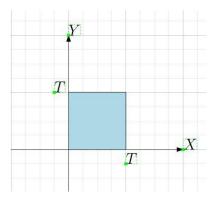
1. الف) تابع مورد نظر یک تابع Uniform می باشد.

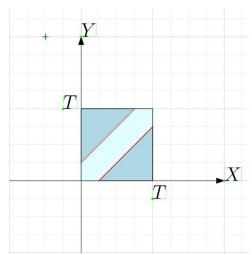
$$X \sim U(0,T) \ Y \sim U(0,T) \rightarrow P_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{T} & 0 \le x \le T \\ 0 & else \end{cases} P_Y(x) = \begin{cases} \frac{1}{T} & 0 \le x \le T \\ 0 & else \end{cases}$$



$$P_{XY}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{T^2} & 0 \le x \le T & 0 \le y \le T \\ 0 & else \end{cases}$$

ب) دو بسته قرار است که با هم برخورد داشته باشند این به آن معناست که فاصله ی زمانی رسیدن این دو بسته کمتر از δ می باشد این دو حالت دارد حالت یکیش در حالتی هست که بسته X زود تر از بسته Y برسد حالت دیگری دقیقا بر عکس ای ن می باشد.

$$|x-y| \leq \delta o \begin{cases} x-y \leq \delta \ y-x \leq \delta \end{cases}$$
باید هر دو این شرط را داشته باشد تا با هم بخورد کرده باشد کرده باشد می باید هر دو این شرط را داشته باشد تا با هم بخورد کرده باشد کرده باشد کرده باشد کرده باشد تا با هم بخورد کرده باشد تا با با باشد تا با با باشد تا با با باشد تا با با باشد تا با باشد تا با باشد تا با باشد تا با با باشد تا با با باشد تا باشد تا باشد تا با باشد تا با باشد تا با باشد تا با باشد تا باشد



ا دو نمودار را رسم می کنیم

حال می بایست مساحت ناحیه بین دو نمودار قرمز رنگ را حساب کنیم

مساحت ناحیه بین دو نمودار قرمز = مساحت دو مثلث — مساحت کل فضا مربع

$$S' = (T^2) - \left(2 \times \frac{(T - \delta)^2}{2}\right) = T^2 - (T^2 - 2T\delta + \delta^2) = 2T\delta - \delta^2 \rightarrow$$

احتمال بر خورد دو دسته داده برابر $\frac{1}{T^2} imes (2T\delta - \delta^2)$ خواهد بود.

$$\begin{split} X_{i} &= 1 \quad if \ n_{i} = 1 \ else \ 0 \quad , \quad X = \sum_{i=1}^{n} X_{i} \\ Y_{i} &= 1 \quad if \ n_{i} = 5 \ else \ 0 \quad , \quad Y = \sum_{i=1}^{n} Y_{i} \\ Cov(X_{i}, Y_{j}) &= E[X_{i}, Y_{j}] - E[X_{i}]E[Y_{j}] = -\frac{1}{25} \quad if \ i = j \ else \ 0 \\ Cov(X, Y) &= Cov\left(\sum X_{i}, \sum Y_{j}\right) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} Cov(X_{i}, Y_{j}) = -\frac{n}{25} \\ Var(X_{i}) &= p(1 - p) = \frac{4}{25} \quad \forall \ Var(X) = \sum_{i=1}^{n} Var(X_{i}) = \frac{4n}{25} \quad , \quad Var(Y) = Var(X) = \frac{4n}{25} \\ \rho(X, Y) &= \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} = -\frac{1}{4} \end{split}$$

.3

ب)

الف) فرض می کنیم که Y=1-X می باشد و میدانیم که توضیع X از نوع بتا هست

$$g(x) = 1 - X \rightarrow g'(x) = -1$$

$$f_{Y}(y) = \frac{f_{X}(x_{0})}{|g'(x)|} \to y = 1 - x \to x = 1 - y$$

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}}{\int_{0}^{1} u^{\alpha - 1} (1 - u)^{\beta - 1} du} \to f_{Y}(y) = \frac{f_{X}(x_{0})}{|g'(x)|} = \frac{f_{X}(x_{0})}{1} \to x_{0} = 1 - y$$

$$f(y, \alpha, \beta) = \frac{(1 - y)^{\alpha - 1} (y)^{\beta - 1}}{\int_{0}^{1} (u)^{\alpha - 1} (1 - u)^{\beta - 1} du}$$

 $Y{\sim}Beta(b,a)$ مشخص است از تابع توزیع که از نوع Beta می باشد با این تفاوت که $X{\sim}Beta(a,b)$ مشخص است از تابع توزیع که از نوع

 $Y = X^{\frac{1}{a}} \to g(X) = X^{\frac{1}{a}} \to g'(X) = \frac{1}{a}X^{\frac{1-a}{a}} = \frac{1}{a}Y^{1-a}$ $f_Y(y) = \frac{f_X(x_0)}{|g'(y)|} \to f_X(x_0) = 1$

چون که هم توزیع یکنواخت و توزیع بتا در حدود ۰ تا ۱ تعریف شده اند

$$f_{Y}(y) = \frac{1}{|g'(x)|} = aY^{a-1} \to f(y, a', b') = \frac{y^{a'-1}(1-y)^{b'-1}}{\int_{0}^{1} u^{a'-1}(1-u)^{b'-1} du} \to b' = 0 \to \frac{y^{a'-1}}{\int_{0}^{1} u^{a'-1} du} = (a')y^{a'-1} = aY^{a-1} \to a' = a \to Y \sim Beta(a, 1)$$

الف)

$$Cov(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = E[V^2 + VW + ZV + ZW] - 2\lambda * 2\lambda = \lambda^2 + \lambda + \lambda^2 + \lambda^2 + \lambda^2 - 4\lambda^2 = \lambda$$

ب)

کواریانس X, Y در λ غیر صفر ، غیر صفر است و در نتیجه از هم مستقل نیستند.

$$P(X = x, Y = y|V = v) = P(W + V = x, Z + V = y|V = v) = P(W = x - v, Z = y - v)$$

$$= P(W = x - v)P(Z = y - v) = P(W = x - V|V = v)P(Z = y - V|V = v)$$

$$= P(X = x|V = v)P(Y = y|V = v)$$

$$P(X = x, Y = y) = \sum P(X = x | V = v) P(Y = y | V = v) P(V = v)$$

$$= \sum P(W = x - v) P(Z = y - v) P(V = v) = \sum \frac{\lambda^{x - v} e^{-\lambda}}{(x - v)!} * \frac{\lambda^{y - v} e^{-\lambda}}{(y - v)!}$$
.5

$$f_{WV}(w,v) = f_{W}(w)f_{V}(v) = \begin{cases} \frac{e^{-w}}{2\pi} & 0 \le v \le 2\pi \text{ and } w \ge 0\\ 0 & o.w. \end{cases}$$

$$J(w,v) = \begin{vmatrix} g_{w} & g_{v} \\ h_{w} & h_{v} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{1}{\sqrt{2w}}\cos(v) & -\sqrt{2w}\sin(v) \\ \frac{1}{\sqrt{2w}}\sin(v) & \sqrt{2w}\cos(v) \end{vmatrix} = 1 , w_{1} = \frac{x^{2} + y^{2}}{2} , v_{1} = \tan^{-1}\frac{y}{x}$$

$$0 \le v \le 2\pi \rightarrow 0 \le \tan^{-1} \frac{y}{x} \le 2\pi \rightarrow x, y \in R$$

$$0 \le v \le 2\pi \to 0 \le \tan^{-1} \frac{y}{x} \le 2\pi \to x, y \in R$$

$$f_{XY}(x,y) = \frac{f_{wv}(w_1, v_1)}{|I(w_1, v_1)|} = \frac{e^{\frac{-x^2 - y^2}{2}}}{2\pi} \to F_{XY}(x,y) = G(x; 0,1) G(y; 0,1)$$

بله مستقل هستند-چون تابع توزیع یا چگالی مشتر ک آن ها را می توان به صورت ضرب دو تابع یکی برحسب X و و یکی برحسب

$$F_X(x) = G(x; 0,1)$$
 , $F_Y(y) = G(y; 0,1)$

6. الف)

$$F_L(l) = \Pr\{L \le l\} = \Pr\{\min(U_1, U_2, U_3) \le l\} = 1 - \Pr\{U_1 \ge l, U_2 \ge l, U_3 \ge l\}$$

$$= \begin{cases} 1 & l \ge 1 \\ 1 - (1 - l)^3 & 0 \le l \le 1 \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

$$f_L(l) = \begin{cases} 3(1-l)^2 & 0 \le l \le 1 \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

$$F_M(m) = \Pr\{M \le m\} = \Pr\{\max(U_1, U_2, U_3) \le m\}$$

$$= \Pr\{U_1 \leq m\} \Pr\{U_2 \leq m\} \Pr\{U_3 \leq m\} = \begin{cases} 1 & m > 1 \\ m^3 & 0 \leq m \leq 1 \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

$$f_M(m) = \begin{cases} 3m^2 & 0 \leq m \leq 1 \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

$$\begin{split} F_{ML} &= \Pr\{M \leq m \text{ , } L \leq l\} = \Pr\{\max(U_1, U_2, U_3) \leq m, \min(U_1, U_2, U_3) \leq l\} \\ &= \Pr\{\min(U_1, U_2, U_3) \leq l\} - \Pr\{\max(U_1, U_2, U_3) \geq m, \min(U_1, U_2, U_3) \leq l\} \end{split}$$

$$\begin{split} F_L(l) - \Pr\{m \leq U_1 \leq l\} \Pr\{m \leq U_2 \leq l\} \Pr\{m \leq U_3 \leq l\} \\ = \begin{cases} m^3 - (m-l)^3 & 0 \leq m \leq 1 \quad and \ 0 \leq l \leq 1 \quad and \ m \geq l \\ f(l) \ or \ f(m) \ or \ cnte \end{cases} & o.w. \end{split}$$

$$f_{ML}(m,l) = \begin{cases} 6(m-l) & 0 \le m \le 1 \text{ and } 0 \le l \le 1 \text{ and } m \ge l \\ 0 & o.w. \end{cases}$$

پ)

$$f_{M|L}(m,l) = \frac{f_{ML}}{f_L} = \frac{2(m-l)}{(1-l)^2}$$
 ; $0 \le m \le 1$ and $0 \le l \le 1$ and $m \ge l$

$$M_{Bin}(t,n) = (q+pe^t)^n = \left(1 - \frac{\lambda}{n} + \frac{\lambda}{n}e^t\right)^n$$

$$M_{Poi}(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$\lim_{n\to\infty} M_{Bin}(t,n) \xrightarrow[n\to\infty]{\text{clim}} \lim_{n\to\infty} ((1+\frac{1}{\frac{n}{\lambda(e^t-1)}})^{(\frac{n}{\lambda(e^t-1)})})^{\lambda(e^t-1)} = e^{\lambda(e^t-1)} = M_{Poi}(t)$$

.8

$$\begin{split} M_X(t) &= E[e^{tX}] = e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2} \\ E[Y] &= M_X(1) = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} \\ Var(Y) &= E[Y^2] - E[Y]^2 = M_X(2) - M_X(1)^2 = e^{2\mu + 2\sigma^2} - e^{2\mu + \sigma^2} = e^{2\mu + \sigma^2} \left(e^{\sigma^2} - 1 \right) \\ m_n &= E[Y^n] = E[e^{nX}] = M_X(n) = e^{\mu n + \frac{1}{2}\sigma^2 n^2} \end{split}$$

9. الف)

ب)

ب)

$$P(A) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{xy} dx dy = \int_{0}^{\frac{1}{2}} \int_{0}^{y} (4x + y) dx dy = \int_{0}^{\frac{1}{2}} (2x^{2} + xy) \Big|_{0}^{y} dy = \int_{0}^{\frac{1}{2}} 3y^{2} dy = y^{3} \Big|_{0}^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{8}$$

 $f_{X,Y|A}(x,y) = \frac{f_{XY}(x,y)}{P(A)} = 32x + 8y$; $0 \le x \le y \le \frac{1}{2}$

$$f_{X|A}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY|A} dy = \int_{x}^{\frac{1}{2}} (32x + 8y) dy = (32xy + 4y^{2}) \left| \frac{1}{2} = 16x + 1 - (32x^{2} + 4x^{2}) \right|$$
$$= -36x^{2} + 16x + 1 \; ; \; 0 \le x \le \frac{1}{2}$$

$$f_{Y|A}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY|A} dx = \int_{0}^{y} (32x + 8y) dx = (16x^{2} + 8xy) \Big|_{0}^{y} = 24y^{2} \quad ; \quad 0 \le y \le \frac{1}{2}$$

<u>ت</u>)

$$f_x(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{xy} dy = \int_{x}^{1} (4x + y) dy = \left(4xy + \frac{y^2}{2}\right) \Big|_{x}^{1} = 4x + \frac{1}{2} - \left(4x^2 + \frac{x^2}{2}\right) = -4.5x^2 + 4x + 0.5 \ ; \ 0 \le x \le 1$$

$$f_y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{xy} dx = \int_{0}^{y} (4x + y) dx = (2x^2 + xy) \Big|_{0}^{y} = 3y^2$$
; $0 \le y \le 1$

$$f_{Y|X} = \frac{f_{xy}}{f_x} = \frac{(4x+y)}{-4.5x^2 + 4x + 0.5} \quad ; 0 \le x \le y \le 1 \qquad f_{X|Y} = \frac{f_{xy}}{f_y} = \frac{(4x+y)}{3y^2} \quad ; 0 \le x \le y \le 1$$

$$\begin{cases} W = X = g(X,Y) \\ Z = \frac{X}{Y} = h(X,Y) \end{cases} \rightarrow J(x,y) = \begin{vmatrix} g_x & g_y \\ h_x & h_y \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ \frac{1}{y} & -\frac{x}{y^2} \end{vmatrix} = -\frac{x}{y^2}$$

$$x_1 = w \ , \ y_1 = \frac{w}{z} \ \rightarrow \ f_{zw}(z, w) = \frac{f_{xy}(x_1, y_1)}{|J(x_1, y_1)|} = \frac{4w + \frac{w}{z}}{\frac{w}{(w)^2}} = \frac{4w^2}{z^2} + \frac{w^2}{z^3} \ ; \ 0 \le w \le \frac{w}{z} \le 1$$

$$f_Z(z) = \int_0^z f_{zw} dw = \frac{w^3}{3} \left(\frac{4}{z^2} + \frac{1}{z^3} \right) \Big|_0^z = \frac{4}{3} z + \frac{1}{3} \quad ; \quad 0 \le z \le 1$$