

# 수신기 다양성과 일정 오경보 확률 방법을 쓴 부호획득: 1. 균질 감쇄 환경

준회원 권형문\*, 오종호\*, 종신회원 송익호\*, 준회원 이주미\*

## Code Acquisition with Receive Diversity and Constant False Alarm Rate Schemes: 1. Homogeneous Fading Circumstance

Hyoungmoon Kwon\*, Jongho Oh\* *Associate Members*,  
Iickho Song\* *Lifelong Member*, Jumi Lee\* *Associate Member*

### 요약

수신안테나 다양성을 쓰는 직접수열 부호분할 다중접속 시스템에서 의사잡음 부호를 획득할 때 평균값, 큰값, 그리고 작은값 일정 오경보 확률 처리기의 성능 특성을 균질 잡음 환경에서 얻고 견주어 본다. 균질 잡음 환경에서는 평균값 일정 오경보 확률 방법이 성능이 가장 좋고, 큰값 일정 오경보 확률 방법은 평균값 일정 오경보 확률 방법과 성능이 거의 같다는 것을 모의실험으로 보인다. 이 논문의 2부에서는 비균질 잡음 환경에서 부호획득에 알맞게 평균값, 큰값, 그리고 작은값 일정 오경보 확률 처리기를 다룬다.

Key Words : signal detection, code acquisition, constant false alarm rate processor, receive diversity, homogeneous environment

### ABSTRACT

The performance characteristics of the cell averaging(CA), greatest of(GO), and smallest of(SO) constant false alarm rate(CFAR) processors in homogeneous environment are obtained and compared when receiving antenna diversity is employed in the pseudonoise code acquisition of direct-sequence code division multiple access (DS/CDMA) systems. From the simulation results, it is observed that the CA CFAR scheme has the best performance and the GO CFAR scheme has almost the same performance as the CA CFAR scheme in homogeneous environment. In Part 2 of this paper, the CA, GO, and SO CFAR processors for code acquisition in nonhomogeneous environment are addressed.

### I. 머리말

부호획득 수신기에서 검파기는 매우 중요한 역할을 맡는다. 여러 검파기 가운데에서 채널 특성이 바뀌는 환경에서도 쓸 수 있는 방법으로 레이더 시스템에서 널리 쓰이는 일정 오경보 확률(constant false alarm rate: CFAR) 방법이 있다<sup>[1-4]</sup>. 일정 오경보 확

률 검파기는 검사하는 셀을 둘러싼 셀에서 잡음 전력을 추정하고 이를 바탕으로 문턱값을 정한다. 이때, 잡음 전력 추정 방법은 일정 오경보 확률 방법마다 다르다. 평균 수준(mean-level) 일정 오경보 확률 방법에서는 산술 평균으로 잡음 전력을 추정하고, 순서 통계량(order statistics: OS) 일정 오경보 확률 방법에서는 참조 창에서 순서 통계량을 바탕으로

※이 논문은 과학기술부가 지원하고 한국과학기술재단이 주관하는 국가지정연구실 사업의 지원을 받아 연구한 것입니다.

\* 한국과학기술원 전자전산학과 ({kwon, jh, jmlee}@Sejong.kaist.ac.kr, i.song@ieee.org)

논문번호 : KICS2005-12-501, 접수일자 : 2005년 12월 21일, 최종논문접수일자 : 2006년 3월 18일

잡음 전력을 추정한다. 양 끝을 자른(trimmed mean: TM) 일정 오경보 확률 처리기는 순서 통계량과 산술 평균을 결합하여 잡음 전력을 추정한다. 이 논문에서는 평균 수준 일정 오경보 확률 처리기, 곧 평균값(cell average: CA), 큰값(greatest of: GO), 그리고 작은값(smallest of: SO) 일정 오경보 확률 처리기를 다룬다.

한편, [5]-[7]에서는 수신안테나가 하나인 직접수열 부호분할 다중접속(direct-sequence code division multiple access: DS/CDMA) 시스템에서 평균 수준 일정 오경보 확률 처리기를 써서 부호획득에 필요한 잡음 분산을 추정하였다. 이러한 방법에서는 들어오는 신호의 위상이 수신기 위상과 다를 때 상관기 출력으로 배경 잡음 수준을 추정한다. 수신안테나가 하나이고 균질 잡음 환경일 때, 평균값 일정 오경보 확률 처리기를 쓴 직접수열 부호분할 다중접속 시스템이 성능이 가장 좋다는 것을 새겨두자. 그러나 분산이 갑자기 바뀌거나(보기로, 쓰느이 수가 갑자기 바뀔 때), 또는 심한 감쇄 현상과 그늘효과가(shadowing) 일어날 때는 큰값 일정 오경보 확률 처리기의 성능이 가장 좋다<sup>[7]</sup>.

그런데, 신호대잡음비를 높이고 무선 통신 시스템의 채널 용량을 늘리려면 직접수열 부호분할 다중접속 시스템에 안테나를 여럿 쓰면 좋다는 것이 알려져 있다<sup>[8]-[10]</sup>. 이에, 안테나가 여럿일 때의 장점을 살리고자 여러 안테나를 쓴 시스템이 제안되었고 여러 공간 신호처리 기술이 개발, 분석되었다. 그렇지만, 여러 안테나를 써서 시작 동기를 빠르게 하려는 연구는 거의 없다고 할 수 있다.

이 논문에서는 직접수열 부호분할 다중접속 시스템에서 고친 평균값 일정 오경보 확률 처리기와 수신안테나 다양성을 써서 의사잡음 부호를 획득할 때 균질 잡음 환경에서 비동위상 섞음 부호획득 방법을 다루고 시스템 성능을 분석한다.

II. 시스템 모형

그림 1은 안테나가 L개인 섞음 부호획득 시스템이다<sup>[10]</sup>. 안테나 하나하나에는 병렬 열개를 이루는 비동위상 상관기가 M개 있다. 여기서, M은 2보다 큰 홀수이다. 안테나 사이의 거리는 반송파 파장의 반으로서, 안테나마다 들어온 신호는 서로 독립적인 감쇄를 겪는다. 따라서, 안테나가 여럿인 시스템이 안테나가 하나인 시스템보다 신호대잡음비가 크고, 따라서 의사잡음 수열을 빠르게 획득할 확률이 더 높다.

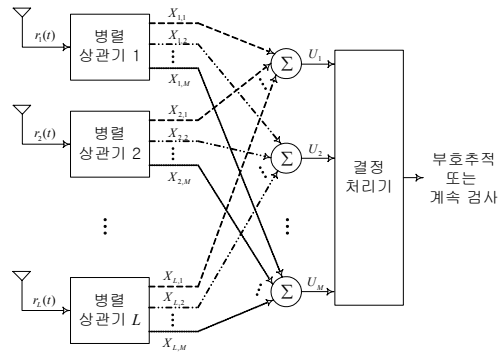


그림 1. 여러 안테나를 쓰는 섞음 부호획득 방식

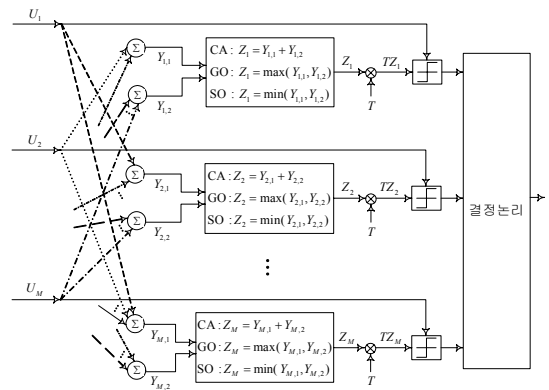


그림 2. 그림 1에서 결정처리기의 열개

길이가  $L_c$ 인 전체 불확실 영역은(uncertainty region) 길이가  $L_p = \lceil L_c/M \rceil$ 인 부영역  $M$ 개로 나뉜다. 여기서,  $\lceil x \rceil$ 는  $x$ 보다 크거나 같은 가장 작은 정수를 뜻한다. 한 안테나에서 비동위상 상관기  $M$ 개 가운데  $m$ 개 비동위상 상관기는  $m$ 개 부영역의 모든 셀을 직렬 탐색한다. 상관기 문치  $L$ 개에서  $m$ 개 비동위상 상관기의 출력 값을 하나로 더하여

$$U_m = \sum_{l=1}^L X_{l,m}, \quad m = 1, 2, \dots, M \quad (1)$$

을 얻은 뒤, 이 값을 결정처리기의 입력으로 쓴다.

그림 2는 그림 1에서 보인 결정처리기의 블록 모형도이다. 새겨들 점은,  $m$ 개 군은 판정에서  $\{U_j\}_{j=1, j \neq m}^M$ 을 모두 잡음으로 둔다는 것이다. 한편,  $m$ 개 가지의 문턱값  $TZ_m$ 은 오경보 확률  $P_{FA}$ 를 만족시키도록 얻어 놓은 크기 매개변수  $T$ 와 일정 오경보 확률 출력  $Z_m$ 을 곱한 값이다. 여기서, 일정 오경보 확률 출력  $Z_m$ 은 어떤 평균 수준 일정 오경보 확률 처리기를 쓰냐에 따라 ‘위쪽’ 참조 가지 출

력  $Y_{m,1}$ 과 ‘아래쪽’ 참조 가지 출력  $Y_{m,2}$ 를 바탕으로 얻으며, 이때  $Y_{m,1}$ 과  $Y_{m,2}$ 는

$$m \leq \frac{M+1}{2} \text{일 때 } Y_{m,1} = \sum_{\substack{j=1, \\ j \neq m}}^{\frac{M+1}{2}} U_j$$

$$U_j, Y_{m,2} = \sum_{j=\frac{M+1}{2}+1}^M U_j$$

이고

$$m > \frac{M+1}{2} \text{일 때 } Y_{m,1} = \sum_{j=1}^{\frac{M+1}{2}-1} U_j$$

$$Y_{m,2} = \sum_{\substack{j=\frac{M+1}{2}, \\ j \neq m}}^M U_j \quad (2)$$

이다. 이 문턱값  $TZ_m$ 과 검정 입력  $U_m$ 을 견주어 본다.

검정 입력  $\{U_m\}$  가운데 하나만 문턱값보다 클 때 부호를 획득한다. 그렇지 않으면, 수신기에 있는 의사잡음 발생기의 위상을  $\Delta T_c$ 만큼 앞당긴 뒤 부호획득 과정을 되풀이한다. 여기서,  $T_c$ 는 칩 주기이고  $\Delta$ 는 진행 단계 크기이다. 보통,  $\Delta$ 는 1 또는 1/2로 쓰는데 이는 수신기에서 만든 의사잡음 수열을 각각  $T_c$  또는  $T_c/2$ 만큼 왼쪽으로 움직이는 것을 뜻한다. 이 논문에서는  $\Delta$ 를 1로 둔다.

### III. 결정처리기 분석

이 절에서는 균질 잡음 환경에서 평균값, 큰값, 그리고 작은값 일정 오경보 확률 처리기의 성능을 닫힘꼴 식으로 얻고 분석한다. 검파 확률, 놓침 확률, 그리고 오경보 확률을 얻을 때 아래와 같이 두었다.

- 표본 하나만이 바른 위상에 ( $H_1$  셀) 해당한다.
- 상관기  $M$ 개는 서로 다른 위상을 검사하므로 상관기 출력은 독립이다.
- 부분 상관 길이  $N$ 은 충분히 커서 들어오는 의사잡음 부호와 수신기에서 만든 의사잡음 부호가 정렬되지 않았을 때 ( $H_0$  셀) 상관값은 0이다.
- 불확실 영역은 전체 부호 길이  $L_c$ 이다.

검파 확률  $P_D$ 는  $H_1$ 에 해당하는 한 가지에서만 동기가 이루어지고 다른 모든  $H_0$  가지의 출력값들은 문턱값보다 크지 않을 때의 확률이다. 다시 말해, 검파 확률은 아래와 같다.

$$P_D = P(U > TZ | H_1) \cdot \{P(U < TZ | H_0)\}^{M-1}. \quad (3)$$

오경보 확률  $P_{FA}$ 는 둘로 나눌 수 있다. 그 둘은 대립가설  $H_1$ 이 사실일 때  $H_1$  신호  $U_k$ 가 문턱값보다 작고  $\{U_m\}_{m=1, m \neq k}^M$  가운데 하나가 문턱값보다 클 확률  $P_{FA|H_1}$ 과, 귀무가설  $H_0$ 이 사실일 때  $\{U_m\}_{m=1}^M$  가운데 하나가 문턱값보다 클 확률  $P_{FA|H_0}$ 이다. 따라서, 오경보 확률은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$P_{FA} = \frac{1}{L_p} P_{FA|H_1} + \frac{L_p-1}{L_p} P_{FA|H_0}$$

$$= \frac{1}{L_p} [P(U > TZ | H_0) \cdot P(U < TZ | H_1) \cdot \{P(U < TZ | H_0)\}^{M-2}]$$

$$+ \frac{L_p-1}{L_p} [P(U > TZ | H_0) \cdot \{P(U < TZ | H_0)\}^{M-1}]. \quad (4)$$

또, 놓침 확률은 다음과 같이 쉽게 얻을 수 있다.

$$P_M = 1 - P_D - P_{FA|H_1}. \quad (5)$$

여기서,

$$P(U > TZ | H_0) = P(U > TZ | H_1)_{\text{신호 세기}=0}, \quad (6)$$

$$P(U < TZ | H_1) = 1 - P(U > TZ | H_1), \quad (7)$$

그리고

$$P(U < TZ | H_0) = 1 - P(U > TZ | H_0) \quad (8)$$

이므로  $P(U > TZ | H_1)$ 을 얻으면  $P_D$ ,  $P_{FA|H_1}$ ,  $P_{FA|H_0}$ , 그리고  $P_M$ 을 쉽게 얻을 수 있다는 것은 새겨들만 하다. 따라서, 균질 잡음 환경에서 여러 일정 오경보 확률 방법에 알맞게  $P(U > TZ | H_1)$ 을 계산하고자 한다.

부호획득시간을 식으로 나타내려면 그림 3에서 보인 일정 오경보 확률 방법의 흐름 모형도를 써서 전달함수라고도(transfer function) 불리는 천이이득

을 (transitional gain) 얻어야 한다. 그림 3에 있는 상태  $L_p + 2$ 개 가운데, 상태 1에서 상태  $L_p - 1$ 까지는 귀무가설  $H_0$ 에 해당하는 시간 오차들이고, 상태  $L_p$ 는 대립가설  $H_1$ 에 해당한다. 여기서,  $i$ 제 상태가 ( $i = 1, 2, \dots, L_p - 1$ )  $i$ 제 시간 오차 위치이도록  $H_1$  상태의 오른쪽에서 시계 방향으로 상태  $L_p$ 개를 순서대로 놓았다. 나머지 두 상태는 부호획득 상태와 (ACQ state) 오경보 상태이다(FA state).

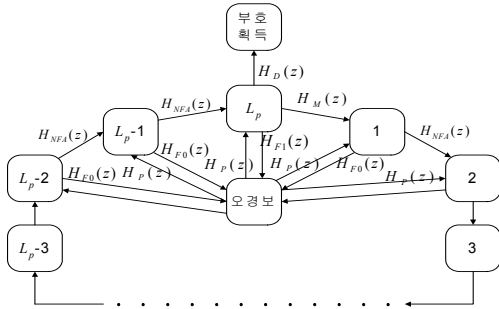


그림 3. 일정 오경보 확률 시스템의 흐름 모형도

시간 오차가 고른 분포를 따르고 오경보 상태에서 부호를 완전히 놓치는 상황으로 빠지지 않는다고 할 때, 그림 3에서 전달함수  $H(z)$ 를 얻으면 아래와 같다.

$$H(z) = \frac{H_D(z)}{1 - H_T(z) \{H_O(z)\}^{L_p-1} \sum_{i=1}^{L_p} \frac{\{H_O(z)\}^{L_p-i}}{L_p}} \quad (9)$$

여기서,  $H_D(z) = P_D z^\tau$ 는 상태  $L_p$ 에서 부호획득 상태로 가는 가지의(branch) 이득,  $H_T(z) = H_M(z) + H_{F1}(z)H_P(z)$ 는 상태  $L_p$ 와 상태 1 사이의 이득,  $H_M(z) = P_M z^\tau$ 는 상태  $L_p$ 에서 상태 1로가는 가지의 이득,  $H_{F1}(z) = P_{FA|H_1} z^\tau$ 는 상태  $L_p$ 에서 오경보 상태로 가는 가지의 이득,  $H_P(z) = z^{K\tau}$ 는 오경보 상태에서 상태  $i$ 로 ( $i = 1, 2, \dots, L_p$ ) 가는 가지의 이득,  $H_O(z) = H_{NFA}(z) + H_{F0}(z)H_P(z)$ 는 상태  $i$ 와 상태  $i+1$  사이의 이득,  $H_{NFA}(z) = (1 - P_{FA|H_0})z^\tau$ 는 상태  $i$ 에서 오경보 상태를 거치지 않고 상태  $i+1$ 로 바로 가는 이득,  $H_{F0}(z) = P_{FA|H_0} z^\tau$ 는  $i$ 제 상태에서 오경보 상태로 가는 이득,  $\tau$ 는 상관기에서 처리 시간, 그리고  $K$ 는 벌점 시간 상수이다.

쉬움 부호획득 시스템의 평균 부호획득시간은 (9)을 써서 얻을 수 있으며 아래와 같다.

$$E\{T_{acq}\} = \left. \frac{dH(z)}{dz} \right|_{z=1} = \frac{NT_c}{2P_D} [2 + (1 + KP_{FA|H_0})(L_p - 1) \cdot \{2(P_M + P_{FA|H_1}) + P_D\} + 2KP_{FA|H_1}] \quad (10)$$

이제, (10)을 바탕으로 균질 잡음 환경에서 평균 부호획득시간을 얻어 일정 오경보 확률 처리기의 성능을 분석해 보자. 먼저, 덧셈꼴 흰빛 정규 잡음 (additive white Gaussian noise: AWGN) 환경에서 레일리 감쇄를 겪은 신호가 들어올 때, 제곱-합 검파기의 출력  $X_{l,m}$ 은 지수 확률밀도함수가

$$p_X(x) = \frac{1}{\lambda} \exp\left(-\frac{x}{\lambda}\right), \quad x \geq 0 \quad (11)$$

인 확률변수이다. 여기서,  $\lambda$ 는  $H_0$ 에서  $\lambda = \mu_0(1 + C)$ 이고  $H_1$ 에서  $\lambda = \mu_0(1 + C)(1 + S)$ ,  $\mu_0$ 는 열잡음의 분산,  $C$ 는 출력  $X_{l,m}$ 에서 간섭대열잡음비(interference-to-thermal-noise ratio), 그리고  $S$ 는 출력  $X_{l,m}$ 에서 신호대간섭과열잡음비이다(signal-to-interference-and-thermal-noise ratio: SINR). 식 (11)에 보인 지수 확률밀도함수는 아래 감마 확률밀도함수

$$f(y) = \frac{\beta^{-\alpha} y^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} \exp\left(-\frac{y}{\beta}\right), \quad y \geq 0, \alpha > 0, \beta > 0 \quad (12)$$

에서  $\alpha = 1$ 인 특별한 때이다. 여기서,  $\Gamma(\alpha)$ 는 감마 함수이다. 확률밀도함수가 (12)인 분포를  $G(\alpha, \beta)$ 로 나타내며,  $Y$ 의 확률밀도함수가 (12)와 같다는 것을 나타내고자 할 때  $Y \sim G(\alpha, \beta)$ 로 쓴다. 한편, 서로 독립이고 분포가 같은 감마 확률변수를 더한 것 또한 감마 확률변수이므로<sup>[11]</sup> 아래를 얻는다.

$$H_1 \text{일 때 } U_m \sim G(L, \mu_0(1 + C)(1 + S)), \quad (13) \\ H_0 \text{일 때 } U_m \sim G(L, \mu_0(1 + C)).$$

### 3.1 평균값 일정 오경보 확률 처리기

평균값 처리기의 출력 통계량  $Z_m$ 은 아래와 같다.

$$Z_m = \sum_{\substack{j=1, \\ j \neq m}}^M U_j, \quad m = 1, 2, \dots, M. \quad (14)$$

따라서,  $Z_m \sim G(L(M-1), \mu_0(1+C))$ , 곧 평균값 일정 오경보 확률 처리기에서  $Z_m$ 의 확률밀도함수는 아래와 같다.

$$p_Z(z) = \frac{z^{L(M-1)-1}}{\Gamma(L(M-1))\{\mu_0(1+C)\}^{L(M-1)}} e^{-\frac{z}{\mu_0(1+C)}}. \quad (15)$$

부록에서 평균값 일정 오경보 확률 결정처리기의 검파 확률과 오경보 확률이 각각 아래와 같음을 보였다.

$$P_D = I_{H,CA}(1+S)\{1-I_{H,CA}(1)\}^{M-1}, \quad (16)$$

$$P_{FA} = \frac{1}{L_p} [I_{H,CA}(1)\{1-I_{H,CA}(1+S)\} \cdot \{1-I_{H,CA}(1)\}^{M-2}] + \frac{L_p-1}{L_p} [I_{H,CA}(1)\{1-I_{H,CA}(1)\}^{M-1}]. \quad (17)$$

여기서,

$$I_{H,CA}(\alpha) = \sum_{k=0}^{L-1} \binom{L(M-1)+k-1}{k} \cdot \left\{1 + \frac{T}{\alpha}\right\}^{-L(M-1)-k} \left\{\frac{T}{\alpha}\right\}^k \quad (18)$$

이고,  $I_{H,CA}$ 의 첨자  $H, CA$ 는 각각 ‘균질 잡음 환경’과 ‘평균값 일정 오경보 확률 처리기’를 뜻한다.  $L_p$ 는 일반적으로 큰 ( $> 100$ ) 수이므로 (17)을 아래와 같이 어림할 수 있다.

$$P_{FA} \approx I_{H,CA}(1)\{1-I_{H,CA}(1)\}^{M-1}. \quad (19)$$

### 3.2 큰값 일정 오경보 확률 처리기

큰값 일정 오경보 확률 처리기에서 통계량  $Z_m$ 은 아래와 같다.

$$Z_m = \max(Y_{m,1}, Y_{m,2}), \quad m = 1, 2, \dots, M. \quad (20)$$

확률 변수  $Y_{m,1}$ 과  $Y_{m,2}$ 는 서로 독립이므로  $Z_m$ 의 확률밀도함수를 얻으면 아래와 같다.

$$p_Z(z) = p_{Y_1}(z)F_{Y_2}(z) + p_{Y_2}(z)F_{Y_1}(z). \quad (21)$$

여기서,  $i = 1, 2$ 일 때  $p_{Y_i}(z)$ 와  $F_{Y_i}(z)$ 는 각각  $Y_{m,i}$ 의 확률밀도함수와 누적분포함수이다. 확률변수  $Y_{m,1}$ 과

$Y_{m,2}$ 를 뜻매김한 (2)를 바탕으로, (13)에서  $Y_{m,1} \sim G\left(\frac{L(M-1)}{2}, \mu_0(1+C)\right)$ 과  $Y_{m,2} \sim G\left(\frac{L(M-1)}{2}, \mu_0(1+C)\right)$ 임을 알 수 있다. 따라서, (12)에 보인 감마 확률밀도함수에서 누적분포함수

$$F_{Y_1}(y) = F_{Y_2}(y) = 1 - \exp\left\{-\frac{y}{\mu_0(1+C)}\right\} \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2}-1} \left\{\frac{y}{\mu_0(1+C)}\right\}^j \frac{1}{j!} \quad (22)$$

를 얻어, 이를 (21)에 쓰면  $Z_m$ 의 확률밀도함수  $p_Z(z)$ 를 얻을 수 있다.

부록에서 큰값 일정 오경보 확률 결정처리기의 검파 확률과 오경보 확률이 각각 아래와 같음을 보였다.

$$P_D = I_{H,GO}(1+S)\{1-I_{H,GO}(1)\}^{M-1}, \quad (23)$$

$$P_{FA} = \frac{1}{L_p} [I_{H,GO}(1)\{1-I_{H,GO}(1+S)\} \cdot \{1-I_{H,GO}(1)\}^{M-2}] + \frac{L_p-1}{L_p} [I_{H,GO}(1)\{1-I_{H,GO}(1)\}^{M-1}] \approx I_{H,GO}(1)\{1-I_{H,GO}(1)\}^{M-1}. \quad (24)$$

여기서,

$$I_{H,GO}(\alpha) = 2 \sum_{k=0}^{L-1} \binom{\frac{L(M-1)}{2}+k-1}{k} \left\{1 + \frac{T}{\alpha}\right\}^{-\frac{L(M-1)}{2}} \cdot \left\{\frac{T}{\alpha}\right\}^k - \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2}-1} \frac{\left(\frac{L(M-1)}{2}+k+j-1\right)!}{\left(\frac{L(M-1)}{2}-1\right)!k!j!} \cdot \left(2 + \frac{T}{\alpha}\right)^{-\frac{L(M-1)}{2}-k-j} \left(\frac{T}{\alpha}\right)^k \quad (25)$$

이다.

### 3.3 작은값 일정 오경보 확률 처리기

작은값 일정 오경보 확률 방법에서 출력 통계량  $Z_m$ 은 아래와 같다.

$$Z_m = \min(Y_{m,1}, Y_{m,2}), \quad m = 1, 2, \dots, M. \quad (26)$$

이 논문에서는  $p_{Y_1}(z) = p_{Y_2}(z)$ 라는 것을 새기면, (12)와 (22)를 써서  $Z_m$ 의 확률밀도함수

$$\begin{aligned}
 p_Z(z) &= p_{Y_1}(z) + p_{Y_2}(z) \\
 &\quad - p_{Y_1}(z)F_{Y_2}(z) - p_{Y_2}(z)F_{Y_1}(z) \\
 &\quad - p_{Y_1}(z)F_{Y_2}(z) - p_{Y_2}(z)F_{Y_1}(z) \\
 &= 2p_{Y_1}(z)\{1 - F_{Y_1}(z)\} \quad (27)
 \end{aligned}$$

을 얻을 수 있다. 부록에서 작은값 일정 오경보 확률 결정처리의 검파 확률과 오경보 확률을 각각 아래와 같음을 보였다.

$$P_D = I_{H,SO}(1+S)\{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-1}, \quad (28)$$

$$\begin{aligned}
 P_{FA} &= \frac{1}{L_p} [I_{H,SO}(1)\{1 - I_{H,SO}(1+S)\} \\
 &\quad \cdot \{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-2}] \\
 &\quad + \frac{L_p - 1}{L_p} [I_{H,SO}(1)\{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-1}] \\
 &\approx I_{H,SO}(1)\{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-1}. \quad (29)
 \end{aligned}$$

여기서,

$$\begin{aligned}
 I_{H,SO}(\alpha) &= 2 \sum_{k=0}^{L-1} \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2}-1} \frac{\left(\frac{L(M-1)}{2} + k + j - 1\right)!}{\left(\frac{L(M-1)}{2} - 1\right)! k! j!} \\
 &\quad \cdot \left(2 + \frac{T}{\alpha}\right)^{-\frac{L(M-1)}{2} - k - j} \left(\frac{T}{\alpha}\right)^k \quad (30)
 \end{aligned}$$

이다.

#### IV. 성능 분석

이 절에서는 균질 잡음 환경에서 안테나가 여럿 일 때 평균값, 큰값, 그리고 작은값 일정 오경보 확률 처리기의 성능을 분석하고 서로 견주어 본다. 식 (10)에서 뜻매김한 평균 부호획득시간  $E\{T_{acq}\}$ 를 성능 척도로 삼았으며, 매개변수를 다음과 같이 두었다. 칩 주기  $T_c=1\mu s$ , 부호 수열 길이  $L_c=2047$ 칩, 진행 단계 크기  $\Delta=1$ , 벌점 시간 요소  $K=10^4$ , 바라는 오경보 확률  $P_{FA}=10^{-3}$ .

분산이  $N_0/2$ 인 열잡음과 다중접속간섭이(multiple access interference: MAI) 전체 잡음을 이룬다고 본다. 그러면,

$$\mu_0 = NN_0, \quad (31)$$

$$C_i = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^{K_i} E_i \left/ \frac{N_0}{2} \right., \quad (32)$$

그리고

$$S_i = \frac{2\sigma^2 \neq 0 R^2(\tau)}{N_0 + \frac{2}{3} \sum_{i=0}^{K_i} E_i} \quad (33)$$

이다. 여기서,  $K_i$ 은  $l$ 째 수신안테나에서 다중접속간섭을 이루는 다른 쓰는이 수,  $E_i$ 는  $i$ 째 쓰는이의 칩 당 에너지,  $E_0$ 은 바라는 쓰는이의 칩 당 에너지,  $\sigma > 0$ 는 레일리 확률밀도함수  $p(\alpha) = \frac{2\alpha}{\sigma^2} e^{-\alpha^2/\sigma^2}$ 의 매개변수,

$$R(\tau) = \begin{cases} 1 - \frac{\tau}{T_c}, & |\tau| < T_c \text{ 일 때,} \\ 0, & |\tau| \geq T_c \text{ 일 때} \end{cases} \quad (34)$$

는 의사잡음 수열의 자기상관함수, 그리고  $\tau$ 는 들어오는 확산 의사잡음 부호 수열과 수신기에서 만든 역확산 의사잡음 부호 수열의 시간 차이이다. 이 논문에서는  $E_i = E_0$ ,  $i = 1, 2, \dots, K_i$ 이고 나머지 부호 위상차가 없다고 둔다. 따라서,  $R(\tau) = 1$ 이며, (32)와 (33)은 각각 아래와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$C_i = \frac{1}{3} K_i E_0 \left/ \frac{N_0}{2} \right., \quad (35)$$

$$S_i = \frac{2\sigma^2 \neq 0}{N_0 + \frac{2}{3} K_i E_0}. \quad (36)$$

칩 신호대잡음비를 (signal to noise ratio per chip: SNR/chip) 아래와 같이 뜻매김하자.

$$\text{칩 신호대잡음비} = \frac{E_0}{\frac{N_0}{2}}. \quad (37)$$

그러면, 다음을 얻는다.

$$C_i = \frac{K_i \cdot (\text{칩 신호대잡음비})}{3}, \quad (38)$$

$$S_l = \frac{\sigma^2 N \cdot (\text{칩 신호대잡음비})}{1 + \frac{K_l}{3} \cdot (\text{칩 신호대잡음비})}. \quad (39)$$

이 논문의 모의실험 결과에서는 신호 세기의 측도로서 신호대간섭과잡음비가 아닌 칩 신호대잡음비를 쓴다. 칩 신호대잡음비가 무한히 클 때 신호대간섭과잡음비는  $3\sigma^2 N / K_l$ 의 극한값 한 점으로 나타난다는 것을 새겨두자. 그림 4에서는 몬테카를로(Monte-Carlo) 방법을  $10^6$ 번 써서 점들을 얻었다. 파선, 실선, 그리고 점선은 각각 평균값, 큰값, 그리고 작은값 일정 오경보 확률 방법의 성능을 나타낸다.

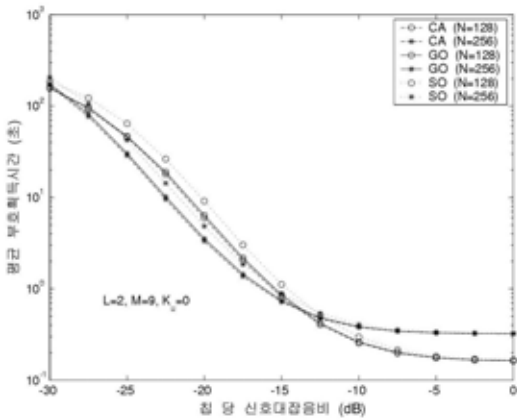


그림 4. 레일리 감쇄 덧셈꼴 정규 균질 잡음 환경에서 평균 부호획득시간 ( $L=2, M=9, K_u=0$ )

균질 잡음 환경에서  $\{K_l\}_{l=1}^L$ 은 모두 같은 값이므로 이들을  $K_u$ 라 하자. 그림 4는 안테나 수가 2 ( $L=2$ ), 상관기 수가 9 ( $M=9$ ), 그리고 다른 쓰이는 수가 0일 때 ( $K_u=0$ ) 부분 상관 길이  $N$ 값에 따른 평균 부호획득시간을 보여준다. 그림에서 부분 상관 길이가 길어질수록 평균 부호획득시간이 짧아지는 것을 알 수 있다. 그러나, 칩 신호대잡음비가 대략  $-13\text{dB}$ 보다 클 때는 부분 상관 길이가 길어질수록 평균 부호획득시간이 늘어난다는 것을 새겨두자. 이는 칩 신호대잡음비가 충분히 높으면 부분 상관 길이에 상관없이 검파 확률이 1로 수렴하기 때문이다. 또, 균질 잡음 환경에서는 평균값 일정 오경보 확률 처리기가 최적 일정 오경보 확률 방법이므로, 이 그림에서도 성능이 가장 좋다. 큰값 일정 오경보 확률 처리기는 평균값 일정 오경보 확률 처리기와 성능이 거의 같고 작은값 일정 오경보 확률 처리기보다 성능이 좋다. 이 논문에서 매개변수

$L, M$ , 그리고  $K_u$ 가 다른 값일 때의 결과를 보이지만은 않았으나, 그 결과에서도 위와 같은 비슷한 관찰을 할 수 있다.

### V. 맺음말

이 논문에서는 균질 잡음 환경에서 다중접속간섭이 있을 때 의사잡음 부호획득에 알맞도록 평균 수준 일정 오경보 확률 처리기와 안테나 다양성을 같이 어울려 쓴 적응 섞음 부호획득 방법을 다루었다. 평균값, 큰값, 그리고 작은값 일정 오경보 확률 처리기의 성능을 닫힘꼴 식으로 얻어 분석하고 서로 견주어 보았다. 모의실험으로 평균값 일정 오경보 확률 처리기가 가장 성능이 좋고, 큰값 일정 오경보 확률 처리기는 평균값 일정 오경보 확률 처리기와 성능이 거의 같다는 것을 알 수 있었다. 이 논문과 이어지는 2부에서는 비균질 잡음 환경에서 평균 수준 일정 오경보 확률 처리기와 안테나 다양성을 같이 어울려 쓴 적응 섞음 부호획득 방법을 다루고자 한다.

### 부록

이 부록에서는 균질 잡음 환경에서 일정 오경보 확률 방법의 검파 확률과 오경보 확률을 유도한다. 3절의 (8) 바로 뒤에서 말했듯이,

$$P(U > TZ | H_1) = \int_0^\infty \int_{TZ}^\infty p_U(u | H_1) du \cdot p_Z(z) dz = E_Z \left\{ \int_{TZ}^\infty p_U(u | H_1) du \right\} \quad (40)$$

을 계산하는데 초점을 맞춘다. 먼저, (13)과

$$\mu > 0 \text{ 이고 } \xi \geq 0 \text{ 일 때} \\ \int_\xi^\infty x^n e^{-\mu x} dx = e^{-\xi\mu} \left\{ \frac{n!}{\mu^{n+1}} + \sum_{k=1}^n \frac{n!}{k!} \frac{\xi^k}{\mu^{n-k+1}} \right\} \quad (41)$$

을<sup>[12]</sup> 써서

$$\int_{TZ}^\infty p_U(u | H_1) du = \int_{TZ}^\infty u^{L-1} e^{-\frac{u}{\mu_0(1+C)(1+S)}} du \\ = \frac{1}{\Gamma(L) \{\mu_0(1+C)(1+S)\}^L} e^{-\frac{TZ}{\mu_0(1+C)(1+S)}} \\ \cdot \sum_{k=0}^{L-1} \frac{(L-1)!}{k!} \{\mu_0(1+C)(1+S)\}^{L-k} (TZ)^k \quad (42)$$

를 얻는다. 그러므로, (42)에서

$$\begin{aligned}
 &P(U > TZ | H_1) \\
 &= E_Z \left\{ \frac{1}{\Gamma(L) \{\mu_0(1+C)(1+S)\}^L} e^{-\frac{TZ}{\mu_0(1+C)(1+S)}} \right. \\
 &\quad \cdot \left. \sum_{k=0}^{L-1} \frac{(L-1)!}{k!} \{\mu_0(1+C)(1+S)\}^{L-k} (TZ)^k \right\} \\
 &= \sum_{k=0}^{L-1} \frac{1}{k!} \left\{ \frac{T}{\mu_0(1+C)(1+S)} \right\}^k E_Z \left\{ e^{-\frac{TZ}{\mu_0(1+C)(1+S)}} Z^k \right\} \quad (43)
 \end{aligned}$$

이다. 일정 오경보 확률 방법마다 참조 표본들을 어떻게 쓰는지에 따라 통계량  $Z_m$ 의 분포가 달라지므로, 앞으로 일정 오경보 확률 방법에 알맞게 (43)의  $E_Z \left\{ e^{-\frac{TZ}{\mu_0(1+C)(1+S)}} Z^k \right\}$ 를 계산하고자 한다.

1. 평균값 일정 오경보 확률 결정처리기 식 (15)에서

$$\begin{aligned}
 E_Z \left\{ e^{-\frac{Tz}{\mu_0(1+C)(1+S)}} Z^k \right\} &= \int_0^\infty p_Z(z) e^{-\frac{Tz}{\mu_0(1+C)(1+S)}} z^k dz \\
 &= \int_0^\infty \frac{\{\mu_0(1+C)\}^{-L(M-1)} z^{L(M-1)-1}}{(L(M-1)-1)!} \\
 &\quad \cdot e^{-\frac{z}{\mu_0(1+C)}} e^{-\frac{Tz}{\mu_0(1+C)(1+S)}} z^k dz \\
 &= \mu_0(1+C)^{-L(M-1)} \frac{(L(M-1)+k-1)!}{(L(M-1)-1)!} \\
 &\quad \cdot \left\{ \frac{1}{\mu_0(1+C)} + \frac{T}{\mu_0(1+C)(1+S)} \right\}^{-L(M-1)-k} \quad (44)
 \end{aligned}$$

를 얻는다. 그러므로, (43)과 (45)에서

$$\begin{aligned}
 P(U > TZ | H_1) &= \sum_{k=0}^{L-1} \binom{L(M-1)+k-1}{k} \\
 &\quad \cdot \left\{ 1 + \frac{T}{(1+S)} \right\}^{-L(M-1)-k} \left\{ \frac{T}{(1+S)} \right\}^k \quad (45)
 \end{aligned}$$

이다. 이제,

$$\begin{aligned}
 I_{HCA}(\alpha) &= \sum_{k=0}^{L-1} \left[ \binom{L(M-1)+k-1}{k} \right. \\
 &\quad \cdot \left. \left\{ 1 + \frac{T}{\alpha} \right\}^{-L(M-1)-k} \left\{ \frac{T}{\alpha} \right\}^k \right] \quad (46)
 \end{aligned}$$

이라 놓으면, 평균값 일정 오경보 확률 방법의 검파 확률을 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$P_D = I_{HCA}(1+S) \{1 - I_{HCA}(1)\}^{M-1}. \quad (47)$$

같은 방법으로 평균값 일정 오경보 확률 방법의 오경보 확률을 얻으면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 P_{FA} &= \frac{1}{L_p} [I_{HCA}(1) \{1 - I_{HCA}(1+S)\} \\
 &\quad \cdot \{1 - I_{HCA}(1)\}^{M-2}] \\
 &\quad + \frac{L_p - 1}{L_p} [I_{HCA}(1) \{1 - I_{HCA}(1)\}^{M-1}]. \quad (48)
 \end{aligned}$$

2. 큰값 일정 오경보 확률 결정처리기 식 (21)을 써서

$$\begin{aligned}
 &E_Z \left\{ e^{-\frac{TZ}{\mu_0(1+C)(1+S)}} Z^k \right\} \\
 &= \int_0^\infty p_Z(z) e^{-\frac{Tz}{\mu_0(1+C)(1+S)}} z^k dz \\
 &= \int_0^\infty \{p_{Y_1}(z) F_{Y_2}(z) + p_{Y_2}(z) F_{Y_1}(z)\} \\
 &\quad \cdot e^{-\frac{Tz}{\mu_0(1+C)(1+S)}} z^k dz \quad (49)
 \end{aligned}$$

을 얻는다.  $Y_{j,1}$ 과  $Y_{j,2}$ 의 분포가  $G\left(\frac{L(M-1)}{2}, \mu_0(1+C)\right)$ 로 같으므로,  $p_{Y_1}(z)$ 와  $p_{Y_2}(z)$  대신  $p_Y(z)$ 를 쓰겠다. 식을 간단히 나타내고자  $\frac{L(M-1)}{2} = n$  그리고  $\mu_0(1+C) = \gamma$ 라고 놓는다. 그러면, (49)를 아래와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}
 E_Z \left\{ e^{-\frac{TZ}{\gamma(1+S)}} Z^k \right\} &= 2 \int_0^\infty p_Y(z) F_Y(z) e^{-\frac{Tz}{\gamma(1+S)}} z^k dz \\
 &= 2 \int_0^\infty \frac{\gamma^{-n} z^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\frac{z}{\gamma}} e^{-\frac{Tz}{\gamma(1+S)}} z^k dz \\
 &= 2 \gamma^{-n} \frac{(n+k-1)!}{(n-1)!} \left\{ \frac{1}{\gamma} + \frac{T}{\gamma(1+S)} \right\}^{-n-k} \\
 &\quad - \frac{2\gamma^{-n}}{(n-1)!} \sum_{j=0}^{n-1} \frac{1}{\gamma^j} \frac{1}{j!} (n+k+j-1)! \\
 &\quad \cdot \left\{ \frac{2}{\gamma} + \frac{T}{\gamma(1+S)} \right\}^{-(n+k+j)}. \quad (50)
 \end{aligned}$$

그러므로, (43)과 (50)에서



$$\begin{aligned}
 P(U > TZ | H_1) &= 2 \sum_{k=0}^{L-1} \left[ \binom{\frac{L(M-1)}{2} + k - 1}{k} \right. \\
 &\cdot \left\{ 1 + \frac{T}{1+S} \right\}^{-\frac{L(M-1)}{2} - k} \left\{ \frac{T}{1+S} \right\}^k \\
 &- \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2} - 1} \frac{\left( \frac{L(M-1)}{2} + k + j - 1 \right)!}{\left( \frac{L(M-1)}{2} - 1 \right)! k! j!} \\
 &\cdot \left( 2 + \frac{T}{1+S} \right)^{-\frac{L(M-1)}{2} - k - j} \left( \frac{T}{1+S} \right)^k \Big] \quad (51)
 \end{aligned}$$

이다. 이제,

$$\begin{aligned}
 I_{H,GO}(\alpha) &= \\
 &2 \sum_{k=0}^{L-1} \left[ \binom{\frac{L(M-1)}{2} + k - 1}{k} \left\{ 1 + \frac{T}{\alpha} \right\}^{-\frac{L(M-1)}{2} - k} \right. \\
 &\cdot \left\{ \frac{T}{\alpha} \right\}^k - \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2} - 1} \frac{\left( \frac{L(M-1)}{2} + k + j - 1 \right)!}{\left( \frac{L(M-1)}{2} - 1 \right)! k! j!} \\
 &\cdot \left( 2 + \frac{T}{\alpha} \right)^{-\frac{L(M-1)}{2} - k - j} \left( \frac{T}{\alpha} \right)^k \Big] \quad (52)
 \end{aligned}$$

라 놓으면, 큰값 일정 오경보 확률 방법에서 검파 확률과 오경보 확률을 각각 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$P_D = I_{H,GO}(1+S) \{1 - I_{H,GO}(1)\}^{M-1}, \quad (53)$$

$$\begin{aligned}
 P_{FA} &= \frac{1}{L_p} [I_{H,GO}(1) \{1 - I_{H,GO}(1+S)\} \\
 &\cdot \{1 - I_{H,GO}(1)\}^{M-2}] \\
 &+ \frac{L_p - 1}{L_p} [I_{H,GO}(1) \{1 - I_{H,GO}(1)\}^{M-1}]. \quad (54)
 \end{aligned}$$

### 3. 작은값 일정 오경보 확률 결정처리기

식 (43)과 큰값 일정 오경보 확률 방법의 유도 과정에서 얻은 (50)을 바탕으로, 아래를 이끌어 낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 P(U > TZ | H_1) &= \sum_{k=0}^{L-1} \frac{1}{k!} \left\{ \frac{T}{\mu_0(1+C)(1+S)} \right\}^k E_Z \left\{ e^{-\frac{TZ}{\mu_0(1+C)(1+S)}} Z^k \right\} \\
 &= \sum_{k=0}^{L-1} \frac{1}{k!} \left\{ \frac{T}{\mu_0(1+C)(1+S)} \right\}^k
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &\cdot \left\{ 2 \int_0^\infty p_Y(z) \{1 - F_Y(z)\} e^{-\frac{Tz}{\mu_0(1+C)(1+S)}} z^k dz \right\} \\
 &= 2 \sum_{k=0}^{L-1} \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2} - 1} \frac{\left( \frac{L(M-1)}{2} + k + j - 1 \right)!}{\left( \frac{L(M-1)}{2} - 1 \right)! k! j!} \\
 &\cdot \left( 2 + \frac{T}{1+S} \right)^{-\frac{L(M-1)}{2} - k - j} \left( \frac{T}{1+S} \right)^k. \quad (55)
 \end{aligned}$$

이제,

$$\begin{aligned}
 I_{H,SO}(\alpha) &= 2 \sum_{k=0}^{L-1} \sum_{j=0}^{\frac{L(M-1)}{2} - 1} \frac{\left( \frac{L(M-1)}{2} + k + j - 1 \right)!}{\left( \frac{L(M-1)}{2} - 1 \right)! k! j!} \\
 &\cdot \left( 2 + \frac{T}{\alpha} \right)^{-\frac{L(M-1)}{2} - k - j} \left( \frac{T}{\alpha} \right)^k \quad (56)
 \end{aligned}$$

이라 두면, 작은값 일정 오경보 확률 방법의 검파 확률과 오경보 확률은 각각 아래와 같다.

$$P_D = I_{H,SO}(1+S) \{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-1}, \quad (57)$$

$$P_{FA} = \frac{1}{L_p} [I_{H,SO}(1) \{1 - I_{H,SO}(1+S)\}]$$

$$\begin{aligned}
 P_D &= I_{H,SO}(1+S) \{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-1}, \\
 &+ \frac{L_p - 1}{L_p} [I_{H,SO}(1) \{1 - I_{H,SO}(1)\}^{M-1}]. \quad (58)
 \end{aligned}$$

### 참 고 문 헌

- [1] J.A. Ritcey, "Censored mean-level detector analysis", *IEEE Tr. Aerosp., Electr. Systems*, vol. 22, pp. 443-454, July 1986.
- [2] P.P. Gandhi and S.A. Kassam, "Analysis of CFAR processors in nonhomogeneous background", *IEEE Tr. Aerosp., Electr. Systems*, vol. 24, pp. 427-445, July 1988.
- [3] 한동석, "비균일 환경에서 표적 검파를 위한 순서통계에 근거한 일정오경보율 검파기의 성능 해석", 한국통신학회 논문지, 22권, 7호, 1550-1558쪽, 1997년 7월.
- [4] 김정태, 서덕영, "Weibull 환경에서의 적응 CFAR 검파기에 대한 연구", 한국통신학회 논문지, 24권, 3B호, 508-515쪽, 1999년 3월.
- [5] B.B. Ibrahim and A.H. Aghvami, "Direct

sequence spread spectrum matched filter acquisition in frequency-selective Rayleigh fading channels”, *IEEE J. Select. Areas Comm.*, vol. 12, pp. 885-890, June 1994.

- [6] C.-J. Kim, H.-J. Lee, and H.-S. Lee, “Adaptive acquisition of PN sequences for DSSS communications”, *IEEE Tr. Comm.*, vol. 46, pp. 993-996, Aug. 1998.
- [7] H.G. Kim, I. Song, S.Y. Kim, J.H. Lee, and S.C. Kim, “Adaptive code acquisition using a GO-CFAR processor in DS/CDMA systems”, *Proc. IEEE Region 10 Confer. (TENCON)*, pp. 542-545, Jeju, Korea, Sep. 1999.
- [8] V. Tarokh, H. Jafarkhani, and A.R. Calderbank, “Space-time block codes from orthogonal designs”, *IEEE Tr. Inform. Theory*, vol. 45, pp. 1456-1467, July 1999.
- [9] E. Visotsky and U. Madhow, “Space-time transmit precoding with imperfect feedback”, *IEEE Tr. Inform. Theory*, vol. 47, pp. 2632-2639, Sep. 2001.
- [10] H.-S. Oh, C.-H. Lim, and D.-S. Han, “Adaptive hybrid PN code acquisition with antenna diversity in DS-CDMA systems”, *IEICE Tr. Comm.*, vol. E85B, pp. 716-722, Apr. 2002.
- [11] 박철훈, 송익호, 남동경, 확률과정, 서울: 생능출판사, 2004년.
- [12] I.S. Gradshteyn and I.M. Ryzhik, *Table of Integrals, Series, and Products*, NY: Academic Press, 2000.

권형문 (Hyoungmoon Kwon)

준회원



2000년 2월 연세대학교 기계전자공학부 전기전자전공 공학사  
 2002년 3월 한국과학기술원 전자전산학과 공학석사  
 2002년 3월~현재 한국과학기술원 전자전산학과 박사과정  
 <관심분야> 이동통신, 통계학적 신호처리, 검파와 추정

오종호 (Jongho Oh)

준회원



2004년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 공학사  
 2005년 8월 한국과학기술원 전자전산학과 공학석사  
 2005년 8월~현재 한국과학기술원 전자전산학과 박사과정  
 <관심분야> 이동통신, 정보이론, 검파와 추정

송익호 (Ickho Song)

중신회원

한국통신학회 논문지 30권 5호 참조

이주미 (Jumi Lee)

준회원



1998년 2월 이화여자대학교 수학과 이학사, 전자공학과 공학사  
 2000년 2월 한국과학기술원 전자전산학과 공학석사  
 2000년 3월~현재 한국과학기술원 전자전산학과 박사과정  
 <관심분야> 이동통신, 정보이론