



例3.3 设在 $[0,t]$ 内事件**A**已经发生 n 次, 且 $0 < s < t$, 对于 $0 < k < n$, 求 $P(X(s)=k|X(t)=n)$ 。

解: 利用条件概率及泊松分布得

$$\begin{aligned} & P(X(s) = k | X(t) = n) \\ &= \frac{P(X(s) = k, X(t) = n)}{P(X(t) = n)} = \frac{P(X(s) = k, X(t) - X(s) = n - k)}{P(X(t) = n)} \\ &= \frac{e^{-\lambda s} \frac{(\lambda s)^k}{k!} e^{-\lambda(t-s)} \frac{[\lambda(t-s)]^{n-k}}{(n-k)!}}{e^{-\lambda t} (\lambda t)^n / n!} = C_n^k \left(\frac{s}{t} \right)^k \left(1 - \frac{s}{t} \right)^{n-k} \end{aligned}$$

这是一个参数为 n 和 $\frac{s}{t}$ 的二项分布。



例3.4 设在 $[0, t]$ 内事件A已经发生 n 次，求第 k ($k < n$)次事件A发生的时间 W_k 的条件概率密度函数。

解：当 $h(> 0)$ 充分小时且 $s < t$,

$$\begin{aligned} P\{s < W_k \leq s + h \mid X(t) = n\} &= \frac{P\{s < W_k \leq s + h, X(t) = n\}}{P\{X(t) = n\}} \\ &= P\{s < W_k \leq s + h, X(t) - X(s + h) = n - k\} \frac{n!}{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}} \\ &= P\{s < W_k \leq s + h\} P\{X(t) - X(s + h) = n - k\} \frac{n!}{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}} \end{aligned}$$



将上式两边除以 h , 令 $h \rightarrow 0$ 并取极限, 有:

$$\begin{aligned} f_{W_k|X(t)}(s|n) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P\{s < W_k \leq s+h \mid X(t) = n\}}{h} \\ &= f_{W_k}(s) P\{X(t) - X(s) = n - k\} (\lambda t)^{-n} e^{\lambda t} n! \\ &= \lambda e^{-\lambda s} \frac{(\lambda s)^{k-1}}{(k-1)!} \frac{[\lambda(t-s)]^{n-k} e^{-\lambda(t-s)}}{(n-k)!} \frac{n!}{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}} \\ &= \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \cdot \frac{s^{k-1}}{t^k} \left(1 - \frac{s}{t}\right)^{n-k} \end{aligned}$$

其中 W_k 的概率密度 $f_{W_k}(s)$ 由定理3.3给出。

由上式结果知: 条件概率密度 $f_{W_k|X(t)}(s|n)$ 是一个 *Beta* 分布。



例3.5 设 $\{X_1(t), t \geq 0\}$ 和 $\{X_2(t), t \geq 0\}$ 是两个相互独立的泊松过程，它们在单位时间内平均出现的事件数分别为 λ_1 和 λ_2 。记 $W_k^{(1)}$ 为过程 $X_1(t)$ 的第 k 次事件到达时间， $W_1^{(2)}$ 为过程 $X_2(t)$ 的第 1 次事件到达时间，求 $P(W_k^{(1)} < W_1^{(2)})$ ，即第一个泊松过程的第 k 次事件发生比第二个泊松过程的第一次事件发生早的概率。

解： 设 $W_k^{(1)}$ 的取值为 x ， $W_1^{(2)}$ 的取值为 y ，由(3.7)式得

$$f_{W_k^{(1)}}(x) = \begin{cases} \lambda_1 e^{-\lambda_1 x} \frac{(\lambda_1 x)^{k-1}}{(k-1)!}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

$$f_{W_1^{(2)}}(y) = \begin{cases} \lambda_2 e^{-\lambda_2 y}, & y \geq 0, \\ 0, & y < 0. \end{cases}$$



$$\text{则: } P(W_k^{(1)} < W_1^{(2)}) = \iint_D f(x, y) dx dy$$

其中 D 为由 $y = x$ 与 y 轴所围区域(如图3.2), $f(x, y)$ 为 $W_k^{(1)}$ 与 $W_1^{(2)}$ 的联合概率密度。

由于 $X_1(t)$ 和 $X_2(t)$ 相互独立, 故

$$f(x, y) = f_{W_k^{(1)}}(x) f_{W_1^{(2)}}(y)$$

于是

$$P(W_k^{(1)} < W_1^{(2)}) = \int_0^\infty \int_x^\infty \lambda_1 e^{-\lambda_1 x} \frac{(\lambda_1 x)^{k-1}}{(k-1)!} \lambda_2 e^{-\lambda_2 y} dy dx = \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k$$

例3.7略