

비정규 충격성 잡음에서 OFDM 기반 인지 무선 시스템을 위한 주파수 오프셋 추정 기법

준회원 송 정 한*, 정회원 이 영 포*, 종신회원 송 익 호**, 윤 석 호*

Frequency Offset Estimation for OFDM-based Cognitive Radio Systems in Non-Gaussian Impulsive Channels

Chonghan Song* *Associate Member*, Youngpo Lee* *Regular Member*,
Ickho Song**, Seokho Yoon*° *Lifelong Members*

요 약

주파수 부족 문제를 해결하기 위하여 무선 통신 환경을 인지하여 활용할 수 있는 인지 무선 (cognitive radio: CR) 시스템이 크게 주목받고 있다. 이러한 CR 시스템을 위한 변조 기법으로서 직교 주파수 분할 다중화 (orthogonal frequency division multiplexing: OFDM) 기술이 가장 유력하게 제안되고 있다. 하지만 CR 시스템이 사용되는 주파수 대역에는 인위적인 충격성 잡음, 간섭 등으로 인한 비정규 잡음이 존재하며, 이로 인해 정규 잡음을 기반으로 하는 OFDM 주파수 오프셋 추정 기법들은 심각한 성능 저하를 겪는다. 본 논문에서는 OFDM 기반 CR 시스템을 위한 최대 우도 주파수 오프셋 추정 기법을 제안하였으며, 또한 적은 개수의 시행 값을 사용함으로써 낮은 복잡도를 갖는 준최적 주파수 오프셋 추정 기법을 제안하였다. 모의실험을 통해 제안한 추정 기법들이 기존 추정 기법보다 비정규 충격성 잡음 환경에서 강인하고, 우수한 성능을 가짐을 확인하였다.

Key Words: OFDM, CR, Frequency offset, Non-Gaussian, noise

ABSTRACT

Cognitive radio (CR) systems have received significant interest as a promising solution to the spectral shortage problem through efficient use of the frequency spectrum by opportunistically exploiting unlicensed frequency bands. Orthogonal frequency division multiplexing (OFDM) is widely regarded as a highly promising candidate for CR systems. However, the frequency bands used by CR systems are expected to suffer from non-Gaussian noise, which considerably degrades the performance of the conventional OFDM carrier frequency offset (CFO) estimation schemes. In this paper, robust CFO estimation schemes for OFDM-based CR systems in non-Gaussian channels are proposed. Simulation results demonstrate that the proposed estimators offer robustness and substantial performance improvement over the conventional estimator.

1. 서 론

최근 다양한 무선 통신 기술의 발전으로 인하여 주

파수 자원의 희소성이 점차 심화되어 가고 있다. 이러한 주파수 부족 문제를 해결하기 위하여 무선 통신 환경을 인지하여 활용할 수 있는 인지 무선 (cognitive

※ 이 논문은 2010년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(No.2010-0014610, No.2010-0015786)와 지식경제부 및 정보통신산업진흥원의 대학 IT 연구센터 지원사업(NIPA-2010-C1090-1011-0005)의 연구 결과로 수행되었음.

* 성균관대학교 정보통신공학부 (syoon@skku.edu), (°: 교신저자), ** 한국과학기술원 전기및전자공학과
논문번호: KICS2010-11-523, 접수일자: 2010년 11월 2일, 최종논문접수일자: 2010년 12월 21일

radio: CR) 시스템이 크게 주목받고 있다^[1]. 이러한 CR 시스템을 위한 변조 기법으로서 직교 주파수 분할 다중화 (orthogonal frequency division multiplexing: OFDM) 기술이 가장 유력하게 제안되고 있다^[2]. OFDM 기술은 기존 단일 반송파 통신 시스템과 비교하여 주파수 사용 효율이 높고, 다중 경로 페이딩에 강인하며, 간단한 등화기 구조를 갖는 장점이 있다^[3]. 그러나 OFDM 시스템의 성능은 송수신기 사이의 오실레이터 불일치나 도플러 (Doppler) 현상에 의해 발생하는 주파수 오프셋에 (frequency offset) 매우 민감하다. 주파수 오프셋이 존재할 경우에는 부반송파간 (sub-carrier) 직교성이 파괴되고, 이로 인해 간섭이 발생하여 시스템의 성능을 심각하게 저하 시킨다^[4]. 따라서 OFDM 시스템에서 주파수 오프셋을 추정하는 과정은 매우 중요하다. 그 동안 주파수 오프셋 추정을 위해 많은 주파수 오프셋 추정 기법들이 제안되어 왔다^[5,6]. 하지만 기존의 기법들 모두 간단하고 다루기 쉽다는 이유로 잡음을 정규 분포로 가정하고 개발되었다. 비록 이 가정은 중심 극한 정리에 (central-limit theorem) 의해 일반화 되지만, CR 시스템이 사용되는 주파수 대역에서는 인위적인 충격성 잡음, 간섭 등으로 인해 비정규 잡음의 영향을 받는다^[7]. 또한 실제 CR 시스템이 주로 사용되는 몇몇의 주파수 대역에서 비정규 충격성 잡음이 관측되었다^[8,9]. 비정규 충격성 잡음 환경에서 기존의 주파수 오프셋 추정 기법들은 심각한 추정 성능 저하를 가져온다.

본 논문에서는 비정규 충격성 잡음을 모형화하는데 널리 사용되는 대칭 알파 안정 (symmetric α -stable: S α S) 분포를 이용하였고^[10], 그 중 코쉬 (Cauchy) 분포의 잡음을 고려하여 최대 우도 (likelihood) 추정기를 제안하였다. 제안한 추정기는 비정규 잡음 환경에 알맞게 만든 추정기이지만, 비정규 뿐 아니라 정규 잡음이 혼재되어 있는 환경에서도 우수한 성능을 보인다. 그러나 제안한 추정기는 탐색기반의 (search based) 기법으로 주파수 오프셋 추정 범위를 얼마나 세밀하게 나누어 검사를 하느냐에 따라 성능이 좌우된다. 보다 정확한 주파수 오프셋 추정을 위해서는 상대적으로 높은 복잡도가 요구된다는 단점이 있다. 이러한 단점을 보완하기 위해서 보다 적은 개수의 시행 값을 (trial value) 사용하는 준최적 추정기를 제안하였다. 준최적 추정기는 적은 개수의 시행 값을 사용하지만, 충분히 많은 수의 시행 값을 사용한 최대 우도 추정기와 근접한 성능을 가진다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 기본적인

OFDM 신호 모형과 비정규 충격성 잡음의 모형에 대해 알아보았고, III장에서는 비정규 충격성 잡음에서 강인한 최적, 준최적 주파수 오프셋 추정 기법을 제안하였다. IV장에서는 모의 실험을 통하여 제안한 기법들과 기존 기법의 성능을 비교하였고, V장에서는 본 논문을 마무리 하였다.

II. 신호 모형

직교 OFDM 신호는 위상 편이 방식 (phase shift keying: PSK) 혹은 직교 진폭 변조로 (quadrature amplitude modulation: QAM) 생성된 데이터를 역 고속 푸리에 변환을 (inverse fast Fourier transform: IFFT) 통하여 얻어진다. 이러한 과정은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$x(k) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{n=0}^{N-1} X_n e^{j2\pi kn/N}, \quad (1)$$

for $k = 0, 1, \dots, N-1$,

여기서 N 은 IFFT의 크기를 나타내며, X_n 는 n 번째 PSK 혹은 QAM 변조된 데이터이다. 시간 동기화가 완벽히 이루어졌음을 가정하면, 채널을 통과하여 수신된 신호의 k 번째 샘플은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y(k) = \sum_{l=0}^{L-1} h(l)x(k-l)e^{j2\pi kv/N} + n(k), \quad (2)$$

for $k = 0, 1, \dots, N-1$,

여기서 $h(l)$ 은 길이 L 인 채널 임펄스 응답 (impulse response) 계수의 l 번째 탭이며, v 는 부반송파 간격으로 정규화된 주파수 오프셋이고, $n(k)$ 는 복소 덧셈플 백색 비정규 충격성 잡음이다 (complex additive white non-Gaussian impulsive noise). 일반적으로 주파수 오프셋은 다음과 같이 정수 부분과 소수 부분으로 나눌 수 있다.

$$v = m + \epsilon, \quad (3)$$

여기서 m 은 주파수 오프셋의 정수 부분으로 부반송파 간격의 정수배를 나타내고, ϵ 은 소수 부분이다. 소수 주파수 오프셋 ϵ 을 추정하기 전에 정수 주파수 오프셋 m 은 완벽하게 추정되고 보상되었다고 가정하고, 본 논문에서는 소수 주파수 오프셋 ϵ 을 추정하는데 초점을

맞추도록 한다.

본 논문에서는 비정규 충격성 분포를 모형화 하는데 알맞다고 알려진 분포를 이용하여 비정규 충격성 잡음을 모형화하였다¹⁰⁾. 즉, $n(k)$ 를 식 (4)와 같이 평균이 0 인 두변량 등방 대칭 알파 안정 (bivariate isotropic S α S: BIS α S) 확률 밀도 함수를 갖는다고 가정한다.

$$f_{\alpha,\gamma}(n_I, n_Q) = \frac{1}{(2\pi)^2} \times \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_{N_I, N_Q}(w_1, w_2) e^{-j(w_1 n_I + w_2 n_Q)} dw_1 dw_2, \quad (4)$$

여기서 α 와 γ 는 각각 특성지수와 퍼짐 매개변수이고, $\Phi_{N_I, N_Q}(w_1, w_2)$ 는 복소 BIS α S 확률변수의 특성함수를 (characteristic function) 나타낸다. 특성지수 α 의 범위는 $0 < \alpha \leq 2$ 이고, α 의 값이 작을수록 확률밀도 함수의 꼬리는 더 무겁고, 이는 충격성이 더 심함을 의미한다. γ 는 ($\gamma > 0$) 정규분포에서 분산과 비슷하게 확률밀도함수의 퍼짐을 나타낸다. 그리고 특성함수 $\Phi_{N_I, N_Q}(w_1, w_2)$ 는 다음과 같이 표현한다.

$$\begin{aligned} \Phi_{N_I, N_Q}(w_1, w_2) &= E[e^{jRe\{(w_1 + jw_2)(N_I + jN_Q)^*\}}] \\ &= E[e^{j(w_1 N_I + w_2 N_Q)}] = e^{-\gamma|w_1 + w_2|^\alpha}, \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 $E[\cdot]$ 과 $Re[\cdot]$ 은 각각 통계적 평균과 실수 값을 취하는 연산자를 나타내고, *는 공액 복소수를 (complex conjugate) 나타낸다. 일반적인 BIS α S 분포의 확률 밀도 함수는 닫힌 꼴로 존재하지 않지만 예외적으로 $\alpha = 1$ 과 $\alpha = 2$ 일때 다음과 같이 닫힌 꼴의 확률 밀도 함수로 표현된다.

$$f_{\alpha,\gamma}(z) = \begin{cases} \frac{\gamma}{2\pi(\gamma^2 + z^2)^{3/2}}, & \alpha = 1 \\ \frac{1}{4\pi\gamma} e^{-\frac{z^2}{4\gamma}}, & \alpha = 2, \end{cases} \quad (6)$$

여기서 z 는 $\sqrt{n_I^2 + n_Q^2}$ 이고 위의 식에서 볼 수 있듯이 BIS α S 확률밀도함수는 특성지수 α 가 1일 때 복소 코쉬 확률밀도함수이며, 특성지수 α 가 2일 때 복소 정규 확률밀도함수이다.

III. 제안한 기법

3.1 훈련심벌 기반 최대 우도 주파수 옴셋 추정

훈련심벌 기반 최대 우도 주파수 옴셋 추정 기법은 두 부분이 반복되는 구조로 이루어진 하나의 훈련심벌을 이용한다.

잡음 성분이 생략된 수신 신호 중 반복된 첫 번째 부분의 $N/2$ 개 샘플은

$$r(k) = \sum_{l=0}^{L-1} h(l)x(k-l)e^{j2\pi kc/N}, \quad (7)$$

for $k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1$,

으로 나타낼 수 있고, 반복된 두 번째 부분의 $N/2$ 개 샘플은

$$\begin{aligned} r\left(k + \frac{N}{2}\right) &= \sum_{l=0}^{L-1} h(l)x\left(k + \frac{N}{2} - l\right) e^{j2\pi\left(k + \frac{N}{2}\right)\epsilon/N} \\ &= \sum_{l=0}^{L-1} h(l)x(k-l)e^{j2\pi k\epsilon/N} e^{j\pi\epsilon}, \end{aligned} \quad (8)$$

for $k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1$,

으로 표현된다.

식 (7)과 (8)을 통해 다음과 같은 관계식을 얻을 수 있다.

$$r\left(k + \frac{N}{2}\right) = r(k)e^{j\pi\epsilon}, \quad \text{for } k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1. \quad (9)$$

잡음 성분이 포함된 수신 신호는 다음과 같다.

$$y(k) = r(k) + n(k), \quad \text{for } k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1, \quad (10)$$

$$y\left(k + \frac{N}{2}\right) = r(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right), \quad (11)$$

for $k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1$,

여기서 $n(k)$ 는 BIS α S 확률변수 중 특성지수 α 값이 1인 코쉬 확률 분포를 가지는 충격성 잡음으로 가정한다. 식 (11)에 식 (10)을 대입하면 수신 신호 $y\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$y\left(k + \frac{N}{2}\right) - y(k)e^{j\pi\epsilon} = -n(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right), \quad (12)$$

for $k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1$.

식 (12)에서 잡음 성분에 해당하는 $-n(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 부분은 퍼짐 매개변수가 2γ 인 코쉬 분포를 가진다. 이에 대한 증명은 부록에서 자세히 다루도록 하겠다. 주파수 오프셋 추정을 위한 훈련심벌 기반 코시 분포의 우도 함수는 다음과 같다.

$$A_C(\tilde{\epsilon}) = \log \left[\prod_{k=0}^{N/2-1} f_{1,2\gamma} \left\{ y\left(k + \frac{N}{2}\right) - y(k)e^{j\pi\tilde{\epsilon}} \right\} \right]$$

$$= \sum_{k=0}^{N/2-1} \log \left[\frac{\gamma}{2\pi} \frac{1}{\left\{ 4\gamma^2 + \left| y\left(k + \frac{N}{2}\right) - y(k)e^{j\pi\tilde{\epsilon}} \right|^2 \right\}^{3/2}} \right], \quad (13)$$

여기서 $\tilde{\epsilon}$ 은 주파수 오프셋 ϵ 의 시행 값이고, $\tilde{\epsilon}$ 의 범위는 $\tilde{\epsilon} \in [-1, 1]$ 이다. 제안하는 최대 우도 주파수 오프셋 추정 방법은 주파수 오프셋 시행 값 중 위의 우도 함수가 최대가 되게 하는 값을 주파수 오프셋 추정 값으로 정하며 식 (14)와 같이 표현된다.

$$\hat{\epsilon}_C = \underset{\tilde{\epsilon}}{\operatorname{argmax}} \{ A_C(\tilde{\epsilon}) \}. \quad (14)$$

본 논문에서는 식 (14)를 코쉬 최대 우도 추정기라 (Cauchy maximum likelihood estimator: CMLE) 칭한다.

식 (10)와 (11)에서의 $n(k)$ 가 BIS α S 확률변수 중 특성지수 α 가 2인 정규 확률 분포를 가지는 잡음이라고 가정하면 우도함수 A_C 는 다음과 같이 표현된다.

$$A_C(\tilde{\epsilon}) = \prod_{k=0}^{N/2-1} f_{2,2\gamma} \left\{ y\left(k + \frac{N}{2}\right) - y(k)e^{j\pi\tilde{\epsilon}} \right\}$$

$$= \frac{1}{(8\pi\gamma)^{N/2}} e^{-\frac{1}{8\gamma} \sum_{k=0}^{N/2-1} \left| y\left(k + \frac{N}{2}\right) - y(k)e^{j\pi\tilde{\epsilon}} \right|^2}. \quad (15)$$

식 (14)에 A_C 대신 A_G 를 대입하면 정규 분포 잡음하에서의 최대 우도 추정기가 된다. 식 (15)를 이용하면 아래 식과 같이 Cox가 유도한 주파수 오프셋 추정식을 얻을 수 있다^[5].

$$\hat{\epsilon}_G = \frac{1}{\pi} \angle \left\{ \sum_{k=0}^{N/2-1} y^*(k)y\left(k + \frac{N}{2}\right) \right\}. \quad (16)$$

본 논문에서는 식 (16)을 정규 최대 우도 추정기라 (Gaussian MLE: GMLE) 칭한다. GMLE는 잡음을 정규 분포로 가정하였을 때의 우도함수를 기반으로 한 기법으로서 BIS α S 잡음 분포 중 α 값이 2일 때 우수한 성능을 갖지만 α 값이 작아질수록 성능이 나빠진다. 이에 비해 CMLE는 코쉬 잡음 분포에 알맞게 만들어진 추정기이지만, α 값 전 범위에 걸친 다양한 비정규 충격성 잡음 환경에서 GMLE에 비해 우수한 성능을 보인다. 이는 IV장에서 모의실험을 통해 증명된다.

3.2 훈련심벌 기반 준최적 주파수 오프셋 추정

CMLE는 탐색기반의 기법으로 주파수 오프셋 시행 값을 주파수 오프셋 추정 범위에서 ($|\tilde{\epsilon}| \leq 1$) 얼마나 세밀하게 나누어 검사를 하느냐에 따라 성능이 좌우된다. 보다 정확한 주파수 오프셋 추정을 위해서는 상대적으로 높은 복잡도가 요구된다. 이러한 복잡도 측면의 문제를 해결하기 위해서 주파수 오프셋 시행 값 집합의 크기를 줄이는 준최적 추정기를 제안한다.

이를 위해 앞에서 언급한 GMLE의 기법을 이용할 것이다. GMLE의 기법은 식 (16)에서 보는 바와 같이 $\frac{N}{2}$ 만큼 떨어져 있는 두 샘플의 상관값인 $y^*(k)y\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 을 k 가 0부터 $\frac{N}{2} - 1$ 까지 더하는 과정을 거치게 된다. 하지만 이 기법을 비정규 충격성 잡음 환경에 적용시키면 상대적으로 진폭이 큰 잡음이 포함된 샘플의 상관값을 더해주게 되는데, 이는 전체 주파수 오프셋 추정 성능을 저하시키는 요인이 된다. 그래서 제안한 기법은 아래의 식과 같이 상관값을 더하지 않고, 각각을 이용한다.

$$\bar{\epsilon}(k) = \frac{1}{\pi} \angle \left\{ y^*(k)y\left(k + \frac{N}{2}\right) \right\}, \quad (17)$$

for $k = 0, 1, \dots, \frac{N}{2} - 1$.

잡음이 없는 이상적인 환경에서는 식 (17)에서 구한 $\bar{\epsilon}(k)$ 값들은 모두 실제 주파수 오프셋 값이 된다. 그래서 k 값에 따른 $\frac{N}{2}$ 개의 $\bar{\epsilon}(k)$ 를 준최적 추정기의 시행 값 집합으로 정하고, 이 시행 값 집합 $\bar{\epsilon}(k)$ 를 CMLE에 적용하였다.

$$\widehat{\epsilon}_{SUB} = \underset{\bar{\epsilon}(k)}{\operatorname{argmax}} [A_C \{\bar{\epsilon}(k)\}]. \quad (18)$$

본 논문에서는 식 (18)을 준최적 코쉬 최대 우도 추정 기라 (suboptimum CMLE: S-CMLE) 칭한다. S-CMLE는 CMLE와 동일한 최대 우도 추정 기법을 사용하지만, 주파수 옵셋 시행 값의 수를 $N/2$ 개로 줄여 CMLE에 비해 복잡도를 줄일 수 있다. 또한, S-CMLE는 주파수 옵셋 추정 구간을 세밀하게 나누어 더 많은 수의 시행 값을 사용한 CMLE와 거의 동일한 성능을 가지며, 이를 IV장에서 모의실험을 통해 보인다.

IV. 성능 비교

이 장에서는 기존의 기법과 제안된 기법들의 성능 비교를 위하여 모의실험을 하였다. CR 시스템에서 주로 사용되는 IEEE 802.11h 표준과 동일하게 FFT 크기 N 은 64, 반송파 주파수는 5 GHz로 설정하였다^[11]. 채널 모형은 4경로 레일리 페이딩을 (Rayleigh

fading) 사용하였으며, 레일리 페이딩 채널에서 각 경로는 0, 2, 4, 6 샘플의 시간 지연을 가지게 하였다. 또한, 첫 번째 경로와 마지막 경로의 전력 차이는 20dB 가 되도록 설정하였다 ($E\{A_i^2\} = \exp(-0.8i)$). 도플러 대역폭은 (Doppler bandwidth) 0.0017이 사용되었으며 이는 단말기의 속도가 60km/h인 경우에 해당한다. BIS α S 잡음은 α 가 2보다 작을 때 분산이 무한대이므로 일반적으로 정의되는 신호대잡음비는 (signal to noise ratio: SNR) 사용될 수 없다. 따라서 BIS α S 잡음을 다룰 때는 SNR 대신 기하학적 신호대잡음비를 (geometric SNR: G-SNR) 사용한다^[12]. G-SNR은 정보를 가진 신호와 BIS α S 잡음사이의 상대적 크기를 효과적으로 나타내며 다음과 같이 정의한다.

$$G-SNR = \frac{1}{2C_g} \left(\frac{A}{S_0} \right)^2, \quad (19)$$

여기서 C_g 는 오일러 상수의 지수를 나타내며

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n) \right\} \simeq 1.78 \text{의 값을 가지고, } A \text{와 } S_0$$

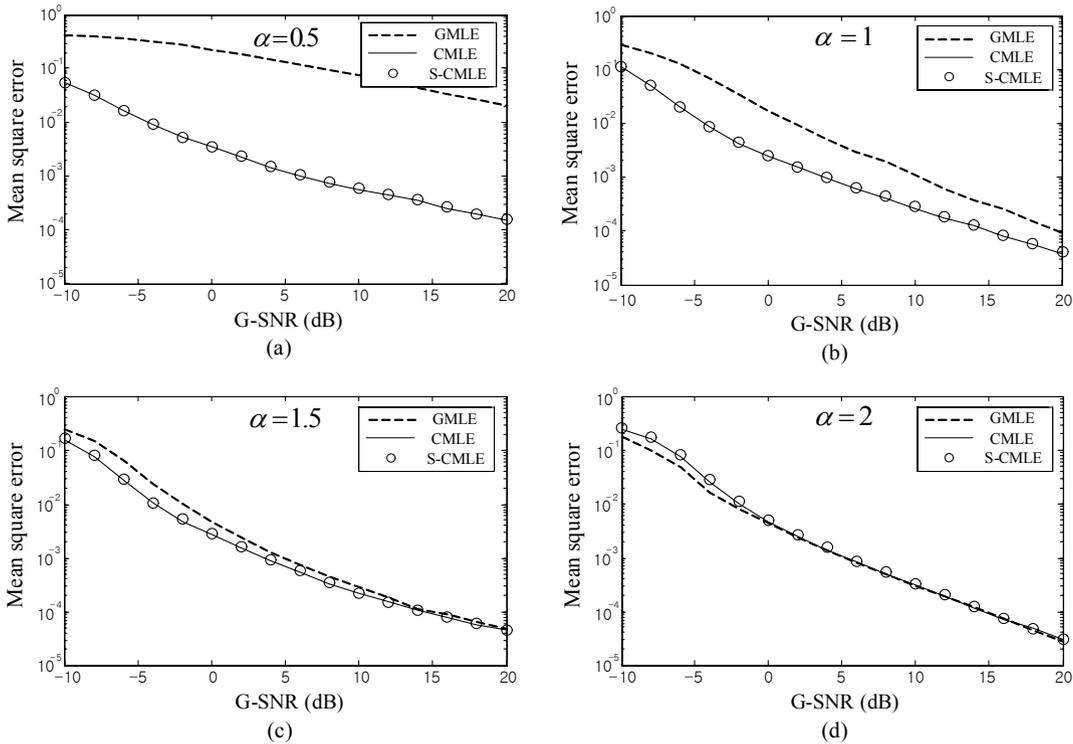


그림 1. α 값이 (a) 0.5, (b) 1, (c) 1.5, (d) 2인 비정규 충격성 잡음에서 G-SNR에 따른 주파수 옵셋 추정 값의 평균 제곱 오차 (레일리 페이딩 채널, $\epsilon = 0.4$)

는 각각 신호의 세기, $BIS\alpha S$ 잡음의 기하학적 전력을 나타내고, S_0 는 $(C_g\gamma)^{1/\alpha}/C_g$ 로 정의한다. 위의 G-SNR 식에서 정규화 상수 $2C_g$ 는 α 가 2인 정규 잡음일 때에는 표준 SNR과 동일하게 해 주는 역할을 한다. 퍼짐 매개변수 γ 는 X_I 와 X_Q 의 표본 평균과 분산을 통해 쉽고 정확하게 추정할 수 있는 값이므로 알고 있는 값으로 볼 수 있다^[13]. 이 논문에서는 $\gamma=1$ 로 두고 모의실험을 하였다. 모든 모의실험 결과는 20,000번 반복 수행되어 얻어진 값이다.

그림 1 (a)-(d)는 레일리 페이딩 채널에서 각각 α 값이 0.5, 1, 1.5, 2일 때 GMLE, CMLE, S-CMLE을 통해 얻어진 오프셋 추정 값의 평균 제곱 오차를 (mean squared error: MSE) G-SNR의 변화에 따라 나타낸 것이다.

CMLE는 주파수 오프셋 추정 시행 값의 범위인 -1부터 1까지를 0.0001의 간격으로 나누어 탐색하였다. 따라서 CMLE에서 사용한 총 시행 값의 개수는 약 20000개이지만, S-CMLE는 앞서 언급한 바와 같이 $N/2$ 개의 고정된 시행 값을 사용하며, 즉 본 모의실험에서는 32개의 시행 값을 이용하였다.

그림 1 (a), (b)에서 볼 수 있듯이 α 값이 0.5, 1인 비정규 충격성 잡음 환경에서는 제한한 CMLE와 S-CMLE의 주파수 오프셋 추정 성능이 GMLE 보다 월등히 우수함을 알 수 있다. 그림 1 (c)에서 보는 바와 같이 α 값이 1.5인 비정규 충격성 잡음환경에서는 G-SNR이 -10 dB부터 10 dB까지는 제한한 기법들이 기존의 기법보다 약간 우수한 성능을 보이며, 10 dB 이후의 구간에서는 거의 동일한 성능을 가짐을 확인할 수 있다. α 값이 2인 정규 잡음 환경에서의 성능 비교를 나타내는 그림 1. (d)에서는 정규 잡음을 기반으로 한 GMLE의 추정 성능이 제한한 기법보다 -10 dB부터 0 dB까지는 다소 우수하지만, 코쉬 잡음을 고려한 CMLE와 S-CMLE의 성능도 0 dB 이후 구간에서 GMLE와 동일한 성능을 보인다. 또한 모든 α 값에서 S-CMLE 기법은 CMLE에 비해 적은 수의 시행 값을 이용하지만, CMLE 기법과 거의 동일한 MSE 성능을 가짐을 확인할 수 있다.

그림 2는 레일리 페이딩 채널에서 몇몇의 특정 G-SNR 값에서 GMLE, CMLE를 통해 얻어진 주파수 오프셋 추정 값의 MSE를 α 값의 변화에 따라 나타낸 것이다. GMLE의 경우 α 값을 0.5부터 2까지 변화시키며 따라 MSE 성능의 변화가 심하며 α 값이 작아질수록 성능이 저하되는 경향을 보인다. 이에 비해 CMLE는 α 값의 변화에 강인할 뿐 아니라 α 값 전

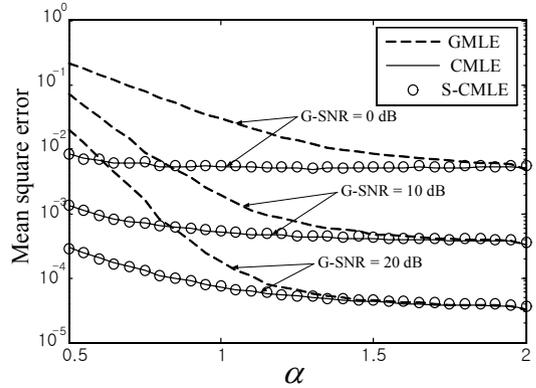


그림 2. α 값의 변화에 따른 주파수 오프셋 추정 값의 평균 제곱 오차 (레일리 페이딩 채널, $\epsilon = 0.4$)

범위에 걸친 다양한 비정규 충격성 잡음 환경에서 기존 기법보다 좋은 MSE 성능을 가짐을 확인할 수 있다.

V. 결 론

본 논문에서는 OFDM 기반 CR 시스템을 위한 주파수 오프셋 추정 기법들을 제안하였다. 먼저 비정규 충격성 잡음을 모형화하는데 알맞다고 알려진 $BIS\alpha S$ 확률변수를 이용하여 코쉬 최대 우도 추정기를 제안하였다. 또한 제한한 기법의 복잡도를 줄이기 위해 시행 값 집합의 크기를 작게 하는 준최적 추정기를 제안하였다. 마지막으로 모의실험 결과를 통해 제안한 기법들은 비정규 충격성 잡음에 강인할 뿐만 아니라 α 값 전 구간의 다양한 비정규 충격성 잡음 환경에서 기존 기법보다 우수한 성능을 가짐을 확인하였다.

부 록

$-n(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 의 분포

부록에서는 잡음 $-n(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 의 분포 유도 과정을 설명한다. 우선 다음과 같이 잡음을 Z 라 정의한다.

$$Z = -n(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right) = -X + Y, \quad (20)$$

여기서 $n(k)e^{j\pi\epsilon}$ 는 $n(k)$ 와 같은 분포를 가지므로^[10], $X = n(k)$, $Y = n\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 로 표현할 수 있다. Z 를 실

수 부분과 허수 부분으로 나누어 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} Z_I &= \text{Re}\left\{-n(k) + n\left(k + \frac{N}{2}\right)\right\} \\ &= -\text{Re}(X) + \text{Re}(Y) = -X_I + Y_I \\ Z_Q &= \text{Im}\left\{-n(k) + n\left(k + \frac{N}{2}\right)\right\} \\ &= -\text{Im}(X) + \text{Im}(Y) = -X_Q + Y_Q, \end{aligned} \quad (21)$$

여기서 $\text{Im}[\cdot]$ 은 허수 값을 취하는 연산자를 나타낸다.

Z 의 특성함수 $\Phi_{Z_I, Z_Q}(w_1, w_2)$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Phi_{Z_I, Z_Q}(w_1, w_2) &= E\left[e^{j\text{Re}\{(w_1 + jw_2)(Z_I + jZ_Q)^*\}}\right] \\ &= \Phi_{-X_I, -X_Q}(w_1, w_2)\Phi_{Y_I, Y_Q}(w_1, w_2). \end{aligned} \quad (22)$$

위의 식에서 볼 수 있듯이 Z 의 특성함수의 $-X$ 의 특성함수와 Y 의 특성함수의 곱으로 나타내어 진다. 먼저 $-X$ 의 특성함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Phi_{-X_I, -X_Q}(w_1, w_2) &= \frac{\gamma}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-jw_2 x_Q} \cdot \\ &\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{(\gamma^2 + x_I^2 + x_Q^2)^{3/2}} \cos(w_1 x_I) dx_I dx_Q. \end{aligned} \quad (23)$$

여기서 $\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{(\gamma^2 + x_I^2 + x_Q^2)^{3/2}} \cos(w_1 x_I) dx_I$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다^[14].

$$\begin{aligned} &\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{(\gamma^2 + x_I^2 + x_Q^2)^{3/2}} \cos(w_1 x_I) dx_I \\ &= -\frac{1}{\sqrt{\pi}} \frac{w_1}{\sqrt{\gamma^2 + x_Q^2}} I\left(-\frac{1}{2}\right) K_1(w_1 \sqrt{\gamma^2 + x_Q^2}), \end{aligned} \quad (24)$$

여기서 $I(\cdot)$, $K_\nu(\cdot)$ 는 각각 감마 함수 (gamma function), 허수인자의 베셀 함수를 (bessel functions of imaginary argument) 나타내고, $I\left(-\frac{1}{2}\right) = -2\sqrt{\pi}$ 이다^[14]. 식 (24)를 식 (23)에 대입하면 다음 식과 같다.

$$\begin{aligned} \Phi_{-X_I, -X_Q}(w_1, w_2) &= \frac{\gamma}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{2w_1}{\sqrt{\gamma^2 + x_Q^2}} K_1(w_1 \sqrt{\gamma^2 + x_Q^2}) e^{-jw_2 x_Q} dx_Q. \end{aligned} \quad (25)$$

식 (25)는 다음과 같이 표현할 수 있다^[14].

$$\begin{aligned} \Phi_{-X_I, -X_Q}(w_1, w_2) &= \sqrt{\frac{2\gamma}{\pi}} (w_1^2 + w_2^2)^{1/4} K_{1/2}(\gamma \sqrt{w_1^2 + w_2^2}), \end{aligned} \quad (26)$$

여기서 $K_{1/2}(z) = \sqrt{\frac{\pi}{2z}} e^{-z}$ 를 이용하여 풀면 아래와 같다.

$$\Phi_{-X_I, -X_Q}(w_1, w_2) = e^{-\gamma|w_1 + w_2|}. \quad (27)$$

그리고 Y 의 특성함수도 위에서 보인 동일한 방법으로 전개하면 다음과 같다.

$$\Phi_{Y_I, Y_Q}(w_1, w_2) = e^{-\gamma|w_1 + w_2|}, \quad (28)$$

Z 의 특성함수는 식 (22)에 식 (27)과 (28)을 대입하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Phi_{Z_I, Z_Q}(w_1, w_2) &= \Phi_{-X_I, -X_Q}(w_1, w_2)\Phi_{Y_I, Y_Q}(w_1, w_2) \\ &= e^{-2\gamma|w_1 + w_2|}. \end{aligned} \quad (29)$$

Z 의 특성함수는 식 (5)의 BIS α S의 특성함수 중 α 가 1이고, 퍼짐 매개변수가 2γ 인 특성함수이다. 이를 통해 식 (12)의 잡음 성분에 해당하는 $-n(k)e^{j\pi\epsilon} + n\left(k + \frac{N}{2}\right)$ 이 코쉬 분포를 따른다는 것을 확인 할 수 있다.

참고 문헌

- [1] S. Haykin, "Cognitive radio: brain-empowered wireless communications," *IEEE J. Select. Areas Commun.*, Vol.23, No.2, pp.201-220, Feb. 2005.
- [2] H. Mahmoud, T. Yucek, and H. Arslan, "OFDM for cognitive radio: merits and challenges," *IEEE Wireless Commun.*, Vol.16, No.2, pp.6-15, Apr. 2009.
- [3] R. V. Nee and R. Prasad, *OFDM for Wireless Multimedia Communications*. London, England: Artech House, 2000.
- [4] K. Fazel and S. Kaiser, *Multi-Carrier and Spread Spectrum Systems*. West Sussex,

England: John Wiley and Sons, 2003.

[5] T. M. Schmidl and D. C. Cox, "Robust frequency and timing synchronization for OFDM," *IEEE Trans. Commun.*, Vol.45, No.12, pp.1613-1621, Dec. 1997.

[6] Y. H. Kim, I. Song, S. Yoon, and S. R. Park, "An efficient frequency offset estimator for OFDM systems and its performance characteristics," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, Vol.50, No.5, pp.1307-1312, Sep. 2001.

[7] F. Moghimi, A. Nasri, and R. Schober, "Lp-norm spectrum sensing for cognitive radio networks impaired by non-Gaussian noise," in *Proc. IEEE Global Telecommun. Confer. (Globecom)*, Honolulu, HI, pp.1-6, Nov. 2009.

[8] K. L. Blackard, T. S. Rappaport, and C. W. Bostian, "Measurements and models of radio frequency impulsive noise for indoor wireless communications," *IEEE J. Select. Areas Commun.*, Vol.11, No.7, pp.991-1001, Sep. 1993.

[9] M. G. Sanchez, L. de Haro, M. C. Ramon, A. Mansilla, C. M. Ortega, and D. Oliver, "Impulsive noise measurements and characterization in a UHF digital TV channel," *IEEE Trans. Electromagn. Compat.*, Vol.41, No.2, pp.124-136, May 1999.

[10] G. Samorodnitsky and M. S. Taqqu, *Stable Non-Gaussian Random Processes: Stochastic Models with Infinite Variance*. New York: Chapman & Hall, 1994.

[11] Part 11: Wireless LAN medium access control (MAC) and physical layer (PHY) specification: spectrum and transmit power management extensions in the 5GHz band in Europe, IEEE, 802.11h, 2003.

[12] T. C. Chuah, B. S. Sharif, and O. R. Hinton, "Nonlinear decorrelator for multiuser detection in non-Gaussian impulsive environments," *Electron. Lett.*, Vol.36, No.10, pp.920 - 922, May 2000.

[13] X. Ma and C. L. Nikias, "Parameter estimation and blind channel identification in impulsive signal environments," *IEEE Trans. Signal Processing*, Vol.43, No.12, pp.2884 - 2897,

Dec. 1995.

[14] I. S. Gradshteyn and I. M. Ryzhik, *Table of Integrals, Series, and Products*, 6th ed., San Diego, CA: Academic Press, 2000.

송 정 한 (Chonghan Song)

준회원



2009년 2월 성균관대학교 정보통신공학부 공학사

2009년 3월~현재 성균관대학교 휴대전화과 석사과정

2010년 12월 IEEE Seoul Section Student Paper Contest 동상 수상

<관심분야> OFDM, 통계학적 신호처리, 추정 및 검파

이 영 포 (Youngpo Lee)

정회원



2008년 2월 성균관대학교 정보통신공학부 공학사

2010년 2월 성균관대학교 휴대전화과 공학석사

2010년 3월~현재 성균관대학교 휴대전화과 박사 과정

2008년 11월 한국통신학회 하계종합학술발표회 우수논문상 수상

2009년 12월 IEEE Seoul Section Student Paper Contest 대상 수상

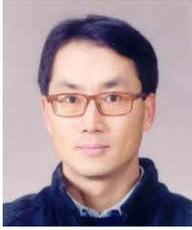
2010년 1월 성균관대학교 정보통신공학부 우수논문상 수상

2010년 12월 아이디스 전자신문 대학(원)생 과학기술&IT 논문공모 대제전 최우수상, 장려상 수상

<관심분야> 통신 이론, 이동통신, 통계학적 신호처리

송 익 호 (Ickho Song)

중신회원



1982년 2월 서울대학교 전자공학과 공학사 (준최우등)
1984년 2월 서울대학교 전자공학과 공학석사
1985년 8월 펜실베니아대학교 전기공학과 공학석사
1987년 5월 펜실베니아대학교 공학박사

1987년 3월~1988년 2월 벨 통신연구소 연구원
1988년 3월~현재 한국과학기술원 전기및전자공학과 조교수, 부교수, 교수
1995년 1월~현재 한국과학기술원 논문지 편집위원, 편집 부위원장
대한전자공학회, 한국음향학회, 한국통신학회 평생회원, IET 석학회원, IEEE 석학회원
<관심분야> 통계학적 신호처리, 통신이론, 신호검파와 추정, 이동통신

윤 석 호 (Seokho Yoon)

중신회원



1997년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 공학사(최우등)
1999년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 공학석사
2002년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 공학박사
2002년 3월~2002년 6월 MIT 박사후 연구원

2002년 7월~2003년 2월 하버드대학교 박사후 연구원
2003년 3월~현재 성균관대학교 정보통신공학부 전임 강사, 조교수, 부교수
2000년 2월 삼성 휴먼테크 논문대상 동상 수상
2007년 Marquis Who's Who in Asia에 등재
2007년 IEEE 준석학회원
2008년 Marquis Who's Who in World에 등재
2009년 한국통신학회 LG 학술상 수상
<관심분야> 통신이론, 이동통신, 통계학적 신호처리