

# mid-stochastic-fall2022-solution

November 2022

## 1 Q1

### 1.1 1

Obviously not!

### 1.2 2

ب) درست

Suppose that for a Poisson process at rate  $\lambda$ , we condition on the event  $\{N(t) = 1\}$ , the event that exactly one arrival occurred during  $(0, t]$ . We might conjecture that under such conditioning,  $t_1$  should be uniformly distributed over  $(0, t)$ . To see that this is in fact so, choose  $s \in (0, t)$ . Then

$$\begin{aligned} P(t_1 \leq s | N(t) = 1) &= \frac{P(t_1 \leq s, N(t) = 1)}{P(N(t) = 1)} \\ &= \frac{P(N(s) = 1, N(t) - N(s) = 0)}{P(N(t) = 1)} \\ &= \frac{e^{-\lambda s} \lambda s e^{-\lambda(t-s)}}{e^{-\lambda t} \lambda t} \\ &= \frac{s}{t}. \end{aligned}$$

## 2 Q2

ادامیم بدانه راه است. هرگز این کار را نمایم دارد. آنرا سعی ای به این هدف را طراحی نمایم و بسط این نظریه در درون مسیحیت /  
 را در تصریح نمایم. در همه جاهه امریکت زام یادو داشته و گذشت / Accept / Reject /  
 در میان هدف هایی بسته به میان این اهداف ها داده است و آنرا می بینیم /  
 مصلحتی نداشتم را در تصریح نمایم. از این حکایت در مصلحتی نداشتم چنان که این اهداف این امر  $\frac{1}{2}$  است  
 در این مصلحت باید می بینیم  $\alpha$  باید این  $\frac{1}{2}$  است  $\beta$  می بینیم  $\beta$  می بینیم  $\gamma$  می بینیم  $\gamma$  می بینیم  $\delta$  می بینیم  $\delta$  می بینیم  
 همانند بجزی در مصلحتی نداشتم  $\alpha = \frac{1}{2}$  است .  $\beta = \frac{1}{2}$  است  $\gamma = \frac{1}{2}$  است  $\delta = \frac{1}{2}$  است  
 حال باید نیز این اهداف  $\alpha$  می بینیم  $\beta$  می بینیم  $\gamma$  می بینیم  $\delta$  می بینیم  $\alpha$  است . هر چند این کار کارخانه است نه این دهیم که  
 هر چند می بینیم  $\alpha$  می بینیم  $\beta$  می بینیم  $\gamma$  می بینیم  $\delta$  می بینیم . برای این کار خوبی نیز نداشتم زام  $\alpha$  برای دیگر  
 اهداف این نه در این مصلحت Accept می بینیم برای حفظ اهداف این اهداف می بینیم  $\alpha$  می بینیم  $\beta$  می بینیم  $\gamma$  می بینیم  $\delta$  می بینیم  
 در این حالت نه  $\frac{1}{2}$  است می بینیم (از دعوهای تو دلیل نیست و دلیل تو دلیل نیست و آنها شاید) بنابراین بنابراین  
 در میان این اهداف ای این  $\frac{1}{2}$  دارم . حفظ این  $\frac{1}{2}$  همان بسط این نظریه می بینیم و می بینم بنابراین  
 این اهداف Accept را می بینیم .

### 3 Q3

برهان سوم

$$P(T_1, \dots, T_{n-1} | T_n) \\ = \frac{P(T_1, \dots, T_{n-1}, T_n)}{P(T_n)}$$

$$P(T_1, \dots, T_n) = \underbrace{P(T_n | T_1, \dots, T_{n-1})}_{= e^{-\lambda(T_n - T_{n-1})}} P(T_1, \dots, T_{n-1})$$

$$P(T_1, \dots, T_n) = e^{-\lambda T_n}$$

$$T_n: \text{متغير مستقل} \rightarrow T_n \sim \lambda^n T_n^{n-1} e^{-\lambda T_n}$$

$$\rightarrow P(T_1, \dots, T_{n-1} | T_n) = \frac{e^{-\lambda T_n}}{\lambda^n T_n^{n-1} e^{-\lambda T_n}} = \lambda^{-n} T_n^{-(n-1)}$$

$$= \nu^n T_n^{-(n-1)} \quad (1)$$

$$E[(T_n - T_{n-1}) + (T_n - T_{n-2}) + \dots + (T_n - T_1)]$$

$$= \sum_{i=1}^{n-1} E[T_n - T_i] = \sum_{i=1}^{n-1} \lambda(n-i) = \sum_{i=1}^{n-1} \lambda i$$

$$= \nu \times \frac{n(n-1)}{2} = \nu \times \frac{10 \times 9}{2}$$

$$\rightarrow \text{متوسط} = \nu \times 45 = 1$$

Scanned with CamScanner

$$\begin{aligned}
 P(T_K \leq s | N_t = n) &= P(N_s \geq K | N_t = n) \\
 &= \sum_{i=K}^n P(N_s = i | N_t = n) = \sum_{i=K}^n \frac{P(N_s = i, N_{t-s} = n-i)}{P(N_t = n)} \\
 &= \sum_{i=K}^n \frac{e^{-\lambda s} \frac{(\lambda s)^i}{i!} \times e^{-\lambda(t-s)} \frac{(\lambda(t-s))^{n-i}}{(n-i)!}}{\cancel{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}} \\
 &= \sum_{i=K}^n \cancel{\frac{s^i (t-s)^{n-i}}{t^n}} \cdot \binom{n}{i} = \sum_{i=K}^n \left(\frac{s}{t}\right)^i \left(1 - \frac{s}{t}\right)^{n-i} \binom{n}{i} \\
 \rightarrow \cancel{P(T_K \leq s | N_t = n)} &= \sum_{i=K}^n \left(\frac{s}{t}\right)^i \left(1 - \frac{s}{t}\right)^{n-i} \binom{n}{i}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E\left[\sum_{k=1}^n (t - T_k) | N_t = n\right] &= \sum_{k=1}^n E[T - T_k | N_t = n] = \sum_{k=1}^n \int_0^T P(T_k \leq s | N_t = n) ds \\
 &= \sum_{k=1}^n \int_0^t \sum_{i=k}^n \left(\frac{s}{t}\right)^i \left(1 - \frac{s}{t}\right)^{n-i} \binom{n}{i} ds \\
 &= \int_0^t \sum_{k=1}^n K \left(\frac{s}{t}\right)^K \left(1 - \frac{s}{t}\right)^{n-K} \binom{n}{K} ds = \frac{t}{n+1} \sum_{k=1}^n K P(K | n) \binom{n}{K} \\
 &= \frac{t}{n+1} \sum_{k=1}^n K = \frac{tn}{n+1}
 \end{aligned}$$

Scanned with CamScanner

## 4 Q4

### 4.1 1

(T) برای فرایند داده شده داریم:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X(t)] &= \mathbb{E}[X_1(t)] + \mathbb{E}[cX_2(t)] \\ &= \mathbb{E}[X_1(t)] + \mathbb{E}[c]\mathbb{E}[X_2(t)] \\ &= \eta_1 + 0.5\eta_2\end{aligned}$$

این در حالی است که برای sample path ای که  $c=0$  می‌باشد  $X(t) = X_1(t)$  می‌باشد که در نتیجه وقتی  $\infty \rightarrow T$  میانگین بدست آمده برابر  $\eta_1 \rightarrow \eta_T$  خواهد بود. بنابراین فرایند داده شده Ergodic نمی‌باشد.

### 4.2 2

$$\begin{aligned}\eta_t &= \frac{1}{2T} \int_{-T}^T (a \cos(\omega_1 t) + b \cos(\omega_2 t) + c) dt = \\ &= \left. \frac{a}{2\pi\omega_1} \sin(\omega_1 t) \right|_{t=-T}^T + \left. \frac{b}{2\pi\omega_2} \sin(\omega_2 t) \right|_{t=-T}^T + \left. \frac{c}{2T} t \right|_{t=-T}^T \\ &= \frac{a}{\omega_1 T} \sin(\omega_1 T) + \frac{b}{\omega_2 T} \sin(\omega_2 T) + C \\ \text{Var}(\eta_t) &\Rightarrow \mathbb{E} \left[ \left( \frac{a}{\omega_1 T} \sin(\omega_1 T) + \frac{b}{\omega_2 T} \sin(\omega_2 T) + C - \bar{C} \right)^2 \right] \\ &\xrightarrow{T \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[ \frac{a^2}{\omega_1^2 T^2} \sin^2(\omega_1 T) + \frac{b^2}{\omega_2^2 T^2} \sin^2(\omega_2 T) + \frac{2ab}{\omega_1 \omega_2 T^2} \sin(\omega_1 T) \sin(\omega_2 T) \right] = 0 \\ &\text{Mean Ergodic}\end{aligned}$$

### 4.3 3

(ج) مشابه بخش قبل ابتدا WSS بودن یا نبودن فرایند را بررسی می کنیم:

$$\mathbb{E}[X(t)] = A\mathbb{E}[\cos(\omega t + \phi)] = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos(\omega t + \theta) d\theta = 0$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X(t_1)X(t_2)] &= A^2\mathbb{E}[\cos(\omega t_1 + \phi)\cos(\omega t_2 + \phi)] \\ &= \frac{A^2}{2}\mathbb{E}[\cos(\omega(t_1 - t_2)) + \cos(\omega(t_1 + t_2) + 2\phi)] \\ &= \frac{A^2}{2}[\mathbb{E}[\cos(\omega(t_1 - t_2))] + \mathbb{E}[\cos(\omega(t_1 + t_2) + 2\phi)]] \\ &= \frac{A^2}{2}\cos(\omega(t_1 - t_2))\end{aligned}$$

بنابراین فرایند WSS می باشد. حال طبق قضیه Slutsky داریم:

$$\begin{aligned}\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T C(\tau) d\tau &= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T \frac{A^2}{2} \cos(\omega\tau) d\tau \\ &= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{A^2}{2\omega T} \sin(\omega T) \\ &= 0\end{aligned}$$

بنابراین فرایند Mean Ergodic می باشد.

## 5 Q5

$$\underline{y}(t) = 2\underline{x}(t) + 3\underline{x}'(t) \quad \eta_x = 5 \quad C_{xx}(\tau) = 4e^{-2|\sigma|}$$

The process  $\underline{y}(t)$  is the output of the system  $H(s) = 2+3s$  with input  $\underline{x}(t)$ . Hence,  
 $\eta_y = 5H(0) = 10$

$$S_{yy}^c(\omega) = S_{xx}^c(\omega)|2+3j\omega|^2 = \frac{16}{4+\omega^2}(4+9\omega^2) = 144 - \frac{512}{4+\omega^2} = S_{yy}(\omega) - 2\pi\eta_y^2\delta(\omega)$$

$$S_{yy}(\omega) = 144 - \frac{512}{4+\omega^2} + 2\pi(10)^2\delta(\omega)$$

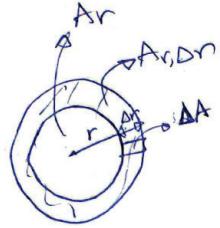
$$R_{yy}(\tau) = 144\delta(\tau) - \frac{128}{2^2+\omega^2} + \frac{8(2)}{2^2+\omega^2}\delta(\omega)$$

$$S_{yy}(\omega) = 144 - 128 \frac{2(2)}{2^2+\omega^2} + 2\pi(100)\delta(\omega)$$

$$= 144\delta(\tau) - 128 e^{-\alpha|\tau|} + 100$$

$$= 288\pi\delta(\tau) - 128 e^{-\alpha|\tau|} + 100$$

## 6 Q6



$$n(A) = \text{عدد النقاط داخل } A$$

پرسش ششم:

نحوه توزیع

$$\begin{aligned} P(X_0 \in A_{r,dr}) &= P(n(A_r) = 0, n(A_{r,dr}) \geq 1) \\ &= e^{-\lambda S(A_r)} (1 - e^{-\lambda S(A_{r,dr})}) \end{aligned}$$

$$\rightarrow P(X_0 \in \Delta A) = \frac{\Delta A}{S(A_{r,dr})} e^{-\lambda S(A_r)} (1 - e^{-\lambda S(A_{r,dr})})$$

$$\rightarrow \lim_{dA \rightarrow 0} \frac{P(X_0 \in dA)}{dA} = \lim_{dA \rightarrow 0} e^{-\lambda \pi r^2} \left( \frac{1 - e^{-\lambda \pi dr^2}}{S(A_{r,dr})} \right)$$

$$\Rightarrow \lambda e^{-\lambda \pi r^2} \rightarrow f(x_0) = e^{-\lambda \pi r(x_0)^2}$$

$$\begin{aligned} &P(X_a \in A_{r,dr}) : (a \text{ مع جو در } A_{r,dr}) \text{ شرط وجود } X_a \\ &P(X_a \in A_{r,dr} \mid n(A_a) \geq 1) \\ &= P(X_a \in A_{r,dr}, n(A_a) \geq 1) \\ &= \frac{P(n(A_a) \geq 1)}{(1 - e^{-\lambda S(A_{r,dr})}) \cdot e^{-\lambda S(A_{r,dr})}} \end{aligned}$$

Scanned with CamScanner

$$\rightarrow f(X_a \mid n(A_a) \geq 1) = \frac{\lambda e^{-\lambda \pi (a^2 - r^2)}}{1 - e^{-\lambda \pi a^2}}$$

~~$$\text{cov}(X, X_0) = E[X X_0] - E[X] E[X_0]$$~~

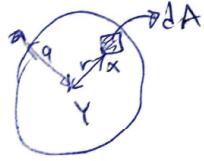
(٤)

$$\text{cov}(N(X), N(X_0)) = E[N(X) N(X_0)]$$

$$= E[N(X)] E[N(X_0)]$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{r\pi \lambda e^{-\lambda\pi ar}}{1 - e^{-\lambda\pi ar}} \int_0^q e^{-(\frac{1}{ar} - \lambda\pi)r} dr \\
 &= \frac{r\pi \lambda e^{-\lambda\pi ar}}{1 - e^{-\lambda\pi ar}} \cdot \frac{1}{\frac{1}{ar} - \lambda\pi} \left( 1 - e^{-(\frac{1}{ar} - \lambda\pi)a r} \right) \\
 &= \frac{r\pi \lambda}{(\frac{1}{ar} - \lambda\pi)(1 - e^{-\lambda\pi ar})} \left( e^{-\lambda\pi ar} - e^{-\frac{ar}{ar}} \right)
 \end{aligned}$$

مقدمة في الإحصاء



$$E[m(Y)]$$

$$\begin{aligned}
 &= \lim_{dA \rightarrow 0} \sum_{dA} P(Y \in B_x(r(x))) m(dA) \\
 &\times E[N(Y)N(x)]
 \end{aligned}$$

$$= \lim_{dA \rightarrow 0} \sum_{dA} \left(1 - \frac{r}{a}\right) \lambda_p dA \times \frac{1}{1+r}$$

$$\Rightarrow = \int_{B_a(Y)} \left(1 - \frac{r}{a}\right) \frac{\lambda}{r} \cdot \frac{1}{1+r} dA$$

$$\Rightarrow \int_0^{r\pi} \int_0^q \left(1 - \frac{r}{a}\right) \lambda \cdot \frac{1}{1+r} r dr d\theta$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\pi \lambda}{\nu a} \int_1^{a+1} -\frac{a+1}{r} \varphi - r + (a+r) dr \\
 &= \frac{\pi \lambda}{\nu a} \left( -(a+1) \ln(a+1) - \frac{(a+1)^r - 1}{r} + (a+r)a \right) \\
 &= \frac{\pi \lambda}{\nu} \left( -\left(\frac{1}{a}\right) \ln(a+1) - \frac{(a+1)}{r} \right)
 \end{aligned}$$