



۱ کوتاه پاسخ (۲۰)

درست یا نادرست بودن جمله‌ی زیر را با ذکر دلیل مشخص کنید.

۱. (۱۰ نمره) شرط لازم و کافی برای این که فرایند تصادفی $x(t) = A\cos(\omega t) + B\sin(\omega t)$ (ثابت ω) WSS باشد این است که $E[AB] = 0$.

۲. (۱۰ نمره) X و Y دو متغیر تصادفی توأماً نرمال با متوسط های صفر و واریانس های σ^2 و ضریب همبستگی r هستند. در این صورت متغیرهای تصادفی $U = X - Y$ و $V = X + Y$ مستقل از هم هستند.

۱.۱ پاسخ

(د) غلط

$$E[X^2(0)] = E[A^2]$$

$$E[X^2(\frac{\pi}{2\omega})] = E[b^2]$$

بنابراین یک شرط لازم و کافی برای WSS بودن این است که $E[a^2] = E[b^2]$. همچنین داریم:

$$E[x(t+h)x(t)] = E[(a\cos(\omega(t+h)) + b\sin(\omega(t+h)))(a\cos(\omega t) + b\sin(\omega t))]$$

$$= E[a^2]\cos(\omega h) + E[ab]\sin(\omega(2t+h))$$

در نتیجه باید داشته باشیم $E[ab] = 0$. واضح است که دو شرط به دست آمده کافی هستند.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(U, V) &= E\{UV\} - E\{U\}E\{V\} = E\{(X-Y)(X+Y)\} - E\{X-Y\}E\{X+Y\} \\ &= E\{X^2\} - E\{Y^2\} - 0 \times 0 = \sigma^2 - \sigma^2 = 0 \end{aligned}$$

صحیح

چون دو متغیر تصادفی X و Y نرمال هستند، متغیرهای تصادفی U و V نیز نرمال هستند و چون ناهمبسته‌اند در نتیجه مستقل‌اند.

۲ احتمال (۱۵)

یک فرایند تصادفی زمان گسسته $x[n]$ نسبت به فرایند $y[n]$ martingale است اگر داشته باشیم:

$$E(x(n+1)|y[1], y[2], \dots, y[n]) = x(n)$$

اگر لحظات مختلف فرایند $y[n]$ متغیرهای تصادفی iid با میانگین صفر باشند و

$$x[n] = y[1] + y[2] + \dots + y[n]$$

۱. (۵ نمره) نشان دهید $x[n]$ نسبت به $y[n]$ martingale است.

۲. (۱۰ نمره) نشان دهید برای هر n دلخواه داریم:

$$E(x(n)) = E(x(1))$$

۱.۲ پاسخ

Handwritten mathematical proof for the martingale property of $x[n]$. The proof shows that $E(x[n+1] | y[1], \dots, y[n]) = x[n]$ by conditioning on the previous values of y . It uses the independence of $y[n+1]$ from the past values of y to simplify the expectation. The final result is $E(x[n]) = E(x[1])$.

۳ سامانه‌های LTI (۲۰ نمره)

$X(t)$ را یک فرایند گاوسی با میانگین صفر و $R_X(\tau) = 8\text{sinc}(4\tau)$ در نظر بگیرید. $X(t)$ را به عنوان ورودی به یک سیستم LTI با پاسخ ضربه‌ی زیر می‌دهیم:

$$H(f) = \begin{cases} \frac{1}{2} & |f| < 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

اگر خروجی این سیستم $Y(t)$ باشد. $P(Y(2) < 1 | Y(1) = 1)$ را پیدا کنید.

۱.۳ پاسخ

$X(t)$ is WSS Gaussian, $Y(t)$ is also WSS Gaussian thus we should find $\mu_Y, R_Y(\tau)$

$$\mu_Y = \mu_X H(0) = 0$$

$$S_X(f) = F(R_X(\tau)) = \begin{cases} 2 & |f| < 2 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$S_Y(f) = S_X(f) |H(f)|^2 = \begin{cases} \frac{1}{2} & |f| < 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$R_Y(\tau) = F^{-1}(S_Y(f)) = \text{sinc}(2\tau)$$

$$E[Y(t)^2] = R_Y(0) = 1$$

we conclude $Y(t) \sim N(0, 1)$

$$E[Y(1)Y(2)] = R_Y(-1) = \text{sinc}(-2) = \frac{\sin(-2\pi)}{-2\pi} = 0$$

$$E[Y(1)] = E[Y(2)] = 0$$

we conclude that $Y(1)$ and $Y(2)$ are uncorrelated. Since $Y(1)$ and $Y(2)$ are jointly normal, we conclude that they are independent. so

$$P(Y(2) < 1 | Y(1) = 1) = P(Y(2) < 1) = \phi(1) \approx 0.84$$

۴ فرایند پواسون (۲۰ نمره)

فرض کنید $N = (N_t)_{t \geq 0}$ یک فرایند پواسون همگن با پارامتر λ باشد.

۱. (۵ نمره) توزیع شرطی S_1 (زمان رخداد اولین رویداد) به شرط $N_t = 1$ را پیدا کنید.

۲. (۵ نمره) توزیع شرطی توام S_1, S_2 به شرط $N_t = 2$ را پیدا کنید.

۳. (۱۰ نمره) توزیع شرطی توام S_1, S_2, \dots, S_N به شرط $N_t = N$ را پیدا کنید.

۱.۴ پاسخ

$$(b) P(S_1 \leq s \mid N_t = 1)$$

$$\begin{aligned} &= P(N_s = 1 \mid N_t = 1) \\ &= \frac{P(N_s = 1 \cap N_t = 1)}{P(N_t = 1)} \\ &= \frac{P(N_t = 1 \mid N_s = 1)P(N_s = 1)}{P(N_t = 1)} \\ &= s/t \quad \text{for } s < t \end{aligned}$$

This is the cdf of Uniform(0, t).

(c) We'll solve the general case in part (d). The argument is essentially the same.

(d) For simplicity, let $s_0 = 0$. For $0 \leq s_1 \leq s_2 \leq \dots \leq s_n \leq t$,

$$\begin{aligned} &P(S_1 \leq s_1, \dots, S_n \leq s_n \mid N_t = n) \\ &= \frac{P(S_1 \leq s_1, \dots, S_n \leq s_n, N_t = n)}{P(N_t = n)} \\ &= \frac{P(N_t - N_{s_n} = 0)P(N_{s_n} - N_{s_{n-1}} = 1) \dots P(N_{s_1} - N_{s_0} = 1)}{P(N_t = n)} \\ &= \frac{\exp\{-\lambda(t - s_n)\} \left(\prod_{j=1}^n \exp\{-\lambda(s_j - s_{j-1})\} \lambda(s_j - s_{j-1}) \right)}{\frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}} \\ &= \frac{\lambda^n e^{-\lambda t} \prod_{j=1}^n (s_j - s_{j-1})}{\frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}} \\ &= \frac{n!}{t^n} \prod_{j=1}^n (s_j - s_{j-1}) \end{aligned}$$

Take derivative with respect to s_1, \dots, s_n to get the joint pdf.

The resulting conditional joint pdf is $\frac{n!}{t^n}$, for $t > 0$

۵ فرایند گوسی (۲۰ نمره)

فرض کنید $p(x) \sim \text{Un}(0, a)$ یک توزیع یکنواخت از ۰ تا a باشد و یک تابع هسته به صورت زیر تعریف شده باشد:

$$K(x) = \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

اگر $x_{i=1}^n$ نقطه های نمونه برداری شده از $p(x)$ باشند، آنگاه تخمین چگالی هسته به صورت زیر تعریف می شود:

$$p_n(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

۱. (۱۰ نمره) نشان دهید که مقدار مورد انتظار تخمین چگالی هسته به صورت زیر است:

$$\bar{p}_n(x) = \begin{cases} 0 & x > 0 \\ \frac{1}{a}(1 - e^{-x/h}) & 0 \leq x \leq a \\ \frac{1}{a}(e^{a/h} - 1)e^{-x/h} & a \geq x \end{cases}$$

که در آن

$$\bar{p}_n(x) = \mathbb{E}[p_n(x)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} \left[\frac{1}{h} K \left(\frac{x - x_i}{h} \right) \right] = \int_{v=0}^a \frac{1}{h} K \left(\frac{x - v}{h} \right) p(v) dv$$

۲. (۱۰ نمره) چقدر باید مقدار h را کوچک انتخاب کرد تا برای همه $0 < x < a$ داشته باشیم $|p(x) - \bar{p}_n(x)| < 0.01$.

۱.۵ پاسخ

a) For $0 \leq x \leq a$:

$$\begin{aligned} \bar{p}_n(x) &= \int_{v=0}^a \frac{1}{h} K \left(\frac{x - v}{h} \right) p(v) dv = \frac{1}{ah} \int_{v=0}^x \exp \left(-\frac{x - v}{h} \right) dv \\ &= \frac{1}{a} \int_{y=-x/h}^0 \exp(y) dy, \quad y = \frac{v - x}{h} \\ &= \frac{1}{a} \exp(y) \Big|_{y=-x/h}^0 = \frac{1}{a} (1 - \exp(-x/h)) \end{aligned}$$

For $x \geq a$:

$$\begin{aligned} \bar{p}_n(x) &= \frac{1}{ah} \int_{v=0}^a \exp \left(-\frac{x - v}{h} \right) dv \\ &= a^{-1} \int_{y=-x/h}^{(a-x)/h} e^y dy, \quad y = \frac{v - x}{h} \\ &= a^{-1} e^y \Big|_{y=-x/h}^{(a-x)/h} = a^{-1} (e^{a/h} - 1) e^{-x/h} \end{aligned}$$

b)

$$|p(x) - \bar{p}_n(x)| = |a^{-1} - a^{-1}(1 - \exp(-x/h))| = a^{-1} |\exp(-x/h)| < .01$$

Then

$$-x/h < \log(.01a) \implies x > -h \log(.01a)$$

۶ پواسون دو بعدی (۳۰ نمره)

فرایند تصادفی پواسون دو بعدی یک فرایند نقطه‌ای در فضای \mathbb{R}^2 است که ویژگی‌هایی شبیه به فرایند پواسون در فضای \mathbb{R} دارد. برای هر ناحیه‌ی s در فضا تعداد نقاط داخل ناحیه‌ی s از توزیع پواسون با پارامتر λ پیروی می‌کند. فرض کنید مساحت را با $|\cdot|$ نشان می‌دهیم. همچنین فرض کنید که برای دو ناحیه‌ی مجزا رخدادن نقاط داخل آن‌ها مستقل در نظر گرفته شود.

$x(z)$ را یک فرایند پواسون نقطه‌ای در نظر بگیرید. فرایند $y(z)$ را به این صورت تعریف می‌کنیم که برای هر نقطه از $x(z)$ مانند u ، دیسکی به شعاع $r \sim \text{Uniform}(a, b)$ به مرکز u را در نظر بگیرید. حال $y(u)$ را برای نقطه‌ی u برابر با تعداد دیسک‌های شامل u در نظر بگیرید.

بر این اساس به سوالات زیر پاسخ دهید:

۱. (۱۰ نمره) مقدار $\mathbb{E}[y(z)]$ را حساب کنید.

۲. (۱۰ نمره) مقدار $P(y(z) > 1)$ را حساب کنید.

۳. (۱۰ نمره) اگر برای نقطه‌ی دلخواه u نزدیک‌ترین نقطه از $x(z)$ به u را N_u بنامیم. احتمال این که دیسک حول N_u شامل u شود را حساب کنید.

۱.۶ پاسخ

۱. $E[y(z)] = E[T_i(z)] = \sum E[T_i(z)]$


$T_i(z) = \begin{cases} 1 & r_i < a \\ 0 & \text{w.p. } 1 - \frac{b-r_i}{b-a} \\ 1 & \text{w.p. } \frac{b-r_i}{b-a} \end{cases}$

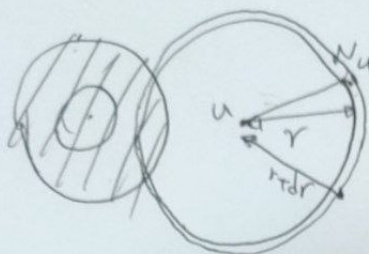
$\rightarrow E[T_i(z)] = \begin{cases} 1 & r_i < a \\ \frac{b-r_i}{b-a} & r_i \geq a \end{cases}$

$\rightarrow E[y(z)] = \int \frac{b-r}{b-a} dN = \int \frac{b-r}{b-a} \lambda dS$

$= \iint \frac{b-r}{b-a} \lambda r dr d\theta = \frac{r\pi\lambda}{b-a} \int_a^b (b-r-r^2) dr$

$= \frac{r\pi\lambda}{b-a} \left(\frac{b(b^2-a^2)}{2} - \frac{b^3-a^3}{3} \right)$





$$P(N_u \in S_{r+dr} - S_r) = P(N_{S_r} = 0, N_{S_{dr}} \geq 1)$$

$$= e^{-\lambda |S_r|} \times (1 - e^{-\lambda |S_{dr}|})$$

$$P(\text{یک شکارچی در نقطه باشد}) = \int_{\mathbb{R}^a} P(N_u \in S_{dr})$$

$$+ \int_{b-r > a} P(N_u \in dS_{dr}) \times \left(\frac{b-r}{b-a} \right)$$

$$= \int_{\mathbb{R}^a} e^{-\lambda |S_r|} \times \frac{1 - e^{-\lambda dS_{dr}}}{dS_{dr}} dS_{dr}$$

$$+ \int_{a \leq r \leq b} \frac{b-r}{b-a} e^{-\lambda |S_r|} \times \frac{1 - e^{-\lambda dS_{dr}}}{dS_{dr}} dS_{dr}$$

$$= \int_a^b e^{-\lambda \pi r^2} \times \lambda r dr d\theta$$

$$+ \int_a^b \lambda \frac{b-r}{b-a} e^{-\lambda \pi r^2} r dr d\theta = \lambda \pi \int_a^b (b-r) e^{-\lambda \pi r^2} r dr d\theta$$

اینجا باید از استاندارد استفاده کرد