آمار و احتمال مهندسی نیمسال اول ۹۸_۹۸



انشکدهی مهندسی کامپیوتر

تاریخ برگزاری: ۱۳ آذر ۱۳۹۷

پاسخ نامه آزمون میان ترم

مسئلهی ۱. برای اولین بار * * : متوسط پاسخ (۸ نمره)

به سوالات زير پاسخ دهيد:

الف) با مشخص کردن جایگاه ۴ شیر قبل از ۱۰ امین پرتاب، احتمال رویداد به شکل زیر محاسبه می شود:
$$(^{\mathfrak{q}}_{\mathfrak{r}}) \times p^{\mathfrak{r}} \times (\mathfrak{1}-p)^{\mathfrak{d}} \times p = (^{\mathfrak{q}}_{\mathfrak{r}}) \times p^{\mathfrak{d}} \times (\mathfrak{1}-p)^{\mathfrak{d}}$$

<u>(</u>ب

$$P(B|A) > P(B) \Rightarrow P(B,A) > P(B)P(A) \Rightarrow \frac{P(B,A)}{P(B)} > P(A) \Rightarrow P(A|B) > P(A)$$

- ج) باید توجه کرد که جمله اول برای متغیرهای تصادفی مستقل صادق است، در حالی که X از خودش مستقل نیست و این استدلال باطل است. جمله دوم عبارت صحیحی است.
 - د) خیر. (واریانس به معنای میانگین مجذور فاصله از میانگین می باشد)
 - ه) على را A و رضا را B و اصغر را C در نظر مي گيريم. حال ۴ حالت داريم:
 - _ رئيس ${
 m B}$ را بگِويد و ${
 m A}$ و ${
 m B}$ آزِاد شوند.
 - . رئیس C را بِگوید و A و C آزاد شوند.
 - ـ رئيس B را بگويد و C و B آزاد شوند.
 - . رئیس C را بگوید و A و C آزاد شوند.

حال احتمال رويدادها:

$$P(Event) = P(says \ B|A\&B \ be \ released) \ P(A\&B \ be \ released) = 1 \times \frac{1}{r} = \frac{1}{r}$$

به شكل مشابه، احتمال رويداد دوم نيز همين است.

$$P(Event) = P(says \ B|B\&C \ be \ released) \ P(B\&C \ be \ released) = \frac{1}{7} \times \frac{1}{7} = \frac{1}{9}$$

به شكل مشابه، احتمال رويداد چهارم نيز همين است.

حال احتمال اینکه علی و رضا آزاد شوند و رئیس رضا را بگوید:

$$P(Abereleased|says \ B) = \frac{P(A\&B \ be \ released \ and \ says \ B)}{P(says \ B)}$$

$$= \frac{P(A\&B\ be\ released\ and\ says\ B)}{P(A\&B\ be\ released\ and\ says\ B) + P(B\&C\ be\ released\ and\ says\ B)} = \frac{\frac{1}{r}}{\frac{1}{r} + \frac{1}{r}} = \frac{r}{r}$$

مسئلهی ۲. لِی لِی در پارک (۵ نمره)

فرض کنیم متغیر تصادفی W بیانگر تعداد افرادی است که میخواهند در جای پارک در بازه ی ۵ دقیقه پارک کنند. ما به دنبال $P(W=\cdot)$ هستیم:

$$\begin{array}{l} P(W= {\color{blue} \bullet}) = \sum_{x={\color{blue} \bullet}}^{\infty} P(W= {\color{blue} \bullet} | X = x) P(X=x) = \sum_{x={\color{blue} \bullet}}^{\infty} ({\color{blue} \bullet} - p)^x \frac{e^{-\delta \lambda} (\delta \lambda)^x}{x!} = e^{-\delta \lambda} \sum_{x={\color{blue} \bullet}}^{\infty} \frac{[({\color{blue} \bullet} - p)(\delta \lambda)]^x}{x!} = e^{-\delta \lambda} e^{(\delta \lambda)({\color{blue} \bullet} - p)} = e^{-\delta \lambda p} \end{array}$$

که عبارت درون سیگمای آخر برابر بسط تیلور $e^{(\Delta\lambda)(1-p)}$ حول صفر است و به آن ساده شده است.

مسئلهی ۳. افراز بافنده (۵ نمره)

$$P(A \cap B|C_i) = P(A|C_i) * P(B|C_i) \bullet$$

$$P(B \cap C_i) = P(B) \bullet$$

$$\to P(A \cap B|C_i) = P(A|C_i) * P(B)$$

$$\rightarrow \sum_{i} P(A \cap B | C_i) = P(A | C_i) * P(B) = P(A \cap B) = P(A) * P(B)$$

پس اثبات شد که A و B از هم مستقل اند.

مسئلهی ۴. نرمال بی توان (۶ نمره)

الف

راه حل بخش اول

1)
$$y \le 0$$
: $F_Y(y) = p(Y \le y) = p(e^X \le y) = 0$
 $\implies f_Y(y) = 0$
2) $y > 0$: $F_Y(y) = p(Y \le y) = p(e^X \le y) = p(X \le ln(y)) = F_X(ln(y))$
 $\implies f_Y(y) = F_Y'(y) = (F_X(ln(y))' = F_X'(ln(y)).(ln(y))' = f_X(ln(y)).\frac{1}{y}$
 $= \frac{1}{y\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{\frac{-(ln(y)-\mu)^2}{2\sigma^2}}$

ب

راه حل بخش دوم متغیر تصادفی Y را با X نشان میدهیم. که در تساوی A از تغییر متغیر زیر استفاده کردیم:

$$t = \frac{\ln(x) - \mu}{\sigma}$$

$$dt = \frac{1}{\sigma x} dx \implies \sigma x dt = dx \implies \sigma \exp(\mu + \sigma t) dt = dx$$

$$x \to 0 \implies t \to -\infty$$

$$x \to \infty \implies t \to \infty$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx \\
&= \int_{0}^{\infty} x \frac{1}{x \sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - \mu)^2}{\sigma^2}\right) dx \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{0}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - \mu)^2}{\sigma^2}\right) dx \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} t^2\right) \sigma \exp(\mu + \sigma t) dt \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} (t^2 - 2\sigma t + \sigma^2)\right) \exp\left(\mu + \frac{1}{2} \sigma^2\right) dt \\
&= \exp\left(\mu + \frac{1}{2} \sigma^2\right) \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} (t - \sigma)^2\right) dt
\end{aligned}$$

$$B = \exp\left(\mu + \frac{1}{2} \sigma^2\right)$$

و در تساوی B از این نکته استفاده کردیم که

$$\frac{1}{\sqrt{7\pi}}e^{-\frac{1}{7}(t-\sigma)^{7}}$$

 σ ۱۱. تابع چگالی احتمال یک توزیع نرمال با میانگین

مسئلهی ۵. توام بی امان (۶ نمره)

A.

$$P(X \le a, Y \le b, X > Y) = \int_{\cdot}^{b} \gamma e^{-\gamma y} dy \int_{y}^{a} \lambda e^{-\lambda x} dx$$
$$= \int_{\cdot}^{b} \gamma (-e^{-\gamma y - \lambda a} + e^{-(\lambda + \gamma)y}) dy = -e^{-\lambda a} + e^{\lambda a - \gamma b} + \frac{\gamma}{\lambda + \gamma} (1 - e^{-(\lambda + \gamma)b})$$

$$\Rightarrow P(X <= a, Y <= b, X > Y) + P(X <= b, Y <= a, Y > X) = -e^{-\lambda a} - e^{-\gamma a} + e^{-\lambda a - \gamma b} + e^{-\gamma a - \lambda b} + 1 + e^{-(\lambda + \gamma)b}$$

$$f_{min(X,Y),max(X,Y)}(a,b)$$
 = $\frac{\partial^{\mathsf{r}} F}{\partial a \partial b}$ = $\lambda \gamma (e^{-\lambda a - \gamma b} + e^{-\gamma a - \lambda b})$

В.

$$\begin{split} F(a,b) &= P(X+Y <= a, |X-Y| <= b) \\ &= \int_{\cdot}^{a} \gamma e^{-\gamma y} dy \int_{\max(y-b,\cdot)}^{\min(y+b,a-y)} \lambda e^{-\lambda x} dx = \int_{\cdot}^{a} \gamma e^{-\gamma y} (e^{-\lambda \max(y-b,\cdot)} - e^{-\lambda \min(y+b,a-y)}) dy \\ &= \int_{\cdot}^{b} \gamma e^{-\gamma y} dy + \int_{b}^{a} \gamma e^{-(\lambda+\gamma)y+\lambda b} dy - \int_{\cdot}^{\frac{a-b}{\tau}} \gamma e^{-(\lambda+\gamma)y-\lambda b} dy - \int_{\frac{a-b}{\tau}}^{a} \gamma e^{(\lambda-\gamma)y-\lambda a} dy \\ &= (1-e^{-\gamma b}) + \frac{\gamma}{\lambda+\gamma} (e^{-\gamma b} - e^{-(\lambda+\gamma)a+\lambda b} + e^{-(\frac{\lambda+\gamma}{\tau})a+(\frac{\gamma-\lambda}{\tau})b} - e^{-\lambda b}) + \frac{\gamma}{\lambda-\gamma} (e^{-(\frac{\lambda+\gamma}{\tau})a+(\frac{\gamma-\lambda}{\tau})b} - e^{-\gamma a}) \end{split}$$

$$\begin{split} f_{|X+Y|,|X-Y|} &= \frac{\partial^{\mathsf{Y}} F}{\partial a \partial b} = \gamma \lambda e^{-(\lambda+\gamma)a+\lambda b} + \frac{\lambda \gamma - \gamma^{\mathsf{Y}}}{\mathbf{Y}} e^{-(\frac{\lambda+\gamma}{\mathsf{Y}})a+(\frac{\gamma-\lambda}{\mathsf{Y}})b} + \frac{\lambda \gamma + \gamma^{\mathsf{Y}}}{\mathbf{Y}} e^{-(\frac{\lambda+\gamma}{\mathsf{Y}})a+(\frac{\gamma-\lambda}{\mathsf{Y}})b} \\ &= \lambda \gamma (e^{-(\lambda+\gamma)a+\lambda b} + \frac{1}{\mathsf{Y}} e^{-(\frac{\lambda+\gamma}{\mathsf{Y}})a+(\frac{\gamma-\lambda}{\mathsf{Y}})b} \end{split}$$

مسئلهی ۶. کاپ طرح داستان (۶ نمره)

الف)

$$F_Y(y)=\mathbb{P}(Y\leqslant y)=\mathbb{N}-\mathbb{P}(Y>y)=\mathbb{N}-\mathbb{P}(\min(X_1,X_1,\cdots,X_n)>y)$$
 رخداد $\min(X_1,X_2,\cdots,X_n)>y$ زمانی اتفاق میافتد که برای هر $X_i>y$ داشته باشیم نوجه به اینکه متغیرهای تصادفی X_i از هم مستقل اند، خواهیم داشت:

$$F_Y(y) = \mathbf{1} - \mathbb{P}(\min(X_1, X_7, \dots, X_n) > y) = \mathbf{1} - \mathbb{P}(X_1 > y) \mathbb{P}(X_7 > y) \dots \mathbb{P}(X_n > y)$$
$$= \mathbf{1} - (\mathbb{P}(X_i > y))^n$$

حال کافی است احتمال $\mathbb{P}(X_i>y)$ را محاسبه کنیم.

$$\mathbb{P}(X_i \leqslant y) = F_{X_i}(y) = \begin{cases} \cdot & y \leqslant a \\ \frac{y-a}{b-a} & a < y < b \\ 1 & y \geqslant b \end{cases} \implies \mathbb{P}(X_i > y) = \begin{cases} 1 & y \leqslant a \\ 1 - \frac{y-a}{b-a} & a < y < b \\ 1 & y \geqslant b \end{cases}$$

در نتيجه:

$$F_Y(y) = \begin{cases} \cdot & y \leqslant a \\ \cdot - (\frac{b-y}{b-a})^n & a < y < b \\ \cdot & y \geqslant b \end{cases} \implies f_Y(y) = \begin{cases} \frac{n}{b-a} (\frac{b-y}{b-a})^{n-1} & a < y < b \\ \cdot & o.w. \end{cases}$$

ب)

$$\mathbb{E}(Y) = \int y f_Y(y) dy = \int_a^b y \frac{n}{b-a} (\frac{b-y}{b-a})^{n-1} dy = \frac{n}{(b-a)^n} \int_a^b y (b-y)^{n-1} dy$$

انتگرال جزء به جزء میگیریم:

$$\mathbb{E}(Y) = \frac{n}{(b-a)^n} \left(\frac{-y}{b} (b-y)^n + \int \frac{1}{n} (b-y)^n dy \right) = \frac{n}{(b-a)^n} \left[\frac{-(b-y)^n (ny+b)}{n(n+1)} \right]_a^b$$

$$= \frac{n}{(b-a)^n} [\cdot + \frac{(b-a)^n (na+b)}{n(n+1)}] = \frac{na+b}{n+1}$$