

(15) 86-90

排队系统 $Geo/M/n$ 的 k 阶忙期*

The k Order Busy Period of Queueing System $Geo/M/n$

<u>孙荣恒</u>	<u>孙宇</u>
Sun Rongheng	Sun Yu
(重庆大学应用数学系, 重庆, 630044)	

0226

A 摘要 讨论了排队系统 $Geo/M/n$ 的 $k(k \geq 0)$ 阶忙期, 获得了此系统 k 阶忙期的分布和前两阶矩的简单表达式。

关键词 忙期; k 阶忙期; 贝努里过程 排队系统
中国图书资料分类法分类号 O226

ABSTRACT In the paper, we discuss the $k(k \geq 0)$ order busy period for the queueing system $Geo/M/n$, and obtain the simple expression of the distribution and the first two moments of the k order busy period for the system.

KEYWORDS busy period; k orker busy period; Bernoulli process

0 引 言

对于排队系统 $GI/M/n$, 文献[1] 给出了其 k 阶忙期分布的表达式, 由于这个表达式非常复杂, 笔者在文献[2] 中考虑了排队系统 $M/M/n$ 与 $Geo/Geo/n$ 的 $k(k \geq 0)$ 阶忙期, 给出了其分布和前两阶矩的简单表达式。笔者在本文中考虑系统 $Geo/M/n$ 的 $k(k \geq 0)$ 阶忙期, 得到了与[2] 类似的结果。

关于排队系统 $Geo/M/n$, 除到达间隔时间为参数是 λ 的几何分布外, 其它假设与[2] 中系统 $M/M/n$ 相同。忙期与 k 阶忙期的定义与[2] 相同。

1 引 理

定义 1 称随机序列 $\{N(m), m \geq 0\}$ 为参数是 $\lambda(0 < \lambda < 1)$ 的 Bernoulli 过程, 如果它满足下列三个条件: 1) $N(0) = 0$, 2) $\{N(m), m \geq 0\}$ 具有独立增量性, 3) $P\{N(n+m) - N(m) = k\} = C_n^k \lambda^k \bar{\lambda}^{n-k}, k = 0, 1, \dots, n, \bar{\lambda} = 1 - \lambda, m, n$ 均为非负整数。

引理 1 设 $\{T_i, i \geq 1\}$ 为输入过程 $\{N(n), n \geq 0\}$ 的间隔时间序列, 且 $\{T_i, i \geq 1\}$ 相互独立同服从参数为 λ 的几何分布序列, 则对整数 $0 \leq n_1 < n_{i+1}$ 和 $0 \leq k_1 \leq k_{i+1} \leq n_{i+1}, i = 1, 2, \dots, m$, 有

* 收文日期 1994-06-11

$$\begin{aligned}
 & P\{N(n_1) = k_1, N(n_2) = k_2, \dots, N(n_m) = k_m\} \\
 &= C_{n_1}^{k_1} \lambda^{k_1} \bar{\lambda}^{n_1 - k_1} \prod_{i=2}^m C_{n_i - n_{i-1} - k_i}^{k_i + 1 - k_i} \lambda^{k_i + 1 - k_i} (1 - \lambda)^{n_{i+1} - n_i - k_{i+1} - k_i} \quad (1)
 \end{aligned}$$

证明 当 $m = 1$ 时, 因为 $\{N(n_1) \geq k_1\} = \{\tau_{k_1} \leq n_1\}$, 其中 $\tau_{k_1} = \sum_{i=1}^{k_1} T_i$ 为第 k_1 个顾客到达的时刻, 所以

$$\begin{aligned}
 & P\{N(n_1) = k_1\} = P\{N(n_1) \geq k_1\} - P\{N(n_1) \geq k_1 + 1\} \\
 &= P\{\tau_{k_1} \leq n_1\} - P\{\tau_{k_1+1} \leq n_1\} = \sum_{j=k_1}^{n_1} C_{j-1}^{k_1-1} \lambda^{k_1} (1-\lambda)^{j-k_1} - \sum_{j=k_1+1}^{n_1} C_{j-1}^{k_1} \lambda^{k_1+1} \bar{\lambda}^{j-k_1-1} \\
 &= C_{n_1}^{k_1} \lambda^{k_1} \bar{\lambda}^{n_1 - k_1}, \quad k_1 = 0, 1, \dots, n_1
 \end{aligned}$$

假设 $m = t - 1$ 时(1)式成立, 由全概率公式, 得

$$\begin{aligned}
 & P\{N(n_1) = k_1, N(n_2) = k_2, \dots, N(n_t) = k_t\} \\
 &= P\{\tau_{k_1} \leq n_1, \tau_{k_1+1} > n_1, \tau_{k_2} \leq n_2, \tau_{k_2+1} > n_2, \dots, \tau_{k_t} \leq n_t, \tau_{k_t+1} > n_t\} \\
 &= \sum_{i=1}^{n_1} P\{T_{k_1+1} > n_1 - i, T_{k_1+1} + \dots + T_{k_2} \leq n_2 - i, T_{k_1+1} + \dots + T_{k_2+1} > n_2 - i, \dots, \\
 & \quad T_{k_1+1} + \dots + T_{k_t} \leq n_t - i, T_{k_1+1} + \dots + T_{k_t+1} > n_t - i\} \cdot P\{\tau_{k_1} = i\} \\
 &= \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=n_1-i+1}^{n_2-1} P\{T_{k_1+2} + \dots + T_{k_2} \leq n_2 - i - j, T_{k_1+2} + \dots + T_{k_2+1} > n_2 - i - j, \dots, \\
 & \quad T_{k_1+2} + \dots + T_{k_t} \leq n_t - i - j, T_{k_1+2} + \dots + T_{k_t+1} > n_t - i - j\} P\{\tau_{k_1} = i\} P\{T_{k_1+1} = j\} \\
 &= \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=n_1-i+1}^{n_2-1} P\{\tau_{k_2-k_1-1} \leq n_2 - i - j, \tau_{k_2-k_1} > n_2 - i - j, \dots, \\
 & \quad \tau_{k_t-k_1-1} \leq n_t - i - j, \tau_{k_t-k_1} > n_t - i - j\} P\{\tau_{k_1} = i\} P\{T_{k_1+1} = j\} \\
 &= \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=n_1-i+1}^{n_2-1} P\{N(n_2 - i - j) = k_2 - k_1 - 1, \dots, \\
 & \quad N(n_t - i - j) = k_t - k_1 - 1\} P\{\tau_{k_1} = i\} P\{T_{k_1+1} = j\} \\
 &= \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=n_1-i+1}^{n_2-1} C_{n_2-i-j}^{k_2-k_1-1} \lambda^{k_2-k_1-1} \bar{\lambda}^{n_2-i-j-k_2+k_1+1} \cdot \\
 & \quad \prod_{r=3}^t C_{n_r-k_1-1}^{k_r-k_1-1} \lambda^{k_r-k_1-1} \bar{\lambda}^{n_r-k_1-1-k_r-k_1-1} \cdot C_{i-1}^{k_1-1} \lambda^{k_1} \bar{\lambda}^{i-k_1} \lambda \bar{\lambda}^{i-1} \\
 &= \prod_{r=3}^t C_{n_r-k_1-1}^{k_r-k_1-1} \lambda^{k_r-k_1-1} \bar{\lambda}^{n_r-k_1-1-k_r-k_1-1} \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=n_1-i+1}^{n_2-1} C_{n_2-i-j}^{k_2-k_1-1} C_{i-1}^{k_1-1} \lambda^{k_2} \bar{\lambda}^{n_2-k_2} \\
 &= \prod_{r=3}^t C_{n_r-k_1-1}^{k_r-k_1-1} \lambda^{k_r-k_1-1} \bar{\lambda}^{n_r-k_1-1-k_r-k_1-1} C_{n_1}^{k_2-k_1} C_{n_2-k_1}^{k_1} \lambda^{k_2} \bar{\lambda}^{n_2-k_2} \\
 &= C_{n_1}^{k_1} \lambda^{k_1} \bar{\lambda}^{n_1-k_1} \prod_{r=2}^t C_{n_r-k_1-1}^{k_r-k_1-1} \lambda^{k_r-k_1-1} \bar{\lambda}^{n_r-k_1-1-k_r-k_1-1}
 \end{aligned}$$

此示 $m = i$ 时(1)式也成立,由数学归纳法,引理1得证。

引理2 设 $\{T_i, i \geq 1\}$ 为输入过程 $\{N(n), n \geq 0\}$ 的间隔时间序列,且 $\{T_i, i \geq 1\}$ 为独立同分布序列,则 $P\{T_i = k\} = \lambda^{k-1} \lambda, k = 1, 2, \dots, 0 < \lambda < 1$ 的充要条件是 $\{N(n), n \geq 0\}$ 为参数是 λ 的 Bernoulli 过程。

证明 必要性,由引理1知对任意非负整数 n ,有

$$P\{N(n) = k\} = C_n^k \lambda^k \bar{\lambda}^{n-k}, k = 0, 1, 2, \dots, n$$

所以, $P\{N(0) > 0\} = \sum_{k=1}^{\infty} P\{N(0) = k\} = 0$, 从而 $P\{N(0) = 0\} = 1$, 即 $N(0) = 0$ 。

对任意整数 $n_1, n_2 \geq 0$ 与 $n_2 \geq k \geq 0$, 由引理1,得

$$\begin{aligned} P\{N(n_1 + n_2) - N(n_1) = k\} &= \sum_{i=0}^{n_1} P\{N(n_1 + n_2) = k + i, N(n_1) = i\} \\ &= \sum_{i=0}^{n_1} C_{n_1}^i \lambda^i \bar{\lambda}^{n_1-i} \cdot C_{n_2}^k \lambda^k \bar{\lambda}^{n_2-k} = C_{n_2}^k \lambda^k \bar{\lambda}^{n_2-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n_2 \end{aligned}$$

又对任意 m 个整数 $n_m > n_{m-1} > \dots > n_1 > n_0 = 0$, 以及满足 $\sum_{i=1}^j k_i \leq n_j, j = 1, 2, \dots, m$ 的非负整数 k_1, k_2, \dots, k_m , 由引理1,有

$$\begin{aligned} &P\{N(n_1) - N(n_0) = k_1, N(n_2) - N(n_1) = k_2, \dots, N(n_m) - N(n_{m-1}) = k_m\} \\ &= P\{N(n_1) = k_1, N(n_2) = k_1 + k_2, \dots, N(n_m) = \sum_{i=1}^m k_i\} \\ &= C_{n_1}^{k_1} \lambda^{k_1} \bar{\lambda}^{n_1-k_1} \prod_{i=2}^m C_{n_i - n_{i-1}}^{k_i} \lambda^{k_i} \bar{\lambda}^{n_i - n_{i-1} - k_i} = \prod_{i=1}^m P\{N(n_i) - N(n_{i-1}) = k_i\} \end{aligned}$$

此示 $\{N(n), n \geq 0\}$ 具有独立增量性,由定义1必要性得证。

充分性 因为

$$\begin{aligned} P\{T_1 = k\} &= P\{N(k-1) = 0, N(k) - N(k-1) = 1\} \\ &= C_{k-1}^0 \lambda^0 \bar{\lambda}^{k-1} \cdot C_1^1 \lambda^1 \bar{\lambda}^0 = \lambda \bar{\lambda}^{k-1}, \quad k = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

又对任意正整数 k_1, k_2 , 由定义1,有

$$\begin{aligned} &P\{T_2 = k_2 | T_1 = k_1\} = P\{T_2 = k_2, T_1 = k_1\} / P\{T_1 = k_1\} \\ &= P\{N(k_1 - 1) = 0, N(k_1) - N(k_1 - 1) = 1, N(k_2 + k_1 - 1) - N(k_1) = 0, \\ &\quad N(k_2 + k_1) - N(k_2 + k_1 - 1) = 1\} / P\{T_1 = k_1\} \\ &= \lambda \bar{\lambda}^{k_2-1}, \quad k_1 = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

此示 T_2 与 T_1 独立且 T_2 也服从参数为 λ 的几何分布,同理可证 T_1, T_2, T_3, \dots 相互独立均服从参数为 λ 的几何分布,于是充分性得证。

引理3 排队系统 $Geo/G/1$ 的忙期 B 的 $L-S$ 变换为

$$\bar{B}(s) = \sum_{i=0}^{\infty} [\lambda + \lambda \bar{B}(s)]^i \int_0^{k+1} e^{-sx} dF_V(x) \quad (2)$$

$$\text{且} \quad E(B) = \frac{1}{\mu} \cdot \frac{1}{1 - \lambda \sum_{k=0}^{\infty} k \int_k^{k+1} dF_V(x)}, \quad \lambda < \mu \quad (3)$$

其中 $F_V(x)$ 为服务时间 V 的分布函数, V 为连续型机变量或正整值随机变量, λ 为无记忆的几何到达间隔时间参数, $\mu = \frac{1}{E(V)}$.

证明 因为 $B = V + B_1 + \dots + B_{N(V)}$ (4)

其中 $\{N(x), x \geq 0\}$ 为输入过程, 由引理 2 知它为参数是 λ 的 Bernoulli 过程, 又因它与服务时间独立, 且 B_1, B_2, B_3, \dots 为相互独立均与 B 同分布的随机变量, 所以

$$\begin{aligned} \tilde{B}(s) &= E(e^{-sB}) = E\{e^{-s[V+B_1+\dots+B_{N(V)}]}\} \\ &= \int_0^{\infty} E\{e^{-s[x+B_1+\dots+B_{N(x)}]}\} dF_V(x) \\ &= \int_0^{\infty} e^{-sx} E\{e^{-s[B_1+\dots+B_{N(x)}]}\} dF_V(x) \end{aligned}$$

而

$$\begin{aligned} E\{e^{-s[B_1+\dots+B_{N(x)}]}\} &= \sum_{n=0}^{[x]} E[e^{-s(B_1+\dots+B_n)}] P\{N(x) = n\} \\ &= \sum_{n=0}^{[x]} [\tilde{B}(s)]^n \cdot C_{[x]}^n \lambda^n (1-\lambda)^{[x]-n} = [\bar{\lambda} + \lambda \tilde{B}(s)]^{[x]} \end{aligned}$$

故

$$\begin{aligned} \tilde{B}(s) &= \int_0^{\infty} e^{-sx} [\bar{\lambda} + \lambda \tilde{B}(s)]^{[x]} dF_V(x) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \int_{k \leftarrow k+1}^{\infty} e^{-sx} [\bar{\lambda} + \lambda \tilde{B}(s)]^{[x]} dF_V(x) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} [\bar{\lambda} + \lambda \tilde{B}(s)]^k \int_k^{k+1} e^{-sx} dF_V(x) \end{aligned}$$

由 (4) 式,

$$E(B) = E(V) + E[B_1 + \dots + B_{N(V)}] = \frac{1}{\mu} + E(B)E[N(V)]$$

又

$$\begin{aligned} E[N(V)] &= \int_0^{\infty} E[N(x)] dF_V(x) = \int_0^{\infty} \lambda [x] dF_V(x) \\ &= \lambda \sum_{k=0}^{\infty} k \int_k^{k+1} dF_V(x) = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} k [F_V(k+1) - F_V(k)] \end{aligned}$$

将此代入上式可得 (3) 式。

推论 设排队系统 Geo/I/1 除服务时间 V 是正整值随机变量外, 其他假设与排队系统

Geo/G/1 相同, 则其忙期 B 的概率母函数 ($P. g. f$) 为

$$B(Z) = V[\lambda Z + \lambda Z B(Z)] \quad (5)$$

且

$$E(B) = \frac{1}{\mu - \lambda}, \quad D(B) = \frac{\sigma^2 \mu^2 + \lambda \bar{\lambda}}{(\mu - \lambda)^2}, \quad \lambda < \mu \quad (6)$$

其中 $V(Z)$ 为 V 的 $p. g. f$, $\mu = \frac{1}{E(V)}$, $\sigma^2 = D(V)$

引理 4 排队系统 Geo/M/1 的忙期 B 的 $L-S$ 变换为

$$\bar{B}(s) = \frac{\mu[1 - e^{-(s+\lambda)}]}{(s + \mu)\{1 - e^{-(s+\lambda)}[\lambda + \lambda \bar{B}(s)]\}} = \frac{\bar{V}(s)[1 - e^{-(s+\lambda)}]}{1 - e^{-(s+\lambda)}[\lambda + \lambda \bar{B}(s)]} \quad (7)$$

且

$$E(B) = \frac{1 - e^{-\lambda}}{\mu(1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda})}, \quad \lambda < \mu \quad (8)$$

$$D(B) = \frac{(1 + 2\mu)(1 - e^{-\lambda})^2 + 2\lambda e^{-\lambda}(\mu + e^{-\lambda} - 1)}{\mu^2(1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda})^2}, \quad \lambda < \mu \quad (9)$$

证明 由引理 3 和 $\bar{V}(s) = \frac{\mu}{s + \mu}$ 立得 (7) 式, 由 (7) 可得 (8).

2 主要结果

定理 1 设 A_k 为排队系统 Geo/M/n 的 $k(k \geq 0)$ 阶忙期, 则 A_k 的 $L-S$ 变换为

$$\bar{A}_k(s) = [\bar{A}_0(s)]^{k+1}, \quad \bar{A}_0(s) = \frac{\mu[1 - e^{-(s+\lambda)}]}{(s + \mu)[1 - e^{-(s+\lambda)}[\lambda + \lambda \bar{A}_0(s)]]} \quad (10)$$

且

$$E(A_k) = \frac{(k+1)(1 - e^{-\lambda})}{\mu(1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda})}, \quad \lambda < \mu, k \geq 0 \quad (11)$$

$$D(A_k) = \frac{(k+1)[(1 + 2\mu)(1 - e^{-\lambda})^2 + 2\lambda e^{-\lambda}(\mu + e^{-\lambda} - 1)]}{\mu^2(1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda})^2}, \quad \lambda < \mu, k \geq 0 \quad (12)$$

其中 $\mu = \sum_{i=1}^k \mu_i$, μ_i 为第 i 个服务台负指数服务时间参数.

证明 由引理 4 与 [2] 中的方法立得.

参 考 文 献

- 1 徐光辉. 随机服务系统 GI/M/n 的 k 阶忙期. 中国科学, 1977, 1: 60 ~ 68
- 2 孙荣恒. 关于随机服务系统 k 阶忙期的一个注记. 重庆大学学报, 1993, 16(3): 112 ~ 115