



توزیع توام، توزیع شرطی و حاشیه‌ای، نامساوی های احتمالاتی

مسئله‌ی ۱. دست گرمی

سه متغیر تصادفی Y_1, Y_2 و Y_3 از توزیع یکنواخت بین ۰ و ۱ پیروی می‌کنند. اگر این سه متغیر هر کدام طول یک چوب را نشان دهند، احتمال ساخت مثلث با این سه قطعه چوب را بیابید.

حل. متغیر M ، ماکزیمم سه متغیر فوق؛ و Y_1 و Y_2 دو متغیر دیگر هستند. برای تشکیل مثلث کافیهست $M \leq Y_1 + Y_2$ باشد. بنابراین،

$$P(M \leq Y_1 + Y_2) = \int_0^1 \int_0^m f_M(m) f_{Y_1|M}(y_1|m) P(Y_2 < m - y_1 | m, y_1) dy_1 dm \\ \rightarrow P(M \leq Y_1 + Y_2) = \int_0^1 \int_0^m m^3 \frac{1}{m} (m - y_1) dy_1 dm$$

▷

مسئله‌ی ۲. دست گرمی ۲

سه متغیر تصادفی U_1, U_2 و U_3 از توزیع یکنواخت بین ۰ و ۱ پیروی می‌کنند. متغیرهای L و M به ترتیب مقادیر مینیمم و ماکزیمم این سه متغیر هستند.

الف

تابع توزیع تجمعی و چگالی احتمال L را بیابید.

ب

تابع توزیع تجمعی توام و چگالی احتمال توام L و M را بیابید.

حل.

الف

$$F_L(L < l) = 1 - F_L(L \geq l) = 1 - (1 - l)^3$$

در نتیجه، داریم:

$$f_L(l) = 3(1 - l)^2$$

ب

پیشامد $L \geq l, M \leq m$ معادل با این است که هر سه متغیر در بازه l تا m قرار گیرند. همچنین میدانیم:

$$P(M < m) = P(M < m, L < l) + P(M < m, L \geq l)$$

حال با توجه به اینکه $P(M < m) = m^3$ است، توزیع CDF دو متغیر مذکور به شکل زیر است.

$$F_{M,L}(m, l) = m^3 - (m - l)^3$$

در نتیجه:

$$f_{M,L}(m, l) = 6(m - l)$$

▷

مسئله ۳. متغیر تصادفی های مستقل

الف

فرض کنید در حال تست کردن ۳ لامپ از شرکت های مختلف هستیم. تاریخ انقضای هر کدام از لامپ های P_1 ، P_2 و P_3 متغیر تصادفی های نمایی با امید ریاضی به ترتیب $\frac{1}{4}$ ، $\frac{1}{3}$ ، $\frac{1}{2}$ می باشد (بر حسب سال). با فرض اینکه تاریخ انقضای لامپ ها مستقل از هم باشند، اگر T متغیر تصادفی مدت زمانی باشد که هر ۳ لامپ روشن هستند تابع چگالی احتمال آن را بیابید.

ب

متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی احتمال $f_X(x)$ می باشد. c را به گونه ای بیابید که $E_X[|X - c|]$ کمینه شود.

حل.

الف

راه حل بخش اول
از آنجا که متغیر تصادفی های P_1 ، P_2 و P_3 مستقل و همگی دارای توزیع نمایی هستند بنابراین خواهیم داشت:

$$P_1 = \exp(-2), P_2 = \exp(-4), P_3 = \exp(-8)$$

متغیر تصادفی T مدت زمانی است که هر ۳ لامپ روشن هستند بنابراین میتوان T را بر اساس P_1 ، P_2 و P_3 نوشت.

$$T = \min(P_1, P_2, P_3)$$

حال برای محاسبه تابع توزیع چگالی از تابع توزیع تجمعی کمک میگیریم که با تعاریف بالا خواهیم داشت:

$$P(T \geq t) = P(P_1 \geq t, P_2 \geq t, P_3 \geq t)$$

$$P(T \geq t) = P(P_1 \geq t)P(P_2 \geq t)P(P_3 \geq t)$$

به صورت کلی برای توزیع توانی داریم:

$$P(X \geq x) = 1 - P(X \leq x) = 1 - F_X(x) = 1 - \int_0^x \lambda e^{-\lambda x} dx = e^{-\lambda x}$$

در نتیجه $P(T \geq t) = e^{-2t}e^{-4t}e^{-8t} = e^{-14t}$ و $F_T(t) = 1 - e^{-14t}$ و تابع توزیع چگالی یعنی همان $f_T(t)$ برابر می شود با:

$$f_T(t) = \frac{\partial F}{\partial t} = 14e^{-14t}.$$

ب

راه حل بخش دوم

$$E[|X - c|] = \int_{-\infty}^{\infty} |X - c| f_X(x) dx = \int_c^{\infty} (X - c) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^c (c - X) f_X(x) dx = g(c)$$

$$\frac{\partial g}{\partial c} = 0 \implies \int_c^{\infty} (1) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^c (1) f(X) dx = 0 \implies \int_c^{\infty} f_X(x) dx = \int_{-\infty}^c f_X(x) dx$$

$$\implies c = \text{median}(f(X))$$

▷

مسئله ۴. توزیع توام

الف

متغیر تصادفی X را در نظر بگیرید به طوریکه $f_X(x) = kx^2$ و $0 \leq x \leq 3$ و همچنین متغیر تصادفی Y به این صورت تعریف شده است $Y = X^3$. حال مقادیر k ، $var(Y)$ را بیابید

ب

اگر برای متغیر تصادفی های مستقل X و Y داشته باشیم: $f_X(x) = Exp(x, 1)$ و $f_Y(y) = Exp(y, 1)$ تابع چگالی احتمال $\frac{U}{V}$ را محاسبه کنید به طوریکه $U = \min(X, Y)$ و $V = \max(X, Y)$ راهنمایی: $\int_x e^{-ax} dx = -\frac{(ax + 1)e^{-ax}}{a^2}$

حل.

الف

راه حل بخش اول
برای اینکه kx^2 تابع چگالی احتمال باشد باید داشته باشیم:

$$\int_0^3 f_X(x) dx = 1 \implies \int_0^3 kx^2 dx = 1 \implies 9k = 1 \implies k = \frac{1}{9}$$

$$E[Y] = E[X^3] = \int_0^3 x^3 f_X(x) dx = \frac{1}{9} \int_0^3 x^5 dx = \frac{27}{2}$$

$$E[Y^2] = E[X^6] = \int_0^3 x^6 f_X(x) dx = \frac{1}{9} \int_0^3 x^8 dx = \frac{35}{4}$$

$$var(Y) = E[Y^2] - E[Y]^2 = \frac{243}{4}$$

ب

راه حل بخش دوم
 $Z = \frac{U}{V}$, $0 \leq z \leq 1$ قرار میدهیم. حال ابتدا تابع توزیع تجمعی $F_Z(z)$ را حساب میکنیم.

$$F_Z(z) = P\left(\frac{U}{V} \leq z\right) \cap P((X \leq Y) \cup (X > Y))$$

در تساوی بالا پرانتزی که با تعریف توزیع تجمعی اشتراک گرفته شده است شرط داشتن مینیمم برای توزیع های X و Y است. حال با استفاده از خاصیت پخشی داریم:

$$F_Z(z) = (P\left(\frac{U}{V} \leq z\right) \cap (X \leq Y)) \cup (P\left(\frac{U}{V} \leq z\right) \cap (X > Y))$$

سمت راست تساوی بالا را دقت کنید که در آن دو عبارت با هم اجتماع شده اند ، اگر به هر کدام از این دو عبارت دقت کنیم درمیابیم که اگر شرط های $X \leq Y$ و $X > Y$ بخواهند برقرار باشند ، میتوان U و V را با X و Y جاگذاری کرد . بنابراین خواهیم داشت:

$$F_Z(z) = P\left(\frac{X}{Y} \leq z, X \leq Y\right) + P\left(\frac{Y}{X} \leq z, X > Y\right)$$

$$F_Z(z) = P(X \leq Yz, X \leq Y) + P(Y \leq Xz, X > Y)$$

$$F_Z(z) = \int_0^\infty \int_0^{yz} f_{XY}(x, y) dx dy + \int_0^\infty \int_0^{xz} f_{XY}(x, y) dy dx$$

در این جا از دو طرف نسبت به z مشتق میگیریم و داریم:

$$f_Z(z) = \int_0^\infty y f_{XY}(x, y) dy + \int_0^\infty x f_{XY}(x, y) dx$$

با توجه به استقلال دو متغیر X و Y و توزیع آنها و محاسبه انتگرال فوق خواهیم داشت:

$$\Rightarrow f_Z(z) = \int_0^\infty y e^{-(yz+y)} dy + \int_0^\infty x e^{-(xz+x)} dx$$

با توجه به راهنمایی موجود در سوال داریم:

$$\int_x^\infty e^{-ax} dx = -\frac{(ax + 1)e^{-ax}}{a^2}$$

$$\Rightarrow f_Z z = 2 \frac{1}{(z + 1)^2}$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{2}{(1+z)^2} & 0 \leq z \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

▷

مسئله ۵. شمارش تخم مرغی

متغیر تصادفی N تعداد تخم مرغ های یک مزرعه است که از توزیع پواسون با متغیر λ پیروی می کند. هر تخم مرغ با احتمال p به جوجه تبدیل می شود و شکستن تخم مرغ ها از هم مستقل است. متغیر تصادفی X تعداد تخم مرغ هایی هستند که به جوجه تبدیل می شوند و متغیر تصادفی Y تعداد آنهایی است که تبدیل نمی شوند. توزیع توام را برای دو متغیر تصادفی X و Y بدست آورید.

حل. توضیح کلی راه حل
ابتدا بدیهیاتی که از سوال قابل استنتاج است را می نویسیم:

$$X + Y = N, N \sim \text{Poisson}(\lambda), X|N = \text{Bin}(N, p)$$

حال با استفاده از تعریف سوال را حل می‌کنیم:

$$\begin{aligned}
 P(X = i, Y = j) &= \sum_{n=0}^{\infty} P(X = i, Y = j | N = n) P(N = n) \\
 &= P(X = i, Y = j | N = i + j) P(N = i + j) \\
 &= P(X = i | N = i + j) P(N = i + j) \\
 &= \frac{(i + j)!}{i! j!} p^i (1 - p)^j e^{-\lambda} \frac{\lambda^{i+j}}{(i + j)!} \\
 &= e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^i}{i!} e^{-\lambda(1-p)} \frac{(\lambda(1-p))^j}{j!}
 \end{aligned}$$

▷

مسئله ۶. جمع متغیرهای تصادفی

فرض کنید x یک متغیر تصادفی uniform باشد به طوری که

$$f_X(x) = \begin{cases} 1 & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

و y یک متغیر تصادفی exponential و مستقل از x باشد که

$$f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y} & y \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

همچنین فرض کنید

$$Z = X + Y$$

الف

تابع توزیع Z را محاسبه کنید.

ب

تابع توزیع تجمعی Z را محاسبه کنید.

حل. ابتدا تابع توزیع احتمال Z را محاسبه می‌کنیم. می‌دانیم تابع توزیع Z برابر است با convo- lution تابعهای توزیع X و Y از طرفی با استفاده از شهود نموداری convolution می‌توانیم تشخیص دهیم که تابع توزیع Z برای $z < 0$ برابر صفر است. حالا برای محاسبه تابع توزیع برای مقادیر بزرگتر از صفر داریم:

$$\begin{aligned}
 f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-y)f_Y(y) dy \\
 &= \int_{\cdot}^{\infty} f_X(z-y)e^{-y} dy
 \end{aligned}$$

از طرفی می‌دانیم زمانی $f_X(z-y)$ برابر ۱ است که

$$\begin{aligned}
 \cdot \leq z-y \leq 1 &\equiv -1 \leq y-z \leq \cdot \\
 &\equiv z-1 \leq y \leq z
 \end{aligned}$$

بنابراین داریم:

$$\begin{aligned}
 f_Z(z) &= \int_{\max(z-1, \cdot)}^z e^{-y} dy \\
 &= -e^{-y} \Big|_{\max(\cdot, z-1)}^z \\
 &= -e^{-z} + e^{-\max(\cdot, z-1)} \\
 &= \begin{cases} e^{1-z} - e^{-z} & z \geq 1 \\ 1 - e^{-z} & z < 1 \end{cases}
 \end{aligned}$$

الف

طبق آنچه گفته شد پاسخ این قسمت برابر است با:

$$f_Z(z) = \begin{cases} e^{1-z} - e^{-z} & z \geq 1 \\ 1 - e^{-z} & z < 1 \end{cases}$$

ب

برای محاسبه تابع توزیع تجمعی ۳ حالت داریم. در حالت $z < \cdot$ تابع توزیع تجمعی برابر صفر است. در حالت $\cdot \leq z < 1$:

$$\begin{aligned}
 F_Z(z) &= \int_{\cdot}^z 1 - e^{-w} dw \\
 &= z + e^{-w} \Big|_{\cdot}^z \\
 &= z + e^{-z} - 1
 \end{aligned}$$

در حالت $1 \leq z$ داریم:

$$\begin{aligned}
 F_Z(z) &= \int_1^z e^{1-w} - e^{-w} dw \\
 &= -e^{1-w} \Big|_1^z + e^{-w} \Big|_1^z
 \end{aligned}$$

▷

مسئله ۷. جمع متغیرهای تصادفی گسسته

فرض کنید X یک متغیر تصادفی گسسته و $R_x = \{0, 1, 2\}$. تابع توزیع X را اینگونه تعریف می‌کنیم:

$$P_X(x) = \begin{cases} 1/3 & x \in R_X \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

همچنین فرض کنید Y متغیر تصادفی گسسته‌ای باشد که مستقل از X است و $R_Y = \{1, 2\}$ تابع توزیع Y را اینگونه تعریف می‌کنیم:

$$P_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{3}y & y \in R_Y \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

تابع توزیع $Z = X + Y$ را بیابید.

حل. به طور کلی می‌توانیم تشخیص دهیم که تابع توزیع Z تنها برای مقادیر

$$R_Z = \{1, 2, 3, 4\}$$

ناصفر است. حالا تابع توزیع Z را در هر یک از این مقادیر محاسبه می‌کنیم. برای $z = 1$ داریم:

$$\begin{aligned} P_Z(1) &= \sum_{y \in R_Y} P_X(1 - y)P_Y(y) \\ &= P_X(1 - 1)P_Y(1) + P_X(1 - 2)P_Y(2) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + 0 \times \frac{2}{3} \\ &= \frac{1}{9} \end{aligned}$$

برای $z = 2$ داریم:

$$\begin{aligned} P_Z(2) &= \sum_{y \in R_Y} P_X(2 - y)P_Y(y) \\ &= P_X(2 - 1)P_Y(1) + P_X(2 - 2)P_Y(2) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} \\ &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

در حالت $z = 3$ داریم:

$$\begin{aligned} P_Z(3) &= \sum_{y \in R_Y} P_X(3 - y)P_Y(y) \\ &= P_X(3 - 1)P_Y(1) + P_X(3 - 2)P_Y(2) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} \\ &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

و در حالت $z = 4$ داریم:

$$\begin{aligned} P_Z(4) &= \sum_{y \in R_Y} P_X(4 - y)P_Y(y) \\ &= P_X(4 - 1)P_Y(1) + P_X(4 - 2)P_Y(2) \\ &= 0 \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} \\ &= \frac{2}{9} \end{aligned}$$

بنابراین، تابع توزیع متغیر تصادفی Z عبارتست از:

$$P_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{9} & z = 1 \\ \frac{1}{3} & z = 2 \\ \frac{1}{3} & z = 3 \\ \frac{2}{9} & z = 4 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

▷

مسئله ۸. تابع توزیع متغیرهای تصادفی مستقل

ثابت کنید متغیرهای X_1, \dots, X_n مستقلند اگر و تنها اگر تابع توزیع توام آنها به شکل زیر قابل بیان باشد.

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n g_i(x_i)$$

g_i تابعی مثبت است.

حل. با استفاده از استقرا قابل است که:

$$\int_{-\infty}^{\infty} g_i(x_i) dx_i = 1$$

. برای اثبات حکم روی n استقرا میزنیم.

پایه استقرا: برای $n = 2$ میدانیم، اگر x_1 و x_2 مستقل باشند، آنگاه؛

$$f(x_1, x_2) = f_1(x_1)f_2(x_2)$$

است. در نتیجه توزیع توام این دو متغیر به شکل $g_1(x_1)g_2(x_2)$ قابل بیان است. همچنین اگر $f(x_1, x_2) = g_1(x_1)g_2(x_2)$ داریم:

$$\begin{aligned} f_2(x_2) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_1 = \int_{-\infty}^{\infty} g_2(x_2)g_1(x_1) dx_1 = g_2(x_2) \\ f_1(x_1) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_2 = \int_{-\infty}^{\infty} g_1(x_1)g_2(x_2) dx_2 = g_1(x_1) \\ &\rightarrow f(x_1, x_2) = g_1(x_1)g_2(x_2) = f_1(x_1)f_2(x_2) \end{aligned}$$

بنابراین دو متغیر x_1 و x_2 مستقلند. گام استقرا: فرض کنید متغیرهای x_1, \dots, x_n, x_{n+1} از یکدیگر مستقل باشند. حال با توجه به فرض استقرا:

$$f(x_1, \dots, x_n | x_{n+1}) = f(x_1, \dots, x_n) f_{n+1}(x_{n+1}) = \prod_{i=1}^n g_i(x_i) f_{n+1}(x_{n+1})$$

همانطور که مشاهده شد فرم مذکور در صورت سوال قابل مشاهده است. حال فرض میکنیم، $f(x_1, \dots, x_n, x_{n+1}) = \prod_{i=1}^{n+1} g_i(x_i)$ است. با انتگرالگیری روی x_{n+1} داریم:

$$f(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n g_i(x_i)$$

با توجه به فرض استقرا متغیرهای x_1, \dots, x_n از یکدیگر مستقلند. میتوان معادله‌ی بالا را فرم زیر نوشت.

$$f(x_1, \dots, x_n, x_{n+1}) = f(x_1, \dots, x_n) g_{n+1}(x_{n+1})$$

با انتگرالگیری روی x_1 تا x_n نتیجه میشود:

$$\begin{aligned} f_{n+1}(x_{n+1}) &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, \dots, x_n, x_{n+1}) dx_1 \dots dx_n = g_{n+1}(x_{n+1}) \\ &\rightarrow f(x_1, \dots, x_n, x_{n+1}) = f(x_1, \dots, x_n) f_{n+1}(x_{n+1}) \end{aligned}$$

در نتیجه متغیرهای مستقلند. \triangleright

مسئله‌ی ۹. نامساوی مارکوف

فرض کنید متغیر تصادفی X از یک توزیع $Binomial(n, p)$ می‌آید.

الف

اگر $1 > \alpha > p$ ، با استفاده از نابرابری مارکوف، یک کران بالا برای $P(X \geq \alpha n)$ بیاید.

ب

مقدار عددی این کران را برای $p = \frac{1}{4}$ و $\alpha = \frac{3}{4}$ بیابید.

حل. با توجه به اینکه X یک متغیر تصادفی مثبت و $E(X) = np$ است، می‌توانیم از نابرابری مارکوف استفاده کنیم.

الف

داریم:

$$P(X \geq \alpha n) \leq \frac{E(X)}{\alpha n} = \frac{pn}{\alpha n} = \frac{p}{\alpha}$$

ب

با جایگذاری $p = \frac{1}{4}$ و $\alpha = \frac{3}{4}$ داریم:

$$P(X \geq \frac{3n}{4}) \leq \frac{2}{3}$$

▷

مسئله ۱۰. نامساوی چبیشف

فرض کنید متغیر تصادفی X از یک توزیع $Binomial(n, p)$ می‌آید.

الف

با فرض اینکه $0 < \alpha < 1$ و استفاده از نابرابری چبیشف، یک کران بالا برای $P(X \geq \alpha n)$ بیابید.

ب

مقدار کران بالا را برای $p = \frac{1}{4}$ و $\alpha = \frac{3}{4}$ تعیین کنید.

حل.

الف

می‌توانیم برای محاسبه کران بالا بنویسیم:

$$\begin{aligned} P(X \geq \alpha n) &= P(X - np \geq \alpha n - np) \\ &\leq P(|X - np| \geq n\alpha - np) \\ &\leq \frac{\text{Var}(X)}{(n\alpha - np)^2} \\ &= \frac{p(1-p)}{n(\alpha - p)^2} \end{aligned}$$

ب

با جایگذاری $p = \frac{1}{4}$ و $\alpha = \frac{3}{4}$ داریم:

$$P(X \geq \frac{3n}{4}) \leq \frac{4}{n}$$

▷

مسئله ۱۱. تراشه‌ها

حدود ۲ درصد از تراشه‌های RAM تولید شده در یک کارخانه خراب است. علی به ۵۰ عدد RAM سالم برای آزمایشگاهش نیاز دارد. علی باید چه تعداد تراشه RAM خریداری کند تا مطمئن باشد با احتمال حداقل ۹۹ درصد، حداقل ۴۹ تراشه سالم RAM دارد؟

حل. طبق نابرابری مارکوف داریم:

$$P(X \geq 49) \leq \frac{E(X)}{49}$$

از طرفی،

$$P(X \geq 49) \geq \frac{99}{100}$$

پس

$$\begin{aligned} \frac{E(X)}{49} &\geq \frac{99}{100} \\ \Rightarrow \frac{N \cdot \frac{99}{100}}{49} &\geq \frac{99}{100} \\ \Rightarrow \frac{2N}{100} &\geq \frac{99}{100} \\ \Rightarrow N &\geq 50 \end{aligned}$$

▷

بنابراین حداقل ۵۰ قطعه RAM باید خریداری شود.

موفق باشید