



نکات مهم

- پاسخ بخش تئوری را در قالب یک فایل pdf با اسم HW4_[STD-NUM] آپلود کنید.
- ددلاین تمرین ساعت ۲۳:۵۹ روز ۵ دی ۱۴۰۱ می‌باشد.
- سوالات ستاره‌دار، غیر تحویلی هستند و برای تمرین بیشتر قرار داده شده‌اند.

مسئله‌ی ۱. کوواریانس شرطی

کوواریانس شرطی (Conditional Covariance) دو متغیر تصادفی X و Y به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Cov(X, Y|Z) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X|Z])(Y - \mathbb{E}[Y|Z])|Z]$$

با توجه به تعریف فوق موارد زیر را اثبات کنید:

(الف)

$$Cov(X, Y|Z) = \mathbb{E}[XY|Z] - \mathbb{E}[X|Z]\mathbb{E}[Y|Z]$$

(ب)

$$Cov(X, Y) = \mathbb{E}[Cov(X, Y|Z)] + Cov(\mathbb{E}[X|Z], \mathbb{E}[Y|Z])$$

(ج)

$$Var(X) = \mathbb{E}[Var(X|Y)] + Var(\mathbb{E}[X|Y])$$

حل.

الف

$$Cov(X, Y|Z) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X|Z])(Y - \mathbb{E}[Y|Z])|Z] =$$

$$\mathbb{E}[XY - Y\mathbb{E}[X|Z] - X\mathbb{E}[Y|Z] + \mathbb{E}[X|Z]\mathbb{E}[Y|Z]|Z] =$$

$$\mathbb{E}[XY|Z] - \mathbb{E}[Y\mathbb{E}[X|Z]|Z] - \mathbb{E}[X\mathbb{E}[Y|Z]|Z] + \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Z]\mathbb{E}[Y|Z]|Z] =$$

$$\mathbb{E}[XY|Z] - \mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z] - \mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z] + \mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z] =$$

$$\mathbb{E}[XY|Z] - \mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z]$$

دقت کنید که در عباراتی مثل $\mathbb{E}[Y\mathbb{E}[X|Z]|Z]$ می توانیم $\mathbb{E}[X|Z]$ را بیرون بیاوریم، چون یک تابع بر حسب Z است و ما روی Z شرط داریم.

ب

از بخش الف کمک میگیریم

$$\mathbb{E}[Cov(X, Y|Z)] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[XY|Z] - \mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z]] =$$

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[XY|Z]] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z]] = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z]]$$

دقت کنید که از این موضوع استفاده کردیم که: $\mathbb{E}[\mathbb{E}[XY|Z]] = \mathbb{E}[XY]$

$$Cov(\mathbb{E}[X|Z], \mathbb{E}[Y|Z]) = \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z]] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Z]]\mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|Z]] =$$

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|Z]\mathbb{E}[X|Z]] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$$

دقت کنید که از این موضوع استفاده کردیم که: $\mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Z]] = \mathbb{E}[X]$
حالا این ۲ تا را جمع میزنیم:

$$\mathbb{E}[Cov(X, Y|Z)] + Cov(\mathbb{E}[X|Z], \mathbb{E}[Y|Z]) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = Cov(X, Y)$$

ج

$$\mathbb{E}[Var(X|Y)] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X^2|Y] - \mathbb{E}[X|Y]^2] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X^2|Y]] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Y]^2] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Y]^2]$$

$$Var(\mathbb{E}[X|Y]) = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Y]^2] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Y]]^2 = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Y]^2] - \mathbb{E}[X]^2$$

$$\rightarrow \mathbb{E}[Var(X|Y)] + Var(\mathbb{E}[X|Y]) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = Var(X)$$

▷

مسئله ۲. بانک احتمالاتی

شعبه‌ی خیابان آزادی بانک ملت به مشتریان ایستاده در صف خدمات عابر بانک، یکی یکی، رسیدگی می‌کند. فرض کنید زمان ارائه خدمت مد نظر مشتری i را X_i بنامیم. این فرض را نیز در نظر بگیرید که داریم:

$$EX_i = 2, \quad VAR(X_i) = 1$$

همچنین در این مسئله فرض می‌کنیم که زمان رسیدگی به درخواست مشتریان از همدیگر مستقل می‌باشد. می‌دانیم ۵۰ نفر در صف این بانک ایستاده‌اند. Y را مدت زمانی در نظر بگیرید که عابر بانک به درخواست تمامی این مشتریان رسیدگی می‌کند. $P(90 < Y < 110)$ را بیابید.

حل.

$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

$$n = 50, EX_i = \mu = 2, Var(X_i) = \sigma^2 = 1$$

بنابراین

$$\begin{aligned} P(90 < Y \leq 110) &= P\left(\frac{90 - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} < \frac{Y - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} < \frac{110 - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right) \\ &= P\left(\frac{90 - 100}{\sqrt{50}} < \frac{Y - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} < \frac{110 - 100}{\sqrt{50}}\right) \\ &= P(-\sqrt{2} < \frac{Y - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} < \sqrt{2}) \end{aligned}$$

▷

مسئله ۳. توابع نزولی

الف

فرض کنید X یک متغیر تصادفی گسسته باشد که مقادیر ممکن برای آن برابر با $1, 2, \dots$ می باشد. اگر $P(X = k)$ در $k = 1, 2, \dots$ نزولی باشد، ثابت کنید:

$$P(X = k) \leq 2 \frac{E[X]}{k^2}$$

ب

فرض کنید X یک متغیر تصادفی پیوسته نامنفی باشد که تابع چگالی احتمال آن، نزولی است. نشان دهید:

$$f(x) \leq 2 \frac{E[X]}{x^2} \quad ; \quad \forall x > 0$$

حل.

الف

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{x=1}^{\infty} xP(X=x) \\ &\geq \sum_{x=1}^k xP(X=x) \\ &\geq \sum_{x=1}^k xP(X=k) \\ &\geq P(X=k) \sum_{x=1}^k x \\ &\geq P(X=k) \frac{k(k+1)}{2} \\ &\geq P(X=k) \frac{k^2}{2} \end{aligned}$$

بنابراین در نهایت داریم:

$$P(X = k) \leq \frac{E(X)}{k^2}$$

ب

▷ برای حالت پیوسته هم همانند قسمت قبل خواهد بود.

مسئله ۴. خطای تقریبی

۵۰ عدد گرد شده و سپس با هم جمع شده اند. اگر خطای گرد کردن هر عدد با توزیع یکنواخت در بازه $(-0.5, 0.5)$ آنگاه احتمال این که تفاوت مجموع حاصل و مجموع اصلی این اعداد بیشتر از ۳ باشد را با استفاده از قانون حد مرکزی تقریب بزنید.

حل. فرض می‌کنیم X_i خطای گرد کردن عدد i ام باشد، در این صورت می‌خواهیم احتمال زیر را تقریب بزنیم:

$$\mathbb{P}(|\sum_{i=1}^{50} X_i| > 3) = 1 - \mathbb{P}(-3 \leq \sum_{i=1}^{50} X_i \leq 3)$$

داریم:

$$\sigma^2 = (X_i) = \frac{(0.5 - (-0.5))^2}{12} = \frac{1}{12}$$

$$\mu = \mathbb{E}[X_i] = \frac{-0.5 + 0.5}{2} = 0$$

بنابراین طبق قضیه‌ی حد مرکزی داریم:

$$\mathbb{P}(-3 \leq \sum_{i=1}^{50} X_i \leq 3) = \mathbb{P}\left(\frac{-3 - \mu}{\sigma\sqrt{50}} \leq \sum_{i=1}^{50} X_i \leq \frac{3 - \mu}{\sigma\sqrt{50}}\right)$$

$$= \mathbb{P}\left(\frac{-3}{\sqrt{\frac{50}{12}}} \leq \sum_{i=1}^{50} X_i \leq \frac{3}{\sqrt{\frac{50}{12}}}\right) \approx \phi\left(\frac{3}{\sqrt{\frac{50}{12}}}\right) - \phi\left(\frac{-3}{\sqrt{\frac{50}{12}}}\right)$$

$$\approx 0.9279 - 0.0721 = 0.8558$$

در نتیجه داریم:

$$\mathbb{P}(|\sum_{i=1}^{50} X_i| > 3) \approx 1 - 0.8558 = 0.1442$$

▷

مسئله ۵. سرعت الگوریتم

فرض کنید می‌خواهید سرعت اجرای یک الگوریتم را اندازه بگیرید. می‌دانید که واریانس سرعت اجرا $\sigma^2 = 4 \text{ sec}$ می‌باشد ولی می‌خواهید میانگین زمان اجرا را بدست بیاورد. برای این کار الگوریتم را چندین بار اجرا می‌کنید. چند بار باید الگوریتم را اجرا کنید که زمان اجرا برابر $t \pm 0.5$ را با اطمینان ۹۵٪ بدست بیاید.

حل. در واقع می‌خواهیم مقدار n را در معادله زیر حساب کنیم: (فرض کنید میانگین واقعی t است)

$$0.95 = P(-0.5 \leq \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} - t \leq 0.5)$$

حال به استفاده از قضیه حد مرکزی حساب می‌کنیم:

$$\begin{aligned} 0.95 &= P(-0.5 \leq \frac{\sum_{i=1}^n X_i - nt}{\sqrt{n}} \leq 0.5) \\ &= P(-\frac{0.5\sqrt{n}}{\sqrt{n}} \leq \frac{\sum_{i=1}^n X_i - nt}{\sqrt{n}} \leq \frac{0.5\sqrt{n}}{\sqrt{n}}) \\ &= P(-\frac{0.5\sqrt{n}}{\sqrt{n}} \leq Z \leq \frac{0.5\sqrt{n}}{\sqrt{n}}) \\ 0.95 &= \phi(\frac{\sqrt{n}}{2}) - \phi(-\frac{\sqrt{n}}{2}) \\ &= 2\phi(\frac{\sqrt{n}}{2}) - 1 \\ 0.95 &= 2\phi(\frac{\sqrt{n}}{2}) \\ 0.975 &= \phi(\frac{\sqrt{n}}{2}) \\ 1.96 &= \frac{\sqrt{n}}{2} \\ n &= 61.4 \end{aligned}$$

▷

مسئله ۶. نامساوی کانتلی

فرض کنید X یک متغیر تصادفی باشد با شرط $E[X] = 0$. برای هر عدد حقیقی مثبت مثل a گزاره زیر را اثبات کنید:

$$\mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{Var(X)}{Var(X) + a^2}$$

حل. فرض کنید t یک عدد دلخواه نامنفی باشد.

$$\mathbb{P}(X \geq a) = \mathbb{P}(X + t \geq a + t) \leq \mathbb{P}((X + t)^2 \geq (a + t)^2) \leq \frac{E[(X + t)^2]}{(a + t)^2} = \frac{E[X^2] + t^2}{(a + t)^2} = \frac{Var(X) + t^2}{(a + t)^2}$$

دقت کنید که آخرین نامساوی بالا، مشابه نامساوی Chebyshev بدست می‌آید. حالا می‌خواهیم t را طوری مقدار بدهیم که این عبارت را از $\frac{Var(X)}{Var(X) + a^2}$ کمتر مساوی کند:

$$\frac{Var(X) + t^2}{(a + t)^2} \leq \frac{Var(X)}{Var(X) + a^2} \Leftrightarrow (Var(X) + t^2)(Var(X) + a^2) \leq Var(X)(a + t)^2$$

$$\Leftrightarrow Var(X)^2 + t^2 a^2 \leq 2atVar(X) \rightarrow (Var(X) - ta)^2 \leq 0$$

$$\rightarrow t = \frac{Var(X)}{a}$$

پس اگر قرار دهیم $t = \frac{Var(X)}{a}$ نتیجه می‌گیریم که

$$\mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{VAR(X) + t^2}{(a + t)^2} = \frac{VAR(X) + (\frac{VAR(X)}{a})^2}{(a + (\frac{VAR(X)}{a}))^2} = \frac{VAR(X)}{VAR(X) + a^2}$$

▷

مسئله ۷. قانون حد مرکزی پیچیده*

فرض کنید f تابع چگالی احتمالی غیر منفی باشد. می دانیم:

$$\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1, \quad \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx = 0, \quad \int_{\mathbb{R}} x^2 f(x) dx = 25$$

حال مقدار زیر را پیدا کنید: (علامت * به معنای Convolution است)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_1^{\sqrt{n}} \underbrace{f * f * \dots * f(x)}_{\text{بار } n-1} dx$$

حل. ابتدا جمع دو متغیر تصادفی را بدست می آوریم. فرض کنید برای Z جمع دو متغیر تصادفی X و Y است، $Z = X + Y$ حال بدست می آید.

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(X + Y \leq z) = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} P(X \leq z - y | Y = y) f_Y(y) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} P(X \leq z - y) f_Y(y) dy \\ f_Z(z) &= \frac{\partial F_Z(z)}{\partial z} = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z - y) f_Y(y) dy \\ &= f * g(z) \end{aligned}$$

این فرمول را می توانیم به جمع چندین متغیر تصادفی بسط دهیم. حال طبق فرمول به دست آمده به حل می پردازیم. فرض کنید $\{X_i\}_i$ دنباله ای از متغیرهای تصادفی مستقل با تابع چگالی احتمال $f(x)$ باشد. طبق فرمول امید ریاضی بدست می آوریم که: $E[X_i] = 0$ و می دانیم که $E[X_i^2] = 25$ پس واریانس بدست می آید:

$$Var(X_i) = E[X_i^2] - E[X_i]^2 = 25$$

با استفاده از فرمول حساب شده داریم:

$$\begin{aligned} &\lim_{n \rightarrow \infty} \int_1^{\sqrt{n}} f * f * \dots * f(x) dx \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P(1 \leq \sum_{k=1}^n X_k \leq \sqrt{n}) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P(\frac{1}{5\sqrt{n}} \leq \frac{\sum_{k=1}^n X_k - 0}{5\sqrt{n}} \leq \frac{1}{5}) \\ &= P(0 \leq Z \leq \frac{1}{5}) \end{aligned}$$

▷

و $Z \sim N(0, 1)$ پس جواب برابر است با: $\phi(\frac{1}{5}) - (1 - \phi(0))$

مسئله‌ی ۸. حاج حسین پفکی*

حسین کوپن‌هایی که در بسته‌های پفک هستند را جمع‌آوری می‌کند. n نوع کوپن متفاوت وجود دارند و هر بسته‌ی پفک با احتمال یکسانی حاوی یکی از انواع این کوپن‌هاست. فرض کنید T تعداد بسته‌هایی باشد که حسین باز می‌کند تا تمام n نوع کوپن را پیدا کند. نشان دهید داریم:

$$\mathbb{P}(T \geq 2n \cdot (1 + \ln n)) \leq \frac{\pi^2/6}{(1 + \ln n)^2}$$

راهنمایی:

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{i^2} \leq \frac{\pi^2}{6}$$

حل. فرض کنید t_i تعداد بسته‌هایی باشند که حسین بعد از دیدن $i - 1$ امین کوپن منحصر به فرد باز می‌کند تا به i امین کوپن جدید برسد. در این صورت داریم:

$$T = t_1 + \dots + t_n$$

می‌توان دید که در صورتی که i نوع کوپن مختلف دیده باشیم، احتمال دیدن یک نوع جدید برابر است با $\frac{n-i+1}{n}$ بنابراین $t_i \sim \text{Geom}(\frac{n-i+1}{n})$. اکنون با توجه به خطی بودن امیدریاضی داریم:

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[T] &= \mathbf{E}[t_1] + \mathbf{E}[t_2] + \dots + \mathbf{E}[t_n] = \frac{n}{n} + \frac{n-1}{n} + \dots + \frac{1}{n} \\ &= n \cdot \left(\frac{1}{1} + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{n} \right) \leq n \cdot (1 + \ln n) \end{aligned}$$

زیرا:

$$\frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{n} \leq \int_1^n \frac{dx}{x} = \ln n$$

و برای واریانس داریم (با استفاده از مستقل بودن t_i ها):

$$\begin{aligned} \text{Var}(T) &= \text{Var}(t_1) + \text{Var}(t_2) + \dots + \text{Var}(t_n) \\ &= \frac{1-p_1}{p_1} + \frac{1-p_2}{p_2} + \dots + \frac{1-p_n}{p_n} \\ &\leq \frac{1}{p_1^2} + \frac{1}{p_2^2} + \dots + \frac{1}{p_n^2} \\ &= n^2 \cdot \left(\frac{1}{1^2} + \frac{1}{2^2} + \dots + \frac{1}{n^2} \right) \leq \frac{n^2 \pi^2}{6} \end{aligned}$$

اکنون از نابرابری چبیشف استفاده می‌کنیم:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|T - n \cdot (1 + \ln n)| \geq n \cdot (1 + \ln n)) &\leq \frac{n^2 \pi^2 / 6}{(n \cdot (1 + \ln n))^2} \\ \rightarrow \mathbb{P}(T \geq 2n \cdot (1 + \ln n)) &\leq \frac{\pi^2/6}{(1 + \ln n)^2} \end{aligned}$$

▷

مسئله‌ی ۹. پواسون زنجیرزن*

با استفاده از زنجیره‌ای از متغیرهای تصادفی پواسون عبارت زیر را اثبات کنید.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} e^{-n} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} = \frac{1}{2}$$

حل. می‌دانیم حاصل جمع تعداد زیادی متغیر تصادفی iid، متغیر تصادفی‌ای از توزیع نرمال خواهد بود.

$$\lambda = 1, \quad X_i \sim \text{Pois}(1), \quad Z = \sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{N}(n, n)$$

از طرفی می‌دانیم حاصل جمع تعدادی متغیر پواسون مستقل نیز متغیری پواسون است.

$$Z = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Pois}(n)$$

سپس، مقدار $P[Z \leq n]$ را یک بار با استفاده از توزیع پواسون و باری دیگر به کمک توزیع نرمال محاسبه می‌کنیم:

$$Z \sim \text{Pois}(n) \rightarrow P[Z \leq n] = \sum_{i=0}^n \frac{e^{-n} n^i}{i!}$$

از آنجایی که در اینجا n میانگین توزیع نرمال Z است، بنابراین احتمال تجمعی آن برابر $\frac{1}{2}$ خواهد بود:

$$Z \sim \mathcal{N}(n, n) \rightarrow P[Z \leq n] = \frac{1}{2}$$

بنابراین،

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^n \frac{e^{-n} n^i}{i!} = \frac{1}{2}$$

▷

موفق باشید (:)