

# 속산 시뮬레이션에 의한 ATM 텔레트래픽 연구

국광호\*, 이창호\*\*, 오창환\*\*\*, 강성렬\*\*\*

\* 서울산업대학교 산업공학과

\*\* 강남대학교 산업공학과

\*\*\* 한국전자통신연구소 교환기술연구단

## Abstract

The cell loss probability recommended in the B-ISDN is in the range of  $10^{-8} \sim 10^{-12}$ . When a simulation technique is used to analyze the performance of the ATM switching system, an enormous amount of computer time is required. In this study, we derive an importance sampling simulation technique that can be used to evaluate the loss probability in the IBP/D/1 and MMBP/D/1 queueing system. The simulation results show that the loss probability obtained by the importance sampling simulation is very close to that obtained by the ordinary simulation and the computer time can be reduced drastically by the importance sampling simulation.

## 1. 서론

정보화 사회의 하부구조 역할을 하고 있는 정보통신망은 현재 고성능의 음성, 데이터, 비디오, 이미지 통신의 수요가 증가함에 따라 이들을 모두 만족시킬 수 있는 광대역 종합정보통신망(B-ISDN)으로 진화하고 있다. B-ISDN에서는 ATM(Asynchronous Transfer Method) 전송방식을 사용하는데, 사용자 정보들이 셀이라고 불리는 고정된 길이의 블럭 형태로 전송되는 ATM 전송방식에서는 다양한 호(정보원)로부터의 셀들이 통계적으로 다중화되어 전송되므로 네트워크의 각 노드에 가해지는 트래픽 부하가 노드의 처리능력을 초과할 경우에는 노드에서 셀이 손실되는 경우가 발생하며 셀 지연시간도 상당히 길어지게 된다.

B-ISDN에서는 셀 손실율이  $10^{-8} \sim 10^{-12}$ 의 수준까지 요구되는 데 이러한 셀 손실율을 시뮬레이션에 의해 추정하기 위해서는 엄청난 양의 시뮬레이션 시간을 필요로 한다. 예를 들어 표본크기를 100으로 하고자 할 때  $10^{10} \sim 10^{14}$ 개의 셀에 대한 시뮬레이션을 수행해야 한다. 따라서 셀 손실율을 성능척도로 ATM 교환시스템을 분석할 때 통상의 시뮬레이션 기법을 적용하는 것은 컴퓨터 수행시간상 한계가 있다.

이 문제를 해결하기 위해서 희귀사건(rare event)에 대한 시뮬레이션 수행시 시뮬레이션 수행시간을 많이 줄일 수 있는 속산 시뮬레이션 기법들이 사용될 수 있는데, 이는 중요샘플링(importance sampling), 재시작(restart) 기법등을 사용하는 분산 축소기법(variance reduction technique)과 tail extrapolation, extreme value theory등을 사용하는 외삽기법(extrapolative technique) 등이 있다. 본 논문에서는 시뮬레이션에 의한 ATM 교환시스템의 성능분석의 가능성을 검토하기 위해서 셀(고객)의 입력과정이 IBP(Interrupted Bernoulli Process), 또는 MMBP(Markov Modulated Bernoulli Process)형태를 따르고 셀의 서비스 시간은 일정한 시간을 갖는 큐잉 시스템에서 셀 손실확률과 과도한 지연시간을 유발할 확률 등

을 속산 시뮬레이션 기법중의 하나인 중요샘플링 기법에 의해 빠르게 시뮬레이션 할 수 있음을 보이고자 한다.

## 2. 중요샘플링

중요 샘플링 시뮬레이션이란 시스템을 지배하는 확률분포를 변형하여 흥미있는 희귀한 사건이 원래보다 훨씬 자주 발생하도록 한 후 얻어진 결과를 다시 수정함으로써 희귀한 사건이 발생할 확률을 빨리 추정할 수 있는 방법을 말한다.

이 과정을 이산시간 마코프 사슬(Discrete-Time Markov Chain)의 경우를 예로 들어 설명하면 다음과 같다. 전이행렬  $P$ , 초기분포  $\mu$ , 실수함수  $f$ 가 주어졌을 때 다음 값을 시뮬레이션에 의해 구하고자 한다.

$$\alpha = E_P f(X_0, X_1, \dots) \quad (1)$$

위에서  $X = \{X_n : n \geq 0\}$ 는  $P$ 와  $\mu$ 를 갖는 마코프 사슬이고,  $E_P(\cdot)$ 는  $P$ 와  $\mu$ 를 갖는  $X$ 의 경로공간(path space) 상에서의 기대값을 나타낸다. 이 문제에 중요샘플링 기법을 적용하기 위한 새로운 확률질량함수  $g$ 를 결정하는 절차는 다음과 같다.  $S = \{0, 1, \dots\}$ 를  $X$ 의 상태공간이라 할 때  $\mu$ 와  $P$ 를 각각  $\mu = (\mu(i) : i \in S)$ 와  $P = (P(i, j) : i, j \in S)$ 로 나타내고  $f$ 가 고정된 시점  $n$ 까지의  $X$ 의 궤적에 의존한다고 하면 (즉,  $f(X_0, X_1, \dots) = f(X_0, X_1, \dots, X_n)$ ) (1)식은 다음과 같이 된다.

$$E_P f(X_0, X_1, \dots) = \sum_{i_0, \dots, i_n} f(i_0, \dots, i_n) \mu(i_0) \prod_{k=0}^{n-1} P(i_k, i_{k+1}) \quad (2)$$

$g : S_{n+1} \rightarrow R$ 을 다음의 성질을 갖는 확률질량함수(probability mass function)라 하자.

$$\mu(i_0) \prod_{k=0}^{n-1} P(i_k, i_{k+1}) > 0 \Rightarrow g(i_0, \dots, i_n) > 0$$

그러면 (2)식은 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned} \alpha &= \sum_{i_0, \dots, i_n} f(i_0, \dots, i_n) \frac{\mu(i_0) \prod_{k=0}^{n-1} P(i_k, i_{k+1})}{g(i_0, \dots, i_n)} \\ &= E_g f(X_0, \dots, X_n) \frac{\mu(X_0) \prod_{k=0}^{n-1} P(X_k, X_{k+1})}{g(X_0, \dots, X_n)} \end{aligned} \quad (3)$$

위에서  $E_g(\cdot)$ 는 확률질량함수  $g$ 를 갖는  $X$ 의 궤적상에서의 기대값을 나타낸다. (3)식에 의해  $\alpha$ 는 확률질량함수  $g$ 로부터 확률변수  $\vec{X} = (X_0, \dots, X_n)$ 를 반복

적으로 발생하고 이로부터 생성되는  $U_i = f(\bar{X}_i)$ 의 가중 평균으로부터 구할 수 있다.

### GI/GI/1 큐잉 시스템의 중요샘플링 방법

A와 B가 각각 도착간격 시간과 서비스 시간의 분포 함수를 나타내는 GI/GI/1 큐를 고려한다.  $M_a$ 와  $M_b$ 를 분포함수 A, B의 모멘트 발생함수라 하고  $1/\lambda$ 와  $1/\mu$ 를 A와 B의 평균이라 하자. 우리가 큐길이가 N을 초과할 확률  $\alpha$ 를 추정하고자 한다고 하자. Large deviation theory를 이용하여 점근적으로 효율적인 새로운 확률 measure를 구하는 절차를 설명하면 다음과 같다.

정의 1. [1] A와 B로부터 새로운 확률 measure  $A^*$ 와  $B^*$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$dA^*(z) = \frac{e^{\theta_a^* z} dA(z)}{M_a(\theta_a^*)}$$

$$dB^*(z) = \frac{e^{\theta_b^* z} dB(z)}{M_b(\theta_b^*)} \quad (4)$$

$\theta_a^*$ 와  $\theta_b^*$ 는  $M_a(-\theta^*)M_b(\theta^*)=1$ 을 만족하는  $\theta^*$ 에 대해

$$\theta_a^* = -\theta^*$$

$$\theta_b^* = \theta^*$$

의 값을 갖는다.  $A^*$ 와  $B^*$ 는 파라미터  $\theta_a^*$ 와  $\theta_b^*$ 에 의해 지수변환된 measure라 일컬어진다.

$N(t)$ 를 시점 t에서의 큐의 길이를 나타낸다면  $\alpha$ 는  $N(0)=0$ 에서 시작해서  $N(t)$ 가 0에 도달하기 전에 N에 도달할 확률이 된다. 중요 샘플링 시뮬레이션에 의해  $\alpha$ 를 추정하기 위해 시스템이 비어있는 시점에서 시작해서 처음으로 시스템이 비어있는 상태가 되거나 N에 도달할 때까지의 시간을 하나의 주기로 정의한다. 또한

$$V_k = \begin{cases} 1: N(t) \text{가 } k \text{ 번째 주기에서 } N \text{에 도달할 경우} \\ 0: N(t) \text{가 } k \text{ 번째 주기에서 } 0 \text{에 도달할 경우} \end{cases}$$

라 하면  $\alpha$ 의 불편추정량은 (4)식의  $A^*$ 와  $B^*$ 를 사용해서 n개의 주기를 시뮬레이션 한 후 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$\alpha^* = \frac{V_1 L_1 + V_2 L_2 + \dots + V_n L_n}{n} \quad (5)$$

위에서  $L_k$ 는  $A_i \geq 0$ 를 i-1번째와 i번째 도착사이의 시간,  $B_i \geq 0$ 를 i-1번째 고객을 서비스하는 시간,  $K_a$ 를 k번째 주기에 도착한 고객의 수,  $K_b$ 를 k번째 주기에서 서비스 받은 고객의 수를 나타낸다면 다음과 같이 정의된다.

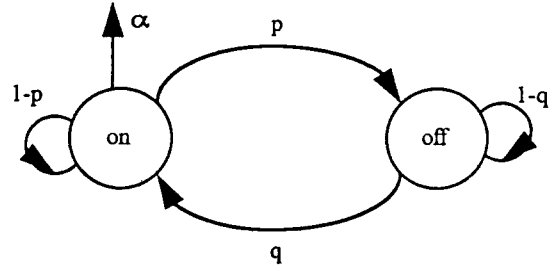
$$L_k = \prod_{i=1}^{K_a} \frac{dA(A_i)}{dA^*(A_i)} \prod_{i=1}^{K_b} \frac{dB(B_i)}{dB^*(B_i)} \quad (6)$$

### 3. 중요샘플링에 의한 큐잉 시스템의 속산 시뮬레이션 결과

본절에서는 큐잉 시스템에 입력되는 트래픽이 IBP 또는 MMBP를 따르고 서비스시간이 Deterministic 분포를 따르는 경우에 큐잉 시스템의 성능을 중요샘플링 기법에 의해 분석할 수 있는 방법을 기술하고 그 정확성을 시뮬레이션에 의해 검증한다.

#### 3.1 IBP/D/1 큐잉 시스템

IBP/D/1 큐잉 시스템에서는 입력되는 트래픽이 (그림 1)과 같은 IBP 모델을 따르며 셀의 서비스 시간은 항상  $1/\mu$ 인 일정한 시간을 갖는다.



(그림 1) IBP 모델

On 상태에 있는 하나의 슬롯이 하나의 셀을 포함할 확률은  $\alpha$ 이고 셀을 포함하지 않을 확률은  $(1-\alpha)$ 이며 off 상태에 있는 슬롯은 셀을 포함하지 않는다. 하나의 슬롯이 on 상태에 있다고 주어졌을 때 다음 슬롯에도 on 상태에 있을 확률은  $p$ 이며 off 상태로 바뀔 확률은  $(1-p)$ 가 된다. 유사하게 하나의 슬롯이 off 상태에 있다고 주어졌을 때 다음 슬롯에도 off 상태에 있을 확률은  $q$ 이며 on 상태로 바뀔 확률은  $(1-q)$ 이다.

IBP 모델에서의 셀의 도착간격시간의 모멘트 발생 함수  $M_a(-\theta)$ 는 다음과 같이 되며[2]

$$M_a(-\theta) = \frac{\alpha[p + e^{-\theta}(1-p-q)]e^{-\theta}}{(1-\alpha)(p+q-1)e^{-2\theta} - [q + p(1-\alpha)]e^{-\theta} + 1} \quad (7)$$

서비스시간의 모멘트 발생함수  $M_b(\theta)$ 는 다음과 같다.

$$M_b(\theta) = e^{\frac{1}{\mu}\theta}$$

따라서 2절의 정의 1에 의해서 중요 샘플링을 위한 새로운 확률 measure를 얻을 수 있다.

[예 1] (그림 1)에서  $\alpha=0.4$ ,  $p=0.8$ ,  $q=0.2$ 이고 서비스 시간이 항상 2라면 ( $\mu=1/2$ )

$$M_a(-\theta) \cdot M_b(\theta) = \frac{0.32 e^{-\theta}}{-0.68 e^{-\theta} + 1} e^{2\theta} = 1$$

을 만족하는  $\theta^* = 0.75377$ 을 얻는다.

(4)식으로부터 새로운 도착간격시간의 Laplace 변환은

$$\begin{aligned} \phi_a^*(\theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\theta x} dA^*(z) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\theta x} \frac{e^{\theta_a^* x} dA(z)}{M_a(\theta_a^*)} \\ &= \frac{1}{M_a(-\theta^*)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(\theta+\theta^*)x} dA(z) \\ &= \frac{1}{M_a(-\theta^*)} M_a(-(\theta+\theta^*)) \\ &= \frac{0.6802 e^{-\theta}}{-0.320 e^{-\theta} + 1} \end{aligned} \quad (8)$$

이 되며 이를 역변환시키면 새로운 도착간격시간의 분포를 얻을 수 있다.

따라서 (7)식과 (8)식을 토대로 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} p+q &= 1 \\ \alpha \cdot p &= 0.6802 \\ q + p(1-\alpha) &= 0.32 \end{aligned}$$

위 식으로부터 새로운 도착간격시간의 분포는

$\alpha^* = 0.85025$ ,  $\beta^* = 0.8$ ,  $q^* = 0.2$ 인 IBP 모델을 따름을 알 수 있다. 그리고 서비스 시간의 새로운 확률 measure는 (4)식으로부터

$$dB^*(z) = \frac{e^{0.75377z} dB(z)}{e^{2 \times 0.75377z}}$$

$$= \begin{cases} e^{0.75377 \times 2} & ; z=2 \\ 0 & ; z \neq 2 \end{cases}$$

가 되어 새로운 서비스 시간도 항상 2인 deterministic 분포를 따른다.

IBP/D/1 시스템에서의  $\alpha$ 값은 새로운 확률 measure하에서 n개의 주기를 시뮬레이션한 후 (5)식과 같이 다음 식에 의해 추정할 수 있다.

$$\alpha_n^* = \frac{V_1 L_1 + V_2 L_2 + \dots + V_n L_n}{n}$$

위 식에서  $L_k$ 는 k번째 주기의 시뮬레이션 수행시 매 슬롯마다 <표 1>의 절차에 의해 구해진다. 단  $dB^*(z) = dB(z)$ 이므로 셀의 서비스가 발생할 때에는  $L_k$ 에 변화가 없게 된다.

다음 <표 2>는 원래의 확률 measure를 이용하여 직접 시뮬레이션에 의해 버퍼가 full이 되는 경우가 200번 발생되게 한 후  $\alpha$ 를 추정한 값과 새로운 확률 measure를 이용하여 중요샘플링에 의해 버퍼가 full이 되는 경우가 200번 발생되게 한 후  $\alpha$ 를 추정한 값을 나타낸다.

<표 1> IBP/D/1 에서의  $L_k$ 의 계산

이전슬롯의 상태	현재슬롯의 상태	$L_k$
on	on, 셀 포함	$L_k = L_k \times \frac{\beta \alpha}{\beta^* \alpha^*}$
	on, 셀 무포함	$L_k = L_k \times \frac{\beta(1-\alpha)}{\beta^*(1-\alpha^*)}$
	off	$L_k = L_k \times \frac{(1-\beta)}{(1-\beta^*)}$
off	off	$L_k = L_k \times \frac{\alpha}{\alpha^*}$
	on, 셀 포함	$L_k = L_k \times \frac{(1-q)\alpha}{(1-q^*)\alpha^*}$
	on, 셀 무포함	$L_k = L_k \times \frac{(1-q)(1-\alpha)}{(1-q^*)(1-\alpha^*)}$

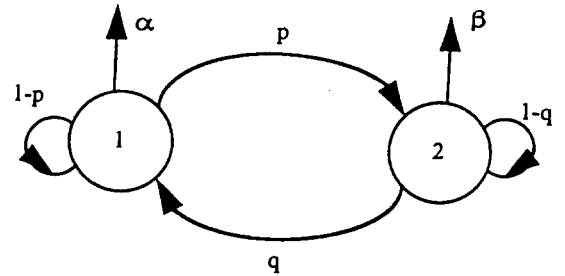
<표 2> IBP/D/1 큐잉 시스템에 대한 결과

버퍼 갯수 (N)	직접시뮬레이션 $\alpha=0.4, \mu=0.5,$ $\beta=0.8, q=0.2$		중요샘플링 $\alpha^*=0.85025, \mu^*=0.5,$ $\beta^*=0.8, q^*=0.2$	
	평균	셀발생개수	평균	셀발생개수
3	0.18904	2040	0.17112	889
4	0.03630	14047	0.03455	1615
5	0.00656	70125	0.00643	2407
6	0.00180	421912	0.00167	3067
7	0.00044	676540	0.00036	3908

<표 2>로부터 새로운 확률 measure를 이용하는 중요샘플링 기법에 의해  $\alpha$ 값을 거의 정확하게 추정할 수 있음을 알 수 있다. 또한 원래의 확률 measure를 이용하여 직접 시뮬레이션하는 경우에는 버퍼의 개수가 늘어날 때 셀의 발생수가 기하급수적으로 증가하는 반면 중요샘플링 기법을 적용하는 경우에는 선형적으로 증가함을 알 수 있다. 즉  $\alpha$ 가  $10^{-9}$  정도가 되더라도 빨리 시뮬레이션 할 수 있음을 알 수 있다.

### 3.2 MMBP/D/1 큐잉 시스템

MMBP/D/1 큐잉 시스템에서는 ATM 노드에 입력 되는 트래픽이 (그림 2)와 같은 MMBP 모델을 따르며 셀의 서비스 시간은 항상  $1/\mu$ 인 일정한 시간을 갖는다.



(그림 2) MMBP 모델

상태 1(2)에 있는 슬롯이 하나의 셀을 포함할 확률은  $\alpha(\beta)$ 이고 셀을 포함하지 않을 확률은  $(1-\alpha)((1-\beta))$ 이다. 하나의 슬롯이 상태 1에 있다고 주어졌을 때 다음 슬롯에서도 상태 1에 있을 확률은  $p$ 이며 상태 2로 바뀔 확률은  $(1-p)$ 가 된다. 유사하게 하나의 슬롯이 상태 2에 있다고 주어졌을 때 다음 슬롯에도 상태 2에 있을 확률은  $q$ 이며 상태 1로 바뀔 확률은  $(1-q)$ 이다.

MMBP 모델에서의 셀의 도착간격시간의 모멘트 발생함수  $M_a(-\theta)$ 는 다음과 같이 된다.[2]

$$M_a(-\theta) = \frac{c_2 e^{-2\theta} + c_1 e^{-\theta}}{d_2 e^{-2\theta} + d_1 e^{-\theta} + d_0} \quad (9)$$

$$c_2 = (1-p-q)[(1-q)(1-\beta)\alpha^2 + (1-p)(1-\alpha)\beta^2]$$

$$c_1 = (1-q)\alpha[p\alpha + (1-p)\beta] + (1-p)\beta[q\beta + \alpha(1-q)]$$

$$d_2 = (1-\alpha)(1-\beta)(p+q-1)[(1-q)\alpha + (1-p)\beta]$$

$$d_1 = -[(1-q)\alpha + (1-p)\beta][q(1-\beta) + p(1-\alpha)]$$

$$d_0 = (1-q)\alpha + (1-p)\beta$$

그리고 서비스 시간의 모멘트 발생함수  $M_b(\theta)$ 는 다음과 같이 된다.

$$M_b(\theta) = e^{\frac{1}{\mu}\theta}$$

따라서 2절의 정의 1에 위해서 중요샘플링을 위한 새로운 확률 measure를 얻을 수 있다.

[예 2] (그림 2)에서  $\alpha=0.4, \beta=0.2, p=0.8, q=0.2$ 이고 서비스시간이 항상 2라면 ( $\mu=1/2$ )

$$M_a(-\theta) \cdot M_b(\theta) = \frac{0.1296 e^{-\theta}}{-0.2304 e^{-\theta} + 0.36} e^{2\theta} = 1 \quad (10)$$

을 만족하는  $\theta^* = 0.575$ 를 얻는다.

(9)식에 의해서 새로운 도착간격시간의 Laplace 변환을 구하면

$$\phi_a^*(\theta) = \frac{1}{M_a(-\theta^*)} M_a(-(\theta + \theta^*))$$

$$= \frac{0.23035 e^{-\theta}}{-0.12965 e^{-\theta} + 0.36} \quad (11)$$

$$= \frac{0.23035 \times y \times e^{-\theta}}{-0.12965 \times y \times e^{-\theta} + 0.36 \times y}$$

이 되므로 이를 역변환시키면 새로운 도착간격시간의 분포를 얻을 수 있다. (11)식에서 세 번째 등식은 두 번째 등식의 분모 분자에  $y$ 를 곱한 결과이다. (11)식과 (9)식

을 토대로 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} (1-p-q)[(1-q)(1-\beta)\alpha^2 + (1-p)(1-\alpha)\beta^2] &= 0 \\ (1-q)\alpha[p\alpha + (1-p)\beta] + (1-p)\beta[q\beta + \alpha(1-q)] &= 0.23035v \\ (1-\alpha)(1-\beta)(p+q-1)[(1-q)\alpha + (1-p)\beta] &= 0 \quad (12) \\ [(1-q)\alpha + (1-p)\beta][q(1-\beta) + p(1-\alpha)] &= 0.12965v \end{aligned}$$

$$(1-q)\alpha + (1-p)\beta = 0.36v$$

(12) 식으로부터 다음 두 조건식을 얻을 수 있다

$$\begin{aligned} p+q &= 1 \\ (1-q)\alpha + (1-p)\beta &= 0.64 \end{aligned}$$

위 두 식을 만족시키는 p와 q는 무수히 많은 데 새로운 확률 measure의  $p^*, q^*$ 를 원래의 확률 measure인 p, q와 같게 하고 새로운 확률 measure하에서 상태 1과 상태 2에서 도착하는 셀의 비율을 원래의 확률 measure하에서 상태 1과 상태 2에서 도착하는 셀의 비율과 같게 한다면, 즉

$$\begin{aligned} p^* &= 0.8 \\ q^* &= 0.2 \\ \alpha^* &= 2\beta^* \left( \frac{p^*}{p^*+q^*} \times \alpha^* : \frac{q^*}{p^*+q^*} \times \beta^* = \frac{p}{p+q} \times \alpha : \frac{q}{p+q} \times \beta \right) \end{aligned}$$

라면 새로운 도착간격시간의 분포는  $p^*=0.8, q^*=0.2, \alpha^*=0.7111, \beta^*=0.3556$ 인 MMBP 모델을 따름을 알 수 있다 그리고 서비스 시간의 새로운 확률 measure는 (4)식으로부터

$$\begin{aligned} dB^*(z) &= \frac{e^{0.575z} dB(z)}{e^{z \times 0.575}} \\ &= \begin{cases} \frac{e^{0.575 \times 2}}{e^{z \times 0.575}} = 1 & ; z=2 \\ 0 & ; z \neq 2 \end{cases} \end{aligned}$$

가 되어 새로운 서비스시간도 항상 2인 deterministic 분포를 따른다.

MMBP/D/1 시스템에서의  $\alpha$ 값도 새로운 확률 measure하에서 n개의 주기를 시뮬레이션한 후 (5)식과 같이 다음 식에 의해 추정할 수 있다.

$$\alpha_n^* = \frac{V_1 L_1 + V_2 L_2 + \dots + V_n L_n}{n}$$

위식에서  $L_k$ 는 IBP/D/1 시스템에서와 유사하게 k번째 주기의 시뮬레이션 수행시 매슬롯마다 다음 <표 3>과 같이 구해진다.

<표 3> MMBP/D/1 에서의  $L_k$ 의 계산

이전슬롯의 상태	현재슬롯의 상태	$L_k$
1	1, 셀 포함	$L_k = L_k \times \frac{p\alpha}{p^*\alpha^*}$
	1, 셀 무포함	$L_k = L_k \times \frac{p(1-\alpha)}{p^*(1-\alpha^*)}$
	2, 셀 포함	$L_k = L_k \times \frac{(1-p)\beta}{(1-p^*)\beta^*}$
	2, 셀 무포함	$L_k = L_k \times \frac{(1-p)(1-\beta)}{(1-p^*)(1-\beta^*)}$
2	2, 셀 포함	$L_k = L_k \times \frac{q\beta}{q^*\beta^*}$
	2, 셀 무포함	$L_k = L_k \times \frac{q(1-\beta)}{q^*(1-\beta^*)}$
	1, 셀 포함	$L_k = L_k \times \frac{(1-q)\alpha}{(1-q^*)\alpha^*}$
	1, 셀 무포함	$L_k = L_k \times \frac{(1-q)(1-\alpha)}{(1-q^*)(1-\alpha^*)}$

다음 <표 4>는 원래의 확률 measure를 이용하여 직접 시뮬레이션에 의해 버퍼가 full이 되는 경우가 200번

발생되게 한 후  $\alpha$ 를 추정된 값과 새로운 확률 measure를 이용하여 중요샘플링에 의해 버퍼가 full이 되는 경우가 200번 발생되게 한 후  $\alpha$ 를 추정된 값을 나타낸다.

<표 4> MMBP/D/1 큐잉 시스템에 대한 결과

버퍼 갯수 (N)	직접시뮬레이션 $\alpha=0.4, \beta=0.2, p=0.8,$ $q=0.2, \mu=0.5$		중요샘플링 $\alpha^*=0.7111, \beta^*=0.3556,$ $p^*=0.8, q^*=0.2, \mu^*=0.5$	
	평균	셀발생개수	평균	셀발생개수
3	0.23419	4849	0.24435	696
4	0.06991	23227	0.07204	1514
5	0.02211	84036	0.02147	2354
6	0.00667	252528	0.00636	3247
7	0.00200	992944	0.00208	4205

<표 4>로부터 새로운 확률 measure를 이용하는 중요샘플링 기법에 의해  $\alpha$ 값을 거의 정확하게 추정할 수 있음을 알 수 있다. 또한 원래의 확률 measure를 이용하여 직접 시뮬레이션하는 경우에는 버퍼의 개수가 늘어날 때 셀의 발생수가 기하급수적으로 증가하는 반면 중요샘플링 기법을 적용하는 경우에는 선형적으로 증가함을 알 수 있다. 즉  $\alpha$ 가  $10^{-9}$  정도가 되더라도 빨리 시뮬레이션 할 수 있음을 알 수 있다.

#### 4. 결론

B-ISDN에서의 셀손실율과 같은 희귀한 사건을 시뮬레이션에 의해 분석하기 위해서는 이를 빨리 시뮬레이션 할 수 있는 속산 시뮬레이션 기법이 필요하다. 본 논문은 IBP/D/1, MMBP/D/1 큐잉시스템에서의 희귀한 사건을 시뮬레이션 하는데 중요샘플링 기법이 매우 유용함을 보였다. B-ISDN은 여러 서비스 노드들이 연결된 큐잉 네트워크의 형태를 따르므로 B-ISDN의 성능을 시뮬레이션에 의해 분석하기 위해서는 하나의 서비스 노드에 IBP, MMBP를 따르는 여러 트래픽이 혼합해서 들어오는 경우에 중요샘플링 기법을 적용하는 방법과 이들이 하나의 서비스 노드에서 서비스 받은 후 떠나는 과정인 departure process에 대한 연구를 함으로서 B-ISDN망에 적용가능한 중요샘플링 기법에 대해 연구하는 것이 향후 필요할 것이다.

#### <참 고 문 헌>

- [1] J. S. Sadowski, "Large Deviations Theory and Efficient Simulation of Excessive Backlogs in a GI/GI/m Queue", IEEE Tran. on Auto. Con., Vol. 36, No. 12, Dec. 1991.
- [2] R. O. Onvural, "Asynchronous Transfer Mode Techniques," Artech House, Inc., 1994.
- [3] M. Cottrel, J. C. Fort and G. Malgouyres, "Large Deviations and Rare Events in the Study of Stochastic Algorithms", IEEE Trans. on Auto. Con., Vol. AC-28, No. 9, 1983.
- [4] M. R. Frater, T. M. Lennon and B. D. O. Anderson, "Optimally Efficient Estimation of the Statistics of Rare Events in Queueing Networks", IEEE Trans. on Auto. Con., Vol. 36, No. 12, Dec. 1991
- [5] S. Parekh and J. Walland, "Quick Simulation Method for Excessive Backlogs in Networks and Queues", IEEE Tra. on Auto. Con., Vol. 34, No. 1, Jan. 1989. pp.887~896