



再访 GI/M/1 排队

史定华

(上海大学数学系 上海 200436)

摘要 通过构造两个向量马氏过程重新探讨了 GI/M/1 排队, 某些新结果如忙期和闲期的联合分布被得到了. 这一方法容易推广到服务时间为无限位相型分布的 GI/SPH/1 排队.

关键词 排队论, 向量马氏过程 (VMP) 方法, 转移频度公式.

REVISITING THE GI/M/1 QUEUE

SHI Ding-Hua

(Department of Mathematics, Shanghai University, Shanghai 200436)

Abstract In this note, by constructing two vector Markov processes, we review the GI/M/1 queue. Some new results, e. g., the joint distribution of busy and idle periods, are obtained. The method can easily be extended to the GI/SPH/1 queue where SPH means the infinite phase type distribution.

Key words Queueing theory, vector Markov process (VMP) method, transition frequency formula.

1 引言

Cox^[1]利用补充变量技巧研究了 M/G/1 排队, 重新得到了著名的 Pollaczek-Khinchin 公式^[2]. 但人们利用补充变量技巧研究 GI/M/1 排队却不如处理 M/G/1 排队那样理想. 直到 Sengupta^[3]在推广 Neuts 的矩阵几何到矩阵指数一文中才出现了新的突破. 本文是 Sengupta 思想的发展, 其中关于 GI/M/1 排队的忙期、忙期中服务顾客数和闲期三者的联合分布是新结果.

2 VMP 方法

GI/M/1 排队的顾客到达间隔独立同一般分布 $F(x)$, 假定有风险率函数 $\lambda(x)$, 服务为参数 μ 的指数分布. 令 $S(t)$ 表示服务台忙(1)闲(0)过程, 服务台忙时, 用 $X(t)$ 记正在服务顾客在系统中已逗留的时间; 服务台闲时, 用 $Y_x(t)$ 记到达年龄为 x 时已花去的空闲时间. 则 $\{S(t), X(t), Y_x(t)\}$ 形成一个向量马氏过程, 典型的样本轨道如图1所示.

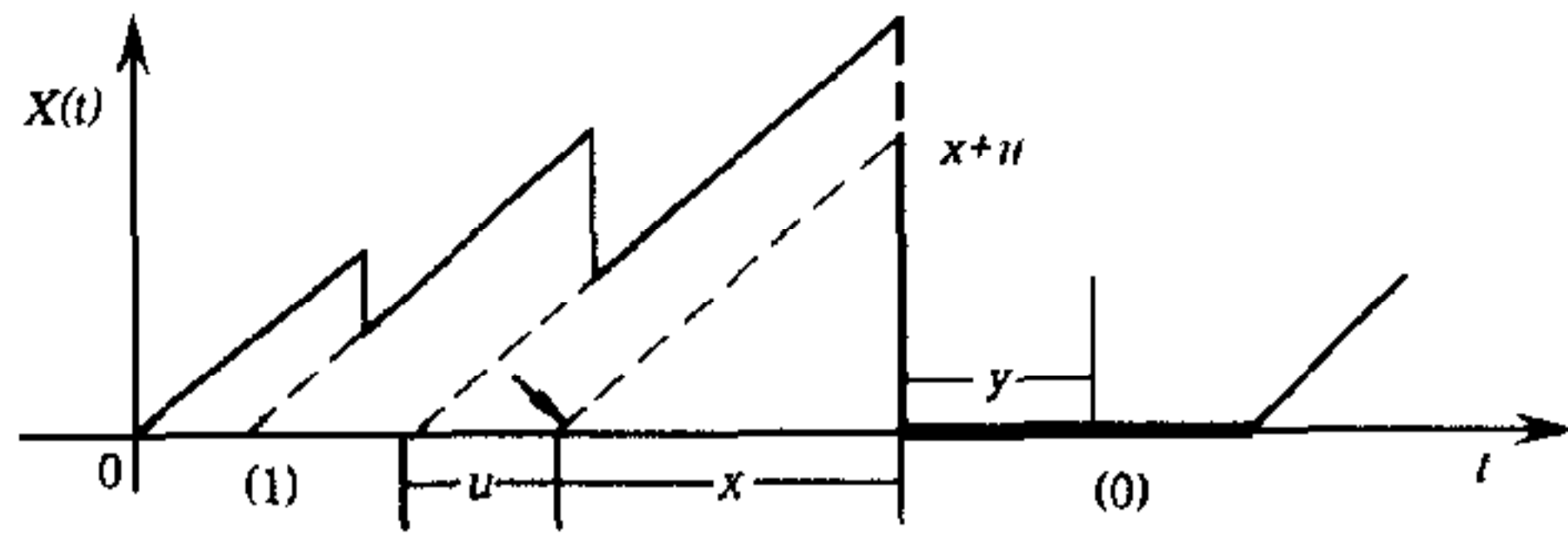


图1 $\{S(t), X(t), Yx(t)\}$ 的一条可能的样本轨道

定义

$$p_0(t, x, y)dy = P\{S(t) = 0, y \leq Y_x(t) < y + dy\},$$

$$p_1(t, x)dx = P\{S(t) = 1, x \leq X(t) < x + dx\}.$$

状态概率密度满足的微积分方程、边界条件和初始条件如下：

$$\left[\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial y} + \lambda(x + y) \right] p_0(t, x, y) = 0,$$

$$\left[\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} + \mu \right] p_1(t, x) = \int_0^\infty p_1(t, x + u) \mu dF(u),$$

$$p_0(t, x, 0) = p_1(t, x) \bar{F}(x) \mu, \quad p_0(t, 0, y) = 0,$$

$$p_1(t, 0) = \delta(t) + \int_0^\infty \int_0^\infty p_0(t, x, y) \lambda(x + y) dy dx,$$

$$p_1(0, x) = \delta(x), \quad p_0(0, x, y) = 0,$$

其中 $\delta(t)$ 是著名的 Dirac δ 函数.

用“星号”表示函数的 L 变换, 小写“波浪号”表示分布函数的 LS 变换. 关于 t 取 L 变换解微积分方程组得

$$p_0^*(s, x, y) = p_0^*(s, x, 0) e^{-sy} \frac{\bar{F}(x + y)}{\bar{F}(x)}, \tag{1}$$

$$p_1^*(s, x) = p_1^*(s, 0) \exp\{-[s + \mu - z(s)\mu]x\}, \tag{2}$$

其中 $z(s)$ 是方程 $z = \tilde{f}[s + \mu - z\mu]$ 在单位圆 $|z| < 1$ 中的唯一解 (Takacs 引理^[2]).

定理 1. 对 GI/M/1 排队, 忙循环时间分布的 LS 变换为

$$\tilde{c}(s) = \frac{\tilde{f}(s) - z(s)}{1 - z(s)}. \tag{3}$$

当 $\rho = \lambda/\mu < 1$ 时, 平均忙循环时间有限且 $\rho < 1$ 是系统稳定的充要条件.

证明. 根据 (1), (2) 两式和边界条件与初始条件, 有

$$p_1^*(s, 0) = 1 + \int_0^\infty \int_0^\infty p_1^*(s, 0) e^{-[s + \mu - z(s)\mu]x} \bar{F}(x) \mu e^{-sy} \frac{\bar{F}(x + y)}{\bar{F}(x)} \lambda(x + y) dy dx$$

$$= 1 + p_1^*(s, 0) \mu \int_0^\infty e^{-su} f(u) \int_0^u e^{-[\mu - z(s)\mu]x} dx du = 1 + p_1^*(s, 0) \frac{\tilde{f}(s) - z(s)}{1 - z(s)}.$$

因此

$$p_1^*(s, 0) = \frac{1 - z(s)}{1 - \tilde{f}(s)}. \tag{4}$$

显然, 忙循环时间序列形成向量马氏过程 $\{S(t), X(t), Yx(t)\}$ 的一个嵌入更新过程. 根据 VMP 方法中的转移频度公式和更新分布公式^[4], 立即可得忙循环时间分布的 LS 变换

$$\bar{c}(s) = \frac{m^*(s)}{1 + m^*(s)} = \frac{\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} p_0^*(s, x, y) \lambda(x + y) dy dx}{1 + \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} p_0^*(s, x, y) \lambda(x + y) dy dx} = \frac{\tilde{f}(s) - z(s)}{1 - z(s)}.$$

当 $\rho < 1$ 时, $z(0) = \beta < 1$, 于是平均忙循环时间 $E[C] = -\bar{c}'(0) = 1/[\lambda(1-\beta)]$ 有限. 由文 [5](p. 299), 该更新过程正常返(即系统稳定)的充要条件是 $\rho < 1$.

定理 2. 对 GI/M/1 排队, 当 $\rho < 1$ 时, 顾客在系统中的逗留时间、实等待时间、虚等待时间分布分别为

$$W_s(x) = 1 - e^{-\mu(1-\beta)x}, \quad W_q(x) = 1 - \beta e^{-\mu(1-\beta)x}, \quad (5), (6)$$

$$W(x) = 1 - \rho e^{-\mu(1-\beta)x}. \quad (7)$$

证明. 约定稳态时删去时间 t , 由 (2), (4) 两式并利用 L'Hospitale 法则, 有

$$P\{X \leq x, S = 1\} = \int_0^x \lim_{s \rightarrow 0} p_1^*(s, u) du = \rho[1 - e^{-\mu(1-\beta)x}].$$

于是系统忙的概率为 ρ . 从样本轨道图 1, 一个顾客在系统中逗留时间分布为

$$W_s(x) = P\{W_q + \chi \leq x\} = P\{X \leq x | S = 1\} = 1 - e^{-\mu(1-\beta)x}.$$

现在令 τ_n 表示第 n 个顾客到达间隔, χ_n 表示第 n 个顾客服务时间, w_n 表示第 n 个顾客等待时间, 则 $w_{n+1} = [w_n + \chi_n - \tau_{n+1}]^+$. 假定 $x \geq 0$, 因 τ_{n+1} 和 $w_n + \chi_n$ 相互独立,

$$W_{n+1}(x) = P\{w_{n+1} \leq x\} = P\{w_n + \chi_n - \tau_{n+1} \leq x\} = \int_0^{\infty} P\{w_n + \chi_n \leq x + u | \tau_{n+1} = u\} dF(u) = \int_0^{\infty} P\{w_n + \chi_n \leq x + u\} dF(u).$$

再由 (5) 式和 β 的定义, 有

$$W_q(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} W_{n+1}(x) = \int_0^{\infty} W_s(x + u) dF(u) = 1 - \beta e^{-\mu(1-\beta)x}.$$

因系统空的概率为 $1 - \rho$, 又由于服务时间分布的无记忆性, 于是顾客虚等待时间分布为 $W(x) = 1 - \rho + \rho[1 - e^{-\mu(1-\beta)x}] = 1 - \rho e^{-\mu(1-\beta)x}$.

定理 3. 对 GI/M/1 排队, 当 $\rho < 1$ 时, 顾客离去时刻和任意时刻的稳态队长分布是

$$p_n^+ = (1 - \beta)\beta^n, \quad p_0 = 1 - \rho, \quad p_n = \rho p_{n-1}^+, \quad n = 1, 2, \dots. \quad (8), (9)$$

证明. 正在服务顾客离去时留下 n 个顾客, 则他在系统逗留期间必须有 n 个顾客到达. 根据更新理论在 $[0, x]$ 中有 n 个顾客到达的概率是 $F^{(n)}(x) - F^{(n+1)}(x)$, 于是

$$p_n^+ = \int_0^{\infty} [F^{(n)}(x) - F^{(n+1)}(x)] dW_s(x) = \beta^n - \beta^{n+1} = (1 - \beta)\beta^n.$$

其次, 根据定理 2, $p = 1 - \rho$, $dW_s(x) = \rho^{-1} p_1(x) dx$. 而当系统忙时, 为了保证系统中有 n 个顾客, 正在服务顾客在系统逗留期间必须有 $n - 1$ 个顾客到达, 于是

$$p_n = \int_0^{\infty} p_1(x) [F^{(n-1)}(x) - F^{(n)}(x)] dx = \rho p_{n-1}^+.$$

3 联合分布

本节讨论 GI/M/1 排队的忙期、忙期中服务顾客数和闲期三者的联合分布, 为此只需

考虑一个忙循环时间. 约定相应的量均冠以“ $\hat{\cdot}$ ”, 则 $\{\hat{N}(t), \hat{X}(t)\}$ 形成一个吸收向量马氏过程, 其中 $\hat{N}(t)$ 表示 t 时刻服务(包括正在服务)的顾客数. 该过程的状态概率密度满足的微积分方程、边界条件和初始条件如下:

$$\left[\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} + \mu \right] \hat{p}_1(t, x) = 0,$$

$$\left[\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} + \mu \right] \hat{p}_n(t, x) = \int_0^{\infty} \hat{p}_{n-1}(t, x+u) \mu dF(u), n = 2, 3, \dots,$$

$$\hat{p}_1(t, 0) = \delta(t), \hat{p}_n(t, 0) = 0, \hat{p}_1(0, x) = \delta(x), \hat{p}_n(0, x) = 0, n = 2, 3, \dots$$

利用 L 和 Z 变换解上述方程组, 记 $\hat{P}^*(s, x, z) = \sum_{n=1}^{\infty} \hat{p}_n^*(s, x) z^n$, 得

$$\hat{P}^*(s, x, z) = z \exp\{-[s + \mu - \delta(s, z)\mu]x\}, \quad (10)$$

其中 $\delta(s, z)$ 为方程 $x = z\tilde{f}(s + \mu - x\mu)$ 在单位圆 $|z| < 1$ 中的唯一解(Takacs 引理^[2]).

定理 4. 对 GI/M/1 排队, 忙期、忙期中服务顾客数和闲期三者联合分布的 LS 变换和 Z 变换为

$$\bar{l}(s, \theta, z) = \frac{\mu[z\tilde{f}(\theta) - \delta(s, z)]}{s - \theta + \mu - \delta(s, z)\mu}. \quad (11)$$

证明. 若正在服务顾客在系统中已逗留的时间为 x , 他服务完成结束忙期并服务了 n 个顾客(这一事件简记为 D_n^x), 则闲期等于年龄为 x 的剩余到达时间, 其密度函数为 $f_x(y) = f(x+y)\bar{F}(x)$. 根据 VMP 方法中的吸收分布公式^[4]有

$$\sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-st} dP\{D_n^x \leq t\} z^n = \hat{P}^*(s, x, z) \bar{F}(x) \mu,$$

于是
$$\bar{l}(s, \theta, z) = \int_0^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-st} dP\{D_n^x \leq t\} z^n \int_0^{\infty} e^{-\theta y} dP\{I \leq y | D_n^x\} dx =$$

$$\int_0^{\infty} \hat{P}^*(s, x, z) \bar{F}(x) \mu \int_0^{\infty} e^{-\theta y} \frac{f(x+y)}{\bar{F}(x)} dy dx = \frac{\mu[z\tilde{f}(\theta) - \delta(s, z)]}{s - \theta + \mu - \delta(s, z)\mu}.$$

参 考 文 献

- 1 Cox D R. The analysis of non-Markovian stochastic processes by the inclusion of supplementary variables. In: Proc. Camb. Phil. Soc., 1955, 51: 433~441.
- 2 Cohen J W. The Single Server Queue, Amsterdam; North-Holland, 1982
- 3 Sengupta B. Markov processes whose steady state distribution is matrix-exponential with an application to the GI/PH/1 queue. Adv. Appl. Prob., 1989, 1: 159~180
- 4 史定华. 随机系统的密度演化方法, 北京: 科学出版社, 1999
- 5 Cinlar E. Introduction to Stochastic Processes, Englewood Cliffs; Prentice-Hall, 1975

史定华 教授, 博士生导师. 中国运筹学会可靠性学会副理事长、排队论专业委员会副主任. 主要从事系统理论、随机模型、智能算法、生物信息等方面的教学与研究工作. 已发表论文 70 余篇, 著、译作四部. 曾荣获国家教委、部、市多项科技进步奖.