

Poisson Process II

2023年10月12日 星期四 下午9:32

定理： N_t 湍松过程： ① $N_0 = 0$. ② $N_t - N_s \sim \text{Poi}(\lambda(t-s))$ ③ 独立增量

定义：(Non-homogeneous Poisson Process)

随机过程 N_t 是一个 non-homogeneous 湍松过程，强度 $\lambda: \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}^+$ 当

① $N_0 = 0$ ② $N_t - N_s \sim \text{Poi}\left(\int_s^t \lambda_\nu d\nu\right)$ ③ 独立增量.

评论：定义 jump (arrival) time $T^0 = 0$, $T^{n+1} = \inf\{t > 0 | N_{T^n+t} - N_{T^n} = 1\}$

没有 T^n 并不是独立的，也是用分布的。 (因为强度在变化)。

定义：(Compound Poisson Process). 让 Y_k 是独立同分布的随机变量。

我们称 $S_t = \begin{cases} \sum_{k=1}^{N_t} Y_k & N_t \geq 1 \\ 0 & N_t = 0 \end{cases}$ 是一个 compound 湍松过程. 其中 N_t 为湍松过程.

定理： Y_k 是独立同分布的随机变量 N 是一个独立值为整数的非负随机变量. 让 $S_n = \begin{cases} \sum_{k=1}^n Y_k & n \geq 1 \\ 0 & n = 0 \end{cases}$ 有

① 若 $E|Y_1| < \infty$. 则 $E N < \infty$. $E S = E Y_1 E N$

② 若 $E|Y_1| < \infty$ 且 $E N^2 < \infty$. $\text{Var}(S) = \text{Var}(Y_1) E N + \text{Var}(N) (E[Y_1])^2$

③ 若 $N \sim \text{Poi}(\lambda)$, $\text{Var}(S) = \lambda (E[Y_1]^2)$

证明：① $E S = \sum_{n \geq 0} E[S|N=n] P(N=n) = \sum_{n \geq 0} E\left[\sum_{k=1}^n Y_k\right] P(N=n) = E Y_1 \sum_{n \geq 0} P(N=n)^n = E Y_1 E N$.

$$\text{② } E S^2 = \sum_{n \geq 0} E[S^2|N=n] P(N=n) = \sum_{n \geq 0} \left[(E[S|N=n])^2 + \underbrace{\text{Var}[S|N=n]}_{=n E Y_1} \right] P(N=n)$$

$$= \text{Var}(Y_1) \sum_{n \geq 0} n P(N=n) + (E Y_1)^2 \sum_{n \geq 0} n^2 P(N=n) \\ = \text{Var}(Y_1) E N + (E Y_1)^2 E N^2 \Rightarrow \text{Var}(S) = \text{Var}(Y_1) E N + (E N^2 - (E N)^2) (E Y_1)^2$$

定理：(Thinning) 让 S_n 是一个 compound 湍松过程. 相关的随机变量 Y_n 都是从此散集 S 中取值的。

定义： $N_t^y = \sum_{k=1}^{N_t} \mathbf{1}_{\{Y_k=y\}}$, $y \in S$ 然后 N_t^y 是独立的湍松过程，强度为 $\lambda \cdot P(Y_1=y)$. λ 为 N_t 的强度

证明： $P(N_t^y = k) = \sum_{n \geq k} P(N_y^k = k | N_t = n) P(N_t = n) = \sum_{n \geq k} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$ 令 $p = P(Y_1=y)$
 $= e^{-\lambda t} \sum_{n \geq k} \frac{1}{(n-k)! k!} p^k (1-p)^{n-k} (\lambda t)^n = e^{-\lambda t} \frac{p^k}{k!} (\lambda t)^k \sum_{n \geq k} \frac{(\lambda t)^n}{n!} = e^{-\lambda t} \frac{p^k}{k!} (\lambda t)^k e^{(1-p)\lambda t}$
 $= e^{-\lambda t} \frac{(p\lambda t)^k}{k!}$

定理：(Superposition) $N_t^1, N_t^2, \dots, N_t^n$ 是独立的湍松过程. 强度为 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$.

那么 $N_t^1 + \dots + N_t^n$ 是一个强度为 $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n$ 的湍松过程。

定理：(Superposition) 若 $N_t^1, N_t^2, \dots, N_t^n$ 是独立的泊松过程，强度为 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$.

则有 $N_t^1 + \dots + N_t^n$ 是一个强度为 $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n$ 的泊松过程.

定理 3.17 若有强度 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ 的泊松过程 $N_t^1, N_t^2, \dots, N_t^n$ 让 $N_t = N_t^1, N_t^2, \dots, N_t^n$
让 $\{T_k^i\}_{k=1}^{\infty}, \{T_k^n\}_{k=1}^{\infty}$ 是独立随机变量，比例为 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ ，且 X_i 从 $\{1, 2, \dots, n\}$ 中取值

$$X_i = \arg \min_{1 \leq j \leq n} T_k^j \quad \text{然后 } X_i \text{ 是独立的, } P(X_i=j) = \frac{\lambda_j}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n}$$

更进一步， N_t^i 有了 $\sum_{k=1}^{N_t^i} \underbrace{1}_{\sim} \{X_k=j\}$ 一样的分布

第 j 个钟在时间 t 内叫了 N_t^i 次. 在时间 t 所有钟一起叫了 N_t^i 次就叫的发饭.