

随机 机 定 程

§ 3.5 到达时刻的条件分布

主讲: 王湘君



C.R.V.顺序统计量的分布





引理3.5.1 设总体X为一C.R.V.,密度为f(x),其简单随机样本

 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 的顺序统计量 $(X_1^*, X_2^*, \cdots, X_n^*)$ 的联合密度

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = n! \prod_{k=1}^n f(x_i) \cdot \chi_{\{x_1 < x_2 < \dots < x_n\}}$$
.





对 $x_1 < x_2 < \cdots < x_n$, 由密度函数含义,

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \lim_{h_i \to 0, i = 1, \dots, n} \frac{P(x_i < X_i^* < x_i + h_i, i = 1, 2, \dots, n)}{h_1 h_2 \cdots h_n}$$

$$=\lim_{h_i\to 0, i=1,\cdots,n}\frac{P(X_i, i=1,2,\cdots,n$$
有且仅有一个取值在 (x_i, x_i+h_i) 中)
$$h_1h_2\cdots h_n$$



到达时刻的条件分布



定理3.5.2 若已知 $N_t = n$,则 (W_1, W_2, \cdots, W_n) 与n个独立的[0, t]上的均匀分布的顺序统计量同分布.

即:设总体 $U\sim U[0,t]$,简单随机样本 (U_1,U_2,\cdots,U_n) ,顺序统计量 $(U_1^*,U_2^*,\cdots,U_n^*)$,则

$$(W_1, W_2, \dots, W_n) \Big|_{N_t=n} \sim (U_1^*, U_2^*, \dots, U_n^*).$$

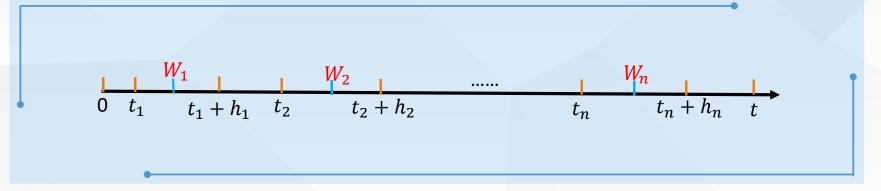
由引理3.5.1有 $(W_1, W_2, \cdots, W_n)|_{N_t=n}$ 的条件密度

$$f(t_1, t_2, \dots, t_n | N_t = n) = \frac{n!}{t^n} \chi_{\{0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n < t\}}.$$



证明





$$f(t_{1}, t_{2}, \dots, t_{n} | N_{t} = n) = \lim_{h_{i} \to 0, i = 1, \dots, n} \frac{P(t_{i} < W_{i} < t_{i} + h_{i}, i = 1, 2, \dots, n | N_{t} = n)}{h_{1} h_{2} \cdots h_{n}}$$

$$= \lim_{h_{i} \to 0, i = 1, \dots, n} \frac{P(N_{t_{1}} = 0) P(N_{t_{1} + h_{1}} - N_{t_{1}} = 1) P(N_{t_{2}} - N_{t_{1} + h_{1}} = 0) \cdots P(N_{t} - N_{t_{n} + h_{n}} = 0)}{h_{1} h_{2} \cdots h_{n} P(N_{t} = n)}$$

$$= \lim_{h_{i} \to 0, i = 1, \dots, n} \frac{e^{-\lambda t_{1}} \cdot e^{-\lambda h_{1}} \lambda h_{1} \cdot e^{-\lambda (t_{2} - t_{1} - h_{1})} \cdot e^{-\lambda h_{2}} \lambda h_{2} \cdots e^{-\lambda h_{n}} \lambda h_{n} \cdot e^{-\lambda (t - t_{n} - h_{n})}}{h_{1} h_{2} \cdots h_{n} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n}}{n!}} = \frac{n!}{t^{n}}.$$



例子





例3.5.3 若观众以速率为 λ 的Poisson过程到达电影院,电影在t时刻上映,

求观众等待时间和的期望.



以 $\{W_n\}$ 记观众到达过程 $\{N_t\}$ 的到达时刻,则所求为

$$E\left(\sum_{k=1}^{N_t}(t-W_k)\right).$$

由

$$E\left(\sum_{k=1}^{N_t} (t - W_k) | N_t = n\right) = E\left(\sum_{k=1}^{n} (t - W_k) | N_t = n\right)$$

$$= nt - E\left(\sum_{k=1}^{n} W_k | N_t = n\right) = nt - E\left(\sum_{k=1}^{n} U_k^*\right) = nt - E\left(\sum_{k=1}^{n} U_k\right) = \frac{nt}{2},$$



例子





例3.5.3 若观众以速率为 λ 的Poisson过程到达电影院,电影在t时刻上映,求观众等待时间和的期望.



所以,

$$E\left(\sum_{k=1}^{N_t} (t - W_k)\right) = E\left(E\left(\sum_{k=1}^{N_t} (t - W_k) | N_t\right)\right) = E\left(\frac{tN_t}{2}\right) = \frac{\lambda t^2}{2}.$$



我们在作业中提供了另外的解法.实际上,我们还有一个更直观的解法

$$E\left(\sum_{k=1}^{N_t} (t - W_k)\right) = E\int_0^t N_s ds ,$$

请大家结合 Poisson过程的轨道图思考为什么?



作业





由结论:对任意 $[0,\infty)$ 上的可积函数g,有

$$E\left(\sum_{n=1}^{+\infty}g(W_n)\right)=\lambda\int_0^{+\infty}g(t)dt\,,$$

计算例3.5.3.

- 2 $\dot{\mathfrak{R}}$ (1) $E(W_1W_2W_3)$; (2) $E(W_1W_2W_3|N_t=3)$; (3) $E(W_2|N_t=3)$.
- 3 模拟Poisson过程的轨道,并给出注3.5.4的意义.



谢谢斯