



پاییز ۱۴۰۴

استنباط آماری

تمرین اول

مرتضی ملکی نژاد شوشتری - ۸۱۰۱۰۴۲۵۶

سوال ۱

$$Cov(X, Y) = E((X - \mu_x)(Y - \mu_y)) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - \mu_x)(y_j - \mu_y)P(x_i, y_j) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

پس برای محاسبه کوواریانس نیاز است تا $E(XY)$ ، $E(Y)$ و $E(X)$ حساب شوند.

$$E(X) = \frac{n+1}{2} \text{ واضح است که}$$

برای محاسبه $E(Y)$ با استفاده از قانون احتمال کل و امید شرطی داریم:

$$E(Y) = \sum_{i=1}^n E(Y|X = x_i)P(X = x_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(Y|X = x_i)$$

$$P(Y = y|X = x) = \begin{cases} 0 & (x = y) \\ \frac{1}{n-1} & (x \neq y) \end{cases}$$

$$E(Y|X = x) = \sum_{i=1}^n y_i P(Y = y_i, X = x) = \left(\sum_{i=1}^n y_i * \frac{1}{n-1} \right) - \frac{x}{n-1} = \frac{1}{n-1} * \left(\frac{n(n+1)}{2} - x \right) \Rightarrow$$

$$E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n-1} * \left(\frac{n(n+1)}{2} - x \right) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \frac{n(n+1)}{2} - x =$$

$$\frac{1}{n(n-1)} \left(\frac{n^2(n+1)}{2} - \frac{n(n+1)}{2} \right) = \frac{1}{n(n-1)} \left(\frac{n^3 - n}{2} \right) = \frac{n+1}{2}$$

که مطابق انتظار است زیرا توزیع X متقارن است و هر تاثیری که $X = x$ به ازای x کوچک دارد با $X = x'$ به ازای x' بزرگ خنثی می شود و امید Y برابر میانگین می شود. حال برای محاسبه کوواریانس به محاسبه $E(XY)$ نیاز است:

$$P(X = x, Y = y) = \begin{cases} 0 & (x = y) \\ \frac{1}{n(n-1)} & (x \neq y) \end{cases}$$

$$E(XY) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n i * j * P(X = i, Y = j) = \frac{1}{n(n-1)} \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n ij - \sum_{i=1}^n i^2 \right) =$$

$$\frac{1}{n(n-1)} \left(\left(\sum_{i=1}^n i \right)^2 - \sum_{i=1}^n i^2 \right) = \frac{1}{n(n-1)} \left(\left(\frac{n(n+1)}{2} \right)^2 - \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \right) =$$

$$\begin{aligned} \frac{1}{n-1} * \left(\frac{n(n+1)^2}{4} - \frac{(n+1)(2n+1)}{6} \right) &= \frac{n+1}{n-1} \left(\frac{n^2+n}{4} - \frac{2n+1}{6} \right) = \frac{n+1}{n-1} * \frac{3n^2+3n-4n-2}{12} = \\ \frac{n+1}{n-1} * \frac{3n^2-n-2}{12} &= \frac{n+1}{n-1} * \frac{(n-1)(3n+2)}{12} = \frac{(n+1)(3n+2)}{12} = \frac{3n^2+5n+2}{12} \end{aligned}$$

پس داریم:

$$\begin{aligned} Cov(X, Y) &= E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{3n^2+5n+2}{12} - \left(\frac{n+1}{2}\right)^2 = \frac{3n^2+5n+2}{12} - \frac{n^2+2n+1}{4} = \\ &= \frac{-n-1}{12} = -\frac{n+1}{12} \end{aligned}$$

سوال ۲

بخش a

$$Y = 5X + \epsilon \Rightarrow \begin{cases} E(Y) = 5E(X) + E(\epsilon) = 5 * 0 + 0 = 0 \\ Var(Y) = 25Var(X) + Var(\epsilon) = 25 * \frac{4}{12} + 1 = \frac{28}{3} \end{cases}$$

بخش b

$$Var(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2 \Rightarrow E(Y^2) = Var(Y) + E(Y)^2 = \frac{28}{3} + 0^2 = \frac{28}{3}$$

بخش c

$$E(Y|X=x) = E(5X + \epsilon|X=x) = E(5X|X=x) + E(\epsilon|X=x) = 5x + E(\epsilon) = 5x + 0 = 5x$$

بخش d

$$E(X^k \epsilon) = E(X^k)E(\epsilon) = 0$$

$$E(X \epsilon^k) = E(X)E(\epsilon^k) = 0$$

$$E(Y^3) = E((5X + \epsilon)^3) \xrightarrow{E(X\epsilon^k)=E(X^k\epsilon)=0} E(Y^3) = 125XE(3) + E(\epsilon^3)$$

از آنجایی که x^3 یک تابع فرد است و توزیع های X و ϵ حول میانگین (صفر) متقارن هستند و بازه انتگرال گیری نیز حول صفر متقارن است می توان نتیجه گرفت که:

$$E(X^3) = E(\epsilon^3) = 0 \Rightarrow E(Y^3) = 0$$

بخش e

$$Cov(\epsilon, \epsilon^2) = E(\epsilon^3) - E(\epsilon)E(\epsilon^2) \xrightarrow{E(\epsilon)=0} Cov(\epsilon, \epsilon^2) = E(\epsilon^3)$$

مشابه بخش قبل چون ϵ یک توزیع متقارن حول صفر است، امید ممان های فرد آن صفر است پس:

$$E(\epsilon^3) = 0 \Rightarrow Cov(\epsilon, \epsilon^3) = 0$$

ولی این به این معنی نیست که آن ها مستقل از هم هستند. به وضوح با دانستن مقدار ϵ می توان مقدار ϵ^2 را بدست آورد. (برای استقلال، دانستن مقدار ϵ نباید هیچ دانشی درباره مقدار ϵ^2 بدهد.)

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

حال باید دید اگر $H = aX + b$ باشد، رابطه بین $H - E(H)$ و $X - E(X)$ چیست:

$$E(H) = aE(X) + b \Rightarrow H - E(H) = aX + b - aE(X) - b = a(X - E(X))$$

$$\begin{aligned} Cov(H, Y) &= E((H - E(H))(Y - E(Y))) = E(a(X - E(X))(Y - E(Y))) = \\ &= aE((X - E(X))(Y - E(Y))) = aCov(X, Y) \end{aligned}$$

با دوبار اعمال این فرمول می توان یافت:

$$Cov(n + mX, h + gY) = mCov(X, h + gY) = mgCov(X, Y)$$

$$Cov(X, Y) = E(X - E(X), Y - E(Y))$$

اگر M را برابر $X - E(X)$ و N را برابر $Y - E(Y)$ قرار داد داریم:

$$E(M) = E(X) - E(E(X)) = 0 \Rightarrow E(M^2) = E(M)^2 + Var(M) = Var(M) = Var(X)$$

$$E(N) = E(Y) - E(E(Y)) = 0 \Rightarrow E(N^2) = E(N)^2 + Var(N) = Var(N) = Var(Y)$$

$$Cov(X, Y) = E(MN)$$

طبق نامساوی کوشی-شوارتز داریم:

$$Cov(X, Y) = E(MN) \leq \sqrt{E(M^2)E(N^2)} = \sqrt{Var(X)Var(Y)} \Rightarrow Cov(X, Y) \leq \sqrt{Var(X)Var(Y)}$$

سوال ۳

داریم:

$$E(X) = \int_0^\infty xf(x)dx \xrightarrow{x=\int_0^x 1dt} E(X) = \int_0^\infty \int_0^x dt f(x)dx$$

چون $X > 0$ می توان ترتیب انتگرال را عوض کرد ولی چون در حدود انتگرال x وجود دارد اول باید صفحه را بر حسب t بدست آورد:

$$0 \leq x \leq \infty, 0 \leq t \leq x \Rightarrow 0 \leq t \leq \infty, t \leq x \leq \infty$$

پس:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^\infty \int_0^x dt f(x)dx = \int_0^\infty \int_t^\infty f(x)dx dt \\ \int_t^\infty f(x)dx &= \int_0^\infty f(x)dx - \int_0^t f(x)dx = 1 - F(t) \\ \Rightarrow E(X) &= \int_0^\infty (1 - F(t))dt \end{aligned}$$

سوال ۴

در جدول زیر، عنوان سطر ها برابر رنگ مشاهده شده توسط شاهد و عنوان ستون ها برابر رنگ واقعی ماشین ها است. هر خانه جدول عنوان می کند که اگر شاهد ماشینی با رنگ برابر با رنگ ستون را ببینید، با چه احتمالی رنگ سطر را می گوید.

جدول ۱: جدول نتایج طبقه بندی

سبز	آبی	
۲	۹۹	آبی
۹۸	۱	سبز

با وجود شهادت شاهد مبنی بر آبی بودن تاکسی، به احتمال $\frac{2}{101}$ ماشین سبز بوده است. شاهد از هر ۱۰۰ ماشین سبز، ۲ تا را آبی می بیند و احتمال دارد که در شب حادثه نیز یکی از این ماشین های سبز را به اشتباه آبی دیده باشد.

سوال ۵

$$P(i) = \frac{\lambda^i e^{-\lambda}}{i!} \Rightarrow \frac{P(i)}{P(i-1)} = \frac{\lambda^i e^{-\lambda}}{i!} * \frac{(i-1)!}{\lambda^{i-1} e^{-\lambda}} = \frac{\lambda}{i}$$

با توجه به این، می توان نتیجه گرفت اگر λ بزرگ تر از i باشد، مقدار $P(i)$ بزرگ تر از $P(i-1)$ است. از طرفی واضح است که $\frac{\lambda}{i}$ با افزایش i کاهش می یابد. پس باید آخرین جایی را پیدا کرد که این مقدار از یک بزرگ تر است (میدانیم که i مقداری صحیح و نامنفی دارد):

$$\frac{\lambda}{i} \geq 1 \xrightarrow{i>0} \lambda \geq i \xrightarrow{i \in \mathbb{W}} i \leq \lfloor \lambda \rfloor$$

پس می توان دید آخرین جایی که $P(i)$ در آن از $P(i-1)$ بزرگ تر بوده در $i = \lfloor \lambda \rfloor$ است. (به ازای $i = 0$ نامساوی بالا مبهم می شود. ولی چون هدف یافتن نسبت $P(i)$ به $P(i-1)$ است، عملاً جایگذاری $i = 0$ معنایی ندارد و از $i = 1$ می توان نسبت جملات به همدیگر را یافت.)

سوال ۶

$$X = \exp(\lambda), Y = \exp(\mu) \Rightarrow f_{X,Y} = f_x f_y = \frac{1}{\lambda \mu} e^{-\left(\frac{x}{\lambda} + \frac{y}{\mu}\right)}$$

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

هدف یافتن $E(Z)$ با توجه به $X < Y$ است. با توجه به امید شرطی داریم:^۱

$$E(Z|X < Y) = E(\min(X, Y)|X < Y) = E(X|X < Y) = \frac{E(X \cdot 1_{\{X < Y\}})}{P(X < Y)}$$

$$E(X \cdot 1_{\{X < Y\}}) = \int_0^\infty \int_x^\infty x f_{X,Y} dy dx = \int_0^\infty \left(x * \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} \int_x^\infty \frac{1}{\mu} e^{-\frac{y}{\mu}} dy \right) dx = \int_0^\infty \left(x * \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} * e^{-\frac{x}{\mu}} \right) \frac{1}{\mu} dx =$$

$$\frac{1}{\lambda} \int_0^\infty x e^{-tx} dx = \frac{1}{\lambda} \left(\left[-\frac{1}{t} x e^{-tx} \right]_0^\infty - \int_0^\infty \frac{-1}{t} e^{-tx} dx \right) \xrightarrow{\lim_{x \rightarrow \infty} x e^{-x} = 0} = \frac{1}{\lambda} * \frac{1}{t^2} = \frac{\mu^2 \lambda}{(\lambda + \mu)^2}$$

^۱ این قضیه امید شرطی در درس نبود. با خواندن صفحه ویکی پدیا [۳] و دیدن این ویدیو [۲] فرمول امید شرطی بدست آمد.

$$P(X < Y) = \int_0^\infty \int_x^\infty f_{X,Y} d_y d_x = \int_0^\infty \left(\frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} \int_x^\infty \frac{1}{\mu} e^{-\frac{y}{\mu}} d_y d_x \right) = \int_0^\infty \left(\frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} * \left(e^{-\frac{x}{\mu}} \right) \right) = \frac{1}{\lambda} \int_0^\infty e^{-x \left(\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\mu} \right)} =$$

$$\frac{1}{\lambda} * \frac{\mu \lambda}{\mu + \lambda} = \frac{\mu}{\mu + \lambda}$$

$$\Rightarrow E(X|X < Y) = \frac{\frac{\lambda \mu^2}{(\lambda + \mu)^2}}{\frac{\mu}{\mu + \lambda}} = \frac{\lambda \mu}{\lambda + \mu}$$

سوال ۷

با استفاده از قانون امیدهای متوالی می توان حساب کرد: (چون به ازای $X = x$ محاسبات انجام می شود، به استقلال متغیرها نیازی نیست).

$$E((Y - g(X))^2) = E(E([Y - g(x)]^2|X))$$

$$c(x) = E(Y|X = x) \Rightarrow E((Y - g(x))^2|X = x) = g(x)^2 - 2g(x)c(x) + c(x)^2$$

واضح است که مقدار بالا وقتی کمینه است که $g(x)$ برابر با $c(x)$ باشد.

سوال ۸

$$0 \leq y \leq \sqrt{1 - x^2}, -\sqrt{1 - y^2} \leq x \leq \sqrt{1 - y^2}$$

باتوجه به اینکه توزیع توام X و Y یک توزیع یکنواخت است، توزیع $Y|X = x$ نیز یکنواخت است و به شکل Y نقطه‌هایی است که در نیم دایره $x^2 + y^2 = 1, y \geq 0$ با $X = x$ قرار دارند. پس یعنی عملاً نقطه‌های روی پاره‌خط بین نقاط $(x, 0)$ و $(x, \sqrt{1 - x^2})$ هستند. برای پیش‌بینی Y می‌دانیم بهترین تخمین $E(Y|X)$ است. باتوجه به اینکه این توزیع یکنواخت است و حدود پایین و بالای آن معلوم است داریم:

$$E(Y|X = x) = \frac{0 + \sqrt{1 - x^2}}{2}$$

برای تخمین X از روی Y نیز می‌توان به همین طریق حساب کرد با این تفاوت که حد پایین X صفر نیست.

$$E(X|Y = y) = \frac{-\sqrt{1 - y^2} + \sqrt{1 - y^2}}{2} = 0$$

سوال ۹

۱

اگر به ازای هر بازه بین a_i و a_{i+1} مقدار MSE را کمینه کرد. می‌توان $E((X - Y)^2|a_i < X < a_{i+1})$ را حساب کرد و سپس همه این احتمالات را جمع کرد. از طرفی از آنجا که حدود انتگرال‌های X از هم مجزا می‌شود و y_i ها تاثیری برهم دیگر ندارند، می‌توان صرفاً بر اساس یکی از این احتمالات شرطی MSE را کمینه کرد و تعمیم داد. داریم:

$$MSE = E((X - Y)^2) = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \int_{a_i}^{a_{i+1}} (x - y_i)^2 f_X(x) f_Y(y) d_x \Rightarrow best y_i = argmin \int_{a_i}^{a_{i+1}} (x - y_i)^2 f_X(x) d_x$$

از آنجایی که هدف کمینه کردن این مقدار است، می توان $f_Y(y)$ را حذف کرد زیرا مقداری ثابت دارد و سپس از y_i مشتق گرفت چون نسبت به y_i مشتق گرفته می شود می توان مشتق را به درون انتگرال برد. از طرفی چون تابع $(x - y_i)^2$ نسبت به y_i یک اکسترمم دارد که مینیمم آن است می توان با صفر قرار دادن مشتق مقدار بهینه y_i را بدست آورد.

$$\begin{aligned} \text{best } y_i &= \operatorname{argmin} \int_{a_i}^{a_{i+1}} (x - y_i)^2 f_X(x) dx \Rightarrow \int_{a_i}^{a_{i+1}} (2y_i - 2x) f_X(x) dx = 0 \Rightarrow \int_{a_i}^{a_{i+1}} (y_i f_X(x) - x f_X(x)) dx = \\ 0 &\Rightarrow y_i \int_{a_i}^{a_{i+1}} f_X(x) dx = \int_{a_i}^{a_{i+1}} x f_X(x) dx \Rightarrow y_i P(a_i < X < a_{i+1}) = E(X.1_{a_i < X < a_{i+1}}) \Rightarrow y_i = \\ \frac{E(X.1_{a_i < X < a_{i+1}})}{P(a_i < X < a_{i+1})} &= E(X|a_i < X < a_{i+1}) \end{aligned}$$

که این دور از انتظار نیست زیرا داشتیم که برای تخمین یک توزیع با یک عدد بهترین عدد برابر میانگین توزیع است. در اینجا نیز چون توزیع X را بین a_i و a_{i+1} به نظر می خواهیم با یک عدد تخمین بزنیم، بهترین تخمین امید X در آن ناحیه است.

۲

اگر داشته باشیم:

$$\begin{aligned} y_i &= E(X|a_i < X < a_{i+1}) \Rightarrow E(Y|a_i < Y < a_{i+1}) = y_i = E(X|a_i < X < a_{i+1}) \\ \Rightarrow E(X|a_i < X < a_{i+1}) &= E(Y|a_i < Y < a_{i+1}) \end{aligned}$$

از طرفی براساس قانون احتمال کل و قانون امید شرطی داریم:

$$\begin{aligned} E(X) &= E(X|A) + E(X|A) \Rightarrow E(X) = \sum_{-\infty}^{\infty} E(a_i < X < a_{i+1}) = \sum_{-\infty}^{\infty} E(a_i < Y < a_{i+1}) = E(Y) \\ \Rightarrow E(X) &= E(Y) \end{aligned}$$

۳

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= E(Y^2) - E(Y)^2 = E(Y^2) - E(X)^2 \Rightarrow \text{Var}(Y) + E((X - Y)^2) - \text{Var}(X) = E(Y^2) - E(X)^2 + \\ E((X - Y)^2) - E(X)^2 &+ E(X)^2 = E(Y^2) + E((X - Y)^2) - E(X)^2 = 2E(Y^2) - 2E(XY) \end{aligned}$$

اگر این رابطه به تکه های بین نمونه برداری شکسته شود داریم:

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) + E((X - Y)^2) - \text{Var}(X) &= \sigma_{i=-\infty}^{\infty} 2(E(Y^2|a_i < Y < a_{i+1}) - E(XY|a_i < Y < a_{i+1})) = \\ 2(y_i^2 - E(y_i X|a_i < Y < a_{i+1})) &= 2y_i(y_i - E(X|a_i < Y < a_{i+1})) = 2y_i(y_i - y_i) = 0 \Rightarrow \text{Var}(Y) + E((X - \\ Y)^2) - \text{Var}(X) &= 0 \Rightarrow \text{Var}(X) = E((X - Y)^2) + \text{Var}(Y) \end{aligned}$$

سوال ۱۰

a

$$\begin{aligned} E(|X - a|) &= \int_0^A |x - a| f_X(x) dx = \frac{1}{A} \int_0^A |x - a| dx = \frac{1}{A} \left(\int_0^a |x - a| dx + \int_a^A |x - a| dx \right) = \\ \frac{1}{A} \left(\int_0^a (a - x) dx + \int_a^A (x - a) dx \right) &= \frac{1}{A} \left([ax - \frac{x^2}{2}]_0^a + [\frac{x^2}{2} - ax]_a^A \right) = \frac{1}{A} \left(\frac{a^2}{2} + \frac{A^2}{2} - aA + \frac{a^2}{2} \right) \end{aligned}$$

هدف کمینه کردن این مقدار است پس داریم:

$$a = \operatorname{argmin} \left(\frac{1}{A} \left(\frac{a^2}{2} + \frac{A^2}{2} - aA + \frac{a^2}{2} \right) \right)$$

$$\frac{d}{da} (2a^2 + A^2 - 2aA) = 0 \Rightarrow 4a - 2A = 0 \Rightarrow a = \frac{A}{2}$$

b

مشابه قسمت قبل می توان انتگرال را به دو قسمت شکست. البته چون توزیع دیگر یکنواخت نیست نمی توان $f_X(x)$ را از انتگرال بیرون آورد.

$$E(|X - a|) = \int_0^a (a - x) \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx + \int_a^\infty (x - a) \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx$$

چون هدف کمینه کردن این مقدار با تنظیم a می باشد، می توان از ضرایب ثابت صرف نظر کرد (در اینجا چون مینیمم بودن اکسترمم بدیهی نیست باید چک شود):

$$\text{best } a = \operatorname{argmin} \int_0^a (a - x) \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx + \int_a^\infty (x - a) \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = \operatorname{argmin} \int_0^a (a - x) e^{-\frac{x}{\lambda}} dx + \int_a^\infty (x - a) e^{-\frac{x}{\lambda}} dx$$

$$\int_0^a (a - x) e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = \left[-a\lambda e^{-\frac{x}{\lambda}} - \lambda^2 \left(\left(-\frac{1}{\lambda} x - 1 \right) e^{-\frac{x}{\lambda}} \right) \right]_0^a \xrightarrow{t=\frac{-a}{\lambda}} \int_0^a (a - x) e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = -a\lambda e^t + \lambda^2((t-1)e^t) - (-a\lambda - \lambda^2)$$

$$\int_a^\infty (x - a) e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = \left[a\lambda e^{-\frac{x}{\lambda}} - \lambda^2 \left(\left(-\frac{1}{\lambda} x - 1 \right) e^{-\frac{x}{\lambda}} \right) \right]_a^\infty \xrightarrow{t=\frac{-a}{\lambda}} = -a\lambda e^t + \lambda^2((t-1)e^t)$$

$$\int_0^a (a - x) \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx + \int_a^\infty (x - a) \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = -2a\lambda e^t + 2\lambda^2((t-1)e^t) + a\lambda + \lambda^2$$

حال می توان نسبت به a مشتق گرفت و برابر صفر قرار داد (برای راحتی قبل از مشتق همه عوامل بر λ تقسیم شده اند).

$$-2ae^t + 2\lambda((t-1)e^t) + a + \lambda \Rightarrow -2e^t + \frac{-1}{\lambda} * -2a + 2\lambda\left(\frac{-1}{\lambda}\right)(te^t) + 1 = 0 \Rightarrow \frac{2a}{\lambda} + 1 = 2e^t + 2te^t \Rightarrow 2e^t + 2te^t + 2t = 1$$

این معادله با روش های کلی حل نمی شود و با استفاده از روش های عددی باید حل شود. با استفاده از کتابخانه های محاسبه مقدار t حدودا برابر

$$-0.181955 \text{ می شود و از آنجا که } t = \frac{-x}{\lambda} \text{ مقدار } a \text{ برابر } 0.81955\lambda \text{ می شود.}$$

سوال ۱۱

a بخش

- $X \sim \text{Uniform}(0, 2)$

$$X \sim \text{Uniform}(0, 2) \Rightarrow \mu = 1, \sigma^2 = \frac{(2-0)^2}{12} = \frac{1}{3} \Rightarrow \sigma = \frac{\sqrt{3}}{3}$$

$$P(|X - \mu| \geq 2\sigma) = P(|X - 1| \geq \frac{2\sqrt{3}}{3}) = P(X > 1, X - 1 > \frac{2\sqrt{3}}{3}) + P(X < 1, 1 - X < \frac{2\sqrt{3}}{3})$$

$$= 2P(X > 1 + \frac{2\sqrt{3}}{3}) \xrightarrow{\frac{\sqrt{3}}{3} \approx 2.15} 2P(X > 1 + \frac{2\sqrt{3}}{3}) = 2 * 0 = 0$$

که با نامساوی چبیشف نیز همخوانی دارد.

$$\bullet \quad P(-1) = P(1) = \frac{1}{2}$$

$$\mu = 0, \sigma^2 = E((X - \mu)^2) = 1 \Rightarrow \sigma = 1$$

$$P(|X - \mu| > 2\sigma) = P(|X| > 2) = P(X > 2) + P(X < -2) = 0$$

بخش b

$$P(|X - \mu| > c) \leq \frac{E((X - \mu)^4)}{c^4}$$

$$\textbf{Markov} \Rightarrow P((X - \mu)^4 > c) < \frac{E((X - \mu)^4)}{c^4}$$

از طرفی داریم:

$$|X - \mu| > c \xrightarrow{|X - \mu| > c > 0} (|X - \mu|)^2 > c^2 \Rightarrow (X - \mu)^4 > c^4$$

یعنی اگر $x - \mu$ از c بزرگتر باشد، $(x - \mu)^4$ هم از c^4 بزرگتر است. پس می‌توان نتیجه گرفت:

$$P(|X - \mu| > c) < P((X - \mu)^4 > c^4)$$

اگر این دونامساوی را کنار هم گذاشت داریم:

$$\left\{ \begin{array}{l} P((X - \mu)^4 > c) < \frac{E((X - \mu)^4)}{c^4} \\ P(|X - \mu| > c) < P((X - \mu)^4 > c^4) \end{array} \right. \Rightarrow P(|X - \mu| > c) < \frac{E((X - \mu)^4)}{c^4}$$

بخش c

حل نشده.

سوال ۱۲

در واقع هدف محاسبه این مقدار است:

$$E(\exp(E n(X)))$$

به صورت کلی برای توزیع نمایی با پارامتر λ داریم:

$$f_{\exp(\lambda)}(x) = \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} \Rightarrow E(\exp(\lambda)) = \lambda$$

پس برای توزیع $\exp(En(X))$ داریم:

$$E(f(g(x))) = \int f(g(x))f_X(x)dx = \int e^{en(x)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int e^{en(x)-x^2}$$

(این سوال با این فرض حل شد که تابع توزیع چگالی احتمال توزیع نمایی مطابق چیزی که در اسلایدها گفته شده یعنی $\frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}}$ باشد.)

سوال ۱۳

بخش‌های خواسته‌شده در کد اکسپریمت آمده‌اند. ولی برای شفاف‌سازی در گزارش مسئله به صورت تحلیلی بررسی می‌شود. جهت سادگی می‌توان فرض کرد که مقدار شرط‌بندی در هر قسمت مقدار ثابت «یک» می‌باشد. زیرا حالات دیگر را می‌توان به این حالت تبدیل کرد. صرفاً کافی است که تبدیل‌های زیر انجام شوند:

$$target\ amount = \left\lceil \frac{target\ amount - (initial\ amount\ mod\ bet\ amount)}{bet\ amount} \right\rceil$$

$$initial\ amount = \left\lfloor \frac{initial\ amount}{bet\ amount} \right\rfloor$$

$$bet\ amount = 1$$

پس مسئله به این تغییر می‌کند که با چه احتمالی تعداد بردهای قمارباز از تعداد باخت‌های او به اندازه $target\ amount - initial\ amount$ بیشتر است به شرطی که تعداد باخت‌های او از ابتدای بازی بیشتر از تعداد بردها به علاوه $initial\ amount$ نشود. می‌توان با استفاده از توزیع دوجمله‌ای فرم باز احتمال برد را نوشت. ولی از آنجا که هدف این سوال این نیست و زمان زیادی می‌طلبد با یک جستجو می‌توان فرم بسته راه‌حل را یافت. [۱]

سوال ۱۴

فرمول کشیدگی^۲ با جستجو پیدا شد. [۴] به غیر از این تنها مورد اضافه کشیدن نمودارهای ویولنی بر روی نمودارهای جعبه‌ای است که توزیع تاخیرها را بهتر نمایش می‌دهد.

برای الگوریتم‌ها می‌توان دید که با این که مرتب‌سازی ادغامی و مرتب‌سازی سریع به مراتب سریع‌تر از مرتب‌سازی درجی هستند، اما کشیدگی مرتب‌سازی درجی کمتر است. زیرا برای محاسبه کشیدگی داده‌ها با توجه به مقدار میانگین و انحراف معیار نرمال می‌شوند و باتوجه به نمودار ویولنی می‌توان دید که اگر مقیاس در نظر گرفته نشود (زیرا نرمال می‌شود) در مرتب‌سازی درجی، داده‌ها فاصله کمتری از میانگین دارند. البته در مرتب‌سازی سریع اگر ایده‌هایی مثل انتخاب دو عضو برای pivot و سه تکه کردن مرتب‌سازی و یا حذف Tail recursion انجام شود، می‌توان به یک الگوریتم پایدارتر^۳ دست یافت.

به چهار الگوریتم معرفی شده، الگوریتم مرتب‌سازی پایتون نیز اضافه شد. الگوریتم مرتب‌سازی پایتون TimSort [۵] نام دارد که ایده کلی آن این است که آرایه‌های کوچک با استفاده از مرتب‌سازی درجی و آرایه‌های بزرگ با استفاده از مرتب‌سازی ادغامی مرتب شوند تا در n های کوچک، از ضریب کم مرتب‌سازی ادغامی بتوان استفاده کرد و در n های بزرگ، بتوان با اردر $n \log n$ همچنان آرایه را مرتب نمود. پس در اینجا نیز انتظار می‌رود که سرعت Timsort شبیه مرتب‌سازی ادغامی و مرتب‌سازی سریع باشد (که در واقع از آنجایی که در هسته و با C پیاده‌سازی شده سریعتر نیز است). و شکل توزیع آن شبیه مرتب‌سازی ادغامی باشد.

^۲Kurtosis

^۳Consistent

خواسته سوال اعمال نویز^۴ با توجه به توزیع داده شده است. طبق توضیحات داده شده، توزیع باید بر روی مکان پیکسل نویز تاثیر بگذارد و نه بر روی تغییر رنگ پیکسل. به همین منظور برای توزیع های نرمال و نمایی مقدار X و Y برابر دو نمونه برداری یک بعدی از توزیع مادر هستند که در کنار هم قرار می گیرند و پیکسل های نویزی را تشکیل می دهند. همچنین از آنجایی که توزیع نمایی به شدت کاهشی است، برای آن که نویز نمایش معناداری روی تصویر پیدا نکند، با توجه به میزان کمینه و بیشینه در نمونه برداری، نقطه های نمونه برداری شده به مقیاس تصویر رسیدند تا بتوان بهتر شکل توزیع را نشان داد (در غیر این صورت صرفا در پنج پیکسل ابتدایی تصویر جمعیت پیکسل ها رخ می داد که داده ای نمی دهد).

بخش a

برای این بخش مطابق خواسته نویز بر روی تصاویر اعمال شد. برای توزیع یکنواخت پیکسل های نویزی تمرکز خاصی روی یک قسمت تصویر ندارند و در همه تصویر پراکنده هستند.

برای توزیع نمایی نیز تمرکز پیکسل نویز بر بخش بالا سمت چپ تصویر (مبدأ مختصات) است، زیرا در توزیع نمایی با فاصله گرفتن از مبدأ احتمال چگالی نقطه بصورت نمایی کم می شود.

در بخش توزیع نرمال، از آنجایی که میانگین و واریانس بصورت تصادفی و یکنواخت تعیین می شود نمی توان حالت کلی بیان کرد. اگر واریانس قسمت X و قسمت Y باهم برابر می بود، نویز به شکل یک دایره محو شونده به وجود می آمد که میزان شدت محوشدگی به میزان واریانس و جایگاه مرکز دایره به مقدار میانگین X و Y بستگی می داشت. برای واریانس بالا نویز نرمال به نویز یکنواخت نزدیک می شود و برای واریانس پایین اکثر تصویر سالم است و صرفا یک بخش کوچک از تصویر به شدت درگیر نویز می شود. در مثال های نمایش داده شده می توان این موضوع را برای انتخاب های مختلف پارامترهای توزیع دید.

بخش b

خیر میزان اطلاعات از دست رفته به مکانی که نویز در آن اعمال می شود بستگی دارد. درواقع خواسته سوال محاسبه احتمال زیر است:

$$E(a < X < b, c < Y < d)$$

برای مثال برای توزیع نمایی که تمرکز بیشتری در مبدأ دارد، تقریبا هیچ داده ای از دست نمی رود، زیرا فاصله صورت از مبدأ به نسبت زیاد است (با توجه به روند شدید کاهشی توزیع نمایی) با توجه به تابع CDF داریم:

$$E(a < X < b, c < Y < d) = [1 - e^{-\frac{1}{a}}]_a^b * [1 - e^{-\frac{1}{c}}]_c^d = (e^{-\frac{1}{a}} - e^{-\frac{1}{b}}) * (e^{-\frac{1}{c}} - e^{-\frac{1}{d}})$$

با تغییر کمینه و بیشینه از حالت معمول به ابتدا و انتهای تصویر، صرفا مقدار a, b, c, d تغییر می کند و شکل توزیع تغییر نمی کند. اگر ضریب مقیاس k باشد، همه این مقادیر در k ضرب خواهند شد و سپس باید مقایسه کرد که حاصل ضرب این احتمال در میزان نویز در نهایت بالای 0.2 می شود یا خیر (که با شهود می شود دید که خیر و از آنجا که سوال مقدار دقیق نخواسته حساب نمی شود).

برای توزیع نرمال، اگر پارامترها باعث بشوند که تمرکز نویز روی صورت نباشد، میزان اطلاعات از دست رفته می تواند تغییر کند. چون تابع CDF توزیع نرمال فرم بسته ای ندارد، و سوال نیز نخواسته، فرمول احتمال محاسبه نمی شود اما شهودا می توان دریافت که احتمال از دست رفتن اطلاعات از توزیع نمایی بیشتر است ولی اگر میانگین توزیع از قسمت صورت دور باشد و یا واریانس زیاد به طوری که تمرکز پیکسل های خراب روی یک قسمت نباشد و یا واریانس کم به طوری که پیکسل های خراب وارد صورت نشوند احتمال از دست رفتن اطلاعات کمتر است.

برای توزیع یکنواخت از آنجا که پیکسل های خراب در هیچ قسمتی تمرکز ندارند و بصورت یکنواخت پخش شده اند، به راحتی می توان دریافت که نسبت پیکسل های خراب به همه پیکسل ها برابر همان نرخ نویز می باشد. به طور خاص برای حالت مرزی ۲۰٪ چون ممکن است در نمونه برداری

⁴noise

پیکسل‌های مرزی به صورت کاملاً یکنواخت نباشند، احتمال خرابی تصویر به سمت 0.5 سوق پیدا می‌کند ولی برای باقی موارد این احتمال مطابق انتظار برابر 1 می‌باشد.

بخش C

به طور کلی فیلتر میانه‌گیر برای حذف نویز نمک و فلفل عملکرد بهتری نسبت به فیلترهایی مثل فیلتر میانگین‌گیری و یا فیلتر گاوسی دارد. زیرا تاثیر نویزهای خراب را کمینه می‌کند. پارامتر مهم فیلتر میانه‌گیر سایز کرنل می‌باشد. با زیاد شدن سایز کرنل، نویزهای نمک و فلفل بیشتری حذف می‌شوند ولی اطلاعات رنگی پیکسل‌ها نیز بیشتر از بین می‌رود و با کرنل‌های بزرگ، تعداد رنگ‌های تصویر کم شده و تصویر حالت آبرنگی پیدا می‌کند.

فیلتر میانه‌گیر در حالتی که پیکسل‌های نویز نمک و فلفل گستردگی بالایی داشته باشند بهترین عملکرد خود را دارد زیرا با تجمع پیکسل‌های نویزی، ممکن است میانه آن‌ها نیز روی یکی از نقاط نویز بیفتد ولی با گستردگی بالا، می‌توان با احتمال خوبی مطمئن بود که میانه نویز نیست و یکی از نقاط اصلی تصویر است.

منابع خارج از درس

- [1] Naman Agrawal. "Gambler's Ruin Problem: A Probability Antiquity". In: *Medium* (2022). Accessed: 2025-11-20.
- [2] Bright side of maths. *Probability Theory 21 | Conditional Expectation given events*. <https://www.youtube.com/watch?v=GDQW5AC0SDQ>. Accessed: 2025-11-20.
- [3] Wikipedia contributors. *Conditional Expectation*. https://en.wikipedia.org/wiki/Conditional_expectation. Accessed: 2025-11-20.
- [4] Wikipedia contributors. *Kurtosis*. <https://en.wikipedia.org/wiki/Kurtosis>. Accessed: 2025-11-20.
- [5] Wikipedia contributors. *TimSort*. <https://en.wikipedia.org/wiki/Timsort>. Accessed: 2025-11-20.