



فرآیند تصادفی پواسن

دکتر محمد امینی
دانشکده علوم ریاضی
دانشگاه فردوسی مشهد



۱۳۹۶

دانشگاه فردوسی مشهد

تعاریف و ویژگیها

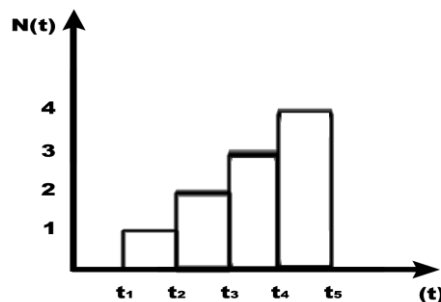
فرآیند پواسون کاربردهای بسیار زیادی دارد. از فرآیند پواسون بخصوص به عنوان مدل مراجعه به فروشگاهها، درخواست مکالمه تلفنی از طریق مرکز تلفن، تعداد ذرات رادیو اکتیو که به یک شمارشگر برخورد می کنند و نظایر اینها استفاده می شود. قبل از معرفی فرآیند پواسون یک مدل کلی تصادفی که برای توصیف چنین وقایعی استفاده می شود یعنی (فرآیند نقطه ای) را معرفی می نمایم.

تعریف ۱: فرآیند تصادفی $\{N(t), t \geq 0\}$ با فضای وضعیت $\{0, 1, 2, \dots\}$ را یک فرآیند نقطه ای نامند اگر دارای ویژگیهای زیر باشد:

الف- اگر $t \leq s$ آنگاه $N(t) \leq N(s)$

ب- برای هر $t < s$ ، $N(s) - N(t)$ تعداد وقایع رخ داده در بازه $[t, s]$ باشد.

تعریف ۲: یک فرآیند نقطه ای را ساده نامند اگر در هر زمان فقط یک واقعه رخ دهد.



مسیر نمونه ای فرآیند نقطه ای ساده $N(t)$ یک تابع پله ای غیر نزولی است.

تذکر: فرآیندهای نقطه ای ایستا نیستند.

تعریف ۳: فرآیند نقطه ای $\{N(t), t \geq 0\}$ را همگن یا ایستا نامند اگر نمودارهای آن همگن باشند.

تعریف ۴: فرآیند نقطه ای $\{N(t), t \geq 0\}$ یک فرآیند پواسون همگن با نرخ $\lambda > 0$ است. اگر دارای ویژگیهای زیر باشد.

الف - $N(0) = 0$

ب- فرآیند $N(t)$ با نمودارهای مستقل باشد یعنی تعداد وقایع در بازه های زمانی

مجزا مستقل از هم باشند.

ج- نمونه‌های فرآیند $N(t)$ در هر بازه (s, t) دارای توزیع پواسون با پارامتر

$$P[N(t) - N(s) = k] = \frac{e^{-\lambda(t-s)} (\lambda(t-s))^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

یعنی $\lambda(t-s)$ باشد.

یا به عبارتی دیگر برای هر $t, s > 0$ ، $N(t+s) - N(t) \sim P(\lambda s)$

قضیه ۱: فرآیند نقطه ای $\{N(t), t \geq 0\}$ با $N(0) = 0$ یک فرآیند پواسون همگن با نرخ λ است. اگر و فقط اگر دارای ویژگیهای زیر باشد.

۱- فرآیند $\{N(t)\}$ با نمونه‌های مستقل باشد.

۲- ساده باشد یعنی $P[N(t + \Delta t) - N(t) \geq 2] = o(\Delta t)$

۳- داشته باشیم $P[N(t + \Delta t) - N(t) = 1] = \lambda \Delta t + o(\Delta t)$

که در آن $\Delta t > 0$. یعنی شرایط ۱ و ۲ و ۳ برقرار هستند اگر و تنها اگر:

$$p_n(t) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^n}{n!}, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

در نتیجه : $N(t) \sim P(\lambda t)$

قضیه ۲: اگر $N(t) \sim P(\lambda t)$ و T_n زمان وقوع n امین واقعه فرآیند پواسون $\{N(t), t \geq 0\}$ باشد. آنگاه T_n دارای توزیع گاما با پارامترهای n و λ است .

برهان: کلید اثبات این قضیه گزاره دو شرطی زیر است :

$$T_n \leq t \Leftrightarrow N(t) \geq n$$

$$F_{T_n}(t) = P[T_n \leq t] = P[N(t) \geq n] = \sum_{k=n}^{\infty} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!}$$

با استفاده از قضیه ۱ و گزاره فوق داریم :

در نتیجه :

$$\begin{aligned} f_{T_n}(t) &= \frac{\partial F_{T_n}(t)}{\partial t} = \sum_{k=n}^{\infty} \frac{-\lambda e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!} + \sum_{k=n}^{\infty} k \lambda \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^{k-1}}{k!} \\ &= \left(\frac{-\lambda e^{-\lambda t} (\lambda t)^n}{n!} + \frac{\lambda e^{-\lambda t} (\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!} \right) + \left(\frac{-\lambda e^{-\lambda t} (\lambda t)^{n+1}}{(n+1)!} + \frac{\lambda e^{-\lambda t} (\lambda t)^n}{n!} \right) + \dots \end{aligned}$$

$$f_{T_n}(t) = \frac{\lambda^n t^{n-1} e^{-\lambda t}}{(n-1)!}, \quad n \geq 1, t \geq 0$$

و از آنجا داریم :

$$T_n \sim \Gamma(n, \lambda)$$

و این حکم را ثابت می کند. یعنی :

نتیجه ۱ اگر $n=1$ آن گاه $T_1 \sim \exp(\lambda)$ و علاوه بر این متغیرهای تصادفی $\{Y_i = T_i - T_{i-1}, i \geq 2\}$ مستقل از هم و با T_1 هم توزیع هستند.

قضیه ۳: فرآیند نقطه ای $\{N(t), t \geq 0\}$ با $N(0) = 0$ یک فرآیند پواسون با نرخ λ است اگر و تنها اگر فواصل زمانی بین وقایع متوالی آن متغیرهای تصادفی مستقل نمایی با میانگین $\frac{1}{\lambda}$ باشند.

مثال ۱: تعداد اشتباهات $N(t)$ را که در یک شبکه کامپیوتری تا لحظه t رخ می دهد می توان توسط یک فرآیند پواسون تشریح نمود اگر به طور متوسط پس از هر ۴ ساعت یک اشتباه رخ می دهد. (در هر ساعت $\lambda = \frac{1}{4}$)

الف- احتمال رخ دادن حداکثر یک اشتباه در فاصله $[0, 8]$ و لااقل دو

اشتباه در فاصله $[8, 16]$ و حداکثر یک اشتباه در فاصله $[16, 24]$ چه قدر است؟

ب- احتمال این که سومین اشتباه پس از ۸ ساعت رخ دهد چه قدر است؟

حل: الف - $N(t) \equiv$ تعداد اشتباهات تا زمان t (در بازه ای به طول t) دارای فرآیند پواسون با نرخ $\frac{1}{4}$ است. از این که $N(t)$ با نموهای مستقل است داریم:

$$\begin{aligned} & P[N(8) \leq 1, N(16) - N(8) \geq 2, N(24) - N(16) \leq 1] \\ &= P[N(8) \leq 1] \cdot P[N(16) - N(8) \geq 2] \cdot P[N(24) - N(16) \leq 1] \\ &= P[N(8) \leq 1] \cdot P[N(16 - 8) \geq 2] \cdot P[N(24 - 16) \leq 1] \\ &= (P[N(8) \leq 1])^2 \cdot P[N(8) \geq 2] = 9e^{-2}(1 - 3e^{-1}) \end{aligned}$$

ب - از این که $T_3 \sim \Gamma(3, 0.25)$ داریم:

$$P[T_3 \geq 8] = \int_8^{+\infty} \frac{t^2 e^{-\frac{t}{4}}}{4^3 \Gamma(3)} dt = \sum_{k=0}^2 \frac{e^{-2} (2)^k}{k!} = 5e^{-2}.$$

ویژگیهای فرآیند پواسون

۱- برآورد λ در توزیع پواسون

بنا به نامساوی چیشف برای هر $a > 0$ داریم:

$$P\left[\left|\frac{N(t)}{t} - \lambda\right| > a\right] \leq \frac{E\left[\frac{N(t)}{t} - \lambda\right]^2}{a^2} = \frac{\text{Var}\left(\frac{N(t)}{t}\right)}{a^2} = \frac{\lambda}{a^2 t}$$

هرگاه $t \rightarrow \infty$ سمت راست نامساوی به سمت صفر میل می کند. بنابراین:

$$P\left[\left|\frac{N(t)}{t} - \lambda\right| > a\right] \rightarrow 0, \quad t \rightarrow \infty$$

در نتیجه برای مقادیر بزرگ t

$$\hat{\lambda} = \frac{N(t)}{t}$$

۲- مجموع فرآیندهای پواسون مستقل

قضیه ۴: $N_i(t) \sim P(\lambda_i t)$ و $N_i(t)$ ها مستقل از هم باشند. آنگاه:

$$N(t) = \sum_{i=1}^n N_i(t) \sim P\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i t\right)$$

۳- تفاضل دو فرآیند پواسون مستقل

فرض کنید $N_1(t) \sim P(\lambda_1 t)$ و $N_2(t) \sim P(\lambda_2 t)$ و مستقل از هم باشند آن گاه: $N(t) = N_1(t) - N_2(t)$ فرآیند پواسون نیست. زیرا:

$$\text{Var}(N(t)) = (\lambda_1 + \lambda_2)t \quad \text{و} \quad EN(t) = (\lambda_1 - \lambda_2)t$$

۴- تابع خودهمبستگی فرآیند پواسون

قضیه ۵: اگر $N(t) \sim P(\lambda t)$ آنگاه برای هر t, s :

$$\rho(N(t), N(s)) = \frac{\min\{t, s\}}{\sqrt{t \cdot s}}$$

اثبات: برای هر t, s داریم

$$\begin{aligned}\rho(N(t), N(s)) &= \frac{Cov[N(t), N(s)]}{\sqrt{Var[N(t)] \cdot Var[N(s)]}} \\ &= \frac{Cov[N(t), N(s)]}{\sqrt{\lambda \cdot t \cdot s}} = \frac{\lambda \min\{t, s\}}{\sqrt{\lambda \cdot t \cdot s}} = \frac{\min\{t, s\}}{\sqrt{t \cdot s}}\end{aligned}$$

نتیجه ۲: اگر شرایط قضیه ۵ برقرار باشد؛ آنگاه برای هر t و s

$$\rho[N(t), N(t+s)] = \left[\frac{t}{t+s} \right]^{\frac{1}{2}}$$

توزیع دو جمله ای و فرآیند پواسون

یکی از توزیع های مرتبط با توزیع پواسون توزیع دو جمله ای است؛ بر اساس این نتیجه معروف که توزیع شرطی یک متغیر تصادفی پواسون به شرط معلوم بودن مجموع دو متغیر تصادفی مستقل پواسون یک متغیر دو جمله ای است. انتظار می رود که در مورد فرآیند پواسون نیز این نتیجه برقرار باشد. در قضیه بعدی این نتیجه بیان و اثبات می شود.

قضیه ۶: اگر $N(t) \sim P(\lambda t)$ ، آن گاه برای هر $t < s$

$$N(t) | N(s) = n \sim B\left(n, \frac{t}{s}\right)$$

مثال ۴: تعداد هواپیماهای خصوصی که از فرودگاه محلی پرواز می کنند از فرآیند پواسون با نرخ ۲۴ فروند در یک روز کاری هشت ساعته پیروی می کند.

- الف - احتمال این که بین پروازهای متوالی فاصله زمانی ۳۰ دقیقه ای یا کمتر باشد چه قدر است؟
 ب - اگر در یک روز کاری ۲۰ پرواز از این فرودگاه انجام شده باشد احتمال این که لااقل پنج تای آنها در دو ساعت اول روز انجام گرفته باشد چه قدر است؟

حل : الف -

$$\text{تعداد پروازهای انجام شده در هر ساعت} \equiv N(t) \sim P(3t)$$

چون فاصله زمانی بین وقایع متوالی پواسون متغیر تصادفی نمایی است پس
 $T \sim \exp(3)$ (فاصله زمانی بین دو پرواز متوالی) ، بنابراین:

$$P\left[T \leq \frac{1}{2}\right] = \int_0^{\frac{1}{2}} 3e^{-3x} dx = 1 - e^{-\frac{3}{2}}$$

ب - از اینکه به ازای هر $t < s$ داریم: $N(t) | N(s) = n \sim B(n, \frac{t}{s})$

$$N(2) | N(4) = 20 \sim B(20, \frac{1}{2})$$

نتیجه می شود:

$$P[N(2) \geq 5 | N(4) = 20] = \sum_{k=5}^{20} \binom{20}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{20-k}$$

بنابراین:

مثال 5: مشتریان یک فروشگاه بر اساس فرآیند پواسون با نرخ $\lambda = 2$ در هر دقیقه مراجعه می کنند اگر $N(t)$ تعداد مراجعه کنندگان تا لحظه t باشند، هر یک از احتمالات زیر را حساب کنید.

الف - $P[N(1) = 2]$ ب - $P[N(1) = 2, N(3) = 6]$

حل : الف - $P[N(1) = 2] = \frac{e^{-2} 2^2}{2!} = 2e^{-2}$

ب - از اینکه به ازای هر $t < s$: $N(t) | N(s) = n \sim B(n, \frac{t}{s})$ نتیجه می شود

$$P[N(1) = 2, N(3) = 6] = P[N(3) = 6] \cdot P[N(1) = 2 | N(3) = 6] = \frac{e^{-6} 6^6}{6!} \times \binom{6}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times \left(\frac{2}{3}\right)^4$$

تفکیک فرآیند پواسون

در بخش قبل بررسی شد که مجموع فرآیندهای تصادفی پواسون مستقل یک فرآیند پواسون با نرخ مجموع نرخ ها می باشد. در این بخش شرایطی بیان می شود که یک فرآیند پواسون با نرخ معلوم قابل تجزیه به فرآیندهای پواسون مستقل می باشد.

قضیه ۷: فرض کنید $\{N(t), t \geq 0\}$ فرآیند پواسون با نرخ λ باشد و وقایع فرآیند مستقل از هم با احتمال p گزارش شود. و با احتمال q گزارش نشود. ($p + q = 1$)

در اینصورت اگر $M_1(t) \equiv$ تعداد وقایع گزارش شده تا زمان t . و

$M_2(t) \equiv$ تعداد وقایع گزارش نشده تا زمان t .

آنگاه: الف- $M_1(t) \sim P(\lambda pt)$, $M_2(t) \sim P(\lambda qt)$

ب- فرآیندهای $M_1(t)$, $M_2(t)$ مستقل از هم هستند.

اثبات: الف- با استفاده از قانون احتمال کل داریم

$$\begin{aligned} P[M_1(t) = n] &= \sum_{k=0}^{\infty} P[M_1(t) = n, N(t) = n+k] \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} P[N(t) = n+k] \cdot P[M_1(t) = n | N(t) = n+k] \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^{n+k}}{(n+k)!} \times \binom{n+k}{n} p^n q^k \end{aligned}$$

زیرا: $(M_1(t) | N(t) = n+k) \sim B(n+k, p)$

اگر (گزارش هر واقعه) $p = P$ و (عدم گزارش واقعه) $q = P$ آنگاه

$$\begin{cases} M_1(t) | N(t) = m \sim B(m, p) \\ M_2(t) | N(t) = m \sim B(m, q) \end{cases}$$

در نتیجه:

$$P(M_1(t) = n) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t p)^n (\lambda t q)^k}{n! k!} = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t p)^n}{n!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t q)^k}{k!}$$

$$= \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t p)^n}{n!} \times e^{\lambda t q} = \frac{e^{-\lambda t p} (\lambda t p)^n}{n!}, n = 0, 1, 2, \dots$$

با استدلالی مشابه برای فرآیند $M_2(t)$ نیز ثابت می شود.

ب- برای هر $i, j \in \{0, 1, 2, 3, \dots\}$ داریم

$$P[M_1(t) = i, M_2(t) = j] = P[M_1(t) = i, M_2(t) = j | N(t) = i + j]. P[N(t) = i + j]$$

$$= P[M_1(t) = i, M_2(t) = j | N(t) \neq i + j]. P[N(t) \neq i + j]$$

$$= \binom{i+j}{i} p^i q^j \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^{i+j}}{(i+j)!}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda p t)} (\lambda p t)^i}{i!} \cdot \frac{e^{-(\lambda q t)} (\lambda q t)^j}{j!}$$

$$= P[M_1(t) = i]. P[M_2(t) = j].$$

مثال ۶: تعداد زمین لرزه ها در یک ناحیه از فرآیند پواسون با نرخ ۲ در سال پیروی می کند فرض کنید ۳۰٪ زمین لرزه ها دارای شدت بیش از ۵ ریشتر باشند.

الف- احتمال اینکه از ۵ زمین لرزه ای که در ۴ سال آینده رخ خواهد داد، لااقل ۲ تای آنها شدید باشند چقدر است؟

ب- احتمال این که اولین زمین لرزه ای که در این ناحیه رخ می دهد شدید باشد چه قدر است؟

ج- احتمال این که لااقل در دو سال از ۵ سال آینده زمین لرزه شدید رخ ندهد چه قدر است؟

حل: تعداد کل زمین لرزه ها تا لحظه t فرآیند پواسون با نرخ ۲ است .

$$\text{تعداد کل زمین لرزه های شدید تا لحظه } t \equiv N_1(t) \sim P(2 \times 0.3t)$$

$$\text{تعداد کل زمین لرزه های ضعیف تا لحظه } t \equiv N_2(t) \sim P(2 \times 0.7t)$$

الف :

$$P[N_1(4) \geq 2 | N(4) = 5] = \sum_{k=2}^5 \binom{5}{k} (0.3)^k (0.7)^{5-k}$$

$$[N_1(4) | N(4) = 5] \sim B(5, 0.3)$$

زیرا

ب:

$$X \sim \exp(1/6) \rightarrow E(X) = \frac{1}{1/6} = 6$$

$$Y \sim \exp(1/4) \rightarrow E(Y) = \frac{1}{1/4} = 4$$

اولین زمین لرزه شدید خواهد بود. $X < Y \Leftrightarrow$

اولین زمین لرزه ضعیف خواهد بود. $Y < X \Leftrightarrow$

X, Y مستقل از هم هستند زیرا $N_1(t), N_2(t)$ مستقل از هم هستند. در نتیجه

$$\begin{aligned} P[X < Y] &= \iint_{[x < y]} f(x, y) dx dy = \iint_{[x < y]} f(x) \cdot f(y) dx dy \\ &= \iint_{[x < y]} 0.84 e^{-0.6x} e^{-1/4y} dx dy \end{aligned}$$

فرآیند پواسون دوباره شروع شده

یک فرآیند پواسون؛ همواره از لحظه صفر شروع به فعالیت می کند؛ یعنی $N(0) = 0$ یا $N(0) = i, i \neq 0$.

در بسیاری از موارد این فرآیند از لحظه ثابت s یا زمان تصادفی T و یا زمان رخ دادن k - امین واقعه شروع به فعالیت می کند. بررسی رفتار فرآیند پواسون با این شرایط نیز به دلیل کاربردهای خاص مورد توجه می باشد.

قضیه ۸: فرض کنید $N(t) \sim P(\lambda t)$ و $N(0) = 0$ در این صورت : $\{X(t) = N(t+s) - N(s), s, t \geq 0\}$ یک فرآیند پواسون با نرخ λ است.

قضیه ۹: اگر T یک متغیر تصادفی نامنفی و مستقل از $N(t)$ باشد. آنگاه $\{X(t) = N(T+t) - N(T), t \geq 0\}$ یک فرآیند پواسون با نرخ λ است.

قضیه ۱۰: اگر T_k زمان رخداد k - امین واقعه باشد. آنگاه $\{X(t) = N(T_k+t) - N(T_k), t \geq 0\}$ یک فرآیند پواسون با نرخ λ است.

فرآیند پواسون و توزیع یکنواخت

قضیه زیر نشان می دهد که اگر $N(s) = 1$ آنگاه زمان تصادفی T_1 که اولین و تنها پیشامد پواسون در بازه $[0, s]$ رخ میدهد دارای توزیع یکنواخت روی بازه $[0, s]$ است. یعنی اگر تعداد رخدادها در یک بازه مشخص معلوم باشد آنگاه زمان رخدادها متغیرهای تصادفی یکنواخت هستند.

قضیه ۱۱: اگر $N(t) \sim P(\lambda t)$ و $N(0) = 0$ آن گاه برای هر $s > 0$ ،

$$T_1 | N(s) = 1 \sim U(0, s)$$

اثبات: برای هر $0 \leq t < s$ داریم:

$$P[T_1 > t | N(s) = 1] = \frac{P[T_1 > t, N(s) = 1]}{P[N(s) = 1]}$$

از طرفی $P[N(s) = 1] = \lambda s e^{-\lambda s}$ و $P[T_1 > t, N(s) = 1] = P[N(s) = 1 | T_1 > t] P[T_1 > t]$ و چون در بازه $[0, s]$ تنها یک واقعه رخ داده است)

$$N(s) = 1 | T_1 > t \Leftrightarrow N(s) - N(t) = 1$$

بنابراین

$$\begin{aligned} P[T_1 > t, N(s) = 1] &= P[N(s) - N(t) = 1] \cdot e^{-\lambda t} \\ &= P[N(s-t) = 1] \cdot e^{-\lambda t} = \lambda(s-t) e^{-\lambda(s-t)} \cdot e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

$$P[T_1 > t | N(s) = 1] = \frac{e^{-\lambda(s-t)} \lambda(s-t) e^{-\lambda t}}{\lambda s e^{-\lambda s}} = 1 - \frac{t}{s}$$

در نتیجه

$$T_1 | N(s) = 1 \sim U(0, s).$$

یعنی،

فرآیند پواسون و توزیع هندسی

توزیعهای هندسی و نمایی از این نظر که تنها توزیعهایی هستند که دارای خاصیت

بدون حافظگی اند یکتا می باشند، از طرفی در قضیه ۲.۱.۴ ثابت کردیم که یک رابطه نزدیک بین فرآیند پواسون و توزیع نمایی وجود دارد. بنابراین بررسی رابطه بین فرآیند پواسون و توزیع هندسی مورد توجه است. قضیه زیر این ارتباط را بیان می کند.

قضیه ۱۲: فرض کنید $N_1(t)$ و $N_2(t)$ دو فرآیند پواسون مستقل از هم به ترتیب با نرخهای λ_1 و λ_2 باشند. متغیرهای تصادفی N_1 و N_2 را به صورت زیر در نظر بگیرید.

$N_1 \equiv$ تعداد وقایع فرآیند $N_1(t)$ که بین هر دو واقعه متوالی از $N_2(t)$ رخ می دهد.

$N_2 \equiv$ تعداد وقایع فرآیند $N_2(t)$ که بین هر دو واقعه متوالی از $N_1(t)$ رخ می دهد.

در این صورت ، $N_1 \sim G\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}\right)$ - الف $N_2 \sim G\left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}\right)$ - ب

نتیجه ۳: اگر N_n تعداد وقایع فرآیند $N_1(t)$ بین دو واقعه $N_2(t)$ که در لحظات T_n, T_{n-1} رخ می دهند، باشد. آن گاه $\{N_n, n \geq 1\}$ یک دنباله از متغیرهای تصادفی مستقل هندسی با پارامتر $\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$ هستند.

مثال ۷: هر گاه تعداد تصادفات ماهانه در یک بزرگراه از فرآیند پواسون با نرخ ۵ پیروی کند و ۶۰ درصد این تصادفات کلی و منجر به مرگ شوند احتمال این که:

الف- در ماه آینده بین دو تصادف کلی بیش از سه تصادف جزئی رخ دهد چه قدر است؟

ب- بین دو تصادف جزئی بیش از سه تصادف کلی رخ دهد چه قدر است؟

ج- بین اولین و سومین تصادف کلی بیش از ۵ تصادف جزئی رخ دهد چه قدر است؟

حل:

$N(t) \sim P(\lambda t)$ تعداد کل تصادفات

$N_1(t) \sim P(3t)$ تعداد تصادفات کلی

$N_2(t) \sim P(2t)$ تعداد تصادفات جزئی

$N_1 \equiv$ تعداد تصادفات کلی بین دو تصادف جزئی $\sim G\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}\right) \equiv G\left(\frac{3}{5}\right) \equiv G(0.6)$

$N_2 \equiv$ تعداد تصادفات جزئی بین دو تصادف کلی $\sim G\left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}\right) \equiv G\left(\frac{2}{5}\right) \equiv G(0.4)$

الف- $P[N_2 > 3]$ ب- $P[N_1 > 3]$ ج- به عنوان تمرین

فرآیند پواسون خوشه ای

در بخش ۱ فرض کردیم که در هر لحظه تنها یک واقعه رخ دهد، حال فرض کنیم که در هر لحظه چندین واقعه بتوانند با هم رخ دهند، یعنی در هر لحظه زمانی تعدادی واقعه داشته باشیم، و می پذیریم که الف - تعداد دسته ها در لحظه t فرآیند پواسون با نرخ λ است.

ب- هر دسته شامل تعداد تصادفی واقعه است، (یعنی تعداد وقایع i امین

دسته یک متغیر تصادفی است). و تعداد وقایع در دسته های مختلف دوجه دو مستقل و از یک توزیع پیروی می کنند.

با توجه به کاربرد مهم فرآیند پواسون خوشه ای در مسایل مختلف بویژه در صفهای گروهی، نظریه مخاطره جمعی و ... و حل مسایل عملی بسیاری به کمک فرآیند پواسون خوشه ای در این بخش به بررسی ویژگیهای این فرآیند می پردازیم .

تعریف ۵: فرض کنید $N(t)$ یک فرآیند شمارشی با $N(0)=0$ و غیرساده باشد یعنی وقایع آن به صورت گروهی رخ دهند. اگر X_i تعداد اعضای گروهی که در زمان T_i رخ می دهد باشد آن گاه تعداد کل وقایع تا زمان t یعنی $X(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$ را یک فرآیند پواسون خوشه ای یا مرکب می نامند.

نظریه زیان

تعداد تقاضاهای واصل شده به یک شرکت بیمه از فرآیند پواسون با نرخ λ پیروی می کند و میزان تقاضاها متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع با توزیع معلوم $F(x)$ هستند. در این صورت $X(t) = \sum_{k=1}^{N(t)} Y_k$ میزان کل مطالبات تا لحظه t یا میزان کل خسارت پرداخت شده توسط شرکت بیمه تا لحظه t است. اگر علاوه بر این سرمایه اولیه شرکت بیمه u و نرخ حق بیمه خالص β باشد آنگاه سرمایه در گردش شرکت بیمه در لحظه t عبارت است از $U(t) = u + \beta t - X(t)$. اگر از $U(t) \leq 0$ یعنی $u + \beta t \leq X(t)$ آنگاه شرکت بیمه ورشکست می شود. به این دلیل در کاربردها به جای $U(t)$ از $Y(t) = \max\{0, U(t)\}$ استفاده می شود.

نظریه موجودی انبار

حجم آب یک سد یا موجودی انبار یک فروشگاه بزرگ را در نظر بگیرید که با نرخ ثابت β افزایش می یابد. موجودی انبار در نقطه شروع $X(0) = u$. اگر موجودی انبار متناظر با یک فرآیند پواسون کاهش یابد و میزان کاهش متغیرهای تصادفی مستقل و همتوزیع با توزیع معلوم باشند. آنگاه $U(t) = u + \beta t - X(t)$ میزان حجم آب سد در لحظه t و یا موجودی قابل دسترس انبار فروشگاه را نشان می دهد. در این صورت β نرخ ثابت جایگزینی کالاهای مصرف شده و $U(t) \leq 0$ موجودی صفر انبار و یا سد خالی از آب را بیان می کند.

مثال ۸: تعداد زمین لرزه ها در یک ناحیه از فرآیند پواسون با نرخ ۳ در سال پیروی می کند. هر گاه ۱۰ درصد زمین لرزه ها شدید باشد و تعداد افراد حادثه دیده هر زمین لرزه شدید یک متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر باشد

$$P[X = k] = pq^{k-1} \quad k = 1, 2, \dots$$

الف- متوسط تعداد افراد صدمه دیده تا لحظه t چه قدر است؟

ب- احتمال این که در دو سال آینده بیش از ۵ نفر بر اثر زمین لرزه شدید حادثه ببینند چه قدر است؟

حل :

$$M_X(z) = \frac{pz}{1-qz} \quad \text{و} \quad N_1(t) \sim P(\lambda t)$$

$$X(t) = \sum_{i=1}^{N_1(t)} X_i \quad \text{تعداد کل افراد صدمه دیده از زمین لرزه های شدید تا لحظه } t \quad \text{و} \quad X_i \equiv \text{تعداد کل افراد صدمه دیده در}$$

زمین لرزه شدید λ ام.

الف- با استفاده از ویژگیهای تابع مولد احتمال داریم:

$$M_{X(t)}(z) = \exp\left[\lambda t \left(\frac{pz}{1-qz} - 1\right)\right] = \exp\left[\lambda t \left(\frac{z-1}{1-qz}\right)\right]$$

$$E[X(t)] = EX \cdot EN(t) = \frac{\lambda t}{p}$$

ب -

$$P[X(t) > 5] = 1 - P[X(t) \leq 5] = 1 - \sum_{k=0}^5 P[X(t) = k]$$

$$P[X(t) = k] = \frac{1}{k!} \frac{d^{(k)}}{dz^k} \left(\exp \left[\lambda t \frac{z-1}{1-qz} \right] \right) \Bigg|_{z=0}$$

مثال ۹: تعداد تلفنهایی که برای سرویس به شرکت تلفن می رسد، در منطقه خاصی فرآیند پواسون با نرخ ۱۵ تلفن در ساعت است. زمان سرویس متغیری تصادفی با میانگین ۹۰ دقیقه و انحراف معیار ۱۵ دقیقه است.

الف - امید ریاضی و انحراف معیار زمان کل سرویسها در طی یک دوره ۸ ساعته چه قدر است؟

ب - این شرکت تکنسین های کافی برای پوشش دادن به ۲۰۰ ساعت سرویس در طی یک دوره ۸ ساعته دارد. احتمال

این که تکنسین های کافی برای پوشش دادن به کار مورد نیاز وجود داشته باشد چه قدر است؟

حل: $N(t) \sim P(15t) \equiv$ تعداد تلفنها برای سرویس به شرکت تا لحظه t

$E(X_i) = 1/5$ و $\sqrt{Var(X_i)} = \frac{1}{4}$ و $X_i \equiv$ زمان برطرف کردن اشکال i ام

کل زمان سرویس تا لحظه t . $X(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$

$$E(X(8)) = EN(8) \times E(X_i) = 15 \times 8 \times 1/5 = 230$$

$$Var(X(8)) = Var(N(8))E^2 X_1 + E(N(8)).Var(X_1)$$

$$= 15 \times 8 \times (1/5)^2 + 15 \times 8 \times \frac{1}{16} = 277/5$$

ب -

$$P[X(8) \leq 200] \cong P \left[Z \leq \frac{200 - E(X(8))}{\sqrt{Var(X(8))}} \right] = P \left[Z \leq \frac{-30}{\sqrt{277/5}} \right]$$

با استفاده از تقریب نرمال احتمال فوق قابل محاسبه خواهد بود.