\frac{x}{2}} \left\{ \sum_{p=0}^{N/2-1} \frac{1}{p!} \left(\frac{x}{2}\right)^p \right\} \quad (36)$$

이다. 여기서,

$$\Gamma(u) = \int_0^{\infty} x^{u-1} e^{-x} dx, \quad u > 0 \quad (37)$$

은 감마 함수이고,

$$\Gamma(u, v) = \int_v^{\infty} x^{u-1} e^{-x} dx, \quad u, v > 0 \quad (38)$$

은 위쪽 불완전 감마 함수이다.

4.2 검파/오경보 확률

4.2.1 {PRO(i)}의 검파/오경보 확률

경로 감쇄가 일어나지 않을 때, 문턱값이 λ 인 PRO(i)의 검파 확률을 $P_D(i; \lambda)$, 오경보 확률을 $P_{FA}(i; \lambda)$ 라 두자. 검파 확률 $P_D(i; \lambda)$ 는 \mathbb{H}_1 이 참일 때 검정 통계량 $T_{PRO}(i; \mathbf{R})$ 이 문턱값 λ 보다 클 확률을 나타내고 오경보 확률 $P_{FA}(i; \lambda)$ 는 \mathbb{H}_0 이 참일 때 검정 통계량 $T_{PRO}(i; \mathbf{R})$ 이 문턱값 λ 보다 클 확률을 나타낸다. 곧,

$$P_D(i; \lambda) = 1 - F_{T_{PRO}(i; \mathbf{R})}(\lambda | \mathbb{H}_1) \quad (39)$$

이고,

$$P_{FA}(i; \lambda) = 1 - F_{T_{PRO}(i; \mathbf{R})}(\lambda | \mathbb{H}_0) \quad (40)$$

이다. 여기서 $F_{T_{PRO}(i; \mathbf{R})}(x | \mathbb{H}_z)$ 는 (z 는 0 또는 1) \mathbb{H}_z 가 참일 때 검정 통계량 $T_{PRO}(i; \mathbf{R})$ 의 누적분포함수이다. 대수 비슷함비 $\{G(\mathbf{R}_l)\}_{l=1}^L$ 의 분포가 같고 검정 통계량 $T_{PRO}(i; \mathbf{R})$ 은 $\{G(\mathbf{R}_l)\}_{l=1}^L$ 의 i 제 순서 통계량 $G_{(i)}(\mathbf{R})$ 임을 새기면, 누적분포함수 $F_{T_{PRO}(i; \mathbf{R})}(x | \mathbb{H}_z)$ 는

$$\begin{aligned} &F_{T_{PRO}(i; \mathbf{R})}(x | \mathbb{H}_z) \\ &= \sum_{p=i}^L {}_L C_p F^p(x | \mathbb{H}_z) \{1 - F(x | \mathbb{H}_z)\}^{L-p} \end{aligned} \quad (41)$$

로 쓸 수 있다 [14]. 여기서, $F(x | \mathbb{H}_z)$ 는 (z 는

0 또는 1) \mathbb{H}_z 가 참일 때, 대수 비슷함비 $\{G(\underline{R}_i)\}_{i=1}^L$ 의 공통 누적분포함수이다. 이제, (39)에 (30)과 (41)를 넣으면, 검파 확률 $P_D(i;\lambda)$ 는 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$P_D(i;\lambda) = 1 - \sum_{p=i}^L \frac{L!}{(L-p)!p!} \{1 - Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{\lambda})\} \cdot \{Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{\lambda})\}. \quad (42)$$

비슷하게, (40)에 (33)과 (41)를 넣으면, 오경보 확률 $P_{FA}(i;\lambda)$ 는 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$P_{FA}(i;\lambda) = 1 - \sum_{p=i}^L \frac{L!}{(L-p)!p!} \cdot \left\{ 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{\lambda}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \right\}^p \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{\lambda}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \right\}^{L-p}. \quad (43)$$

여기서, $i=L$ 이면 (42)와 (43)은 각각 정규 잡음에서 에검고결 기법의 검파 확률과 오경보 확률을 [6] 나타낸다.

4.2.2 {PRO(i,k)}의 검파/오경보 확률

경로 감쇄가 일어나지 않을 때, 문턱값이 λ 인 PRO(i,k)의 검파 확률을 $P_D(i,k;\lambda)$, 오경보 확률을 $P_{FA}(i,k;\lambda)$ 라 두자. 그러면, 검파 확률은

$$P_D(i,k;\lambda) = 1 - F_{T_{PRO}(i,k;\mathbf{R})}(\lambda|\mathbb{H}_1) = \int_{A_1} f_{G_{(i)}, G_{(k)}}(x, y|\mathbb{H}_1) dx dy, \quad i < k \quad (44)$$

와 같이 얻을 수 있다. 식 (44)에서 $A_1 = \{(x, y) : x + y > \lambda, 0 < x < y\}$ 는 적분 영역, $F_{T_{PRO}(i,k;\mathbf{R})}(\lambda|\mathbb{H}_z)$ 는 (z 는 0 또는 1) \mathbb{H}_z 가 참일 때 검정 통계량 $T_{PRO}(i,k;\mathbf{R})$ 의 누적분포함수, 그리고

$$f_{G_{(i)}, G_{(k)}}(x, y|\mathbb{H}_z) = \frac{L!}{(i-1)!(k-i-1)!(L-k)!} \cdot F^{i-1}(x|\mathbb{H}_z) \{F(y|\mathbb{H}_z) - F(x|\mathbb{H}_z)\}^{k-i-1} \cdot \{1 - F(y|\mathbb{H}_z)\}^{L-k} F(x|\mathbb{H}_z) F(y|\mathbb{H}_z), \quad x < y, 1 \leq i \leq k \leq L \quad (45)$$

는 \mathbb{H}_z 가 참일 때 두 순서 통계량 $G_{(i)}(\mathbf{R})$ 과 $G_{(k)}(\mathbf{R})$ 의 결합 확률밀도함수이다 [15]. 한편, 오경보 확률은 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$P_{FA}(i,k;\lambda) = 1 - F_{T_{PRO}(i,k;\mathbf{R})}(\lambda|\mathbb{H}_0) = \int_{A_1} f_{G_{(i)}, G_{(k)}}(x, y|\mathbb{H}_0) dx dy, \quad i < k. \quad (46)$$

부록 다와 라에서 보인 것처럼, (44)와 (46)은 $P_D(i,k;\lambda)$

$$= 1 - \sum_{p=0}^{L-k} \sum_{q=0}^{k-i+p-1} \sum_{r=0}^{L-k-p-1} \frac{(-1)^{k-i+p+q+r} L!}{(L-k-p)! q! (k-i+p-q)!} \cdot \frac{1}{r!(i-r-1)!} \left[\int_0^{\frac{\lambda}{2}} \{Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x})\}^{q+r} \psi(x; N, \eta) dx \right] \quad (47)$$

과

$$P_{FA}(i,k;\lambda) = 1 - \sum_{p=0}^{L-k} \sum_{q=0}^{k-i+p-1} \sum_{r=0}^{L-k-p-1} \frac{(-1)^{k-i+p+q+r} L!}{(L-k-p)!} \cdot \frac{1}{q!(k-i+p-q)! r!(i-r-1)!} \left[\int_0^{\frac{\lambda}{2}} \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{x}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \right\}^{q+r} \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{\lambda-x}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \right\}^{L-i-q} \phi(x; N) dx \right] \quad (48)$$

처럼 쓸 수 있다.

경에서 $L=2$ 일 때, (47)은 에검고결 기법의 검파 확률과 같고, (48)은 에검고결 기법의 오경보 확률과 같음을 각각 부록 다의 (70)과 부록 라의 (88)에 보였다. 한편, 검파 확률 $P_D(i,k;\lambda)$ 를 어렵히는 식을 부록 다의 (76)에 보였다.

V. 여러 잡음 환경에서 성능 특성

이제, 여러 잡음 환경에서 제안한 주파수 검출 기법과 기존 주파수 검출 기법의 주파수 검출 성능을 견주어 보자: 잡음 환경으로는 두등

표 2. 수동특을 얻은 방법.

Table 2. A summary of how the receiver operating characteristics are obtained.

	$\alpha = 2$	$\alpha = 1.6, 1$
$\{PRO_G(i)\}$	(42) (43)	•
$\{PRO_C(i, k)\}$	(76), $u_1 = u_2 = 15$ (80)	•
$\{PRO_C(i)\}$	모의실험	모의실험
에검갈결 기법	(71) (89)	모의실험
에검고결 기법	(42), $i = L$ (43), $i = L$	모의실험

대 분포에서 특성 지수가 $\alpha=2$ (정규), 1.6, 그리고 1일 (코쉬) 때를 고려한다. 이 논문에서는 수신기 동작 특성으로 (receiver operating characteristic: 줄여서, 수동특) 주파수 검출 기법들의 검출 성능을 견주에 본다. 이때, $N=10$ 으로 두었고, 분산이 1인 복소 정규 잡음에서는 $P = \sum_{n=1}^{N/2} |S_n|^2 = 5$, $\alpha=1.6$ 인 두등대 잡음에서는 $P=3$, 그리고 $\alpha=1$ 인 두등대 잡음에서는 $P=9$ 로 두었다.

한편, 받는 안테나 개수 L 은 4로 두었다. 안테나 개수가 늘어날수록 검출 성능이 좋아 지겠지만, L 이 1에서 2로 늘어날 때 다양성 이득을 가장 많이 얻으며 $L=4$ 일 때 대부분의 다양성 이득을 얻을 수 있다고 알려져 있다 [15]. 더욱이, 인지 무선통신의 하드웨어 가격과 시스템 설계 제약이 실제로 안테나 개수를 제한하기에 [2] $L=4$ 로 골랐다.

제한한 주파수 검출 기법의 성능을 에검갈결 기법, 에검고결 기법과 견주어 볼것이다. 에검갈결 기법과 에검고결 기법은 수신 다양성을 쓰는 인지 무선통신에서 가장 널리 쓰이는 주파수 검출 기법이다. 두등대 확률밀도함수가 $\alpha \neq 1, 2$ 인 때에는 닫힌 꼴의 대수 비슷함비를

얻기 어려우므로, $\alpha=1.6$ 인 때는 코쉬 검파기

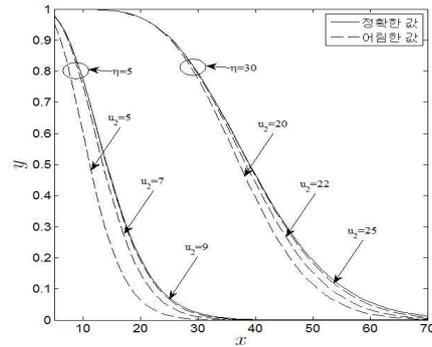


그림 3. $\eta=5$ 와 30일 때, 일반화된 마컴의 Q 함수 $y = Q_5(\sqrt{\eta}, \sqrt{x})$.

Figure 3. The generalized Marcum's Q function $y = Q_5(\sqrt{\eta}, \sqrt{x})$ when $\eta=5$ and 30.

(23)을 써서 대수 비슷함비를 얻었다. 제한한 기법 가운데 PRO_C 와 PRO_G 는 각각 코쉬 검파기와 에너지 검파기 (26)을 써서 대수 비슷함비를 얻었음을 뜻한다. 비록 코쉬 검파기는 $\alpha \neq 1$ 인 때에 최적이지 않지만, 성능이 꽤 좋기 때문에 여러 충격성 잡음 환경에서 널리 쓰인다 [12]. 한편, 에너지 검파기는 충격성 잡음 환경에서 성능이 그리 좋지 않기 때문에, PRO_G 는 정규 잡음에서만 쓸 것이다.

복소 정규 잡음에서 수동특 그림을 얻을 때, PRO_G , 에검갈결, 그리고 에검고결 기법은 4장에서 이끌어 낸 검파/오정보 확률을 바탕으로 얻었다: 이를 표 2에 좀 더 자세히 나타냈다. 그림 3은 $N=10$ 이고 $\eta=5$ 와 30일 때, 일반화된 마컴의 Q 함수의 정확한 값 (36)과 어려운 값 (57)를 보여준다. 그림 3에서 알 수 있는 바와 모의실험에서 $\bar{\eta} = \Omega P / \sigma^2 = 5$ 로 두었다는 것을 새기면, $PRO(i, k)$ 의 검파 확률을 어렵히는 데는 $\{u_{ij}\}_{j=1}^2 = \{15, 15\}$ 로 두어도 모자라지 않음을 알 수 있다. 복소 정규 잡음에서 PRO_C 의 수동특 그림과 두등대 잡음에서 $\alpha=1.6, 1$

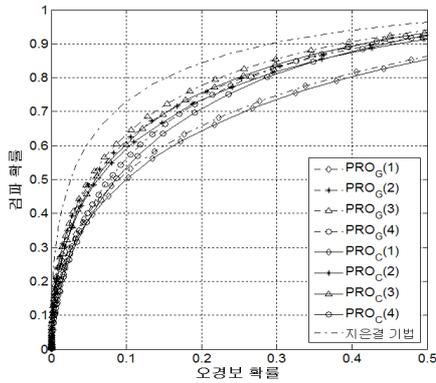


그림 4. 경로 감쇄가 일어나지 않는 복소 정규 잡음에서 제안한 기법, 에검갈결 기법, 그리고 에검고결 기법의 주파수 검출 성능 (에검고결 기법은 PRO_G(4)와 같다).

Figure 4. The performance of the spectrum sensing of the proposed, energy detector-based equal gain combining (EEGC), and energy detector-based selection combining (ESC) schemes in non-fading complex Gaussian noise (In this figure, PRO_G(4) is the same as ESC).

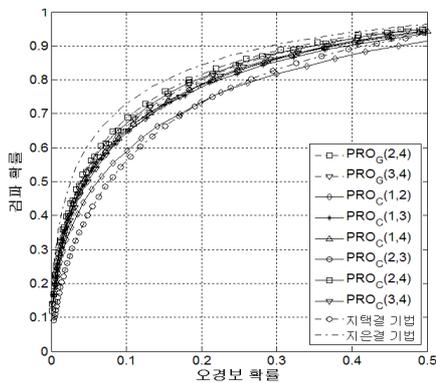


그림 5. 경로 감쇄가 일어나지 않는 복소 정규 잡음에서 제안한 기법, 에검갈결 기법, 그리고 에검고결 기법의 주파수 검출 성능.

Figure 5. The performance of the spectrum sensing of the proposed, EEGC, and ESC schemes in non-fading complex Gaussian noise.

인 때의 PRO_C, 에검갈결, 그리고 에검고결 기법의 수동특 그림은 한 점 마다 10⁶번 거듭 모의 실험하여 얻은 것이다.

5.1 제안한 기법, 에검갈결 기법, 그리고 에검고결 기법의 주파수 검출 성능

그림 4와 5는 복소 정규 잡음에서 PRO_C,

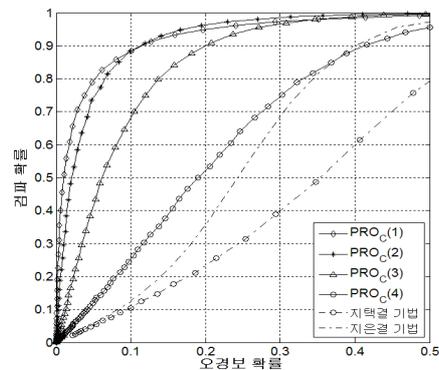


그림 6. 경로 감쇄가 일어나지 않는 두등대 잡음 환경에서 $\alpha=1.6$ 일 때 제안한 기법, 에검갈결 기법, 그리고 에검고결 기법의 주파수 검출 성능.

Figure 6. The performance of the spectrum sensing of the proposed, EEGC, and ESC schemes in non-fading bivariate isotropic S α S noise with $\alpha=1.6$.

PRO_G, 에검갈결, 그리고 에검고결 기법들의 수동특을 보여준다. 이 그림에서 PRO_G(4)는 에검고결 기법과 같음을 새겨두자. 제안한 기법의 검출 성능을 더 뚜렷하게 관찰하고자 PRO_G(*i,k*)의 수동특은 (*i,k*) = (2,4)와 (3,4)인 때에만 보였다.

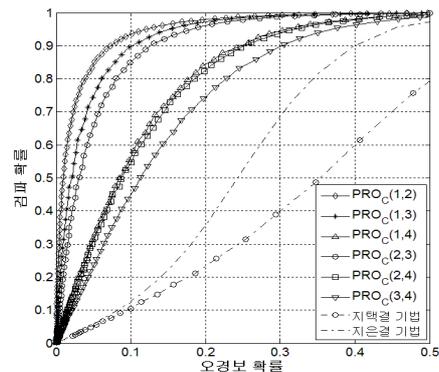


그림 7. 경로 감쇄가 일어나지 않는 두등대 잡음 환경에서 $\alpha=1.6$ 일 때 제안한 기법, 에검갈결 기법, 그리고 에검고결 기법의 주파수 검출 성능.

Figure 7. The performance of the spectrum sensing of the proposed, EEGC, and ESC schemes in non-fading BISA noise with $\alpha=1.6$.

그림에서 알 수 있듯이, 복소 정규 잡음에서는

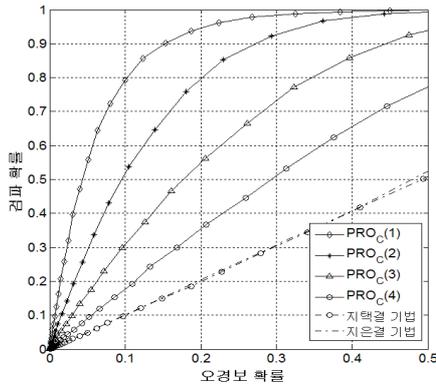


그림 8. 경로 감쇄가 일어나지 않는 두등대 잡음 환경에서 $\alpha=1$ 일 때 제안한 기법, 예검갈결 기법, 그리고 예검고결 기법의 주파수 검출 성능.

Figure 8. The performance of the spectrum sensing of the proposed, EEGC, and ESC schemes in non-fading BIS α S noise with $\alpha=1$.

다양성 결합 이론에서 잘 알려진 바와 다를 것이 없다. 곧, 정규 잡음에서는 모든 (L) 가지 출력을 평균하는 것이 가장 간단하면서도 효과적으로 잡음의 영향을 줄일 수 있는 방법이다.

그림 6-9는 정규 잡음보다 꼬리가 무거운 잡음에서 ($\alpha=1.6$ 과 1), PRO_C , 예검갈결, 그리고 예검고결 기법들의 수동특을 보여준다. 이 그림에서 알 수 있듯이, 잡음이 충격성일 때는 예검갈결 기법과 예검고결 기법의 성능이 매우 나쁘다: 결국, 잡음의 충격성이 크면 예검갈결 기법과 예검고결 기법은 쓸모가 없다. 하지만, PRO_C 기법은 충격성 잡음 환경에서 예검갈결 그리고 예검고결 기법보다 꽤 성능이 좋고 여러 잡음 환경에서 성능이 안정적이다. 더욱이, 특성 지수가 $\alpha=1.6$ 일 때 정확한 대수 비슷함을 썼다면, 제안한 기법의 성능은 위 그림에서 보인 PRO_C 의 성능보다 더 좋을 것임을 새겨두자.

비록 모든 N 과 P 에 대한 성능 특성을 보이지는 않았지만, 이 논문에 보이지 않은 N 과 P 값에 대해서도 성능 경향이 같음을 확인했다.

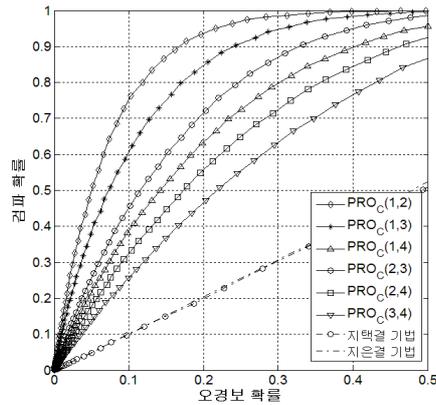


그림 9. 경로 감쇄가 일어나지 않는 두등대 잡음 환경에서 $\alpha=1$ 일 때 제안한 기법, 예검갈결 기법, 그리고 예검고결 기법의 주파수 검출 성능.

Figure 9. The performance of the spectrum sensing of the proposed, EEGC, and ESC schemes in non-fading BIS α S noise with $\alpha=1$.

5.2 제안한 기법의 성능 특성

이제 잡음이 제안한 기법의 주파수 검출 성능에 끼치는 영향을 살펴보자. 그림 4와 5에서 알 수 있듯이 PRO_C 와 PRO_G 의 성능 특성이 (수동특 그림) 거의 비슷하므로 제안한 기법의 성능 특성을 알아보는 데에 PRO_C 의 수동특만을 생각한다.

제안한 기법 $\{PRO_C(i)\}$ 가운데 다른 것들보다 검출 성능이 더 좋은 기법이 어느 것인지 잡음의 확률밀도함수와 오경보 확률등의 영향을 받는다. 보기를 들면, 잡음이 정규 일 때 $PRO_C(3)$ 은 쓸모 있는 오경보 확률영역에서 $\{PRO_C(i)\}$ 가운데 성능이 가장 좋지만 (그림 4), 잡음이 충격성일 때는 $PRO_C(1)$ 가 쓸모 있는 오경보 확률영역에서 $\{PRO_C(i)\}$ 가운데 성능이 가장 좋다 (그림 8).

이론적인 해석과 모의실험 결과로부터 얻은 관찰을 모아, 경로 감쇄가 일어나지 않을 때 $\{PRO(i)\}$ 의 성능 특성을 다음과 같이 정리할 수 있다. 잡음의 충격성이 커질수록 작은 대수 비숫합비를 고르는 것이 (i 가 작은 것이) 큰 대

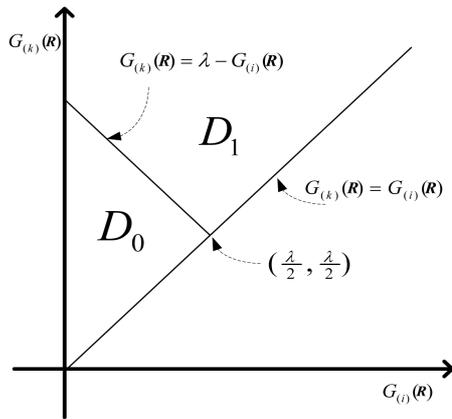


그림 10. 문턱값이 λ 일 때 $PRO(i,k)$ 의 결정 영역 D_0 과 D_1 ($k > i$).

Figure 10. Decision regions D_0 and D_1 of $PRO(i,k)$ with the threshold λ ($k > i$).

수 비숫합비를 고르는 것 (i 가 큰 것) 보다 검출 성능이 더 좋다. 이는, 신호 검파론에서 잘 알려진 사실을 바탕으로 해석할 수 있다: 충격성 환경에서 값이 매우 큰 관측은 신호에 잡음이 더해진 꼴이 아니라 잡음 성분만 있다고 여기는 것이 더 알맞다. 따라서, 충격성 환경에서 값이 큰 대수 비숫합비는 잡음 성분 때문일 확률이 높다. 결국, 충격성 환경에서는 작은 대수 비숫합비를 쓰는 것이 큰 대수 비숫합비를 쓰는 것보다 성능이 더 좋다.

제안한 기법 $\{PRO(i,k)\}$ 의 성능 특성은 i 와 k 값을 따라 바뀐다. 따라서, 대수 비숫합비를 둘 골라서 쓸 때, 정규 잡음에서는 큰 순서로 대수 비숫합비를 고르는 것이 알맞고 (그림 5), 충격성 잡음에서는 작은 순서로 대수 비숫합비

를 고르는 것이 알맞다 (그림 9). 한편, 제안한 기법 $\{PRO(i,k)\}$ 가운데 검출 성능이 가장 좋은 것은 $\{PRO(i)\}$ 가운데 검출 성능이 가장 좋은 것보다 검출 성능이 더 좋고, $\{PRO(i,k)\}$ 가운데 검출 성능이 가장 나쁜 것이라 해도 $\{PRO(i)\}$ 가운데 검출 성능이 가장 나쁜 것보다 검출 성능이 좋다. 이는, 대수 비숫합비 둘을 더해 쓰는 것이 하나를 쓰는 것보다 잡음의 영향을 줄이는 데 더 효과가 있음을 나타낸다.

VI. 맺음말

이 논문에서는, 일비검 검파기와 비선형 다양성 결합 기법을 엮어, 충격성 환경에서도 주파수 검출 성능이 꽤 안정적인 새로운 주파수 검출 기법을 제안했다. 제안한 기법의 검정 통계량은 여러 대수 비숫합비에서 고른 순서 통계량들의 합이다.

몬테 카를로 모의실험을 통해 제안한 기법의 주파수 검출 성능을 예검갈결 기법, 예검고결 기법의 주파수 검출 성능과 견주어 보았다. 잡음이 정규일 때 예검갈결 기법이 다른 기법들보다 주파수 검출 성능이 좋지만, 잡음이 충격성일 때는 제안한 기법이 예검갈결 기법과 예검고결 기법보다 검출 성능이 더 좋다. 대수 비숫합비를 하나 골라서 쓸 때는 잡음의 충격성이 커질수록 작은 대수 비숫합비를 쓰는 것이 큰 대수 비숫합비를 쓰는 것 보다 검출 성능이 더 좋다. 대수 비숫합비를 둘 골라서 쓸 때, 정규 잡음에서는 큰 순서로 대수 비숫합비를 고르는 것이 알맞고, 충격성 잡음에서는 작은 순서로 대수 비숫합비를 고르는 것이 알맞다.

감사의 글

이 논문은 교육과학기술부의 재원으로 한국연구재단이 선정하여 지원하는 도약연구사업 2010-0015175

와 지식경제부 및 정보통신산업진흥원의 대학 IT연구센터 지원사업 NIPA-2010-C1090-1021-0007의 연구 결과 가운데 하나입니다.

**부록 가. 비중심 카이제곱
확률밀도함수의 어림**

식 (31)를 써서 비중심 카이 제곱 분포 $\chi^2(N, \eta)$ 의 확률밀도함수 $\psi(x; N, \eta)$ 를 다음과 같이 나타내자.

$$\begin{aligned} \psi(x; N, \eta) &= \frac{1}{2} \left(\frac{x}{\eta}\right)^{\frac{N}{4}-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{x+\eta}{2}\right) \\ &\quad \cdot I_{N/2-1}(\sqrt{x\eta}) \\ &= \sum_{s=0}^{\infty} \frac{x^{\frac{N}{2}-1+s} \exp\left(\frac{x+\eta}{2}\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right) \left(\frac{\eta}{2}\right)^s} \\ &= e^{-\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{\infty} \alpha_s(N, \eta) \left(\frac{x}{2}\right)^{\frac{N}{2}-1+s}, \quad x > 0. \end{aligned} \quad (49)$$

여기서, $\alpha_s(N, \eta) = \frac{\left(\frac{\eta}{2}\right)^{-\frac{\eta}{2}}}{2s! \Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}$ 이다. 이때,

가 크면 $\alpha_s(N, \eta)$ 의 값이 매우 작으므로 (49)를 다음과 같이 어림할 수 있다.

$$\psi(x; N, \eta) \approx e^{-\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{u_1} \alpha_s(N, \eta) \left(\frac{x}{2}\right)^{N/2-1+s}. \quad (50)$$

여기서, u_1 은 어림식의 정확도와 계산 복잡도를 정하는 자연수이다.

나. 일반화된 말콤 Q 함수의 어림

식 (31)를 쓰면 (32)의 일반화된 마컴의 Q 함수 $Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x})$ 를 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x}) &= \int_x^{\infty} \frac{1}{2} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\frac{N}{4}-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{t+\eta}{2}\right) I_{N/2-1}(\sqrt{t\eta}) dt \\ &= e^{-\frac{\eta}{2}} \sum_{s=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{\eta}{2}\right)^s}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} \\ &\quad \cdot \int_x^{\infty} t^{\frac{N}{2}-1+s} e^{-\frac{t}{2}} dt. \end{aligned} \quad (51)$$

이때, (34)와 (36)에서 얻은

$$\begin{aligned} \frac{1}{2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} \int_x^{\infty} t^{\frac{N}{2}-1+s} e^{-\frac{t}{2}} dt \\ = 1 - \Phi(x; N+2s) \end{aligned}$$

를 쓰면, (51)을

$$\begin{aligned} Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x}) &= e^{-\frac{\eta}{2}} \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{s!} \left(\frac{\eta}{2}\right)^s \{1 - \Phi(x; N+2s)\} \\ &= \exp\left(-\frac{x+\eta}{2}\right) \sum_{s=0}^{\infty} \sum_{p=0}^{N/2-1+s} \frac{(\eta)^s}{2^s s! p!} \left(\frac{x}{2}\right)^p \end{aligned} \quad (53)$$

처럼 쓸 수 있다. 이제, (53)의 거듭 함을 펼치면, $\left(\frac{x}{2}\right)^k$ 의 계수를 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{cases} \frac{1}{k!} \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{s!} \left(\frac{\eta}{2}\right)^s, & k=0, 1, \dots, \frac{N}{2}-1 \\ \frac{1}{k!} \left(\sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{s!} \left(\frac{\eta}{2}\right)^s - \sum_{s=0}^{k-N/2} \frac{1}{s!} \left(\frac{\eta}{2}\right)^s \right), & k = \frac{N}{2}, \frac{N}{2}+1, \dots \end{cases} \quad (54)$$

다음으로, $\sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{s!} \left(\frac{\eta}{2}\right)^s = e^{\eta/2}$ 와 (54)를 써서 (53)을 다시 쓰면 아래와 같다.

$$Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x}) = e^{-\frac{x}{2}} \sum_{k=0}^{\infty} \beta_k(N, \eta) \left(\frac{x}{2}\right)^k. \quad (55)$$

여기서, $\beta_s(N, \eta)$ 는

$$\beta_s(N, \eta) = \begin{cases} \frac{1}{s!}, & 0 \leq s \leq \frac{N}{2} - 1, \\ \frac{1}{s!} \left(1 - \sum_{p=0}^{s-N/2} \frac{1}{p!} \left(\frac{\eta}{2} \right)^p e^{-\frac{\eta}{2}} \right), & s \geq \frac{N}{2} \end{cases} \quad (56)$$

이다. 이제, (55)를 살펴보자. 매개변수 s 가 크면 $\beta_s(N, \eta)$ 는 매우 작으므로 (55)를 다음과 같이 어림할 수 있다.

$$Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x}) \approx e^{-\frac{x}{2}} \sum_{k=0}^{u_2} \beta_k(N, \eta) \left(\frac{x}{2} \right)^k. \quad (57)$$

여기서, u_2 는 어림식의 정확도와 계산 복잡도를 정하는 자연수이다.

다. PRO(i, k)의 검파 확률

다.1 식 (44)로부터 식 (47)의 유도. 그림 10에 보인 적분 영역을 바탕으로 (44)를 적분하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} P_D(i, k; \lambda) &= 1 - \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \int_x^{\lambda-x} f_{G(i), G(k)}(x, y) H_1 dx dy \\ &= 1 - \nu \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi^{i-1}(x; N, \eta) \psi(x; N, \eta) \\ &\quad \cdot \int_x^{\lambda-x} \{\Psi(y; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i-1} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(y; N, \eta)\}^{L-k} \psi(y; N, \eta) dy dx. \end{aligned} \quad (58)$$

여기서, $\nu = L! / (i-1)!(k-i-1)!(L-k)!$ 이다. 다음으로, 부분적분을 써서 (58)의 y 에 대한 적분을 풀면 아래를 얻는다.

$$\begin{aligned} &\int_x^{\lambda-x} \frac{\{\Psi(y; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i-1}}{\{1 - \Psi(y; N, \eta)\}^{L-k} \psi(y; N, \eta)} dy \\ &= \frac{\{\Psi(\lambda-x; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i}}{k-i} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(\lambda-x; N, \eta)\}^{L-k} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &+ \frac{L-k}{k-i} \int_x^{\lambda-x} \{\Psi(y; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(y; N, \eta)\}^{L-k-1} \psi(y; N, \eta) dy \\ &\quad \vdots \\ &= \sum_{p=0}^{L-k} \frac{(L-k)!(k-i-1)!}{(L-k-p)!(k-i+p)!} \\ &\quad \cdot \{\Psi(\lambda-x; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i+p} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(\lambda-x; N, \eta)\}^{L-k-p}. \end{aligned} \quad (59)$$

이제, (58)에 (59)를 넣으면 검파 확률 $P_D(i, k; \lambda)$ 를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} P_D(i, k; \lambda) &= 1 - \sum_{p=0}^{L-k} \frac{L!}{(i-1)!(L-k-p)!(k-i+p)!} \\ &\quad \cdot \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi^{i-1}(x; N, \eta) \\ &\quad \cdot \{\Psi(\lambda-x; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i+p} \\ &\quad \cdot \psi(x; N, \eta) dx. \end{aligned} \quad (60)$$

이때, (60)의 피적분 함수를 이항 전개하여 쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} &\Psi^{i-1}(x; N, \eta) \{\Psi(\lambda-x; N, \eta) - \Psi(x; N, \eta)\}^{k-i+p} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(\lambda-x; N, \eta)\}^{L-k-p} \\ &= \sum_{q=0}^{k-i+p} \frac{(-1)^{k-i+p+q} (k-i+p)!}{(k-i+p-q)! q!} \Psi^{i-1}(x; N, \eta) \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(x; N, \eta)\}^q \{1 - \Psi(\lambda-x; N, \eta)\}^{L-i-q} \\ &= \sum_{q=0}^{k-i+p} \sum_{r=0}^{i-1} \frac{(-1)^{k-i+p+q+r} (k-i+p)!(i-1)!}{(k-i+p-q)! q! (i-r)! r!} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(x; N, \eta)\}^{q+r} \\ &\quad \cdot \{1 - \Psi(\lambda-x; N, \eta)\}^{L-i-q}. \end{aligned} \quad (61)$$

마지막으로, (60)에 (30)과 (61)을 넣으면 검파 확률 $P_D(i, k; \lambda)$ 는 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} P_D(i, k; \lambda) &= 1 - \sum_{p=0}^{L-k} \sum_{q=0}^{k-i+p} \sum_{r=0}^{i-1} \frac{(-1)^{k-i+p+q} L!}{(L-k-p)! q! (k-i+p-q)!} \\ &\quad \cdot \frac{1}{r!(i-r-1)!} \left[\int_0^{\frac{\lambda}{2}} \{Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x})\}^{q+r} \right. \\ &\quad \left. \cdot \{Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{\lambda-x})\}^{L-i-q} \psi(x; N, \eta) dx \right]. \end{aligned} \quad (62)$$

다.2 $L=2$ 일 때 검파 확률.

검파 확률 $P_D(i, k; \lambda)$ 는 $L=2$ 일 때 $i=1$,

$k=2$ 이므로, (30)과 (62)에서 다음을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 P_D(1,2;\lambda) &= 1 + 2 \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &\quad - 2 \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &= 1 + \Psi^2\left(\frac{\lambda}{2};N,\eta\right) \\
 &\quad - 2 \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx. \quad (63)
 \end{aligned}$$

이제, 부분적분을 써서 (63)의 적분을 다시 쓰면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 &\int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &= \Psi^2\left(\frac{\lambda}{2};N,\eta\right) \\
 &\quad + \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx. \quad (64)
 \end{aligned}$$

이때, (64)의 양변에

$\int_0^{\lambda/2} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx$ 를 더하면, 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned}
 &2 \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &= \Psi^2\left(\frac{\lambda}{2};N,\eta\right) + \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &\quad + \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx. \quad (65)
 \end{aligned}$$

한편, 길쌈 적분의 뜻 매김

$$\begin{aligned}
 &\Psi(\lambda;N,\eta)*\psi(\lambda;N,\eta) \\
 &= \int_0^{\lambda} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \quad (66)
 \end{aligned}$$

과 $\Psi(\lambda;N,\eta)*\psi(\lambda;N,\eta)$ 의 푸리에 변환은

$$\begin{aligned}
 &F\{\Psi(\lambda;N,\eta)*\psi(\lambda;N,\eta)\} \\
 &= \frac{\exp\left(\frac{2j\eta\omega}{1+j2\omega}\right)}{j\omega(1+j2\omega)^N} \quad (67)
 \end{aligned}$$

임을 새겨

$$\begin{aligned}
 &\int_0^{\lambda} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &= F^{-1}\left\{\frac{\exp\left(\frac{j2\eta\omega}{1+j2\omega}\right)}{j\omega(1+j2\omega)^N}\right\} \\
 &= \Psi(\lambda;2N,2\eta) \quad (68)
 \end{aligned}$$

을 얻고, (68)을 (65)에 넣으면

$$\begin{aligned}
 &2 \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \Psi(\lambda-x;N,\eta)\psi(x;N,\eta)dx \\
 &= \Psi^2\left(\frac{\lambda}{2};N,\eta\right) + \Psi(\lambda;2N,2\eta) \quad (69)
 \end{aligned}$$

를 얻는다. 이제, (63)에 (69)를 넣고 (30)을 쓰면 $L=2$ 일 때 검파 확률 $P_D(1,2;\lambda)$ 를 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$P_D(1,2;\lambda) = Q_N(\sqrt{2\eta}, \sqrt{\lambda}). \quad (70)$$

정규 잡음에서 $L=2$ 일 때, $PRO(i,k)$ 는 예검 같결 기법과 같으므로 검파 확률 (70)은 예검 같결 기법의 검파 확률 [6], [7]

$$P_D(EGC;\lambda) = Q_{LN/2}(\sqrt{\eta_S}, \sqrt{\lambda}) \quad (71)$$

과 같을 것이다. 여기서, $\eta_S = \sum_{l=1}^L \eta_l$ 은 비중심 매개변수 η_l 의 합이다. 참으로, (71)에서 $L=2$ 일 때는 (70)과 같음을 볼 수 있다.

다.3 검파 확률 $P_D(i,k;\lambda)$ 의 어림. 식 (57)를 쓰면 다음 어림식을 얻는다.

$$\begin{aligned}
 &Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{\lambda-x}) \\
 &\approx e^{\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{u_2} e^{-\frac{\lambda}{2}} \beta_s(N,\eta) \left(\frac{\lambda-x}{2}\right)^s \\
 &= e^{\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{u_2} \gamma_s(N,\eta,\lambda,u_2) \left(\frac{x}{2}\right)^s. \quad (72)
 \end{aligned}$$

여기서, $\gamma_s(N,\eta,\lambda,u) = (-1)^s e^{-\frac{\lambda}{2}} \sum_{p=s}^u {}_p C_s$

$\beta_p(N,\eta) \left(\frac{\lambda}{2}\right)^{p-s}$ 이다. 이제, (50), (57), 그리고 (72)를 써서 (62)의 적분식을 다음과 같이 어림하자.

$$\begin{aligned}
 & \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \left\{ Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{x}) \right\}^{q+r} \\
 & \cdot \left\{ Q_{N/2}(\sqrt{\eta}, \sqrt{\lambda-x}) \right\}^{L-i-q} \psi(x; N, \eta) dx \\
 \approx & \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \left\{ e^{-\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{u_2} \beta_s(N, \eta) \left(\frac{x}{2} \right)^s \right\}^{q+r} \\
 & \cdot \left\{ e^{\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{u_2} \gamma_s(N, \eta, \lambda, u_2) \left(\frac{x}{2} \right)^s \right\}^{L-i-q} \\
 & \cdot \left\{ e^{-\frac{x}{2}} \sum_{s=0}^{u_1} \alpha_s(N, \eta) \left(\frac{x}{2} \right)^{\frac{N}{2}-1+s} \right\} \\
 = & \int_0^{\frac{\lambda}{2}} e^{-\frac{x}{2}(1-L+i+2q+r)} \\
 & \cdot \left\{ \sum_{s=0}^{\rho} \kappa_s(q+r, L-i-q; N, \eta, \lambda, u_1, u_2) x^{\frac{N}{2}-1+s} \right\} dx \\
 = & \sum_{s=0}^{\rho} \kappa_s(q+r, L-i-q; N, \eta, \lambda, u_1, u_2) \\
 & \cdot \xi_s(1-L+i+2q+r; N, \lambda). \tag{73}
 \end{aligned}$$

여기서, $\rho = (L-i+r)u_2 + u_1$ 와

$\kappa_s(a, b; N, \eta, \lambda, c, d)$ 는

$$\begin{aligned}
 & \left\{ \sum_{s=0}^d \beta_s(N, \eta) \left(\frac{x}{2} \right)^s \right\}^a \left\{ \sum_{s=0}^d \gamma_s(N, \eta, \lambda, d) \left(\frac{x}{2} \right)^s \right\}^b \\
 & \cdot \left\{ \sum_{s=0}^c \alpha_s(N, \eta) \left(\frac{x}{2} \right)^{\frac{N}{2}-1+s} \right\} \tag{74}
 \end{aligned}$$

를 풀어 썼을 때 $x^{\frac{N}{2}-1+s}$ 의 계수, 그리고

$$\xi_s(a; N, \eta) = \int_0^{\frac{\lambda}{2}} x^{\frac{N}{2}-1+s} e^{-\frac{xa}{2}} dx$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{\frac{N}{2}+s} \left(\frac{\lambda}{2} \right)^{\frac{N}{2}+s}, & a=0, \\ \left(\frac{2}{a} \right)^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}+s \right) - \sum_{t=0}^{N/2-1+s} \left(\frac{2}{a} \right)^{t+1} \\ \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s \right) e^{-\frac{\lambda a}{4}}}{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s-t \right)} \left(\frac{\lambda}{2} \right)^{\frac{N}{2}-1+s-t}, & a \neq 0 \end{cases} \tag{75}$$

이다. 이제, (62)에 (73)을 넣으면 다음과 같이 검파 확률을 어림할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & P_D(i, k; \lambda) \\
 \approx & 1 - \sum_{p=0}^{L-k} \sum_{q=0}^{i+p-1} \sum_{r=0}^{L-k-p-1} \frac{(-1)^{k-i+p+q} L!}{(L-k-p)! q!} \\
 & \cdot \frac{1}{(k-i+p-q)! r! (i-r-1)!} \\
 & \cdot \sum_{s=0}^{\rho} \kappa_s(q+r, L-i-q; N, \eta, \lambda, u_1, u_2) \\
 & \cdot \xi_s(1-L+i+2q+r; N, \lambda). \tag{76}
 \end{aligned}$$

라. PRO(i, k)의 오경보 확률

식 (62)에서 검파 확률 $P_D(i, k; \lambda)$ 를 얻은 것처럼, 오경보 확률 $P_{FA}(i, k; \lambda)$ 를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & P_{FA}(i, k; \lambda) \\
 = & 1 - \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \int_x^{\lambda-x} f_{G(i), G(k)}(x, y | A_0) dy dx \\
 = & 1 - \sum_{p=0}^{L-k} \sum_{q=0}^{i+p-1} \sum_{r=0}^{L-k-p-1} \frac{(-1)^{k-i+p+q+r}}{(L-k-p)! q!} \\
 & \cdot \frac{L!}{(k-i+p-q)! r! (i-r-1)!} \\
 & \cdot \left[\int_0^{\frac{\lambda}{2}} \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{x}{2} \right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2} \right)} \right\}^{q+r} \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{\lambda-x}{2} \right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2} \right)} \right\}^{L-i-q} \right. \\
 & \cdot \phi(x; N) dx \left. \right]. \tag{77}
 \end{aligned}$$

이제, (77)의 적분을 풀어보자. 식 (31)과 (34)를 쓰면 (77)의 적분항을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{x}{2} \right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2} \right)} \right\}^{q+r} \left\{ \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}, \frac{\lambda-x}{2} \right)}{\Gamma\left(\frac{N}{2} \right)} \right\}^{L-i-q} \\
 & \cdot \phi(x; N) dx \\
 = & \int_0^{\frac{\lambda}{2}} \left[e^{-\frac{x}{2}} \left\{ \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{\left(\frac{x}{2} \right)^s}{s!} \right\} \right]^{q+r}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \cdot \left[e^{\frac{x}{2} \left\{ \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{(\lambda-x)^s e^{-\frac{\lambda}{2}}}{2^s s!} \right\}} \right]^{L-i-q} \\
 & \cdot \left[e^{-\frac{x}{2} \left(\frac{x}{2} \right)^{\frac{N}{2}-1} \frac{1}{2\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)}} \right] dx \\
 = & \int_0^{\frac{\lambda}{2}} e^{-\frac{x}{2}(1-L+i+2q+r)} \\
 & \cdot \left\{ \sum_{s=0}^{\rho'} \zeta_s(q+r, L-i+q; N, \lambda) x^{\frac{N}{2}-1+s} \right\} dx \\
 = & \sum_{s=0}^{\rho'} \zeta_s(q+r, L-i+q; N, \lambda) \\
 & \cdot \xi_s(1-L+i+2q+r; N, \lambda). \tag{78}
 \end{aligned}$$

여기서, $\rho' = (N/2-1)(L-i+r)$ 이고 $\zeta_s(a, b; N, \lambda)$ 는

$$\begin{aligned}
 & \left\{ \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{\left(\frac{x}{2}\right)^s}{s!} \right\}^a \left\{ \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{(\lambda-x)^s e^{-\frac{\lambda}{2}}}{2^s s!} \right\}^b \\
 & \cdot \left\{ \frac{\left(\frac{x}{2}\right)^{\frac{N}{2}-1}}{2\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \right\} \tag{79}
 \end{aligned}$$

를 풀어 썼을 때 $x^{\frac{N}{2}-1+s}$ 의 계수이다. 다음으로, (77)에 (78)을 넣으면 오경보 확률을 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 P_{FA}(i, k; \lambda) = & 1 - \sum_{p=0}^{L-kk-i+pi-1} \sum_{q=0} \sum_{r=0}^{(-1)^{k-i+p+q+r}} \frac{(L-k-p)!q!}{L!} \\
 & \cdot \frac{L!}{(k-i+p-q)!r!(i-r-1)!} \\
 & \cdot \sum_{s=0}^{\rho'} \zeta_s(q+r, L-i-q; N, \lambda) \\
 & \cdot \xi_s(1-L+i+2q+r; N, \lambda). \tag{80}
 \end{aligned}$$

다음으로, (80)에서 $L=2$ 일 때 오경보 확률을 얻어보자. $L=2$ 일 때, $i=1$ 이고 $k=2$ 이므로 아래처럼 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}
 P_{FA}(1, 2; \lambda) & = 1 + 2 \sum_{s=0}^{N/2-1} \zeta_s(0, 1; N, \lambda) \xi_s(0; N, \lambda) \\
 & \quad - 2 \sum_{s=0}^{N/2-1} \zeta_s(1, 0; N, \lambda) \xi_s(2; N, \lambda). \tag{81}
 \end{aligned}$$

이제, (75)와 (79)에서

$$\begin{aligned}
 & \zeta_s(0, 1; N, \lambda) \xi_s(0; N, \lambda) \\
 = & e^{-\frac{\lambda}{2}} \sum_{p=s}^{N/2-1} \frac{\left(\frac{\lambda}{2}\right)^{\frac{N}{2}+p} (-1)^s}{s!(p-s)! 2^{\frac{N}{2}+s}} \\
 & \cdot \frac{1}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right) \Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} \tag{82}
 \end{aligned}$$

와

$$\begin{aligned}
 & \zeta_s(1, 0; N, \lambda) \xi_s(2; N, \lambda) \\
 = & \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} e^{-\frac{\lambda}{2}} \\
 & \cdot \sum_{t=0}^{N/2-1+s} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right) \left(\frac{\lambda}{2}\right)^{\frac{N}{2}-1+s-t}}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right) \Gamma\left(\frac{N}{2}+s-t\right)} \tag{83}
 \end{aligned}$$

을 얻은 다음, (82)와 (83)을 (81)에 넣으면 아래를 얻는다.

$$\begin{aligned}
 P_{FA}(1, 2; \lambda) & = 1 + 2e^{-\frac{\lambda}{2}} \sum_{s=0}^{N/2-1} \sum_{p=s}^{N/2-1} \frac{(-1)^s}{s!(p-s)! 2^{\frac{N}{2}+s}} \\
 & \cdot \frac{\left(\frac{\lambda}{2}\right)^{\frac{N}{2}+p}}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right) \Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} - 2 \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} \\
 & - 2 \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)} + 2e^{-\frac{\lambda}{2}} \sum_{s=0}^{N/2-1} \sum_{p=0}^{N/2-1+s} \frac{1}{s!} \\
 & \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right) \left(\frac{\lambda}{2}\right)^{\frac{N}{2}-1+s-p}}{2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right) \Gamma\left(\frac{N}{2}+s-p\right)} \tag{84}
 \end{aligned}$$

이 때,

$$\sum_{s=0}^{N/2-1} \left[\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right) / \left\{ s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right) \right\} \right] = \frac{1}{2} \quad \text{을 쓰}$$

면 (84)를 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} P_{FA}(1,2;\lambda) &= 2e^{-\frac{\lambda}{2}} \sum_{s=0}^{N/2-1} \left\{ \sum_{p=s}^{N/2-1} \frac{(-1)^s}{s!(p-s)! 2^{\frac{N}{2}+s}} \right. \\ &\quad \left. \frac{1}{\Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} \cdot \left(\frac{\lambda}{2}\right)^{\frac{N}{2}+p} \right. \\ &\quad \left. + \sum_{p=0}^{N/2-1+s} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\Gamma\left(\frac{N}{2}+s-p\right)} \right. \\ &\quad \left. \cdot \left(\frac{\lambda}{2}\right)^{\frac{N}{2}-1+s-p} \right\} \quad (85) \end{aligned}$$

이제, (85)의 거듭 덧셈을 펼치고,

$$\begin{aligned} &\sum_{s=0}^{k-N/2} \frac{(-1)^s}{s!(k-\frac{N}{2}-s)! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} \\ &= \frac{1}{k!} \sum_{s=0}^{k-N/2} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)}, \quad k > \frac{N}{2} \quad (86) \end{aligned}$$

을 쓰면, (85)에서 $\left(\frac{\lambda}{2}\right)^k$ 의 계수를 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} &\left\{ \frac{1}{k!} \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)}, \right. \\ &\quad \left. k=0,1,\dots,\frac{N}{2}-1 \right. \\ &\quad \left. \sum_{s=0}^{k-N/2} \frac{(-1)^s}{s!(k-\frac{N}{2}-s)! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)} \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{k!} \sum_{s=k-N/2+1}^{N/2-1} \frac{\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}{s! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)}, \right. \\ &\quad \left. k=\frac{N}{2}, \frac{N}{2}+1, \dots, N-2 \right. \\ &\quad \left. \sum_{s=0}^{N/2-1} \frac{(-1)^s}{s!(k-\frac{N}{2}-s)! 2^{\frac{N}{2}+s} \Gamma\left(\frac{N}{2}\right)\Gamma\left(\frac{N}{2}+s\right)}, \right. \\ &\quad \left. k=N-1 \right\} \\ &= \frac{1}{2k!}, k=0,1,\dots,N-1. \quad (87) \end{aligned}$$

마지막으로, (33), (34), 그리고 (87)를 바탕으로 (85)를 다시 쓰면 오경보 확률 $P_{FA}(1,2;\lambda)$ 를 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{FA}(1,2;\lambda) = \frac{\Gamma\left(N, \frac{\lambda}{2}\right)}{\Gamma(N)}. \quad (88)$$

정규 잡음에서 $L=2$ 일 때, $\text{PRO}(i,k)$ 는 예검갈결 기법과 같으므로 오경보 확률 (88)은 예검갈결 기법의 오경보 확률 [6], [7]

$$P_{FA}(EGC;\lambda) = \frac{\Gamma\left(\frac{LN}{2}, \frac{\lambda}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{LN}{2}\right)} \quad (89)$$

와 같을 것이다. 참으로, (89)에서 $L=2$ 일 때 (88)과 같음을 볼 수 있다.

참 고 문 헌

- [1] T. Yücek and H. Arslan, "A survey of spectrum sensing algorithms for cognitive radio applications," *IEEE Comm. Surveys, Tutorials*, vol. 11, no. 1, pp. 116-130, First Quarter 2009.
- [2] D. Cabric, S. M. Mishra, and R. W. Brodersen, "Implementation issues in spectrum sensing for cognitive radios," *Proc. Asilomar Conf. Signals, Syst., Comp.*, Pacific Grove, CA, USA, pp. 772-776, Nov. 2004.
- [3] J. Unnikrishnan and V. V. Veeravalli, "Cooperative sensing for primary detection in cognitive radio," *IEEE J. Select. Topics Signal Process.*, vol. 2, no. 1, pp. 18-27, Feb. 2008.
- [4] W.-Y. Lee and I. F. Akyildiz, "Optimal spectrum sensing framework for cognitive radio networks," *IEEE Tr. Wireless Comm.*, vol. 7, no. 10, pp. 3845-3856, Oct. 2008.
- [5] O. C. Ugweje, "Selection diversity for wireless communications in Nakagami-fading with arbitrary parameters," *IEEE Tr. Vehic. Techn.*, vol. 50, no. 6, pp. 1437-1448, Nov. 2001.
- [6] F. F. Digham, M.-S. Alouini, and M. K. Simon, "On the energy detection of unknown signals over fading channels," *IEEE Tr. Comm.*, vol. 55, no. 1, pp. 21-24, Jan. 2007.
- [7] S. P. Herath and N. Rajatheva, "Analysis of equal gain combining in energy detection for cognitive radio over Nakagami channels," *Proc. IEEE Global Telecomm. Conf.*, New Orleans, LA, USA, pp. 1-5, Nov. 2008.
- [8] S. A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*, Springer-Verlag, 1987.
- [9] C. L. Nikias and M. Shao, *Signal Processing with Alpha-stable Distributions and Applications*, Wiley, 1995.
- [10] I. Song, J. Bae, and S. Y. Kim, *Advanced Theory of Signal Detection*, Springer-Verlag, 2002.
- [11] B. Vucetic and J. Yuan, *Space-Time Coding*, Wiley, 2003.
- [12] P. P. Gandhi, I. Song, and S. A. Kassam, "Nonlinear smoothing filters based on rank estimates of location," *IEEE. Tr. Acoust., Speech, Signal Process.*, vol. 37, no. 9, pp. 1359-1379, Sep. 1989.
- [13] 김병수, 최상원, 권형문, 배진수, 송익호, "충격성 잡음에서 최적 갈퀴수신기와 준최적 갈퀴수신기의 성능," *한국통신학회 논문지*, 33권, 9호, 899-906쪽
- [14] 송익호, 김광순, 박소령, 박철훈, *확률과정의 원리*, 교보문고, 2009.
- [15] G. L. Stuber, *Principles of Mobile Communication*, Kluwer, 1996.

저자약력

강 현 구 (Hyun Gu Kang)



2004년8월: 고려대학교 전자 및 정보공학부 공학사
2006년8월: 한국과학기술원 전기및전자공학과 공학석사
2006년9월~현재: 한국과학기술원 전기및전자공학과 박사과정

<관심분야> 이동통신, 정보이론, 검파와 추정

송 익 호 (Ickho Song)



1982년 2월, 1984년 2월: 서울대학교 전자 공학과 공학사 (준최우등), 공학석사

1985년 8월, 1987년 5월: 펜실베이니아대학교 전기공학과 공학석사, 공학박사

1987년 3월~1988년 2월: 벨통신연구소 연구원

1988년 3월~현재: 한국과학기술원 전기및전자공학과 조교수, 부교수, 교수

1995년 1월~현재: 한국통신학회 논문지 편집위원, 편집 부위원장

대한전자공학회, 한국음향학회, 한국통신학회 평생회원, IET 석학회원, IEEE 석학회원

<관심분야> 통계학적 신호처리와 통신이론, 신호검파와 추정, 이동통신

배 진 수 (Jinsu Bae)



1990년 2월: 경기과학기술대학교 조기졸업(우등)

1993년 2월: 한국과학기술원 전기전산학과(공학사)(전체 차석, 조기졸업, 최우등)

1995년 2월: 한국과학기술원 전기전산학과 (공학석사)

1998년 2월: 한국과학기술원 전기전산학과 (공학박사)

1997년 1월~1997년 12월: 동경대학 객원연구원

1998년 1월~1998년 10월: 앤더슨컨설팅 컨설턴트

1998년 11월~1999년 12월: 일본모토로라 연구원

1999년 9월~2000년 2월: LG텔레콤 과장

2000년 3월~현재: 세종대학교 정보통신공학과 전임강사, 조교수, 부교수

<관심분야> 신호검파이론

민 황 기 (Hwang-Ki Min)



2004년 2월: 한국과학기술원 전기및전자공학과공학사

2006년 2월: 한국과학기술원 전기및전자공학과 공학석사

2006년~현재: 한국과학기술원 전기및전자공학과 박사과정

<관심분야 : 신경회로망, 음성인식>

김 동 진 (Hyun Gu Kang)



2009년 2월: 성균관대학교

전자 및 전기공학과공학사

2009년 2월~현재: 한국과학기술원 전기및전자공학과 석사과정

<관심분야> 이동통신, 정보이론, 검파와추정