

論 文

아날로그 정합 필터를 이용한 버스트 형 직렬  
탐색 DS-SS 초기 동기 시스템의 성능 분석

正會員 李 東 旭\* 正會員 金 亨 根\*\* 正會員 黃 金 燦\*

A Performance Analysis of Burst-format  
Serial Search DS-SS Acquisition System  
Using Analog Matched Filter

Dong Wook LEE\*, Hyeong Geun KIM\*\*, Keum Chan WHANG\* *Regular Members*

**要 約** 본 논문에서는, 정합필터를 이용한 버스트형 직렬탐색 직렬 시퀀스 스프레드 스펙트럼 확산(DS-SS : direct-sequence spread-spectrum) 초기 동기 시스템의 성능 분석방법을 제안하였고, 이 방법을 이용하여 아날로그 정합 필터를 이용한 초기 동기 시스템의 성능을 분석하였다. 특히 사용한 코드의 자기 상관 사이드로브가 초기 동기 시스템의 성능에 미치는 영향을 고려하였다. 성능 분석 방법으로는, 시간에 따른 시스템의 상태를 구성하고, 오보류와 검출률, 그리고 blocked customers cleared(BCC) queueing 시스템 모델에서 얻은 시스템의 분포를 시스템의 상태도에 적용함으로써, 임의의 시간에 도달하는 패킷을 잃을 확률을 얻는다.

성능 분석 결과, 코드의 자기 상관 사이드로브에 의해 발생하는 오보는 직렬 탐색을 사용하는 버스트 형 DS-SS 초기 동기 시스템의 성능에 큰 영향을 미쳤으며, 특정한 SNR / chip 이상에서는 SNR / chip이 기선속률 초기 동기 시스템의 성능이 크게 저하되었다.

**ABSTRACT** In this paper, an analysis approach for the performance of serial search burst-format direct sequence spread-spectrum (DS-SS) code acquisition system using matched filter is presented. And an acquisition system using analog matched filter is analyzed by this approach. And special consideration is focused on the effect of the code autocorrelation sidelobes.

The basic idea of this approach is the construction of state transition diagram at the time of random packet arrival and the calculation of the packet loss probability, which is developed in terms of the following parameters : the false alarm probability, the detection probability, and the probability of receiver blocking obtained from the blocked customers cleared (BCC) queueing system model.

The analysis results reveal that the performance of the acquisition system is degraded by the effect of the code autocorrelation sidelobes above a certain value of SNR / chip.

I. 서 론

직접 시퀀스 스펙트럼 확산(DS-SS : direct-sequence spread-spectrum) 통신은 채널에서의 다중 경로 페이딩에 강하고, 전송시 스펙트럼의 전력 밀도가 낮아 다른 통신 채널에 간섭을 적게 줄 뿐 아니라, 최근에는 코드 분할 다중 접속(CDMA : code division multiple access)을 이용

하여 이동 무선 통신 채널의 효율을 높일 수 있는 변조 방법으로 인정받고 있다[1].

이와 같은 DS 신호를 수신하기 위해서는 우선 초기 동기가 이루어 져야한다. DS-SS에서 초기 동기의 개념은 수신 의사 잡음(PN : pseudonoise) 코드와 기준 PN 코드의 위상 차를 1코드 칩 이내로 맞추는 것이다[2].

현재 SS 초기 동기 시스템의 성능 분석에 많이 사용하고 있는 방법은 Polydoros와 Weber [3]등이 제안한 방법이다. 이 방법은 시간 분할 다중 접속(TDMA : time division multiple

\* 延世大學 電氣工學科  
Dept. of Electrical Engineering, Yonsei University

\*\* 現代電子 産業電子研究所  
論文番號 : 91-66(接受1991. 1. 3)

access) 과 같은 연속형 신호 전송인 경우에 대한 성능 분석 방법으로, 초기 동기에 걸리는 평균 시간을 구하는 데에 초점을 두었다. 그리고 CDMA와 같이 버스트 형 신호 전송인 경우에는 이 초기 동기에 걸리는 시간의 분포를 구하여, 그 시간이 제한 시간보다 작을 확률을 성능 분석의 척도로 사용하였다. 그러나 버스트형 신호 전송인 경우에는, 패킷의 앞 부분에 초기 동기를 위한 전치 부호를 할당한다. 그러므로 버스트형인 경우에는 초기 동기에 이르는 시간을 구하는 것이 무의미한 일이다.

이와는 달리 Kowatsch[4]는 버스트 형 DS-SS 초기 동기 시스템의 성능 분석 시 버스트 형 신호 전송의 특성에 맞는 성능 분석의 척도(패킷 손실 확률)를 사용하였다. 그러나 이 방법은 surface acoustic wave(SAW) convolver를 이용한 특정한 구조의 초기 동기 시스템과, 특정한 코드에만 적용할 수 있어 많이 사용되지는 않고 있다.

본 논문에서는 Kowatsch[4]의 방법을 일반화하여, 여러가지 구조의 직렬 탐색을 사용하는 버스트 형 DS-SS 초기 동기 시스템의 성능 분석에 적용하기 위한 성능 분석 방법을 제안하였고, 이를 아날로그 정합 필터 검출기를 사용하는 시스템에 적용하였다. 특히 코드의 자기 상관 사이드로브가 성능에 미치는 영향을 고려하였다. 버스트 형 DS-SS 초기 동기 시스템에서는 신호의 크기에 대한 정보가 없이 신호를 검출하여야 하므로, 코드의 자기 상관 사이드로브에 의한 오보의 영향을 심하게 받는다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II 절에서는 본 논문에서 사용한 시스템 모델에 대한 설명을 하고, III 절에서는 본 논문에서 제안한 성능 분석 방법과 함께, II 절의 시스템 모델의 성능을 분석하였다. IV 절에서는 시스템의 성능 분석 결과를 수록, 분석하고, V 절에 결론을 수록하였다.

## II. 시스템 개요

패킷은  $L_p$  비트의 전치 부호 뒤에, 프로토콜을

위한 헤더와 정보로 이루어진  $L_D$ 비트의 데이터로 구성되어 있다. T초의 길이를 갖는 전치 부호와 데이터의 각 비트는, M칩의 PN코드(칩 주기:  $T_C$ 초)로 스펙트럼 확산시킨다.

그림 1은 본 논문에서 사용한 직렬 탐색 버스트형 DS-SS 초기 동기 시스템 모델이고, 그림 2는 시스템의 세어 흐름이다. 초기 동기는 탐색 과정과 확인 과정으로 나뉘어 수행된다. 입력 신호는 아날로그 탭 지연선, 래치, 시프트 레지스터, 포락선 검파기로 이루어진 PN-정합 필터(PN MF: PN matched filter) 검출기를 거친후 그 출력을 문턱 전압 R과 비교한다. 이 PN-MF 검출기의 동작은 [3]에 잘 설명되어 있다. 탐색 과정에서는 표본이 문턱 전압 보다 큰 경우를 찾는다. 만일 표본이 문턱 전압 보다 크다면, 이 순간을 두 PN 코드의 위상차가  $\pm \frac{1}{2}T_C$ 이내의 경우(H<sub>1</sub> 상태)라 가정한다. 그리고 이 가정을 확인하기 위하여 레이다 등에서 많이 사용하는 coincidence detection(CD)를 수행한다. 이를 확인 과정이라 한다. 탐색 과정에서 선택한 위상에 대하여 T초 마다 독립적인 A번의 검출을 시도하여 B번 이상 표본이 문턱 전압보다 크다면, 초기 동기가 된 것으로 판단하고 미세동기와 데이터 복조를 수행한다. 그렇지 못한다면, 시스템을 초기화하고, 다시 탐색과정을 수행한다.

## III. 성능 분석

### 1. 봉쇄 확률

그림 1에서 검출기의 출력을 표본하는 주기  $\tau_D \Delta \cdot T_C$ 이고, 여기서  $\Delta-1$ 을 표본율이라 한다.

본 논문에서는 상태 m과 시간 t의 관계를 다음과 같이 정의하였다.

$$t = t_{arr} + (a + m \cdot \Delta) \cdot T_C. \quad (1)$$

여기서  $t_{arr}$ 는 패킷이 도달하는 시간, a는 송·수신단 간의,  $T_C$ 로 표준화된 클락오차로, 0과  $\Delta$ 사이의 값이다. 본 논문에서는 PN-MF 검출기

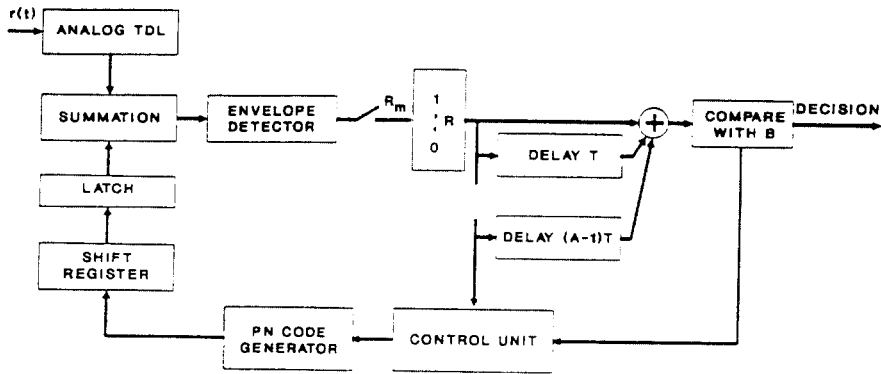


그림 1. 아날로그 정합필터를 이용한 버스트 형 DS-SS 초기동기 시스템  
Fig. 1. Burst format DS-SS acquisition system using analog matched filter

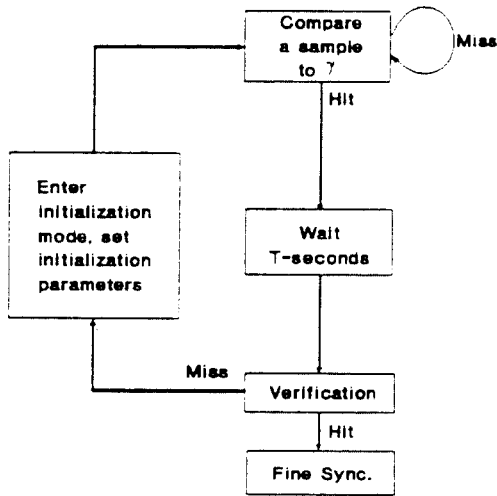


그림 2. 버스트형 직렬 탐색 DS-SS 초기동기 시스템의 제어 흐름도  
Fig. 2. Flow graph of control strategy of burst format serial search DS-SS acquisition system

출력의 이웃하는 표본은 서로 독립이라 가정하였다. 이 가정은 각 상태에서 표본과 문턱 전압과의 비교하는 것을 이산 Markov 처리 과정으로 생각하기 위한 것이다.  $\Delta$  '이 1인 경우는 이 가정이 성립하지만, 2이상인 경우에는 독립에 근사하다[3]. 본 논문에서는 보통 많이 사용하는 2중 표본율로 택하였다.

그림 3에서  $T_{FA}$ 는 수신기가 봉쇄되는 평균

시간이고,  $\tau_D / T_{FA}$ 는 임의의 순간 수신기가 봉쇄 상태에서 탐색 가능한 상태로 천이된 확률을 의미한다. 따라서 캐킷이 도달하기 전( $m \leq -1$ )에 수신기가 봉쇄되어 있을 확률은 BCC queueing 시스템 모델[5]로부터 다음과 같이 일정하다.

$$P_B = \frac{P_{FA} \cdot T_{FA}}{\tau_D + P_{FA} \cdot T_{FA}} \quad (2)$$

여기서  $P_{FA}$ 는 잡음에 의하여 오보가 일어날 확률이다.

수신기의 평균 봉쇄 시간  $T_{FA}$ 에는 확인 과정에 필요한 시간과 캐킷의 데이터를 처리하는 시간이 포함된다. 즉, 오보가 확인 과정을 통과할 경우에는 확인 과정 시간과 데이터에 해당하는 시간  $L_D \cdot T$ 동안, 그리고 통과하지 못할 경우에는 확인과정 시간과 확인 과정의 끝에서 새로운 PN 코드를 정합 필터의 아날로그 탭 지연선에 인가하는 시간이 포함된다. 오보가 확인 과정을 통과할 확률을  $P_{CD}$ 이라 하면,

$$T_{FA} = (A+1) \cdot (1-P_{CD}) \cdot T + (A+L_D) \cdot P_{CD} \cdot T \quad (3)$$

이고, 여기서

$$P_{CDI} = \sum_{n=0}^A \left[ \frac{A}{n} \right] \cdot P_{FA}^n \cdot (1 - P_{FA})^{A-n} \quad (4)$$

이다.

### 2. PN-MF 검출기의 특성

수신단에서 수신하는 신호  $r(t)$ 는 패킷이 도달한 경우와 도달하지 않은 경우로 나누어 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r(t) = \begin{cases} n(t) : t < t_{arr} \\ \sqrt{2 \cdot S} \cdot c(t - t_{arr}) \cdot \cos(\omega_0 t + \theta) + n(t) : t \geq t_{arr}. \end{cases} \quad (5)$$

여기서  $c(t) = DS$  코드 시퀀스(각 코드 칩은  $\pm 1$ 의 값을 확률로 갖는 i.i.d.),  $\omega_0 =$  캐리어의 각 주파수(rad/sec),  $\theta =$  랜덤 캐리어 위상([ $0, 2\pi$ ]의 값으로 일량 분포를 갖는다.),  $n(t) =$  평균 0이고, 양측파대 스펙트럼 밀도가  $N_0/2$ 인 가우시안 백색 잡음(AWGN: additive white Gaussian noise),  $S =$  송신 신호의 평균 전력이다.

$i$ 번째 부코드가 수신된다고 시스템이 가정하였을 때, 그림 1의 PN-MF의 임펄스 응답은

$$h(t) = c(t + (i-1)T) \cdot \cos[\omega_0(T-t)] : 0 \leq t \leq T \quad (6)$$

이다. 이 PN-MF 출력의 포락선의  $m$ 번째 표본  $R_m$ 은 (2차 주파수 항은 무시한다.)

$$R_m = \begin{cases} \sqrt{N_c^2 + N_{sz}} : m < 0 \\ \sqrt{(N_c + \sqrt{\frac{S}{2}} \cdot T_c \cdot y_m \cdot \cos\theta)^2 + (N_s + \sqrt{\frac{S}{2}} \cdot T_c \cdot y_m \cdot \sin\theta)^2} : m \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$\sqrt{(N_c + \sqrt{\frac{S}{2}} \cdot T_c \cdot y_m \cdot \cos\theta)^2 + (N_s + \sqrt{\frac{S}{2}} \cdot T_c \cdot y_m \cdot \sin\theta)^2} : m \geq 0$$

이고, 여기서

$$y_m = \int_0^M c(\tau) \cdot c(\tau + t - T) d\tau \quad (8)$$

$$N_c = \int_0^T c(\tau) \cdot n(\tau + t - T) \cdot \cos(\omega_0 \tau) d\tau \quad (9)$$

$$N_s = \int_0^T c(\tau) \cdot n(\tau + t - T) \cdot \sin(\omega_0 \tau) d\tau \quad (10)$$

이다. 식(9)와 식(10)에서,  $N_c$ 와  $N_s$ 는 가우시안 분포를 갖으며, 평균이 0이고, 분산은  $N_0 T / 4$  (이하  $N_{out}$ )이다.

패킷이 수신기에 도달하기 전까지는 오보 확률이 일정하지만 패킷이 입력되기 시작하면서 신호의 에너지가 증가하기 때문에, 코드 자기 상관 사이드로브에 의한 오보율이 증가하게 된다. 두 PN 코드의 위상차가  $\pm \pi/2$  칩 이상인 경우에는 두 코드 간의 자기 상관 출력은  $\pm 1$ 을 갖는 랜덤 변수의 합이므로, 평균이 0이고 이항 분포를 갖지만, 적분에 참여하는 칩이 많아질수록 중심 극한 정리(central limit theorem)에 의하여 가우시안 분포를 갖는다. 본 논문에서는 식(8)의  $y_m$ 을 평균  $\eta_m$ 이고 분산이  $\sigma_m^2$ 인 가우시안 랜덤 변수로 근사하였다.

$$\eta_m = \begin{cases} 0 : m \leq 2 \cdot M - 3 \\ M \cdot p : m = 2 \cdot M - 2, 2 \cdot M - 1, 4 \cdot M - 1 \\ M \cdot (1-p) : m = 2 \cdot K \cdot M, 2 \cdot K \cdot M + 1 \\ (K=1, 2, \dots) \end{cases} \quad (11)$$

$$\sigma_m^2 = \begin{cases} (2 \cdot \text{int}(m) + 1) \cdot p^2 - 2 \cdot \text{int}(m) \cdot p + \text{int}(m) : m \leq 2 \cdot M - 3 \\ (M-1) \cdot (1-p)^2 : m = 2 \cdot M - 2, 2 \cdot M - 1 \\ M \cdot p^2 : m = 2 \cdot K \cdot M, 2 \cdot K \cdot M + 1 \\ (K=1, 2, \dots) \\ M \cdot (1-p)^2 : j = 2 \cdot K \cdot M - 2, 2 \cdot K \cdot M - 1 (K=2, 3, \dots) \end{cases} \quad (12)$$

이다. 여기서  $p = a$  ( $m$ 가 짝수인 경우) 또는  $a + 1/2$  ( $m$ 가 홀수인 경우)이고,  $\text{int}(m)$ 는  $m/2$ 의 정수 부분이다.

삼음이 오보를 일으킬 확률은

$$P_{FA} = \exp\left\{-\frac{R^2}{2 \cdot N_{out}}\right\} \quad (13)$$

로[6] 일정하다. 그러나 신호가 수신되기 시작하면서 부터 각 상태 m에 따라 다음과 같이 다른 오보율을 갖는다. 두 PN 코드 위상차가 ±1칩 이상의 오차인 상태에서의 오보율은

$$P_{FA \cdot m|a} = K \cdot \frac{\beta^2 + \alpha^2}{\beta^2 - \alpha^2} \cdot \{1 + Q(\alpha, \beta) - Q(\beta, \alpha)\} \quad (14)$$

이고, 여기서

$$K = \frac{\sqrt{1+2 \cdot \Phi_m^2}}{1+\Phi_m^2} \quad ; \quad c = \frac{1+\Phi_m^2}{2 \cdot (1+2 \cdot \Phi_m^2)} \cdot R_N^2$$

$$a = \frac{\Phi_m^2}{1+\Phi_m^2} \quad ;$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \alpha \\ \beta \end{array} \right\} = \frac{\sqrt{2 \cdot c + 2 \cdot a \cdot c \pm \sqrt{2 \cdot c - 2 \cdot a \cdot c}}}{2}$$

$$\Phi_m = \sqrt{\frac{\rho}{M}} \cdot \sigma_m^2 \quad ; \quad \rho = \frac{S \cdot T_c}{N_o} \quad (15)$$

이다. ρ는 DS 신호 1 칩 당 에너지 내 접음 전력의 비(SNR / chip)이고, Q(a, b)는 Marcum Q 함수이다[7, (A 1 1)], Marcum Q 함수의 계산은 수치적으로 하며, Shinidman[8]의 방법을 사용하였다. 여기서 R<sub>N</sub>은 표준화 된 문턱 집압으로

$$R_N = \frac{R}{\sqrt{N_{out}}} \quad (16)$$

이다. 그리고 두 PN 코드 위상차가 ±1 칩 이하의 오차인 상태에서의 오보율은

$$P_{FA \cdot m|a} = Q\left\{ \frac{\sqrt{2} \cdot \Phi_m \cdot \eta_m}{\sqrt{M \cdot (1 + \Phi_m^2)}}, \frac{R_N}{\sqrt{1 + \Phi_m^2}} \right\} \quad (17)$$

이다. m의 상태가, 두 PN 코드 위상차가 ±1 칩 이하의 오차인 상태인 경우는 식(17)은 검출 확률 P<sub>D,m</sub>으로 정의한다.

### 3. 패킷 손실 확률

그림 3은 탐색 과정과 확인 과정을 통하여 시스템이 초기 대기 시점에 이르게 되는 수신기의 상태 천이도이다.

그림에서와 같이 패킷이 입력된 후, 오보가 발생하면, 곧 바로 확인 과정이 시작되어 패킷을 잃게 되므로 m(m ≥ 0)번째 상태에서 수신기가 탐색가능한 상태로 천이된 확률에는 영향을 주지 않는다. 그러므로 수신기가 봉쇄되어 있다가 탐색 가능한 상태로 천이된 확률은 각 상태마다 언제나 τ<sub>D</sub> / T<sub>FA</sub>로 일정하다. P<sub>up,m</sub>을 m번째 포본이 문턱 전압을 넘은 확률이라 하면, P<sub>up,m</sub>는 두 PN 코드 위상차가 ±1 칩 이하의 오차인 상태인 경우는 검출 확률 P<sub>D,m</sub>이고, 그렇지 않은 경우에는 P<sub>FA·m</sub>이다. 그림 4에서 m번째 상태에 도달할 확률 P<sub>m</sub>는

$$P_m = \begin{cases} 1 - P_B & m < 0 \\ P_B \cdot \frac{\tau_D}{T_{FA}} + (1 - P_{FA \cdot m|a}) \cdot P_{m+1} & m \geq 0 \end{cases} \quad (17)$$

이다.

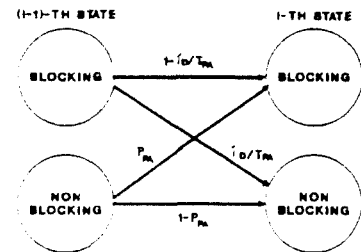


그림 3. BCC queueing 시스템 모델의 상태 천이도.  
Fig. 3. State transition diagram for the BCC queueing system model.

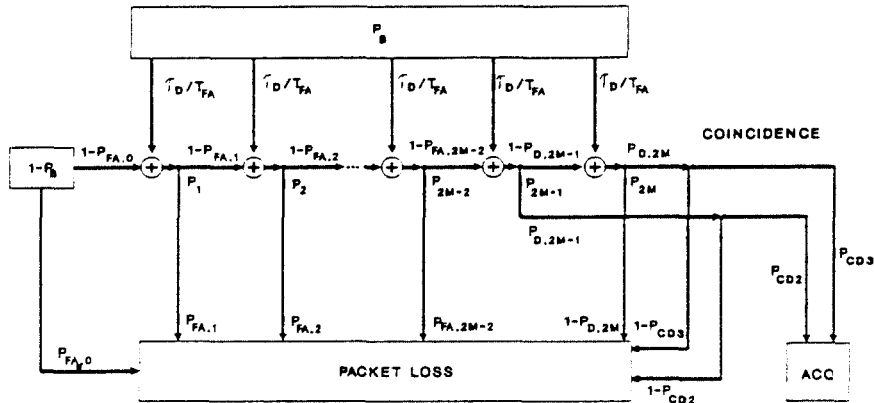


그림 4. 버스트 형 직렬 탐색 DS-SS 수신기의 상태 전이도 ( $m \geq 0$ ).  
 Fig. 4. State transition diagram of burst format serial search DS-SS receiver ( $m \geq 0$ ).

수신기가 초기 동기 상태에 이르기 위해서는  $m=2 \cdot M-2$ 까지는 봉쇄되지 않아야 하고,  $m=2 \cdot M-1, 2 \cdot M$ 에서는 포락선 검파기의 출력이 문턱 전압을 넘어야 한다. 따라서 수신기가 최종 초기 동기 상태에 이르게 되는 조건부 확률은

$$P_{ACQ|a} = P_{2M-1} \cdot P_{D_{2M-1}|a} \cdot P_{CD2|a} + P_{2M} \cdot P_{FA_{2M}|a} \cdot P_{CD3|a} \quad (18)$$

이다. 식(18)에서  $P_{CD2}$ 와  $P_{CD3}$ 는 각각  $m=2 \cdot M-1, 2 \cdot M$ 인 상태에서 자기 상관 함수 값이 검출되어 확인 과정을 통과할 확률로

$$P_{CD2|a} = \sum_{n=A}^B \left\{ \frac{A}{n} \right\} \cdot P_{FA_{4M}|a}^{n-1} \cdot (1 - P_{FA_{4M}|a})^{A-n} \quad (19)$$

$$P_{CD3|a} = \sum_{n=A}^B \left\{ \frac{A}{n} \right\} \cdot P_{FA_{4M}|a}^{n-1} \cdot (1 - P_{FA_{4M}|a})^{A-n} \quad (20)$$

이다.  
 이상에서, 수신기가 패킷을 잃을 확률은

$$P_{L|a} = 1 - P_{ACQ|a} \quad (21)$$

이다. 송 수신단 간의 클락 오차에 대한 평균 패킷 손실 확률은 식(21)에서

$$P_L = 1 - 2 \cdot \int_{-0.5}^{0.5} P_{ACQ} a \, da \quad (22)$$

이다.

#### IV. 결과 및 고찰

본 절에서는 III절에서 구한 근사적인 오묘, 검출 확률을 이용하여 클락 오차에 대한 조건부 패킷 손실 확률과 평균 패킷 손실 확률을 계산하였다. CD 변수인 A와 B는 각각 4와 2를 택하였다[3].

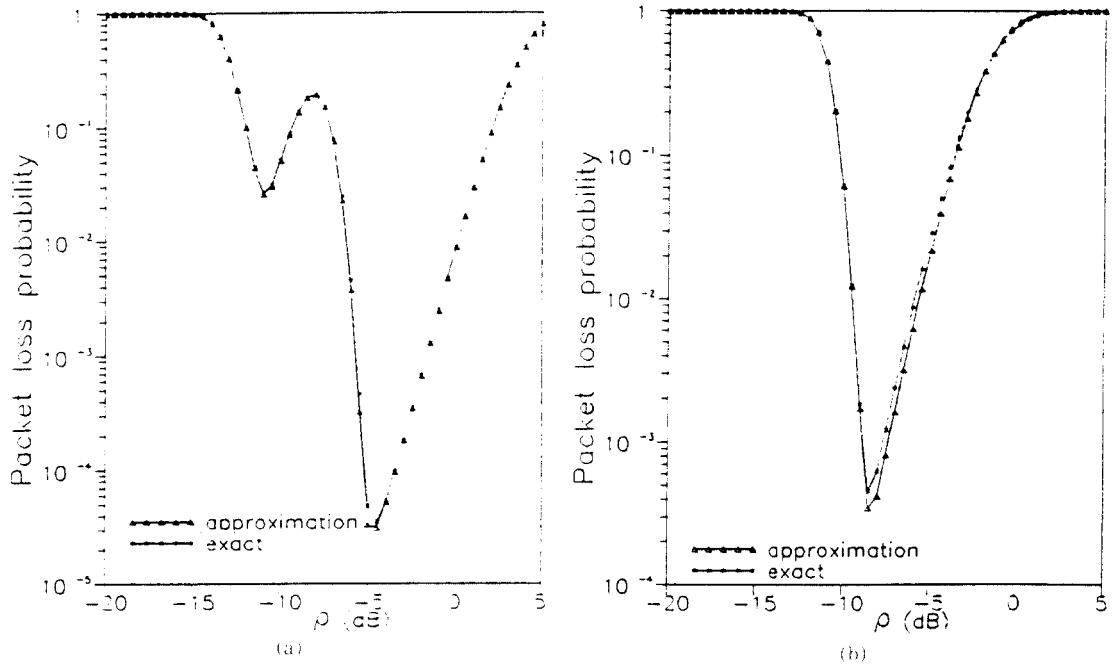
그림 5는 각 클락 오차에 대한 조건부 패킷 손실 확률로,  $y_m$ 을 가우시안 근사화 한 경우와 정확한 값으로 계산한 경우의 차이를 나타낸 것이다. 그림에서와 같이  $y_m$ 의 가우시안 근사화는 정확한 값과 거의 차이가 없다. 표 1은 그림 5의 값을 나타낸 것이다. 그림 5에서와 같이, 직렬 탐색을 사용한 시스템은 클락 오차에 따라 성능의 변화가 심하므로, 평균 패킷 손실 확률은 그림 6과 같이 상당히 커진다. 특히  $\rho$ 가  $-10$

표 1. 근사화한 패킷 손실 확률과 정확한 값과 비교  
Table 1. Comparison of approximation and exact packet loss probability.

$\rho$ (dB)	$P_{l a}$			
	$a=0$		$a=0.25$	
	approximation	exact	approximation	exact
-10	$5.176384 \times 10^{-2}$	$5.349267 \times 10^{-2}$	$6.162021 \times 10^{-2}$	$6.224656 \times 10^{-2}$
-8	$1.954252 \times 10^{-1}$	$1.952771 \times 10^{-1}$	$4.210228 \times 10^{-1}$	$6.276393 \times 10^{-1}$
-6	$3.748089 \times 10^{-1}$	$4.529516 \times 10^{-1}$	$6.191838 \times 10^{-1}$	$8.739839 \times 10^{-1}$
-4	$5.296315 \times 10^{-1}$	$5.465894 \times 10^{-1}$	$6.925826 \times 10^{-1}$	$8.361830 \times 10^{-1}$
-2	$6.708363 \times 10^{-1}$	$6.786144 \times 10^{-1}$	$3.870978 \times 10^{-1}$	$3.910054 \times 10^{-1}$
0	$8.819476 \times 10^{-1}$	$8.917183 \times 10^{-1}$	$8.534018 \times 10^{-1}$	$8.099140 \times 10^{-1}$

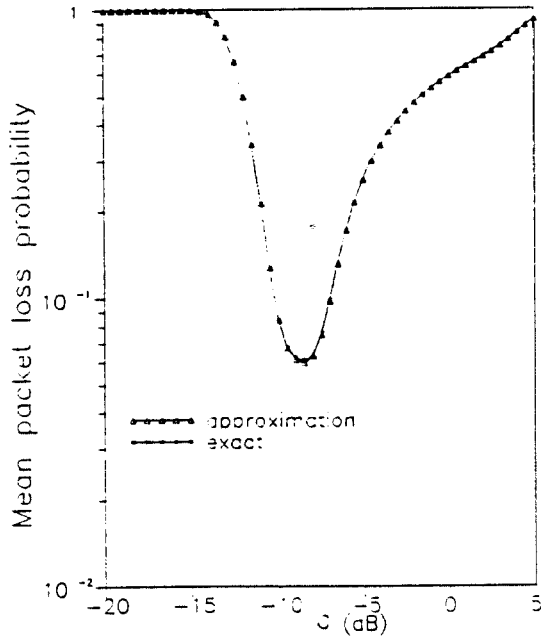
(dB) 이상인 경우에는  $\rho$ 가 커질 수록 오히려 성능이 나빠진다. 이는  $\rho$ 가 커지게 되면, 코드의 자기 상관 사이드로브가 커져서 오차가 증가하므로 성능이 나빠지게 된다.

그림 7과 그림 8은 시스템 변수  $M$ 과  $R_N$ 을 변화 시키면서 얻은 패킷 손실 확률이다.  $M$ 은 시스템의 처리 능력에만 관계가 있다. 그러므로 가우시안 잡음 하에서는  $M$ 이 클수록 좋다.



( $M=511, R_N=6.79$ )

그림 5. (a)  $a=0$ 인 경우와 (b)  $a=0.25$ 인 경우의 조건부 패킷 손실 확률.  
Fig. 5. Conditional packet loss probability for (a)  $a=0$  and (b)  $a=0.25$ .



( $M=511, R_N=6.79$ )

그림 6.  $\rho$ 에 대한 평균 패킷 손실 확률.  
Fig. 6. Mean packet loss probability versus  $\rho$ .

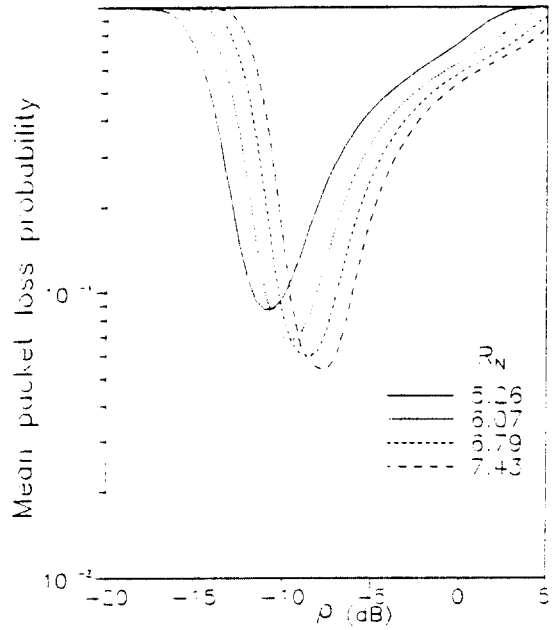


그림 8.  $R_N$ 을 변화 시키면서 얻은  $\rho$ 에 대한 평균 패킷 손실 확률.  
Fig. 8. Mean packet loss probability versus  $\rho$  parameterized with  $R_N$ .

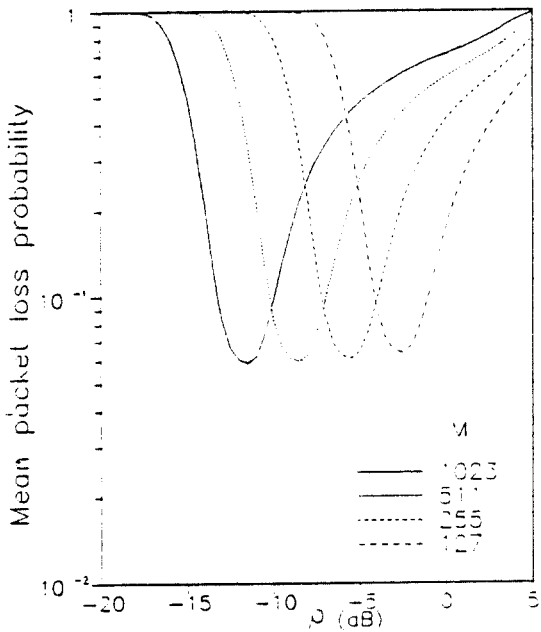


그림 7.  $M$ 을 변화 시키면서 얻은  $\rho$ 에 대한 평균 패킷 손실 확률.  
Fig. 7. Mean packet loss probability versus  $\rho$  parameterized with  $M$ .

## V. 결 론

본 논문에서는 직렬 탐색을 사용하는 버스트 형 DS-SS 초기 동기 시스템의 성능 분석 방법을 제안하였으며, 이를 아날로그 정합 필터를 이용한 시스템에 적용하여 성능을 분석하였다.

패킷의 전치 부호 검출 과정에서는 수신기의 성능에 큰 영향을 미치는 정합 필터 출력의 자기 상관 사이드로브에 의한 영향이 있다. 본 논문에서는 이러한 자기 상관 사이드로브의 영향을 고려하여 패킷 손실 확률을 구하였다.

아날로그 정합 필터를 사용한 DS-SS 초기 동기 시스템에 이 분석 방법을 적용한 결과, 자기 상관 사이드로브에 의한 오보로 인하여 특정한  $\rho$  이상에서는,  $\rho$ 가 증가할 수록 패킷 손실 확률이 증가한다. 0(dB) 이하에서 나타나는 이와 같은 현상은 제한기나 자동 이득 조절기로



는 없앨 수 없다. 앞으로 자기 상관 사이드로브가 작은 코드의 개발과 함께, 시스템의 구조 또는 탐색과정의 개선에 의하여 코드 자기 상관 사이드로브의 영향을 없앨 수 있는 방법에 대한 연구가 진행되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

1. D.L.Schilling, R.L.Pickholtz, and L.B.Milstein, "Spread spectrum goes commercial", IEEE Spectrum, pp. 40-45, August 1990.
2. R.E.Ziemer and R.L.Peterson, Digital communications and spread spectrum systems, New York : Macmillan, 1985.
3. A.Polydoros and C.L.Weber, "A unified approach to serial search spread spectrum code acquisition", IEEE Trans. Commun., Vol. COM-32, No. 5, pp. 542-550, May 1984.
4. M.Kowatsch, "Application of surface-acoustic wave technology to burstformat spread spectrum communications", IEE Proc., Vol. 131, Pt.F, No.7, pp. 734-741, December 1984.
5. R.B.Cooper, Introduction to queueing theory, New York : Elsevier North Holland, 1981.
6. C.W.Helstrom, Statistical theory of signal detection, New York : Pergamon, 1968.
7. M.Schwarz, W.R.Bennett, and S.Stein, Communication systems and techniques, New York : McGraw Hill, 1966.
8. D.A.Shnidman, "The calculation of the probability of detection and the generalized Marcum Q-Function", IEEE Trans. Inform. Theory, Vol. 35, No. 3, pp. 389-400, March 1989.



李東旭(Dong Wook LEE) 正會員  
 1962年 1月 8日生  
 1984年 2月 : 延世大學校 電氣工學科 卒業  
 1986年 2月 : 延世大學校 電氣工學科 碩士課程 卒業  
 1987年 8月 : 延世大學校 電氣工學科 博士課程



金亨根(Hyeong Geun KIM) 正會員  
 1966年 11月 30日生  
 1989年 2月 : 延世大學校 電氣工學科 卒業  
 1991年 2月 : 延世大學校 電氣工學科 碩士課程 卒業  
 1991年 3月 : 現代電子 産業電子研究所 研究2室 勤務



黃金燦(Keum Chan WHANG) 正會員  
 1944年 7月 18日生  
 1967年 2月 : 延世大學校 電氣工學科 卒業 (工學士)  
 1975年 6月 : 美國 Polytechnique Institute of New York 大學院(工學碩士)  
 1979年 6月 : 美國 Polytechnique Institute of New York 大學院(工學博士)  
 1979年 6月 ~ 1980年 9月 : 大田機械會 先任研究員  
 1980年 9月 ~ 現在 : 延世大學校 電氣工學科 教授