

핸드오버 지속시간에 대한 확률분포 추정

임 석구*, 장 희선**, 유 제훈**, 이 윤주**

* 주성전문대학 전자과

** 한국전자통신연구소 이동교환연구실

요 약

이동가입자 수신단에서의 평균 수신전력 레벨이 핸드오버 임계값과 수신기 임계값 사이에 있는 영역을 핸드오버 영역이라고 하며, 이동가입자가 핸드오버 영역에 머무르는 시간을 핸드오버 지속시간(Handover Duration Time)으로 정의한다.

본 논문에서는 이동통신 시스템에서 트래픽 모델링시 중요한 파라메타중 하나인 핸드오버 지속시간에 대한 분포를 추정한다. 첫번째로 핸드오버 지속시간의 분포군을 선택하기 위해 시뮬레이션 결과로 부터 얻어진 샘플 데이터를 이용하여 점 통계량, 히스토그램, 확률도의 방법을 적용하며, 두번째로 구체적인 분포를 결정하기 위해서 모수(parameter)의 값들을 추정하는데, 본 논문에서는 모수를 추정하기 위해서 최우추정량을 사용하여 모수의 값들을 산출하고 이를 토대로 적합도 검정을 수행한다.

최종적인 분석 결과 핸드오버 지속시간은 감마 분포를 따르는 것을 제시하였다.

I. 서 론

최근 전자기술과 전기통신기술의 발달에 의한 고도정보화 사회의 진전에 따라 정보교환의 역할이 증대되고 있다. 특히 복잡, 다양화되는 사회 속에서 인간의 이동성이 높아지고 그 결과 이동 중인 단말기들 사이에서 정보의 교류를 가능하게 하는 이동통신 분야의 중요성이 증대되고 있다.

이동통신시스템에서 트래픽 모델링시 고려되는 호의 종류로는 새로운 호(New Call)와 핸드오버호(Handover Call)가 있다. 임의의 셀에서 새로운 호가 발생했을 때, 셀에 할당된 무선채널중 하나가 이동가입자에게 할당되며, 모든 무선채널이 사용중일 때 발생되는 새로운 호는 블러킹된다. 또한 호가 설정된 후 이동가입자가 인접셀로 핸드오버하는 경우 인접셀에서 핸드오버 호에게 새로

운 무선채널을 할당할 수 없다면 핸드오버 호는 블러킹된다. 핸드오버 호의 블러킹은 통화중에 호가 절단되는 것이므로 서비스 기준 관점에서 보면 핸드오버 호의 블러킹 확률을 낮추는 것은 매우 중요하다.

핸드오버 호에 우선순위를 주기 위해 큐를 두는 경우 셀내에 할당된 모든 채널이 사용중일 때 발생하는 새로운 호는 블러킹시키고 핸드오버 호는 큐에 대기시키며, 큐에 존재하는 핸드오버 호는 핸드오버 영역을 벗어나기 이전에 셀내에서 통화중인 호가 완료되어서 새로운 무선 채널을 할당받아 성공적으로 핸드오버 되는 경우나 또는 수신전력이 수신기 임계값보다 낮아질 때까지 새로운 무선 채널이 할당되지 않아서 시스템에서 강제로 종료되는 경우가 있다. 전파 특성상 이동가입자가 핸드오버 영역에 머무르는 시간을 핸드오버 지속시간으로 정의하며 이 시간은 이동가입자의 속도, 방향 그리고 셀의 반지름에 따라 다르다.

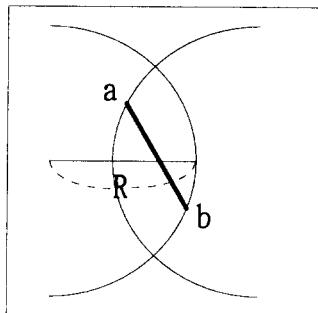
현재까지 여러 문헌에서 핸드오버 지속시간에 대해서 설명은 하였지만 정확한 해석적인 분포를 산출하지는 못했다. 단지 지수분포 또는 정규분포를 있다고 가정하여 필요한 해석만을 하였을 뿐이며, 또한 이러한 가정에 대한 검정은 이루어지지 않았다.

따라서 본 논문에서는 핸드오버 지속시간에 대한 분포군을 선택하기 위하여 시뮬레이션 결과로 부터 얻어진 샘플 데이터를 이용하여 세 가지 발견적 기법인 점 통계량(Point Statistics), 히스토그램(Histogram), 확률도(Probability Plot) 등과 같은 방법을 적용하여 핸드오버 지속시간의 분포군을 추정한다. 샘플 데이터로 부터 분포군이 결정되면 구체적인 분포를 결정하기 위해서 모수(parameter)의 값들을 추정하는데, 본 논문에서는 모수를 추정하기 위하여 최우추정량(MLE: Maximum Likelihood Estimator)을 사용한다.

최종적으로는 추정된 분포에 대한 적합도 검정을 실시하여 핸드오버 지속시간의 분포가 감마분포를 따르는 것을 제시하고자 한다.

II. 핸드오버 지속시간

일반적으로 이동가입자가 기지국으로 부터 멀어지면 수신전력은 낮아지고, 수신전력이 핸드오버 임계값보다 낮아지면 통화중인 호는 핸드오버를 요구하게 된다. 핸드오버 영역은 이동가입자 수신단에서의 평균 수신전력 레벨이 핸드오버 임계값과 수신기 임계값 사이에 있는 영역으로서 정의된다. 셀의 형태가 [그림 1]에서와 같이 반지름이 R인 원이라고 가정하면 기지국에서의 전파 특성상 두 셀간에 겹쳐지는 영역을 핸드오버 영역(Handover Area)이라고 볼 수 있다.



[그림 1] 핸드오버 영역

핸드오버 호에 우선순위를 주기 위해 큐를 두는 경우 핸드오버 호는 셀내에 사용 가능한 채널이 없다면 큐에 존재하게 되는데, 큐에 존재하는 핸드오버 호는 핸드오버 영역을 벗어나기 이전에 셀내에서 통화중인 호가 완료되어서 새로운 무선 채널을 할당받아 성공적으로 핸드오버 되는 경우나 또는 수신전력이 수신기 임계값보다 낮아질 때 까지 새로운 무선 채널이 할당되지 않아서 시스템에서 강제로 종료되는 경우가 있다. 이동가입자가 핸드오버 영역에 머무르는 시간을 핸드오버 지속시간(Handover Duration Time)으로 정의하며 이 시간은 이동가입자의 속도, 방향 그리고 셀의 반지름에 따라 다르다.

핸드오버 지속시간의 산출은 우선 [그림 1]에서 보는 바와 같이 셀간 겹쳐진 영역내에서 이동가입자가 이동한 거리(\overline{ab})를 산출한 후 이를 토대로 핸드오버 지속시간을 산출해야 하는데, 이를 해석적으로 산출하기는 매우 어렵다. 또한 여러 문헌에서는 핸드오버 지속시간을 단순히 지수 분포 또는 정규분포를 따른다고 가정하고 필요한 해석을 수행하였다.

따라서 본 논문에서는 [그림 1]에서의 상황을 모델링하여 이를 시뮬레이션 수행한 데이터를 기초로 핸드오버 지속시간에 대한 분포를 추정하고자 한다. 시뮬레이션 모델에서 핸드오버 호는 셀간 경계의 임의의 지점에서 발생하여 인접 셀의

임의의 지점으로 이동한다. 셀의 반지름은 $R=1\text{ km}$, 이동가입자의 속도는 30 (km/h) 에서 80 (km/h) 사이의 일양분포(Uniform Distribution)를 따르는 경우 시뮬레이션 결과로부터 얻어진 핸드오버 지속시간에 대한 1000개의 샘플 데이터 X_i ($i = 1, 2, \dots, n$, $n = 1000$)에 대한 샘플평균(sample mean)과 샘플분산(sample variance)은 다음과 같다.

$$\bar{X}(n) = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} = 28.68 \quad s^2(n) = \frac{\sum_{i=1}^n \{X_i - \bar{X}(n)\}^2}{n-1} = 282.597$$

또한 핸드오버 지속시간에 대해 추정하고자 하는 분포함수는 지수분포, 감마분포, 대수정규분포 그리고 Weibull 분포 네가지 종류를 고려하며 각 분포함수의 확률밀도함수(pdf: Probability Density Function)와 누적분포함수(cdf: Cumulative Distribution Function)는 [표 1]과 같다. 여기에서 α 와 σ 는 각 분포에서 함수의 형태를 결정하는 shape 파라메타이고 β 와 μ 는 분포의 크기(범위)를 결정하는 scale 파라메타를 나타낸다.

[표 1] 고려하는 확률밀도함수 및 누적분포함수

	확률밀도함수	누적분포함수
지수 분포	$f(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{\beta}\right)e^{-\frac{x}{\beta}} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$	$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\beta}} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$
감마 분포	$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta^{-\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}}}{\Gamma(\alpha)} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$	No closed form
대수정규분포	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$	No closed form
Weibull 분포	$f(x) = \begin{cases} \alpha\beta^{-\alpha} x^{\alpha-1} e^{-(x/\beta)^\alpha} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$	$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha} & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

III. 핸드오버 지속시간의 확률분포 가정

현재까지 여러 문헌에서 핸드오버 지속시간에 대해서 설명은 하였지만 정확한 해석적인 분포를 산출하지는 못했다. 단지 지수분포 또는 정규분포를 한다고 가정하여 필요한 해석만을 하였을 뿐이며, 이러한 가정에 대한 검증은 이루어지지 않았다. 핸드오버 지속시간이 어떤 분포를 따르는 것인지를 결정하기 위한 첫번째 절차는 지수분포, 감마분포, 대수정규분포 중에서 어떤 분포가 적당한지를 가정하는 것이다.

본 장에서는 핸드오버 지속시간에 대한 분포군

을 선택하기 위한 다음과 같은 세가지 발견적 기법(Heuristics)인 점 통계량(Point Statistics), 히스토그램(Histogram), 확률도(Probability Plot)에 대해서 설명한 후 이를 토대로 핸드오버 지속시간의 분포군을 추정한다.

1. 확률분포의 가정

1.1 점 통계량(Point Statistics)

핸드오버 지속시간과 같은 연속형 분포들은 그들의 모수(parameter)의 함수값으로 주어진다. 이러한 함수들중의 하나가 분포의 분산계수(coefficient of variation)이며, 분산계수 δ 는 식(1)과 같이 정의된다.

$$\delta \equiv \frac{\sqrt{Var(X)}}{E(X)} \quad (1)$$

본 논문에서 고려하는 다섯가지 분포 함수에 대한 분산계수는 [표 2]와 같다.

[표 2] 분산계수

분포	δ	δ 의 범위
지수분포	1	{1}
감마분포	$\frac{1}{\sqrt{\alpha}}$	$\begin{cases} > 1 & \alpha < 1 \\ = 1 & \alpha = 1 \\ < 1 & \alpha > 1 \end{cases}$
대수정규분포	$\sqrt{e^{\alpha^2} - 1}$	$(0, \infty)$
Weibull 분포	$\left[\frac{\Gamma((2/\alpha)+1)}{\Gamma((1/\alpha)+1)^2} - 1 \right]^{1/2}$	$\begin{cases} > 1 & \alpha < 1 \\ = 1 & \alpha = 1 \\ < 1 & \alpha > 1 \end{cases}$

또한 δ 의 추정치로서 다음과 같은 식(2)를 사용한다.

$$\hat{\delta}(n) = \sqrt{\frac{s^2(n)}{X(n)}} \quad (2)$$

여기서 $\bar{X}(n)$ 과 $s^2(n)$ 은 각각 평균과 분산을 나타낸다. 만약에 핸드오버 지속시간의 분포가 지수분포로 추정된다면 $\hat{\delta}(n)$ 의 값이 1에 근접한지를 조사해야 한다. $\hat{\delta}(n) > 1$ 이면 핸드오버 지속시간의 분포가 $\alpha < 1$ 인 감마분포이거나 Weibull 분포일 확률이 크며, $\hat{\delta}(n) < 1$ 이면 $\alpha > 1$ 감마분포 또는 Weibull 분포일 확률이 크다.

샘플 데이터로 부터 $\hat{\delta}(n) = 0.58605$ 이므로 핸드오버 지속시간의 분포는 지수분포를 따르지 않을 것이며, $\alpha > 1$ 인 감마분포 또는 Weibull 분포를 따르는 것으로 추정할 수 있다.

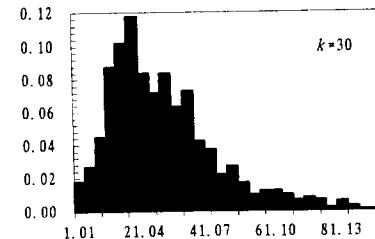
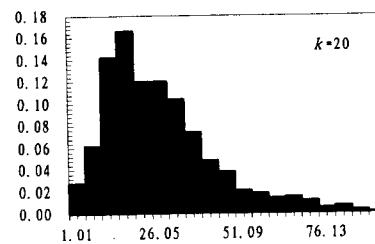
분산계수를 이용한 이러한 방법은 쉽고 빠르게 핸드오버 지속시간에 관한 분포를 쉽게 추정할 수 있으나 가설의 검증등과 같은 통계적인 평가 수단이 결여되어 신뢰성이 높지 않은 단점이 있다.

1.2 히스토그램(Histogram)

히스토그램은 주어진 데이터를 이용하여 해당하는 분포의 밀도함수를 그리는 기본적인 방법이다. 히스토그램을 그리기 위해서는 주어진 데이터가 포함하는 범위를 동일한 크기의 k 개의 구간으로 나눈다. 만약에 Q_j 를 j 번째 구간 $[b_{j-1}, b_j]$ 에 있는 X_i 들의 비율(proportion)이라고 하면 히스토그램은 식(3)과 같이 나타내진다.

$$h(x) = \begin{cases} 0 & x < b_0 \\ Q_j & b_{j-1} \leq x < b_j \quad (j = 1, 2, \dots, k) \\ 0 & b_k \leq x \end{cases} \quad (3)$$

이와같은 히스토그램 $h(x)$ 를 그려서 그 모양과 이상적인 밀도함수의 분포와 비교를 한다. 히스토그램은 어떠한 분포에도 이용이 가능하며, 그 작성은 간단하지만 구간의 갯수인 k 의 선정에 따라 그 모양이 조금씩 달라진다. 샘플 데이터로 부터 $k=20$, $k=30$ 인 경우 각각에 대한 히스토그램을 그리면 [그림 2]와 같다. [그림 2]로부터 핸드오버 지속시간의 분포는 감마분포 또는 대수정규분포와 매우 유사함을 알 수 있다.



[그림 2] 핸드오버 지속시간에 대한 히스토그램

1.3 확률도 (Probability Plot)

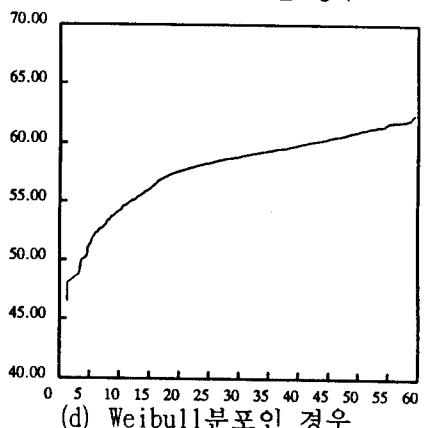
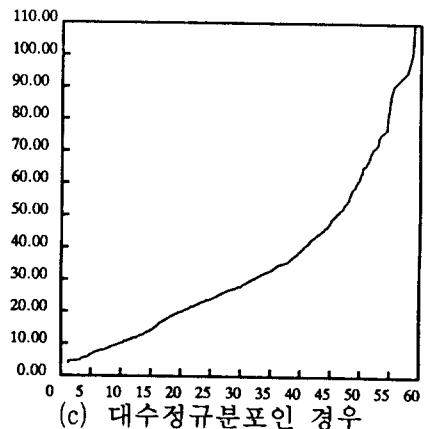
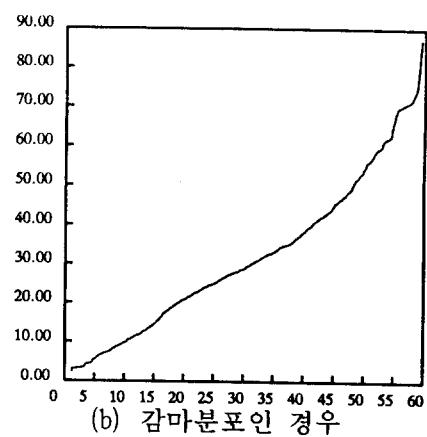
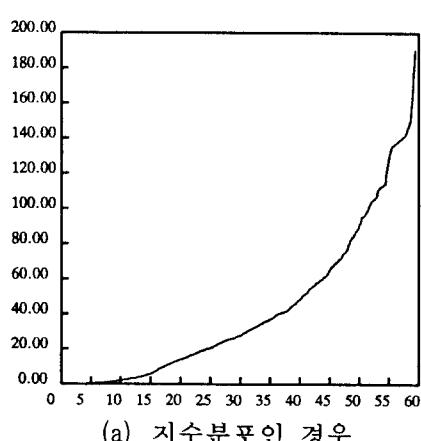
히스토그램이 확률밀도함수의 모양을 예측하는 방법인데 비하여 확률도는 비교하고자 하는 분포 함수와 이상적인 분포함수를 예측·비교하는 방법이다. 비교하고자 하는 이상적인 분포함수가 $F(x) = P\{X \leq x\}$ 일때, 확률변수 X 가 X_i 와 동일한 분포를 갖는다면 $F(x)$ 에 대한 개략치는 x 보다 작거나 같은 X_i 들의 비율을 의미한다. 이러한 개략치를 $\tilde{F}_n(X_{(i)})$ 로 표현하면 $\tilde{F}_n(X_{(i)}) = i/n$ 가 된다. 임의의 한정된 값 x 에 대하여 경험적 분포함수의 값이 1이 되지 않도록 하기 위해서 다음과 같은 수정된 식(4)를 사용한다.

$$F_n(X_{(i)}) = \frac{i - 0.5}{n} \quad (4)$$

확률도는 이론적인 분포와 추정한 분포의 형태를 비교하기 위하여 $X_{(i)}$ 에 의해 정의된 경험적 분포함수인 \tilde{F}_n 를 사용하는 방법중의 하나이다. 정의에 의해 \tilde{F}_n 의 $(i-0.5)/n$ quantile은 $X_{(i)}$ 가 되고 추정한 분포 F 의 $(i-0.5)/n$ quantile은 $F^{-1}[(i-0.5)/n]$ 가 된다. 여기서 F^{-1} 은 F 의 역함수이다. 따라서 확률도는 식(5)와 같은 점들을 X, Y 축상에 그리는 방법이며, 그려진 점들이 직선상에 나타나면 고려중인 분포가 데이터에 적합하다고 판단하게 된다.

$$\left(X_{(i)}, F^{-1}\left(\frac{i - 0.5}{n}\right) \right) \quad (5)$$

주어진 데이터를 이용하여 다섯가지 분포함수에 대한 확률도를 나타내면 [그림 3]과 같다.



[그림 3] 샘플 데이터를 이용한 확률도

[그림 3]으로 부터 감마분포와 대수정규분포인 경우 모든 점들이 대략적으로 일직선상에 모이므로 핸드오버 지속시간의 분포는 감마분포와 대수정규분포에 매우 접근하고 있음을 알 수 있다.

확률도는 적절한 구간 설정을 요하는 히스토그램에 비하여 이해가 쉽기 때문에 널리 이용되고 있으나 확률도를 작성하기 전에 미리 어느 분포가 적합한지를 예측해야 하고, 또한 어떤 분포함수에 대해서는 그의 역함수를 구하기 어려운 단점등이 있다.

2. 모수의 추정 (Estimation of Parameter)

샘플 데이터로 부터 분포군이 결정되면 구체적인 분포를 결정하기 위해서 모수(parameter)의 값들을 추정해야 한다. 가정된 분포의 모수값을 추정하기 위해서 사용되는 추정량(Estimator)에는 여러가지가 있으나 본 논문에서는 최우추정량(MLE : Maximum Likelihood Estimator)을 사용한다. 본 논문에서 고려중인 네가지 분포의 최우추정량과 샘플 데이터로 부터 산출된 값은 [표 3]과 같다.

[표 3] 최우추정량

분포	최우추정량	추정값
지수분포	$\hat{\beta} = \bar{X}(n)$	$\hat{\beta} = 28.684$
감마분포	$\ln \hat{\beta} + \frac{\Gamma'(\hat{\alpha})}{\Gamma(\hat{\alpha})} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln X_i}{n}$, $\hat{\alpha}\hat{\beta} = \bar{X}(n)$	$\hat{\alpha} = 2.942$ $\hat{\beta} = 9.750$
대수정규 분포	$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln X_i}{n}$, $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln X_i - \hat{\mu})^2}{n}}$	$\hat{\mu} = 3.177$ $\hat{\sigma} = 0.142$
Weibull 분포	$\frac{\sum_{i=1}^n \hat{X}_i^\alpha \ln X_i}{\sum_{i=1}^n \hat{X}_i^\alpha} - \frac{1}{\hat{\alpha}} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln X_i}{n}$, $\hat{\beta} = \frac{1/\hat{\alpha}}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \hat{X}_i^\alpha}{n}}}$	$\hat{\alpha} = 13.771$ $\hat{\beta} = 93.951$

3. 적합도 검정 (Goodness of Fit Test)

주어진 데이터에 대하여 분포를 가정하고 모수의 값을 추정한 다음 관측치 X_1, X_2, \dots, X_n 이 가정된 분포에 적합한가를 검정할 필요가 있는데, 이러한 가설에 대한 검정을 적합도 검정이라 한다. 가정한 분포의 분포함수를 \hat{F} 라고 하면 적합도 검정은 다음과 같은 귀무가설(Null Hypothesis)을 검정하는 것이다.

H_0 : 주어진 X_i 들은 \hat{F} 을 가진 IID 변수이다

3. 1 χ^2 검정 (Chi-square Test)

χ^2 검정은 모든 분포에 적용이 가능하기 때문에 광범위하게 사용된다. χ^2 의 검정 통계량을 산출하기 위해서는 먼저 가정된 분포의 범위를 k 개의 구간 즉, $[a_0, a_1], [a_1, a_2], \dots, [a_{k-1}, a_k]$ 으로 나눈다. 여기에서 $a_0 = -\infty$ 와 $a_k = \infty$ 가 될 수 있다. 또한 $j = 1, 2, \dots, k$ 에 대하여 N_j 의 값을 산출

한다. 여기서 N_j 는 j 번째 구간 $[a_{j-1}, a_j]$ 에 있는 X_i 의 갯수이다. 추출된 표본들이 가정된 분포로부터 나왔다는 가설하에 j 번째 구간에 속하는 X_i 의 기대비율 p_j 를 산출한다. 핸드오버 지속시간은 연속형이므로 p_j 는 식(6)과 같이 산출된다.

$$p_j = \int_{a_{j-1}}^{a_j} \hat{f}(x)dx \quad (6)$$

마지막으로 식(6)을 이용하여 다음과 같은 식(7)의 검정 통계량을 산출한 후 χ^2 검정을 실시한다.

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(N_j - np_j)^2}{np_j} \quad (7)$$

만약에 H_0 가 진실이라면 np_j 는 j 번째 구간에 속하는 n 개 X_i 의 기대치를 나타내기 때문에 χ^2 의 값이 작으면 적합도가 좋다는 것을 의미한다. 따라서 χ^2 의 값이 너무 크면 H_0 를 기각하게 된다. 즉, 큰 값의 n 과 유의수준 α 에 대하여 구한 χ^2 의 값이 $\chi^2_{k-1, 1-\alpha}$ 이면 H_0 를 기각한다. 여기서 $\chi^2_{k-1, 1-\alpha}$ 는 $k-1$ 의 자유도를 가지는 χ^2 분포의 상위 $1-\alpha$ 기각점을 의미한다.

χ^2 검정을 수행하는 데 있어서 어려운 문제는 최적의 검정 능력을 구사하는 구간수 k 를 결정하는 것이다. k 를 결정하는 데 적용되는 일반적인 방법은 첫째, 모든 구간의 p_j 값이 거의 같도록 설정하는 데, 이는 수행중인 검정이 Unbiased 되게 하기 위함이며, 둘째, 모든 구간에 대해서 $np_j \geq 5$ 가 되도록 구간을 설정하는 데 그 이유는 np_j 의 값이 너무 작지 않다면 $n \rightarrow \infty$ 에 대한 χ^2 의 점근 분포와 한정적인 n 값에 대한 실제분포의 차가 크지 않기 때문이다. 이를 토대로 구간수 k 의 값은 대략 30을 넘지 않으면 좋은 결과를 얻을 수 있으므로 본 논문에서는 k 가 5에서 30까지의 결과를 기초로 χ^2 검정을 수행하였으며, 그 결과를 [표 4]에 나타내었다. 또한 [표 5]에는 H_0 의 기각여부를 판단하기 위한 χ^2 분포표를 나타내었다.

지수분포인 경우 χ^2 검정 통계량은 436.400 ($k=20$ 인 경우)인데 이는 모든 유의 수준 α 에 대해서 귀무가설 H_0 을 기각할 수 있다. 이와 동일한 분석으로 정규분포, Weibull 분포인

경우에도 H_0 를 기각할 수 있다. 반면에 감마분포인 경우 χ^2 검정 통계량은 42.20 ($k=30$ 인 경우)인데 이는 유의수준 $\alpha = 0.05$ ($\chi^2_{29,0.95} = 42.557$)로 귀무가설 H_0 을 기각할 수 없다.

[표 4] 샘플 데이터에 대한 χ^2 검정 통계량

	지수분포	감마분포	대수 정규분포	Weibull 분포
$k=5$	369.33	14.34	21.01	3830.35
$k=10$	401.64	17.76	25.30	8703.02
$k=15$	441.26	24.68	30.44	13524.0
$k=20$	436.40	34.00	38.36	18248.5
$k=25$	439.70	37.60	49.70	22814.3
$k=30$	461.78	42.20	54.68	27522.2

[표 5] χ^2 분포표

$1-\alpha$	0.900	0.950	0.995	0.999
$k-1$				
4	7.779	9.488	14.860	18.465
9	14.684	16.919	23.589	27.877
14	21.064	23.685	33.319	36.123
19	27.204	30.144	38.582	43.820
24	33.196	36.415	45.558	51.179
29	39.087	42.557	52.336	58.302

3.2 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 검정

K-S 검정은 가정된 분포의 분포함수 \hat{F} 과 경험적 분포함수를 비교하기 때문에 주어진 데이터에 대해서 그룹을 만들 필요가 없으며, 어떤 표본 크기 n 에 대해서도 유효하다. 그러나 K-S 검정은 가정된 분포가 연속형인 경우에만 유효하고, 또한 가정된 분포의 모든 모수가 알려진 경우에만 유효하다는 단점이 있다.

K-S 검정 통계량을 정의하기 위하여 먼저 주어진 데이터 X_1, X_2, \dots, X_n 에 대하여 경험적 분포함수 $F_n(x)$ 를 식 (8)과 같이 정의한다.

$$F_n(x) = \frac{\text{X}_i < x \text{인 } X_i \text{의 갯수}}{n} \quad (8)$$

정의에 의하여 $F_n(x)$ 는 $F_n(x) = i/n$ ($i=1, 2, \dots, n$)인 계단함수 (step function)가 된다.

K-S 검정통계량 D_n 은 단순히 $F_n(x)$ 와 $\hat{F}(x)$ 사

이에서 모든 x 의 값에 대해서 가장 큰 거리의 값을 가지는 것이며 식 (9)와 같이 정의된다.

$$D_n \equiv \sup_x \left\{ |F_n(x) - \hat{F}(x)| \right\} \quad (9)$$

따라서 D_n 의 산출은 식 (10)과 같이 이루어진다.

$$D_n = \max \{ D_n^+, D_n^- \} \quad (10)$$

여기서

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \frac{i}{n} - \hat{F}(X_{(i)}) \right\}, \quad D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \hat{F}(X_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right\}$$

이다.

D_n 의 값이 크면 나쁜 적합도를 나타내므로 D_n 이 임계점 $d_{n,1-\alpha}$ 보다 크면 귀무가설 H_0 를 기각하게 된다. 여기에서 α 는 검정의 수준을 나타낸다. 그러나 본 문서에서는 $D_n > d_{n,1-\alpha}$ 를 비교하여 귀무가설 H_0 의 기각여부를 판정하는 대신에 수정된 식 (11)과 같은 부등식을 만족하는 검정을 실시하여 H_0 의 기각여부를 판정한다. 즉 검정을 실시하여 다음의 부등식을 만족하면 H_0 를 기각한다.

$$\left(\sqrt{n} + 0.12 + \frac{0.11}{\sqrt{n}} \right) D_n > c_{1-\alpha} \quad (11)$$

여기서 n 에 대해 일정한 $c_{1-\alpha}$ 의 값은 [표 6]과 같다.

[표 6] K-S 검정 통계량을 위한 기각치 ($c_{1-\alpha}$)

$c_{1-\alpha}$				
0.850	0.900	0.950	0.975	0.990
1.138	1.224	1.358	1.480	1.628

샘플 데이터를 이용하여 네가지 분포에 대한 검정 통계량을 산출하면 [표 7]과 같다.

[표 7] 샘플 데이터로 부터 얻어진 검정 통계량

	D_n	$\left(\sqrt{n} + 0.12 + \frac{0.11}{\sqrt{n}} \right) D_n$
지수분포	0.0754	2.3943
감마분포	0.0258	0.8214
대수정규분포	0.0260	0.8263
Weibull 분포	0.9539	30.283

지수분포인 경우 수정된 검정 통계량은 2.3943 인데 이는 $\alpha = 0.15, 0.1, 0.05, 0.025, 0.001$ 의 수준으로 귀무가설 H_0 을 기각할 수 있다. 마찬 가지로 Weibull 분포인 경우에도 H_0 를 기각할 수 있다. 반면에 감마분포인 경우 수정된 검정 통계량은 0.8214인데 이는 $\alpha = 0.15, 0.1, 0.05, 0.025, 0.001$ 의 수준으로 귀무가설 H_0 을 기각할 수 없으며, 또한 대수정규분포인 경우 수정된 검정 통계량은 0.8263인데 이는 $\alpha = 0.15, 0.1, 0.05, 0.025, 0.001$ 의 수준으로 귀무가설 H_0 을 기각할 수 없다.

IV. 결 론

본 연구에서는 셀룰라 이동통신 환경에서 트래픽 모델링시 중요한 파라메타중 하나인 핸드오버 지속시간에 대한 분포를 추정하였다. 추정 방법은 크게 두가지 방향으로 이루어졌는데, 첫번째는 핸드오버 지속시간에 대한 분포군을 선택하기 위하여 시뮬레이션 결과로 부터 얻어진 샘플 데이터를 이용하여 점 통계량(Point Statistics), 히스토그램(Histogram), 확률도(Probability Plot) 등과 같은 방법을 적용하였다. 이러한 방법으로 부터 핸드오버 지속시간은 감마분포 또는 대수정규분포를 따르는 것으로 분석되었다.

두번째 방향은 구체적인 분포를 결정하기 위해서 최우추정량을 사용하여 모수(parameter)의 값을 산출하였으며, 이를 토대로 적합도 검정을 수행하였다. 적합도 검정은 모든 분포에 적용 가능한 χ^2 검정과 K-S 검정을 통하여 수행하였다.

최종적인 분석 결과 핸드오버 지속시간은 감마분포를 따르고 있음을 알 수 있었으며, 앞으로는 핸드오버 지속시간에 대한 실제의 상황을 근사화 시킨 해석적인 분석을 통하여 제시된 결과와 비교·분석되어야 할 것으로 사료된다.

[참 고 문 헌]

- [1] A. M. Law and W. D. Kelton, "Simulation Modeling and Analysis," McGraw-Hill, 1982.
- [2] D. Hong and S. S. Rappaport, "Traffic Model and Performance Analysis for Cellular Mobile Radio Telephone Systems with Prioritized and Nonprioritized Handoff Procedures," *IEEE Trans. Veh. Technol.*, vol. VT-35, No. 3, August 1986.
- [3] E. C. Posner and R. Guerin, "Traffic polices in cellular radio that minimize blocking of handoff calls," *ITC 11*, 2. 4B-

2-1, Nov. 1985.

- [4] R. Guerin, "Queueing-blocking system with two arrival streams and guard channels," *IEEE Trans. on Comm.*, Vol. 36, No. 2, pp. 153-163, Feb. 1988.
- [5] W. C. Y. Lee, "Mobile Cellular Telecommunications Systems," McGraw-Hill, 1990.