

$$E[X] = \sum_x x P_X(x) \quad \text{مثال}$$

$$E[X^2] = \sum_x x^2 P_X(x)$$

$$Z = g(X, Y)$$

$$E[Z]$$

$$\sum_{k=1}^5$$

$$= \sum_x \sum_{y: g(x)=y} g(x) P_X(x)$$

$$= \sum_x 1 \times g(x) P_X(x)$$

$$= \sum_x g(x) P_X(x)$$

$$E[Y] = \sum_y y \sum_{x: g(x)=y} P_X(x)$$

$$= \sum_{x: y: g(x)=y} y P_X(x)$$

$$= \sum_{x: y: g(x)=y} g(x) P_X(x)$$

$$Y = g(X)$$

$$E[Y] = \sum_y y P_Y(y)$$

$$= \sum_x g(x) P_X(x)$$

$$P_Y(y) = \sum_{x: g(x)=y} P_X(x)$$

دستور کار

ادامه امپیریک

در این

تعبیرهای دیگر

نیل ۴

Subject _____
 Date _____

$$x = \cos t \quad (0 \leq t \leq \pi)$$



$$f_1(x) = \begin{cases} 1 & -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

$$y = \frac{\lambda}{2} \quad \lambda = \frac{1}{2} \quad \cos x$$



$$f_2(y) = \begin{cases} 1 & -1/2 \leq y \leq 1/2 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

✓ $E(x) = \sum x p_x(w)$

✓ $E(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_w(x) dx$



$$Y = \begin{cases} x_1 & p_1 \\ x_2 & p_2 \\ x_3 & p_3 \end{cases}$$

$$f_w(x) = p_1 \delta(x-x_1) + p_2 \delta(x-x_2) + p_3 \delta(x-x_3)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} x f_w(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x [p_1 \delta(x-x_1) + p_2 \delta(x-x_2) + p_3 \delta(x-x_3)]$$

$$= x_1 p_1 + x_2 p_2 + x_3 p_3 = \sum_{i=1}^3 x_i p_i \quad \checkmark$$

✓ $E(g(x)) = \sum g(x) p_x(w)$

✓ $E(g(w)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(w) f_w(w) dw$

$$Var(x) = E(x^2) - E(x)^2 \quad \checkmark$$

$$E(x^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_w(x) dx \quad \checkmark$$

$$X = \begin{cases} 1 & \frac{1}{2} \\ 2 & \frac{1}{2} \end{cases}$$

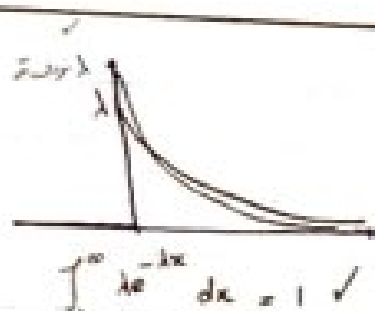
$$Y = \frac{x}{2}$$

$$Y = \begin{cases} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 1 & \frac{1}{2} \end{cases}$$

✓

$$Y = g(x)$$

$$P(Y=y) = \sum_{x: g(x)=y} p_x(w)$$



$X \sim \text{Exp}(\lambda)$ (متوزع اسي) عادي

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(a) da$$

$$= -e^{-\lambda a} \Big|_{-\infty}^x = 1 - e^{-\lambda x}$$

$$x < 0 \rightarrow F_X(x) = 0 \quad x \geq 0 \rightarrow F_X(x) = \int_{-\infty}^x \lambda e^{-\lambda a} da$$

$$F_X(x) = 1 - e^{-\lambda x} \quad x \geq 0$$



$$1 - F_X(x) = P(X > x) = e^{-\lambda x}$$

$$x \geq 0 \quad P(X > x) = (1 - F_X(x)) = e^{-\lambda x}$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (x-\mu)^2} \rightarrow \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx$$

$$y = \frac{x-\mu}{\sigma} \quad dy = \frac{dx}{\sigma} \Rightarrow \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} y^2} dy = A$$

$$\Rightarrow A^2 = \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} x^2} dx \right) \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} y^2} dy \right)$$

$$A^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2} (x^2 + y^2)} \frac{dx dy}{(dr d\theta)} = \int_{r=0}^{\infty} \int_{\theta=0}^{2\pi} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2} r^2} r dr d\theta$$

$$= \int_0^{\infty} r e^{-\frac{1}{2} r^2} dr = \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{2} u} d\left(\frac{1}{2} u\right) = 1$$

$$\Rightarrow A = 1$$

Subject: _____
Date: _____

$$a \leq x \leq b$$

توانایی محاسبه $\lim_{a \rightarrow -\infty} \lim_{b \rightarrow \infty} \frac{f(x)}{g(x)}$

$$P(X \in A) = \int_A f(x) dx$$

چندانی در این صورت

$$f_X(x) = \frac{P(X \in [x, x+dx])}{dx}$$

$$P(X \in A) = \int_A f(x) dx$$

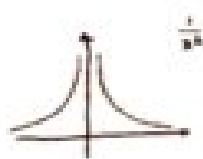
$$X = \begin{cases} 1 & \frac{1}{2} \\ -1 & \frac{1}{2} \end{cases}$$



$$X \neq -1 \quad f_X(x) = 0$$

$$X = -1 \quad f_X(x) = \frac{1}{2}$$

$$f_X(x) = \lim_{dx \rightarrow 0} \frac{P(X \in [x, x+dx])}{dx}$$

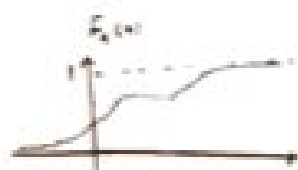


$$f_X(x) = \frac{1}{2} \delta(x-1) + \frac{1}{2} \delta(x+1)$$

$$P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx = F_X(x)$$

$$F_X(-\infty) = 0 \quad F_X(\infty) = 1$$

صورتی $F_X(x)$

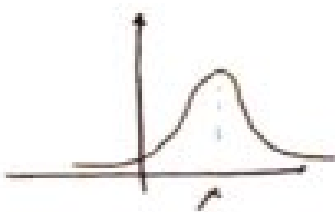


$$X = \begin{cases} 1 & \frac{1}{2} \\ -1 & \frac{1}{2} \end{cases}$$



$$\frac{dF}{dx} = f$$

متغیرهای پیوسته

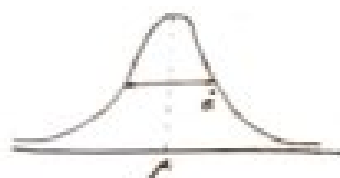


$$\sigma^2 = \frac{(x-\mu)^2}{N}$$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

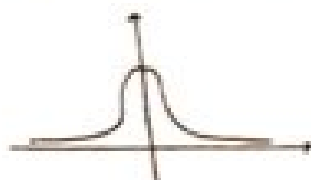
نوعی (معمولی پیوسته) (معمولی)

متغیرهای پیوسته و نامی



$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}$$

$$\mu = 0, \sigma = 1 \quad \rightarrow \quad f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad f_X(x) = f_X(-x)$$



$$\mu = 0, \sigma = \frac{1}{2} \quad f_X(x) = \frac{1}{\frac{1}{2}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x}{\frac{1}{2}}\right)^2}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\frac{1}{2}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x}{\frac{1}{2}}\right)^2} dx \quad \left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{2} = \frac{1}{\sigma} \\ \frac{dx}{\sigma} = dx \end{array} \right.$$

9, 1

مستند

• فرم های تغییراتی متغیری به صورت μ و σ است. • متغیرهای پیوسته مهم (دانش) • تغییر با هم و در اینجا

• تابع چگالی تغییراتی

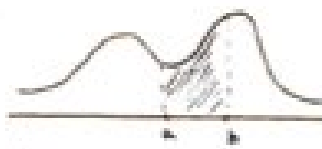
probability density function (pdf)

$$f_{\text{pdf}} = 1 \quad f_{\text{pdf}} = 0$$



$$\int_{\mu} f_{\text{pdf}} = p(x \in A)$$

مفهومهای تصادفی پیوسته



تابع چگالی احتمال

$$f_X(x) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$$

$$P[X \in (a, b)] = \int_a^b f_X(x) dx$$

$$X = \begin{cases} 1 & \text{with prob } p \\ -1 & \text{with prob } p \end{cases}$$

$$f_X(x) = p\delta(x-1) + p\delta(x+1)$$

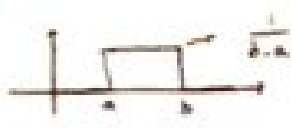


$$P[X \in (a, b)] = \int_a^b f_X(x) dx = 1 - p$$

تابع چگالی احتمال

پیوسته

$$U(a, b)$$



تابع چگالی احتمال پیوسته و تقریبی

تویج سوزی در تعدادی

درختانی که در یک طبقه اند، اینها احتمال $\frac{2}{3}$ می‌آید، درختانی که در طبقه $\frac{1}{6}$ می‌آید، اینها با هر سوزی

انتخاب می‌کنیم، درختی که انتخاب می‌کنیم $X = \#$ درختها، اینها با هر سوزی و درختانی $Y = X$

$Y = \begin{cases} 1 & \text{درختی که انتخاب کردیم} \\ 2 & \text{درختی که انتخاب نکردیم} \end{cases}$

$$E(X) = P(Y=0)E(X|Y=0) + P(Y=2)E(X|Y=2)$$

$$E(X) = \frac{1}{3} \times \frac{2}{3}n + \frac{1}{2} \times \frac{1}{6}n = \frac{5}{12}n$$

$$E(X^2) = P(Y=0)E(X^2|Y=0) + P(Y=2)E(X^2|Y=2)$$

$$= \frac{1}{3} \left[\frac{2n}{3} \times \frac{1}{3} + \left(\frac{2}{3}n \right)^2 \right] + \frac{1}{2} \left[\frac{n}{6} \times \frac{1}{6} + \left(\frac{1}{6}n \right)^2 \right]$$

$$Var(X) = E(X^2) - E(X)^2$$

$$P_X(n) = P(Y=0)P_{X|Y}(n, Y=0) + P(Y=2)P_{X|Y}(n, Y=2)$$



$$Var(X) = \frac{1}{3} \left(\frac{5n}{3} - \frac{1}{6}n \right)^2 + \frac{1}{2} \left(\frac{5n}{12} - \frac{2}{3}n \right)^2$$

$$n \rightarrow \infty \quad p \rightarrow \cdot \quad np = \lambda$$

درختانی تویج می‌آید

$$B\left(\frac{\lambda}{p}, p\right) \rightarrow \text{درختانی} = \frac{\lambda}{p} \times p \times \bar{p} = \lambda(1-p) \rightarrow \text{درختانی} = \lambda$$

مسئله 6.

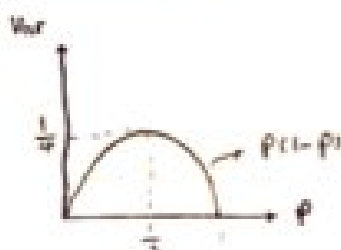
در این توزیع های نامی . متغیرهای تصادفی پیوسته:

$$X = \text{تعداد} \begin{cases} 1 \rightarrow p \\ 0 \rightarrow 1-p \end{cases}$$

$$E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot (1-p) = p$$

$$E(X^2) = E(X) = p$$

$$Var(X) = E(X^2) - E(X)^2 = p(1-p)$$



$$X \sim B(n, p) \quad (0 \leq p \leq 1)$$

1. $Var(X) = E(X^2) - \frac{E(X)^2}{(np)^2}$ $X = I_1, I_2, \dots, I_n$ $I_j = \begin{cases} 1 & \text{if } X_j = 1 \\ 0 & \text{if } X_j = 0 \end{cases}$

$$X^2 = (I_1 + I_2 + \dots + I_n)^2 = I_1^2 + I_2^2 + \dots + I_n^2 + 2 \sum_{i < j} I_i I_j$$

$$E(X^2) = E(I_1^2 + I_2^2 + \dots + I_n^2) + 2E\left[\sum_{i < j} I_i I_j\right] = np + 2\binom{n}{2}p^2$$

$$Var(X) = n(n-1)p^2 + np - p^2 = n(p-p^2) \quad \text{از متغیرهای مستقل}$$

2. I_1, I_2, \dots, I_n مستقل $\Rightarrow Var(X) = Var(I_1) + \dots + Var(I_n)$

$$= n Var(I_1) = np(1-p)$$

$$E[(V - E[V] - rE[Z])^2]$$

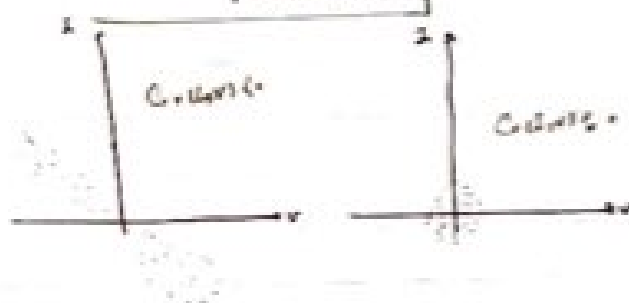
$$C = E[V \cdot Z] = E[V] \cdot E[Z]$$

$$V = rZ + E[V] - rE[Z]$$

$$\rightarrow E\left[\left(\frac{V - E[V]}{\sqrt{\text{Var}(V)}} - K \left(\frac{r\sqrt{\text{Var}(Z)}}{\sqrt{\text{Var}(V)}}\right) \cdot \frac{Z - E[Z]}{\sqrt{\text{Var}(Z)}}\right)^2\right]$$

$$\frac{V - E[V]}{\sqrt{\text{Var}(V)}} = K \cdot \frac{Z - E[Z]}{\sqrt{\text{Var}(Z)}}$$

$$\Rightarrow K = \frac{\text{Corr}(Z, V)}{\sqrt{\text{Var}(Z) \text{Var}(V)}}$$



$$-1 \leq K \leq 1$$

$$\text{Corr}(X, Y) \leq \sqrt{\frac{\text{Var}(X)}{\text{Var}(Y)}}$$

$$E[X] = E[Y] = 0$$

$$\left(\sum_{i,j} x_j y_j p(x_j, y_j)\right)^2 \leq \left(\sum_{i,j} x_j^2 p(x_j, y_j)\right) \left(\sum_{i,j} y_j^2 p(x_j, y_j)\right)$$

$$\Rightarrow \left(\sum_{i,j} x_j y_j p(x_j, y_j)\right)^2 \leq \left(\sum_{i,j} x_j^2 p(x_j, y_j)\right) \left(\sum_{i,j} y_j^2 p(x_j, y_j)\right)$$

$$\sum_{i,j} x_j^2 p(x_j, y_j) = \sum_{i,j} x_j^2 \sum_{j} p(x_j, y_j) = \sum_{i,j} x_j^2 p(x_j)$$

$$\tilde{X} = X - E[X]$$

$$\text{Corr}(\tilde{X}, \tilde{Y}) \leq \sqrt{\frac{\text{Var}(\tilde{X})}{\text{Var}(\tilde{Y})}}$$

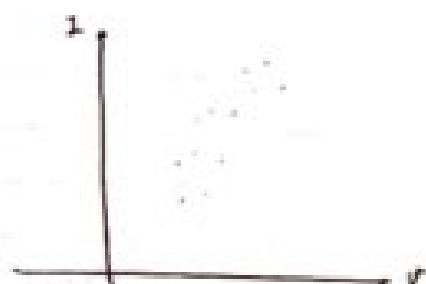
$$\tilde{Y} = Y - E[Y]$$

$$X \text{ و } Y \rightarrow \text{Cor}(X, Y) \dots$$

✱

$$E[XY] = \sum_{i,j} xy p_{i,j}(x,y) = \left(\sum_i x p_i(x) \right) \left(\sum_j y p_j(y) \right)$$

(in Correlated) در مقایسه با $\text{Cor}(X, Y) \dots$ این دو غیر همبسته نیستند



تغییرات
در $E[(V - \bar{V})^2]$

$$E[V^2 - 2V\bar{V} + \bar{V}^2]$$

$$-2\bar{V}E[V] + E[V^2]$$

$$= \frac{E[V^2]}{E[V^2]}$$

$$V = E[V] \cdot \left\{ \frac{I}{E[I^2]} \right\} = \frac{V}{\sqrt{E[V^2]}} = \frac{E[V]}{\sqrt{E[V^2]E[I^2]}} \cdot \frac{I}{\sqrt{E[I^2]}}$$

$$\text{Var}(aX) = a^2 \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(aX) = 1 \quad \text{در اینجا} \quad a = \sqrt{\frac{1}{\text{Var}(X)}}$$

$$E[V] \dots \quad \text{Var}(X) = E[X^2] - \sum p_i x_i^2 \quad \text{میانگین}$$

$$V = rI + c$$

تغییرات V, I حول مقادیر متوسطی

$$V = rI + c$$

$$\text{در} : \frac{V - E[V]}{\sqrt{\text{Var}(V)}} = K \frac{I - E[I]}{\sqrt{\text{Var}(I)}}$$

ی مجموع متغیر تصادفی X و ثابت c در $E[(X-c)^2]$ متغیر تصادفی
 اندا متغیر تصادفی $c = E(X)$ را در $E[(X-c)^2]$ متغیر تصادفی را نشان می دهیم.

$$E[(X-c)^2] = E[X^2 - 2cX + c^2] = E[X^2] - 2cE[X] + c^2$$

است $c = E(X)$ و $c^2 = E(X)^2$ $-2E(X) \cdot c = -2E(X)^2$

$$c = E(X)$$

نتیجه $E[(X-c)]$ را می بینیم.

$$f(x) = P(X=c) \quad E[f(x)] = \sum_x f(x) P_x(x)$$

$$E[(X-c)] = \sum_x (x-c) P_x(x)$$

$$E[X] = \sum_x x P_x(x)$$

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2 = E[(X - E(X))^2]$$

$$Var[X+Y] = Var[X] + Var[Y] + 2Cov(X, Y)$$

$$Cov(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = E[XY] - E[X]E[Y]$$

• کواریشن تغییرات مستقیم همبستگی.

$$Cov(X, Y) = E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y)) = E(XY - X\mu_Y - Y\mu_X + \mu_X\mu_Y)$$

$$= E[XY] - E[X]E[Y]$$

ف.ا مستقل $\Rightarrow \mu_X, \mu_Y, \mu_{XY}$ همبسته است

$$Cov(X, Y) = E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y)) = E(X - \mu_X)E(Y - \mu_Y) = \dots = 0$$

• هرگاه که اگر X و Y مستقل باشد، $\mu_{XY} = \mu_X \mu_Y$ و این هم مستقل است. برای دو تابع دگومار $h(x), g(y)$

$$g, h, \dots$$

دستگاه

ادبی واریانس - همبستگی - تغییرات همبستگی

$$X \perp Y \rightarrow Z, f_{X,Y} \perp g_{X,Y} = W$$

$$p(Z=z, W=w) = \sum_{\substack{x, y \\ g(x, y)=z, f(x, y)=w}} p_{X,Y}(x, y) = \sum_{\substack{x, y \\ g(x, y)=z, f(x, y)=w}} p_X(x) p_Y(y)$$

$$= \left[\sum_{x, y, f(x, y)=z} p_X(x) \right] \left[\sum_{g(x, y)=w} p_Y(y) \right] = p_Z(z) p_W(w)$$

$$\left(\sum_i x_i^2 p_{i(1)} \right) \geq \left(\sum_i x_i p_{i(1)} \right)^2$$

$$\text{مثلاً} \quad \left(\sum_i a_i \right) \left(\sum_i b_i \right) \geq \left(\sum_i a_i b_i \right)^2$$

$$\rightarrow \left(\sum_i x_i^2 p_{i(1)} \right) \left(\sum_i p_{i(1)} \right) \geq \left(\sum_i x_i p_{i(1)} \right)^2$$

$$\rightarrow E(X^2) \geq E(X)^2$$

برهان اولی

$$\text{Var}(X+c) = E((X+c) - (\mu_X+c))^2 = \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(aX) = E((aX - a\mu_X)^2) = a^2 \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(aX+c) = a^2 \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(X+Y) \stackrel{< >}{=} \begin{matrix} \text{Var}(X) & \text{Cov}(X,Y) & \text{Var}(Y) \\ \text{Var}(X) & & \text{Var}(Y) \end{matrix}$$

$$\rightarrow \text{Var}(X+Y) = E((X+Y - \mu_X - \mu_Y)^2) = E((X - \mu_X + Y - \mu_Y)^2)$$

$$= E((X - \mu_X)^2) + E((Y - \mu_Y)^2) + 2E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y))$$

$$= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y)$$

$$\underline{\text{Cov}(X, Y) = E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y))}$$

$$X, Y \text{ independent} \Rightarrow E[XY] = E[X] \cdot E[Y]$$

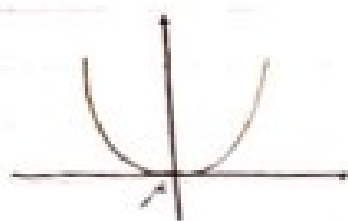
$$X \sim \mathcal{U}(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) \quad E[X^2] = E[X] = \frac{1}{2} \quad X^2 \sim \mathcal{U} \quad E[X^2] = \frac{1}{4}$$

وایست



حب وایست میال پهنی حل غیر راضی

$$X \sim P(\mu) \quad \mu = E[X] \quad \text{وایست} = E[(X - \mu)^2]$$



$$E[(X - \mu)^2] = \int P_X(x) (x - \mu)^2 dx$$

$$E[(x^2 - 2\mu x + \mu^2)] = E[x^2] - 2\mu E[x] + \mu^2$$

$$\checkmark \quad \boxed{V_X(X) = E[X^2] - E[X]^2 = E[(X - \mu)^2]}$$

$$E[X^2] \geq E[X]^2$$

Subject _____

Date _____

$$Y = X^2$$

$$X = \begin{cases} a & \frac{1}{2} \\ b & \frac{1}{2} \end{cases}$$

$$\begin{array}{ccccccc} x_1 & x_2 & \dots & x_n & & & \\ \downarrow & \downarrow & & \downarrow & & & \\ x_1^2 & x_2^2 & \dots & x_n^2 & & & \\ \hline \frac{a}{2} = a^2 & \frac{a}{2} = a^2 & & \frac{b}{2} = b^2 & & & \end{array} \quad = \quad \frac{\frac{a}{2} \cdot a^2 + \frac{b}{2} \cdot b^2}{n} = \frac{1}{2} a^3 + \frac{1}{2} b^3$$

مثال ۳، ۲۲

مستقل، ارضی، آب و هوایی، دریا، ...

$$E(XY) = E(X)E(Y) \quad \text{فرض استقلال}$$

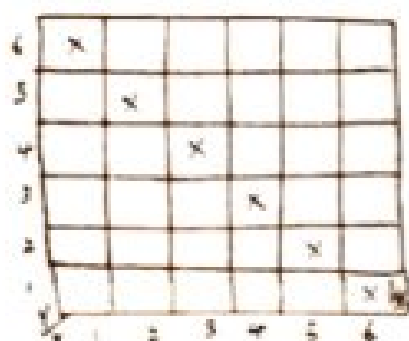
$$E(XY) = \sum_{i,j} x_j y_i P_{ij} = \sum_{i,j} x_j P_{ij} \sum_y y_i P_{ij} = \sum_i x_i P_{ii} \sum_j y_j P_{ij} = E(X)E(Y)$$

$E[X | x, y, z] = ?$ این دنباله‌ها را هم می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم

$$\sum_{j=1}^6 P(y, j | x, y, z) E[X | y, j, \underbrace{z, x, y}_{z, y, x}] = \sum_{j=1}^6 P(y, j | x, y, z) \underbrace{E[X | y, j, z]}_{E[X | y, z]}$$

$\text{مثلاً: } a = E[X | x, y, z] = E[X | y, x, y, z]$ این $= 2a = E[X + Y | x, y, z]$

$\rightarrow a = 3.5$



تبدیل به یک مربع یکوازی و سطوحات.

تبدیل به یک مربع یکوازی

$E[f(x, y)] \quad y, f(x) \quad E[Y] \quad y(x), f(x, y)$

$x, y \quad E[f(x, y)] = ? \quad f(x, y) = a(x, y)$

$E[Y] = \sum_j y p_j(y) \quad , \quad y, f(x) \quad \text{تبدیل به مربع}$

$E[f(x, y)] = \sum_{x, y} f(x, y) p(x, y) \quad \text{②}$

$\rightarrow E[f(x, y)] = \sum_{x, y} f(x, y) p_{x, y}(x, y)$



$$X = X_1 + X_2 + X_3$$

$$E[X] = E[X_1] + E[X_2] + E[X_3] = 3\lambda$$

$$E[X | N=n], n \rightarrow E[X] = \sum_{n=0}^{\infty} p(N=n) \underbrace{E[X | N=n]}_{\lambda} = \lambda E[N]$$

$$\Rightarrow \underline{E[X] = \lambda^2}$$

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda)$$

$$Y \sim \text{Poisson}(\lambda)$$

$$\rightarrow X+Y \sim \text{Poisson}(\lambda+\lambda)$$

روش اول: تستی. روش دوم: ترکیبی

فصل دوم: تستی. روش دوم: ترکیبی

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda_1) \sim \text{Bin}(\frac{\lambda_1}{p}, p)$$

$$Y \sim \text{Poisson}(\lambda_2) \sim \text{Bin}(\frac{\lambda_2}{p}, p)$$

$$\rightarrow X+Y \sim \text{Poisson}(\lambda_1+\lambda_2, p) = \text{Bin}(\frac{\lambda_1+\lambda_2}{p}, p) \sim \text{Poisson}(\lambda_1+\lambda_2)$$

روش اول: تستی. روش دوم: ترکیبی

$$E[Y] = \sum_{n=0}^{\infty} p(N=n) E[Y | N=n]$$

$$N=3$$



$$Y = \omega_1 + \omega_2 + \omega_3$$

$$E[Y] = 3\lambda^2$$

$$\Rightarrow E[Y] = \sum_{n=0}^{\infty} p(N=n) \underbrace{E[Y | N=n]}_{\lambda^2} = \lambda^2$$

دستور کار

قانونی امید ریاضی - امید ریاضی تابع یک متغیر - امید ریاضی شرطی

$$E(X) = \sum_x x p_x(x)$$

$$E[aX + bY] = aE(X) + bE(Y)$$

$$p(X=x | Y=y) \xrightarrow{\text{احتمال}} E(X | Y=y) = \sum_x x p(X=x | Y=y)$$

$$p(X=x) = \sum_y p(X=x | Y=y) p(Y=y)$$

$$\rightarrow \sum_y p(Y=y) E(X | Y=y) = \sum_y p_Y(y) \sum_x x p_{X|Y}(x|y)$$

$$\sum_{xy} x p_Y(y) p_{X|Y}(x|y) = \sum_{xy} x p_{X,Y}(x,y) = \sum_x x \sum_y p_{X,Y}(x,y)$$

$$= \sum_x x p_X(x) = E(X)$$

$$\rightarrow \sum_y p(Y=y) E(X | Y=y) = E(X)$$



مثال: یک شرکت دو مدل خودروی سواری تولید می‌کند. N - نوع بدنه و X - رنگ بدنه. این سیستم می‌تواند به شکلی دیگر

هم در دو مدل و رنگی خودروی سواری تولید می‌کند. امید ریاضی

$$E(X) = \sum_{n=1}^{\infty} p(N=n) \underbrace{E(X | N=n)}_{\text{درخت امید ریاضی}}$$

ماتریک Z کے لیے Z_1, Z_2, \dots, Z_n متبادل طور پر Z کے عناصر

Input n, p

for $j = 1 \dots n$

$Z[j] = \text{Random_Gen}(p);$

and

$$x = \sum_{j=1}^n Z[j]$$

1 2 3 ... n

ماتریک Z کے عناصر

Input n, p

ماتریک Z کے عناصر

$(Z[1], Z[2], \dots, Z[n])$

for $j = 1 \dots n$

if $Z[j] \neq 0$

$Z[j] = 1$

else $Z[j] = 0$

and

and

$$x = \sum Z[j]$$

دسته 6

اولین آید ریاضی - کلاس و آید ریاضی - آید ریاضی - آید ریاضی - آید ریاضی - آید ریاضی

100

100

100

100

100

100

100

100

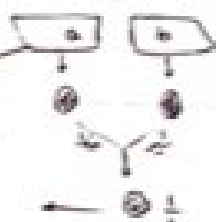
100

100

100

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

در این حالت



در این حالت $P(\text{first}) = \frac{1}{2}$

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

در این حالت $P(\text{first}) = \frac{1}{2}$

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

| نتیجه | تعداد |
|-------|-------|
| 1 | 1 |
| 2 | 1 |
| 3 | 1 |
| 4 | 1 |
| 5 | 1 |
| 6 | 1 |

در این حالت

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

در این حالت

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

در این حالت

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

در این حالت

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2}$$

$$P(\text{first}) = \frac{1}{2} f(1) + \frac{1}{2} (1 - f(1)) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} (f(1) - f(1)) = \frac{1}{2}$$

$$X = 1, 2, 3, \dots, 2n$$

$$E(X) = \sum_{i=1}^n E(X_i)$$

نتیجه‌ای که می‌خواهیم

تستی: آیا رابطه‌ها در یک فضای معین برقرار است یا نه؟
 فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد.



تستی: آیا رابطه‌ها در یک فضای معین برقرار است یا نه؟
 فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد.



تستی: آیا رابطه‌ها در یک فضای معین برقرار است یا نه؟
 فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد.

تستی: آیا رابطه‌ها در یک فضای معین برقرار است یا نه؟
 فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد.

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix}$$



$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix}$$

تستی: آیا رابطه‌ها در یک فضای معین برقرار است یا نه؟
 فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد.

تستی: آیا رابطه‌ها در یک فضای معین برقرار است یا نه؟
 فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد.

$$X = \sum_{i,j} Z(i,j)$$

$$X = \sum_{i,j} Z(i,j)$$

$$E(X) = \sum_{i,j} E[Z(i,j)] = \sum_{i,j} p[Z(i,j)=1]$$

$$= n \cdot p$$

RAPCO

state transition

مسئله ۱. یک حالت تصادفی از بین اعداد ۱، ۲، ۳ انتخاب می‌کنیم. $X =$ مجموع حاصله از تاسی در هر تاس

$$X=3 \rightarrow 3, 1, 2, 3$$

$$X=1 \rightarrow 3, 1, 2$$

$$X=1 \rightarrow 2, 1, 3$$

$$X=0 \rightarrow 2, 3, 1$$

$$X=0 \rightarrow 3, 1, 2$$

$$X=1 \rightarrow 3, 2, 1$$

$$X = \begin{cases} 0 & \frac{1}{6} \\ 1 & \frac{1}{6} \\ 3 & \frac{1}{6} \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{3}{6} \cdot 1 + \frac{1}{6} \cdot 3 = 1$$

$$I_j = \begin{cases} 0 & \text{در هر تاس صفت} \\ 1 & \text{در تاس مورد مشاهده} \end{cases} \quad X = I_1 + I_2 + \dots + I_n$$

$$E(I_j) = 0 \cdot P(I_j=0) + 1 \cdot P(I_j=1) = 1 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6} \Rightarrow \underline{E(I_j) = \frac{1}{6}}$$

$$\Rightarrow \frac{3}{6} \cdot 1 + \frac{1}{6} \cdot 3 = \frac{3}{6} + \underbrace{\frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6}}_{\text{مجموع سه تاس}} = \underbrace{\frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{1}{3}}_{\text{مجموع سه تاس}} = 1$$

$$E(X) = ?$$

مسئله ۲. مقدار متوسط X را بیابید.

$$X = \# \text{ ستاره‌های روی تاس} \\ \text{در ۱۰۰ تاس}$$

$$1111111111 \Rightarrow X \rightarrow 3$$

$$I_j = \begin{cases} 0 & \text{در هر تاس صفت} \\ 1 & \text{در تاس مورد مشاهده} \end{cases}$$

$$X = I_1 + I_2 + \dots + I_n$$

$$E(X) = \sum E(I_j) = \sum_{j=1}^n P(I_j=1) = \frac{n-1}{4}$$

$$P(I_j=1) = \frac{1}{4}$$

دسته کار: روشی آماری

$$X \begin{matrix} x_1 & p_1 \\ x_2 & p_2 \\ \vdots & \vdots \\ x_n & p_n \end{matrix} \quad E(X) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

$$Y = ax + b \rightarrow Y_{n+1} = ax_{n+1} + b$$

$$\checkmark \text{ متغیر } Y \text{ جدید} \begin{cases} ax_1 + b & p_1 \\ ax_2 + b & p_2 \\ \vdots & \vdots \\ ax_n + b & p_n \end{cases} \quad E(Y) = \sum_{i=1}^n p_i (ax_i + b) = a \sum_{i=1}^n x_i p_i + b \sum_{i=1}^n p_i$$

$$= E(Y) = a E(X) + b$$

$$Z = X + Y \quad E(Z) = \sum_{j=1}^3 z_j \cdot p(z_j) \quad p(z_j) = \sum_{\substack{x_1, y_1 \\ x_2, y_2}} p(x_i, y_j)$$

$$\Rightarrow E(Z) = \sum_{j=1}^3 z_j \sum_{\substack{x_1, y_1 \\ x_2, y_2}} p(x_i, y_j) = \sum_{\substack{x_1, y_1 \\ x_2, y_2}} z_j p(x_i, y_j) = \sum_{x_1, y_1} (x_1 + y_1) p(x_1, y_1)$$

$$= \sum_{x_1, y_1} x_1 p(x_1, y_1) + \sum_{x_1, y_1} y_1 p(x_1, y_1) = \sum_{x_1} x_1 p(x_1) + \sum_{y_1} y_1 p(y_1)$$

$$= E(X) + E(Y)$$

$$X = E(X, p) \quad \text{متغیرهای تصادفی} \quad E(X) = np$$

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{در صورت وقوع رویداد} \\ 0 & \text{در صورت عدم وقوع رویداد} \end{cases} \quad X = I_1 + I_2 + \dots + I_n$$

$$E(X) = \sum_{i=1}^n E(I_i) = np \quad E(I_i) = 1 \cdot (1-p) + 0 \cdot p = 1-p$$

پاس

$$X = \{0, 1, 2, \dots\} \quad P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} = \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k-1}}{(k-1)!} \quad (1)$$

$$= \lambda \sum_{r=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^r}{r!} = \lambda$$

مثالی: عددی که در عدد مایه ظاهر می‌شود، یعنی، به‌شماره‌ها رشتنا استانی سبته و $\frac{1}{2}$ عوی می‌باشد که

این عددی که در عدد مایه ظاهر می‌شود، یعنی، به‌شماره‌ها رشتنا استانی سبته و $\frac{1}{2}$ عوی می‌باشد که

توزيع هندسي

$$X = 0 \quad E[X] = 0$$

نوع

$$X = \begin{cases} 0 & 1-p \\ 1 & p \end{cases} \quad E[X] = p$$

دالة

$$X = \{0, 1, 2, \dots, n\} \quad P(X=k) = \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k}$$

دالة

$$E[X] = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k} k = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k} k$$

$$\binom{n}{k} = \frac{n}{k} \binom{n-1}{k-1} \quad \text{نلاحظ } k=1 \Rightarrow \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^k \bar{p}^{n-k}$$

$$= np \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} \bar{p}^{n-k} p^{k-1} \quad k=1 \text{ نضع}$$

$$\Rightarrow np \sum_{r=0}^{n-1} \binom{n-1}{r} \bar{p}^r p^{n-1-r} = np (p + \bar{p})^{n-1} = np$$

$$\frac{0!}{0!} \Rightarrow \left(\frac{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot \dots \cdot 1}{n} + \frac{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot \dots \cdot 1}{n} + \dots + \frac{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot \dots \cdot 1}{n} \right)$$

$$E[X] = \frac{np}{k} = np$$

نوع توزيع هندسي، التوزيع الجيني.

$$X = \{1, 2, 3, \dots\} \quad P(X=k) = p \bar{p}^{k-1}$$

$$E[X] = \sum_{k=1}^{\infty} k p \bar{p}^{k-1} = \frac{1}{p} \quad \text{نلاحظ } \frac{1}{1-x} = 1 + x + x^2 + \dots$$

$$\frac{1}{(1-x)^2} = 1 + 2x + 3x^2 + \dots + kx^{k-1} \Rightarrow \boxed{E[X] = \frac{1}{p}}$$

سفر X واهمیت‌های $F_0(x)$, $f(x)$ و $\hat{f}(x)$ را در نظر بگیرید.

① $F_2 \rightarrow \infty$ 时, $\rho = 0$

① $\xi_1 = 1, \xi_2 = 0$

③ 1997 年 12 月 31 日

④ 张其成

برای توزیع های مستقیم، محاسبات و بحث ها در محاسبات، که در این محاسبات،
در هر محاسبات، محاسبات مستقیم و محاسبات مستقیم.

$$1 - F_{\beta}(x) = P(X > x)$$

✓
جیمہ (۷) اردو CSE میں Pass کیلئے درجہ اولیٰ

اسے دیکھو

X_1 : هزینه های جاری
 X_2 :

| هزینه | نسبت |
|-------|------|
| 5000 | 0.05 |
| 7500 | 0.10 |
| 10000 | 0.20 |
| 12500 | 0.30 |
| 15000 | 0.35 |

$E(X_1) = 5000(0.05) + 7500(0.10) + 10000(0.20) + 12500(0.30) + 15000(0.35)$

Ans: $\frac{1}{2}$

$$X = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ \vdots \\ p_n \end{pmatrix}$$

(مختصات)
 مختصات = $p_1 x_1 + p_2 x_2 + \dots + p_n x_n$
 مختصات $\in \mathbb{Z}[x]$
 Value

Figure 1

میں نے

$$E(x) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6}x + \frac{1}{6}x^2 = \frac{1}{6} \left(\frac{6x^2}{2} \right) = 3.5$$

میرزا حسن

$$\frac{1+3+2+6+\dots}{n} = \frac{\frac{n}{2} \cdot 1 + \frac{n}{2} \cdot 3 + \frac{n}{2} \cdot 6}{n} = \frac{n}{4}$$

60 $\frac{24}{2}$ $\frac{16}{2}$ $\frac{10}{2}$
PACO

$$E[(Y - E(Y))]$$

$$C = E[(Y - E(Y)) \cdot (Y - E(Y))]$$

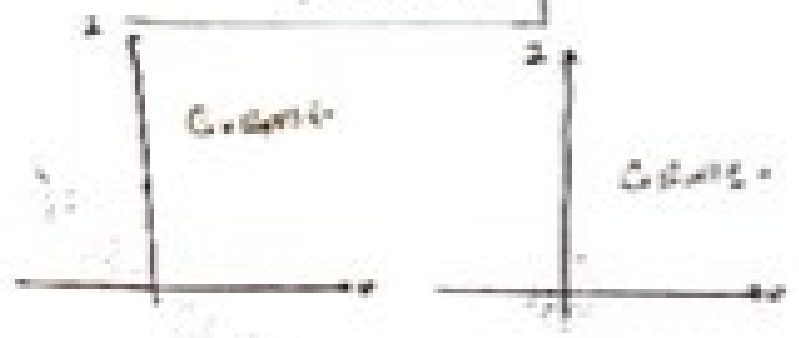
$$V = E[(Y - E(Y))^2] = E(Y^2) - E(Y)^2$$

$$\rightarrow E\left[\frac{Y - E(Y)}{\sqrt{Var(Y)}} \cdot \left(\frac{Y - E(Y)}{\sqrt{Var(Y)}}\right) \cdot \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{Var(Y)}}\right]$$

برای سادگی

$$\frac{Y - E(Y)}{\sqrt{Var(Y)}} = K \cdot \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{Var(Y)}}$$

$$\Rightarrow K = \frac{Cov(Y, Y)}{\sqrt{Var(Y) Var(Y)}}$$



$-1 \leq K \leq 1$ بسیار



$$Cov(X, Y) \leq Var(X) Var(Y) \quad E(Y) = E(Y)$$

$$\left(\sum_{i=1}^n y_i p(x_i, y_i)\right)^2 \leq \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 p(x_i, y_i)\right) \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 p(x_i, y_i)\right)$$

$$\rightarrow \left(\sum_{i=1}^n y_i p(x_i, y_i)\right)^2 \leq \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 p(x_i, y_i)\right) \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 p(x_i, y_i)\right)$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 p(x_i, y_i) = \sum_{i=1}^n y_i^2 \sum_{j=1}^n p(x_i, y_j) = \sum_{i=1}^n y_i^2 P(x_i)$$

$$\bar{X} = X = E(X) \quad Cov(\bar{X}, \bar{Y}) \leq Var(\bar{X}) Var(\bar{Y})$$

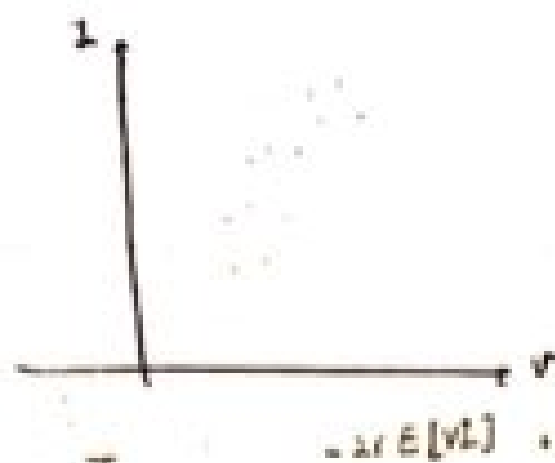
$$\bar{Y} = Y = E(Y)$$

$$X \text{ و } Y \rightarrow \text{Corr}(X, Y) \dots$$

★

$$E[XY] = \sum_{i,j} x_i y_j P_{i,j} = \left(\sum_i x_i P_{i,j} \right) \left(\sum_j y_j P_{i,j} \right)$$

(in Correlated) دو متغیر که $\text{Corr}(X, Y) \dots$ آن ها را غیر همبسته گویند



متغیر تصادفی
 $V = \left(\frac{I}{E[I^2]} \right)$
 که $E[V - rI] = 0$

$$E[V^2 - 2rVI + r^2 I^2]$$

$$-2r E[VI] + 2r [I^2] = r \cdot \frac{E[VI]}{E[I^2]}$$

$$V = E[V I] \cdot \left\{ \frac{I}{E[I^2]} \right\} + \frac{V}{\sqrt{E[V^2]}} = \frac{E[VI]}{\sqrt{E[V^2] E[I^2]}} \cdot \frac{I}{\sqrt{E[I^2]}}$$

$$\text{Var}(aX) = a^2 \text{Var}(X)$$

$$\frac{\text{Corr}(X, I)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(I)}}$$

$$\text{Var}(aX) = 1 \quad \text{برای سادگی} \quad a = \sqrt{\frac{1}{\text{Var}(X)}}$$

$$E[V] \dots \quad \text{Var}(X) = E[X^2] = \sum p_i x_i^2 \quad \text{مستقیم حساب}$$

$$V = rI + c$$

تغییرات در V, I همبسته هستند

$$V = rI + c$$

$$\text{Corr} = \frac{r \cdot E[VI]}{\sqrt{\text{Var}(V)}} = R \cdot \frac{I \cdot E[VI]}{\sqrt{\text{Var}(I)}}$$

$$E[(x-c)^2]$$

ی موضوع متغیر تصادفی x کا ایک عدد c منتخب کریم، جس کی وجہ سے حقائق منتخب

ارادہ بہترین c کے لئے $E(x-c)$ کو صفر بنائیں۔ مثلاً منتخب کریم c کو صفر بنائیں۔

$$E[(x-c)^2] = E[x^2 - 2cx + c^2] = E[x^2] - 2cE(x) + c^2$$

منتخب کریم c کو صفر بنائیں، اس کے لئے $E(x-c)$ کو صفر بنائیں۔

$$c = E(x)$$

نتیجہ $E[(x-c)]$ کا ایک نتیجہ۔

$$f(x, |x-c|) \quad E[f(x)] = \sum_i f_i(x) p_i(x)$$

$$E[(x-c)] = \sum_i (x-c) p_i(x)$$

$$E(x) = \sum_i x p_i(x)$$

$$\text{Var}(x) = E(x^2) - E(x)^2 = E[(x - E(x))^2]$$

$$\text{Var}(x+y) = \text{Var}(x) + \text{Var}(y) + 2\text{Cov}(x, y)$$

$$\text{Cov}(x, y) = E[(y - E(y))(x - E(x))] = E[xy] - E(x)E(y)$$

• کوادراتی تغییراتی مستقار هم صورت

$$G_{\alpha}(\alpha, \beta) = \mathbb{E}((\alpha - \beta)(\alpha - \beta)) = \mathbb{E}(\alpha^2 - 2\alpha\beta + \beta^2)$$

$$= \mathbb{E}(\alpha^2) - 2\mathbb{E}(\alpha\beta) + \mathbb{E}(\beta^2)$$

اگر α مستقل از β و γ و δ همبسته باشد

$$G_{\alpha}(\alpha, \beta) = \mathbb{E}((\alpha - \beta)(\alpha - \beta)) = \mathbb{E}(\alpha^2 - 2\alpha\beta + \beta^2)$$

• هر دو متغیر α و β مستقل باشند. α و β همبسته باشند. α و β همبسته باشند. α و β همبسته باشند.

24, 3, 24

درست

اولی و دومی. صواب. همبستگی. تغییراتی همبسته

$$x \perp y \rightarrow z, f(x) \perp g(y)$$

$$P(Z = z, W = w) = \sum_{i,j} P_{i,j}(z, w) = \sum_{i,j} P_{i,j}(z) P_{i,j}(w)$$

$$= \left(\sum_{i,j} P_{i,j}(z) \right) \left(\sum_{i,j} P_{i,j}(w) \right) = P_z(z) P_w(w)$$

Subject _____

Date _____

$$Y = x^2$$

$$x = \begin{cases} a \\ b \end{cases} \quad \begin{matrix} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \end{matrix}$$

$$\begin{array}{ccc} a_1 & a_2 & \dots & a_n \\ \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\ a_1^2 & a_2^2 & \dots & a_n^2 \end{array} \quad \begin{array}{c} \frac{1}{2} \rightarrow a \\ \frac{1}{2} \rightarrow b \end{array}$$

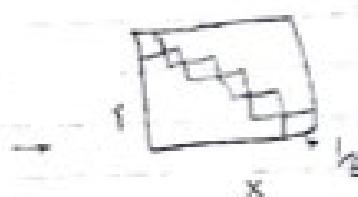
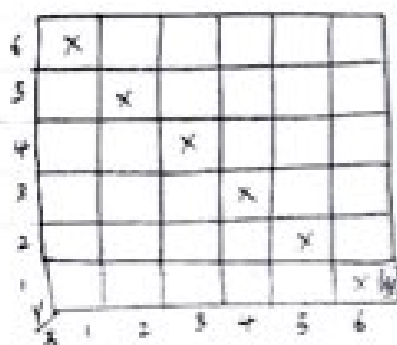
$$\Rightarrow \frac{\frac{1}{2} a^2 + \frac{1}{2} b^2}{2} = \frac{1}{2} a^2 + \frac{1}{2} b^2$$

سوال: دو متغیر تصادفی وابسته، تصادفی متغیر X و Y را در نظر بگیرید که دارای تابع چگالی مشترک زیر است:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{7} & \text{if } (x, y) \in \{(1, 1), (2, 2), (3, 3), (4, 4), (5, 5), (6, 6), (7, 7)\} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

الف) $P(X=3, Y=4)$ را بیابید. ب) $P(X=3 | Y=4)$ را بیابید. ج) $P(X=3 | Y=4)$ را بیابید.

→ $a = 3, b = 4$



تصادفی متغیر X و Y را در نظر بگیرید که دارای تابع چگالی مشترک زیر است.

الف) $P(X=3, Y=4)$ را بیابید. ب) $P(X=3 | Y=4)$ را بیابید. ج) $P(X=3 | Y=4)$ را بیابید.

$E[f(x, y)]$, $f(x, y)$, $E[X]$, Y , $f(x, y)$

X, Y , $E[f(x, y)]$, $f(x, y)$, $E[X]$, Y , $f(x, y)$

$E[X] = \sum_{i=1}^n x_i p_{1i}$, $f(x, y)$, $E[X]$, Y , $f(x, y)$ ①

$E[f(x, y)] = \sum_{i=1}^n f(x_i, y_i) p_{i,j}$ ②

→ $E[f(x, y)] = \sum_{i,j} f(x_i, y_j) p_{i,j}$



$$X = X_1 + X_2 + X_3$$

$$E[X|N=3] = E[X_1] + E[X_2] + E[X_3] = 3\lambda$$

$$E[X|N=n] = n\lambda \rightarrow E[X] = \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n) \underbrace{E[X|N=n]}_{n\lambda} = \lambda E[N]$$

$$\Rightarrow E[X] = \lambda^2$$

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda)$$

$$Y \sim \text{Poisson}(\lambda)$$

$$\rightarrow X+Y \sim \text{Poisson}(\lambda+\lambda)$$

مجموع دو متغیر تصادفی پواسن

این فرمول را می توانیم به صورت دیگر بنویسیم

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda_1) \sim B\left(\frac{\lambda_1}{\lambda}, p\right)$$

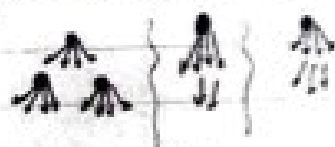
$$Y \sim \text{Poisson}(\lambda_2) \sim B\left(\frac{\lambda_2}{\lambda}, p\right)$$

$$\rightarrow X+Y \sim \text{Poisson}(\lambda_1+\lambda_2) \sim B\left(\frac{\lambda_1+\lambda_2}{\lambda}, p\right) \sim \text{Poisson}(\lambda)$$

در اینجا $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$ و $p = \frac{\lambda}{\lambda}$ است. آیا این درست است؟

$$E[Y] = \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n) E[Y|N=n]$$

$$P(N=3)$$



در اینجا $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$

$$Y = \omega_1 + \omega_2 + \omega_3$$

$$E[Y] = 3\lambda^2$$

$$\Rightarrow E[Y] = \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n) \underbrace{E[Y|N=n]}_{n\lambda^2} = \lambda^2$$

دستور کار

دوسری امید ریاضی - امید ریاضی تابع یک متغیر - امید ریاضی شرطی

$$E(X) = \sum_x x p_x(x)$$

$$E[ax + by] = aE(X) + bE(Y)$$

$$p(x, y) = \sum_y p(x, y) \rightarrow E[X|Y=y] = \sum_x x p(x, y)$$

$$p(x, y) = \sum_y p(x, y) p(y)$$

$$\rightarrow \sum_y p(y) E[X|Y=y] = \sum_y p(y) \sum_x x p(x, y)$$

$$\sum_{xy} x p(y) p(x, y) = \sum_{xy} x p_{x,y}(x, y) = \sum_x x \sum_y p_{x,y}(x, y)$$

$$= \sum_x x p_x(x) = E(X)$$

$$\rightarrow \sum_y p(y) E[X|Y=y] = E(X)$$



$N =$ فرایند پویا
و احتمال

فرایند پویا در هر مرحله فرایند پویا
در هر مرحله فرایند پویا

فرایند پویا در هر مرحله فرایند پویا

$$E(X) = \sum_{n=0}^{\infty} p(N=n) E[X|N=n]$$

روش اولیاتی با روشی دیگر

ماتریس همبستگی E_1, E_2, \dots, E_n بر روی X به دست می آید

Input n, p :

for $j = 1$ to n

$Z[j] = \text{Random Gen}(p)$

and

$x = \sum_{d=1}^p Z[d]$

1 2 3 ... n

Input (x_1, x_2, \dots, x_n)

ماتریس همبستگی

(x_1, x_2, \dots, x_n)

for $j = 1$ to n

if $x[j] < 0$

$Z[j] = 1$

else $Z[j] = 0$

and

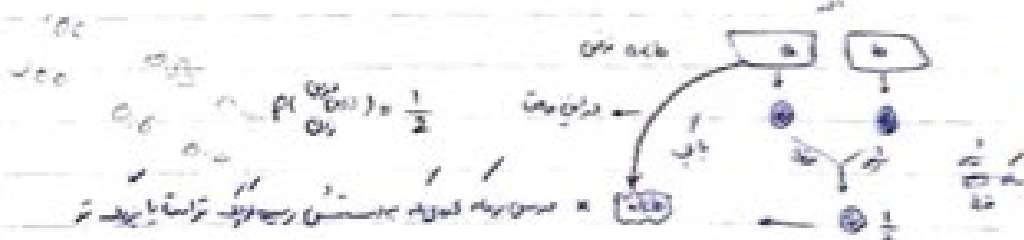
and

$x = \sum Z[j]$

ماتریس همبستگی E_1, E_2, \dots, E_n

مسئله 6

فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با توزیع مشترک زیر را در نظر بگیرید. $P(X=0, Y=0) = \frac{1}{2}$



$P(X=0) = \frac{1}{2}$

توزیع حاشیه X و Y

$X \rightarrow Y$

$X \rightarrow Y$

| $X \backslash Y$ | 0 | 1 |
|------------------|---------------|---------------|
| 0 | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{4}$ |
| 1 | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{4}$ |

| $X \backslash Y$ | 0 | 1 | $P(X=x)$ |
|------------------|---------------|---------------|---------------|
| 0 | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{2}$ |
| 1 | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{2}$ |

$$P(X=0) = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$X = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$E(X) = \sum_{i=1}^n E(X_i)$$

میانگین مشترک

مسئله ۱: یک سکه را سه بار پرتاب می‌کنیم. احتمال اینکه در هر بار ۱ یا ۲ یا ۳ بیفتد. (تک‌وجهی)

$$X=3 \rightarrow 3, 2, 1$$

$$X=2 \rightarrow 3, 2, 1$$

$$X=1 \rightarrow 2, 1, 3$$

$$X=0 \rightarrow 2, 3, 1$$

$$X=0 \rightarrow 3, 1, 2$$

$$X=1 \rightarrow 3, 2, 1$$

$$X = \begin{cases} 0 & \frac{2}{6} \\ 1 & \frac{1}{6} \\ 2 & \frac{1}{6} \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{2}{6} \cdot 0 + \frac{1}{6} \cdot 1 + \frac{1}{6} \cdot 2 = 1$$

$$I_j = \begin{cases} 1 & \text{در صورتی که } X = j \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \quad X = I_1 + I_2 + I_3$$

$$E(I_j) = 0 \cdot P(I_j=0) + 1 \cdot P(I_j=1) = \frac{1}{6} \Rightarrow E(X) = 1$$

$$\Rightarrow \frac{2}{6} \cdot 0 + \frac{1}{6} \cdot 1 + \frac{1}{6} \cdot 2 = \frac{2}{6} + \frac{1}{6} = \frac{3}{6} = \frac{1}{2} \quad \text{مع توجه به سکه}$$

$$E(X) = 1 \quad \text{به روش دیگر}$$

$$X = \begin{cases} 0 & 1 & 2 & 3 \end{cases} \Rightarrow X \rightarrow 3$$

$$I_j = \begin{cases} 1 & \text{در صورتی که } X = j \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

تک‌وجهی

تک‌وجهی

$$X = I_1 + I_2 + I_3$$

$$E(X) = \sum_{j=1}^n E(I_j) = \sum_{j=1}^n P(I_j=1) = \frac{n-1}{4}$$

$$P(I_j=1) = \frac{1}{4}$$

Subject _____

Subject _____
Date 25/8/20

دسته کار: روش آماری

$$X \begin{matrix} x_1 & p_1 \\ x_2 & p_2 \\ \vdots & \vdots \\ x_n & p_n \end{matrix} \quad E(X) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

$$Y = aX + b \rightarrow Y_{max} = aX_{max} + b$$

$$\text{جدول } Y \text{ (مقادیر)} \begin{cases} ax_1 + b & p_1 \\ ax_2 + b & p_2 \\ \vdots & \vdots \\ ax_n + b & p_n \end{cases} \quad E(Y) = \sum_{i=1}^n p_i (ax_i + b) = a \sum_{i=1}^n x_i p_i + b \sum_{i=1}^n p_i$$

$$= E(X) \cdot a + E(Y) \cdot b$$

$$Z = X + Y \quad E(Z) = \sum_z z \cdot p(z) \quad p(z) = \sum_{\substack{x,y \\ x+y=z}} p(x,y)$$

$$\rightarrow E(Z) = \sum_z z \sum_{\substack{x,y \\ x+y=z}} p(x,y) = \sum_{\substack{x,y \\ x+y=z}} z p(x,y) = \sum_z (x+y) p(x,y) = \sum_{x,y} x p(x,y) + \sum_{x,y} y p(x,y) = \sum_x x p(x) + \sum_y y p(y) = E(X) + E(Y)$$

$$X = 0 \text{ (مقدار)} \quad E(X) = 0 \cdot p$$

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{در صورت وقوع} \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \quad X = Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n$$

$$E(X) = \sum_{i=1}^n E(Z_i) = n \cdot p \quad E(Z_i) = 1 \cdot (1-p) + 0 \cdot p = 1-p$$

Subject _____
Date _____

پرسش

$$X = \{0, 1, 2, \dots\} \quad P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} = \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k-1}}{(k-1)!} \quad (1) \\ &= \lambda \sum_{r=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^r}{r!} = \lambda \end{aligned}$$

سوال: عددی میانگین عدد داری باشد و بگوید: این را به شما چه روشی امکان میدهد؟ $\frac{1}{2}$ عددی می باشد که

این عدد دیگر نیست. عددی که عددی باشد یا نه؟

Subject

Date

Subject

Date

البرهان

$$X = C$$

$$E(X) = C$$

نات

$$X = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ \vdots \\ n \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} 1-p \\ p \end{matrix} \quad E(X) = p$$

دور

$$X = \{1, 2, 3, \dots, n\} \quad P(X=k) = \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k}$$

دور

$$E(X) = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k} k = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k} k$$

$$\binom{n}{k} = \frac{n}{k} \binom{n-1}{k-1} \quad P(X=k) = \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} n p^k \bar{p}^{n-k}$$

$$= n p \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} \bar{p}^{n-k} \quad k-1 \rightarrow k$$

$$= n p \sum_{k=0}^{n-1} \binom{n-1}{k} p^k \bar{p}^{n-1-k} = n p (p + \bar{p})^{n-1} = n p$$

 $\frac{0}{0}$

$$\Rightarrow \frac{1+1+1+\dots+1}{n} = \frac{1+1+1+\dots+1}{n} = \frac{1}{n} + \frac{1}{n} + \dots + \frac{1}{n}$$

$$E(X) = \frac{n p}{k} = n p$$

البرهان: $E(X) = \sum_{k=1}^n k P(X=k) = \sum_{k=1}^n k \binom{n}{k} p^k \bar{p}^{n-k}$

$$X = \{1, 2, 3, \dots, n\} \quad P(X=k) = p \bar{p}^{k-1}$$

دور

$$E(X) = \sum_{k=1}^n k p \bar{p}^{k-1} = \frac{1}{p} \quad \text{نات (1)} \quad \frac{1}{1-x} = 1 + x + x^2 + \dots$$

$$\frac{1}{(1-x)^2} = 1 + 2x + 3x^2 + \dots + kx^{k-1} \Rightarrow E(X) = \frac{1}{p}$$

PAPCO

Subject

Date

تعیین X و $F_X(x)$ و $P(X=x)$

(1) $F_X(x) = 0$

(2) $F_X(x) = 1$

(3) غیر مشخص

(4) $F_X(x) = 1$

در اینجا $F_X(x)$ مشخص است و $P(X=x)$ مشخص است و $F_X(x)$ مشخص است.

$1 - F_X(x) = P(X > x)$

پس (5) برای $F_X(x)$ و $P(X=x)$ مشخص است

تعیین X

تعیین X و $F_X(x)$

X

| مقدار | احتمال |
|-------|--------|
| 5000 | 0.05 |
| 7500 | 0.10 |
| 10000 | 0.20 |
| 12500 | 0.30 |
| 15000 | 0.35 |

احتمال $P(X=x)$

احتمال $P(X=x) = 5000(0.05) + 7500(0.10) + 10000(0.20) + 12500(0.30) + 15000(0.35) = 10000$

احتمال $P(X=x) = \frac{10000}{10000} = 1$

| X | P |
|----------|----------|
| x_1 | P_1 |
| x_2 | P_2 |
| \vdots | \vdots |
| x_n | P_n |

احتمال

تعیین X

Expected Value

$P_1 x_1 + P_2 x_2 + \dots + P_n x_n$

$x = 1, 2, \dots, 6$

تعیین X

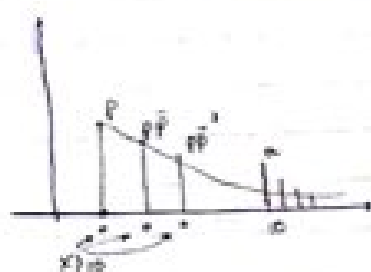
$E(X) = \frac{1}{6} \times 1 + \frac{2}{6} \times 2 + \dots + \frac{1}{6} \times 6 = \frac{1}{6} \left(\frac{6 \times 7}{2} \right) = 3.5$

تعیین X

$\frac{1 \times 1 + 2 \times 2 + \dots + 6 \times 6}{6} = ?$

$\frac{1 \times 1}{6} + \frac{2 \times 2}{6} + \dots + \frac{6 \times 6}{6} = 3.5$

تعیین X

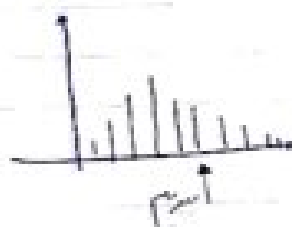


$$\bar{p} = 1 - p$$

$$p, p\bar{p}, p\bar{p}^2, \dots$$

$$p + p\bar{p} + p\bar{p}^2 + \dots = 1 \quad \leftarrow \quad \underline{p(1 + \bar{p})}$$

مجموع احتمال ها باید مساوی 1 باشد. چون این یک توزیع احتمالات است.



if $n > m$

$$p(x, n | x > m) = p(x, n-m) = p(x-m) \cdot \bar{p}^{x-m-1}$$

$$\frac{p(x, n)}{p(x > m)} = p(x-m)$$

$$m=1 \rightarrow \frac{p(x-1)}{p(x, n=1)} = p(x) \cdot \bar{p}$$

دو حالت داریم
 $X = p$
 $Y = \bar{p}$

$$Z = \max(X, Y)$$

$$p(Z \geq 3) = p(X \geq 3) + p(Y \geq 3)$$

$$= p(X \geq 3) + p(Y \geq 3) = (1-p)^{3-1} + (1-p)^{3-1} = (1-p)^{2 \cdot 3-2}$$

$$p(Z = \frac{5}{2}) = p(X \geq \frac{5}{2}) - p(X \geq \frac{5}{2} + 1) = (1-p)^{2 \cdot \frac{5}{2} - 2} - (1-p)^{2 \cdot \frac{5}{2} - 1}$$

$$q = 1 - (1-p)^2 \quad 1-p = (1-p)^2 \quad p(Z = \frac{5}{2}) = (1-p)^{\frac{5}{2}-1} - (1-p)^{\frac{5}{2}}$$

$$= q \cdot (1-q)^{\frac{5}{2}-1} \quad \text{و چون}$$

$$f(n+1) = \left(\frac{1}{2}(1-p)\right)^{n+1} (n+1) - (n-2) = f(n) \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{(1-p)(n+1)}{(n-2)}$$

$$\text{ملاحظہ: } f(n^*) > f(n^*+1), f(n^*-1)$$

$$\frac{1}{2} (1-p) \frac{n^*+1}{n^*-2} < 1$$

$$\frac{1}{2} (1-p) \frac{n^*}{n^*-10} > 1$$

$$\frac{1}{2} (1-p) \frac{n^*}{n^*-10} < 1$$

35, 8, 3

کامیابی میں جیتنے والے دستے کو

میں سے جیتنے والے دستے کو

کے لیے جیتنے

$$\underbrace{1, 0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0}_{10} \quad \textcircled{a}$$

$$p(x, n | x > 0) = p(x, n) \quad \text{جس وقت } x > 0 \text{ ہو}$$

$$p(x, n | x > 0) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ p(x, n) & x \geq 0 \end{cases}$$

میں سے جیتنے

$$p(x, n | x > 0) = \frac{p(x, n, x > 0)}{p(x > 0)} \quad x > 0 \rightarrow p(x, n | x > 0) = \frac{p(x, n)}{p(x > 0)}$$

$$= \frac{p(1-p)^{n-1}}{(1-p)^{10}} = p(1-p)^{n-1-10} = p(1-p)^{n-11} \cdot p(x, n-10)$$

$$E X = \sum_{j=1}^n E[I_j] = \sum_{j=1}^n P(I_j=1) = \frac{n-1}{n}$$

$$P(I_j=1) = \frac{1}{n}$$

۰ ۱ ۰ ۰ ۱ ۰
 ✓ ✓
 ✓ ✓ ✓
 ✓ ✓ ✓
 ✓ ✓ ✓

۰ ۰ - ۰
 مقرب
 مقربا X ؟

کون اس در نظر بگیرید - یوں اس کو ایک بارہ حصوں دارم
 سب سے پہلے اس کو در نظر لیتے ہیں کہ اس کو کتنے حصوں میں تقسیم کیا جائے گا
 سب سے پہلے یہ سمجھیں کہ $E(X) = ?$

$X = \#$ تعداد

تعداد میں یہ کتنے حصوں ہوں گے



۱- حالت خود را - صواب است
چون اکثر هم میزنند
آخرین هم مدد است.

$$I_n = \begin{cases} 0 & \text{فصل اول} \\ 1 & \text{فصل دوم} \end{cases}$$

$$E(X) = E[I_1] + E[I_2] + \dots + E[I_n] =$$

$$\sum_{j=1}^n E[I_j] = nP$$

$$E[I_1] = 0 \cdot (1-P) + 1 \cdot P = P$$

$$E[I_2] = P$$

$$E[I_n] = P$$

۱، ۲، ۳ و ۴ در نظر بگیرید:

اینجا حالت‌های ممکن (با احتمال مساوی) را می‌بینیم

انتخاب ۳ کسب

$X =$ تعداد اعدادی که جایزه‌شان برنده شده است

نمونه است

| ۱، ۲، ۳ | X |
|---------|-------|
| ۳، ۱، ۲ | $X=0$ |
| ۳، ۲، ۱ | $X=0$ |
| ۲، ۳، ۱ | $X=1$ |
| ۲، ۱، ۳ | $X=1$ |
| ۱، ۳، ۲ | $X=2$ |
| ۱، ۲، ۳ | $X=3$ |

۴ حالت ممکن

هیچگاه $X=4$ نمی‌شود چون
 تنها سه نفری برنده می‌شوند
 و چهارم نیست.

$$X = \begin{cases} 0 & \frac{2}{6} \\ 1 & \frac{4}{6} \\ 2 & \frac{1}{6} \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{2}{6} \times 0 + \frac{4}{6} \times 1 + \frac{1}{6} \times 2 = 1$$

مقدار متوسطی که برنده می‌شود

$$\sum_x x P(X=x) + \sum_y y P(Y=y) =$$

$$E[X] + E[Y]$$

$$\begin{aligned} x(1) &\rightarrow ax(1)+b & Y(\omega) &= aX(\omega)+b \\ x(2) &\rightarrow ax(2)+b \\ &\vdots \\ x(n) &\rightarrow ax(n)+b \end{aligned}$$

$$a \frac{\sum x_i}{n} + b$$

$$\begin{aligned} x(1) + y(1) &\rightarrow x(1)+y(1) & \leftarrow Z = X+Y \\ x(2) + y(2) &\rightarrow x(2)+y(2) \\ &\vdots \\ x(n) + y(n) &\rightarrow x(n)+y(n) \end{aligned}$$

مجموعه Z به این ترتیب بدست می آید

$$\frac{\sum x_i + \sum y_i}{n}$$

$X \sim B(n, p)$ تعدادها در برآب n که

$$E[X] = np$$

برآ-ن I_1, I_2, \dots, I_n در فضای نمونه

$I_i = \begin{cases} 1 & \text{برآ-ن} \\ 0 & \text{در فضای نمونه} \end{cases}$

$$X = I_1 + I_2 + \dots + I_n$$

$$Y \begin{cases} ax_1 + b & p_1 \\ ax_r + b & p_r \\ \vdots & \vdots \\ ax_k + b & p_k \end{cases}$$

$$p_1 + p_r + \dots + p_k = 1$$

$$Z = X + Y$$

$$E(Z) = \sum_j z \cdot P(Z=j)$$

$$P(Z=j) = \sum_{\substack{x,y \\ x+y=j}} P(X=x, Y=y)$$

$$E(Z) = \sum_j j \sum_{\substack{x,y \\ x+y=j}} P(X=x, Y=y) =$$

Source: http://www.math.uh.edu/~djohnson/math4390/notes/4390_01_24_13.pdf

$$\sum_{\substack{x,y,j \\ x+y=j}} j P(X=x, Y=y) = \sum_{x,y} (x+y) P(X=x, Y=y)$$

$$(x+y=j)$$

$$= \sum_{x,y} x P(X=x, Y=y) + \sum_{x,y} y P(X=x, Y=y) =$$

Source: http://www.math.uh.edu/~djohnson/math4390/notes/4390_01_25_13.pdf

دستورکار
ادامه آمپریا منی

| | | |
|-----|----------|----------|
| X | x_1 | p_1 |
| | x_2 | p_2 |
| | \vdots | \vdots |
| | x_k | p_k |

$$E(X) = \sum_{i=1}^k p_i x_i$$

خواص آمپریا منی ۹۹

$$Y = aX + b \leadsto Y(\omega) = aX(\omega) + b$$

$$E[Y] = \sum_{i=1}^k p_i (ax_i + b) =$$

$$\sum_{i=1}^k p_i ax_i + \sum_{i=1}^k p_i b = aE[X] + b$$

$$P(X=x, Y=y)$$

$$P(Y=y, X=x) =$$

$$P(Y=y, X=x) =$$