



پاسخ تمرین پنجم

پاسخ سوال اول
(الف)

$$\begin{aligned}
 Z_1 &= X + Y \\
 F_{Z_1}(z) &= P(X + Y \leq z) = \begin{cases} \int_0^z \int_0^{z-y} f_{XY}(x, y) dx dy & 0 < z < 1 \\ 1 - \int_{z-1}^1 \int_{z-y}^1 f_{XY}(x, y) dx dy & 1 < z < 2 \end{cases} \\
 f_{Z_1}(z) &= \begin{cases} \int_0^z f_{XY}(z-y, y) dy & 0 < z < 1 \\ \int_{z-1}^1 f_{XY}(z-y, y) dy & 1 < z < 2 \end{cases} \\
 &= \begin{cases} z^2 & 0 < z < 1 \\ z(2-z) & 1 < z < 2 \\ 0 & o.w. \end{cases}
 \end{aligned}$$

(ب)

$$\begin{aligned}
 Z_2 &= XY \\
 F_{Z_2}(z) &= P(XY \leq z) = 1 - \int_z^1 \int_{\frac{z}{y}}^1 f_{XY}(x, y) dx dy \\
 f_{Z_2}(z) &= \int_z^1 \frac{1}{y} f_{XY}\left(\frac{z}{y}, y\right) dy = \int_z^1 \frac{1}{y} \left(\frac{z}{y} + y\right) dy = 2(1-z), \quad 0 < z < 1
 \end{aligned}$$

(ج)

$$Z_3 = \frac{Y}{X}$$

$$F_{Z_3}(z) = P\left(\frac{Y}{X} \leq z\right) = \begin{cases} \int_0^1 \int_0^{zx} f_{XY}(x, y) dy dx & 0 < z < 1 \\ 1 - \int_0^1 \int_0^{\frac{y}{z}} f_{XY}(x, y) dx dy & z > 1 \end{cases}$$

$$f_{Z_3}(z) = \begin{cases} \int_0^1 x f_{XY}(x, zx) dx & 0 < z < 1 \\ \int_0^1 \frac{y}{z^2} f_{XY}\left(\frac{y}{z}, y\right) dy & z > 1 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{1+z}{3} & 0 < z < 1 \\ \frac{1+z}{3z^3} & z > 1 \end{cases}$$

(د)

$$Z_4 = Y - X$$

$$F_{Z_4}(z) = P(Y - X \leq z) = \begin{cases} 1 - \int_z^1 \int_0^{y-z} f_{XY}(x, y) dx dy & 0 < z < 1 \\ \int_0^{z+1} \int_{y-z}^1 f_{XY}(x, y) dx dy & -1 < z < 0 \end{cases}$$

$$f_{Z_4}(z) = \begin{cases} \int_z^1 f_{XY}(y - z, y) dy & 0 < z < 1 \\ \int_0^{z+1} f_{XY}(y - z, y) dy & -1 < z < 0 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 1 - z & 0 < z < 1 \\ 1 + z & -1 < z < 0 \end{cases}$$

$$= 1 - |z|, |z| < 1$$

پاسخ سوال دوم

هر یک از سه متغیر Y_1 ، Y_2 و Y_3 می‌تواند ماکزیمم باشد، بنابراین:

$$P = P(Y_1 > Y_2, Y_1 > Y_3, Y_2 + Y_3 > Y_1) + P(Y_2 > Y_1, Y_2 > Y_3, Y_1 + Y_3 > Y_2) + P(Y_3 > Y_2, Y_3 > Y_1, Y_2 + Y_1 > Y_3)$$

$$P = 3 \times P(Y_1 > Y_2, Y_1 > Y_3, Y_2 + Y_3 > Y_1) = 3 \int_{Y_1=0}^{Y_1=1} \int_{Y_2=0}^{Y_2=Y_1} \int_{Y_3=Y_1-Y_2}^{Y_3=Y_1} d(Y_3)d(Y_2)d(Y_1) \\ \rightarrow P = 3/6 = 1/2$$

پاسخ سوال سوم

الف) با استفاده از خواص خطی بودن امید ریاضی، بی حافظه بودن و مستقل بودن متغیر تصادفی‌ها از هم، داریم:

$$E(X_1|X_1 > 1) + E(X_2|X_2 > 2) + E(X_3|X_3 > 3) = \frac{1}{\lambda_1} + \frac{1}{\lambda_2} + \frac{1}{\lambda_3} + 6$$

ب) از آنجایی که X_1 و X_2 از هم مستقل هستند، چگالی احتمال توأم آنها برابر است با:

$$Pr(X_1 = a, X_2 = b) = \lambda_1 \lambda_2 e^{-(\lambda_1 a + \lambda_2 b)}$$

چگالی احتمال توأم روی اعداد حقیقی مثبت تعریف شده و باید روی قسمتی انتگرال بگیریم که X_2 در $[0, \infty]$ و X_1 در $[0, X_2]$ مقدار میگیرند.

$$\begin{aligned} Pr(X_1 < X_2) &= \int_0^\infty \int_0^b Pr(X_1 = a, X_2 = b) da db \\ &= \int_0^\infty \lambda_2 e^{-\lambda_2 b} \int_0^b \lambda_1 e^{-\lambda_1 a} da db \\ &= \int_0^\infty \lambda_2 e^{-\lambda_2 b} (1 - e^{-\lambda_1 b}) db \\ &= \int_0^\infty \lambda_2 e^{-\lambda_2 b} db - \int_0^\infty \lambda_2 e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)b} db \\ &= 1 - \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \end{aligned}$$

ج) احتمال خواسته شده همان $Pr(X_1 \leq \min(X_2, X_3))$ است. همینطور می‌دانیم $\min(X_2, X_3)$ از X_1 مستقل است و توزیع آن $Exp(\lambda_2 + \lambda_3)$ می‌باشد. پس:

$$Pr(X_1 = \min(X_1, X_2, X_3)) = Pr(X_1 \leq \min(X_2, X_3)) = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3}$$

پاسخ سوال چهارم

الف) تعداد افراد موافق را قرار دهید $X \sim \text{binomial}(25, 0.5)$. می‌دانیم:

$$E[X] = 12.5, \quad \text{Var}(X) = 25 \cdot \frac{1}{4} = \frac{25}{4}, \quad \sigma_X = \frac{5}{2}$$

پس از استاندارد کردن X و استفاده از قضیه‌ی حد مرکزی، داریم $Z = \frac{X-12.5}{2.5} \approx N(0, 1)$ ، بنابراین:

$$Pr(X \geq 14) = Pr\left(\frac{X - 12.5}{2.5} \geq \frac{14 - 12.5}{2.5}\right) = Pr(Z \geq 0.6) \approx \Phi(-0.6) = 0.274$$

ب)

$$Pr(p - 0.01 \leq \bar{X}_n \leq p + 0.01) = 0.9$$

$$Pr(\bar{X}_n < p - 0.01) = Pr(X_n < n(p - 0.01)) = 0.05$$

$$Pr\left(\frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} < \frac{-0.01n}{\sqrt{np(1-p)}}\right) = Pr\left(Z < \frac{-0.01n}{\sqrt{np(1-p)}}\right) = 0.05$$

$$\frac{-0.01n}{\sqrt{np(1-p)}} = \Phi^{-1}(0.05)$$

$$\sqrt{n} = \Phi^{-1}(0.05)\sqrt{p(1-p)} \implies n = 10^4 (\Phi^{-1}(0.05))^2 p(1-p) = 10^4 (\Phi^{-1}(0.05))^2 / 4$$

پاسخ سوال پنجم

برای سادگی فرض می‌کنیم $\mu = 0$ و $\sigma = 1$ داریم:

$$\text{cov}(Y, \max(X, Y)) = \mathbb{E}[Y \max(X, Y)] - \mathbb{E}[Y]\mathbb{E}[\max(X, Y)] = \mathbb{E}[Y \max(X, Y)]$$

$$\mathbb{E}[Y \max(X, Y)] = \begin{cases} \mathbb{E}[XY] & X > Y \\ \mathbb{E}[Y^2] & X < Y \end{cases}$$

در واقع دو مقدار بالا $\mathbb{E}[XY|X > Y]$ و $\mathbb{E}[Y^2|X < Y]$ می‌باشند. پس کافی است فضای کلی را به این دو فضا افراز کرده و برای هر فضا جداگانه حساب کنیم.

برای حالت اول داریم:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[XY] &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y xye^{\frac{-x^2}{2}} e^{\frac{-y^2}{2}} dx dy = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} ye^{\frac{-y^2}{2}} \left(\int_{-\infty}^y xe^{\frac{-x^2}{2}} dx \right) dy \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} ye^{\frac{-y^2}{2}} e^{\frac{-y^2}{2}} dy = \frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} 2ye^{-y^2} dy = \frac{1}{4\pi} e^{-y^2} \Big|_{y=-\infty}^{y=\infty} = 0\end{aligned}$$

برای حالت دوم داریم:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[Y^2] &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^y y^2 e^{\frac{-x^2}{2}} e^{\frac{-y^2}{2}} dx dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{\frac{-y^2}{2}} \left(\int_{-\infty}^y \frac{e^{\frac{-x^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dx \right) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} y^2 F_Y(y) \frac{e^{\frac{-y^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dy = \mathbb{E}[Y^2 F(Y)]\end{aligned}$$

در متغیر نرمال استاندارد توزیع متغیر تصادفی Y مشابه با توزیع $-Y$ است. پس داریم: $F(Y) = 1 - F(-Y)$. پس می‌توان نوشت:

$$\mathbb{E}[Y^2 F(Y)] = \mathbb{E}[(-Y)^2 F(-Y)] = \mathbb{E}[Y^2 (1 - F(Y))] = \mathbb{E}[Y^2] - \mathbb{E}[Y^2 F(Y)]$$

با توجه به همه نکات بالا می‌توان گفت:

$$\text{cov}(Y, \max(X, Y)) = \mathbb{E}[Y \max(X, Y)] = \mathbb{E}[Y^2 F(Y)] = \frac{\mathbb{E}[Y^2]}{2} = \frac{\text{Var}(Y)}{2} = \frac{1}{2}$$

بنابراین جواب نهایی برای واریانس σ^2 عبارت است از:

$$\text{cov}(Y, \max(X, Y)) = \sigma^2/2 \quad (۱)$$

برای محاسبه $\text{cov}(Y, \min(X, Y))$ داریم:

$$\begin{aligned}\text{cov}(Y, \max(X, Y)) + \text{cov}(Y, \min(X, Y)) &= \text{cov}(Y, X + Y) = \text{Var}(Y) \\ \implies \text{cov}(Y, \min(X, Y)) &= \text{Var}(Y) - \text{cov}(Y, \max(X, Y)) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}\end{aligned}$$

بنابراین جواب نهایی برای واریانس σ^2 عبارت است از:

$$\text{cov}(Y, \min(X, Y)) = \sigma^2/2 \quad (۲)$$

پاسخ سوال ششم

فرض کنیم P_n احتمال خرابی پل در صورتی که n ماشین روی آن باشند، باشد. اگر X_i متغیر تصادفی وزن ماشین i باشد، و W متغیر تصادفی وزنی باشد که پل می‌تواند تحمل کند، آنگاه:

$$P_n = P\{X_1 + \dots + X_n \geq W\} = P\{X_1 + \dots + X_n - W \geq 0\}$$

با توجه به قضیه حد مرکزی، $\sum_{i=1}^n X_i$ یک توزیع نرمال با میانگین $3n$ و واریانس $9n$ است. چون W مستقل از X_i ها و نرمال است، توزیع $\sum_{i=1}^n X_i - W$ نیز نرمال است و میانگین و واریانس آن به شکل زیر به دست می‌آید:

$$\mathbb{E}[\sum_{i=1}^n X_i - W] = 3n - 400$$

$$Var(\sum_{i=1}^n X_i - W) = Var(\sum_{i=1}^n X_i) + Var(W) = 9n + 1600$$

بنابراین قرار می‌دهیم:

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - W - (3n - 400)}{\sqrt{9n + 1600}} \implies P_n = P\{Z \geq \frac{-(3n - 400)}{\sqrt{9n + 1600}}\}$$

که Z یک متغیر تصادفی نرمال استاندارد است.

$$P\{Z \geq 1.28\} \approx 0.1 \implies \frac{400 - 3n}{\sqrt{9n + 1600}} \leq 1.28 \implies n \geq 112$$

موفق باشید.