

시간 지연을 갖는 페이딩 채널의 전력 지연 분포 특성 분석 및 활용

준회원 박종현*, 김재원*, 송의석*, 종신회원 성원진*

Analysis and Utilization of the Power Delay Profile Characteristics of Dispersive Fading Channels

Jonghyun Park*, Jaewon Kim*, Euseok Song* *Associate Members*,
Wonjin Sung* *Lifelong Member*

요 약

통신 수신기 구현에 있어 채널의 특성을 파악하여 그에 적합한 수신 신호 처리를 수행하는 것은 수신 성능 향상을 위해 매우 중요하다. 무선 채널은 전력 지연 분포 (power delay profile)에 따라 다양한 시간 지연 특성을 가지며, 추정된 채널의 전력 합산을 통해 시간 지연 정도를 판별 시, 채널 적응적인 수신 구조 구현이 가능하다. 본 논문에서는 전력 지연 분포의 합산을 통해 시간 지연의 상대적인 크기에 따른 채널 군으로 분류하는 경우에 있어 채널 판별 오류 확률을 closed-form 수식으로 유도하고, 다수 번의 추정 결과를 누적하여 활용 시 얻어지는 성능 이득을 제시한다.

Key Words : 전력 지연 분포, 채널 판별, 카이제곱 분포, 페이딩 채널

ABSTRACT

Applying an appropriate received signal processing algorithm based on the channel characteristics is important to improve the receiver performance. Wireless channels in general exhibit various time-delay characteristics depending on their power delay profile. When the estimated channel power summation is used to determine the amount of time delay, a channel adaptive receiver structure can be implemented. In this paper, we derive a closed-form expression for the error probability of the channel classification when the estimated channel power summation is used to classify channel groups having different time delay characteristics, and present the performance gain utilizing multiple estimation results.

I. 서론

무선 채널 환경은 이동 통신 시스템의 성능을 결정하는 주요 요인 중 하나이며, 채널 환경에 적합한 수신기 구조의 설계를 위해서는 채널의 통계적 특성 분석 및 응용 기법에 대한 연구가 필요하다. 시간 지연을 갖는 레일레이 페이딩 채널을 TDL (Tapped-

Delay Line) 모델로 표현할 때, 각 탭의 전력은 지수 분포를 따르며, 이러한 지수 분포를 갖는 전력 성분의 합은 카이제곱 분포를 따른다^[1]. 전력 성분의 합산 분포는, 셀룰러 시스템의 동일채널간섭 (Co-Channel Interference; CCI), MRC (Maximal Ratio Combining) 및 EGC (Equal Gain Combining) 신호 결합 특성 분석 등을 위해 연구가 진행되어 왔으며, 합산되는 신

* 서강대학교 전자공학과 디지털전송연구실 (wsung@sogang.ac.kr)

논문번호 : KICS2007-03-132, 접수일자 : 2007년 3월 28일, 최종논문접수일자 : 2007년 7월 16일

호 성분들의 분산이 모두 같거나 다른 경우에 대해서는 전력 합산에 대한 정확한 분포 특성이 알려져 있다^[1,2]. 임의의 분산을 가지는 지수 확률변수들의 합의 경우, 다양한 분야에서 그 중요성이 부각되어 연구되어 왔다. Scheuer^[3]는 시스템의 안정성 분석을 위해 임의의 분산을 갖는 지수 확률변수의 합산 분포를 고차 미분 형태로 제시하였으며, 이 결과를 확장하여 Markov 모델링을 위한 지수 확률변수 간 합산 분포 수식이 Amari^[4]에 의해 연구되었다. 지수 확률변수를 일반화한 Gamma 확률변수 간 합산 분포의 경우 나카가미 페이딩 채널에서의 특성함수 분석 및 근사식의 활용, contour integral을 활용하는 방법이 제시되었으며^[5,6], 고차 미분 및 무한급수 형태의 결과가 보고되었다^[7]. 임의의 분산을 갖는 Gamma 확률변수 간 합산 분포에 대한 closed-form 수식은 유도되지 않았으나, 다양한 관련 연구가 진행되고 있다^[8-12].

본 논문에서는 시간 지연을 갖는 페이딩 채널의 전력 지연 분포 (power delay profile)의 통계적 특징 분석 및 그 활용 방안을 제시한다. 논문의 II장에서는 지수 확률변수의 분산값 및 동일한 분산을 갖는 확률변수의 개수 등에 관계없이, 임의의 합산 형태에 대한 일반화된 카이제곱 확률밀도함수 (probability density function; pdf)를 재귀적 형태의 계수를 포함한 수식으로 유도한다. III장에서는 II장의 결과를 활용하여, 채널 모델을 시간 지연의 상대적인 크기에 따른 채널 군으로 분류하는 채널 판별 (channel classification) 방식의 오류를 제시한다. 또한 다수 개의 전력 지연 분포 추정 결과를 이용한 채널 판별 수행 시 얻어지는 성능 이득을 ROC (Receiver Operating Characteristics) 형태로 나타내고, 기존의 RMS (Root-Mean-Squared) 값 추정을 통한 채널 판별 결과와 비교한다. IV장에서는 논문의 결론을 맺는다.

II. 독립적인 지수 확률변수들의 합산 분포

2.1 지수 확률변수들의 분산이 모두 같거나 또는 모두 다른 경우

모두 같은 분산 σ^2 을 갖는 지수 확률변수 M 개의 합을 확률변수 X 로 정의하면, X 의 pdf는 식 (1)과 같다.

$$f_X(x) = \frac{x^{M-1}}{(M-1)!(\sigma^2)^M} e^{-\frac{x}{\sigma^2}} \quad (1)$$

분산이 모두 다른 지수 확률변수 L 개의 합을 확률변수 Y 로 정의하면, Y 의 pdf는

$$f_Y(y) = \sum_{l=1}^L \frac{\pi_l}{\sigma_l^2} e^{-\frac{y}{\sigma_l^2}} \quad (2)$$

이 되며, 여기에서 π_l 은

$$\pi_l = \prod_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L \frac{\sigma_{l'}^2}{\sigma_l^2 - \sigma_{l'}^2}$$

와 같이 표현된다[1, ch. 14].

2.2 지수 확률변수들이 임의의 분산 값을 갖는 경우 임의의 분산을 갖는 확률변수들의 합을 다음과 같이 확률 변수 Z 로 정의한다.

$$Z = \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} X_{l,m} \quad (3)$$

여기서 L 은 동일한 분산을 갖는 지수 확률변수 그룹들의 개수이고 M_l 은 l 번째 그룹에 포함된 지수 확률변수들의 개수이며, $X_{l,m}$ 은 분산 σ_l 을 갖는 m 번째 지수 확률변수를 의미한다. Z 의 pdf를 특성함수로 변환하면

$$\psi_Z(jv) = \prod_{l=1}^L (1 - jv\sigma_l^2)^{-M_l} \quad (4)$$

의 형태가 되고, 이를 partial fraction expansion 방법을 사용하여 정리하면

$$\psi_Z(jv) = \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m}}{(1 - jv\sigma_l^2)^m} \quad (5)$$

과 같이 표현된다. 이때, 합산항의 분자 부분의 계수 $\alpha_{l,m}$ 를 구하기 위해 다음 함수 $g_{l,n}(jv)$ 를 정의한다.

$$g_{l,n}(jv) = \frac{d^{(n)}}{djv^{(n)}} \prod_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L \frac{1}{(1 - jv\sigma_{l'}^2)^{M_{l'}}} \quad (6)$$

$g_{l,1}(jv)$ 는 아래와 같이 $g_{l,0}(jv)$ 에 대한 표현이 가능하다.

$$\begin{aligned} g_{l,1}(jv) &= \sum_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L \frac{M_{l'} \sigma_{l'}^2}{(1 - jv\sigma_{l'}^2)^{M_{l'}+1}} \prod_{\substack{l''=1 \\ l'' \neq l, l'}}^L \frac{1}{(1 - jv\sigma_{l''}^2)^{M_{l''}}} \\ &= \sum_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L \frac{M_{l'} \sigma_{l'}^2}{(1 - jv\sigma_{l'}^2)^{M_{l'}+1}} \prod_{\substack{l''=1 \\ l'' \neq l}}^L \frac{1}{(1 - jv\sigma_{l''}^2)^{M_{l''}}} \\ &= g_{l,0}(jv) h_{l,1}(jv) \end{aligned} \quad (7)$$

마찬가지로 일반항 $g_{l,n}(jv)$ 는 recursion을 이용하여 다음과 같이 고차 미분 형태가 아닌 합산항 수식으로 표현된다.

$$\begin{aligned}
 g_{l,n}(jv) &= \frac{d^{n-1}}{djv^{n-1}} g_{l,0}(jv) h_{l,0}(jv) \\
 &= \sum_{p=0}^{n-1} \binom{n-1}{p} g_{l,n-p-1}(jv) \underbrace{\sum_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L \frac{p! M_l \sigma_l^{2(p+1)}}{(1-jv\sigma_l^2)^{p+1}}}_{= h_{l,p}(jv)} \\
 &= \sum_{p=0}^{n-1} \binom{n-1}{p} g_{l,n-p-1}(jv) h_{l,p}(jv)
 \end{aligned} \tag{8}$$

식 (5)의 양변에 $(1-jv\sigma_l^2)^{M_l}$ 을 곱하여 정리하면 $1 \leq m \leq M_l$ 인 구간에서 $\alpha_{l,m}$ 은

$$\alpha_{l,m} = \frac{g_{l,M_l-m}(jv) \Big|_{jv=1/\sigma_l^2}}{(M_l-m)! (-\sigma_l^2)^{M_l-m}} \tag{9}$$

와 같으며, 식 (8)과 (9)를 결합하여 $\alpha_{l,m}$ 을

$$\alpha_{l,m} = \begin{cases} \frac{(-\sigma_l^2)^{m-M_l} \sum_{p=0}^{M_l-m-1} \left\{ \binom{M_l-m-1}{p} \times g_{l,M_l-m-p-1} \left(\frac{1}{\sigma_l^2} \right) h_{l,p} \left(\frac{1}{\sigma_l^2} \right) \right\}}{(M_l-m)!} & \text{for } 1 \leq m \leq M_l-1 \\ g_{l,0} \left(\frac{1}{\sigma_l^2} \right), & \text{for } m = M_l \end{cases} \tag{10}$$

와 같이 정리할 수 있다. 여기서

$$\begin{aligned}
 g_{l,M_l-m-p-1} \left(\frac{1}{\sigma_l^2} \right) &= \frac{\alpha_{l,m+p+1} (M_l-m-p-1)!}{(-\sigma_l^2)^{m+p+1-M_l}} \\
 &= \frac{\alpha_{l,m+p+1} (M_l-m-p-1)!}{(-\sigma_l^2)^{m+p+1-M_l}}
 \end{aligned} \tag{11}$$

이므로, 이를 $h_{l,p}(\frac{1}{\sigma_l^2})$ 와 함께 식 (10)에 대입하여 정리하면 factorial 항들이 소거되어 다음의 간략화된 수식을 얻는다.

$$\alpha_{l,m} = \begin{cases} \frac{\sum_{p=0}^{M_l-m-1} \left\{ \frac{\alpha_{l,m+p+1} \sum_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L M_l \sigma_l^{2(p+1)}}{(-\sigma_l^2)^{p+1} (1-\sigma_l^2/\sigma_l^2)^{p+1}} \right\}}{(M_l-m)} & \text{for } 1 \leq m \leq M_l-1 \\ \alpha_{l,M_l} & \text{for } m = M_l \end{cases} \tag{12}$$

따라서 식 (5)를 사용한 임의의 분산 패턴에 대한 일 반화된 카이제곱 분포의 closed-form pdf는

$$f_Z(z) = \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m} z^{m-1} e^{-\frac{z}{\sigma_l^2}}}{(m-1)! \sigma_l^{2m}} \tag{13}$$

이 되며, 이 때 $\alpha_{l,m}$ 는 식 (10)-(12)에 의해

$$\alpha_{l,m} = \begin{cases} \frac{\sum_{p=0}^{M_l-m-1} \left\{ \frac{\alpha_{l,m+p+1} \sum_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L M_l \sigma_l^{2(p+1)}}{(-\sigma_l^2)^{p+1} (1-\sigma_l^2/\sigma_l^2)^{p+1}} \right\}}{(M_l-m)} & \text{for } 1 \leq m \leq M_l-1 \\ \prod_{\substack{l'=1 \\ l' \neq l}}^L (1-\sigma_l^2/\sigma_l^2)^{-M_l} & \text{for } m = M_l \end{cases}$$

이 된다. 유도된 결과식 (13)은 Scheuer^[3]가 제시한 고차미분 형태의 분포 수식을 식 (8)의 과정에서 설명된 지수함수의 특성을 활용하여 간략화한 형태이며, Amari^[4]가 제시한 분포 수식과 동일한 결과이나, 고차미분 형태를 소거하여 수식을 간략화하는 유도 과정 및 표현 형태에서 차별화된다.

III. 전력 지연 분포 추정치를 활용한 채널 판별

3.1 전력 합산을 통한 채널 판별

무선 채널은 주변 환경에 따라 다양한 전력 지연 분포 특성을 가지며, 채널의 주파수 선택성을 결정하는 지연 특성은 신호 수신 성능에 큰 영향을 미친다. 예를 들어, 주파수 선택성의 정도에 따라 다중반송파 시스템의 파일럿 배치가 변화할 필요가 있으며, 채널 추정의 대표적 방식 중 하나인 Wiener filtering 방식 적용 시 필터 계수의 결정에도 최대 지연값 (maximum delay spread)이 활용된다^[13]. 표 1에 요약된 SUI (Stanford University Interim) 채널 모델^[14]은 IEEE802.16e Mobile WiMax 표준의 성능 평가를 위한 채널 모델이며, 총 6가지의 TDL 모델이 존재한다. 각 모델은 분산값 각각 σ_1^2 , σ_2^2 , σ_3^2 을 갖는 세 개의 채널 탭으로 구성되어 있다. 채널 적응적인 수신 구조를 설계 시, 최대 지연값의 상대적인 크기가 중요하므로, 상대적으로 시간지연확산이 작은 네 가지 채널 모델 (최대시간지연확산이 SUI-1, SUI-2, SUI-3은 모두 1 이하, SUI-4는 4)을 그룹 A로, 상대적으로 시간지연확산이 큰 두 가지 채널 모델 (최대 시간지연확산이 SUI-5는 10 μ sec, SUI-6은 20 μ sec)을 그룹 B로 분류하여 판별하는 방안이 가능하다. 본 장에서는 그룹 A에 해당하는 SUI-2 모델과 그룹 B

에 해당하는 SUI-5 모델을 예로 하여, 전력 지연 분포 추정치를 활용한 두 채널의 판별 방식 및 오율 성능을 분석한다. 전력 지연 분포는 파일럿 심볼 (또는 프리앰블 심볼) 위치에서의 수신 신호를 이용한 LS (Least-Squares) 방식을 이용한 추정^[15]이 널리 활용되며, 이 경우 추정된 시간 지연 전력값은 추정 잡음이 포함된다. 그림 1은 수신기에서 추정된 채널 전력 지연 분포의 예시 그림으로서, 각 샘플 간격은

표 1. SUI 채널모델

Channel Models	Tap 1		Tap 2		Tap 3	
	Delay [μ s]	Power [dB]	Delay [μ s]	Power [dB]	Delay [μ s]	Power [dB]
SUI-1	0	0	0.4	-15	0.8	-20
SUI-2	0	0	0.5	-12	1.0	-15
SUI-3	0	0	0.5	-5	1.0	-10
SUI-4	0	0	2.0	-4	4.0	-8
SUI-5	0	0	5.0	-5	10.0	-10
SUI-6	0	0	14.0	-10	20.0	-14

$0.5\mu\text{sec}$ 이고, 신호가 존재하는 세 탭의 전력 합산은 $\alpha_1^2 + \alpha_2^2 + \alpha_3^2 = 1$ 으로 정규화되어 있다. 그림에서 SUI-2 및 SUI-5 채널 모델의 세 개의 주요 탭 위치 및 전력 분포를 확인할 수 있으며, 그 외의 탭에는 $E_s/N_0 = 15\text{dB}$ 에 해당하는 분산 ($\sigma_0^2 = 10^{-1.5} = 0.0316$)을 갖는 백색 복소 가우시안 잡음 샘플만 존재하고 있다. 샘플 인덱스를 n , 각 시간 샘플에서의 채널 전력 추정값을 $p[n]$ 이라 하면, 그림 2(a)의 SUI-2 모델의 경우, 채널 전력 추정 평균값은

$$E\{p[1]\} = 0.913 + \sigma_0^2,$$

$$E\{p[2]\} = 0.058 + \sigma_0^2,$$

$$E\{p[3]\} = 0.029 + \sigma_0^2$$

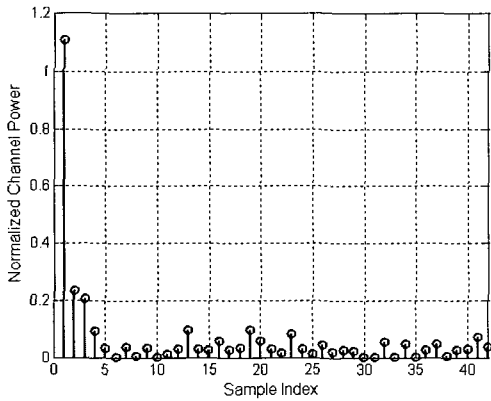
이며, 그림 2(b)의 SUI-5 모델의 경우,

$$E\{p[1]\} = 0.706 + \sigma_0^2,$$

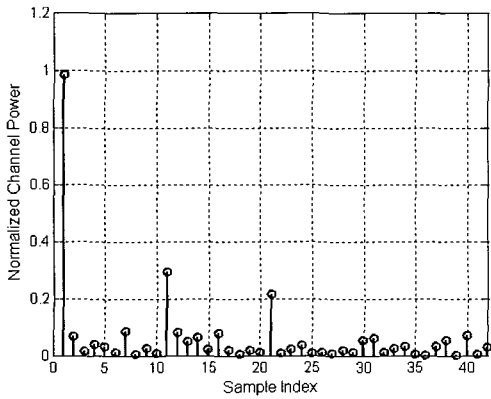
$$E\{p[11]\} = 0.223 + \sigma_0^2,$$

$$E\{p[21]\} = 0.071 + \sigma_0^2$$

이다. 두 경우 모두, 세 개의 주요 탭 인덱스를 제외

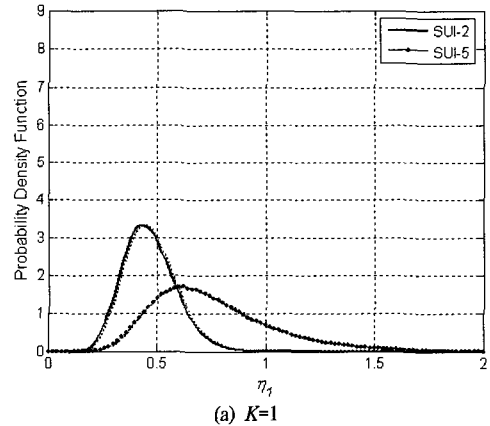


(a) SUI-2

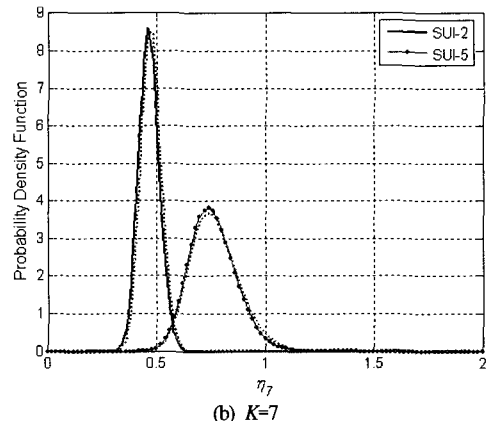


(b) SUI-5

그림 1. 전력 지연 분포 추정값 예시 ($E_s/N_0 = 15\text{dB}$)



(a) $K=1$



(b) $K=7$

그림 2. 판별 변수의 pdf ($E_s/N_0 = 15\text{dB}$)

한 샘플에서의 채널 전력 평균은 $E[p[n]] = \sigma_0^2$ 으로서 잡음 성분의 분산에 의한 전력만 존재한다.

전력 지연 분포의 추정을 통한 채널 판별의 간단하면서도 효과적인 방법은, 특정 시간 구간에서의 채널 전력 합산값

$$z = \sum_{n=n_1}^{n_2} p[n] \quad (14)$$

을 판별 변수로 하여, 문턱값 비교를 통해 그룹별 판별을 하는 방안이다¹⁶⁾. 전력 합산 구간의 시작 인덱스 n_1 및 마지막 인덱스를 n_2 는 시간 샘플 구간의 크기 및 판별 대상 채널군의 지연 분포에 의해 결정되게 된다. 고려하는 SUI-2 및 SUI-5 채널 모델의 경우 $4\mu\text{sec}$ 에서 $11\mu\text{sec}$ 에 해당하는 ($n_1=9, n_2=23$) 전력 합산 구간을 사용하여, 판별 변수가 문턱값보다 큰 경우 SUI-5 모델로, 문턱값보다 작은 경우 SUI-2 채널 모델로 판정한다. L 개의 탭 전력을 합산하는 경우 합산 결과는 자유도 $2L$ 의 카이제곱 분포를 따르는 확률변수가 되므로, 식 (13)에서 유도된 pdf를 활용하여 판별 변수의 정확한 분포를 알 수 있다. 그림 2에서는 판별 변수의 pdf를 실험을 통해 얻은 결과 (실선으로 표시)와 식 (13)을 도식한 결과 (점선으로 표시)가 일치함을 확인할 수 있다. 그림에서 K 는 활용한 채널 전력 분포 추정치를 수를 의미하며, K 의 증가에 따라 두 채널 모델에 해당하는 판정 변수 pdf 간 겹치는 영역이 감소됨을 관찰할 수 있다

3.2 채널 판별 오류의 유도

SUI-2 채널에 해당하는 판별변수의 pdf를 $f_A(z)$, SUI-5 채널에 해당하는 판별변수의 pdf를 $f_B(z)$, 문턱값을 Γ 라고 정의할 때, 전력 합산을 통한 채널 판별 방식의 오류 확률은 다음과 같다.

$$P_A(\Gamma) = \int_{\Gamma}^{\infty} f_A(z) dz \quad (15)$$

$$P_B(\Gamma) = \int_0^{\Gamma} f_B(z) dz \quad (16)$$

여기서 $P_A(\Gamma)$ 는 SUI-2 채널이 SUI-5 채널로 잘못 판정될 확률이며, $P_B(\Gamma)$ 는 그 반대 경우에 대한 확률이다. 적분 수식¹⁾을 활용하여 오류를 유도하면 다음과 같다.

1) $\int z^n e^{az} dz = \frac{e^{az}}{a} \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k n! z^{n-k}}{(n-k)! a^k}$

$$\begin{aligned} P_A(\Gamma) &= 1 - \int_0^{\Gamma} f_A(z) dz \\ &= 1 - \int_0^{\Gamma} \frac{z^{M-1}}{(M-1)!(\sigma^2)^M} e^{-\frac{z}{\sigma^2}} dz \\ &= 1 - \frac{1}{(M-1)!\sigma^{2M}} \\ &\quad \times \left| \frac{e^{-\sigma^{-2}z}}{-\sigma^{-2}} \sum_{m=0}^{M-1} \frac{(-1)^m (M-1)! z^{M-1-m}}{(M-1-m)! (-\sigma^{-2})^m} \right|_0^{\Gamma} \\ &= 1 - \frac{1}{(M-1)!\sigma^{2M}} \\ &\quad \times \left| \frac{e^{-\sigma^{-2}z}}{-\sigma^{-2}} \sum_{m=0}^{M-1} \frac{(\sigma^2)^m (M-1)! z^{M-1-m}}{(M-1-m)!} \right|_0^{\Gamma} \\ &= 1 + \frac{1}{\sigma^{2(M-1)}} \left| e^{-\sigma^{-2}z} \sum_{m=0}^{M-1} \frac{\sigma^{2m} z^{M-1-m}}{(M-1-m)!} \right|_0^{\Gamma} \\ &= 1 - \frac{1}{\sigma^{2(M-1)}} \left\{ \sigma^{2(M-1)} \right. \\ &\quad \left. - e^{-\sigma^{-2}\Gamma} \sum_{m=0}^{M-1} \frac{\sigma^{2m} \Gamma^{M-1-m}}{(M-1-m)!} \right\} \\ &= \frac{e^{-\sigma^{-2}\Gamma}}{\sigma^{2(M-1)}} \sum_{m=0}^{M-1} \frac{\sigma^{2m} \Gamma^{M-1-m}}{(M-1-m)!} \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} P_B(\Gamma) &= \int_0^{\Gamma} f_B(z) dz \\ &= \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m}}{(m-1)!\sigma_l^{2m}} \int_0^{\Gamma} z^{m-1} e^{-\frac{z}{\sigma_l^2}} dz \\ &= \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m}}{(m-1)!\sigma_l^{2m}} \\ &\quad \times \left| \frac{e^{-\sigma_l^{-2}z}}{-\sigma_l^{-2}} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(-1)^k (m-1)! z^{m-1-k}}{(m-1-k)! (-\sigma_l^{-2})^k} \right|_0^{\Gamma} \\ &= \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m}}{(m-1)!\sigma_l^{2m}} \\ &\quad \times \left| \frac{e^{-\sigma_l^{-2}z}}{-\sigma_l^{-2}} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{\sigma_l^{2k} (m-1)! z^{m-1-k}}{(m-1-k)!} \right|_0^{\Gamma} \\ &= \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m}}{\sigma_l^{2(m-1)}} \left| e^{-\sigma_l^{-2}z} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{\sigma_l^{2k} z^{m-1-k}}{(m-1-k)!} \right|_0^{\Gamma} \\ &= \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^{M_l} \frac{\alpha_{l,m}}{\sigma_l^{2(m-1)}} \left\{ \sigma_l^{2(m-1)} \right. \\ &\quad \left. - e^{-\sigma_l^{-2}\Gamma} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{\sigma_l^{2k} \Gamma^{m-1-k}}{(m-1-k)!} \right\} \end{aligned} \quad (18)$$

3.3 추정 결과의 누적 활용 시의 성능 이득

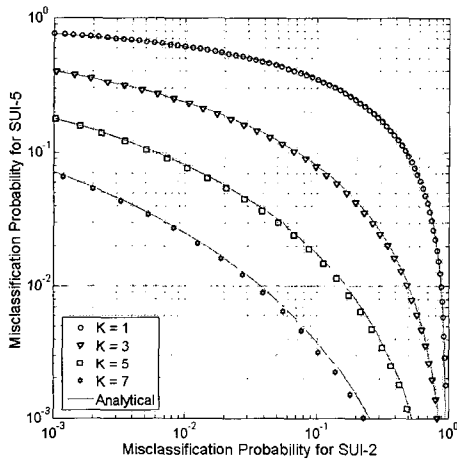
채널 판별 성능을 향상시키기 위해, 다수 번의 추정 결과를 누적하여 문턱값 비교에 활용할 수 있다. 채널 판별 절차를 요약하면 다음과 같다.

㉠ 채널 판별 절차

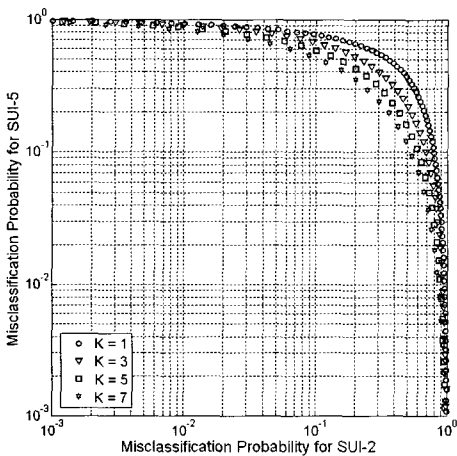
① 채널 전력 지연 분포의 추정

- ② 판별 변수의 계산: $z[k] = \sum_{n=n_1}^{n_2} p[k,n]$ 2)
- ③ K 번의 추정 결과를 활용한 판별 변수 평균값 계산: $\eta_K = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K z[k]$
- ④ 문턱값 (Γ) 판정:
 $\eta_k < \Gamma$ 일 경우 채널 그룹 A로 판정
 $\eta_k \geq \Gamma$ 일 경우 채널 그룹 B로 판정

그림 3(a)에서는 문턱값 Γ 의 변화에 따른 판별 오류 ($P_A(\Gamma), P_B(\Gamma)$)를 좌표평면 상에 ROC 형태로 도시하였다. 그림에서 실선은 식 (17)과 (18)을



(a) 전력 합산 방식



(b) RMS 방식

그림 3. K 의 변화에 따른 판별 성능 ($E_b/N_0=15\text{dB}$)

이용한 이론값이며 심볼로 표시된 값은 모의실험값이다. K 의 증가에 따른 ($K = 1, 3, 5, 7$) 판별오류율을 감소를 확인할 수 있다. 이 때, 전력 지연 분포는 $K > 1$ 인 다수 번의 추정치 누적 시간 동안 불변하는 것으로 가정하였다. 채널 판별 성능의 비교를 위해 전력 지연 분포의 RMS (Root Mean Squared) 값의 계산 [17, ch. 2] 및 문턱값 판별을 수행하는 방식 ('RMS 방식')의 성능을 그림 3(b)에 도시하였다. RMS 방식은 판별 변수로서

$$z'[k] = \sqrt{\frac{\sum_{n=1}^{n_2} (n - \bar{n})^2 p[n]}{\sum_{n=1}^{n_2} p[n]}} \quad (19)$$

를 사용하며, 이 때 \bar{n} 은

$$\bar{n} = \frac{\sum_{n=1}^{n_2} (n p[n])}{\sum_{n=1}^{n_2} p[n]}$$

이다. RMS 방식의 채널 판별 절차는 판별 변수로 $z'[k]$ 를 사용하는 것을 제외하면 위와 동일하다. 그림 3(a)와 (b)의 비교를 통해, 전력 합산 방식의 효율성을 확인할 수 있다. 본 절에서 설명된 방식은 적절한 전력 합산 구간 및 문턱값 등의 파라미터 선정 시 다수의 채널 모델 및 그룹으로 일반화할 수 있으며, 그 경우에도 유도된 오율 수식이 활용될 수 있다.

VI. 결론

무선 채널의 시간 지연 분포 특성 중 하나인 특정 지연 시간 구간에서의 채널 전력합의 분포를 분석하기 위해, 일반화된 카이제곱 pdf를 유도하였고 [식 (13)], 이를 활용하여 전력합산을 활용하는 채널 판별 방식 적용 시의 정확한 오류 확률을 제시하였다 [식 (17)과 (18)]. 복소 정규 분포를 갖는 랜덤 변수들의 제곱의 합으로 정의되는 카이제곱 분포는 채널 모델을 포함한 다양한 경우에서 발생하는 통계적 특성이므로, 제시된 결과 및 그 변형은 관련된 성능 분석에 널리 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고 문헌

[1] J. G. Proakis, *Digital Communications, Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill, 2001.

2) $p[k,n]=n$ 번째 시간 샘플의 k 번째 채널 전력 추정값

- [2] W. C. Y. Lee, *Mobile Communications Engineering*. New York: McGraw-Hill, 1982.
- [3] E. M. Scheuer, "Reliability of an m-out-of-n systems when component failure induces higher failure rates in survivors," *IEEE Trans. Reliability*, vol. 37, no. 1, Apr. 1988.
- [4] S. V. Amari and R. B. Misra, "Closed-form expressions for distribution of sum of exponential random variables," *IEEE Trans. Reliability*, vol. 46, no. 4, pp. 519 - 522, Dec. 1997.
- [5] M. Nakagami, "The m-distribution, a general formula of intensity distribution of rapid fading," in *Statistical Methods in Radio Wave Propagation*, W. G. Hoffman, Ed. Oxford, U.K.: Pergamon, 1960, pp. 3-36
- [6] V. A. Aalo, T. Piboongunon, and G. P. Efthymoglou, "Another look at the performance of MRC schemes in Nakagami-m fading channels with arbitrary parameters," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 53, no. 12, pp. 2002-2005, Dec. 2005.
- [7] M.-S. Alouini, A. Abdi, and M. Kaveh, "Sum of Gamma variates and performance of wireless communication systems over Nakagami fading channels," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 50, no. 6, pp. 1471 - 1480, Nov. 2001.
- [8] G. K. Karagiannidis and N. C. Sagias, "Closed-form statistics for the sum of squared Nakagami-m variates and its applications," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 54, no. 8, pp. 1353-1359, Aug. 2006.
- [9] R. M. Radaydeh and M. M. Matalgah, "Closed form expression for the error performance of noncoherent M-ary orthogonal signals over multi-branch Rayleigh fading channels with arbitrary average fading powers," *IEEE Commun. Lett.*, vol 10, no. 9, pp. 661-663, Sept. 2006.
- [10] A. M. Mathai, "Storage capacity of a dam with gamma type inputs," *Ann. Inst. Statist. Math. (Part A)*, vol. 34, no. 3, pp. 591-597, 1982.
- [11] P. G. Moschopoulos, "The distribution of the sum of independent gamma random variables," *Ann. Inst. Statist. Math. (Part A)*, vol. 37, pp. 541 - 544, 1985.
- [12] C. H. Sim, "Point processes with correlated gamma interarrival times," *Statist. Probability Lett.*, vol. 15, pp. 135 - 141, 1992.
- [13] P. Hoehner, S. Kaiser, and P. Robertson, "Two-dimensional pilot-symbol-aided channel estimation by Wiener filtering," in *Proc. ICASSP'97*, vol. 3, Apr. 1997, pp. 1845-1848.
- [14] IEEE 802.16 Broadband Wireless Access Working Group: *Channel Models for Fixed Wireless Applications*, 23 Feb. 2001.
- [15] Marc Engels, Ed., *Wireless OFDM Systems: How to Make Them Work*. Kluwer, 2002.
- [16] 박민철 외 5인, "광대역 무선통신 시스템에서 채널 시간지연을 추정하기 위한 장치 및 방법," 대한민국 특허 출원번호 10-2005-0073566.
- [17] A. Paulraj, R. Nabar, and D. Gore, *Introduction to Space-Time Wireless Communications*, Cambridge, U.K.: Cambridge Univ. Press, 2003.

박종현 (Jonghyun Park)

준회원



2004년 8월 : 서강대학교 전자공학과 학사

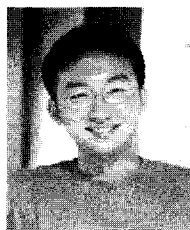
2006년 8월 : 서강대학교 전자공학과 석사

2006년 8월~현재 : 서강대학교 전자공학과 박사과정

<관심분야> 디지털통신, MIMO, 통신 시스템 성능 분석

김재원 (Jaewon Kim)

준회원



2007년 2월 : 서강대학교 전자공학과 학사

2007년 2월~현재 : 서강대학교 전자공학과 석사과정

<관심분야> Transmission Channel, 통신 시스템 성능 분석

송 의 석 (Euisok Song)

준회원



2007년 2월 : 서강대학교 전자
공학과 학사

2007년 2월~현재 : 서강대학교
전자공학과 석사과정

<관심분야> OFDM-MIMO,
DPC, 디지털 통신

성 원 진 (Wonjin Sung)

종신회원



1990년 2월 : 서울대학교 전자
공학과 학사

1992년 5월 : University of Michigan
(EECS) 석사

1995년 12월 : University of
Michigan (EECS) 박사

1996년 1월~2000년 8월 : Hughes
Network Systems사 책임연구원

2000년 9월~현재 : 서강대학교 전자공학과 부교수

<관심분야> 이동무선통신, 통계적통신이론, MIMO,
분산안테나시스템(DAS), 위성모뎀