DBpia

論文 94-19-8-8

Suzuki 페이딩 채널에 대한 광대역 채널 시뮬레이션 알고리즘

正會員 朴 兌 濬* 正會員 朴 洋 守** 正會員 金 炯 明**

Wideband Channel Simulation Algorithm for the Suzuki Fading Channel

Tae Joon Park* Yang Soo Park** Hyung Myung Kim** *Regular Members*

要 約

본 논문에서는 순시 페이딩과 장구간 페이딩의 혼합인 Suzuki 페이딩 채널을 정확히 모사하는 새로운 광대역 채널 시뮬레이션 알고리즘을 제안한다. 제안된 알고리즘은 수신된 반사파들을 Suzuki 분포를 갖는 랜덤 신호로 발생시키며, Gaussian 분포로부터 대수정규 분포로의 변환을 이용함으로써 반사파들의 장구간 페이딩 성분들 사이의 상관 관계를 임의로 조정할 수 있다. 제안된 알고리즘은 시스템의 성능을 시뮬레이션하는데 적용될 수 있다.

ABSTRACT

In this paper we propose a new wideband channel simulation algorithm which exactly simulates the Suzuki fading channel, a mixture of short term and long term fading. Proposed algorithm generates the incoming reflected waves as Suzuki distributed random signals and is possible to arbitrarily adjust the correlations among long term fading components of the incoming waves by using the Gaussian-to-lognormal transformation. Proposed algorithm can be applied to the simulation of the system performance.

I. 서 론

이동 통신은 고정된 하나의 기지국(base station)과 다수의 정지 혹은 이동하는 이동체(mobile unit) 사이에 이루어진다. 이동체에서 수신된 신호는 주위의 건물들로부터 반사된 신호들의 합으로 표시된다[1-3]. 이러한 현상을 다경로 현상(multipath effect)이라고 한다. 이 경우 수신된 신호는 진폭과 위상이

*金星社 映像 MEDIA研究所
GoldStar Image & Media Laboratory
**韓國科學技術院 電氣·電子工學科
Dept. of Electrical and Electronics Eng., KAIST
論文番號 : 9414
接受日字 : 1994年 1月 14日

www.dbpia.co.kr

랜덤하게 변하는 페이딩 현상이 일어난다.

페이딩 현상은 페이딩이 일어나는 영역에 따라 순시 페이딩(short term fading)과 장구간 페이딩(long term fading)으로 나뉜다. 순시 페이딩은 100~400 파장 정도의 영역에서 집, 건물들과 같은 국지적 산란체(local scatterer)들에 의한 다경로 반사파에 의해 발생하며, 장구간 페이딩은 이보다 넓은 영역에서 기지국과 이동체 사이의 지형 특성이나 인위적인 환경에 의한 전송로 손실에 의해 발생한다[1]. 일반적으로 도심 환경에서는 기지국에서 이동체로 직접 오는 신호는 없는 것으로 알려져 있으며, 이 경우 순시 페이딩은 Rayleigh 분포를 가지며 신호의 빠른 변동을 일으킨다. 또한 장구간 페이딩은 대수 정규 분포(lognormal distribution)를 가지며 평균 신호 레벨의 변동을 일으킨다. 결과적으로 실제적인 페이딩의 효과는 순시 페이딩과 장구간 페이딩의 혼합으로 모델링하는 것이 타당하다. 이와 같은 혼합 모델링을 설명하기 위하여 Suzuki는 수신 신호의 통계적 특성을 대수 정규 분포로 변동하는 평균 전력을 갖는 Rayleigh 분포의 형태로써 표시하였다[1]. 이 분포는 Suzuki 분포라고 하며 확률 밀도 함수(probability density function)가 적분 형태로 표시된다. Suzuki 분포는 실제 실험 결과와 잘 맞는 것으로 알려져 있다[2].

다경로 페이딩 채널에서의 시스템의 성능 평가 수단으로 페이딩 채널을 정확히 모사하는 채널 시뮬레이터를 이용하여 실제 통신 시스템을 직접 시뮬레이션하는 방법이 유용하다. 이 방법은 시스템의 성능을 곧바로 알아볼 수 있으며 시뮬레이션 실험 과정에서 얻은 경험에 의해 채널의 성능에 대한 직감을 가질 수 있다는 장점을 가진다. 반면에 측정의 한심성및 정확성에 대해 의심을 가질 수 있다는 점이 지적되고 있으므로[7], 채널의 정확한 모사가 관건이다.

본 논문에서는 수신 신호의 포락선이 Suzuki 분포를 갖는 Suzuki 페이딩 채널을 정확히 모사하며 광대역 신호를 전송하는 경우에 적용할 수 있는 광대역 채널 시뮬레이션 알고리즘을 제안한다. Suzuki 분포의 확률 밀도 함수가 적분 형태이므로 구현이 어려운 관계로 아직까지 Suzuki 페이딩 채널에 대한 시뮬레이션 알고리즘은 제안되지 않았다. 광대역 신호 전송의 경우에 적용되는 채널 모델로는 Turin이 제안한 모델이 널리 사용되며[9], 제안된 시뮬레이션 알고리즘은 이 모델에 근거하여 구현하였다. 광대역 채널 시뮬레이션 알고리즘은 안테나에 도착하는 반사파들의 포락선이 각각 Suzuki 분포를 갖도록 구현하여야 한다.

지금까지의 채널 시뮬레이션 알고리즘에 대한 연구는 서로 다른 도착 경로를 갖는 반사파들 간의 상관 관계는 중요하지 않은 것으로 보아왔다. 그러나 장구간 페이딩 성분의 상관 계수 측정 결과는 시간 지연이 큰 경우(1 [μsec] 이상)에도 반사파들 사이에 상당한 상관 관계가 존재함을 보여준다[5]. 이는 반사파들의 순시 페이딩 성분은 국부 산란에 기인하여 신호의 빠른 변동을 일으키므로, 서로 다른 경로를 가지는 반사파 간에 상관 관계(correlation)가 없는 것으로 모델링 할 수 있는 반면, 장구간 페이딩 성분은 전송로 손실에 의해 신호의 느린 변동을 일으키므로 다른 경로들 간에 큰 상관 관계가 존재하기 때문이다. 따라서 광대역 채널 시뮬레이션 결과가 정확하기 위해서는 반사파들 사이의 상관 관계가 원하는 값을 갖도록 할 수 있는 알고리즘을 개발할 필요가 있다. 이에 대한 연구로써 Hashemi는 상관관계를 고려하여 대수 정규 페이딩을 발생시키는 방법을 제안하였다[3]. Hashemi의 방법은 시간 지연의 차이가 가장 작은 두 반사파 사이의 상관 관계만을 고려하였다. 그러나 장구간 페이딩 성분은 시간 지연이 1 [μsec] 이상으로 큰 경우에도 반사파들 사이에 상당한 상관 관계가 존재한다. 따라서 제안된 알고리즘은 장구간 페이딩 성분이 매우 큰 상관 관계를 가지는 점을 고려하여 상관 관계가 원하는 값을 갖도록 할 수 있는 구조로 구현하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 제 II 장에서 Suzuki 분포, 광대역 채널 모델에 대하여 살펴보고, 제 III 장에서 광대역 채널 시뮬레이션 알고리즘을 제안한다. 제 IV 장에서는 시뮬레이션을 통하여 제안된 알고리즘이 채널을 정확히 모사함을 보였으며, 제 V 장에서 본 논문의 결론을 맺었다.

II. Suzuki 분포및 광대역 채널 모델

도심 이동 통신 환경은 그림 1과 같다. 기지국과 이동체간 거리는 보통 24km 이하이다. 직접파는 없거나 약하며, 이동체에서 수신되는 반사파의 입사각은 전 방향에 걸쳐 균일하게 분포되어 있다[1]. 이 경우 이동 통신 채널은 전송로 손실에 의한 평균 신호 레벨의 느린 변화와 다중 다경로 현상에 의한 신호의 빠른 변동을 일으킨다. 따라서 이동체에서 수신된 신호는 대수 정규 분포를 나타내는 장구간 페이딩 성

www.dbpia.co.kr

분과 Rayleigh 분포를 나타내는 순시 페이딩 성분을 함께 갖는다[1].

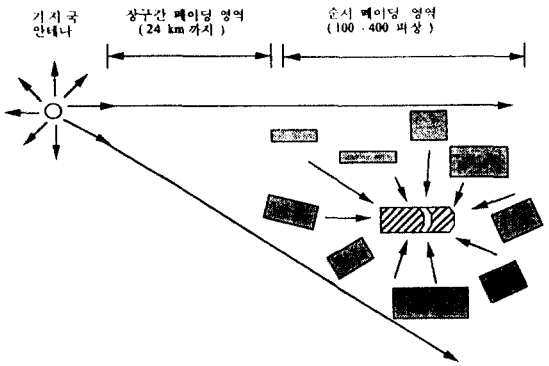


그림 1. 도심 이동통신 환경

1. Suzuki 분포

Suzuki는 수신 신호의 확률 밀도 함수를 대수 정규 분포로 변동하는 평균 전력을 갖는 Rayleigh 분포의 형태로써 표시하였다[4]. 장구간 페이딩과 순시 페이딩이 혼재하는 경우에는 장구간 페이딩에 의해 순시 페이딩의 평균 전력이 확률 변수(random variable)가 된다[6]. 따라서 Suzuki 분포는 장구간 페이딩과 순시 페이딩을 나타내는 두 개의 확률 변수의 joint 확률 밀도 함수로 표시된다. 페이딩에 의한 수신 신호의 감쇄율을 확률 변수 A_k로 나타내며 Rayleigh 분포의 평균 전력에 해당하는 파라미터를 확률 변수 U_k로 표시한다. 이 때 Suzuki 분포의 확률 밀도 함수는 다음과 같이 수식화할 수 있다.

$$p_{A_k}(a_k) = \int_0^{\infty} p(a_k, u_k)\, du_k = \int_0^{\infty} p(a_k \mid u_k)\, p_{U_k}(u_k)\, du_k \quad (1)$$

여기서, a_k, u_k는 각각 확률 변수 A_k, U_k의 매개 변수이며, $p(a_k \mid u_k)$와 $p_{U_k}(u_k)$는 다음과 같이 주어진다[2][4].

$$p(a_k \mid u_k) = \frac{a_k}{u_k} \exp\left(-\frac{a_k^2}{2u_k}\right) \quad (2)$$

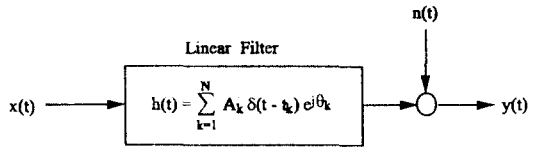


그림 2. 광대역 채널 모델

$$p_{U_k}(u_k) = \frac{10\log_{10} e}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_k\, u_k} \exp\left[-\frac{\{10\log_{10}(u_k/\lambda_k)\}^2}{2\sigma_k^2}\right] \quad (3)$$

Suzuki 분포는 σ_k와 λ_k의 두 파라미터를 갖는다. σ_k는 장구간 페이딩의 효과가 얼마나 심한가를 나타내는 파라미터이며 λ_k는 신호 평균 레벨에 영향을 주는 파라미터이다[1]. Suzuki 분포의 누적 분포 함수(cumulative distribution function)는 다음과 같다.

$$P_{A_k}(a_k) = \int_0^{\infty} \left(1 - \exp\left\{-\frac{a_k^2}{2u_k}\right\}\right) p_{U_k}(u_k)\, du_k \quad (4)$$

2. 광대역 채널 모델

수 MHz 이상의 대역폭을 갖는 광대역(wideband) 신호를 전송할 경우에 광대역 채널 모델이 적용된다. 이 모델은 채널을 다음과 같은 임펄스 응답(impulse response)을 갖는 선형 필터로 모델링하는 방법으로써 Turin에 의해 제안되었다[9]. 이 모델은 그림 2와 같으며 다음과 같은 임펄스 응답을 갖는다.

$$h(t) = \sum_{k=1}^{N} A_k \delta(t - t_k)\, e^{j\theta_k} \quad (5)$$

여기서 N은 수신되는 반사파의 수를 말하며, A_k는 k 번째 반사파의 페이딩에 의한 신호 감쇄율, θ_k는 위상 천이, t_k는 시간 지연을 나타낸다.

광대역 채널 모델에서 이동체의 이동에 의한 Doppler 주파수 천이는 위상 천이 $\{\theta_k\}$로 흡수되어 고려되지 않으며, 대신 반사파들의 도착 시간 지연이 중요해진다[3,9]. 광대역 채널 모델은 어떠한 전송 신호에 대하여도 채널의 임펄스 응답과 전송 신호를 convolution 함으로써 채널의 출력을 구할 수 있다.

Ⅲ. 제안된 시뮬레이션 알고리즘

제 Ⅱ 장에 주어진 광대역 채널 모델에 맞는 채널

www.dbpia.co.kr

시뮬레이터는 그림 3과 같은 tapped-delay line 구조를 갖는다. 채널 시뮬레이터는 $\{A_k\}$, $\{t_k\}$, $\{\theta_k\}$를 주어진 분포에 맞게 발생시키는 문제로 귀결된다. $\{\theta_k\}$는 0에서 2π 사이의 균일 분포를 가지므로 쉽게 만들 수 있다[9]. Suzuki는 각 도착 경로별 시간 지연 $\{t_k\}$의 분포로 Poisson 분포를 수정한 modified Poisson 분포를 제안하였다[1]. 또한 도착 시간을 실험 자료에 근거하여 고정된 값으로 정하는 방법도 사용된다[3]. $\{A_k\}$는 Suzuki 분포를 가지는 것으로 알려져 있으나[4], Suzuki 분포를 갖게하는 방법및 신호간 상관 관계가 원하는 값을 가질 수 있는 방법에 대한 연구가 미약하다. 본 장에서는 확률 밀도 함수가 Suzuki 분포를 가지는 랜덤 신호를 발생시키며, 도착 경로간 상관 관계가 원하는 값을 갖도록 하는 알고리즘을 제안한다.

도착 경로의 수는 이론적으로 무한개이나 지연 시간이 커질 수록 감쇄가 많이되므로 한정된 경로 수를 가정하는데 일반적으로 시뮬레이션을 위해서는 10~12 정도의 경로 수를 가정한다[2]. 본 논문에서는 도착 경로의 수를 N으로 나타낸다. 또한 제안된 방법은 각 도착 경로의 감쇄율에 초점이 맞추어져 있으므로, 도착 시간을 고정된 값으로 시뮬레이션하기로 한다.

제안된 방법은 Rayleigh 분포의 평균 전력이 장구간 페이딩에 의해 대수 정규 분포를 갖는 확률 변수가 된다는 사실로부터, 대수 정규 분포를 갖는 확률 변수를 발생시키고 이 확률 변수를 평균 전력으로 하여 Rayleigh 분포를 발생시키도록 하였으며 대수 정규 분포의 상관계수를 제어할 수 있도록 제안되었다. 이 방법은 Gaussian 분포로부터 대수 정규 분포로의 변환을 이용하는 것이다.

알고리즘의 구조는 다음과 같다. 알고리즘은 서로 다른 도착 경로를 갖는 반사파들을 각각 Suzuki 분포를 갖는 확률 변수로 취급한다. 또한 이 확률 변수들을 랜덤 벡터로 취급하여 함께 발생시킨다. 우선 0에서 1사이의 균일 분포 발생기로부터 평균이 0이고 분산이 1인 백색 Gaussian 분포를 발생시키고, 백색 Gaussian 분포로부터 선형 변환(linear transform)에 의해 평균이 0이고 주어진 상관 관계를 갖는 Gaussian 분포로 변환한다. 이 과정을 제 1절에 설명한다. Gaussian 분포의 상관 관계는 Gaussian 분포를 대수 정규 분포로 변환하였을 때 대수 정규 분포의 상관 관계가 원하는 값을 가질 수 있는 값이어야 한다. 따라서 Gaussian 분포와 대수 정규 분포의 상관 관계 사이의 관계식이 필요하다. 이 관계식의 유도는 제 3절에 보였다. 발생된 Gaussian 분포를 대수 정규 분포로 변환하는 과정을 제 2절에서 설명한다. 최종적인 Suzuki 분포는 이미 발생된 대수 정규 분포와 0에서 1사이의 균일 분포 발생기를 이용하여 발생시킨다. 이 과정이 제 4절에 설명되어 있다. 또한 전체적인 알고리즘의 순서도를 제 5절에서 보였다.

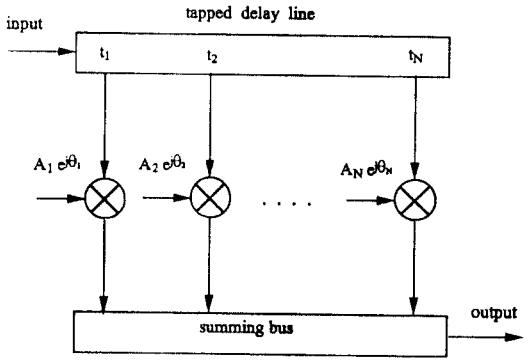


그림 3. 채널 시뮬레이터의 구조

1. Gaussian 분포의 발생 방법

원하는 상관 관계를 갖는 Gaussian 분포를 도착 경로별로 X_1, X_2, …, X_N으로 표시한다. X_k는 평균이 0인 Gaussian 분포이며, X_k와 X_l의 상관 관계가 $R_X(k, l)$이다. W_1, W_2, …, W_N이 평균이 0이고 분산이 1인 백색 Gaussian 잡음이라고 하면, W_k는 0에서 1사이의 균일 분포 Z_1, Z_2로부터 다음과 같은 변환에 의해 발생시킬 수 있다[10].

$$W_k = \sqrt{-2\ln Z_1}\cdot\cos(2\pi Z_2), \quad k = 1, 2, \cdots, N \tag{6}$$

W_1, W_2, …, W_N으로부터 X_1, X_2, …, X_N을 발생시키기 위해서 다음과 같은 랜덤 벡터를 정의한다.

$$\vec{W} = [W_1\ W_2\ \cdots\ W_N]^t \tag{7}$$

$$\vec{X} = [X_1\ X_2\ \cdots\ X_N]^t \tag{8}$$

두 랜덤 벡터의 상관 관계 행렬(correlation matrix) R_W, R_X는 다음과 같이 표시된다.

$$R_W = E[\vec{W}\cdot\vec{W}^t] = I \tag{9}$$

www.dbpia.co.kr

$$\mathbf{R}_X = E\{\vec{X} \cdot \vec{X}^T\}$$

$$= \begin{bmatrix} R_X(1,1) & R_X(1,2) & \cdots & R_X(1,N) \\ R_X(2,1) & R_X(2,2) & \cdots & R_X(2,N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ R_X(N,1) & R_X(N,2) & \cdots & R_X(N,N) \end{bmatrix} \quad (10)$$

$\vec{W}$가 상관 관계 행렬이 $\mathbf{R}_W$로 주어지는 jointly Gaussian 랜덤 벡터이면, $\vec{W} = \mathbf{A}\vec{W}$는 상관 관계 행렬이 $\mathbf{R}_X = \mathbf{A}\mathbf{R}_W\mathbf{A}^T = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$로 주어진다. 따라서 주어진 $\mathbf{R}_X$에 대하여 $\mathbf{R}_X = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$를 만족하는 행렬 $\mathbf{A}$를 찾는 문제로 귀결된다[11]. $\mathbf{R}_X$는 Hermitian 행렬이며 nonnegative definite이므로 다음과 같이 eigenvalue decomposition으로 표시할 수 있다.

$$\mathbf{R}_X = \mathbf{P} \cdot \mathbf{D} \cdot \mathbf{P}^T \quad (11)$$

여기서 $\mathbf{D}$는 $\mathbf{R}_X$의 eigenvalue로 구성되는 diagonal 행렬이다. 또한 $\mathbf{P}$는 행렬의 column들이 정규직교(orthonormal)인 eigenvector들로 구성되는 행렬이다. 따라서

$$\mathbf{A} = \mathbf{P}\mathbf{D}^{1/2} \quad (12)$$

로 둘 수 있으며, $\vec{X}$와 $\vec{W}$ 사이의 변환은 다음 식으로 나타난다.

$$\vec{X} = \mathbf{A} \cdot \vec{W} \quad (13)$$

2. 대수 정규 분포의 발생 방법

장구간 페이딩을 나타내는 확률 변수를 도착 경로별로 $U_1, U_2, \cdots, U_N$으로 나타낸다. 또한 $\lambda_1, \lambda_2, \cdots, \lambda_N$ 및 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$이 각각 도착 경로별로 dB 단위로 측정된 평균과 분산을 표시하며, 도착 경로별 시간 지연은 $t_1, t_2, \cdots, t_N$이다. 이 때, U_k는 λ_k와 σ_k를 파라미터로 갖는 대수 정규 분포를 가진다. U_k의 확률 밀도 함수는 (3) 식으로 주어진다. σ_k, λ_k 및 t_k에 대한 측정 결과는 참고 문헌 [5]에 의하면 표 1과 같다.

$U_1, U_2, \cdots, U_N$이 장구간 페이딩 성분이 되므로 U_k와 U_l 사이에는 상관 관계가 존재한다. U_k와 U_l 사이의 상관 관계를 $R_U(k, l)(=E\{U_kU_l\})$로 상관 계수를 $\rho_U(k, l)$로 표시한다. 서로 다른 도착 경로를 갖는 두 반사파의 장구간 페이딩 성분 사이의 상관 계수는 두 반사파의 시간 지연의 차이의 함수이다. 참고 문헌 [5]에 상관 계수를 시간 지연의 차이의 함수로 측정한 결과가 제시되어 있으며 표 2와 같다.

Gaussian 분포 X_k로부터 대수 정규 분포 U_k로의 변환은 다음과 같다.

$$U_k = \lambda_k \exp(X_k), \quad k = 1, 2, \cdots, N \quad (14)$$

여기서 윗 식과 같은 변환으로부터 X_k의 확률 밀도 함수를 유도하여 보면, X_k의 분산은 다음 조건을 만족시킨다.

$$\sigma_{X_k}^2 = E\{X_k X_k\} = \left(\frac{\sigma_k}{10\log_{10} e}\right)^2 \quad (15)$$

표 1. 채널 파라미터

k	t_k [μsec]	σ_k	λ_k
1	0.0	2.0277	1.0000
2	0.1	1.9253	0.5708
3	0.4	1.6982	0.2698
4	0.7	1.8989	0.2304
5	1.0	1.8578	0.1841
6	1.6	1.5399	0.1340
7	2.0	1.5560	0.1281
8	2.3	1.8989	0.1297
9	3.6	1.3122	0.1012
10	5.9	1.3032	0.0931
11	9.4	1.4774	0.0985
12	10.0	1.4876	0.0959

표 2. 장구간 페이딩 성분의 상관 계수

$t_1 - t_k$ [μsec]	$\bar{\rho}_U$	$t_1 - t_k$ [μsec]	$\bar{\rho}_U$
0.0	1	0.6	0.43
0.1	0.66	0.7	0.40
0.2	0.48	0.8	0.37
0.3	0.44	0.9	0.33
0.4	0.41	1.0	0.29
0.5	0.41		

여기서 변환이 지수 함수 형태를 갖는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 대수 정규 분포의 상관 관계를 유도하는데 Gaussian 분포의 characteristic function을 이용할 수 있다. 결국 Gaussian 분포에서 대수 정규 분포로의 변환이 지수 함수 형태인 것을 이용함으로써 상관 관계에 대한 제어가 가능해 지는 것이다.

www.dbpia.co.kr

3. Gaussian 분포와 대수 정규 분포의 상관 관계 사이의 관계식

대수 정규 분포의 상관 관계를 직접 다룰 수 없으므로, Gaussian 분포로부터 대수 정규 분포로의 변환을 이용하는 것이 제안된 알고리즘의 기초가 된다. 즉 변환이 지수함수의 형태인 것을 이용하여 대수 정규 분포의 상관 관계를 유도하는데 Gaussian 분포 joint characteristic function을 이용한다.

Gaussian 분포는 제 1절로부터 $X_1, X_2, \cdots, X_N$으로 나타낸다. X_k의 평균은 0이고, 분산은 (15) 식의 $\sigma_{X_k}^2$이다. 또한 X_k와 X_l간의 상관 관계를 $R_X(k, l)(=E\{X_k X_l\})$로 표시한다. Gaussian 분포로부터 대수 정규 분포로의 변환은 (14) 식으로 주어진다. 이 때, $\rho_l(k, l)$로부터 $R_X(k, l)$를 얻을 수 있어야 상관 관계가 $R_X(k, l)$인 $X_1, X_2, \cdots, X_N$의 발생이 가능하다. 따라서 $\rho_l(k, l)$과 $R_X(k, l)$ 사이의 관계식이 필요하다.

(14) 식을 보면, X_k로부터 U_k로의 변환이 지수 함수의 형태이므로, X_k와 X_l의 joint characteristic function을 이용하면 관계식의 유도가 가능하다. X_k와 X_l의 joint characteristic function은 다음과 같이 쓸 수 있다[10].

$$\Phi_{X_k X_l}(\omega_1, \omega_2) = E\{\exp[j(\omega_1 X_k + \omega_2 X_l)]\} = \exp\left\{-\frac{1}{2}[\omega_1, \omega_2]\begin{bmatrix}\sigma_{X_k}^2 & R_X(k, l)\\ R_X(k, l) & \sigma_{X_l}^2\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\omega_1\\ \omega_2\end{bmatrix}\right\} \tag{16}$$

(16) 식의 $\Phi_{X_k X_l}(\omega_1, \omega_2)$를 이용하여 $R_l(k, l)$을 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} R_X(k, l) &= E\{U_k U_l\} \\ &= \lambda_k \lambda_l \Phi_{X_k X_l}(-j, -j) \\ &= \lambda_k \lambda_l \exp\left\{\frac{1}{2}\sigma_{X_k}^2\right\}\exp\left\{\frac{1}{2}\sigma_{X_l}^2\right\}\exp\{R_X(k, l)\} \end{aligned} \tag{17}$$

$\rho_l(k, l)$과 $R_X(k, l)$의 관계식으로 변환하기 위해서는 U_k의 평균과 분산이 필요하다. U_k의 평균, m_k는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} m_k &= E\{U_k\} \\ &= \int_0^\infty \frac{10\log_{10} e}{\sqrt{2\pi}\sigma_k}\exp\left[-\frac{\{10\log_{10}(u_k/\lambda_k)\}^2}{2\sigma_k^2}\right]du_k \end{aligned}$$

다음과 같이 변수 변환을 하면,

$$t = \frac{10\log_{10}(u_k/\lambda_k)}{\sigma_k}$$

이 때,

$$u_k = \lambda_k \exp\left\{\frac{\sigma_k t}{10\log_{10} e}\right\} = \lambda_k \exp(\sigma_{X_k} t)$$

$$du_k = \lambda_k \sigma_{X_k}\exp(\sigma_{X_k} t)\,dt$$

m_k는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} m_k &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\cdot\int_0^\infty \lambda_k \exp(\sigma_{X_k} t)\exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right)dt \\ &= \lambda_k \exp\left(\frac{1}{2}\sigma_{X_k}^2\right) \end{aligned} \tag{18}$$

마찬가지 방법으로 $E\{U_k^2\}$을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} E\{U_k^2\} &= \int_0^\infty \frac{10\log_{10} e}{\sqrt{2\pi}\sigma_k} u_k \\ &\qquad \exp\left[-\frac{\{10\log_{10}(u_k/\lambda_k)\}^2}{2\sigma_k^2}\right]du_k \\ &= \lambda_k^2 \exp(2\sigma_{X_k}^2) \end{aligned} \tag{19}$$

(18), (19) 식으로부터, U_k의 분산, $\sigma_{U_k}^2$를 구하면,

$$\sigma_{U_k}^2 = \lambda_k^2 \exp(\sigma_{X_k}^2)\{\exp(\sigma_{X_k}^2) - 1\} \tag{20}$$

(17), (18), (20) 식으로부터 $\rho_l(k, l)$를 구하면,

$$\begin{aligned} \rho_l(k, l) &= \frac{R_l(k, l) - m_k m_l}{\sigma_{U_k}\sigma_{U_l}} \\ &= \frac{\exp(R_X(k, l)) - 1}{\sqrt{\exp(\sigma_{X_k}^2) - 1}\sqrt{\exp(\sigma_{X_l}^2) - 1}} \end{aligned} \tag{21}$$

$R_X(k, l)$에 대하여 정리하면,

www.dbpia.co.kr

$$R_X(k, l) =$$

$$\ln\left[1+\rho_U(k, l)\sqrt{\exp(\sigma_{X_k}^2)-1}\sqrt{\exp(\sigma_{X_l}^2)-1}\right] \tag{22}$$

따라서 $\rho_U(k, l)$이 주어졌을 때, (22) 식을 이용하여 $R_X(k, l)$을 얻을 수 있으며, 상관 관계가 $R_X(k, l)$이 되도록 $X_1, X_2, \cdots, X_N$을 발생시킨 뒤, (14) 식의 변환에 의해 $U_1, U_2, \cdots, U_N$을 발생시키면 된다.

4. Suzuki 분포의 발생 방법

신호 감쇄율을 dB 단위로 측정하였을 때의 평균과 분산이 지연 시간에 따라 변화한다. 따라서 감쇄율은 도착 경로별로 다른 파라미터를 갖는 Suzuki 분포로 볼 수 있다. 도착 경로별 감쇄율을 $A_1, A_2, \cdots, A_N$으로 나타내면 A_k의 확률 분포는 (1) 식으로 주어진다. U_k를 평균 전력으로 갖는 Suzuki 분포 A_k는 (2) 식과 같은 확률 분포를 가진다. 이 때 A_k는 U(0, 1)인 균일 분포 Z_3으로부터 다음과 같은 변환에 의해 발생시킨다[11].

$$A_k = \sqrt{-2U_k \cdot \ln(1-Z_3)} \tag{23}$$

따라서 U_k를 (14) 식의 변환에 의해 (3) 식과 같은 분포가 되도록 발생시킨뒤 (23) 식의 변환에 의해 Suzuki 분포를 발생시킬 수 있다.

5. 알고리즘

지금까지 앞 절에서 제시된 방법들을 정리하면 다음과 같은 알고리즘을 얻을 수 있다. M개의 랜덤 벡터를 발생시킨다고 할 때, m번째 발생된 랜덤 벡터를 다음과 같이 나타낸다.

$$\vec{W}(m) = [W_1(m)\ \ W_2(m)\ \ \cdots\ \ W_N(m)]^T$$

$$\vec{X}(m) = [X_1(m)\ \ X_2(m)\ \ \cdots\ \ X_N(m)]^T$$

$$\vec{U}(m) = [U_1(m)\ \ U_2(m)\ \ \cdots\ \ U_N(m)]^T$$

$$\vec{A}(m) = [A_1(m)\ \ A_2(m)\ \ \cdots\ \ A_N(m)]^T$$

이 알고리즘의 순서도는 그림 4와 같다.

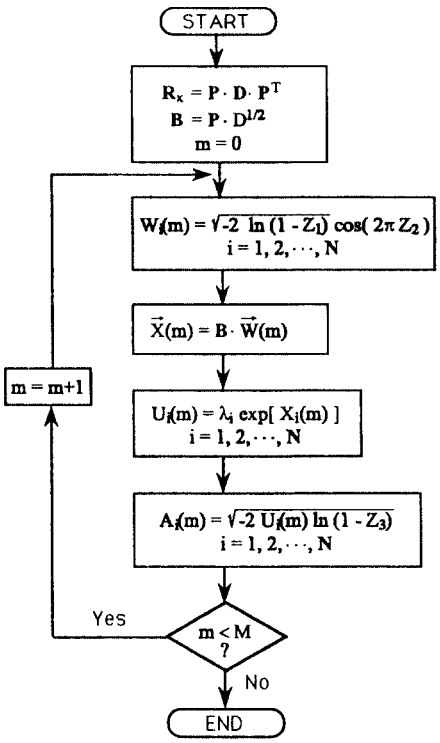


그림 4. 제안된 알고리즘의 순서도

Ⅳ. 시뮬레이션

표 1에 주어진 파라미터들을 사용하여 시뮬레이션 하였다. $\rho_U(k, l)$은 U_k와 U_l의 시간 지연의 차이 $|t_k - t_l|$이 1 [μsec] 이상인 경우에는 0으로 놓았으며, 1 [μsec] 이하일 때에는 표 2에 주어진 값을 이용하였다. 신호는 도착 경로의 신호들을 랜덤 벡터로 한꺼번에 발생시켰다. 랜덤 벡터 10000 샘플로부터 다음의 결과를 얻었다.

첫째로 각 도착 경로별로 제안된 알고리즘에 의해 발생된 확률 변수들이 Suzuki 분포를 갖는 것을 확인하였다. k번째 도착 경로 U_k의 이론적인 누적 분포 함수는 (4) 식으로 주어진다. 그림 5에서 Suzuki 분포의 이론적인 누적 분포 함수 $P_{U_k}(a_k)$와 제안된 알고리즘에 의해 발생된 신호들로부터 측정된 누적 분포 함수들을 몇 개의 경로에 대해 보였다. 누적 분포 함수의 이론치와 측정치가 거의 일치함을 볼 수 있다. 따라서 제안된 알고리즘은 Suzuki 분포를 비슷하게 발생시킨다고 할 수 있다.

www.dbpia.co.kr

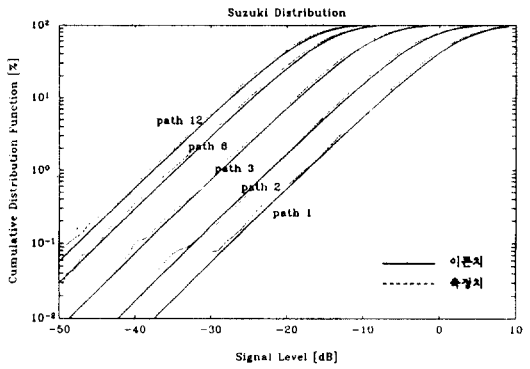


그림 5. k번째 도착 경로 A_k의 Cumulative Distribution Function

두번째로 제안된 알고리즘은 장구간 페이딩 U_k가 임의의 상관 관계를 가지는 경우에 대한 모사가 가능함을 확인하였다. 앞 절에서 유도된 Gaussian 분포와 대수 정규 분포 사이의 상관 관계 사이의 관계식이 옳음을 확인한 것이 그림 6이다. 장구간 페이딩의 상관 계수는 표 2에 주어져 있으며, 이를 제안된 알고리즘에 의해 발생된 신호들로부터 측정된 값과 비교한다. 상관 관계의 추정값은 다음과 같은 maximum likelihood 추정에 의해 계산한다.

$$\hat{\mathrm{R}}_U = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^{M} \vec{U}(m) \cdot \vec{U}^T(m) ; \qquad (24)$$

위의 상관 관계 행렬의 추정치로부터 상관 계수를 계산하여 표 1의 상관 계수값과 비교한 것이 그림 6이며 거의 일치하고 있다.

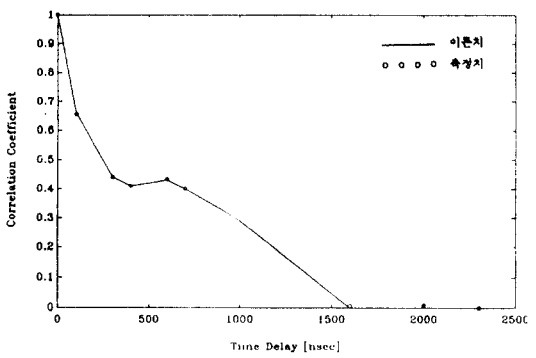


그림 6. 장구간 페이딩의 상관 관계, $\rho_U(|t_i - t_k|)$

마지막으로 채널 시뮬레이터의 성능 평가를 위한 수단으로써 전력대 지연 시간 profile이 이론치와 일치함으로 확인하였다. 전력대 지연 시간 profile은 지연 시간별 신호의 평균 전력을 나타낸다. 시뮬레이션 환경은 반사파의 도착 시간 지연을 랜덤이 아닌 상수로 고정시켰으며 지연 시간별로 λ_k와 σ_k가 있으므로 이를 이용하여 지연 시간별 신호의 평균 전력에 대한 이론치를 유도할 수 있다. 지연 시간별 확률 밀도 함수가 (1) 식으로 주어지므로 k 번째 도착경로의 평균 전력은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P(k) &= \frac{1}{2} E[A_k^2] \\ &= \frac{1}{2} \int_0^\infty a_k^2 p_{A_k}(a_k)\, da_k \\ &= \frac{1}{2} \int_0^\infty \left\{ \int_0^\infty a_k^2 p(a_k|u_k)\, da_k \right\} p_{U_k}(u_k)\, du_k \\ &= \lambda_k \exp\left(\frac{1}{2} \sigma_{X_k}^2 \right) \end{aligned} \qquad (25)$$

$P(k)$는 σ_k와 λ_k의 함수이다. 이론치는 표 (1)에 주어진 σ_k와 λ_k 값을 사용한다. 그림 7은 제안된 알고리즘의 전력대 시간 지연 profile이 이론치와 서로 일치함을 보여준다. 그림 7에서 시간 지연이 증가하여도 평균 전력이 더이상 감소하지 않는 이유는 σ_k와 λ_k의 측정시 잡음이 첨가되어 있기 때문이다.

V. 결 론

본 논문에서는 광대역 신호 전송의 경우에 대해 Suzuki 페이딩 채널을 시뮬레이션 할 수 있는 알고리즘을 제안하였다. 시뮬레이터는 실제 채널 시뮬레이션에 의해 얻어진 실과의 정확성에 의문이 제기될 수 있기 때문에 실제 채널에 대한 정확한 모사가 중요하다. Suzuki 분포의 확률 밀도 함수가 적분 형태이므로 확률 변수 발생의 구현이 어려우나 제안된 알고리즘은 이를 가능하도록 하였다. 또한 반사파들의 장구간 페이딩 성분 상호간의 상관 관계가 원하는 값이 되도록 확률 변수를 발생시키도록 구현하였다. 이를 위하여 Gaussian 분포에서 대수 정규 분포로의 변환을 도입하였다. 즉 이 변환이 지수 함수 형태이므로 Gaussian 분포의 characteristic function을 이용하여 Gaussian 분포와 대수 정규 분포의 상관 관계 사이의 관계

www.dbpia.co.kr

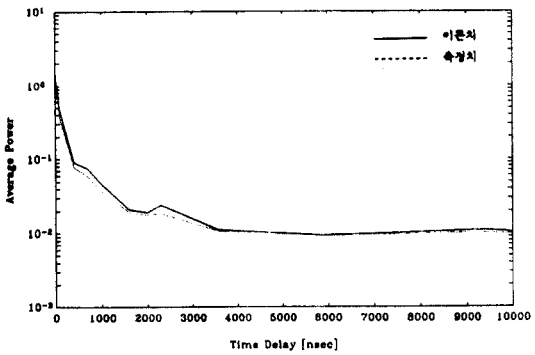


그림 7. 전력대 지연 시간 profile

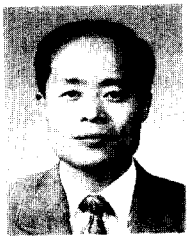
식을 유도하여 상관 관계에 대한 제어를 가능하게 하였다. 제안된 알고리즘은 광대역 이동 통신 단말기 개발및 비트 오류 확률 산출에 적용이 가능하다.

참 고 문 헌

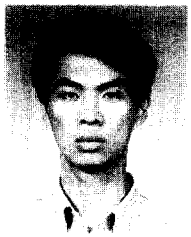
1. W. C. Y. Lee, *Mobile Communications Design Fundamentals*, New York, Wiley-Interscience, 1993.
2. J. D. Parsons, *The Mobile Radio Propagation Channel*, New York, Wiley, 1992.
3. W. C. Jakes, *Microwave Mobile Communications*, New York, Wiley-Interscience, 1974.
4. H. Suzuki, "A statistical model for urban radio propagation," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 25, pp. 673-680, July 1977.
5. A. M. D. Turkmani, D. A. Demery, and J. D. Parsons, "Measurement and modelling of wideband mobile radio channels at 900 MHz," *IEE Proc. I*, vol. 138, pp. 447-457, Oct. 1991.
6. W. P. Yung, "Probability of bit error for MPSK modulation with diversity reception in Rayleigh fading and log-normal shadowing channel," *IEEE Trans. Commun.*, vol. 38, pp. 933-937, July 1990.
7. L. C. Palmer, "Computer modeling and simulation of communications satellite channels," *IEEE Journal on Selected Areas in Commun.*, vol. 2, pp. 89-102, Jan. 1984.
8. H. Hashemi, "Simulation of the urban radio propagation channel," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 28, pp. 213-225, Aug. 1979.
9. G. L. Turin, *et. al.*, "A statistical model of urban multipath propagation," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. 21, pp. 1-9, Feb. 1972.
10. A. Papoulis, *Probability, Random Variables, and Stochastic Processes*, New York, McGraw-Hill, 1991.
11. A. Garcia, *Probability and Random Processes for Electrical Engineering*, Reading, Massachusetts, Addison-Wesley, 1989.

www.dbpia.co.kr

朴 兌 濬(Tae Joon Park) 정회원
1969년 11월 5일 생
1992년 2월 : 홍익대학교 전기·제어공학과(공학사)
1994년 2월 : 한국과학기술원 전기및 전자공학과(공학석사)
1994년 ~ 현재 : 금성사 영상 Media 연구소 연구원
※주관심분야 : 이동통신 신호처리



金 炯 明(Hyung Myung Kim) 정회원
1952년 10월 24일 생
1974년 2월 : 서울대학교 공학사
1982년 4월 : 미국 Pittsburgh대학 전기공학과 석사
1985년 12월 : 미국 Pittsburgh대학 전기공학과 박사
1986년 1월 ~ 1992년 8월 : 한국과학기술원 전기및 전자공학과 조교수
1992년 9월 ~ 현재 : 한국과학기술원 전기및 전자공학과 부교수
※주관심분야 : 디지탈신호와 영상처리, 다차원 시스템 이론, 비디오신호, 전송통신 이론, 이동통신 기술분야



朴 洋 守(Yang Soo Park) 정회원
1965년 10월 22일 생
1988년 2월 : 한국항공대학 항공전자공학과(공학사)
1990년 2월 : 한국과학기술원 전기및 전자공학과(공학석사)
1990년 3월 ~ 1992년 8월 : 한국통신 서울전사교환운용연구단 전임연구원
1992년 9월 ~ 현재 : 한국과학기술원 전기및 전자공학과 박사과정
※ 주관심분야 : 디지탈신호처리, 최적신호처리, 이동통신 시스템

www.dbpia.co.kr