

# 이질적인 이동성 모델링을 통한 셀룰러 이동통신 시스템의 새로운 성능평가\*

여건민 · 류지현 · 전치혁

포항공과대학교 산업공학과

## A New Approach to Performance Evaluation of Cellular Systems Considering Mixed Platforms Environment

Kunmin Yeo · Jihyun Ryu · Chi-Hyuck Jun

We present a new approach to the analysis of mobile cellular communication systems under the environment of mixed platforms adopting a guard channel scheme. We assume general cell residence time distributions according to platform-types. Our system model is based on a heterogeneous M/G/c loss system with customer-dependent guard channels, where heterogeneous customers with different service time distributions have different numbers of their own guard channels. We develop the general formula of steady state probabilities for the heterogeneous M/G/c loss system with customer-dependent guard channels. The mean channel occupancy times of new and handoff calls are rigorously derived under a general setting. Finally, our numerical results show that the blocking probability and the forced termination probability are sensitive to the cell residence time distributions.

### 1. 서론

셀룰러(cellular) 이동통신 시스템의 성능분석에 있어 신규 호(new call)의 통화요구차단확률(blocking probability), 핸드오프 호(handoff call)의 강제통화차단확률(forced termination probability)과 같은 성능지표(performance measure)는 시스템의 통화품질을 결정하는 주요 요소로서 많은 연구가 진행되고 있다. 셀룰러 이동통신 시스템에 있어 이동단말은 통신 중 셀 내에서 임의의 방향으로 움직이며 일정시간 동안 무선채널(radio channel)을 점유하게 된다. 따라서, 한 셀에서 이동단말이 머무는 시간으로 정의되는 셀체류시간(cell residence time)은 무선채널자원의 가용성을 결정하는 중요한 파라미터로 작용한다. 통화요구차단확률과 강제통화차단확률은 셀체류시간과 밀접한 관련이 있기 때문에 셀체류시간을 특정 분포로 가정하는 것은 실제 시스템을 정확하게 모델링하기에 적당하지 않다. 현재까지 대부분의 연구에서는 시스템 모델 수립의 편의성을 위하여 마코브 체인(Markov Chain)으로 모델링을 하

고 있다. 이러한 접근방식은 분석의 단순화를 위하여 확률분포에 대한 검증 없이 셀체류시간을 지수분포로 가정함으로써 가능했다고 볼 수 있다(Rappaport and Purzynski, 1996; Lin, Mohan and Noerpel, 1994). Hong and Rappaport(1986)는 속도와 방향의 변화를 무시한 이동단말의 단순한 이동성을 고려하여 셀체류시간 분포를 도출하였다. Del Re, Fantacci and Giambene(1995)는 일양분포(uniform distribution)를 따르는 상수 속도를 가정한 후에 셀체류시간의 확률밀도함수를 도출하였다. Inoue, Morikawa and Mizumachi(1994)는 Del Re, Fantacci and Giambene(1995)의 분석 절차를 적용하여 속도를 일양분포가 아닌 것으로 하여 분석하였으나 해를 구하지 못하고 일련의 적분 방정식들만을 제시하였다. Zonoozi and Dassanayake(1997)는 셀체류시간이 일반적인 감마분포로 나타내어짐을 보였다. Orlik and Rappaport(1998)은 다양한 플랫폼과 멀티미디어 환경을 모델링하기 위해 셀체류시간을 phase-type 분포로 근사화시켰으나, 시스템의 상태를 birth-death 프로세스로 모델링한 결과 한 셀에 할당되는 채널의 수가 커짐에 따라 시스템의 상태수가 급속히 늘어나는 문제를 가진다. Rappaport and

\* 이 논문은 1997년 한국학술진흥재단의 학술연구비에 의하여 지원되었음.

Purzynski(1996)는 다양한 플랫폼을 가지는 환경을 반영하였으나 기본적으로 마코브 모델이며, 각각의 플랫폼에 대한 셀체류시간을 지수분포로 가정하였다. 최근에 Fang, Chlamtac and Lin(1997)은 셀체류시간을 일반분포로 가정하고 통화완료확률(call completion probability)을 구하였으나 이는 신규 호의 통화요구차단확률 및 핸드오프 호의 강제통화차단확률이 입력값으로 주어진 결과이다.

실제 시스템에 있어서 각각의 이동단말은 자동차 또는 보행자와 같은 다양한 플랫폼(platform)을 통하여 통신이 가능하다. 따라서 각 플랫폼의 이동성이 상이하므로 플랫폼에 따른 셀체류시간의 분포가 다를 수 있다. 결과적으로 셀룰러 이동통신 시스템의 모델링을 위해서는 서로 상이한 플랫폼에 대한 고려가 선행되어야 한다. 본 연구는 이러한 특성에 대한 인식으로부터 진행되었다. 셀체류시간에 대한 특정 분포의 가정 대신 일반분포를 사용하여 이동성 모델링에 반영하였다. 일반적으로 신규 호의 통화요구차단보다 핸드오프 호의 강제통화차단이 바람직하지 못하므로 핸드오프 호에 대해서 우선권을 부여하기 위해 다음과 같은 정책을 사용한다(Hong and Rappaport, 1986): 1) 핸드오프 호를 위한 전용채널(guard channel) 확보 정책 (guard channel scheme) 2) 핸드오프 호를 위한 전용 큐(queue) 확보 정책 (FIFO scheme: first-in-first-out scheme). 위 두 가지 정책 모두 핸드오프 호에 우선권을 준다는 점에서 비슷한 개념이나 모델링 방법론에 있어 많은 차이를 보인다. 본 연구에서는 핸드오프 호를 위한 전용채널을 가지는 정책을 적용한다. 본 논문에서 고려하는 시스템은 기본적으로 두 유형의 입력과 핸드오프 호를 위한 전용채널을 가지는 M/G/c 손실 시스템(loss system)이다. 즉, 입력 트래픽으로서 신규 호와 핸드오프 호의 두 종류를 가지고 핸드오프 호를 위해 큐가 아닌 전용채널을 가지는 시스템이다. 본 논문에서 유도된 전용채널을 고려한 이질적인(heterogeneous) M/G/c 손실 시스템의 정상상태확률의 공식으로부터 통화요구차단확률과 강제통화차단확률과 같은 성능지표는 서비스시간 즉, 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간(channel occupancy time)의 기대치에만 의존하는 특성을 발견할 수 있다. 이로부터 복잡한 형태의 채널점유시간을 가지는 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간의 기대치만 구할 수 있으면 손실 시스템의 정상상태확률을 쉽게 구할 수 있다는 사실을 알 수 있다.

2절에서는 두 유형의 입력과 핸드오프 호를 위한 전용채널을 가지는 M/G/c 손실 시스템을 소개하고 안정상태에서의 확률분포를 제시하였다. 3절에서는 다양한 플랫폼의 상황을 고려하여 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간의 기대치를 도출하였다. 4절에서는 핸드오프 호의 도착률을 유도하고, 5절에서 통화요구차단확률과 강제통화차단확률과 같은 성능지표를 산출하였다. 6절에서는 실제 수치를 이용한 예들과 그 결과를 실었으며, 끝으로 7절에서 결론을 맺었다.

## 2. 시스템 모델

본 시스템 모델에서는 신규 호와 핸드오프 호, 두 유형의 트래픽이 있으며, 각각의 채널점유시간은 각기 다른 일반분포를 따른다. 일반적으로 핸드오프 실패로 인한 통화 중 끊김 현상은 최초 통화시도의 거절보다 덜 바람직하므로 핸드오프 호에 대해 우선권을 부여하기 위해 핸드오프를 위한 전용채널을 두는 방식을 채택한다. 각 셀은 총  $c$ 개의 동일한 채널 중에서  $c_h$ 만큼을 핸드오프 호 전용으로 예약한다. 즉 신규 호는  $c - c_h$ 개의 채널을 사용할 수 있으며, 핸드오프 호는  $c$ 개의 채널을 모두 사용할 수 있다. 현재 셀에서 총  $c - c_h$  이상의 채널을 사용 중이면 신규 호의 통화요구는 거절되며,  $c$ 개의 모든 채널이 사용 중이면 핸드오프 호는 핸드오프 영역(handoff region)을 벗어남으로써 강제적으로 차단된다. 따라서 본 연구에서 분석하고자 하는 모델은, 두 유형의 입력을 가지는 전용채널을 고려한 이질적인 M/G/c 손실 시스템이다. <그림 1>은 시스템 모델을 나타낸다.

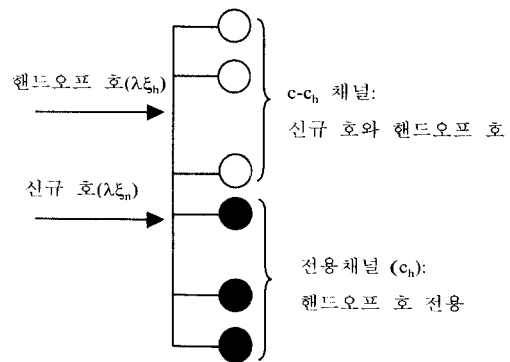


그림 1. 시스템 모델.

신규 호와 핸드오프 호로 구성된 입력 트래픽은 도착률  $\lambda$ 의 포아송 과정을 따르며, 신규 호와 핸드오프 호 각각의 비율은  $\xi_n$ 와  $\xi_h$ 이라고 한다. 본 모델에서 하나의 이동단말은 동시에 하나의 호만 수행함을 가정한다. 실제로 총입력 트래픽은 신규 호의 도착률, 셀체류시간 등과 연관되어 있으므로 포아송 과정이 아닐 수 있으나, 분석의 단순화를 위해 포아송 과정으로 가정한다. 또한 신규 호와 핸드오프 호의 독립을 가정하고 도착률을 각각  $\lambda_n (= \lambda \xi_n)$ 과  $\lambda_h (= \lambda \xi_h)$ 로 표기한다( $\lambda = \lambda_n + \lambda_h$ ). 여기서  $\lambda_n$ 과  $\lambda_h$ 는 모두 주어지는 값이 아니라 통상  $\lambda_n$ 이 주어지면  $\lambda_h$ 는 평형상태에서  $\lambda_n$ 과의 관계에 따라 유도되는데, 이와 같은 관계는 4절에 나타내었다.

통화요구차단확률과 강제통화차단확률 등의 성능지표를 도출하기 위해서는 시스템의 안정상태 확률분포가 필요하다. 본 논문에서는 이를 역방향 프로세스(reversed process)를 이용하여 구하였으며, 이의 증명을 위해 역방향 프로세스에 대한 적절한 conjecture를 이용하였다. 두 유형의 입력을 가지는 전용채널을 고려한 이질적인 M/G/c 손실 시스템의 안정상태 확률분포에 대한 정리는 다음과 같으며, 이의 증명은 부록에 실었다.

정리 (두 유형의 입력과 핸드오프 호를 위한 전용채널을 가지는 M/G/c 손실 시스템): 신규 호와 핸드오프 호로 구성된 입력 트래픽은 도착률  $\lambda$ 의 포아송 과정을 따르며, 신규 호와 핸드오프 호의 비율은 각각  $\xi_n$ 과  $\xi_h$ 이다. 또한, 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간을 일반분포를 따르는 확률변수  $S_n$ 과  $S_h$ 로 각각 표기한다.  $c$ 개의 채널이 존재하며  $c_h$ 개의 채널은 핸드오프 호를 위해 예약되어 있다. 즉 신규 호와 핸드오프 호는 각각  $c - c_h$ 과  $c$ 만큼의 채널을 사용할 수 있다. 이 시스템에서, 현재 진행중인 호의 수가  $m$ 일 안정상태확률을 구하면 식 (1)과 같다.

식 (1)로부터 점유 채널의 수에 대한 안정상태확률은 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간의 평균값  $E[S_n]$ ,  $E[S_h]$ 에만 의존한다는 것을 알 수 있다. 그러므로 이 평균값들을 유도할 수 있다면 전용채널 환경하에서의 통화요구차단확률과 강제통화차단확률을 도출할 수 있다.

본 모델에서 고려한 접근방식은 두 가지 입력원 외에 다수의 입력원을 가지는 경우에도 확장될 수 있다. 즉, 상이한 입력원에 따라 서비스 시간의 분포와 각각의 전용채널의 수가 다른 경우에도 유사한 방법론으로 접근이 가능하다(Yeo and Jun, 1999). 다음 절에서는 다양한 플랫폼이 존재하는 환경하에서 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간의 기대치를 도출한다.

### 3. 채널점유시간의 기대치

임의의 셀에서 신규 호는 도착률  $\lambda_n$ 을 가지는 포아송 과정으로 발생한다고 가정한다. 플랫폼의 종류를  $K$ 개라 하고, 플랫폼  $k$  ( $k=1, \dots, K$ )의 셀체류시간을 일반분포  $G_k$ (pdf:  $g_k(\cdot)$ )를 따르는 변수  $Y_k$ 로 나타낸다. 플랫폼  $k$ 로부터 신규 호가 발생될 확

률은  $\alpha_k$ 로 나타내며, 플랫폼  $k$ 로부터의 신규 호 발생률을  $\lambda_{kn}$  ( $=\alpha_k \lambda_n$ )으로 나타낸다. 통화시간은  $X$ 로 나타내며 평균  $1/\gamma$ 의 지수분포를 따른다고 가정한다. 플랫폼  $k$ 의 셀 잔류(residual) 체류시간을  $Z_k$ 라 하면  $Z_k$ 는  $G_k$ 의 equilibrium 분포를 따르며 이를  $G_k^e$ 로 표시한다.  $g_k^*(s)$ 는  $g_k(\cdot)$ 의 라플라스(Laplace) 변환, 즉  $g_k^*(s) = \int_0^\infty e^{-st} dG_k(t)$ 이다.

플랫폼  $k$ 에 대해서 임의의 셀에서 통화중인 호들은 <그림 2>에서 보듯이 4가지 유형으로 분류될 수 있다. 먼저, 셀 A로부터 셀 B로 넘어온 핸드오프 호 중, 셀 B에서 통화가 종료되는 호와 (유형 1) 셀 C로 통화가 지속되는 호로 (유형 2) 분류된다. 그리고 셀 B에서 발생한 신규 호 중 셀 B에서 통화가 종료되는 호와 (유형 3) 셀 C로 핸드오프가 일어나는 호로 (유형 4) 분류할 수 있다.

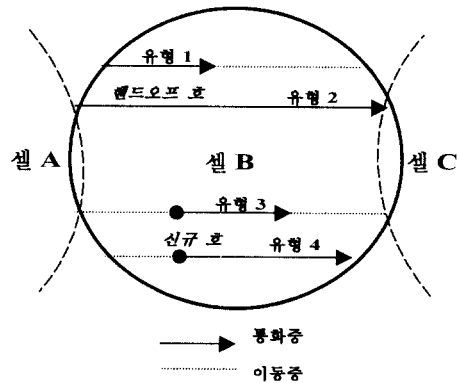


그림 2. 셀에서의 호 유형.

$S_{kn}$ 을 플랫폼  $k$ 에 의한 신규 호의 채널점유시간이라고 하면, 이의 기대치는 다음과 같다.

$$p(m) = \begin{cases} \frac{\lambda^m \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} (\xi_n E[S_n])^i (\xi_h E[S_h])^{m-i}}{m!} + \sum_{i=c-c_h+1}^c \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^{c-c_h} \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right) \frac{\lambda^m \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} (\xi_n E[S_n])^i (\xi_h E[S_h])^{m-i}}{m!}, & 0 \leq m \leq c - c_h \\ \frac{\lambda^m \sum_{i=0}^{c-c_h} \binom{m}{i} (\xi_n E[S_n])^i (\xi_h E[S_h])^{m-i}}{m!} + \sum_{i=c-c_h+1}^c \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^{c-c_h} \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right) \frac{\lambda^m \sum_{i=0}^{c-c_h} \binom{m}{i} (\xi_n E[S_n])^i (\xi_h E[S_h])^{m-i}}{m!}, & c - c_h < m \leq c \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{aligned}
E[S_{kn}] &= E[\min(X, Z_k)] \\
&= \int_0^\infty e^{-\gamma t} (1 - G_k^*(t)) dt \\
&= \int_0^\infty e^{-\gamma t} \int_t^\infty g_k^*(u) du dt \\
&= \int_0^\infty g_k^*(u) \int_0^u e^{-\gamma t} dt du \\
&= \frac{1}{\gamma} \int_0^\infty g_k^*(u) (1 - e^{-\gamma u}) du \\
&= \frac{1}{\gamma} (1 - a_k^*(\gamma)) \\
&= \frac{1}{\gamma} - \frac{1 - g_k^*(\gamma)}{\gamma E[Y_k]} \quad (2)
\end{aligned}$$

여기서  $a_k^*(s)$ 는 셀체류시간의 equilibrium pdf의 라플라스 변환이다 ( $= \int_0^\infty e^{-st} dG_k^*(t)$ ). 또한,  $S_{kh}$ 를 플랫폼 k에 의한 핸드오프 호의 채널점유시간이라고 하면, 이의 기대치는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
E[S_{kh}] &= E[\min(X, Y_k)] \\
&= \int_0^\infty e^{-\gamma t} (1 - G_k(t)) dt \\
&= \int_0^\infty e^{-\gamma t} \int_t^\infty g_k(u) du dt \\
&= \int_0^\infty g_k(u) \int_0^u e^{-\gamma t} dt du \\
&= \frac{1}{\gamma} (1 - g_k^*(\gamma)) \quad (3)
\end{aligned}$$

따라서, 신규 호의 채널점유시간의 기대치는 다음과 같다.

$$E[S_n] = \sum_{k=1}^K \alpha_k E[S_{kn}] \quad (4)$$

또한, 핸드오프 호의 채널점유시간의 기대치는 다음과 같다.

$$E[S_n] = \sum_{k=1}^K \beta_k E[S_{kh}] \quad (5)$$

위에서  $\beta_k$ 는 핸드오프 호가 플랫폼 k로부터의 확률로서 다음 절에서 핸드오프 도착률을 구한 뒤 유도될 것이다.

#### 4. 핸드오프 호 도착률

<그림 2>에서, 핸드오프 호 중 유형 1, 2에 해당하는 확률을 각각  $p_{k1}$ ,  $p_{k2}$ 로 정의하고, 신규 호 중 유형 3, 4에 해당하는 확률을 각각  $p_{k3}$ ,  $p_{k4}$ 로 정의한다. 플랫폼 k로부터의 핸드오프 요청이 성공적으로 접수된 후, 셀체류시간이 통화시간보다 클 경우 유형 1에 해당하며 핸드오프 호가 유형 1일 확률은 셀체류시간의 라플라스 변환을 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
p_{k1} &= P\{Y_k > X\} \\
&= \int_0^\infty P\{Y_k > x\} \gamma e^{-\gamma x} dx \\
&= \int_0^\infty (1 - G_k(x)) \gamma e^{-\gamma x} dx \\
&= 1 - \int_0^\infty \gamma e^{-\gamma x} \int_0^x g_k(y) dy dx \\
&= 1 - \int_0^\infty g_k(y) \int_y^\infty \gamma e^{-\gamma x} dx dy \\
&= 1 - g_k^*(\gamma) \quad (6)
\end{aligned}$$

$p_{k1} + p_{k2} = 1$ 이므로 핸드오프 호가 유형 2일 확률은 다음과 같다.

$$p_{k2} = g_k^*(\gamma) \quad (7)$$

이와 유사하게 신규 호의 통화요청이 성공적으로 접수된 후, 셀체류시간이 통화시간보다 크면 통화요청이 발생한 셀에서 통화가 끝나며, 신규 호가 유형 3일 확률은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
p_{k3} &= P\{Z_k > X\} \\
&= \int_0^\infty P\{Z_k > x\} \gamma e^{-\gamma x} dx \\
&= \int_0^\infty (1 - G_k^*(x)) \gamma e^{-\gamma x} dx \\
&= 1 - a_k^*(\gamma) \\
&= 1 - \frac{1 - g_k^*(\gamma)}{\gamma E[Y_k]} \quad (8)
\end{aligned}$$

$p_{k3} + p_{k4} = 1$ 이므로 신규 호가 유형 4일 확률은 다음과 같다.

$$p_{k4} = a_k^*(\gamma) = \frac{1 - g_k^*(\gamma)}{\gamma E[Y_k]} \quad (9)$$

임의의 셀로 진입하는 핸드오프 호의 도착률을 유도하기 위해 플랫폼 k에 의한 신규 호와 핸드오프 호의 도착률을 각각  $\lambda_{kn}$ 과  $\lambda_{kh}$ 라 하면, 안정상태에서 모든 셀이 같은 확률적 특성을 갖는다는 가정하에 아래와 같은 식을 얻어낼 수 있다. 여기서  $p_f$ 와  $p_o$ 는 각각 핸드오프 호의 강제통화차단확률과 신규 호의 통화요구차단확률을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
\lambda_{kh} &= (1 - p_f) p_{k2} \lambda_{kh} + (1 - p_o) p_{k4} \lambda_{kn} \\
&= (1 - p_f) g_k^*(\gamma) \lambda_{kh} + (1 - p_o) \frac{1 - g_k^*(\gamma)}{\gamma E[Y_k]} \lambda_{kn} \quad (10)
\end{aligned}$$

위의 관계식은 다음과 같이 3절의 <그림 2>의 예로써 설명할 수 있다. 셀 C로의 핸드오프 호 도착은 인접 셀 B의 신규 호 또는 핸드오프 호로부터이다. 식 (10)의 오른쪽 부분의 첫 항은 셀 A로부터 셀 B로의 핸드오프 요청이 성공적으로 접수되어

셀 C로의 핸드오프 요청을 하는 경우이고, 두 번째 항은 셀 B에서 발생한 신규 호가 차단되지 않고 셀 C로의 성공적으로 핸드오프 요청을 하는 경우를 나타낸다. 하나의 셀에 인접하는 셀이 많음에도 불구하고 인접한 하나의 셀만을 고려하는 이유는 정상상태에서 하나의 셀에서 나가는 핸드오프 호는 그 셀로 들어오는 핸드오프 호의 수와 평형을 이룬다는 가정에 기인한다. 그러므로 플랫폼 k로부터의 핸드오프 호의 도착률은 다음과 같다.

$$\lambda_{kh} = \frac{(1-p_o)(1-g_k^*(\gamma))}{\gamma E[Y_k](1-(1-p_f)g_k^*(\gamma))} \lambda_{kn} \quad (11)$$

위의 결과는 핸드오프 호의 도착률을 좀더 복잡한 방법으로 구한 Lin, Mohan and Noerpel(1994)의 결과와 일치한다.  $\lambda_{kn} = \alpha_k \lambda_n$  이므로 모든 플랫폼으로부터의 핸드오프 호의 도착률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \lambda_h &= \sum_{k=1}^K \lambda_{kh} \\ &= \lambda_n \sum_{k=1}^K \frac{\alpha_k (1-p_o)(1-g_k^*(\gamma))}{\gamma E[Y_k](1-(1-p_f)g_k^*(\gamma))} \end{aligned} \quad (12)$$

위의 결과로부터 핸드오프 호의 도착률은 셀체류시간의 분포와 밀접한 관계가 있음을 알 수 있다.

식 (12)를 이용하여 신규 호의 비율  $\xi_n$  과 핸드오프 호의 비율  $\xi_h$  는 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} \xi_n &= \frac{\lambda_n}{\lambda_n + \lambda_h} \\ &= \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^K \frac{\alpha_k (1-p_o)(1-g_k^*(\gamma))}{\gamma E[Y_k](1-(1-p_f)g_k^*(\gamma))}}, \quad \xi_h = 1 - \xi_n \end{aligned} \quad (13)$$

$\beta_k$  를 핸드오프 요청이 플랫폼 k로부터 일 확률이라 하면 이는 다음과 같다.

$$\beta_k = \frac{\lambda_{kh}}{\lambda_h} = \frac{\alpha_k (1-p_o) a_k^*(\gamma)}{\sum_{i=1}^K \frac{\alpha_i (1-p_o) a_i^*(\gamma)}{1-(1-p_f)g_i^*(\gamma)}}, \quad k=1, \dots, K \quad (14)$$

### 5. 성능지표

본 절에서는 성능지표로서 핸드오프 호의 강제통화차단확률과 신규 호의 통화요구차단확률을 유도하도록 한다. 현재 셀

에서 어떤 호가 인접 셀로 핸드오프를 요청했을 때 인접 셀에 사용 가능한 채널이 없는 경우, 이 호는 핸드오프 영역을 벗어나면 통화가 중간에 차단된다. 여기서 핸드오프를 요청한 호가 다시 현재 셀로 복귀하는 경우는 제외한다.  $T_k$  를 플랫폼 k의 핸드오프 영역 체류시간이라고 하고  $H_k$  를 분포라고 하면 핸드오프 호의 강제통화차단확률  $p_f$  는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} p_f &= p(c) \sum_{k=1}^K \beta_k P\{T_k < X\} \\ &= p(c) \sum_{k=1}^K \beta_k \int_0^\infty H_k(x) \gamma e^{-\gamma x} dx \end{aligned} \quad (15)$$

손실 시스템 환경하에서는 신규 호는 가용한 채널이 없을 때, 즉 c개의 채널이 모두 사용중일 때 통화요구는 거부된다. 따라서, 신규 호의 통화요구차단확률  $p_o$  는 다음과 같다.

$$p_o = \sum_{m \geq c - c_h} p(m) \quad (16)$$

$p_f$  와  $p_o$  는 Lin, Mohan and Noerpel(1994)과 비슷한 알고리즘으로 구할 수 있다. 다음의 절차를 거쳐 (12), (14) - (16)의 과정을 반복함으로써  $p_f, p_o$  를 구할 수 있다.

입력:  $c, c_h, \lambda_n, \gamma, K; \alpha_k, G_k, H_k (k=1, \dots, K)$ .

결과:  $p_f, p_o$ .

단계 0:  $\lambda_h \leftarrow 0, p_f \leftarrow 0, p_o \leftarrow 0, \delta \leftarrow 100$ .

단계 1:  $|\delta| < 0.00001 \lambda_h$  이면 단계 7로.

단계 2: (13), (14)를 이용하여  $\xi_n$  와  $\beta_k$  계산.

단계 3: (4), (5)를 이용하여  $E[S_n]$  과  $E[S_h]$  를 계산.

단계 4: (1)을 이용하여  $p(m)$  계산.

단계 5: (15), (16)을 이용하여  $p_f, p_o$  계산.

단계 6: (12)에서  $\lambda_h$  계산.  $\delta$  를 이전의  $\lambda_h$  와 새  $\lambda_h$  의 차이로 설정 후, 단계 1로.

단계 7:  $p_f, p_o$  산출.

위의 알고리즘에서,  $\delta$  는 계산의 수렴 여부를 위해 사용된다. 본 논문에서 계산의 수렴성은 증명되지 않았으나, 수치 예에서 고려한 모든 경우에 위의 알고리즘은 수렴하는 것으로 나타났다.

### 6. 수치 예

본 수치 예에서는 속력이 느린 보행자와 빠른 자동차의 두 가지 플랫폼을 고려한다 ( $K=2$ ). 셀체류시간의 분포에 성능지표가 민감한지 가능하기 위하여 감마분포, 지수분포의 두 가지 분포를 사용하며, 두 분포의 파라미터는 같은 평균을 가지도록 설정하였다. 셀 반경을 10km 정도로 가정하여, 보행자의 경우 셀체류시간의 평균은 180분으로 선택했고(감마분포의 경우 분산은 90), 자동차의 경우는 10분으로 하였다(감마분포의 경우 분산은 5). 한 셀에는 20개의 채널을 가지고, 이 중에서 5개는 핸드오프 호를 위해 예약되었다고 가정한다 ( $C = 20, C_h = 5$ ). 새로 도착한 호가 보행자로부터 일 확률은  $\alpha_1=0.2$ , 자동차로부터 일 확률은  $\alpha_2=0.8$ 로 설정하였고, 통화시간의 평균은 1분으로 가정하였다 ( $\gamma=1$ ).

현실적으로 핸드오프 영역 체류시간은 셀체류시간 분포의 파라미터와 밀접하게 관련되어 있다. Ruggieri, Graziosi and Santunato(1998)은 핸드오프 영역 체류시간이 Gaussian 분포를 따름을 보였다. 이것은 분포에 대한 추정으로, 핸드오프 영역 체류시간 분포의 파라미터를 셀체류시간의 분포의 파라미터와의 관련성은 부재하다. 따라서 이들간의 관계를 현시점에는 규명할 수 없으므로, 본 논문에서는 중첩부분의 비율에 대한 고려, 즉 플랫폼  $k$ 의 핸드오프 영역 체류시간  $T_k$ 에 대해서  $T_k = \psi Y_k$ 의 관계를 가정한다. 여기서  $\psi$ 는 셀간에 겹치는 부분을 나타내는 셀 영역에 대한 핸드오프 영역의 비율을 나타내는 것으로 0.25로 설정하였다. 따라서 (15)에 의해  $p_f$ 는 다음과 같다.

$$p_f = p(c) \sum_{k=1}^K \beta_k g_k^*(\psi\gamma) \quad (17)$$

<그림 3>과 <그림 4>는 통화요구차단확률과 강제통화차단확률이 셀체류시간의 분포에 민감함을 보인다. 즉, 셀체류시간 분포는 성능지표에 대하여 영향을 미침을 알 수 있다. 이 결과로부터 셀룰러 이동 통신시스템의 성능분석시 셀체류시간을 임의의 분포로 가정하는 것은 시스템을 과소 혹은 과대 평가할 수 있음을 알 수 있다.

<그림 5> ~ <그림 8>에서는 셀체류시간의 분포로 위에서 설정된 감마분포를 사용하였고, 평균과 분산은 앞의 예에서와 동일하게 설정하였다. <그림 5>와 <그림 6>에서는 전용채널 수에 따른 효과를 보기 위해서  $C_h=3,4,5,6$  을 고려하였다. 그림에서 보듯이 핸드오프 전용채널의 수가 증가함에 따라 신규 호의 통화요구차단확률이 증가하고 핸드오프 호의 강제통화차단확률이 감소함을 나타낸다. 이 사실은 일반적인 직관과 일치하는 결과이다.

<그림 7>과 <그림 8>은 보행자와 자동차의 비율에 따른 효과를 보기 위해서  $\alpha_1=0.4\sim 0.8$  을 고려하였다. <그림 7>에서 자동차의 비율이 증가할수록 통화요구차단확률이 증가함을 나타내는데, 자동차의 비율이 많아질수록 핸드오프 요청이

많아져 채널의 할당이 핸드오프 호에 집중되고 신규 호가 채널을 점유할 기회가 적어져 통화요구차단확률이 증가하게 된다. <그림 8>은 자동차의 비율이 증가할수록 강제통화차단확률이 증가함을 나타내는데 이는 자동차의 비율이 많아질수록 핸드오프 요청이 많아짐에 기인한 것이다.

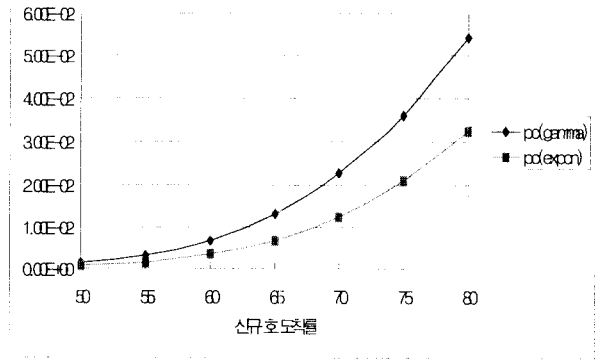


그림 3. 셀체류시간 분포에 따른 통화요구차단확률.

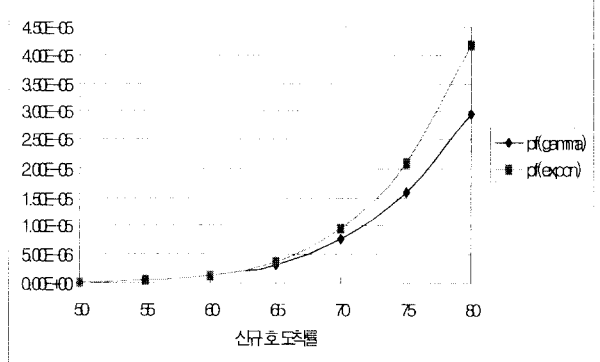


그림 4. 셀체류시간 분포에 따른 강제통화차단확률.

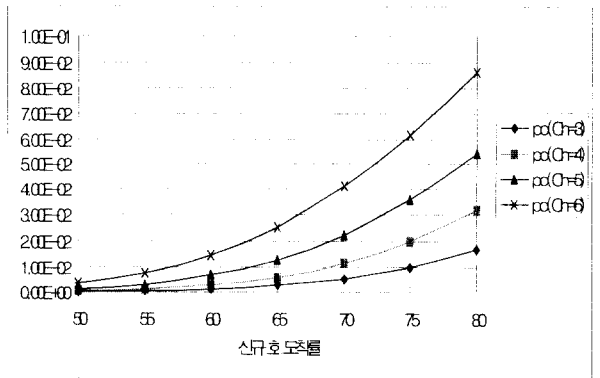


그림 5. 전용채널 수에 따른 통화요구차단확률.

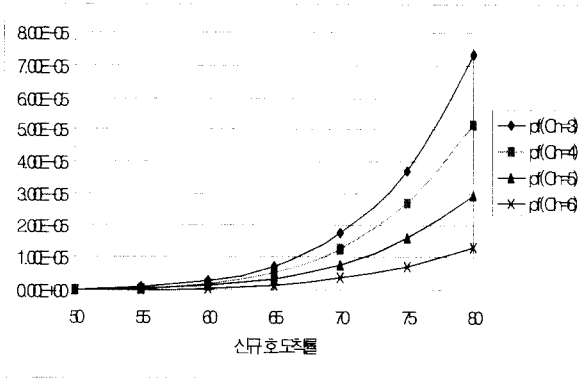


그림 6. 전용채널 수에 따른 강제통화차단확률.

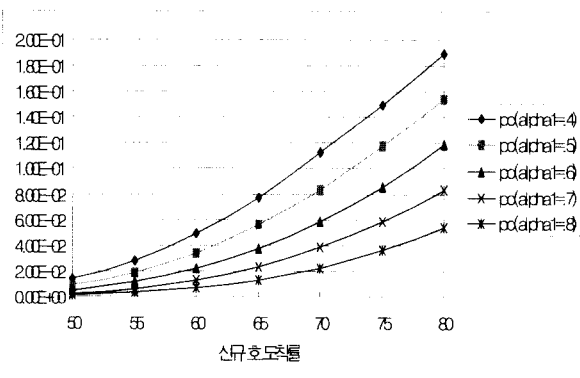


그림 7. 자동차와 보행자의 비율에 따른 통화요구차단확률.

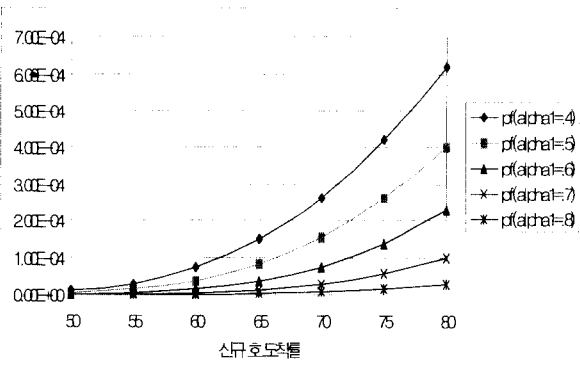


그림 8. 자동차와 보행자의 비율에 따른 강제통화차단확률.

## 6. 결론

본 논문에서는 상이한 이동성을 가지는 다양한 플랫폼을 고려하고 핸드오프 전용채널 정책하에서의 셀룰러 이동통신 시스템의 성능평가를 수행하였다. 시스템 모델은 두 유형의 입력과 핸드오프 호를 위한 전용채널을 가지는 M/G/c 손실 시스템으로 모델링이 가능하며 유도된 정상상태확률로부터 성능지

표들은 신규 호와 핸드오프 호의 채널점유시간의 분포보다는 기대치에 의존하는 것을 알 수 있었다.

이동성 모델링에 있어 각 플랫폼에 대해서 셀체류시간의 분포를 서로 다른 일반분포로 가정하였으며 이것은 서로 상이한 트래픽과 이동성을 가지는 셀룰러 시스템의 분석에 유용한 접근방식으로 여겨진다. 수치 예를 통해 통화요구차단확률과 강제통화차단확률이 셀체류시간의 분포에 민감함을 알 수 있으며, 이 결과로부터 셀룰러 이동통신시스템의 성능분석 시 셀체류시간을 임의의 분포로 가정하는 것은 시스템을 과소 혹은 과대 평가할 수 있음을 알 수 있다.

본 연구에서 유도된 전용채널을 고려한 이질적인 M/G/c 손실 시스템의 정상상태확률공식은 두 가지 입력원 외에 다수의 입력원을 가지는 경우에도 확장될 수 있다. 즉 상이한 입력원에 따라 서비스 시간의 분포와 각각의 전용채널의 수가 다른 경우에도 유사한 방법론으로 접근이 가능하다.

## 부록. 식 (1)의 증명

현재 채널을 점유중인 신규 호의 수를  $m_n$  이라고 하고, 채널 점유시간의 ordered age의 벡터를  $x^n$  이라 한다.

즉  $x^n \equiv (x_1^n, x_2^n, \dots, x_{m_n}^n)$  이며  $x_1^n \geq x_2^n \geq \dots \geq x_{m_n}^n$  이다. 핸드오프 호에 대해서도 동일하게  $m_h$  와  $x^h$  가 정의되며, 임의의 순간에서의 상태를 모든 호들의 채널점유시간의 ordered age를 이용하여 다음과 같이 정의한다.

$$(x^n, x^h) \equiv ((x_1^n, x_2^n, \dots, x_{m_n}^n), (x_1^h, x_2^h, \dots, x_{m_h}^h))$$

이는 본 시스템이 CTMC(Continuous Time Markov Chain)가 아님에도 불구하고 시스템이 지닌 마코브 성질 때문에 역방향 프로세스를 이용할 수 있다(Ross, 1996). 정상상태확률을 구하기 위해 역방향 프로세스에 관한 conjecture를 다음과 같이 정의한다.

Conjecture: 역방향 프로세스 또한 두 유형의 입력과 핸드오프 호를 위한 전용채널을 가지는 M/G/c 손실 시스템이다. 임의의 시간에서의 상태는 현재 채널을 점유하고 있는 호들의 정렬된 잔류 채널점유시간(ordered residual channel occupancy time)을 나타낸다.

$$x^n = (x_1^n, \dots, x_{m_n}^n) \text{에 대하여,}$$

$e_i(x^n) = (x_1^n, \dots, x_{i-1}^n, x_{i+1}^n, \dots, x_{m_n}^n)$  를 정의하면, 이는 i번째로 채널점유시간이 오래된 호가 서비스를 마감했을 때 신규 호들의 ordered age를 나타낸다. 이를 이용하여 순방향과 역방향의 상태전이를 나타내면 다음과 같다.

$$\text{순방향: } (x^n, x^h) \rightarrow (e_i(x^n), x^h), \text{ intensity } v_n(x^n) \text{로 전이.}$$

$$\text{역방향: } (e_i(x^n), x^h) \rightarrow (x^n, x^h), \text{ intensity } (\lambda \xi_n) g_n(x^n) \text{로 전이.}$$

여기서  $G_n(t)$  와  $g_n(t)$  는 각각 신규 호의 채널점유시간의 분포함수 및 pgf이다. 역방향 프로세스는 채널점유시간  $x_i^n$  을 가

지는 신규 호가 도착하는 경우가 되며,  $p(m_n, m_h, (x^n, x^h))$ 를 신규 호와 핸드오프 호가 각각  $m_n$ 와  $m_h$  개씩 채널을 점유중이고 그들의 ordered age가  $x^n$ 와  $x^h$  일 joint 확률이라고 정의하면 평형방정식은 다음과 같다.

$p(m_n, m_h, (x^n, x^h))v_n(x_i^n) = p(m_n - 1, m_h, (e_1(x^n), x^h)(\lambda\xi_n)g_n(x_i^n))$   
 핸드오프 호에 의한 상태전이도 위와 동일하게 정의된다.  
 $v_n(t) = g_n(t) / \bar{G}_n(t)$  이므로 위 식은 다음과 같이 정리할 수 있다. 여기서  $\bar{G}_n(t) = 1 - G_n(t)$  이다.

$$\begin{aligned} p(m_n, m_h, (x^n, x^h)) &= p(m_n - 1, m_h, (e_1(x^n), x^h)(\lambda\xi_n)\bar{G}_n(x_i^n)) \\ i = 1 \text{부터 위의 식을 반복적으로 풀면 다음과 같다.} \\ p(m_n, m_h, (x^n, x^h)) &= p(m_n - 1, m_h, (e_1(x^n), x^h)(\lambda\xi_n)\bar{G}_n(x_i^n)) \\ &= p(m_n - 2, m_h, (e_2(e_1(x^n)), x^h)(\lambda\xi_n)^2\bar{G}_n(x_i^n)\bar{G}_n(x_i^2)) \\ &\quad \vdots \\ &= \lambda^{m_n} \prod_{i=1}^{m_n} \xi_n \bar{G}_n(x_i^n) p(0, m_h, (0, x^h)) \end{aligned} \quad (A1)$$

(A1)과 같은 방법으로  $p(m_n, m_h, (x^n, x^h))$ 는 다음과 같이 반복적으로 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} p(m_n, m_h, (x^n, x^h)) &= \lambda^{m_n} \prod_{i=1}^{m_n} \xi_n \bar{G}_n(x_i^n) p(0, m_h, (0, x^h)) \\ &= \left( \lambda^{m_n} \prod_{i=1}^{m_n} \xi_n \bar{G}_n(x_i^n) \right) \left( \lambda^{m_h} \prod_{i=1}^{m_h} \xi_h \bar{G}_h(x_i^h) \right) p(0, 0, (0, 0)) \\ &= p(0) \lambda^m \left( \prod_{i=1}^{m_n} \xi_n \bar{G}_n(x_i^n) \right) \left( \prod_{i=1}^{m_h} \xi_h \bar{G}_h(x_i^h) \right), \\ m &= m_n + m_h \end{aligned} \quad (A2)$$

여기서  $G_h(t)$ 는 핸드오프 호의 채널점유시간의 분포함수이고,  $\bar{G}_h(t) = 1 - G_h(t)$  이다. (A2)에서  $\left( \prod_{i=1}^{m_h} \xi_h \bar{G}_h(x_i^h) \right)$ 을  $x^h$ 의

각 성분에 대하여 적분하면 다음과 같다.

$$\int \int \cdots \int_{x_1^n \leq x_2^n \leq \cdots \leq x_{m_n}^n} \left( \prod_{i=1}^{m_n} \xi_n \bar{G}_n(x_i^n) \right) dx_1^n dx_2^n \cdots dx_{m_n}^n = \frac{(\xi_n E[S_n])^{m_n}}{m_n!}$$

따라서, (A2)를  $(x^n, x^h)$ 의 모든 성분에 대하여 적분하면 다음과 같다.

$$p(m_n, m_h) = p(0) \lambda^m \left( \frac{(\xi_n E[S_n])^{m_n}}{m_n!} \right) \left( \frac{(\xi_h E[S_h])^{m_h}}{m_h!} \right) \quad (A3)$$

한편,  $Q(m)$ 을 다음과 같이 정의한다.

$$Q(m) = \begin{cases} \sum_{m_n=0}^m \left( \frac{(\xi_n E[S_n])^{m_n}}{m_n!} \right) \left( \frac{(\xi_h E[S_h])^{m_h}}{m_h!} \right), & 0 < m \leq c - c_h \\ \sum_{m_n=0}^{c-c_h} \left( \frac{(\xi_n E[S_n])^{m_n}}{m_n!} \right) \left( \frac{(\xi_h E[S_h])^{m_h}}{m_h!} \right), & c - c_h < m \leq c \end{cases} \quad (A4)$$

여기서  $m = m_n + m_h$ 이고,  $Q(0) = 1$ 이다. 따라서 시스템 내  $m$ 개의 호가 존재할 극한확률  $p(m)$ 은 다음과 같다.

$$p(m) = p(0) \lambda^m Q(m), \quad m = 0, 1, \dots, c \quad (A5)$$

$p(0) + \sum_{m=1}^c p(m) = 1$ 이므로 이 사실을 이용하면 (A5)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p(m) = \frac{\lambda^m Q(m)}{1 + \sum_{i=1}^c \lambda^i Q(i)}, \quad m = 0, 1, \dots, c \quad (A6)$$

결국,  $p(m)$ 은 (A7)과 같다.

또한, (A2)로부터 다음을 얻을 수 있다.

$$p(m) = \begin{cases} \frac{\lambda^m \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} (\xi_n E[S_n])^i (\xi_h E[S_h])^{m-i}}{m!} \\ \frac{1 + \sum_{i=1}^{c-c_h} \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^i \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right) + \sum_{i=c-c_h+1}^c \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^{c-c_h} \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right)}{1 + \sum_{i=1}^{c-c_h} \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^i \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right) + \sum_{i=c-c_h+1}^c \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^{c-c_h} \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right)}, & 0 \leq m \leq c - c_h \\ \frac{\lambda^m \sum_{i=0}^{c-c_h} \binom{m}{i} (\xi_n E[S_n])^i (\xi_h E[S_h])^{m-i}}{m!} \\ \frac{1 + \sum_{i=1}^{c-c_h} \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^i \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right) + \sum_{i=c-c_h+1}^c \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^{c-c_h} \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right)}{1 + \sum_{i=1}^{c-c_h} \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^i \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right) + \sum_{i=c-c_h+1}^c \left( \frac{\lambda^i \sum_{j=0}^{c-c_h} \binom{i}{j} (\xi_n E[S_n])^j (\xi_h E[S_h])^{i-j}}{i!} \right)}, & c - c_h < m \leq c \end{cases} \quad (A7)$$



$$p(m_n, m_h, (\underline{x}^n, \underline{x}^h)) = \frac{\lambda^n \left( \prod_{i=1}^{m_n} \xi_n \bar{G}_n(x_i^n) \right) \left( \prod_{i=1}^{m_h} \xi_h \bar{G}_h(x_i^h) \right)}{1 + \sum_{i=1}^c \lambda^i Q(i)} \quad (A8)$$

한편, conjecture의 증명을 완료하기 위해 순방향 프로세스에서 새로운 손님이 도착하는 상태전이를 생각한다.

순방향:  $(\underline{x}^n, \underline{x}^h) \rightarrow ((0, \underline{x}^n), \underline{x}^h)$ , intensity  $\lambda \xi_n$  로 전이.

역방향:  $((0, \underline{x}^n), \underline{x}^h) \rightarrow (\underline{x}^n, \underline{x}^h)$ , 확률 1로 전이.

순방향의 전이는 새로운 신규 호가 채널을 사용하기 시작하는 순간에 일어나며, conjecture의 증명을 완료하기 위해서는 다음이 만족되어야 한다.

$$p(m_n, m_h, (\underline{x}^n, \underline{x}^h)) \lambda \xi_n = p(m_n + 1, m_h, ((0, \underline{x}^n), \underline{x}^h))$$

(A8)과  $\bar{G}_n(0) = 1$ 인 사실을 이용하면 위의 식이 성립함을 알 수 있으며, 핸드오프 호에 대해서도 위와 같은 방법으로 conjecture의 성립을 증명할 수 있다.

### 참고문헌

Del Re, E., Fantacci, R. and Giambene, G. (1995), Handover and dynamic channel allocation techniques in mobile cellular networks, *IEEE Trans. Veh.*

*Technol.*, 44, 229-237.  
 Fang, Y., Chlamtac, I. and Lin, Y. (1997), Call performance for a PCS network, *IEEE J. Select. Areas Commun.*, 15(8), 1568-1580.  
 Hong, D. and Rappaport, S. S. (1986), Traffic model and performance analysis for cellular mobile radio telephone system with prioritized and non prioritized handoff procedures, *IEEE Trans. Veh. Technol.*, VT-35, 77-92.  
 Inoue, M., Morikawa, H. and Mizumachi, M. (1994), Performance analysis of microcellular mobile communication systems, *Proc. 44th IEEE Veh. Technol. Conf.*, 135-139.  
 Lin, Y., Mohan, S. and Noerpel, A. (1994), Queueing priority channel assignment strategies for handoff and initial access for a PCS network, *IEEE Trans. Veh. Technol.*, 43(3), 704-712.  
 Orlik, P. V. and Rappaport, S. S. (1998), A model for teletraffic performance and channel holding time characterization in wireless cellular communication with general session and dwell time distributions, *IEEE J. Select. Areas Commun.*, 16 (5), 788-803.  
 Rappaport, S. S. and Purzynski, C. (1996), Prioritized resource assignment for mobile cellular communication systems with mixed services and platform types, *IEEE Trans. Veh. Technol.*, 45, 443-458.  
 Ross, S. M. (1996), *Stochastic Processes, second edition*, John Wiley & Sons, Inc..  
 Ruggieri, M., Graziosi, F. and Santunato, F. (1998), Modeling of the handover dwell time in cellular mobile communications systems, *IEEE Trans. Veh. Technol.*, 47, 489-498.  
 Yeo, K. and Jun, C. (1999), Generalizations of an M/G/c loss system with heterogeneous customer type and customer dependent guard channels, *Technical Report*, IE-TR-99-01, POSTECH.  
 Zonoozi, M. M. and Dassanayake, P. (1997), User mobility modeling and characterization of mobility patterns, *IEEE J. Select. Areas Commun.*, 11(7), 918-925.