

$$\textcircled{1} \lambda = 3$$

P: احتمال اینکه در یک روز هیچ تصادفی نداشته باشیم

$$P = P(N(1) = 0) = \frac{e^{-3} 3^0}{0!} = e^{-3}$$

$$P_{\text{یا سه}} = \binom{3+1}{3} P^3 (1-P)^{28} = \binom{3+1}{3} \frac{e^{-3}}{1} (1-e^{-3})^{28}$$

$$\textcircled{2} \lambda = 6$$

$$P(N(\underset{0,5}{t}) = 1, N(2,5) - N(0,5) = 9) = ? \quad \tilde{N}(t) = N(t+5) - N(t)$$

$$= P(N(0,5) = 1) P(N(2,5) - N(0,5) = 9) = \frac{e^{-3} 3^1}{1!} \cdot \frac{e^{-12} (12)^9}{9!}$$

$$= \frac{e^{-15} \cdot 3 \cdot (12)^9}{9!}$$

$$\textcircled{3} \lambda = 2$$

$$\textcircled{a} P(N(t) = 1) = \lambda t e^{-\lambda t} = X$$

$$E[X] = \int_0^{\infty} t \cdot \lambda t e^{-\lambda t} dt = \lambda \int_0^{\infty} t^2 e^{-\lambda t} dt = \frac{2}{\lambda^2} \quad \left[\begin{array}{l} \text{جزء دوم جزء} \end{array} \right]$$

$$= \frac{1}{2}$$

$$\frac{\lambda^k t^{(k-1)} e^{-\lambda t}}{(k-1)!} : T_k \text{ تابع توزیع}$$

(e) $P(N_A(t) = 0 \mid N_B(t) = 3)$

④ $\lambda = 3$

$\tilde{N}(t) = N(t+s) - N(s)$

⑤ a) $P(N(2) - N(1) = 2 \mid N(1) = 4) = P(N(1) = 4) P(N(2) - N(1) = 2)$
 $= \frac{e^{-3} \frac{3^2}{2!}}{1} \cdot \frac{e^{-3} \frac{3^4}{4!}}{1} = \frac{e^{-6} \cdot 3^5}{16}$

⑥ b) $P(N(0.5) = 2 \mid N(1) - N(0.5) = \emptyset) = P(N(0.5) = 2) P(N(1) - N(0.5) = \emptyset)$
 $= \frac{e^{-1.5} \frac{(1.5)^2}{2!}}{1} \cdot \frac{e^{-1.5} \cdot (1.5)^0}{0!} = \frac{e^{-3} \cdot 1.5}{8}$

⑦ c) $P(N(1) \geq 2 \mid N(\frac{2}{3}) = 6) = P(N(1) \geq 2 \mid N(2) - N(1) \leq 4)$

⑧ a) $\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3}$

$T = \min(X_2, X_3)$ $P(T > t) = P(X_2 > t) P(X_3 > t)$
 $= e^{-\lambda_2 t} e^{-\lambda_3 t} = e^{-(\lambda_2 + \lambda_3)t}$ \rightarrow توزیع نمایی با نرخ $\lambda_2 + \lambda_3$

$P(X < Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) P(X < Y) dx$

$P(X_1 < T) = \int_0^{\infty} \lambda_1 e^{-\lambda_1 t} e^{-(\lambda_2 + \lambda_3)t} dt = \lambda_1 \int_0^{\infty} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)t} dt = \lambda_1 \left[\frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)t}}{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)} \right]_0^{\infty} = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3}$

⑥ $\frac{\lambda_1}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \rightarrow \lambda_1$ با استقراری λ_i
 استفاده از متغیر تصادفی جدید ثابت می شود.

⑥ $G(x) = P(X > x) = 1 - F(x)$ فرمانی
F را تابع توزیع X در نظر می گیریم.

memoryless بودن

$G(s+t) = G(s) \cdot G(t)$ \rightarrow حال نشان می دهیم تنها فرم نایی عبارت دوباره را
 ارضا می کند.

$s=t$ فرض $\Rightarrow G(2t) = G(t)^2$ $G(kt) = G(t)^k$: در همین شکل

$\xrightarrow[\text{general}]{\text{در حالت}}$ $G\left(\frac{m}{n}t\right) = G(t)^{\frac{m}{n}}$ $\frac{m}{n} \in \mathbb{R}$

قضیه: $\forall r \in \mathbb{R} \lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ n \in \mathbb{N}}} \frac{\lfloor rn \rfloor}{n} = r \Rightarrow G(xt) = G(t)^x$ برای x هر
 $x > 0$ زیرا x می توان با استفاده از قضیه به دست آورد.

$t=1$ فرض $\Rightarrow G(x) = G(1)^x \Rightarrow G(1)^x = \cancel{G(x)} e^{x \ln(G(1))}$ (A)

$G(1) < 1$ (B)

$\xrightarrow[\text{(B)}]{\text{(A)}} \ln G(x)$ می توان فرض کرد $\Rightarrow e^{x \ln G(1)} = e^{-\lambda x}$
 نامی با پارامتر λ است $= -\lambda$