
UWB-TH PPM 다중 통신시스템의 정확한 비트 오류율 계산

박장우* · 조성언* · 최용석**

Exact Bit Error Rate Calculation of UWB-TH PPM Multiple Access Communication systems

Jangwoo Park* · SungEon Cho* · YongSuk Choi**

요 약

대량의 데이터를 빠르게 전송할 수 있는 UWB(Ultra-widebandwidth) 시간 도약(time hopping : TH) 펄스 위치 변조(pulse position modulation : PPM) 다중 통신 시스템의 비트 오류율 정확히 계산할 수 있는 방법을 소개한다. 본 논문에서 다중 접근 간섭(multiple access interference : MAI)의 통계적 성질을 특성함수 기법을 이용하여 정확히 모델링 하였고 이를 바탕으로 TH-PPM 시스템의 비트 오류율 정확하게 계산할 수 있는 해석 식을 제시하였다. 또한, 기존의 MAI에 대한 가우시안 근사에 비하여 상당히 개선된 정확성을 갖는 근사 식을 함께 소개하였다. 본 논문에서 제시한 모델에 의해서 계산된 비트 오류율 Monte-Carlo 시뮬레이션한 결과와 비교함으로써 제안한 BER 식의 정확성 및 타당성을 검증하였다.

ABSTRACT

The exact bit error rate(BER) calculation of an UWB-TH PPM multiple access communication system, which is known to be suitable for the fast transmission of massive information data, is introduced. The statistic feature of the multiple access interference (MAI) of the system is precisely modeled by the characteristic function technique. The concrete expression for the MAI allows the exact expression for BER to be derived. In addition, we propose the approximate expression for the BER which reveals superior accuracy to the expression from the previous Gaussian approximation of the MAI. The validity of the proposed expressions is confirmed from the comparison of proposed results with the results from Monte-Carlo simulation.

키워드

Ultra-Wide Bandwidth, Time hopping, PPM, Multiple access interference, BER

I. 서 론

UWB(Ultra-Wide Bandwidth) 통신은 여러 가지 중요한

특징을 갖고 있다. 즉, 반송파를 이용하는 기존의 통신 방식과 달리 베이스 밴드 신호를 이용하여 통신하는 방식이기 때문에 중간 주파수 혹은 반송파 주파수에서의 동기

* 순천대학교 정보통신공학부 부교수
** 전자통신연구원 디지털방송연구단 책임연구원

과정이 필요 없다. 따라서 송신기와 수신기의 구조가 간단하다. 또한, 매우 작은 전력을 소모하며 재밍(jamming)과 다중 경로(multipath) 간섭에 대하여 매우 우수한 특성을 갖는다. UWB 신호를 이용하는 통신 방법으로 처음 제안된 것은 Impulse Radio(IR)로써 펄스 위치 변조(pulse position modulation: PPM)와 시간 도약(time hopping: TH)을 이용하였다[1]. 이때, 시간 도약은 다중 사용자를 수용하기 위한 다중화(multiple access)를 위한 것이다. 또한 하나의 심벌을 전송하기 위하여 펄스를 여러 번 반복적으로 전송함으로써 높은 처리이득(processing gain)을 얻도록 하였다.

지금까지의 TH-PPM UWB 통신 시스템에 대한 많은 연구에서 중요한 성능지수 중 하나는 비트 오류(bit error rate: BER)이다. 많은 연구에서 BER 계산은 다중 접근 간섭(multiple access interference: MAI)을 가우시안 확률 변수로 근사(가우시안 근사)함으로써 얻고 있다. 이런 근사 방법은 DS-CDMA/BPSK 경우에서조차도 정확한 방법이 아니라는 것이 알려져 있다[2]. 또한, TH-PPM UWB 다중 통신 시스템에 관한 최근 연구에서 가우시안 근사는 실제의 BER을 매우 부정확하게 예측하고 있음이 알려졌다. 즉, [3]에서, Monte-Carlo 시뮬레이션을 통하여 가우시안 근사의 타당성을 검토하였다. 따라서 MAI를 정확히 예측할 수 있는 방법에 대한 연구 결과들이 발표되고 있다 [4,5]. 참고 문헌 [4]에서는 UWB 펄스를 구형파라는 가정 하에서 MAI의 정확한 모델링과 비트 오류의 해석적인 결과 식을 제시하고 있다. 또한, [5]에서는 특성 함수(characteristic function)기법을 이용하여 MAI의 통계적 특성을 모델링하고 이를 바탕으로 해석적인 비트 오류 식을 제안하였다. 그러나 제시된 비트 오류 식은 매우 많은 다중 적분으로 구성된다.

본 논문에서는 TH-PPM UWB 다중 통신 시스템에서 MAI를 정확하게 예측할 수 있는 명확한 모델을 제안하고 이를 이용한 시스템의 BER 계산식을 유도하였다. 또한, TH-PPM UWB 시스템의 신호는 기존의 DS-CDMA 시스템의 신호와 유사한 형태로 표시할 수 있음을 보였다. 이를 통하여 MAI를 명확하게 모델링하고 특성함수 기법을 도입하여 통계적 특성을 설명한다. 또한, MAI에 대한 가우시안 근사 방법에 비하여 우수한 정확성을 가지며, 쉽고 빠르게 비트 오류를 계산할 수 있는 간단한 BER 식을 제안한다. 제시된 결과의 타당성은 TH-PPM UWB 시스템의 Monte-Carlo 시뮬레이션 결과와 본 논문에서 제시된

결과를 비교함으로써 확인하였다.

II. TH-PPM UWB 시스템 모델

TH-PPM UWB 통신 시스템에서, 송신기는 하나의 정보 심벌을 전송하기 위하여 N_c 개의 프레임(프레임 폭은 T_f)을 반복적으로 전송한다. 하나의 프레임에는 하나의 펄스가 존재하며 프레임 내에서 펄스의 위치는 시간 도약 열, $c_j^{(k)}$ 에 의하여 결정된다. 시간 도약 열은 여러 사용자들의 펄스들 사이의 충돌을 방지하기 위한 것이다. 따라서 각 사용자에게 독립적인 고유한 시간 도약 코드가 할당 된다. $c_j^{(k)}$ 는 k -번째 사용자의 j -번째 프레임 내에서의 시간도약 코드 값이며, 의사 랜덤(pseudo-random) 코드이다. 본 논문에서는 완전히 랜덤하다고 가정한다. 하나의 프레임은 N_c 개의 칩(chip)으로 구성된다고 하면, $c_j^{(k)}$ 는 0에서 $N_c - 1$ 의 정수 값 중 하나를 랜덤하게 취한다. 칩의 폭은 T_c 이며, $T_f = N_c T_c + T_g$ 의 관계가 있다. 여기에서 T_g 는 수신기에서 연속적인 프레임에서 수신되는 신호를 처리하기 위하여 필요한 보호 시간이다[6]. 또한, 펄스의 위치는 정보 심벌의 변조 방법인 PPM을 구현하기 위하여 추가적인 이동이 있다. 즉, 송신하는 데이터가 1인 경우 β 만큼의 추가적인 이동이 존재한다. 이상의 설명을 수식으로 표현하면, 송신기로부터의 신호는 다음과 같이 표현된다.

$$s^{(k)}(t, i) = \sum_{j=0}^{(i+1)N_c - 1} w(t - jT_f - c_j^{(k)}T_c - \beta d_i^{(k)}) \quad (1)$$

여기에서 $w(t)$ 는 UWB 펄스이며 펄스의 폭은 T_w 이다($T_w \ll T_f$). 그리고 $d_i^{(k)} \in \{0, 1\}$ 는 사용자 k 의 i 번째 정보 심벌(비트)이다.

식(1)은 한 프레임 내에서 펄스는 $c_j^{(k)}$ 번째 칩 내에 존재하며, 나머지 칩에는 펄스가 존재하지 않는다는

것을 의미한다. 따라서 $c_j^{(k)}$ 를 $N_c - 1$ 개의 0 과 한 개의 1을 원소로 갖는 새로운 벡터로 표시할 수 있다. 이때 벡터 내에서 1의 위치는 $c_j^{(k)}$ 번째가 된다. 이 개념을 이용하여 식(1)을 다시 표시하면, 식(2)와 같다.

$$s^{(k)}(t, i) = \sum_{j=iN_s}^{(i+1)N_s-1} \sum_{n=jN_c}^{(j+1)N_c-1} a_n^{(k)} w(t - nT_c - \beta d_i^{(k)}) \quad (2)$$

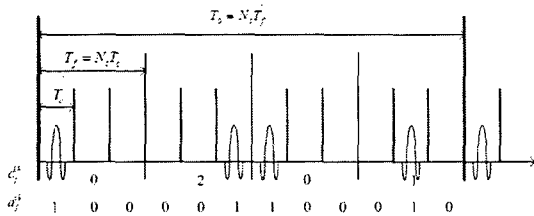


그림 1. TH-PPM UWB 신호의 예
Fig. 1. A TH-PPM UWB signal

그림 1에는 식 (1)과 (2)의 설명을 위하여 TH-PPM 신호의 예를 나타내었다. 이때, $N_s = 4$, $N_c = 3$ 이고, $c^{(k)} = [0201]$ 이다. 이때, $c^{(k)}$ 의 각 성분은 새로운 벡터 $a^{(k)}$ 로 변환 된다. 즉, 이때 $c^{(k)}$ 의 성분 0은 $a^{(k)}$ 에서는 [100]에 해당하며, 1은 [010], 2는 [001]에 해당한다. 따라서 그림 1의 예의 경우 $c^{(k)}$ 에 해당하는 $a^{(k)}$ 는 $a^{(k)} = [100001100010]$ 가 된다. 즉, 벡터 $a^{(k)}$ 는 칩 내에 펄스의 존재 여부를 나타내며, $c_j^{(k)}$ 에 의해서 일반화 시키면 식(3)과 같이 표시할 수 있다.

$$a_n^{(k)} = \begin{cases} 1 & \text{for } n = jN_c + c_j^{(k)} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

$c_j^{(k)}$ 의 통계적 성질을 고려하면, $a_j^{(k)}$ 의 통계적 성질은 다음과 같다.

$$\begin{cases} \Pr [a_j^{(k)} = 1] = 1/N_c \\ \Pr [a_j^{(k)} = 0] = 1 - 1/N_c \end{cases} \quad (4)$$

이상의 설명은 참고 문헌 [6]의 “chip-rate sampled

model”과 비슷한 개념이다. [6]에서 Giannakis 등은 비선형적으로 변조된 TH-PPM 시스템은 선형적으로 변조된 CDMA 시스템으로 볼 수 있음을 지적하였다. 차이는 CDMA에서 칩은 +1 혹은 -1의 값을 갖는 반면에 현재의 모델은 +1과 0의 값을 갖는 다는 점이다. 식(2)의 신호는 DS-SSMA 신호와 유사하기 때문에 참고 문헌 [7]에서 설명된 기존의 DS-SSMA 시스템의 MAI 해석에서 사용된 방법을 적용할 수 있다.

III. 수신기 모델과 MAI 해석

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 개 신호의 독립적인 전파 지연이다. 1-번째 송신기의 신호를 수신한다고 가정하자. 따라서 나머지 $K - 1$ 신호는 간섭이 된다. 즉, 수신기는 첫 번째 송신기와 동기 되어 있으며, 시간 도약 코드를 완전히 알고 있다고 가정한다. 수신기의 구조는 상관기와 판정단으로 구성되었다고 생각한다. 이때, 상관 수신기에서 사용되는 템플릿(template) 신호는

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

이다. $v(t) = w(t) - w(t - \beta)$. 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 생각한다. 수신기에서 첫 번째 송신기의 시간 도약 코드를 모두 알고 있기 때문에 계산을 간단히 하기 위하여 $c_j^{(1)} = 0, j = 0, \dots, N_s - 1$ 로 가

정하여도 무방하다. 이것은 다음식과 동가이다.

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

한편, 다른 사용자의 전파 지연, τ_k 는 $[0, N_s T_f]$ 에서 균일한 확률 변수로 가정한다. $\tau_k = \gamma_k T_c + \alpha_k$ 로 표시할 수 있으며, γ_k 는 τ_k/T_c 에 가장 가까운 정수이고 α_k 는 구간 $[-T_c/2, T_c/2]$ 에서 균일한 확률 변수이다. 이와 같은 검토를 바탕으로 상관 수신기의 출력력을 구하면, 다음과 같이 표시된다.

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

여기서, $S = \pm N_s R(0)$ 이고, $R(a)$ 는

$$R(\alpha) = \int_{-\infty}^{\infty} w(t - \alpha) v(t) dt$$

이다. 또한, η 는 평균이 영이고 분산이 $N_s^2 N_0 R_v(0)/E_b$ 인 가우시안 확률변수이다. 이때

$$R_v(0) = \int_{-\infty}^{\infty} v(t)^2 dt.$$

또한, $I = \sum_{k=2}^K I_k$ 는 전체 다중 사용자 간섭이며, 각각의 간섭 신호 I_k 는 다음식과 같이 표시된다.

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

여기에서,

$$z_j^{(k)} = a_{jN_c - \gamma_k}^{(k)} R(\alpha_k + \beta d_{[(jN_c - \gamma_k)/N_s N_c]}) \quad (10)$$

이고 식(10)에서 $\lfloor x \rfloor$ 는 x 의 floor를 의미한다.

$z_j^{(k)}, j = 0, \dots, N_s - 1$ 는 서로 독립적이고 동일한 분포를 갖는 확률 변수이다.

$\alpha_k = \alpha$ 이고 $d_{[(jN_c - \gamma_k)/N_s N_c]} = d$ 로 주어진 경우 $z_j^{(k)}$ 의 확률 밀도 함수(probability density function: pdf)는 다음과 같다.

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

여기서, $\delta(z)$ 는 Dirac의 델타 함수이다. 식(9)의 확률밀도함수를 직접 구하는 것은 불가능하기 때문에, 특성함수(characteristic function)을 먼저 구한다. 즉, $z_j^{(k)}$ 는 서로 독립적인 확률변수이기 때문에, $\alpha_k = \alpha$ 이고 $d_{[(jN_c - \gamma_k)/N_s N_c]} = d$ 로 주어진 경우 I_k 의 특성함수는 쉽게 계산된다.

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

여기에서 $E[\cdot]$ 는 평균값을 의미하는 연산 기호이며, 이때 평균은 확률 변수 $a_n^{(k)}$ 에 대한 평균이다. $i = \sqrt{-1}$. 한편, 이진 데이터를 전송하는 경우 d 는 0과 1 중 하나이며, 그 확률은 동일하다. 따라서 식(12)를 d 에 대하여 평균을 구하면,

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

이고, 여기에서,

$$A(\omega, \alpha) = \left(1 + \frac{1}{N_c - 1} e^{i\omega R(\alpha)}\right)^{N_s} \quad (14)$$

이다. 따라서 마지막으로 α 에 대한 평균을 구하면, k -번째 간섭 신호의 특성 함수를 얻는다.

$$\Phi_{I_k}(\omega) = \frac{1}{T_c} \int_{T_c/2}^{T_c/2} \Phi_{I_k|\alpha}(\omega) d\alpha \quad (15)$$

식 (13)를 식(15)에 대입하면,

$$\Phi_{I_k}(\omega) = \left(1 - \frac{1}{N_c}\right)^{N_s} \sum_{m=0}^{N_s} \binom{N_s}{m} B(\omega, m) \quad (16)$$

을 얻는다. 이때,

$$B(\omega, m) = \left(\frac{1}{N_c - 1}\right)^m \frac{1}{T_c} \int_{-T_c/2}^{T_c/2} e^{j\omega m R(\alpha)} d\alpha \quad (17)$$

이다. 그리고 모든 다중 사용자 간섭 또한 서로 독립적이기 때문에, 전체 간섭의 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(16), (17) 그리고 (18)에서 알 수 있듯이 MAI의 특성함수는 여러 개의 다중적분으로 구성된다.

IV. 비트 오류율의 계산

식 (4)에서 다중 사용자 간섭과 AWGN은 서로 독립적인 확률 변수이기 때문에, 두 확률 변수의 합을 새로운 확률 변수 $X = I + \eta$ 로 정의하고, AWGN의 특성 함수를 $\Phi_\eta(\omega)$ 로 표시하면, 확률 변수 X 의 특성 함수는 각각의 특성함수의 곱으로 표시할 수 있다.

$$\Phi_X(\omega) = \Phi_I(\omega)\Phi_\eta(\omega) \quad (19)$$

이때, $\Phi_\eta(\omega) = e^{-\sigma_\eta^2 \omega^2 / 2}$ 이다. 따라서 BER은

$$\begin{aligned} P_e &= Pr[X < -N_s R(0)] \quad (20) \\ &= \int_{-\infty}^{-N_s R(0)} \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_X(\omega) e^{-j\omega x} dx d\omega \end{aligned}$$

로 계산할 수 있다. 식(16)과 (20)을 이용하면 BER을 정확히 계산할 수 있다. 그러나 프레임 반복 횟수 N_s 가 매우 크거나, 사용자의 수 K 의 값이 큰 경우 다중 적분의 계산에 매우 많은 시간이 필요하게 된다.

정밀 계산의 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 보다 빠르게 계산할 수 있는 간단한 방법이 필요하다. 간단한 계산식을 유도하기 위하여 식(10)의 $R(\alpha_k + \beta d_{[(jN_c - \gamma_k)/N_s N_c]})^{(k)}$ 를 평균이 0인 가우시안 확률 변수라고 가정하자. 이는 앞선 연구[1]에서 가정한 것과 같은 것이다. 이때 분산은

$$\sigma_R^2 = \frac{1}{T_c} \int_{-\infty}^{\infty} R(x)^2 dx$$

으로 계산할 수 있다. 물론,

$R(\alpha_k + \beta d_{[(jN_c - \gamma_k)/N_s N_c]})^{(k)}$ 를 가우시안 확률 변수로 가정하는 것은 참고 문헌 [8]에서 지정한 바와 같이 오차를 수반한다. $R(\alpha_k + \beta d_{[(jN_c - \gamma_k)/N_s N_c]})^{(k)}$ 를 가우시안 확률 변수로 가정하였기 때문에 $a_{jN_c - \gamma_k}^{(k)} = a$ 라는 조건하에서 $z_j^{(k)}$ 역시 가우시안 확률 변수가 된다. 따라서 이때 $z_j^{(k)}$ 의 특성함수는 $\Phi_{z_j^{(k)}|a}(\omega) = e^{-\omega^2 a^2 \sigma_R^2 / 2}$ 이 됨을 쉽게 알 수 있다. 또한, $z_j^{(k)}$ 는 서로 독립적인 확률 변수이기 때문에, I_k 의 특성함수는 $a_{jN_c - \gamma_k}^{(k)} = a$ 에 대하여 평균을 구함으로써 쉽게 계산된다.

$$\widehat{\Phi}_{I_k}(\omega) = \left(1 - \frac{1}{N_c}\right) + \frac{1}{N_c} e^{-j\omega N_s \sigma_R^2 / 2} \quad (21)$$

따라서, 전체 다중 간섭 신호의 근사 특성함수는

$$\widehat{\Phi}_I(\omega) = \{\widehat{\Phi}_{I_k}(\omega)\}^{K-1}$$

$$= \left(1 - \frac{1}{N_c}\right)^{K-1} \sum_{k=0}^{K-1} \binom{K-1}{k} \left(\frac{1}{N_c-1}\right)^k e^{-\omega^2 k N_s \sigma_n^2 / 2} \quad (22)$$

이다. 식 (22)를 식(20)에 대입하면 다음식과 같은 근사 BER 식을 구할 수 있다.

$$\hat{P}_e = \left(1 - \frac{1}{N_c}\right)^{K-1} \sum_{k=0}^{K-1} \binom{K-1}{k} \left(\frac{1}{N_c-1}\right)^k Q\left(\frac{N_s R(0)}{\sqrt{k N_s \sigma_R^2 + \sigma_\eta^2}}\right) \quad (23)$$

식 (23)에서 $Q(x) = \frac{1}{2} \operatorname{erfc}(x^2/2)$ 이다. 식(23)

은 식(16)과 (17)에서와 달리 복잡하고 시간이 많이 소요되는 다중적분이 포함되어 있지 않다. 또한, Q -함수 또는 상보형 에러 함수(erfc)는 MATLAB[®] 또는 Mathematica[®] 등과 같은 상업용 수치해석 도구를 이용하면 매우 빠르게 계산되기 때문에, 비트 오류의 계산은 매우 빠르게 수행될 수 있다.

V. 수치해석 결과 및 결론

본 논문에서 설명한 비트 오류에 관한 해석적인 결과식의 타당성을 검토하기 위하여, TH-PPM UWB 시스템의 Monte-Carlo 시뮬레이션을 수행하고 그 결과를 논문에서 제시한 BER 식의 결과들과 비교하였다. 이때, 기존의 가우시안 근사로부터 얻어진 결과를 함께 비교하였다. 그림 2는 신호 대 잡음 비(signal-to-noise power ratio : SNR)에 따른 BER을 나타내었다. 그림에서 실선은 본 논문에서 제시한 정확한 모델링에 의한 결과 값이고 기호로 표시된 것들은 시뮬레이션 값들이다. 또한, 점선은 가우시안 근사에서 얻은 결과이다. 그림에서 볼 수 있듯이 정확한 해석 식은 시뮬레이션 결과와 매우 잘 일치하고 있다. 한편, MAI를 가우시안 근사한 결과는 SNR이 작을 때에는 잘 일치하지만 SNR 큰 경우에는 매우 큰 오차를 발생시킴을 알 수

있다. 즉, MAI에 대한 가우시안 근사는 본 시뮬레이션 예와 같이 작은 수의 사용자의 경우 또는 프레임 반복 횟수가 작은 경우에는 타당한 근사가 아님을 알 수 있다. 또한 프레임 반복 횟수 N_s 를 증가시키면 전체적인 BER 특성이 개선됨을 예상할 수 있지만 가우시안 근사는 이를 너무 심하게 평가함을 확인할 수 있다.

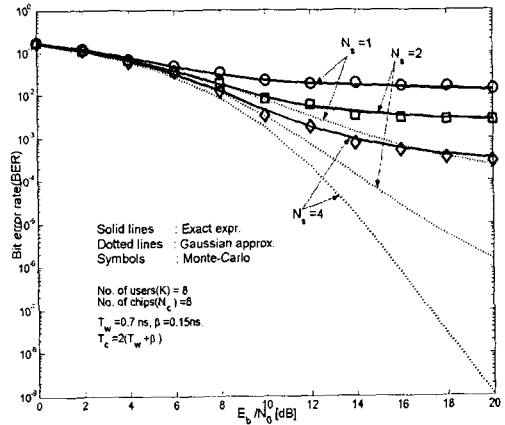


그림 2. SNR에 따른 비트 오류(프레임 반복 횟수 : $N_s=1, 2$, 그리고 4)

Fig. 2. Bite error rate as a function of SNR(the number of frame repetitions : $N_s=1, 2$ and 4)

그림 3은 사용자의 수에 따른 비트 오류를 나타내었다. 그림 3에는 위에서 소개한 근사 해석식의 결과를 함께 나타내고 있다. 정확한 해석식은 Monte-Carlo 결과와 매우 잘 일치함을 보이고 있다. 그러나 정확한 해석 식은 앞서 설명한파와 같이 여러 다중 적분을 포함하기 때문에 프레임 반복회수 N_s 와 동시 사용자수가 증가하면 계산 시간이 매우 많이 걸린다. 한편, 기존의 가우시안 근사는 중앙극한정리에 기초를 두고 있기 때문에 사용자의 수가 증가하면 펄스들의 충돌 빈도가 증가하여 Monte-Carlo 결과에 접근한다. 그러나 사용자의 수가 작아짐에 따라서 오차는 매우 커진다. 즉, 가우시안 근사는 펄스들 사이의 충돌 횟수가 충분히 커지는 경우에만 타당한 근사라는 것을 알 수 있다. 본 논문에서 제시한 근사 계산식은 그림에서 보듯이 전체의 영역에서 기존의 가우시안 근사 결과보다 매우 정확하게 시뮬레이션 결과를 설명하고 있다. 단지 사

용자 수가 작은 경우 약간의 오차를 발생시키고 있다. 또한, 본 논문에서 제시한 근사식의 경우 N_s 의 증가에 따라서 오차는 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 이것은 N_s 의 증가에 따라서 오차가 증가하는 기존의 가우시안 근사와의 큰 차이이다. 또한, 근사계산 방법은 다중 적분이 포함된 정밀 계산식의 문제점인 긴 계산시간 문제를 보완할 수 있다.

논문에서는 단지 두 가지 조건에서의 결과만 제시하였지만 다양한 조건에서 본 논문의 해석 식은 실제 시뮬레이션 결과를 잘 묘사할 수 있음을 확인하였다. 또한 제시된 식들은 약간의 노력으로 다른 데이터 변조 방식, 즉 BPSK 또는 OOK 등이 적용된 시스템의 해석에도 응용될 수 있으며, 다중 경로 페이딩과 같은 채널 조건하에서 시스템의 해석에도 효과적으로 이용될 수 있으리라 사료된다.

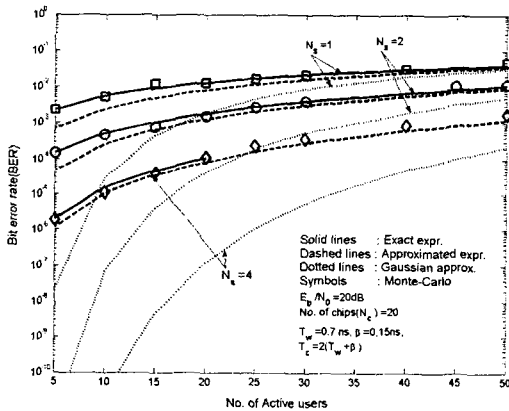


그림 3. 동시 사용자수에 따른 비트 오류(프레임 반복 횟수 : 1, 2, 그리고 4)

Fig. 3. Bite error rate versus as a function of(the number of frame repetitions : $N_s=1, 2$ and 4)

참고문헌

[1] R. A. Scholtz, "Multiple Access with time hopping impulse modulation," in *Proc. MILCOM*, vol. 2, pp. 447-450, 1993.
 [2] R. K. Morrow, Jr., and J. S. Lehnert, "Bit-to-bit error dependence in slotted DS/SSMA packet systems with

random signature sequences," *IEEE trans. on Comm.*, Vol. 37, No. 10, pp. 1052-1061, 1989.

[3] G. Durisi, and G. Romano, "On the validity of Gaussian approximation to characterize the multiuser capacity of UWB TH PPM," in *Proc. IEEE conf. on UWBST 2002*, pp.157-162
 [4] K. A. Hamdi and X. Gu, "Bit error rate analysis for TH-CDMA/PPM impulse radio networks," in *Proc. WVNC 2003*, pp.
 [5] M. Sabatini, E. Masry, and L. B. Milstein, "A non-Gaussian approach to the performance analysis of UWB TH-BPPM systems," in *Proc. IEEE conf. on UWBST 2003*, pp.52-55.
 [6] C. J. Le Martret, and G.B. Giannakis, "All-digital impulse radio with multiuser detection for wireless cellular systems," *IEEE trans. on Comm.*, vol. 50, No. 9, pp. 1440-1450, 2002.
 [7] J. S. Lehnert, and M. B. Pulsley, "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.
 [8] A. R. Forouzan, M. Nasiri-Kenari, and J. A. Saleh, "Performance analysis of time-hopping spread spectrum multiple access systems: uncoded and coded schemes," *IEEE trans. on Wireless Comm.*, Vol. 1, No. 4, pp. 671-681, 2002.

저자약력



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



조성연(Sung-Eon Cho)

1989년 한국항공대학교 항공통신
정보공학과 졸업(공학사)
1991년 한국항공대학교 항공통신
정보공학과 졸업(공학석
사)

1997년 한국항공대학교 항공전자공학과 졸업(공학박
사)

1997년 ~ 현재 순천대학교 정보통신공학부 부교수

※ 관심분야 : 무선통신시스템, RFID, RTLS, 디지
털변복조



최용석(Yong-Seok Choi)

1982년 연세대학교 천문우주공학
과 졸업(이학사)
1994년 동경대학교 대학원 전파물리
학과 졸업(이학박사)

1987년 ~ 현재 한국전자통신연구원 디지털방송연
구단 책임연구원

※ 관심분야 : 전파전파 특성 예측 모델링, 위성 및
지상 밀리미터파 무선통신