
다수의 이질적 IBP/D/1 큐잉 모형의 분석을 위한 근사 알고리즘

홍 석 원*

An Approximate algorithm for the analysis of the n heterogeneous
IBP/D/1 queuing model

Sug-Won Hong

요 약

본 논문에서는 n 개의 버스트 입력 트래픽을 처리하는 이산 시간 큐잉 모형을 분석하기 위한 근사 계산 알고리즘을 제안한다. 입력되는 각각의 버스트 트래픽은 IBP(Interrupted Bernoulli Process)로 모형화된다. 이 알고리즘은 n 개의 입력 프로세스를 하나의 상태 변수로 표시하여 n 개의 입력 프로세스로 표현된 마코프 체인(Markov Chain)의 확률 전이 상태를 단순화한다. 이렇게 단순화된 하나의 상태 변수를 이용하여 큐잉 모형의 상태 전이를 표현하고 이를 완전 수치 계산에 의해 해를 구한다. 이러한 절차를 통해 구한 큐 길이, 대기 시간 분포를 시뮬레이션에 의해 구한 값과 비교하여 알고리즘의 타당성을 검증한다.

Abstract

We propose an approximate algorithm to analyze the queuing system with n bursty and heterogeneous arrival processes. Each input process is modeled by Interrupted Bernoulli Process (IBP). We approximate N arrival processes by a single state variable and subsequently simplify the transition probability matrix of the Markov chain associated with these N arrival processes. Using this single state variable of arrival processes, we describe the state of the queuing system and analyze the system numerically with the reduced transition probability matrix. We compute the queue length distribution, the delay distribution, and the loss probability. Comparisons with simulation data show that the approximation algorithm has a good accuracy.

* 명지대학교 전자정보통신공학부 부교수

접수일자 : 2000년 4월 15일

I. 서 론

다중화기와 교환기는 망 구성에 있어서 주요한 요소이다. 다중화기는 여러 개의 입력 링크로부터 패킷을 입력하여 하나의 출력 링크로 내 보내게 된다. 동시에 여러 패킷이 입력할 수 있기 때문에 내부에 유한 용량의 버퍼를 갖는다. 만약 버퍼가 다 차있을 때 패킷이 도착하면 이 패킷의 손실이 발생하게 된다. 패킷의 손실과 패킷이 도착해서 출력할 때까지 시스템에 머무는 패킷 지연 시간은 다중화기에 있어서 두 가지 주요한 성능 분석 측정치가 된다.

이와같은 패킷의 처리는 N개의 입력 스트림을 갖는 단일 서버 큐(single server queue)로서 모형화할 수 있다. 큐는 유한 크기를 갖고며 각 입력 스트림은 버스트한 프로세스(bursty process)로서 가정한다. 입력 프로세스는 일정한 시간 간격, 즉 슬롯(slot)으로 구성되며 서버는 이 슬롯 타임 내에서 한 패킷을 처리하여 출력하게 된다.

이러한 큐잉 시스템(queueing system)의 분석은 많은 수의 입력 프로세스를 갖기 때문에 매우 복잡한 문제이다. 이 시스템을 근사적으로 분석하는 한 방법은 모든 입력 프로세스를 하나의 입력 프로세스로 병합하여 하나의 프로세스로 이루어진 큐잉 시스템으로서 분석하는 것이다. 이와 같이 단일 프로세스로의 병합은 이 문제의 복잡성을 줄이는 이점이 있다. 하나의 병합된 프로세스(single superposed process)를 구하는 방법 중의 하나는 재생 프로세스(renewal process)에 의해 근사식을 구하는 것이다 [1,2,3,4]. Markov Modulated Poisson Process(MMPP)는 음성 소스들을 근사적으로 병합하는 프로세스로 사용된다[5,6,7].

이러한 큐잉 시스템을 분석하는 또 다른 방법은 유체-흐름 근사 방법(fluid-flow approximation)이다. 이 방법에서는 활동 상태에 있는 버스티 프로세스는 큐에 일정한 속도로 유입되는 비트의 흐름으로 본다. 그리고 큐를 떠나는 패킷은 역시 일정한 흐름으로 떠나는 것으로 본다. 이 방법은 동일한 버스티 프로세스들을 병합하는데 사용되어 왔다[8,9,10,11].

이와같은 방법들은 모든 입력 프로세스가 동일한 프로세스(identical process)인 것을 가정하고 있다.

그러나 이러한 가정은 실제 패킷망의 환경에서는 비현실적이다. 이 논문에서는 서로 다른 버스티 입력 프로세스로 구성된 이산 큐잉 시스템(discrete-time queuing system)을 분석하기 위한 근사 알고리즘을 구하는 방법을 제안하였다. 그리고 이 알고리즘에 근거하여 행렬 길이 분포와 지연 시간과 같은 성능 측정치를 구하여 보았다. 이 논문에서 각 입력 프로세스는 Interrupted Bernoulli Process(IBP)로 모형화하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서 분석 대상인 큐잉 모형을 기술하고, 3절에서는 근사 알고리즘을 제시하고, 4절에서는 큐 길이 분포 확률과 지연 시간 분포 확률을 유도하였다. 그리고 5절에서는 알고리즘의 결과를 시뮬레이션의 결과와 비교하여 알고리즘의 타당성을 검증하였다.

II. n-IBP/D/1 큐잉 모형

본 논문에서는 N개의 서로 다른 입력 프로세스를 갖는 FIFO 단일 서버의 큐로 구성된 이산 시간 큐잉 모형을 n-IBP/D/1 모형으로 하여 분석하였다. 서버의 처리 시간은 슬롯으로 나누어져있다고 가정하였으며 서비스 시간은 1 슬롯(slot time)으로 이루어진다. 각 입력 프로세스 역시 슬롯으로 구분되며 각 슬롯의 길이는 서비스 슬롯과 일치한다. 시스템에 도착한 패킷은 다음 서비스 슬롯에서 처리되며 한 서비스 슬롯이 경과하면 시스템을 떠나게 된다.

큐의 크기는 유한하며 M개의 패킷을 수용할 수 있다. 각 입력 프로세스는 Interrupted Bernoulli Process(IBP)로 모형화하였다. IBP 프로세스는 활성 상태(busy state)와 휴면 상태(idle state)로 구성된다. 패킷은 프로세스가 활성 상태에 있을 때에만 베르누리(Bernoulli) 방식에 의해 도착한다. 그리고 휴면 상태에 있을 때는 패킷의 도착은 발생하지 않는다. 어느 하나의 프로세스가 슬롯 i의 끝에 휴면 (혹은 활성) 상태에 있다고 가정하자. 그러면 다음 슬롯 i+1에서 휴면 (혹은 활성) 상태에 있을 확률은 q (혹은 p)가 된다. 혹은 다음 상태에서 활성 (혹은 휴면) 상태로 전이될 확률은 1-q (혹은 1-p)가 된다. 이와같은 활성 상태와 휴면 상

태에서의 전이를 그림1은 보여 주고 있다. 만약 한 슬롯에서 프로세스가 활성 상태에 있다면, 패킷이 확률을 갖고 이 슬롯 동안 도착하며, 패킷이 도착하지 않을 확률은 1- p 가 된다. IBP에서는 $p=1$ 이 된다. 즉, 모든 활성 상태에서는 패킷의 도착이 발생한다.

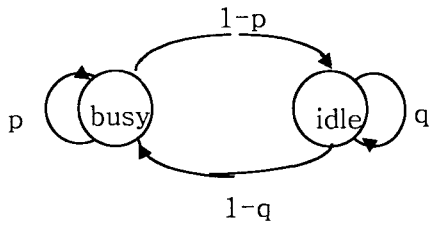


그림 1. IBP에서의 상태 전이
Figure 1. Transition between busy and idle states in IBP

패킷이 도착하는 시간 간격을 t 라고 하자. 그러면 평균 도착 시간 $E[t]$ 와 평균 도착 시간의 전이 제곱 계수(the squared coefficient of variation) C^2 은 다음과 같이 주어진다.

$$E[t] = \frac{2-p-q}{\alpha(1-q)} \dots\dots\dots(1)$$

$$C^2 = \frac{Var(t)}{E[t]^2} \dots\dots\dots(2)$$

$$= 1 + \alpha \left(\frac{(1-p)(p+q)}{(2-p-q)^2} - 1 \right)$$

링크 사용률 ρ , 즉 임의의 슬롯에 패킷이 존재할 확률은 다음과 같이 주어진다.

$$\rho = \frac{\alpha(1-q)}{2-p-q} \dots\dots\dots(3)$$

IBP에서는 $\alpha=1$ 이므로 다음과 같이 계산된다.

$$\rho = \frac{1-q}{2-p-q} \dots\dots\dots(4)$$

$$C^2 = \frac{(p+q)(1-p)}{(2-(p+q))^2} \dots\dots\dots(5)$$

III. 근사 알고리즘

주어진 큐잉 모형의 상태는 각 서비스 슬롯의 경계가 시작하는 지점에서 다음과 같은 벡터값에 의해서 정확히 기술된다.

$$(w;n) = (w_1, \dots, w_N;n)$$

여기서 w_i 는 i 번째 IBP 도착 프로세스의 상태를 의미하며 그 값은 $w_i=0$ 혹은 1이 된다. 그리고 n 은 대기 행렬에서의 패킷 수이며, $n=0,1,2,\dots,M$ 이다. M 은 큐의 크기이다. 만약 $w_i=0$ 이면, IBP 입력 프로세스는 휴면 상태에 있으며, 만약 $w_i=1$ 이면 이 프로세스는 활성 상태에 놓여져 있다. 이와 같은 상태 기술에 근거하여 상태 i 에서 상태 j 로 전이 확률(transition probability) P_{ij} 와 전이 확률 행렬식(matrix) $P=[P_{ij}]$ 를 구할 수 있다. 마지막으로 정상 상태 등식(steady state equation) $\pi P = \pi$ (π 는 steady state vector)을 풀면 모든 상태에서의 정확한 확률값을 구할 수 있다. 이 마코프 체인의 총 상태 수는 $2^N(M+1)$ 이다. 이와 같은 수치 계산 방법(numerical approach)은 N 이 매우 작을 경우에는 적용할 수 있을 것이나 N 이 큰 경우에는 상태 방정식의 수가 N 의 지수곱으로 증가하기 때문에 수치 계산 방법의 분석적인 해를 구하기에는 시간 복잡도(time complexity)가 증가하여 현실적인 해결책이 되지 못한다.

본 논문에서는 랜덤 변수 $(w_1, \dots, w_N; n)$ 와 연계된 마코프 체인을 분할법(decomposition)을 사용하여 분석한다. 이 알고리즘에서는 이 전이 행렬식을 $N+1$ 개의 상태로 구성된 상당히 작은 전이 행렬식 A 로 통합한다. 이 때 각 상태는 다음과 같은 랜덤 변수 k 로 표현된다. k 는 활성 상태에 놓여 있는 입력 프로세스의 수를 나타내며 $k=0,1,\dots,N$ 의 값을 갖는다. 그 다음에는 시스템에서의 패킷의 수, 즉 큐 길이 분포는 환원된 마코프 체인(reduced Markov Chain), (k,n) 을 계산하여 구하게 된다. 이와 같이하여 이 알고리즘에서는 원래의 마코프 체인의 상태 공간의 크기를 현저하게 감소하여 문제를 대수적으로 접근할 수 있도록 한다. 또한 상태를 통합된 상태로 환원하면서도 랜덤 변수 k 를 사용하여 원래의 마코프 체인이 갖는 N 개의 입력 프

로세스의 상태 정보를 유지하도록 하고 있다.

상태 w 에서 상태 w' 로의 전이 확률을 $r(w \rightarrow w')$ 이라고 하자. S_i 를 i 개의 입력 프로세스가 정확하게 활성 상태에 있을 모든 상태 w 라고 정의한다. 이 정의를 사용하여 상태 공간을 상태 $S_i, i=0,1,\dots,N$ 의 $N+1$ 집합으로 구분할 수 있다. 이러한 구분된 상태(lumped states)를 갖는 상태 전이 행렬식(transition matrix)은 그림2와 같이 나타내어진다.

	(0,0,...,0)(1,0,...,0)...(0,0,...,1) ... (1,1,...,1)				
k=0	(0,0,...,0)	R_{00}	R_{01}	...	R_{0N}
k=1	(1,0,...,0)	R_{10}	R_{11}	⋮	R_{1N}
	(0,1,...,0)				
	⋮				
	(0,0,...,1)				
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	k=N	(1,1,...,1)	R_{N0}	R_{N1}	...

그림 2. 통합된 상태에서의 상태 전이 행렬식
Figure 2. The transition matrix with the lumped states

R_{ij} 를 럼프 i 에서 럼프 j 로의 전이 확률이라고 하자. 그러면 다음과 같은 식을 갖는다.

$$R_{ij} = \sum_{w \in S_i} \Pr[w|S_i] \left[\sum_{w' \in S_j} r(w \rightarrow w') \right] \dots\dots\dots (6)$$

여기서

$$\Pr[w|S_i] = \frac{\Pr[w]}{p[S_i]}$$

$$P[S_i] = \sum_{w \in S_i} P[w]$$

N 입력 프로세스는 서로 독립적이므로 $\Pr[w] = \Pr[w_1] \cdot \Pr[w_2] \cdots \Pr[w_N]$ 이 된다. 여기서

$$\Pr[w_i = 0] = \frac{1 - p_i}{2 - (p_i + q_i)}$$

$$\Pr[w_i = 1] = \frac{1 - q_i}{2 - (p_i + q_i)}$$

그러면 다음과 같은 식을 갖는다.

$$\Pr[w] = \left[\prod_{i \in W_1} \frac{1 - p_i}{2 - (p_i + q_i)} \right] \left[\prod_{i \in W_2} \frac{1 - q_i}{2 - (p_i + q_i)} \right] \dots\dots\dots (7)$$

여기서 주어진 상태 w 에 대해서 W_1 와 W_2 는 각각 휴면 상태와 활성 상태에 있을 입력 프로세스의 상태를 나타낸다.

통합 상태 전이 행렬식(aggregate transition matrix)을 만드는 일은 가장 시간이 소요되는 작업이다. 이것은 먼저 N 개의 입력 프로세스와 연계된 전이 행렬식을 만들어야 하며 그리고 전이 확률 $R_{ij}, i,j=0,1,2,\dots,N$ 을 계산해야 하기 때문이다.

통합 행렬식 A 의 계산을 버스티 IBP 프로세스의 파라미터 p 와 q 가 거의 1에 가깝다는 점을 주목하면 그 계산을 상당히 감소할 수 있다. 버스티 소스의 경우 다음 슬롯에서 현재의 상태가 전이될 확률은 $1-p \approx 0$ 과 $1-q \approx 0$ 이므로 매우 적다고 할 수 있다. 따라서 알고리즘의 계산에서 두 개 이상의 입력 프로세스가 동시에 다음 슬롯에서 상태를 전이할 경우는 무시할 수 있다. 이것은 N 입력 프로세스의 상태 전이 행렬식을 만드는데 있어서 상당한 계산의 수고를 줄일 수 있다.

	0	1	2	3	4	5	...	N-4	N-3	N-2	N-1	N
0	R_{00}	R_{01}	R_{02}									
1	R_{10}	R_{11}	R_{12}	R_{13}								
2	R_{20}	R_{21}	R_{22}	R_{23}	R_{24}							
3	R_{30}	R_{31}	R_{32}	R_{33}	R_{34}	R_{35}						
⋮												
N-2								$R_{N-2,N-4}$	$R_{N-2,N-3}$	$R_{N-2,N-2}$	$R_{N-2,N-1}$	$R_{N-2,N}$
N-1								$R_{N-1,N-3}$	$R_{N-1,N-2}$	$R_{N-1,N-1}$	$R_{N-1,N}$	
N								$R_{N,N-2}$	$R_{N,N-1}$	$R_{N,N}$		

그림 4. 통합된 전이 행렬식 A
Fig 4. Aggregated transition matrix A

IV. 성능 측정치의 계산

본 논문에서 분석의 대상으로 하는 시스템의 상태는 (k,n) 으로 근사적으로 표현된다. 어떤 슬롯에서 상태 (k,n) 에 존재할 때, 다음 계속되는 슬롯에서 k 개의 입력이 발생하고 슬롯의 끝에서 하나의 패킷의 출발이 발생한다. 두 상태에서 전이 확률은 통합 행렬식 A 의 상태 전이 확률 R_{ij} 을 사용하

여 구할 수 있다.

$$P_{(k,n)(k',n')} = \Pr[(k, n) \rightarrow (k', \max(0, n-1) + k)] \dots (8)$$

$$= R_{kk'}$$

이제 선형 방정식 시스템(system of linear equations) $\underline{\pi}P = \underline{\pi}$ 을 풀면 정상 상태 확률(steady state probabilities) $\pi(k,n)$ 을 계산할 수 있다. 여기서 P 는 식(8)의 $P_{(k,n)(k',n')}$ 로 구성된 행렬식이다. 그리고 이것을 이용하여 큐 길이 확률 분포 $\pi(n)$ 을 구할 수 있다.

이와 같이 구한 $\pi(k,n)$ 에서 다음의 식에 의해서 패킷 손실 확률을 바로 계산할 수 있다. 이 식에서 합은 $k+n-1 > M$ 을 갖는 모든 (k,n) 에서 대해서 수행된다.

$$P_{loss} = \frac{\sum_{k+n-1=M} \pi(k,n)}{\sum_{k=1}^N \sum_{n=1}^M \pi(k,n)} \dots (9)$$

전송이 이루어지기 전에 큐에서 대기하는 슬롯의 수에 대한 확률 분포는 다음과 같이 계산된다. 서비스 시간을 제한하면 모든 패킷은 최소 0 슬롯에서 최대 $M-1$ 슬롯을 대기하게 된다. C_r 을 정확하게 r 슬롯을 기다리는 패킷의 수의 기대값이라고 하고, C_E 를 큐에 존재하는 패킷의 수의 기대값이라고 하자. 슬롯 i 에서 현재 상태가 (k,n) 이라면, 다음 슬롯 $i+1$ 에서 k 패킷이 도착하게 된다. 슬롯 $i+1$ 에서 패킷의 수는 이 때 남아있는 패킷의 수와 새로 도착하는 패킷의 수의 합, 즉 $n-1+k$ 로 주어진다. 만약 이 합이 버퍼 크기 M 보다 적다면 모든 k 패킷은 큐에 들어가게 된다. 만약 이 수가 M 보다 크다면 $M-(n-1)$ 만큼만 큐에 들어가게 된다. 따라서 C_E 는 다음과 같이 주어진다.

$$C_E = \sum_{n=0}^M \sum_{k=1}^N k\pi(k,n) \dots (10)$$

여기서 $k = \min(k, M-(n-1))$ 이다.

큐가 비어있거나 하나의 패킷이 있고 도착하는 패킷이 $r(k > r)$ 보다 많다면, 도착하는 패킷 중에서 하나는 정확하게 전송하기 전까지 r 슬롯을 기다려야 한다. 마찬가지로 큐에 두 개의 패킷이 있다면,

$r-1$ 개 이상의 패킷이 도착할 때만 도착하는 패킷 중에서 하나는 r 슬롯을 기다리게 된다. 이미 큐에 $r+1$ 개의 패킷이 존재한다면 도착하는 패킷 중에서 하나는 도착하는 패킷의 수에 상관없이 항상 r 슬롯을 기다려야 한다. 따라서 C_r 은 다음과 같이 계산된다.

$$C_r = \sum_{n=0}^{r+1} \sum_{k=r+1-n}^N \pi(k,n) \dots (11)$$

여기서 $n = \max(0, n-1)$ 이다. 한 패킷이 전송을 하기 전에 정확하게 r 슬롯을 기다리는 확률 $P(r)$ 은 C_r 을 C_E 로 나눈 값으로 구해진다.

V. 검증(validation)

앞에서 제안한 근사 계산 알고리즘의 타당성을 시뮬레이션의 결과와 비교하여 검증하여 보았다. 시뮬레이션은 8개의 입력 프로세스와 16개의 입력 프로세스의 두 경우에 대해서 실행하였다. 그림4, 5, 6은 큐 길이 분포와 패킷 지연 시간에 대한 결과를 보여 주고 있다. 이 결과는 8 입력 프로세스의 경우 버퍼의 크기 $M=24$, 그리고 16개의 입력 프로세스의 경우 버퍼의 크기는 $M=32$ 로 하였다. 8개의 입력 프로세스의 값은 다음과 같다. 식 (3)과 (4)에 의해 주어지는 각 입력 링크의 사용률 $\rho_i = 0.12 (i=1,2,\dots,8)$ 로 하였다. 그리고 $C_1^2 = C_2^2 = 50$, $C_3^2 = C_4^2 = 100$, $C_5^2 = C_6^2 = 200$, $C_7^2 = C_8^2 = 500$ 이다. 여기서 C^2 는 식(5)에 의해 주어지는 도착 시간 간격의 전이 제곱 계수(the squared coefficient of variation)이다. 각 프로세스의 파라미터 p 와 q 는 식 (4)와 (5)로부터 구해진다. 16개의 입력 프로세스의 값은 다음과 같다. 입력 링크 사용률 $\rho_i = 0.03125$, $i=1,2,\dots,16$, 그리고 $C_1^2 = C_2^2 = C_3^2 = C_4^2 = 50$, $C_5^2 = C_6^2 = C_7^2 = C_8^2 = 100$, $C_9^2 = C_{10}^2 = C_{11}^2 = C_{12}^2 = 200$, $C_{13}^2 = C_{14}^2 = C_{15}^2 = C_{16}^2 = 500$.

이 결과에서 근사 알고리즘의 값과 시뮬레이션의 값이 거의 일치된 값을 갖는 것을 볼 수 있다. 그림4에서 큐 길이 분포가 이중 모드(bi-modal)의 모습을 갖는 것을 주목해 볼 필요가 있다. 두 개의 봉우리가 나오는 것은 큐가 비어있을 때와 큐가 완전히 채워져 있을 대에 해당한다. 이러한 패턴은

전체적인 입력 프로세스가 대단히 버스티한 특성을 갖기 때문에 비롯된다. 이 알고리즘의 정확도는 입력 프로세스가 갖는 C^2 의 전이 정도에 영향을 받는다고 볼 수 있다.

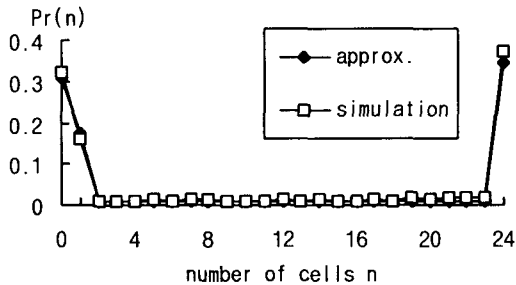


그림 4. 큐 길이 분포(N=8)
Figure 4. Queue-length distribution (N=8)

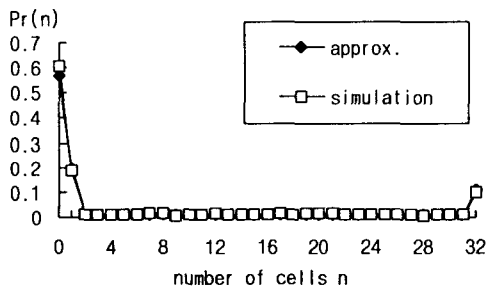


그림 5. 큐 길이 분포(N=16)
Figure 5. Queue-length distribution (N=16)

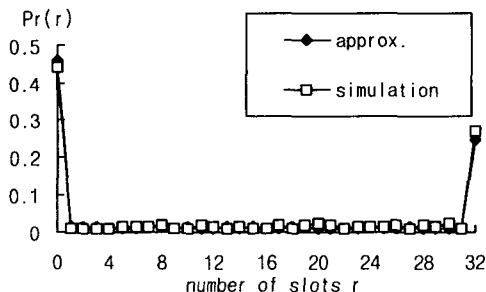


그림 6. 지연 시간 분포(N=16)
Figure 6. delay distribution (N=16)

VI. 결 론

본 논문에서는 n-IBP/D/1 대기 행렬 모형을 분석하는 근사 계산 알고리즘을 제안하였다. 이러한 모형은 ATM을 비롯한 셀스위칭 시스템과 다중화 장치에서 자주 발생하는 모형이다. 이 알고리즘은 기존의 방법이 모든 입력 프로세스가 동일한 프로세스라는 가정하에 기반을 두고 있는데 반해서 서로 다른 특성을 갖는 입력 프로세스를 가정하고 있다. N개의 입력 프로세스와 연계된 마코프 체인은 하나의 프로세스로 근사적으로 병합하여 적은 상태 공간의 행렬식 A로 표현하였다. 그리고 A에 의해 기술되는 하나의 입력 프로세스로 가정하여 이것을 대수적으로 해를 구하였다. 근사 알고리즘에 의해 제안된 결과와 시뮬레이션의 결과를 비교하여 제안된 알고리즘의 타당성을 검증하였다. 두 결과는 매우 일치된 결과를 보여 주고 있다. 이 알고리즘의 정확도는 입력 프로세스의 C^2 값의 범위에 영향을 받는다.

참고문헌

- [1] S.L. Albin, Approximating a point process by a renewal process, 2: Superposition arrival processes to queues, *Oper. Res.* 32(5), 1133-1162, 1984
- [2] W. White, Approximation a point process by a renewal process, 1: Two basic methods, *Oper. Res.* 30(1): 125-147, 1982
- [3] K. Sriram and W. White, Characterizing superposition arrival processes n packet multiplexers for voice and data, *IEEE J. SAC*, 4:833-846, September 1986
- [4] H.G. Perros and R. Onvural, On the superposition of arrival processes for voice and data, *Fourth Int. Conf. On Data Communication Systems and Their Performance*, pp. 341-357, June 1990
- [5] H. Heffs and D. M. Lucantoni, A Markov modulated characterization of packetized voice and data traffic and related statistical

- multiplexer performance, IEEE J. SAC, 4:856-868, September 1986
- [6] A. Baiocchi et al., Loss Performance analysis of an ATM multiplexer loaded with high-speed on-off sources, IEEE J. SAC, 9:388-393, 1991
- [7] H. Heffs, A class of data traffic processes-covariance function characterization and related queueing results, Bell Sys. Tech. J., 59:897-929, July-August 1980
- [8] D. Anick, D. Mitra, and M. M. Sondhi, Stochastic theory of a data-handling system with multiple sources, Bell Sys. Tech. J., 61:1871-1894, October 1982
- [9] B. Maglaris, S. Anastassiou, P. Sen, G. Karlsson, and J.D. Robbins, Performance models of statistical multiplexing in packet video communications, IEEE Tran. Comm., 36:834-844, July 1988
- [10] L. Norros, J.W. Roberts, A. Simmonian, and J. T. Virtanio, Loss performance analysis of an ATM multiplexer loaded with high-speed on-off sources, IEEE J. SAC, 9:378-387, 1991
- [11] R. Tucker, Accurate method for analysis of a packet-speech multiplexer with limited delay, IEEE Tran. Comm., 36:479-483, April



홍 석 원(Sug-Won Hong)
 1979.2 서울대학교 물리학과 (학사)
 1988.7. North Carolina State University 전산학(석사)
 1992.7 North Carolina State University 전산학(박사)
 1993.2-1995.2 전자통신연구원 광대역 통신망 연구부 선임연구원
 1995.3-현재 명지대학교 전자정보통신공학부 부교수
 관심분야: 망 구조 및 프로토콜 설계, 성능 분석