



# آمار و احتمالات مهندسی تمرین ششم - قضایای حدی روژین و علی تاریخ تحویل ۱۴۰۱/۱۰/۱۲

## سؤال ١.

فرض کنید دو متغیر تصادفی X و Y مستقل، با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^{\mathsf{Y}}$  هستند. Z و T را به صورت X مستقل، با میانیگین صفر و واریانس T همبستگی بین T و T برابر T باشد.

## پاسخ .

$$\begin{split} Var(Z) &= Var(X+Y) = \underbrace{Var(X)}_{\sigma^{\text{\tiny Y}}} + \underbrace{Var(Y)}_{\sigma^{\text{\tiny Y}}} + \underbrace{\text{\tiny Y}Cov(X,Y)}_{\bullet} = \text{\tiny Y}\sigma^{\text{\tiny Y}} \\ Var(T) &= Var(aX + \frac{\text{\tiny Y}}{\text{\tiny Y}}Y) = a^{\text{\tiny Y}}Var(X) + \frac{\text{\tiny Y}}{\text{\tiny Y}}Var(Y) + \underbrace{aCov(X,Y)}_{\bullet} = (a^{\text{\tiny Y}} + \frac{\text{\tiny Y}}{\text{\tiny Y}})\sigma^{\text{\tiny Y}} \end{split}$$

$$\begin{aligned} Cov(Z,T) &= E(ZT) - E(Z)E(T) \\ &= E(aX^{\mathsf{Y}} + (a + \frac{1}{\mathsf{Y}})XY + \frac{1}{\mathsf{Y}}Y^{\mathsf{Y}}) - E(X + Y)E(aX + \frac{1}{\mathsf{Y}}Y) \\ &= aE(X^{\mathsf{Y}}) + (a + \frac{1}{\mathsf{Y}})\underbrace{E(XY)}_{E(X)E(Y)=} + \frac{1}{\mathsf{Y}}E(Y^{\mathsf{Y}}) - (E(X) + E(Y))\underbrace{(aE(X) + \frac{1}{\mathsf{Y}}E(Y))}_{\vdots} \\ &= aE(X^{\mathsf{Y}}) + \frac{1}{\mathsf{Y}}E(Y^{\mathsf{Y}}) \\ &= aE(X^{\mathsf{Y}}) + \frac{1}{\mathsf{Y}}E(Y^{\mathsf{Y}}) - \underbrace{a[E(X)]^{\mathsf{Y}} - \frac{1}{\mathsf{Y}}[E(Y)]^{\mathsf{Y}}}_{\vdots} \\ &= a\left(E(X^{\mathsf{Y}}) - [E(X)]^{\mathsf{Y}}\right) + \frac{1}{\mathsf{Y}}\left(E(Y^{\mathsf{Y}}) - [E(Y)]^{\mathsf{Y}}\right) \\ &= aVar(X) + \frac{1}{\mathsf{Y}}Var(Y) \\ &= (a + \frac{1}{\mathsf{Y}})\sigma^{\mathsf{Y}} \end{aligned}$$

مرين ششم – قضاياي حدي آمار و احتمالات مهندسي

$$\begin{split} \Rightarrow Corr(Z,T) &= \frac{Cov(Z,T)}{\sqrt{Var(Z)Var(T)}} \\ \frac{1}{\mathbf{Y}} &= \frac{(a+\frac{1}{\mathbf{Y}})\sigma^{\mathbf{Y}}}{\sqrt{\mathbf{Y}(a^{\mathbf{Y}}+\frac{1}{\mathbf{Y}})\sigma^{\mathbf{Y}}}} \Rightarrow a = -\mathbf{1} \pm \frac{\sqrt{\mathbf{Y}}}{\mathbf{Y}} \end{split}$$

### سؤال ٢.

تابع چگالی احتمال متغیرهای تصادفی X و Y برای  $a>\cdot$  به صورت زیر است:

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{a^{\mathsf{T}}} & \cdot < x, y < a \\ \cdot & \text{otherwise} \end{cases}$$

. تابع توزیع انباشته متغیر تصادفی  $W = max(rac{X}{Y},rac{Y}{X})$  را بیابید

پاسخ .

ابتدا 
$$Z=rac{X}{Y}$$
 را در نظر می گیریم. اگر ۱ $z\geq 2$  باشد داریم:

$$\mathbb{P}(Z \le z) = \mathbb{P}(X \le zY) = \frac{1}{a^{\mathsf{r}}} \int_{\cdot}^{a} \int_{\cdot}^{a} \chi_{x \le zy} dy dx = \frac{1}{a^{\mathsf{r}}} \int_{\cdot}^{a} \min(a, zy) dy = \frac{1}{a^{\mathsf{r}}} \left( \int_{\cdot}^{\frac{a}{z}} zy dy + \int_{\frac{a}{z}}^{a} a dy \right) = \frac{1}{a^{\mathsf{r}}} \left( \frac{a^{\mathsf{r}}}{\mathsf{r}z} + a^{\mathsf{r}} - \frac{a^{\mathsf{r}}}{z} \right) = \mathsf{r} - \frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r}z}$$

:اگر ۱ $\leq z$  باشد داریم

$$\mathbb{P}(Z \leq z) = \mathbb{P}(X \leq zY) = \frac{1}{a^{\mathsf{Y}}} \int_{1}^{a} \int_{1}^{a} \chi_{x \leq zy} dy dx = \frac{1}{a^{\mathsf{Y}}} \int_{1}^{a} zy dy = \frac{z}{\mathsf{Y}} \int_{1}^{a} zy dy dx = \frac{z}{\mathsf{Y}} \int_{1}^{a} zy dy$$

:با  $w \geq 1$  داریم

$$\mathbb{P}(W \leq w) = \mathbb{P}(\frac{\mathbf{1}}{w} \leq Z \leq w) = \mathbb{P}(Z \leq w) - \mathbb{P}(Z < \frac{\mathbf{1}}{w}) = \mathbf{1} - \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{7}w} - \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{7}w} = \mathbf{1} - \frac{\mathbf{1}}{w} = \mathbf{1}$$

و در نهایت برای تابع توزیع تجمعی داریم:

$$F_W(w) = \begin{cases} \cdot & w \le v \\ v - \frac{v}{w} & w \ge v \end{cases}$$

## سؤال ٣.

دو متغیر تصادفی مستقل در نظر بگیرید.  $X \sim U(\cdot,1)$  و  $Y \sim U(\cdot,1)$  متغیر تصادفی Z به صورت زیر تعریف می شود، تابع چگالی Z را بیابید.

$$Z = (-\mathbf{Y} \ln X)^{\frac{1}{\mathbf{Y}}} cos(\mathbf{Y}\pi Y)$$

مرین ششم - قضایای حدی

پاسخ .

از متغیر کمکی W=Y استفاده می کنیم و با جای گذاری آن در رابطه تعریف شده در صورت سوال، X را برحسب W و Z به دست می آوریم و داریم:

$$x_1 = e^{-\frac{(zsec(\tau \pi w))^{\tau}}{\tau}}$$
$$y_1 = w$$

میدانیم  $f_{ZW}(z,w)$  از رابطه زیر به دست می آید:

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

:پس ابتدا J(z,w) را محاسبه می کنیم

$$J(z,w) = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial z} & \frac{\partial x_1}{\partial w} \\ \frac{\partial y_1}{\partial z} & \frac{\partial y_1}{\partial w} \end{vmatrix} = -zsec^{\mathsf{T}}(\mathsf{T}\pi w)e^{-\frac{(zsec(\mathsf{T}\pi w))^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T}}}$$

حال داريم:

$$f_{ZW}(z,w) = |z| sec^{\mathbf{Y}}(\mathbf{Y}\pi w) e^{-\frac{(zsec(\mathbf{Y}\pi w))^{\mathbf{Y}}}{\mathbf{Y}}}, -\infty < z < +\infty, \cdot < w < \mathbf{Y}$$

حال با انتگرال گیری بر روی مقادیر مختلف w میتوانیم تابع چگالی Z را به دست بیاوریم:

$$f_z(z) = \int_{-1}^{1} f_{ZW}(z,w) dw = e^{-z^{\mathsf{Y}}/\mathsf{Y}} \int_{1}^{1} |z| sec^{\mathsf{Y}}(\mathsf{Y}\pi w) e^{-\frac{(|z|tan(\mathsf{Y}\pi w))^{\mathsf{Y}}}{\mathsf{Y}}} dw$$

از متغیر کمکی  $u=|z|tan( {
m Y}\pi w)$  همین طور واضح است که  $u=|z|tan( {
m Y}\pi w)$  استفاده می کنیم. پس  $u=|z|tan( {
m Y}\pi w)$  همین طور واضح است که .  $-\infty < u < +\infty$ 

پس داريم:

$$f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{\mathrm{Y}\pi}} e^{-z^{\mathrm{Y}}/\mathrm{Y}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-u^{\mathrm{Y}}/\mathrm{Y}}}{\sqrt{\mathrm{Y}\pi}} du = \frac{1}{\sqrt{\mathrm{Y}\pi}} e^{-z^{\mathrm{Y}}/\mathrm{Y}}, -\infty < z < +\infty$$

# سؤال ۴.

یک بازیکن به طور همزمان یک تاس سالم و یک سکه سالم را پرتاب می کند. اگر سکه رو بیاید، ۲ برابر عدد تاس و اگر پشت بیاید، ۲ برابر عدد تاس امتیاز می گیرد. امید ریاضی امتیاز او را محاسبه کنید.

ياسخ

فرض می کنیم R پیشامد رو آمدن سکه و N عدد روی تاس باشد. می دانیم N و R مستقل هستند. اگر امتیازی که برنده می شود را با W نشان دهیم داریم:

$$P(W = \mathbf{Y}N|R) = \mathbf{Y}$$
  $P(W = \frac{\mathbf{Y}}{\mathbf{Y}}N|R^c) = \mathbf{Y}$ 

مرين ششم - قضاياي حدى

بنابراین با توجه به رابطهی  $E(X) = \sum_{i=1}^m E(X|A_i) P(A_i)$  که با به کارگیری قضیه احتمال کل به آن میرسیم، داریم:

$$\begin{split} E(W) &= E(W|R)P(R) + E(W|R^c)P(R^c) \\ &= E(\mathbf{Y}N|R)P(R) + E(\frac{1}{\mathbf{Y}}N|R^c)P(R^c) \\ &= E(\mathbf{Y}N)P(R) + E(\frac{1}{\mathbf{Y}}N)P(R^c) \\ &= \mathbf{Y}E(N)P(R) + \frac{1}{\mathbf{Y}}E(N)P(R^c) \\ &= \mathbf{Y}(\frac{1+\mathbf{Y}+\mathbf{Y}+\mathbf{Y}+\delta+\delta+9}{9})(\frac{1}{\mathbf{Y}}) + \frac{1}{\mathbf{Y}}(\frac{1+\mathbf{Y}+\mathbf{Y}+\mathbf{Y}+\delta+\delta+9}{9})(\frac{1}{\mathbf{Y}}) \\ &= \frac{\mathbf{Y}\delta}{\Lambda} = \mathbf{F}/\mathbf{Y}\mathbf{Y}\delta \end{split}$$

#### سؤال ۵.

در یک سیستم نرمافزاری، دو سرور برای پاسخ به درخواستهای کاربران وجود دارد. این درخواستها با احتمال N به سرور اول ارسال می شوند که N خود یک متغیر تصادفی با توزیع  $U(\cdot,1)$  است. دو هزار درخواست از طرف کاربران ایجاد شده است. می دانیم هر دو هزار درخواست به سمت سرور اول ارسال شده اند. مطلوب است محاسبه:

الف) تابع چگالی احتمال شرطی متغیر تصادفی N

ب) امید ریاضی شرطی N

پ) احتمال اینکه دو هزار درخواست بعدی نیز به سرور اول ارسال شوند

## پاسخ .

الف)

ابتدا X را تعداد درخواستهای ارسال شده به سرور اول درنظر می گیریم. با توجه به قضیه بیز داریم:

$$f_{N|X}(n|x) = \frac{f_{X|N}(x|n)f_N(n)}{f_X(x)}$$

همحنين مي دانيم

$$f_{X|N}(x|n) = \binom{\mathbf{Y} \cdots}{x} n^x (\mathbf{Y} - n)^{\mathbf{Y} \cdots - x}$$

با جای گذاری در رابطه داریم:

$$f_{N|X}(n|\mathbf{Y}\cdots) = \frac{n^{\mathbf{Y}\cdots}}{f_X(x)}$$

می دانیم  $f_{N|X}(n| ext{ron})$  یک تابع چگالی احتمال است و رابطه زیر باید برقرار باشد:

$$f_X(x) = \int_1^1 n^{r \cdot \cdot \cdot} dn = \frac{1}{r \cdot \cdot \cdot}$$

و درنهایت داریم:

$$f_{N|X}(n|\mathbf{Y}\cdots) = \mathbf{Y}\cdots \mathbf{N}^{\mathbf{Y}\cdots}$$

ب

$$E[N|X=\mathbf{Y}\cdots]=\int_{\mathbf{I}}^{\mathbf{Y}}nf_{N|X}(n|\mathbf{Y}\cdots)dn=\int_{\mathbf{I}}^{\mathbf{Y}}\mathbf{Y}\cdots\mathbf{Y}^{\mathbf{Y}\cdots\mathbf{Y}}dn=\frac{\mathbf{Y}\cdots\mathbf{Y}}{\mathbf{Y}\cdots\mathbf{Y}}$$

نمرین ششم - قضایای حدی آمار و احتمالات مهندسی

پ)

ابتدا ۲ را تعداد درخواستهای ارسال شده به سرور اول در دوهزار درخواست بعدی درنظر می گیریم و با توجه به قضیه بیز داریم:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\int_{\cdot}^{\cdot} f_{XY|N}(x,y|n) f_N(n) dn}{f_X(x)}$$

ىمچنىن مىدانىم:

$$f_{XY|N}(x,y|n) = \binom{\mathbf{Y}...}{x} n^x (\mathbf{Y}-n)^{\mathbf{Y}...-x} \binom{\mathbf{Y}...}{y} n^y (\mathbf{Y}-n)^{\mathbf{Y}...-y}$$

و در مرحله قبل به دست آوردیم که  $f_{X}(x)=rac{1}{1..1}$  . پس داریم:

$$f_{Y|X}(\mathbf{Y}\cdots|\mathbf{Y}\cdots) = \mathbf{Y}\cdots \mathbf{1}\int_{\mathbf{Y}} n^{\mathbf{Y}\cdots} dn = \frac{\mathbf{Y}\cdots \mathbf{1}}{\mathbf{Y}\cdots \mathbf{1}}$$

سؤال ٤.

میخواهیم یک برنامه را به صورت موازی بر روی یک پردازنده با دو هسته اجرا کنیم. هر هسته در این پردازنده دو حالت دارد؛ آزاد و مشغول. برای اجرا شدن این برنامه لازم است هر دو هسته در حالت آزاد باشند. برنامه برای شروع به اینصورت عمل می کند که به صورت یک در میان به هسته ها درخواست می دهد و اگر هر دو هسته به صورت پشت سر هم درخواست را قبول کنند (آزاد باشند)، برنامه اجرا می شود. احتمال اینکه هسته اول در هر درخواست آزاد باشد،  $p_A$  و احتمال اینکه هسته دوم در هر درخواست آزاد باشد،  $p_B > p_A$  است و می دانیم  $p_B > p_A$ .

حال اگر بخواهیم تعداد درخواستهای مورد انتظار برای شروع برنامه کمترین مقدار را داشته باشند، بهتر است ابتدا برنامه به کدام هسته درخواست بدهد؟ (توجه کنید به جواب نهایی بدون راه حل نمرهای تعلق نمی گیرد.)

## پاسخ .

متغیر تصادفی N را تعداد درخواستهای مورد نیاز در صورت شروع با هسته A و متغیر تصادفی M را تعداد درخواستهای مورد نیاز در صورت شروع با هسته B در نظر میگیریم. همچنین f نشاندهنده آزاد بودن و b به معنای مشغول بودن است. حال داریم:

$$E[N] = E[N|f]p_A + E[N|b](\mathbf{1} - p_A)$$

$$E[N|f] = E[N|ff]p_B + E[N|fb](1-p_B) = Y + (1-p_B)E[N]$$

که در اینجا ff به معنای آزاد بودن هسته اول و دوم و fb به معنای آزاد بودن هسته اول و مشغول بودن هسته دوم در دو درخواست اول f

همچنین داریم:

$$E[N|b] = \mathbf{1} + E[M]$$

با قرار دادن رابطهها داريم:

$$E[N] = (\mathbf{Y} + (\mathbf{1} - p_B)E[N]))p_A + (\mathbf{1} + E[M])(\mathbf{1} - p_A)$$

و با توجه به تقارن داريم:

$$E[M] = (\mathbf{Y} + (\mathbf{1} - p_A)E[M]))p_B + (\mathbf{1} + E[N])(\mathbf{1} - p_B)$$

E[N] < E[M] با توجه به شرط داده شده در سوال و کم کردن دو رابطه بالا از هم داریم:

تمرين ششم - قضاياي حدى

و این یعنی بهتر است از هسته A شروع کنیم.

#### سؤال ٧.

ندا میخواهد در N مسابقه شطرنج شرکت کند که N دارای توزیع هندسی با پارامتر s است. فرض کنید احتمال برد او در هر بازی، مستقل از سایر بازیها، برابر p است. اگر T تعداد بازیهایی باشد که او میبرد:

الف) میانگین و واریانس T را محاسبه کنید.

ب) تابع مولد گشتاور T را به دست آورید.

### پاسخ .

الف)

از خواص امید ریاضی می دانیم:

$$E(T) = E(E(T|N))$$
$$E(T|N) = NE(p)$$

از دو خاصیت بالا نتیجه می شود:

$$E(T) = E(E(T|N)) = E(NE(p)) = E(N) \times p = \frac{p}{s}$$

برای محاسبهٔ واریانس، از لم زیر استفاده می کنیم. حکم لم:

Eve's Law: Var(Y) = E(Var(Y|X)) + Var(E(Y|X))

اثبات لم:

$$\begin{split} E(Var(Y|X)) &= E(E(Y^{\mathsf{Y}}|X) - [E(Y|X)]^{\mathsf{Y}}) = E(Y^{\mathsf{Y}}) - E([E(Y|X)]^{\mathsf{Y}}) \\ Var(E(Y|X)) &= E([E(Y|X)]^{\mathsf{Y}}) - [E(E(Y|X))]^{\mathsf{Y}} = E([E(Y|X)]^{\mathsf{Y}}) - (E(Y))^{\mathsf{Y}} \end{split}$$

با جمع طرفين دو رابطهٔ بالا داريم:

$$E(Var(Y|X)) + Var(E(Y|X)) = E(Y') - E([E(Y|X)]') + E([E(Y|X)]') - (E(Y))'$$

$$E(Var(Y|X)) + Var(E(Y|X)) = E(Y') - (E(Y))'$$

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

با استفاده از Eve's Law با

$$\begin{split} Var(T) &= E(Var(T|N)) + Var(E(T|N)) \\ &= E(Np(\mathbf{1}-p)) + Var(Np) \\ &= \frac{p(\mathbf{1}-p)}{s} + \frac{p^{\mathbf{1}}(\mathbf{1}-s)}{s^{\mathbf{1}}} \\ &= \frac{p(p(\mathbf{1}-s) + (\mathbf{1}-p)s)}{s^{\mathbf{1}}} \end{split}$$

تمرين ششم - قضاياي حدي

T با توجه به اینکه برنده شدن ندا دارای توزیع برنولی با پارامتر p است، تابع مولد گشتاور T به صورت زیر به دست می آید:

$$E(e^{tT}) = E(E(e^{tT}|N))$$

$$= E((pe^t + q)^N)$$

$$= s \sum_{n=\cdot}^{\infty} (pe^t + q)^{n+i} (\mathbf{1} - s)^n$$

$$= s(pe^t + q) \sum_{n=\cdot}^{\infty} ((pe^t + q)(\mathbf{1} - s))^n$$

$$\xrightarrow{s \in \mathbb{Z}} E(e^{tT}) = \frac{s(pe^t + q)}{\mathbf{1} - (\mathbf{1} - s)(pe^t + q)}$$

سؤال ۸.

می دانیم ایمیلها با فرآیند پواسون با پارامتر  $\lambda$  دریافت می شوند. در نتیجه تعداد ایمیلها در inbox در یک بازه زمانی به طول یک ساعت دارای توزیع  $Poisson(\lambda)$  است. همچنین می دانیم تعداد ایمیلهایی که در بازههای زمانی مجزا می رسند، مستقل از هم هستند. فرض کنید درای توزیع  $Poisson(\lambda)$  بعد از ظهر و ۶ بعد از ظهر تا نیمه شب Z و Z تعداد ایمیلهای دریافتی یک روز خاص در بازههای زمانی ۹ صبح تا ۱۲ ظهر، ۱۲ ظهر تا ۶ بعد از ظهر و ۶ بعد از ظهر تا نیمه شب ماشند.

الف) تابع جرم احتمال مشترک شرطی X، Y و Z را با شرط  $\mathbf{m}$  به دست آورید.  $X+Y+Z=\mathbf{m}$  به دست آورید. ب) تابع جرم احتمال شرطی را برای X+Y با شرط  $\mathbf{m}$  با شرط  $X+Y+Z=\mathbf{m}$  به دست آورید. پ) با توجه به قسمت  $(\mathbf{m})$ ،  $(\mathbf{m})$  و  $(\mathbf{m})$  با با توجه به قسمت  $(\mathbf{m})$  و محاسبه کنید.

پاسخ .

الف) مجموع متغیرهای تصادفی مستقل X، Y و Z دارای توزیع پواسون است که پارامتر آن برابر مجموع پارامترهای Y، Y و Z است.

$$\begin{split} T &= X + Y + Z \sim Poisson(\mathbf{r}\lambda + \mathbf{f}\lambda + \mathbf{f}\lambda) \\ T &= X + Y + Z \sim Poisson(\mathbf{n}\lambda) \end{split}$$

$$\begin{split} P(X=x,Y=y,Z=z|T=\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}) &= \frac{P(X=x,Y=y,Z=z,T=\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}})}{P(T=\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}})} \\ &= \frac{\frac{e^{-\mathbf{r}\lambda}(\mathbf{r}\lambda)^{\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}-y-z}}{(\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}-y-z)!} \times \frac{e^{-\mathbf{r}\lambda}(\mathbf{\hat{r}}\lambda)^y}{y!} \times \frac{e^{-\mathbf{r}\lambda}(\mathbf{\hat{r}}\lambda)^z}{z!}}{\frac{e^{-\mathbf{r}\lambda}(\mathbf{\hat{r}}\lambda)^{\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}}}{\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}!}} \\ &= \frac{\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}!}{(\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}-y-z)!y!z!} (\frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}})^{\mathbf{r}\mathbf{\hat{r}}-y-z} (\frac{\mathbf{\hat{r}}}{\mathbf{r}})^y (\frac{\mathbf{\hat{r}}}{\mathbf{r}})^z \end{split}$$

ب) با کمی دقت متوجه می شویم تابع جرم احتمال مشترک شرطی که در قسمت «الف» حساب شد، دارای فرم توزیع چندجملهای است:

$$\frac{n!}{k_{\mathsf{l}}!k_{\mathsf{r}}!k_{\mathsf{r}}!}p_{\mathsf{l}}^{K_{\mathsf{l}}}p_{\mathsf{r}}^{K_{\mathsf{r}}}p_{\mathsf{r}}^{K_{\mathsf{r}}}$$

T=X+Y+Zو W=X+Y، آنگاه: اگر فرض کنیم

$$(W|T= {
m rg}){\sim}Bin({
m rg},\underbrace{\frac{{
m r}}{{
m rg}}}_{p_{
m r}}+\underbrace{\frac{{
m s}}{{
m rg}}}_{p_{
m r}})$$

تمرين ششم - قضاياي حدى آمار و احتمالات مهندسي

 $\psi$ ) با توجه به قسمت « $\psi$ » می دانیم دارای توزیع دوجمله ای با پارامترهای  $\psi$  و است. پس:

$$E(W|T= extbf{rp})= extbf{rp} imesrac{ extbf{q}}{ extsf{1}\Delta}= extbf{r1}/ extbf{p}$$

### سؤال ٩.

تمرین کامپیوتری سری ششم با موضوع «نمونهبرداری» را میتوانید از طریق این لینک ۱ دریافت کنید.

- یک کپی از فایل مذکور با نام CA6\_SID در گوگل درایو خود تهیه کنید.
- در فایل خود بخش هایی که به وسیله مستطیل مشخص شدهاند را با کدهای مناسب جایگزین کنید.
  - سوالاتي كه به زبان فارسي و رنگ سفيد مطرح شدهاند را در همان سلول پاسخ دهيد.
- فایل کد خود را با ایمیل omid.panakari.s@gmail.com با دسترسی Editor بگذارید.
  - لینک فایل یاسخ خود را در بخش متنی جایگاه آیلود این تمرین در سامانه ایلرن قرار دهید.

هرگونه انتقاد، پیشنهاد یا نکته جانبی را میتوانید از طریق یک سلول متنی در ابتدای فایل (قبل از سرفصل اصلی) به ما منتقل کنید.

## پاسخ

تکمیل شده ی فایل صورت سوال از طریق این لینک ۲ در دسترس است.

 $<sup>^1</sup> https://colab.research.google.com/drive/1X6Df5jymZhPclsvw0pjxCPSRgBwNe_Na?usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDDnWgQ_6LF_E6mGY_R-YFZklvo4lq?usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDnWgQ_6LF_E6mGY_R-YFZklvo4lq?usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDNWgQ_6LF_E6mGY_R-YFZklvo4lq.usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDNWgQ_6LF_E6mGY_R-YFZklvo4lq.usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDNWgQ_6LF_E6mGY_8-YFZklvo4lq.usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDNWgQ_6LF_F6mGY_8-YFZklvo4lq.usp=sharing \\ ^2 https://colab.research.google.com/drive/1EWDDNWgQ_6LF_F$