



## دانشگاه تهران، دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر آمار و احتمال مهندسی

تمرین پنجم - توابعی از متغیرهای تصادفی، امید ریاضی شرطی

طراح: امیرمهدی انصاری پور

سوپروایزر: سروش مس فروش مشهد

تاریخ تحویل: ۵ دی ۱۴۰۲

۱۵ نمره

### ۱. چگالی احتمال مشترک

تابع چگالی احتمال مشترک متغیرهای تصادفی  $X$  و  $Y$  بصورت زیر است:

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}}$$

همچنین برای متغیرهای تصادفی  $Z$  و  $W$  داریم  $(W > 0)$ :

$$\begin{cases} Z = \sqrt{X^2 + Y^2} \\ W = XY \end{cases}$$

تابع چگالی احتمال مشترک  $Z$  و  $W$  را بیابید:  $(f_{ZW}(z,w))$

(نوشتن فرم بسته رابطه آخر اجباری نیست و در صورت درست بودن راه حل نمره کامل داده می شود)

**پاسخ:**

می دانیم:

$$f_{ZW}(z,w) = \sum_i \frac{f_{XY}(x_i, y_i)}{|J(x_i, y_i)|}$$

که در آن  $(x_i, y_i)$  جواب های دستگاه معادلات  $\begin{cases} Z = g(X, Y) \\ W = h(X, Y) \end{cases}$  است.

$$Z^2 = X^2 + Y^2 \text{ \& } W^2 = X^2 Y^2$$

$$\rightarrow Z^2 = \frac{W^2}{Y^2} + Y^2 \rightarrow Y^4 - Y^2 Z^2 + W^2 = 0$$

$$Y^2 = \frac{Z^2 \pm \sqrt{Z^4 - 4W^2}}{2}$$

$$y_{1,2} = \pm \sqrt{\frac{z^2 + \sqrt{z^4 - 4w^2}}{2}}$$

$$y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}} = \pm \sqrt{\frac{z^{\mathfrak{z}} - \sqrt{z^{\mathfrak{z}} - \mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}}}{\mathfrak{z}}}$$

$$X^{\mathfrak{z}} = \frac{W^{\mathfrak{z}}}{Y^{\mathfrak{z}}}$$

$$\rightarrow x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}} = \pm \frac{|w|}{|y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}|} = \pm \frac{w}{\sqrt{\frac{z^{\mathfrak{z}} + \sqrt{z^{\mathfrak{z}} - \mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}}}{\mathfrak{z}}}}$$

$$\rightarrow x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}} = \pm \frac{|w|}{|y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}|} = \pm \frac{w}{\sqrt{\frac{z^{\mathfrak{z}} - \sqrt{z^{\mathfrak{z}} - \mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}}}{\mathfrak{z}}}}$$

برای  $J(x, y)$  هم داریم:

$$J(x, y) = \det \begin{bmatrix} \frac{\partial Z}{\partial x} & \frac{\partial Z}{\partial W} \\ \frac{\partial y}{\partial x} & \frac{\partial y}{\partial W} \end{bmatrix} = \det \begin{bmatrix} \frac{x}{\sqrt{x^{\mathfrak{z}} + y^{\mathfrak{z}}}} & \frac{y}{\sqrt{x^{\mathfrak{z}} + y^{\mathfrak{z}}}} \\ y & x \end{bmatrix} = \frac{x^{\mathfrak{z}} - y^{\mathfrak{z}}}{\sqrt{x^{\mathfrak{z}} + y^{\mathfrak{z}}}}$$

با جایگذاری داریم:

$$f_{ZW}(z, w) = \left( \frac{f_{XY}(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})}{|J(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})|} + \frac{f_{XY}(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})}{|J(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})|} + \frac{f_{XY}(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})}{|J(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})|} + \frac{f_{XY}(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})}{|J(x_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}}, y_{\mathfrak{z}, \mathfrak{z}})|} \right) u(z)$$

دقت شود  $Z$  بزرگتر از صفر است. (دلیل  $u(z)$ )

$$= \left( \frac{\frac{1}{\sigma^{\mathfrak{z}}} e^{-\frac{z^{\mathfrak{z}}}{\mathfrak{z}\sigma^{\mathfrak{z}}}}}{\frac{\mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}}{z(z^{\mathfrak{z}} + \sqrt{z^{\mathfrak{z}} - \mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}})} - z} + \frac{\frac{1}{\sigma^{\mathfrak{z}}} e^{-\frac{z^{\mathfrak{z}}}{\mathfrak{z}\sigma^{\mathfrak{z}}}}}{\frac{\mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}}{z(z^{\mathfrak{z}} - \sqrt{z^{\mathfrak{z}} - \mathfrak{z}w^{\mathfrak{z}}})} - z} \right) u(z)$$

(نوشتن فرم بسته آخر اجباری نیست و در صورت درست بودن راه حل نمره کامل داده می شود)

۲۵ نمره

## ۲. واریانس شرطی و کوواریانس متغیر تصادفی توام

تابع چگالی احتمال متغیرهای تصادفی  $X$  و  $Y$  به صورت زیر است. مطلوب است محاسبه:

$$f(x, y) = \begin{cases} \wedge xy & 0 \leq x \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{o.w.} \end{cases}$$

الف)  $Var(Y|X = \frac{1}{3})$  (۱۰ نمره)

ب)  $Cov(0.5X, X + Y - 2)$  (۱۵ نمره)

پاسخ:

الف)

ابتدا  $f_X(x)$  و  $f_{Y|X}(y|x)$  را می یابیم:

$$f_X(x) = \int_x^1 \lambda xy \, dy = \frac{\lambda x(1-x^2)}{2} \quad (0 < x < 1)$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{xy}{\frac{\lambda}{2}x(1-x^2)} = \frac{y}{\frac{\lambda}{2}(1-x^2)} \quad (0 \leq x \leq y \leq 1)$$

حال می توانیم  $E(Y|X = \frac{1}{3})$  و  $E(Y^2|X = \frac{1}{3})$  را بیابیم:

$$E(Y|X = \frac{1}{3}) = \int_{\frac{1}{3}}^1 y \cdot f(Y|X = \frac{1}{3}) \, dy = \int_{\frac{1}{3}}^1 y \cdot \frac{y}{\frac{\lambda}{2}(1-(\frac{1}{3})^2)} \, dy = \frac{9}{32} \int_{\frac{1}{3}}^1 y^2 \, dy = \frac{13}{144}$$

$$E(Y^2|X = \frac{1}{3}) = \int_{\frac{1}{3}}^1 y^2 \cdot f(Y|X = \frac{1}{3}) \, dy = \frac{9}{32} \int_{\frac{1}{3}}^1 y^3 \, dy = \frac{5}{72}$$

میدانیم برای هر متغیر تصادفی مانند  $A$ :  $Var(A) = E(A^2) - E(A)^2$

$$\rightarrow Var(Y|X = \frac{1}{3}) = E(Y^2|X = \frac{1}{3}) - [E(Y|X = \frac{1}{3})]^2 = \frac{5}{72} - (\frac{13}{144})^2 \sim 0.06$$

(ب)

با توجه به خواص  $Cov$ :

$$Cov(X, X) = Var(X)$$

$$Cov(aX, Y) = aCov(X, Y)$$

$$Cov(X, a) = 0 \quad (a \text{ is a constant})$$

$$\rightarrow Cov(0.5X, X + Y - 2) =$$

$$0.5(Cov(X, X) + Cov(X, Y) - Cov(X, 2)) =$$

$$0.5Var(X) + 0.5Cov(X, Y)$$

برای محاسبه  $Var(X)$  داریم:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{x=0}^1 \int_{y=x}^1 x \cdot f(x, y) \, dy \, dx = \int_{x=0}^1 \int_{y=x}^1 \lambda x^2 y \, dy \, dx = \int_{x=0}^1 (\lambda x^2 y^2 \Big|_{y=x}^1) \, dx \\ &= \lambda \int_0^1 (x^2 - x^3) \, dx = \frac{\lambda}{15} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{x=0}^1 \int_{y=x}^1 x^2 \cdot f(x, y) \, dy \, dx = \int_{x=0}^1 \int_{y=x}^1 \lambda x^3 y \, dy \, dx = \int_{x=0}^1 (\lambda x^3 y^2 \Big|_{y=x}^1) \, dx \\ &= \lambda \int_0^1 (x^3 - x^5) \, dx = \frac{\lambda}{3} \end{aligned}$$

$$\rightarrow Var(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{11}{225}$$

برای محاسبه  $Var(Y)$  داریم:

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_{y=0}^1 \int_{x=0}^y y \cdot f(x, y) dx dy = \int_{y=0}^1 \int_{x=0}^y \frac{1}{5} xy^2 dx dy = \int_{x=0}^1 \left( \frac{1}{5} x^2 y^2 \Big|_{x=0}^y \right) dy = \\ &= \int_0^1 \frac{1}{5} y^4 dy = \frac{2}{25} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Y^2) &= \int_{y=0}^1 \int_{x=0}^y y^2 \cdot f(x, y) dx dy = \int_{y=0}^1 \int_{x=0}^y \frac{1}{5} xy^3 dx dy = \int_{x=0}^1 \left( \frac{1}{5} x^2 y^3 \Big|_{x=0}^y \right) dy = \\ &= \int_0^1 \frac{1}{5} y^5 dy = \frac{2}{35} \end{aligned}$$

$$\rightarrow Var(Y) = E(Y^2) - (E(Y))^2 = \frac{2}{35}$$

برای محاسبه  $Cov(X, Y)$  داریم:

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{x=0}^1 \int_{y=x}^1 xy \cdot f(x, y) dy dx = \int_{x=0}^1 \int_{y=x}^1 \frac{1}{5} x^2 y^2 dy dx = \int_{x=0}^1 \left( \frac{1}{15} x^2 y^3 \Big|_{y=x}^1 \right) dx \\ &= \frac{1}{3} \int_0^1 x^2 (1 - x^3) dx = \frac{4}{9} \end{aligned}$$

$$\rightarrow Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{4}{9} - \frac{1}{15} \frac{2}{5} = \frac{4}{225}$$

نهایتاً داریم:

$$Cov\left(\frac{1}{5}X, X + Y - \frac{2}{5}\right) = \frac{1}{5}Var(X) + \frac{1}{5}Cov(X, Y) = \frac{15}{450}$$

۲۰ نمره

۳. توزیع انباشته

متغیرهای تصادفی مستقل از هم  $X$  و  $Y$  با توزیع نمایی (بترتیب با پارامترهای  $\lambda$  و  $\mu$ ) را در نظر بگیرید:

$$X \sim \lambda e^{-\lambda x} u(x)$$

$$Y \sim \mu e^{-\mu y} u(y)$$

الف) تابع توزیع انباشته  $S = X + Y$  (CDF or  $F_S(s)$ ) را بیابید. (۱۰ نمره)

ب) تابع توزیع انباشته  $R = \frac{X}{X+Y}$  (CDF or  $F_R(r)$ ) را بیابید. (۱۰ نمره)

پاسخ:

پاسخ الف)

$$F_S(s) = P(S \leq s) = P(X + Y \leq s) = \int \int_{x+y \leq s} f_X(x) f_Y(y) dx dy \stackrel{X \perp Y}{=}$$

$$\int_{x \leq s-y} f_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} F_X(s-y) f_Y(y) dy$$

$$f_Y(y) = \mu e^{-\mu y} u(y) \text{ \&\& } F_X(x) = (1 - e^{-\lambda x}) u(x) \longrightarrow$$

بدیهی است که:  $y \geq 0 \text{ \&\& } s-y \geq 0 \longrightarrow s \geq y$

$$F_S(s) = \int_{-\infty}^s (1 - e^{-\lambda(s-y)}) \mu e^{-\mu y} dy = 1 - e^{-\mu s} - \left( \frac{e^{-\mu s} - e^{-\lambda s}}{\lambda - \mu} \right)$$

پاسخ ب)

$$F_R(r) = F_{\frac{X}{X+Y}}(r) = P\left(\frac{X}{X+Y} \leq r\right) = \int \int_{\frac{x}{x+y} \leq r} f_X(x) f_Y(y) dx dy \stackrel{X \perp Y}{=}$$

$$\int_{x \leq \frac{r}{1-r} y} f_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} F_X\left(\frac{r}{1-r} y\right) f_Y(y) dy =$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} (1 - e^{-\lambda(\frac{r}{1-r} y)}) \mu e^{-\mu y} dy = 1 - \left( \frac{\mu(1-r)}{r\lambda + (1-r)\mu} \right) (e^{-s(\frac{r\lambda}{1-r} + \mu)} - 1)$$

۲۰ نمره

۴. قانون احتمال کل

متغیر تصادفی  $N$  بیانگر تعداد کل مشتری هایی است که در یک روز وارد مغازه میشوند. این متغیر دارای توزیع پواسون با پارامتر  $\lambda$  است. هر مشتری با احتمال  $p$  از این مغازه کالا می خرد (و بدیهی است که با احتمال  $1-p$  نمی خرد). متغیر تصادفی  $X$  را تعداد مشتری هایی در نظر میگیریم که در یک روز کالا خریده اند و  $Y$  را تعداد مشتری هایی در نظر میگیریم که در همان روز کالایی نخریده اند. با نوشتن توزیع احتمال مشترک  $X$  و  $Y$  ( $P_{XY}$ ) نشان دهید که:

الف)  $X$  و  $Y$  از هم مستقلند. (۱۰ نمره)

ب)  $P_X(x)$ ,  $P_Y(y)$  را بیابید. (۱۰ نمره)

راهنمایی: از قضیه احتمال کل کمک بگیرید)

پاسخ:

پاسخ الف)

فرض کنید تعداد مشتریانی که کالا خریده اند  $i$  و آنهایی که نخریده اند  $j$  باشد. داریم:

$$P_{XY}(X=i, Y=j|N=i+j) = \text{Bionomial}(i+j, p)$$

$$P_N(N=n) = \text{Poisson}(\lambda)$$

حال طبق قانون احتمال کل داریم:

$$P_{XY}(X=i, Y=j) = P_{XY}(X=i, Y=j|N=i+j).P_N(N=i+j) =$$

$$\frac{(i+j)!}{i!j!} p^i (1-p)^j \frac{e^{-\lambda} \lambda^{i+j}}{(i+j)!} = (e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^i}{i!}) \times (e^{-\lambda(1-p)} \frac{(\lambda(1-p))^j}{j!})$$

$$= P_X(X=i).P_Y(Y=j)$$

از آنجا که این معادله برای تمامی مقادیر  $j$  و  $i$  بزرگتر از صفر برقرار است میتوان بطور کلی گفت:

$$P_{XY}(x, y) = P_X(x)P_Y(y)$$

در نتیجه  $X$  و  $Y$  مستقلند.

پاسخ ب)

همانطور که در بخش قبل بدست آوردیم:

$$P_X(x) = e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^x}{x!} \quad P_Y(y) = e^{-\lambda(1-p)} \frac{(\lambda(1-p))^y}{y!}$$

بعبارت دیگر:  $X \sim \text{Poisson}(\lambda, p)$   $Y \sim \text{Poisson}(\lambda, 1-p)$

۲۰ نمره

۵. مستقل و یکنواخت!

دو متغیر تصادفی مستقل  $U_1$  و  $U_2$  را در نظر بگیرید که هر دو توزیع یکنواخت پیوسته  $Uniform(0, 2)$  دارند.

الف)  $P(U_1 | U_1 > U_2)$  و  $P(U_2 | U_1 > U_2)$  را بیابید. (۱۰ نمره)

ب)  $E(U_1 | U_1 > U_2)$  و  $E(U_2 | U_1 > U_2)$  را بیابید. (۱۰ نمره)

پاسخ:

پاسخ الف) از آنجا که دو متغیر مستقلند: ( $x$  مقدار دلخواهی است)

$$f_{U_1, U_2}(u_1, u_2) = f(u_1).f(u_2) = \frac{1}{4}$$

$$P(U_1 \leq x | U_1 > U_2) = \frac{P(U_1 \leq x, U_1 > U_2)}{P(U_1 > U_2)} = \frac{\int_0^x \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} \frac{1}{4} du_2 du_1}{\frac{1}{4}} = \frac{x^2}{4}$$

$$P(U_2 \leq x | U_1 > U_2) = \frac{P(U_2 \leq x, U_1 > U_2)}{P(U_1 > U_2)} = \frac{\int_0^x \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} \frac{1}{4} du_1 du_2}{\frac{1}{4}} = x - \frac{x^2}{4}$$

(دقت شود از آنجا که متغیرها پیوسته هستند نمیتوان از تساوی استفاده کرد. بعبارت دیگر  $P(U_1 = x) = 0$ )

پاسخ ب)

$$E(U_1 | U_1 > U_2) = \int_0^2 u_1 f(u_1 | u_1 > u_2) du_1$$

برای یافتن  $f(u_1 | u_1 > u_2)$  داریم:

$$f(u_1|u_1 > u_2) = \frac{d}{dx} P(U_1 \leq x | U_1 > U_2) = \frac{x}{2}$$

$$\rightarrow E(U_1 | U_1 > U_2) = \int_0^2 u_1 \frac{u_1}{2} du_1 = \frac{4}{3}$$

$$E(U_2 | U_1 > U_2) = \int_0^2 u_2 (1 - \frac{u_2}{2}) du_2 = \frac{2}{3}$$

۱۰ نمره

۶. رگرسیون خطی (امتیازی)

دو متغیر تصادفی  $X$  و  $Y$  را در مسئله رگرسیون خطی زیر در نظر بگیرید:

$$Y = aX + b$$

الف) با استفاده از روش MSE مقدار بهینه پارامترهای  $a$  و  $b$  را بیابید. پارامتر  $a$  چه رابطه‌ای با ضریب همبستگی  $X$  و  $Y$  دارد؟ (۵ نمره)

ب) طبق رابطه بدست آمده در بخش الف مقدار  $a$  و  $b$  را با توجه نمونه‌های داده شده بیابید. (۵ نمره)

۲۱	۱۰	۱۹	۵	میزان مطالعه ( $X$ )
۸۰	۴۰	۵۵	۳۰	نمره ( $Y$ )

پاسخ:

پاسخ الف) طبق روش squared mean داریم:

$$\begin{aligned} a^*, b^* &= \min E[(Y - (aX + b))^2] \\ \frac{dE[(Y - (aX + b))^2]}{da} &= E[2(Y - aX - b)(-X)] = 0 \\ \rightarrow aE[X^2] + bE[X] &= E[XY] \quad (1) \end{aligned}$$

معادله دوم را با مشتق گرفتن نسبت به  $b$  بدست می‌آوریم:

$$\begin{aligned} \frac{dE[(Y - (aX + b))^2]}{db} &= E[2(Y - aX - b)(-1)] = 0 \\ \rightarrow b &= E[Y] - aE[X] \quad (2) \end{aligned}$$

با استفاده از این دو معادله داریم:

$$aE[X^2] + (E[Y] - aE[X])E[X] = E[XY] \rightarrow a(E[X^2] - E^2[X]) = E[XY] - E[X]E[Y]$$

با توجه به تعریف  $Var(X)$  و  $Cov(X, Y)$ :

$$a = \frac{Cov(X, Y)}{Var(X)} \times \frac{Var(Y)}{Var(Y)} = \frac{\rho(X, Y)\sigma_y}{\sigma_x}$$

پاسخ ب)

$$E[X] = \frac{(21 + 10 + 19 + 5)}{4} = 13.75 \quad \&\& \quad E[X^2] = 231.75 \longrightarrow$$

$$Var[X] = 42.68 \quad \&\& \quad \sigma_x = 6.53$$

$$E[Y] = \frac{(80 + 40 + 55 + 30)}{4} = 51.25 \quad \&\& \quad E[Y^2] = 2981.25 \longrightarrow$$

$$Var[Y] = 354.68 \quad \&\& \quad \sigma_y = 18.83$$

$$E[XY] = \frac{3275}{4} = 818.75 \longrightarrow Cov(X, Y) = 114.0625$$

$$\longrightarrow a = 2.67 \quad \&\& \quad b = 14.53$$