

---

# 다중 사용자 간섭을 고려한 TH-BPSK UWB 통신 시스템의 정확한 BER 계산

박장우\* · 최용석\*\* · 조경룡\*\*\*

The Calculation of the Exact BER of UWB-TH BPSK Communication systems with the Multiple User Interference

Jang Woo Park\* · Yong Seok Choi\*\* · Kyung Ryong Cho\*\*\*

## 요 약

다중 사용자 간섭을 고려한 BPSK 데이터 변조 방식을 갖는 초광대역(Ultra-Wide Bandwidth, UWB) 시간 도약(time hopping, TH) 다중 통신 시스템의 정확한 비트 오류율(bit error rate: BER)을 계산하는 방법을 제시하였다. UWB-TH BPSK 신호는 약간의 수정을 통하여 기존의 DS-CDMA 신호와 유사함을 보였다. 또한 다중 사용자 간섭(multiple user interference, MUI)는 특성 함수 기법을 이용하여 정확하게 기술하였다. 이들을 바탕으로 TH-BPSK 다중 통신 시스템의 BER을 정확히 계산하였다. 또한, MUI에 대한 기존의 가우시안 근사에 비하여 상당히 정확한 결과를 얻을 수 있는 간단한 근사식을 함께 제시하였다. 본 논문에서 제시한 BER 계산식의 정확성 및 타당성은 시뮬레이션 결과와 비교함으로써 확인하였다.

## ABSTRACT

The bit error probability of UWB Time-Hopping(TH) multiple access communication systems combined with BPSK is calculated with a high accuracy including the multiple user interference(MUI). This paper finds that with some manipulations, the TH-BPSK UWB signal can be modified to the similar form of the DS-CDMA signal. The MUI in the system is explained by the characteristic function technique. Above two descriptions have been bases on the derivation of the exact BER expression of the system. We also propose the approximate expression for the BER, which has enough accuracy compared with the expression from the Gaussian approximation of the MUI. The comparison of the results from the proposed expressions with the simulation results gives the confirmation for the validity and accuracy of the proposed expressions.

## 키워드

Ultra-Wide Bandwidth, Time hopping, BPSK, Multiple user interference, BER

## I. 서 론

초광대역(Ultrawide bandwidth, UWB) 통신 시스템은

10dB 대역폭이 중심 주파수의 20%를 넘어서거나 전체 대역폭이 500MHz 이상인 펄스를 이용한 통신방식을 의미한다[1]. UWB 통신 방식 중 대표적인 것이 펄스

---

\* 순천대학교 정보통신공학부 조교수

\*\* 전자통신연구원 디지털방송연구단 책임연구원

\*\*\* 순천대학교 정보통신공학부 부교수

위치 변조(Pulse position modulation: PPM) 또는 BPSK를 결합한 시간 도약(time hopping: TH) 다중화(multiple access: MA) 통신 방식이다[2]. 시간 도약은 다중 사용자를 수용하기 위해 도입된 것으로 THMA (Time Hopping Multiple Access)라고 부른다. 또한 높은 처리 이득(processing gain)을 얻기 위하여 하나의 심벌에 대하여 펄스를 여러 번 반복적으로 전송한다. 대체로 PPM의 펄스 변조 방식이 많이 연구 되어 왔지만, TH-BPSK 통신 시스템은 TH-PPM 방식에 비트 오류율(bit error rate: BER)에서 3dB의 신호 대 잡음비(SNR) 이득을 갖고 있음이 알려져 있다.

이와 같은 시간 도약 다중 통신 시스템의 성능 분석에서 BER은 매우 중요한 역할을 한다. 많은 논문들에서 UWB IRMA에서 BER 계산은 표준 가우시안 근사(standard Gaussian Approximation, SGA)에 기초를 두고 있다. SGA는 다중 사용자 간섭(multiple user interference: MUI)을 가우시안 확률 변수로 근사한다. SGA는 중앙 극한 정리에 기초한 것이기 때문에 사용자의 수가 매우 많은 경우에만 타당한 근사가 될 수 있다. SGA의 타당성은 TH-PPM 시스템에 대해서 검토되었고, 실제의 시스템을 정확히 묘사할 수 없음이 알려져 있다[3]. TH-PPM 시스템에 관한 정확한 BER 계산 결과들은 최근에 발표 되었지만[4,5], TH-BPSK 시스템에 관한 해석은 상대적으로 적은 편이다.

본 논문의 목적은 BPSK를 사용한 IRMA에서 MUI에 대하여 SGA를 사용한 경우 타당성을 검증하고, 보다 정확한 BER 계산 방법을 제시하는 것이다. 이를 위하여 UWB-TH BPSK 신호는 기존의 DS-CDMA 신호와 유사함을 보였고, 특성함수(characteristic function, CF) 기법을 MUI의 해석에 도입하였다. 따라서 보다 명확하게 MUI의 특성을 묘사할 수 있으며 매우 정확한 BER 표현식을 유도할 수 있었다. 또한, 타당한 근사를 통하여 계산 시간을 줄이며 상당히 정확한 결과를 얻을 수 있는 BER 계산 방법을 소개한다. 본 논문에서 제시한 모델링 방법의 타당성은 시스템의 Monte-Carlo 시뮬레이션 결과와 비교를 통하여 검증한다.

## II. TH-BPSK 시스템 모델

TH-BPSK 다중 통신 시스템에서, 하나의 비트를 전

송하기 위해서  $N_g$ 개의 펄스를 보낸다. 이때 펄스는 1ns 이하의 매우 폭이 좁은 펄스가 사용된다. 각 펄스는 각 프레임 내에 존재하게 한다. 그리고 프레임 폭,  $T_f$ 는 펄스의 폭,  $T_w$ 에 비하여 매우 크다( $T_f \gg T_w$ ). 이를 통하여 UWB TH-BPSK 통신 시스템은 매우 큰 처리 이득을 얻는다. 각 프레임 내에서 펄스의 위치는 TH-코드라 불리는 의사 랜덤 코드에 의하여 결정된다. 즉,  $k$ -번째 사용자의  $i$ -번째 비트의 신호는 다음식과 같다.

$$s^{(k)}(t, i) = \sum_{j=iN_c}^{(i+1)N_c-1} d_i^{(k)} w(t - jT_f - c_j^{(k)}T_c) \quad (1)$$

식(1)에서  $w(t)$ 는 펄스의 폭이  $T_w$ 인 UWB 펄스이고  $T_f$ 는 프레임 폭이다.  $c_j^{(k)}$ 는 여러 사용자들의 송신 펄스 사이의 충돌을 방지하기 위하여 각 사용자에게 고유하게 할당된 시간 도약 열(time hopping sequence)이다. 하나의 프레임이 폭이  $T_c$ 인 여러 개( $N_c$ )의 칩으로 구성되어 있다고 가정하면,  $T_f = N_c T_c + T_g$ 를 만족한다. 여기에서  $T_g$ 는 수신기에서 연속적인 프레임의 두개의 펄스가 동시에 수신되는 것을 막기 위한 보호 시간이다[6]. 따라서  $c_j^{(k)}$ 는 0에서  $N_c - 1$  사이에 존재하는 정수이다. 본 논문에서  $T_g = 0$ 으로 가정하였으며,  $T_c = 2T_w$ 로 하였다. 또한,  $c_j^{(k)}$ 는 0에서  $N_c - 1$  사이의 정수 값을 갖는 균일한 확률 변수로 가정한다.  $d_i^{(k)} \in \{-1, 1\}$ 는 전송 정보 데이터를 나타내며 본 논문에서는 균일한 발생 빈도를 갖는 이진 데이터이다.

$T_g = 0$ 이며  $c_j^{(k)}$ 는 정수라는 가정을 고려하면 식(1)은 (2)와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$s^{(k)}(t, i) = \sum_{j=iN_c}^{(i+1)N_c-1} d_i^{(k)} w(t - (jN_c + c_j^{(k)})T_c) \quad (2)$$

식(2)에서 펄스는 각 프레임 내에서  $T_c$ 의 정수배( $jN_c + c_j^{(k)}$ ) 만큼 이동되어 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 각 펄스는 각 프레임 내에서  $c_j^{(k)}$ -번째 칩에 존재하고 나머지 칩들은 펄스를 갖고 있지 않다. 따라서  $c_j^{(k)}$ 는  $N_c - 1$ 개의 0 과 한 개의 1을 원소로 갖는 새로운 벡터

로 표시할 수 있다. 이상의 설명을 바탕으로 식(2)를 다시 표시하면,

$$s^{(k)}(t, i) = \sum_{j=iN_c}^{(i+1)N_s-1} d_i^{(k)} \sum_{n=jN_c}^{(j+1)N_c-1} a_n^{(k)} w(t-nT_c) \quad (3)$$

즉,  $N_s=3$ ,  $N_c=4$  그리고  $c^{(k)}=[102]$ 인 경우  $a^{(k)}=[0100|1000|0010]$ 이 된다. 즉, 새로운 변수  $a_n^{(k)}$ 는 특정 칩 내에서 펄스 유·무를 결정하며,  $c_j^{(k)}$ 에 의하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$a_n^{(k)} = \begin{cases} 1 & \text{for } n = jN_c + c_j^{(k)} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

$c_j^{(k)}$ 는 0에서  $N_c-1$  사이의 정수 값을 갖는 다는 가정을 상기하면  $a_n^{(k)}$ 의 확률 특성은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Pr[a_n^{(k)} = 1] &= 1/N_c \\ \Pr[a_n^{(k)} = 0] &= 1 - 1/N_c \end{aligned}$$

즉, 식 (3)에서 알 수 있듯이 TH-BPSK 모델은 선형적으로 변조된 CDMA 시스템으로 볼 수 있다[6]. 현재의 모델에서는 TH-BPSK 시스템의 칩의 값이 +1과 0의 값을 갖는다. 식(3)의 표현식은 DS-SSMA 시스템의 표현식과 유사하기 때문에 참고 문헌 [7]에서 설명된 기존의 DS-SSMA 시스템의 MUI 해석에서 사용된 방법을 해석에 활용할 수 있다.

### III. 수신기 모델

비동기 시스템에서 동시에 활성화된 사용자의 수가  $K$ 인 경우 수신기에서 수신된 신호는

$$r(t) = \sum_{k=1}^K s^{(k)}(t - \tau_k) + n(t) \quad (5)$$

이다. 여기에서  $n(t)$ 는 평균이 영이고 양측파대 전력 스펙트럼 밀도가  $N_0/2$ 인 AWGN이고,  $\tau_k, k=1, \dots, K$ 는  $K$ 개의 신호의 독립적인 전파 지연이다. 수신기는 첫 번째 송신기와 동기 되어 있으며, 시간 도약 코드를 완전히 알고 있다고 가정한다. 따라서 나머지  $K-1$  신호는 간섭이 된다. 본 논문에서 수신기는 상관기와 판정 단으로 구성된 상관 수신기를 사용한다. 또한, 판정은 연판정(soft decision)을 이용한다. 상관 수신기에서 사용되는 템플릿 신호는

$$V(t) = \sum_{j=0}^{N_s-1} \sum_{n=jN_c}^{(j+1)N_c-1} a_n^{(1)} w(t-nT_c) \quad (6)$$

이다. 여기에서 첫 번째 사용자의 전파 지연은 0으로 가정 하였으며, 나머지 신호들의 전파지연은 첫 번째 사용자 신호에 대한 상대적인 값으로 고려한다. 또한, 0-번째 데이터를 복조하는 것으로 고려하였다. 계산을 간단히 하기 위하여  $c_j^{(1)}=0, j=0, \dots, N_s-1$ 로 가정한다. 이 가정은 시스템 해석 결과에 영향을 미치지 않으며 계산 과정을 단순화 시킬 수 있다. 이것은 다음과 동가하다.

$$a_n^{(1)} = \begin{cases} 1 & \text{for } n = jN_c, j=0, 1, \dots, N_s-1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

한편, 다른 사용자의 전파 지연,  $\tau_k, k=2, \dots, K$ 는 구간  $[0, N_s T_f]$ 에서 균일한 확률 변수이고,  $\tau_k = \gamma_k T_c + \alpha_k$ 로 나타낼 수 있다. 이때,  $\gamma_k$ 는  $\tau_k/T_c$ 에 가장 가까운 정수이며,  $\alpha_k$ 는 구간  $[-T_c/2, T_c/2]$ 에서 균일한 확률 변수이다.

상관 수신기의 출력은 다음과 같이 표시된다.

$$r = \int_0^{N_s T_f} r(t) V(t) dt = S + I + \eta \quad (8)$$

여기에서  $S = d_0^{(1)} N_s$ 이고,  $\eta$ 는 평균이 영이고 분산이  $N_s^2 N_0 / E_b R(0)$ 인 가우시안 확률 변수이다.  $R(\alpha)$ 는  $w(t)$ 의 자기 상관 함수이다. 즉,  $R(\alpha) = \int_{-\infty}^{\infty} w(t-\alpha)w(t)dt$ .

또한,  $I = \sum_{k=2}^K I_k$ 는 전체 MUI이며, 각 간섭 신호  $I_k$ 는 다

음식과 같다.

$$I_k = \sum_{m=0}^{N_s-1} z_m^{(k)} \quad (9)$$

이때,

$$z_j^{(k)} = d_{((mN_c - \gamma_k)/N_s N_c)}^{(k)} a_{mN_c - \gamma_k}^{(k)} R(\alpha_k) \quad (10)$$

식(10)에서  $\lfloor \cdot \rfloor$ 는  $x$ 의 floor를 의미한다.  $z_m^{(k)}, m = 1, \dots, N_s - 1$  는 서로 독립적이고 동일한 분포를 갖는 확률 변수임을 알 수 있다.

### 3.1. MUI의 정밀 해석

$I_k$ 의 정확한 확률 분포를 구하는 것은 어렵기 때문에 특성함수 방법을 이용한다.  $z_m^{(k)}$ 의 확률 밀도 함수(probability density function: pdf)는  $\alpha_k = \alpha$  이고  $d_{((mN_c - \gamma_k)/N_s N_c)}^{(k)} = d$ 라는 조건에서  $a_j^{(k)}$ 의 통계적 성질을 고려하면 쉽게 구해진다.

$$f_{z_m^{(k)}|\alpha, d}(z) = \frac{1}{N_c} \delta(z - dR(\alpha)) + \left(1 - \frac{1}{N_c}\right) \delta(z) \quad (11)$$

여기에서  $\delta(z)$ 는 Dirac의 델타 함수이다. 즉,  $z_m^{(k)}$ 는 서로 독립적인 확률변수이기 때문에,  $\alpha_k = \alpha$  이고  $d_{((mN_c - \gamma_k)/N_s N_c)}^{(k)} = d$  라는 조건하에서  $I_k$ 의 특성함수는 식(11)의  $z_m^{(k)}$ 의 pdf를 이용하면 다음과 계산된다.

$$\begin{aligned} \Phi_{I_k|\alpha, d}(\omega) &= E[e^{j\omega I_k} | \alpha, d] \\ &= E\left[\exp\left(j\omega \sum_{m=0}^{N_s-1} z_m^{(k)}\right) | \alpha, d\right] \\ &= \left(\frac{1}{N_c} e^{j\omega d R(\alpha)} + \left(1 - \frac{1}{N_c}\right)\right)^{N_s} \end{aligned} \quad (12)$$

$E[\cdot]$ 는 평균값을 의미하는 연산 기호이며, 이때 평균은 확률 변수  $a_n^{(k)}$ 에 대한 것이다. 또한,  $j = \sqrt{-1}$ . 데이터는 균일하고 동일하게 분포된 확률

변수이기 때문에, 데이터  $d$ 에 대하여 식(12)의 평균을 구하면,

$$\begin{aligned} \Phi_{I_k|\alpha}(\omega) &= \frac{1}{2} (\Phi_{I_k|d=-1, \alpha}(\omega) + \Phi_{I_k|d=1, \alpha}(\omega)) \\ &= \left(1 - \frac{1}{N_c}\right)^{N_s} [1 + A(\omega, \alpha)] \end{aligned} \quad (13)$$

여기에서

$$A(\omega, \alpha) = \sum_{m=1}^{N_s-1} \binom{N_s-1}{m} \left(\frac{1}{N_c-1}\right)^m \cos(\omega m R(\alpha)) \quad (14)$$

이다. 여기에서  $\binom{M}{m}$ 은 이진 계수이다.  $N_s \ll N_c$  인 경우, 식 (13)는 다음과 같이 간단해진다.

$$\Phi_k(\omega) \approx \left(1 - \frac{1}{N_c}\right) \left[1 + \frac{N_s}{N_c-1} \cos(\omega R(\alpha))\right] \quad (15)$$

식(15)는  $N_s = 1$ 인 경우 정확한 관계식임을 알 수 있다. 끝으로  $\alpha$ 에 대한 평균을 구하면,  $k$ -번째 간섭 신호의 특성 함수를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Phi_{I_k}(\omega) &= \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} \Phi_{I_k|\alpha}(\omega) d\alpha \\ &= \left(1 - \frac{1}{N_c}\right)^{N_s} \sum_{m=0}^{N_s} \binom{N_s}{m} B(\omega, m) \end{aligned} \quad (16)$$

이때,

$$\begin{aligned} B(\omega, m) &= \left(\frac{1}{N_c-1}\right)^m \\ &\quad \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} \cos(m\omega R(\alpha)) d\alpha \end{aligned} \quad (17)$$

이다. 그리고 모든 다중 사용자 간섭 또한 서로 독립적이기 때문에, 전체 MUI의 특성함수는

$$\Phi_I(\omega) = \{\Phi_{I_k}(\omega)\}^{K-1} \quad (18)$$

이 된다. 식(18)을 Fourier 역변환하면 전체 다중 간섭

신호의 확률밀도함수를 구할 수 있다. 식(17)과 (18)을 검토해 보면, 식(18)은 사용자의 수 및  $N_s$ 가 증가함에 따라 많은 다중 적분을 포함한다는 것을 알 수 있다.

### 3.2 MUI의 근사 해석

앞의 결과는 매우 정확한 결과를 얻을 수 있는 반면에 다중적분이 포함되어서 BER 계산에 많은 시간이 필요하며, 특히 프레임 반복횟수와 사용자의 수가 커지는 경우 어려움이 커진다. 따라서 여기에서는 충분한 정확성을 유지하며 보다 간단한 MUI의 해석 방법을 살펴본다. 간단한 해석을 위하여 식(10)에서  $\Lambda = R(\alpha_k)$ 으로 놓고 평균이 영인 가우시안 확률 변수라고 하자. 이때 분산은  $\sigma_\Lambda^2 = \frac{1}{T_c} \int_{-\infty}^{\infty} R(x)^2 dx$ 이다. 이와 같은 가정은 MUI를 가우시안 근사하는 것과 유사하다. 즉,  $\sigma_\Lambda^2/N_s$  는 가우시안 근사 기법을 사용하는 경우 개별 MUI의 분산 값과 같다는 것을 쉽게 알 수 있다.  $R(\alpha_k)$ 를 가우시안 확률 변수라고 가정하면,  $\alpha_k = \alpha$  이고  $d_{(mN_c - \gamma_k)/N_s, N_c}^{(k)} = d$  라는 조건에서  $z_m^{(k)}$ 도 역시 평균이 영이고 분산이  $a^2\sigma_R^2$ 인 가우시안 확률 변수가 된다. 이때,  $d^2 = 1$ 이라는 점을 고려하였다. 따라서 개별 간섭 신호  $I_k$ 는  $N_s$ 개의 독립적인 가우시안 확률 변수의 합과 같기 때문에,  $I_k$ 의 특성함수는 쉽게 계산된다.

$$\begin{aligned} \widehat{\Phi}_{I_k} &= \left[ E \exp \left( -j\omega \sum_{m=0}^{N_s-1} z_m^{(k)} \right) \right] \\ &= E \left[ e^{-N_s \omega^2 a^2 \sigma_R^2 / 2} \right] \\ &= \frac{1}{N_c} e^{-\omega^2 N_s \sigma_R^2 / 2} + \left( 1 - \frac{1}{N_c} \right) \end{aligned} \quad (19)$$

따라서 전체 MUI의 특성함수는 식(19)을 (18)에 대입함으로써 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} \widehat{\Phi}_I &= (\widehat{\Phi}_{I_k})^{K-1} \\ &= \left( 1 - \frac{1}{N_c} \right)^{K-1} \sum_{k=0}^{K-1} \binom{K-1}{k} \left( \frac{1}{N_c-1} \right)^k e^{-\omega^2 k N_s \sigma_R^2 / 2} \end{aligned} \quad (20)$$

식(20)는 분산이  $kN_s\sigma_R^2, k=1,2,\dots,K-1$ 인  $K-1$ 개의

가우시안 확률변수의 특성함수로 구성되어 있음을 알 수 있다.

### IV. BER의 계산

수신 데이터의 판별은 식 (8)로 부터 다음과 같이 이루어진다.

$$r = S + I + n \underset{<}{>} 0 \leftrightarrow \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (21)$$

식 (21)에서 다중 사용자 간섭  $I$ 와 AWGN  $n$ 은 서로 독립적인 확률 변수이기 때문에, 두 확률 변수의 합을 새로운 확률 변수  $X = I + n$  로 정의하고, AWGN의 특성 함수를  $\Phi_n(\omega)$ 로 표시하면, 확률 변수  $X$ 의 특성 함수는 각각의 특성 함수의 곱으로 표시할 수 있다.

$$\Phi_X(\omega) = \Phi_I(\omega) \Phi_n(\omega) \quad (22)$$

이때,  $\Phi_n(\omega) = e^{-\sigma_n^2 \omega^2 / 2}$ 이다. 따라서 데이터의 대칭성을 고려하면 비트 오류율은

$$\begin{aligned} P_e &= \Pr[X < -N_s | d = 1] \\ &= \int_{-\infty}^{-N_s} \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_X(\omega) e^{-j\omega x} dx d\omega \end{aligned} \quad (23)$$

로 계산할 수 있다. 식(23)과 (18)을 이용하면 정확한 BER을 계산할 수 있다.

또한, 식 (20)의 MUI의 근사식을 식(23)에 대입하면 다음과 같은 BER 식이 계산된다.

$$\begin{aligned} \widehat{P}_e &= \left( 1 - \frac{1}{N_c} \right)^{K-1} \\ &\sum_{k=0}^{K-1} \binom{K-1}{k} \left( \frac{1}{N_c-1} \right)^k Q \left( \frac{N_s}{\sqrt{kN_s\sigma_R^2 + \sigma_n^2}} \right) \end{aligned} \quad (24)$$

위식은  $K-1$ 개의 Q-함수 ( $Q(x) = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left( \frac{x}{\sqrt{2}} \right)$ ) 들로 구성되어 있음을 알 수 있다. 이 Q함수 또는 상보형

에러 함수(erfc)는 MATLAB® 또는 Mathematica® 등과 같은 상업용 수치해석 도구들에 의하여 쉽고 빠르게 계산 될 수 있다.

### V. 수치해석 결과

앞에서 계산한 결과의 타당성을 검증하기 위하여 TH-BPSK UWB 통신 시스템의 Monte-Carlo 시뮬레이션을 수행하고 그 결과를 논문에서 제시한 표현식들의 결과와 비교하였다. 또한, 기존의 가우시안 근사로부터 얻어진 결과를 함께 비교하여 가우시안 근사의 정확성 또한 검토하였다.

그림 1은 SNR에 따른 BER을 나타내었다. 계산에 사용된 파라미터는 그림 내에 나타내었다. 그림에서 볼 수 있듯이 정확한 해석 식은 Monte-Carlo 결과와 매우 잘 일치하고 있다. 한편, MUI를 가우시안 근사한 것은 SNR이 작을 때, 즉 가우시안 잡음이 주도하는 경우에만 타당한 결과를 보이고 있다. 즉, MUI는 가우시안 확률 변수의 특성을 갖는 것이 아님을 의미한다. 따라서 가우시안 근사는 본 시뮬레이션 예와 같이 사용자의 수가 작은 경우 또는 프레임 반복 횟수가 작은 경우에는 타당한 근사가 아님을 알 수 있다.

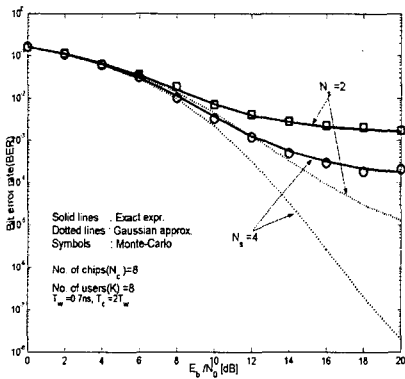


그림 1. SNR에 따른 BER.  
Fig. 1. BER curves as a function of SNR.

그림 2는 사용자의 수에 따른 BER을 나타내었다. 그림2에는 정밀 계산, 근사계산, 가우시안 근사를 사용한 경우 그리고 Monte-Carlo 시뮬레이션 결과를 함께 나타내었다.

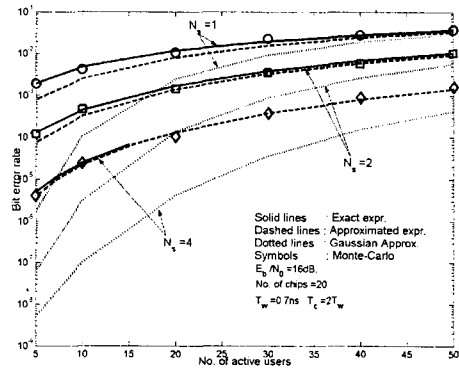


그림 2. 활성화된 사용자의 수에 따른 BER.  
Fig. 2. BER curves vs. the active users.

그림에서 보듯이 정밀 해석의 결과는 시뮬레이션 결과를 정확히 묘사하고 있지만, 앞서 언급한 바와 같이 여러 다중 적분을 포함하기 때문에 프레임 반복 횟수  $N_f$ 의 증가에 따라서 계산 시간이 매우 많이 걸리는 문제점을 갖고 있다. 특히, 사용자의 수와 프레임 반복 횟수가 동시에 큰 경우에는 계산에 매우 많은 시간이 필요하게 된다. 본 논문에서 제시한 근사식에 의한 결과는 전체의 시뮬레이션 조건에서 대체로 Monte-Carlo 결과를 잘 설명하고 있는데, 사용자의 수가 작을 때 약간의 오차를 수반한다. 그러나 제시한 근사 해석 결과는  $N_f$ 가 증가하는 경우 그리고 사용자의 수가 증가하는 경우 실제 시뮬레이션 결과에 더욱 접근하는 결과를 보이고 있다. 즉, 제시한 근사 계산식은 빠른 시간 내에 타당한 정확성을 갖는 결과를 얻을 수 있는 장점을 갖는다. 정밀 모델과 근사 모델을 조건에 맞게 적절히 사용하면 짧은 시간에 좋은 해석 결과를 얻을 수 있다. 한편, 기존의 가우시안 근사의 결과는 사용자의 수가 증가하는 경우 Monte-Carlo 결과에 가까워지고 있는데, 이는 SGA는 중앙극한정리에 근거하고 있음을 보이는 것이다. 그러나 예상할 수 있듯이 사용자의 수가 작아짐에 따라서 오차는 매우 커지며, 사용자의 수가 많은 경우에만 타당한 근사 방법임을 확인할 수 있다. 그러나 이와 같이 많은 사용자를 수용하기 위해서는 시간 도약 코드의 길이(즉, 시간 도약 코드의 주기)가 그 만큼 길어져야 함을 의미한다.

## VI. 결론

본 논문에서는 TH-BPSK UWB 다중 통신 시스템의 BER 성능을 정확히 계산할 수 있는 방법을 설명하였다. 이때 다중 사용자 간섭을 특성함수 기법을 이용하여 정확히 설명하였다. 또한, 정밀 계산에서 문제가 되는 다중적분에 의한 긴 계산 시간을 줄이기 위하여 간단한 근사 계산 결과를 제시하였다. 5 장에서 결과의 타당성을 설명하기 위하여 두 가지 조건에서의 결과만 제시하였지만 다양한 조건에서 본 논문의 해석 식은 실제 시뮬레이션 결과를 잘 묘사할 수 있음을 확인하였다. 즉, 본 논문에서 제시한 정밀 해석 식은 실제의 MUI를 매우 잘 설명할 수 있다는 것을 알 수 있으며, 근사 결과 식 역시 TH-BPSK 다중 통신 시스템을 정확히 해석하는데 이용될 수 있다. 또한 제시된 결과 식은 약간만 수정하면 다른 데이터 변조 방식, 즉 PPM 또는 OOK 등이 적용된 시스템의 해석에도 응용될 수 있으며, 다중 경로 페이딩과 같은 채널 조건하에서 시스템의 해석에도 이용될 수 있는 매우 효과적인 결과이다.

## 참고문헌

- [1] Federal Communications Commission, "Re vision of part 15 of the commission's rules regarding ultra-wideband transmission systems: First report and order," ET-Docket 98-153, April 2002.
- [2] R. A.Scholtz, "Multiple access with time-hopping impulse modulation," in Proc. MILCOM, vol. 2, pp.447-450, 1993.
- [3] G. Durisi, and G. Romano, "On the validity of Gaussian approximation to characterize the multiuser capacity of UWB TH-PPM," in Conf. on UWBST, pp.20-23, 2002.
- [4] K.A. Hamdi, and X. Gu, "Bit error rate analysis for TH-CDMA/PPM impulse radio networks," in Proc. WCNC, pp.167-172, 2003..
- [5] M. Sabatini, E. Masry, and L.B. Milstein, "A Non-Gaussian approach to the performance analysis of UWB TH-BPPM system," in Proc. on UWBST, pp.52-55, 2003.

- [6] C.J. LeMartret, and G.B. Giannakis, "All-digital impulse radio with multiuser detection for wireless cellular systems," IEEE trans. on Comm., 2002, Vol. 50, No. 9, pp.1440-2450, 2002.
- [7] J. Lehnert and M.B. Pursley, "Error probabilities for binary direct-sequence spread-spectrum communications with random signature sequences," IEEE trans. on Comm., vol. 35, no. 1, pp. 87-98, 1987.

## 저자소개

### 박장우(Jang-Woo Park)



- 1987년 한양대학교 전자공학과 졸업(공학사)
- 1989년 한양대학교 전자공학과 졸업(공학석사)
- 1993년 한양대학교 전자공학과 졸업(공학박사)

1995년 ~ 현재 순천대학교 정보통신공학부 부교수  
 ※관심분야 : UWB 통신 시스템, 통신용 집적 회로 등

### 최용석(Yong-Seok Choi)



- 1982년 연세대학교 천문우주공학과 졸업(이학사)
- 1994년 동경대학교 대학원 전파물리학과 졸업(이학박사)

1983년 ~ 1986년 공군 레이더 분석관(중위)  
 1987년 ~ 현재 한국전자통신연구원 디지털방송연구단 책임연구원  
 ※관심분야 : 전파전파 특성 예측 모델링, 위성 및 지상 밀리미터파 무선통신

### 조경룡(Kyung-Ryong Cho)



- 1987년 숭실대학교 전자공학과 졸업(공학사)
- 1989년 숭실대학교 전자공학과 졸업(공학석사)
- 1995년 숭실대학교 전자공학과 졸업(공학박사)

1989년 ~ 1990년 한국증권전산(주) 통신시스템부 사원  
 1990년 ~ 1996년 SK텔레콤 중앙연구원 선임 연구원  
 1996년 ~ 현재 순천대학교 정보통신공학부 부교수  
 ※관심분야 : 채널코딩, 디지털변복조, 이동통신