

비정규 잡음에 강인한 OFDM 주파수 옵셋 추정 기법

정회원 박종훈*, 유창하**, 종신회원 윤석호***^o

OFDM Frequency Offset Estimation Schemes Robust to the Non-Gaussian Noise

Jonghun Park^{*} *Regular Member*, Changha Yu^{**}, Seokho Yoon^{***} *Lifelong Member*

요약

본 논문에서는 비정규 잡음 환경에서 orthogonal frequency division multiplexing 시스템의 주파수 옵셋을 신뢰성 있게 추정하는 기법들을 제안한다. 먼저 비정규 잡음을 복소 등방성 Cauchy 확률과정으로 모형화한 후 최대우도 (maximum-likelihood) 추정 기법을 제안하고, 또한 더 간단한 최대우도 추정 기반 준최적 추정 기법을 제안한다. 모의실험 결과를 통해 제안한 기법들이 기존의 기법들에 비해 비정규 잡음 환경에서 더 좋은 주파수 옵셋 추정 성능을 가질 뿐 아니라, 비정규 잡음 환경에서 강인함을 보인다.

Key Words : OFDM, 주파수 옵셋 추정, Non-Gaussian Noise, 최대우도 추정

ABSTRACT

In this paper, we propose robust estimators for the frequency offset of orthogonal frequency division multiplexing in non-Gaussian noise environments. We first propose a maximum-likelihood (ML) estimator in non-Gaussian noise modeled as a complex isotropic Cauchy process, and then, we present a simpler suboptimal estimator based on the ML estimator. From numerical results, it is demonstrated that the proposed estimators not only outperform the conventional estimators, but also have a robustness in non-Gaussian noise environments.

I. 서 론

직교 주파수 분할 다중 (orthogonal frequency division multiplexing: OFDM) 시스템은 높은 스펙트럼 효율과 다중경로 페이딩에 강인한 특성으로 인하여 다양한 무선 통신 시스템에서 변조 기술로 널리 사용되고 있다. 그러나 OFDM은 도플러 효과나 오실레이터의 불안정성으로 인해 발생하는 주파수 옵셋에 (frequency offset) 매우 민감하며, 주파수 옵셋 추정은 OFDM 시스템에 있어 가장 중요한 과정

중 하나이다^[1]. 본 논문에서는 blind 기반 주파수 옵셋 추정 기법들에 비해 더 좋은 성능을 제공하는 훈련 심볼 (training symbol) 기반 주파수 옵셋 추정에 초점을 맞춘다.

기존 연구에서는 중심 극한 정리를 바탕으로 채널 잡음을 정규 (Gaussian) 과정으로 가정하여 진행 되었다^[2-4]. 그러나 무선통신 채널에서는 잡음이 종종 비정규 특성을 보이며, 이는 자동차 엔진 점화, 이동성 장해물, 번개, 해수면 반사 등의 다양한 원인으로 인한 충격성 잡음 특성에 의한 것이다^[5-6].

* 이 논문은 2012년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 기초연구사업(No. 2012-0005066)과 지식경제부 및 정보통신산업진흥원의 대학 IT연구센터 육성지원 사업(NIPA-2012-H0301-12-1005) 및 2012년도 삼성탈레스(주)의 재원을 지원 받아 수행된 연구임.

* 삼성탈레스 ** 성균관대학교 정보통신대학 전자전기공학부(syoon@skku.edu), (^ : 교신저자)

논문번호 : KICS2012-01-025, 접수일자 : 2012년 1월 5일, 최종논문접수일자 : 2012년 3월 30일

실제로 가정에서 사용하는 전자레인지에 의해 발생한 비정규 잡음이 IEEE 802.11 Wi-Fi 대역에서 관찰되었으며^[7], 인지 무선 통신 시스템에서는 간섭 신호들의 총합을 비정규 잡음으로 모델링한 사례도 있다^[8]. 또한, [9]에서는 이동통신 주파수 대역에서 인위적인 요인에 의해 발생한 비정규 잡음이 열에 의해 발생한 잡음보다 큰 영향을 줄 수 있음을 보였다.

비정규 잡음 모델로는 잡음의 진폭이 레일리 분포를 갖고, 포아송 분포에 의해 발생하는 통계-물리적 (statistical-physical) 모델이 있다^[10,11]. 또한, α 의 값에 ($0 < \alpha \leq 2$) 따라 비정규 잡음의 크기를 조절할 수 있는 복소 등방성 대칭 α 안정 (complex isotropic symmetric α stable: CIS α S) 모델이 있으며, 이는 다른 모델보다 정확한 비정규 잡음의 표현이 가능하다^[12].

본 논문에서는 잡음이 정규 과정을 따른다는 가정 아래 제안된 기준의 주파수 옵셋 추정 기법들이 비정규 잡음 환경에서는 성능이 크게 감소하기 때문에, 비정규 잡음에서도 강인한 OFDM 주파수 옵셋 추정기를 제안한다. 비정규 잡음을 복소 등방성 대칭 α 안정 모델을 이용하여 복소 등방성 Cauchy 잡음으로 모형화한 후, 최대우도 (maximum likelihood) 추정기를 유도한다. 또한 더 낮은 복잡도로 구현 가능한 준최적 추정기도 함께 제안한다. 모의실험 결과를 통해 제안한 추정기들이 기준의 추정기들에 비해 비정규 잡음 환경에서 더 좋은 주파수 옵셋 추정 성능을 보임을 확인한다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 신호 모형을 설명하고, III장에서는 최대우도 기반 최적 추정기 및 준최적 추정기를 제안한다. IV장에서는 모의실험 결과를 통해 제안한 추정기들과 기준의 추정기들의 성능을 비교하고, V장에서 결론을 내린다.

II. 신호 모형

주파수 옵셋이 존재할 때, 수신된 OFDM 신호의 k 번째 샘플은 $k = 1, 2, \dots, N-1$ 에 대해 다음과 같이 나타낼 수 있다.

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

여기서 $h(l)$ 은 길이가 L 인 디중경로 채널의 l 번째 채널 계수이고, $x(k)$ 는 길이가 N 인 inverse fast Fourier

transform을 (IFFT) 통해 생성해 전송한 OFDM 신호의 k 번째 샘플이며, ϵ 은 부반송파 (subcarrier) 간격인 $1/N$ 으로 정규화된 주파수 옵셋이고, $n(k)$ 는 가산성 잡음의 k 번째 샘플이다.

본 논문에서는 $\{n(k)\}_{k=0}^{N-1}$ 를 실험적 데이터와 잘 부합하는 것으로 알려진 서로 독립적이며 동일한 분포를 따르는 복소 등방성 대칭 α 안정 잡음으로 모형화하며^[13-14], 이때 $n(k)$ 의 확률 밀도 함수는 (probability density function: pdf) 다음과 같이 나타낼 수 있다^[13].

$$f_n(\rho) = \frac{1}{4\pi^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp[Z] dudv, \quad (2)$$

여기서 $Z = -\gamma(u^2 + v^2)^{\alpha/2} - j\text{Re}\{\rho(u-jv)\}$ 이며, $\text{Re}\{\cdot\}$ 는 실수 부분을 나타내고, dispersion γ 는 ($\gamma > 0$) pdf의 퍼짐 정도를 나타내는 파라미터이며, characteristic exponent α 는 ($\alpha \in (0, 2]$) pdf의 양끝의 두께와 관련 있는 파라미터로서 α 값이 작을수록 충격성이 더 강함을 나타내며, α 값이 2에 가까워질수록 정규 분포에 가까워진다.

식 (2)는 특별한 경우인 $\alpha = 1$ 과 (복소 등방성 Cauchy 분포) $\alpha = 2$ 인 (복소 등방성 정규 분포) 경우를 제외하면 단한꼴 표현이 존재하지 않는 것으로 알려져 있으며, α 값이 1과 2일 때의 단한꼴 표현 수식은 아래와 같다.

$$f_n(\rho) = \begin{cases} \frac{\gamma}{2\pi} (|\rho|^2 + \gamma^2)^{-3/2}, & \text{when } \alpha = 1 \\ \frac{1}{4\pi\gamma} \exp\left(-\frac{|\rho|^2}{4\gamma}\right), & \text{when } \alpha = 2. \end{cases} \quad (3)$$

CIS α S pdf는 식 (3) 이외의 경우에 대한 단한꼴 표현이 없기 때문에 본 논문에서는 $\alpha = 1$ 인 경우에 초점을 맞추어 추정기를 유도하며, IV장에서 보이는 바와 같이 $\alpha = 1$ 인 경우에 대한 추정기들은 기준의 추정기들에 비해 α 의 변화에 강인할 뿐 아니라 대부분의 α 값에 대해 더 좋은 추정 성능을 가짐을 보인다.

III. 제안한 주파수 옵셋 추정기

3.1. Cauchy 최대우도 추정기

주파수 옵셋 추정에 있어 [2]에서와 같이 두 반복 구간을 가지는 훈련 심볼 $\{x(k)\}_{k=0}^{N-1}$ 을 고려한다 (즉, $k = 0, 1, \dots, N/2-1$ 에 대하여 $x(k) = x(k+N/2)$).

$$\hat{\epsilon} = \frac{1}{\pi} \angle \left(\sum_{k=0}^{N/2-1} \frac{r^*(k)r(k+N/2)}{4\gamma^2 + |r(k)|^2 + |r(k+N/2)|^2 - 2|r(k)r(k+N/2)|\cos(\pi\hat{\epsilon} + \theta_k)} \right), \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \hat{\epsilon}_s &= \frac{1}{\pi} \angle \left(\sum_{k=0}^{N/2-1} \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \frac{r^*(k)r(k+N/2)}{A + B\cos(\pi\hat{\epsilon} + \theta_k)} d\hat{\epsilon} \right) \\ &= \frac{1}{\pi} \angle \left(\sum_{k=0}^{N/2-1} \frac{r^*(k)r(k+N/2)}{\sqrt{\{4\gamma^2 + (|r(k)| + |r(k+N/2)|)^2\}\{4\gamma^2 + (|r(k)| - |r(k+N/2)|)^2\}}} \right) \end{aligned} \quad (8)$$

식 (1)로부터 $k = 0, 1, \dots, N/2-1$ 에 대하여 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$r(k+N/2) - r(k)e^{j\pi\epsilon} = n(k+N/2) - n(k)e^{j\pi\epsilon}. \quad (4)$$

여기서 $n(k+N/2) - n(k)e^{j\pi\epsilon}$ 는 $(-n(k)e^{j\pi\epsilon}$ 와 $n(k)$ 의 분포가 같으므로) dispersion^o] 2 γ 인 복소 등방성 Cauchy 분포를 따름을 알 수 있으며, 따라서 특정 ϵ 에 대한 $r = \{r(k+N/2) - r(k)e^{j\pi\epsilon}\}_{k=0}^{N/2-1}$ 의 pdf를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$f_r(r|\epsilon) = \prod_{k=0}^{N/2-1} \frac{\gamma}{\pi \left(\left| r\left(k+\frac{N}{2}\right) - r(k)e^{j\pi\epsilon} \right|^2 + 4\gamma^2 \right)^{\frac{3}{2}}} \quad (5)$$

이에 대한 최대우도 추정기는 다음과 같이 추정치 $\hat{\epsilon}$ 를 얻는다.

$$\begin{aligned} \hat{\epsilon} &= \arg \max_{\tilde{\epsilon}} [\log f_r(r|\tilde{\epsilon})] \\ &= \arg \min_{\tilde{\epsilon}} \Lambda(\tilde{\epsilon}), \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 $\tilde{\epsilon}$ 는 ϵ 에 대한 후보값을 나타내고, $\Lambda(\tilde{\epsilon}) = \sum_{k=0}^{N/2-1} \log \{ |r(k+N/2) - r(k)e^{j\pi\tilde{\epsilon}}|^2 + 4\gamma^2 \}$ 은 $\tilde{\epsilon}$ 에 대해

주기가 2인 로그 우도 함수이다. $\Lambda(\tilde{\epsilon})$ 의 극소값은 서로 2의 간격으로 떨어져 있으며, 추정에 있어 모호성을 (ambiguity) 야기한다. ϵ 이 0을 중심으로 양수와 음수 영역에 동일한 확률로 분포한다는 가정 아래 최대우도 추정기의 올바른 추정 범위를 [3]에서와 같이 $-1 < \epsilon \leq 1$ 로 둘 수 있다.

잡음^o] 존재하지 않을 때 $|r(k+N/2) - r(k)e^{j\pi\tilde{\epsilon}}|^2 = 4|s(k)|^2 \sin^2(\pi(\tilde{\epsilon} - \epsilon)/2)$ 이고 로그함수는 단조증가 함수이므로, 잡음^o] 존재하지 않을 때 $\Lambda(\tilde{\epsilon})$ 는 정수 z 에 대해 $\epsilon + 2z - 1 < \tilde{\epsilon} \leq \epsilon + 2z + 1$ 의 범위에서 위로 볼록한 (convex) 형태를 가진다. 따라서 식 (6)의 최대

우도 추정기는 $d\Lambda(\tilde{\epsilon})/d\tilde{\epsilon}|_{\tilde{\epsilon}=\hat{\epsilon}} = 0$ 을 $\hat{\epsilon}$ 에 대해 풀어서 얻을 수 있으며, 본 페이지 상단의 수식 (7)과 같이 정리할 수 있다. 여기서 \angle 는 복소수의 $(-\pi, \pi]$ 범위에 존재하는 위상을 나타내며, $\theta_k = \angle(r(k)r^*(k+N/2))$ 이다. 식 (7)의 추정기는 Cauchy 최대우도 추정기로 (Cauchy maximum-likelihood estimator: CME) 표현할 것이며, 추정치 $\hat{\epsilon}$ 은 반복 수행 등을 통해 얻을 수 있다.

3.2. 간략화 된 Cauchy 최대우도 추정기

CME를 통해 신뢰성 있는 추정을 하기 위해서는 신호 대 잡음비가 (signal-to-noise ratio: SNR) 작아질수록 더 많은 반복 수행을 해야 한다. 이러한 반복 과정 없이 주파수 옵셋을 추정하기 위해 $\hat{\epsilon}$ 이 $(-1, 1]$ 에 동일한 확률로 존재한다고 가정하고 (이는 ϵ 의 분포가 알려지지 않았을 때의 'worst-case'를 가정한 것임), 식 (7)에서 \angle 의 인수를 (argument) $\hat{\epsilon}$ 에 대해 평균을 냄으로써 본 페이지 상단의 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 $A = 4\gamma^2 + |r(k)|^2 + |r(k+N/2)|^2$, $B = -2|r(k)r(k+N/2)|$ 이고, 두 번째 줄의 관계는

$$\int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{a + b \cos(x)} dx = \frac{2\pi}{\sqrt{a^2 - b^2}}$$

을 이용하여 얻는다^[15]. 식 (8)의 추정기를 간략화 된 Cauchy 최대우도 추정기라 (simplified Cauchy maximum likelihood estimator: SCME) 한다.

IV. 모의실험 결과

본 장에서는 제안한 추정기들의 (CME 및 SCME) mean squared error (MSE) 성능을 기준 기법들의^[2-4] MSE 성능과 비교한다. 모의실험을 위해 다음과 같은 파라미터를 가정하였다:IFFT 크기 $N=64$, 주파수 옵셋 $\epsilon = 0.25$, CME를 위한 $\hat{\epsilon}$ 의 초기값은 0이고 반복횟수는 20이며, 길이 L 이 8이고 exponential power delay profile (PDP)

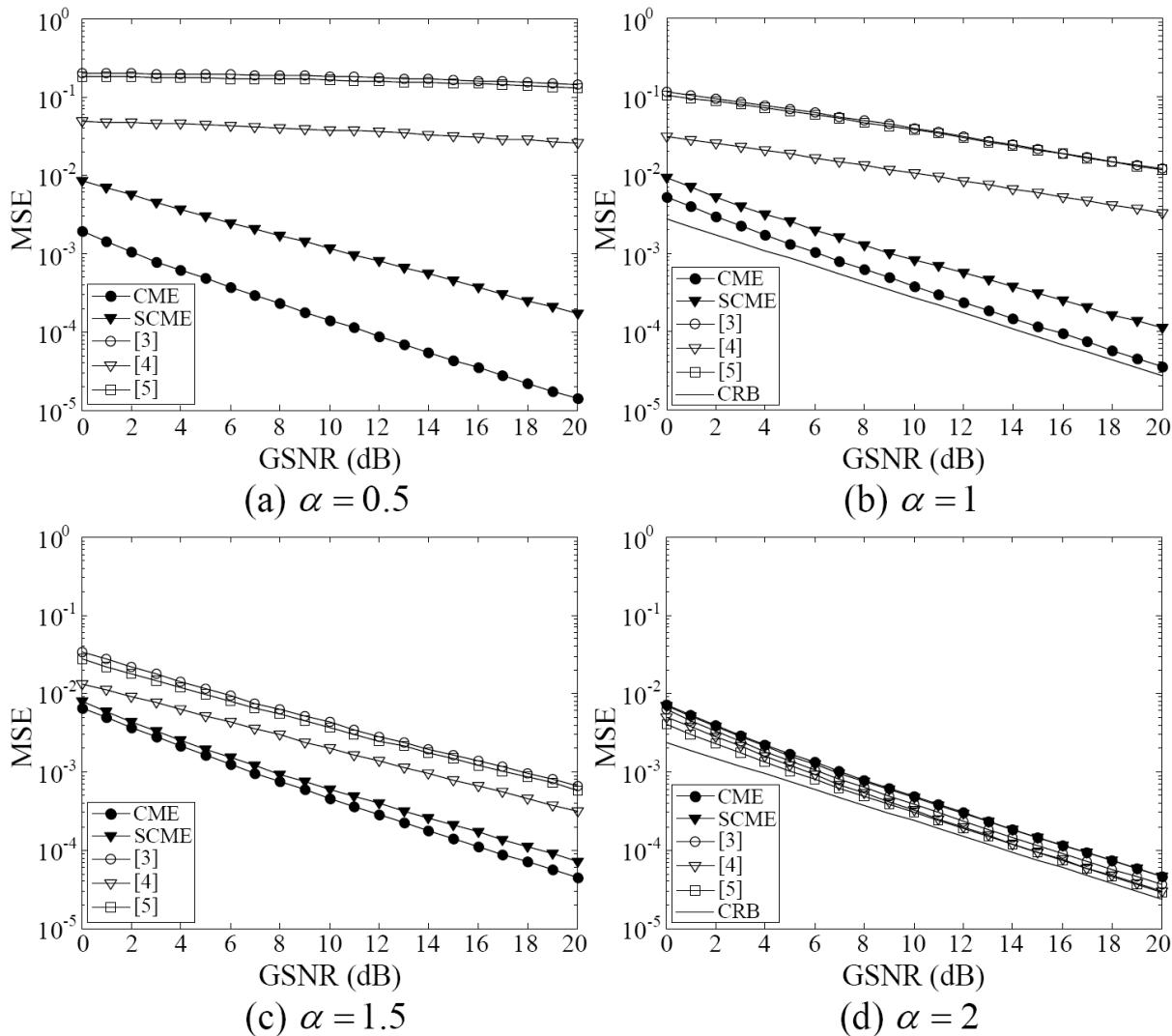
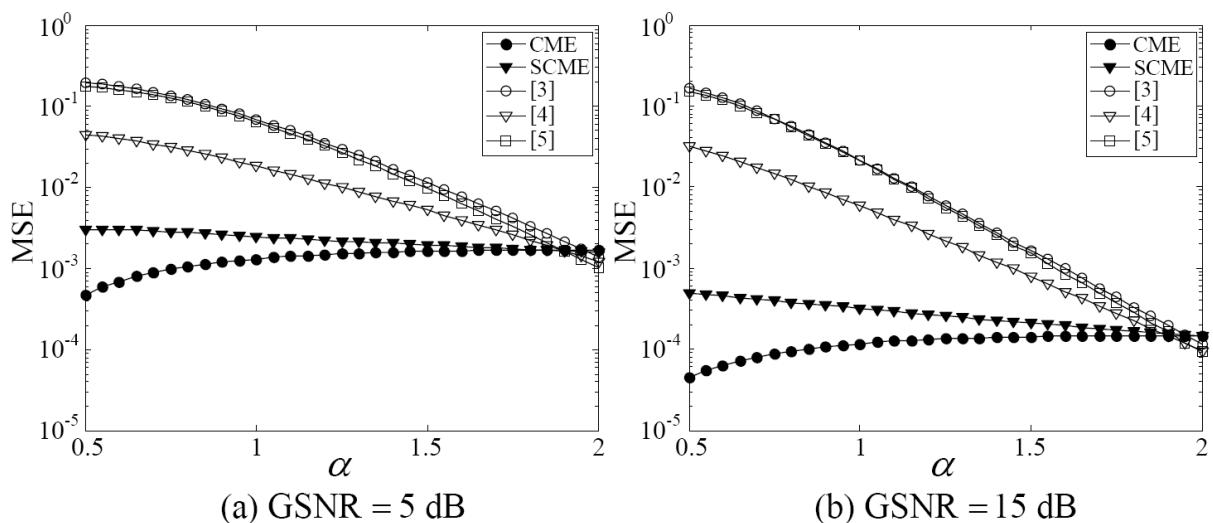


그림 1. GSNR에 따른 제안한 상관기들과 기존의 상관기들의 MSE 성능

Fig. 1. The MSE performances of the proposed and conventional estimators as a function of the GSNR

그림 2. α 값에 따른 제안한 상관기들과 기존의 상관기들의 MSE 성능Fig. 2. The MSE performances of the proposed and conventional estimators as a function of α

$E[|h(l)|^2] = \exp(-l/L) / \left\{ \sum_{l=0}^{L-1} \exp(-l/L) \right\}$ 을 ($l = 1, 2, \dots, 7$) 가지는 다중경로 Rayleigh 페이딩 채널을 가정한다. 여기서 $E[\cdot]$ 는 통계학적 평균 연산을 나타낸다. $\alpha < 2$ 인 CIS α S 잡음은 분산이 무한대로 계산되기 때문에 표준 SNR은 그 의미를 잃게 되며, 그에 따라 geometrical SNR (GSNR)을 이용한다. GSNR은 $E[|x(k)|^2] / (4C^{-1+2/\alpha}\gamma^{2/\alpha})$ 로 정의되며, 여기서 C 는 $C = \exp \left\{ \lim_{m \rightarrow \infty} \left(\sum_{i=1}^m \frac{1}{i} - \ln m \right) \right\} \approx 1.78$ 이다^[15].

GSNR은 정보를 가진 신호와 $\alpha < 2$ 인 CIS α S 잡음의 상대적인 세기를 나타내며, $\alpha = 2$ 인 경우에는 GSNR이 표준 SNR과 동일하다. 또한 γ 는 수신 신호의 샘플 평균과 분산을 통해 쉽고 정확히 추정이 가능하므로^[17], 알려진 값으로 처리할 수 있다. 따라서 일반성을 잃지 않고 γ 를 1로 설정한다.

그림 1에서는 $\alpha = 0.5, 1, 1.5, 2$ 인 경우에 대해 GSNR에 따른 기존의 추정기들과 제안한 추정기들의 MSE 성능을 나타내고, 그림 2에서는 GSNR이 5 dB, 15 dB일 때 α 에 따른 MSE 성능을 나타낸다. 또한 성능 평가에 참고할 수 있도록 $\alpha = 1, \alpha = 2$ 각각의 경우에 대한 주파수 옵셋 추정에 있어서의 Cramer-Rao bound인 (CRB)

$$\frac{15N^2}{32\pi^4 C(N^2-1)(GSNR)} \text{ 과 } \frac{3N}{2\pi^2(N^2-1)(GSNR)}$$

을 각각 그림 1(b)와 그림 1(d)에 나타내었다.

그림들로부터 제안한 추정기들이 기존의 추정기들에 비해 대부분의 (2에 가까운 값들을 제외한) α 값에서 더 좋은 성능을 보일 뿐 아니라, α 값의 변화에 대해서도 강인한 성능을 보임을 확인할 수 있다. 이는 표 1에서 나타내는 각 기법들의 수신 OFDM 샘플에 대한 상관 연산들을 비교하여 설명될 수 있다. 구체적으로는 제안한 상관기들의 상관 연산은 수신 OFDM 샘플의 크기를 (magnitude) 포함한 항으로 샘플 별 정규화를 수행하며, 이러한 샘플 별 정규화는 신호 겹파 이론에서 널리 알려진 대로^[18-19], 비정규 잡음 환경에서 종종 발생하는 큰 진폭의 잡음 성분에 의한 상관값의 잘못된 증가를 효율적으로 줄일 수 있다. 따라서 제안한 상관기들은 기존의 상관기들에 비해 비정규 충격성 잡음 환경에서 더 신뢰성 있는 주파수 옵셋 추정이 가능하다. 그러나 본 논문에서 제안한 기법 CME와 SCME는 주파수 옵셋 추정을 위해 비정규 잡음 파라미터 γ 를 이용한다. γ 를 추정하는 과정은 간단하지만, 표 1의 상관 연산 외의 추가적인 연산을 필요로 하기 때문에 주파수 옵셋 추정에 있어 전체적으로 연산 복잡도가 증가한다. 또한, 파라미터 γ 추정의 신뢰도가 주파수 옵셋 추정 결과 신뢰성에 영향을 줄 수 있다.

표 2에서는 제안한 기법들과 기존 기법들의^[2-4] 상관 연산에 대한 연산 복잡도를 비교하였으며, 이는 실수 콤플리케이션 및 덧셈 연산에 대한 횟수를 계산한 결과이다. 또한, 각 기법들의 주파수 옵셋 후보의 개수를 나

표 1. 제안한 추정기들과 기존의 추정기들에서 수신 OFDM 샘플들을 이용한 상관 연산

Table 1. Correlation operations of the received OFDM samples in the proposed and conventional estimators

추정기	상관 연산
CME	$\sum_{k=0}^{N/2-1} \frac{r^*(k)r(k+N/2)}{4\gamma^2 + r(k) ^2 + r(k+N/2) ^2 - 2 r(k)r(k+N/2) \cos(\hat{\theta}_k)}$
SCME	$\sum_{k=0}^{N/2-1} \frac{r^*(k)r(k+N/2)}{\sqrt{\{4\gamma^2 + (r(k) + r(k+N/2))^2\}\{4\gamma^2 + (r(k) - r(k+N/2))^2\}}}$
[2]	$\sum_{k=0}^{N/2-1} r^*(k)r(k+N/2)$
[3]	$\sum_{k=mN/4}^{N-1} r^*(k-mN/4)r(k), \text{ for } m = 0, 1, 2$
[4]	$\sum_{z=1}^{N/16-1} \left \sum_{m=0}^{N/16-z-1} \sum_{k=0}^{N/4-1} zr(k+mN/4)r^*(k+(m+z)N/4) \right $

표 2. 제안한 추정기들과 기존의 추정기들의 상관 연산에 대한 연산 복잡도 및 주파수 옵셋 추정 후보의 개수

Table 2. Computational complexity of correlation operation and number of candidate value in the proposed and conventional estimators

추정기	상관 연산 복잡도		주파수 옵셋 후보의 개수
	실수 덧셈 횟수	실수 곱셈 횟수	
CME	$\frac{9}{2}N - 2$	$\frac{13}{2}N$	$W \times N$
SCME	$5N - 2$	$\frac{9}{2}N$	-
[2]	$2N - 2$	$2N$	-
[3]	$9N - 18$	$9N - 12$	-
[4]	$\frac{1}{2} \left(\frac{N}{16} - 1 \right)^2 \left(\frac{3}{4}N - 3 \right) + \left(\frac{N}{16} - 3 \right)$	$\frac{1}{2} \left(\frac{N}{16} - 1 \right)^2 \left(\frac{5}{4}N - 5 \right)$	$W \times N$

타내고 있으며, 기법 CME와 [4]는 주파수 옵셋 추정에 있어서 $W \times N$ 개의 후보값을 갖고, 이는 상관 연산의 수행 반복 횟수가 된다.

V. 결 론

본 논문에서는 비정규 잡음 환경에 강인한 OFDM 주파수 옵셋 추정기들을 제안하였다. 먼저 비정규 잡음을 복소 등방성 Cauchy 과정으로 모형화하고, 반복 수행을 통해 주파수 옵셋을 추정하는 최대우도 추정기를 제안하였다. 또한 최대우도 추정기에 기반하여 더 간단한 추정기를 함께 제안하였다. 모의실험을 통해 제안한 추정기들이 기존의 추정기들에 비해 더 좋은 주파수 옵셋 추정 성능을 가질 뿐 아니라, 비정규 잡음 환경에 더 강인함을 보였다.

참 고 문 헌

- [1] R. V. Nee, R. Prasad, *OFDM for Wireless Multimedia Communications*. Boston, MA: Artech House, Dec. 1999.
- [2] T. M. Schmidl, D. C. Cox, "Robust frequency and timing synchronization for OFDM," *IEEE Trans. Commun.*, 45(12), pp. 1613 - 1621, Dec. 1997.
- [3] M. Morelli, U. Mengali, "An improved frequency offset estimator for OFDM applications," *IEEE Commun. Lett.*, 3(3), pp. 75 - 77, March 1999.
- [4] J.-W. Choi, J. Lee, Q. Zhao, H.-L. Lou, "Joint ML estimation of frame timing and carrier frequency offset for OFDM systems employing time-domain repeated preamble," *IEEE Trans. Wireless Commun.*, 9(1), pp. 311 - 317, Jan. 2010.
- [5] T. K. Blankenship, T. S. Rappaport, "Characteristics of impulsive noise in the 450-MHz band in hospitals and clinics," *IEEE Trans. Antennas, Propag.*, 46(2), pp. 194 - 203, Feb. 1998.
- [6] P. Torio, M. G. Sanchez, "A study of the correlation between horizontal and vertical polarizations of impulsive noise in UHF," *IEEE Trans. Vehic. Technol.*, 56(5), pp. 2844 - 2849, Sep. 2007.
- [7] T. Taher, M. Misurac, J. LoCicero, D. Ucci, "Microwave oven signal interference mitigation for Wi-Fi communication Systems," in *Proc. IEEE Consumer Commun. and Networking Conf. (CCNC)*, pp. 67-68, Las Vegas, NV, Jan. 2008.
- [8] X. Hong, C. X. Wang, J. Thompson, "Interference modeling of cognitive radio networks," in *Proc. IEEE Vehic. Technol. Conf. (VTC)*, pp. 1851-1855, Singapore, May 2008.
- [9] J. D. Parsons, *The mobile radio propagation channel*. New York, NY: Wiley, 1996.
- [10] D. Middleton, "Statistical-physical models of electromagnetic interference," *IEEE Trans. Electromagnetic Compatibility*, EMC-19(3),

- pp. 106-127, Aug. 1977.
- [11] D. Middleton, "Statistical-physical models of urban radio-noise environments Part I: Foundations," *IEEE Trans. Electromagnetic Compatibility*, EMC-14(2), pp. 38-56, May 1972.
- [12] A. B. Hamza, H. Krim, "Image denoising: a nonlinear robust statistical approach," *IEEE Trans. Signal Process.*, 49(12), pp. 3045-3054, Dec. 2001.
- [13] C. L. Nikias, M. Shao, *Signal Processing With Alpha-Stable Distributions and Applications*. New York, NY: Wiley, Sep. 1995.
- [14] H. G. Kang, I. Song, S. Yoon, Y. H. Kim, "A class of spectrum-sensing schemes for cognitive radio under impulsive noise circumstances: structure and performance in nonfading and fading environments," *IEEE Trans. Vehic. Technol.*, 59(9), pp. 4322 - 4339, Nov. 2010.
- [15] M. R. Spiegel, J. Liu, *Mathematical Handbook of Formulas and Tables*. New York, NY: McGraw-Hill, Nov. 1999.
- [16] T. C. Chuah, B. S. Sharif, O. R. Hinton, "Nonlinear decorrelator for multiuser detection in non-Gaussian impulsive environments," *Electron. Lett.*, 36(10), pp. 920 - 922, May 2000.
- [17] X. Ma, C. L. Nikias, "Parameter estimation and blind channel identification in impulsive signal environments," *IEEE Trans. Signal Process.*, 43(12), pp. 2884 - 2897, Dec. 1995.
- [18] S. A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*. New York, NY: Springer-Verlag, 1988.
- [19] I. Song, J. Bae, S. Y. Kim, *Advanced Theory of Signal Detection*. Berlin, Germany: Springer-Verlag, May 2002.

박 종 훈 (Jonghun Park)



정회원

2005년 8월 한국정보통신대학
교 (현 KAIST ICC) 전자
공학과 졸업

2008년 2월 한국정보통신대학
교 (현 KAIST ICC) 전자
공학과 석사

2010년 4월~현재 삼성탈레스

선임연구원

<관심분야> Estimation theory, Military wireless communication system, Multicarrier system

유 창 하 (Changha Yu)



2012년 2월 광운대학교 전파
공학과 공학사

2012년 3월~현재 성균관대학
교 IT융합학과 석사과정

<관심분야> 통신이론, 이동통신,
인지 무선 통신, 통계학적
신호처리

윤 석 호 (Seokho Yoon)



종신회원

1997년 2월 한국과학기술원 전
자전산학과 공학사 (최우등)

1999년 2월 한국과학기술원 전
자전산학과 공학석사

2002년 2월 한국과학기술원 전
자전산학과 공학박사

2002년 3월~2002년 6월 MIT

박사후 연구원

2002년 7월~2003년 2월 하버드대학교 박사후 연
구원

2003년 3월~현재 성균관대학교 정보통신공학부 전
임강사, 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> 통신 이론, 이동통신, 통계학적 신호처리