거절과 리탈 및 성급한 요청의 보존유지를 가진 M/M/s/N형 대중봉사체계의 분석

명찬길, 정진

선행연구[4]에서는 거절을 가진 M/M/2/N형 대중봉사계에서 정상상태확률방정식들과 정상상태확률들, 계안에 있는 평균요청수를 구하고 거절함수들을 여러가지로 주었을 때 파라메터들의 호상관계들을 분석하였으며 선행연구[1]에서는 행렬법을 리용하여 도착에 서 방해와 거절을 가지는 M/M/1/N형 대중봉사계에서 이행풀이를 구하였다.

선행연구[2]에서는 생성함수법을 리용하여 거절과 리탈을 가지는 M/M/1형 대중봉사계에 대한 가동시간분석을 진행하였으며 선행연구[5]에서는 도착에서 방해로 인한 거절과 거절한 요청들의 보존유지를 가지는 M/M/c/N형 대중봉사계에서 이행풀이와 정상상태확률을 구하고 모형에 대한 경제적분석을 진행하였다.

선행연구[6]에서는 도착에서 방해와 거절 그리고 거절한 요청의 보존유지를 가지는 M/M/1/N형 대중봉사계의 정상상태확률들의 정확한 표현식을 유도하였으며 선행연구[3]에서는 봉사기구의 고장 및 수리와 성급한 요청의 보존유지를 가진 M/M/1/N형 대중봉사계에서 봉사계의 이행상태를 수치적으로 조사하고 파라메터들이 계의 효과성지표에 미치는 영향을 여러가지 수값실례로 취급하였으며 비용함수가 최대로 되는 최량봉사세기들을 수치적으로 구하였다.

론문에서는 거절과 리탈 및 성급한 요청의 보존유지를 가진 M/M/s/N형 대중봉사체계를 설정하고 연구를 진행하였다.

1. 모 형 설 정

s 개의 봉사기구를 가진 대중봉사계에 요청들은 세기가 λ 인 뽜쏭분포에 따라 도착하며 봉사기구들의 봉사시간들은 세기가 μ 인 지수분포에 따른다. 대중봉사계의 용량은 $N(N \ge s)$ 이며 요청은 FCFS봉사규칙(도착순봉사규칙)에 따라 봉사를 받는다. 요청은 봉사계에 도착하여 확률 $b_i(i \ge s)$ 를 가지고 봉사계에 들어가거나 확률 $1-b_i$ $(i \ge s)$ 를 가지고 거절된다. b_i 는 계안에 i 개의 요청이 있을 때 새로 도착한 요청이 봉사계로 들어갈확률이다. 이때

$$b_i = 1 \ (i = 0, \dots, s-1), \ 0 < b_{i+1} \le b_i < 1 \ (i \ge s)$$

이 성립한다고 하자.

모든 봉사기구들이 가동중에 있을 때 들어온 요청은 기다림줄에서 봉사를 기다린다. 매 요청은 T 시간동안 봉사를 받지 못하면 $\pi(0 \le \pi \le 1)$ 의 확률로 계를 떠나며 확률 $1-\pi$ 로 봉사계에 남아있는다. 줄에서 요청들은 다음과 같은 밀도함수

$$f(t) = \alpha e^{-\alpha t} \ (\alpha > 0, \ t \ge 0)$$

를 가지는 우연량 T에 따라 리탈한다.

t인 순간에 계안에 n개의 요청이 있을 확률을 $P_n(t)$ 라고 하자.

2. 정상상대확률방정식과 정상상대확률

정리 1 정상상태확률방정식을 작성하면 다음과 같다.

$$\begin{cases} -\lambda P_{0} + \mu P_{1} = 0 \\ \lambda P_{k-1} - [\lambda + k\mu] P_{k} + (k+1)\mu P_{k+1} = 0 \quad (0 < k < s) \\ \lambda P_{k-1} - [b_{s}\lambda + s\mu] P_{k} + (s\mu + \pi\alpha) P_{k+1} = 0 \quad (k = s) \\ b_{k-1}\lambda P_{k-1} - [b_{k}\lambda + s\mu + (k - s)\pi\alpha] P_{k} + (s\mu + \pi\alpha(k+1-s)) P_{k+1} = 0 \quad (s+1 \le k < N) \\ b_{N-1}\lambda P_{N-1} - [s\mu + (N-s)\pi\alpha] P_{N} = 0 \end{cases}$$

$$(1)$$

$$\sum_{k=0}^{N} P_K = 1 \tag{2}$$

증명 먼저 상태확률방정식을 작성하자.

$$\begin{split} P_0(t+\Delta t) &= P_0(t)(1-\lambda\Delta t) + \mu\Delta t P_1(t) + o(\Delta t) \\ P_k(t+\Delta t) &= P_{k-1}(t)\lambda\Delta t + P_k(t)[1-\lambda\Delta t - k\mu\Delta t] + P_{k+1}(t)(k+1)\mu\Delta t + o(\Delta) \ \, (0 < k < s) \\ P_k(t+\Delta t) &= P_{k-1}(t)\lambda\Delta t + P_k(t)[1-b_s\lambda\Delta t - s\mu\Delta t] + P_{k+1}(t)[s\mu\Delta t + \pi\alpha \Delta t] + o(\Delta t) \ \, (k = s) \end{split}$$

$$\begin{split} P_k(t+\Delta t) &= P_{k-1}(t)b_{k-1}\lambda\Delta t + P_k(t)[1-b_k\lambda\Delta t - s\mu\Delta t - (k-s)\pi\alpha\,\Delta t] + \\ &\quad + P_{k+1}(t)[s\mu\Delta t + \pi\alpha(k+1-s)\Delta t] + o(\Delta t)\ (s+1 \le k < N) \end{split}$$

 $P_N(t+\Delta t) = b_{N-1}\lambda\Delta t P_{N-1}(t) + [1-s\mu\Delta t - (N-s)\pi\alpha\Delta t]P_N(t) + o(\Delta t)$ 따라서 다음과 같은 상태확률미분방정식들이 작성된다.

$$\begin{cases} \frac{dP_{0}(t)}{dt} = -\lambda P_{0}(t) + \mu P_{1}(t) \\ \frac{dP_{k}(t)}{dt} = \lambda P_{k-1}(t) - [\lambda + k\mu] P_{k}(t) + (k+1)\mu P_{k+1}(t) & (0 < k < s) \\ \frac{dP_{k}(t)}{dt} = \lambda P_{k-1}(t) - [b_{s}\lambda + s\mu] P_{k}(t) + (s\mu + \pi\alpha) P_{k+1}(t) & (k = s) \\ \frac{dP_{k}(t)}{dt} = b_{k-1}\lambda P_{k-1}(t) - [b_{k}\lambda + s\mu + (k - s)\pi\alpha] P_{k}(t) + [s\mu + \pi\alpha(k+1-s)] P_{k+1}(t) & (s < k < N) \\ \frac{dP_{N}(t)}{dt} = b_{N-1}\lambda P_{N-1}(t) - [s\mu + (N-s)\pi\alpha] P_{N}(t) \end{cases}$$

표준조건은 다음과 같다.

$$\sum_{k=0}^{N} P_k(t) = 1$$

임의의 k에 대하여 $\lim_{t\to\infty}P_k(t)=P_k$ 가 성립한다. 따라서 $\lim_{t\to\infty}P_k'(t)=0$ 이고

$$\begin{cases} -\lambda P_0 + \mu P_1 = 0 \\ \lambda P_{k-1} - [\lambda + k\mu] P_k + (k+1)\mu P_{k+1} = 0 & (0 < k < s) \\ \lambda P_{k-1} - [b_s \lambda + s\mu] P_k + (s\mu + \pi\alpha) P_{k+1} = 0 & (k = s) \\ b_{k-1} \lambda P_{k-1} - [b_k \lambda + s\mu + (k - s)\pi\alpha] P_k + (s\mu + \pi\alpha(k+1-s)) P_{k+1} = 0 & (s+1 \le k < N) \\ b_{N-1} \lambda P_{N-1} - [s\mu + (N-s)\pi\alpha] P_N = 0 \end{cases}$$

$$\sum_{k=0}^{N} P_k = 1$$

이 성립한다.(증명끝)

정리 2 정상상태확률들은 다음과 같다.

$$\begin{cases} P_{k} = \frac{\rho^{k}}{k!} P_{0} & (1 \le k \le s) \\ P_{k} = \frac{\rho^{s} \lambda^{k-s} \prod_{i=0}^{k-s-1} b_{s+i}}{s! \prod_{i=1}^{k-s} (s\mu + i\pi\alpha)} P_{0} & (s+1 \le k \le N) \end{cases}$$
(3)

여기서

$$P_{0} = \left[\sum_{k=0}^{m} \frac{\rho^{k}}{k!} + N! \sum_{k=s+1}^{N} \frac{\rho^{s} \lambda^{k-s} \prod_{i=0}^{k-s-1} b_{s+i}}{s! \prod_{i=1}^{k-s} (s\mu + i\pi\alpha)} \right]^{-1}$$
(4)

이다.

증명 정상상태확률방정식들을 풀면 정상상태확률은 다음과 같다.

$$\begin{cases} P_{k} = \frac{\rho^{k}}{k!} P_{0} & (1 \le k \le s) \\ P_{k} = \frac{\rho^{s} \lambda^{k-s} \prod_{i=0}^{k-s-1} b_{s+i}}{s! \prod_{i=1}^{k-s} (s\mu + i\pi\alpha)} P_{0} & (s+1 \le k \le N) \end{cases}$$

$$\sum_{k=0}^{N} P_k = 1 로부터$$

$$P_{0} = \left[\sum_{k=0}^{m} \frac{\rho^{k}}{k!} + N! \sum_{k=s+1}^{N} \frac{\rho^{s} \lambda^{k-s} \prod_{i=0}^{k-s-1} b_{s+i}}{s! \prod_{i=1}^{k-s} (s\mu + i\pi\alpha)} \right]^{-1}$$

이다.(증명끝)

3. 계의 효과성지표

정리 3 봉사계의 효과성지표들을 구하면 다음과 같다.

① 계안에 있는 평균요청수:

$$L = \sum_{k=1}^{N} k P_k = \left[\rho \sum_{k=0}^{s-1} \frac{\rho^k}{k!} + \frac{\rho^s}{s!} \sum_{k=s+1}^{N} \frac{k \lambda^{k-s} \prod_{i=0}^{k-s-1} b_{s+i}}{\prod_{i=1}^{k-s} (s\mu + i\pi\alpha)} \right] P_0$$

- ② 대중봉사계에서 요청의 평균체류시간: $W = \frac{L}{\lambda[1-P_N]}$
- ③ 리탈하는 평균요청수: $H = \sum_{k=s+1}^{N} (k-s)\pi\alpha P_k$
- ④ 비여있는 평균봉사기구수: $M_0 = \sum_{k=0}^{s-1} (s-k) \frac{\rho^k}{k!} P_0$
- ⑤ 가동하는 평균봉사기구수: $R = N M_0$
- ⑥ 요청의 거절확률: $P_{\rightarrow} = \frac{H}{\lambda} + \left[(1 b_s) P_s + \sum_{k=s+1}^{N-1} (1 b_k) P_k + P_N \right]$
- ⑦ 봉사받을 확률: $P_{\sharp} = 1 P_{\nearrow}$
- (8) 리탈확률:

$$A = \frac{H}{\lambda \left[\sum_{k=0}^{s-1} P_k + \sum_{k=s}^{N-1} b_k P_k \right]}$$

참 고 문 헌

- [1] S. I. Ammar, A. A. El-Sherbiny; Int. J. Comput. Math., 89, 482, 2012.
- [2] S. I. Ammar et al.; Appl. Math. Modell, 37, 9223, 2013.
- [3] Y. Dong-Yuh et al.; Journal of Manufacturing Systems, 44, 207, 2017.
- [4] A. A. EL-Sherbiny; Journal of Mathematical Archive, 3, 7, 2745, 2012.
- [5] R. Kumar; Opsearch., 50, 383, 2013.
- [6] R, Kumar, S. K. Sharma; J. Oper. Res., 24, 119, 2014.

주체108(2019)년 12월 15일 원고접수

Analysis of M/M/s/N Queue with Balking, Reneging and Retention of Impatient Customers

Myong Chan Gil, Jong Jin

In this paper, we consider the M/M/s/N queue with balking, reneing and retention of impatient customers to obtain steady-state probabilities and measures of effectiveness by making steady-state probability equations.

Keywords: balking, reneging, queue