



آمار و احتمال مهندسی

اساتید: دکتر توسلی پور، دکتر وهابی
دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر، دانشکدگان فنی، دانشگاه تهران

تمرین ششم - نمونه‌گیری، نامساوی‌ها، قانون اعداد بزرگ، قضیه حد مرکزی

طراح: محمدرضا علوی

سوپروایزر: سارا معصومی

تاریخ تحویل: ۱۵ دی ۱۴۰۳

بیشتر بدانیم: نامساوی جنسن

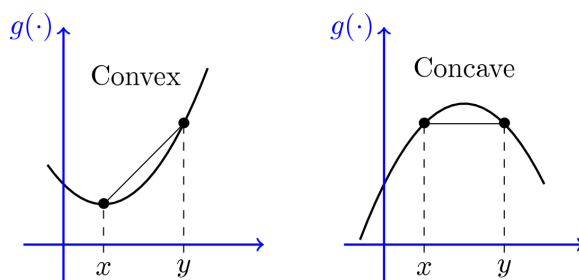
حتماً قبلاً نامساوی زیر را که به نامساوی میانگین حسابی-هندسی^۱ معروف است دیده‌اید.

$$\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \geq \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_n} \quad (۱)$$

این نامساوی برای تمام x_i های حقیقی و نامنفی برقرار است. آیا می‌توانید با یک روش آمار و احتمالاتی نامساوی بالا را اثبات کنید؟
برای انجام این کار ابتدا باید با توابع محدب^۲ و نامساوی جنسن^۳ آشنا شویم.

تابع محدب:

تعریف. فرض کنید $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ یک تابع دو بار مشتق‌پذیر (تابعی که مشتق دوم دارد) باشد. این تابع محدب است اگر و تنها اگر مشتق دوم آن در تمام نقاط دامنه غیرمنفی باشد. برای مثال تابع x^2 یک تابع محدب است.



شکل ۱: تفاوت تابع محدب و مقعر

نامساوی جنسن:

قضیه. اگر f یک تابع محدب و X یک متغیر تصادفی باشد و همچنین $E[f(X)]$ و $f(E[X])$ وجود داشته باشند خواهیم داشت،

$$E[f(X)] \geq f(E[X])$$

و تساوی تنها در حالتی برقرار است که f یک تابع خطی باشد.

نامساوی جنسن ابزاری قدرتمند است و به طور ویژه در زمینه‌های علم داده، اقتصاد و نظریه اطلاعات استفاده می‌شود.

^۱Arithmetic Mean Geometric Mean Inequality

^۲Convex Functions

^۳Jensen's Inequality

حال می‌خواهیم با استفاده از این نامساوی عبارت ۱ را ثابت کنیم. ابتدا از دو طرف عبارت لگاریتم می‌گیریم. پس کافی‌ست نشان دهیم،

$$\ln \left(\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \right) \geq \frac{1}{n} (\ln x_1 + \dots + \ln x_n) \quad (2)$$

می‌دانیم تابع $\ln x$ یک تابع مقعر است، در نتیجه تابع $-\ln x$ یک تابع محدب خواهد بود. همچنین فرض کنید X یک متغیر تصادفی است به صورتی که $P(X \in \{x_1, \dots, x_n\}) = 1$ و X هر کدام از مقادیر x_1, \dots, x_n را با احتمال یکسان $\frac{1}{n}$ می‌پذیرد. در این صورت داریم،

$$E[X] = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} x_i = \frac{x_1 + \dots + x_n}{n}$$

در نتیجه با استفاده از نامساوی جنسن داریم،

$$\begin{aligned} E[-\ln X] &\geq -\ln E[X] \\ \rightarrow \ln E[X] &\geq E[\ln X] \\ \rightarrow \ln \left(\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \right) &\geq \frac{\ln x_1 + \dots + \ln x_n}{n} \\ \xrightarrow{\text{Exponentiating both sides}} \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} &\geq \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_n} \end{aligned}$$

و به این شکل نامساوی ۱ ثابت خواهد شد. از نامساوی جنسن برای حل نامساوی‌های دیگر جبری نیز استفاده می‌شود که می‌توانید مثال‌های دیگر آن را در [این‌جا](#) مشاهده کنید.

۱. اثر دارو

۱۵ نمره

یک شرکت داروسازی در حال آزمایش یک داروی جدید است. در این آزمایش زمان تاثیر دارو بعد از مصرف با متغیر تصادفی T بر حسب ساعت نشان داده می‌شود. می‌دانیم میانگین زمان تاثیر دارو پس از مصرف ۴ ساعت است. حال به سوالات زیر پاسخ دهید.

آ. یک کران بالا برای احتمال این که زمان تاثیر دارو حداقل ۱۰ ساعت طول بکشد به دست آورید.

ب. فرض کنید ۵ ساعت از زمان مصرف این دارو توسط یک بیمار گذشته است و دارو هنوز اثر نکرده است؛ اگر تا ۵ ساعت آینده نیز دارو تاثیری روی بیمار نگذارد وضعیت این بیمار وخیم خواهد شد. احتمال این که این اتفاق ناگوار رخ دهد حداکثر چقدر است؟ (می‌دانیم $E(T|T \geq 5) = 8$).

ج. فرض کنید T دارای توزیع نمایی است و احتمال دقیق این که زمان تاثیر دارو حداقل ۱۰ ساعت باشد را محاسبه کنید. جواب به دست آمده را با جواب به دست آمده در قسمت آ مقایسه کنید، چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

پاسخ:

آ. طبق نامساوی مارکوف:

$$P(T \geq a) \leq \frac{E[T]}{a}$$

در نتیجه،

$$P(T \geq 10) \leq \frac{4}{10} = 0.4$$

ب. اگر \mathcal{F} یک پیشامد باشد، با توجه به نامساوی مارکوف شرطی^۴ خواهیم داشت:

$$P(T \geq a | \mathcal{F}) \leq \frac{E[T | \mathcal{F}]}{a}$$

در نتیجه،

$$P(T \geq 10 | T \geq 5) \leq \frac{E[T | T \geq 5]}{10} = 0.8$$

ج. از آنجایی که $E(T) = 4$ ، نتیجه می‌گیریم $\lambda = \frac{1}{4}$ و خواهیم داشت:

$$P(T \geq t) = e^{-\lambda t} = e^{-\frac{t}{4}}, \quad t \geq 0$$

$$\rightarrow P(T \geq 10) = e^{-\frac{10}{4}} \approx 0.082$$

کران بالایی که در قسمت آ برای این احتمال به دست آوردیم 0.4 بود و از آنجایی که این عدد با احتمال واقعی این پیشامد فاصله قابل توجهی دارد، نتیجه می‌گیریم نامساوی مارکوف در این جا تخمین مناسبی را ارائه نمی‌دهد.

۲. سود ماهانه

۱۵ نمره

یک شرکت کوچک در حال بررسی فروش ماهانه خود است. این شرکت می‌داند میانگین فروش ماهانه‌اش 50000 دلار و انحراف معیار آن 8000 دلار است. با توجه به این اطلاعات به سوالات زیر پاسخ دهید.

آ. بیشینه احتمال این که در یک ماه فاصله‌ی فروش از میانگین حداقل 24000 باشد را به دست آورید.

ب. فرض کنید میانگین هزینه‌های ماهانه این شرکت 30000 دلار و انحراف معیار آن 5000 دلار باشد. احتمال این که در یک ماه سود این شرکت کمتر از 25000 دلار با میانگین سود ماهانه فاصله داشته باشد حداقل چقدر است؟ (فرض کنید در این شرکت مقدار هزینه ماهانه مستقل از مقدار فروش ماهانه است.)

ج. با فرض این که در فصل تعطیلات انحراف معیار فروش ماهانه دو برابر می‌شود، بیشینه احتمال این که فروش در این دوره یا حداقل 80000 دلار باشد و یا حداکثر 20000 دلار باشد را پیدا کنید.

پاسخ:

آ. فرض می‌کنیم متغیر تصادفی X نشانگر میزان فروش ماهانه این شرکت باشد. با توجه به نامساوی چبیشف^۵ می‌دانیم:

$$P(|X - \mu_X| \geq k) \leq \frac{\sigma_X^2}{k^2}$$

پس داریم،

$$P(|X - 50000| \geq 24000) \leq \frac{8000^2}{24000^2} = \frac{1}{9} \approx 0.11$$

ب. فرض می‌کنیم متغیر تصادفی Y نشانگر هزینه‌های ماهانه این شرکت باشد. در نتیجه سود ماهانه شرکت را می‌توان با متغیر تصادفی $Z = X - Y$ نشان داد. ابتدا امید و انحراف معیار Z را محاسبه می‌کنیم.

$$\begin{aligned}\mu_Z &= E(Z) = E(X - Y) \\ &= E(X) - E(Y) \\ &= 50000 - 30000 \\ &= 20000\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\sigma_Z &= \sqrt{\sigma_X^2 + \sigma_Y^2} \\ &= \sqrt{80000^2 + 50000^2} \\ &\approx 94334\end{aligned}$$

حال می‌خواهیم حداقل مقدار احتمال $P(|Z - \mu_Z| < 25000)$ را به دست آوریم. با توجه به نامساوی چیشف داریم:

$$P(|Z - 20000| \geq 25000) \leq \frac{94334^2}{25000^2} \approx 0.14$$

$$\rightarrow P(|Z - 20000| < 25000) = 1 - P(|Z - 20000| \geq 25000) > 1 - 0.14$$

$$\rightarrow P(|Z - 20000| < 25000) > 0.86$$

پس با احتمال حداقل ۸۶ درصد، سود شرکت در این بازه قرار خواهد داشت.

ج. به‌طور مشابه با توجه به نامساوی چیشف داریم:

$$\begin{aligned}P(X \geq 80000 \text{ or } X \leq 20000) &= P(|X - 50000| \geq 30000) \\ &\leq \frac{160000^2}{30000^2} \approx 0.28\end{aligned}$$

۳. توابع نارایب

۱۵ نمره

فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از توزیع $U(0, \theta)$ باشد.

آ. تابعی از \bar{X} پیدا کنید که برآوردگری نارایب^۶ برای θ باشد.

ب. تابعی از آماره رتبه^۷ $X_{(n)}$ پیدا کنید که برآوردگری نارایب برای θ باشد.

پاسخ:

آ. می‌دانیم امید ریاضی این توزیع یکنواخت برابر است با:

$$E(X) = \frac{\theta + 0}{2} = \frac{\theta}{2}$$

Unbiased Estimator^۶
Order Statistic^۷

در نتیجه برای محاسبه میانگین \bar{X} داریم،

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = E(X) = \frac{\theta}{2}$$

در نتیجه $g(\bar{X}) = 2\bar{X}$ یک برآوردگر نااریب برای پارامتر θ است زیرا $E(g(\bar{X})) = \theta$.

ب. از آنجایی که توزیع X یکنواخت است داریم،

$$F(x) = \frac{x - 0}{\theta} = \frac{x}{\theta}, \quad 0 \leq x \leq \theta$$

پس توزیع آماره رتبه آخر به صورت زیر است،

$$\begin{aligned} F_n(x) &= P(X_{(n)} \leq x) = P(X_1 \leq x, \dots, X_n \leq x) \\ &= F^n(x) \\ &= \frac{x^n}{\theta^n}, \quad 0 \leq x \leq \theta \end{aligned}$$

سپس با مشتق‌گیری داریم،

$$f_n(x) = \frac{d}{dx} F_n(x) = \frac{nx^{n-1}}{\theta^n}, \quad 0 \leq x \leq \theta$$

حال امیدریاضی این آماره را محاسبه می‌کنیم،

$$\begin{aligned} E(X_{(n)}) &= \int_0^\theta x f_n(x) dx = \int_0^\theta x \cdot \frac{nx^{n-1}}{\theta^n} dx \\ &= \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^n dx \\ &= \frac{n}{\theta^n} \left(\frac{x^{n+1}}{n+1} \right) \Big|_0^\theta \\ &= \frac{n\theta}{n+1} \end{aligned}$$

در نتیجه $f(X_{(n)}) = \frac{n+1}{n} X_{(n)}$ یک برآوردگر نااریب برای θ است.

۴. شکار پرندگان

۱۵ نمره

در یک جنگل کوهستانی ۵۵ درصد عقاب‌ها ماده هستند. چند عقاب باید شکار کنید تا با احتمال ۹۰ درصد مطمئن باشید که حداقل نیمی از پرندگان شکار شده ماده هستند؟ هر فرضی را که در راه‌حل خود در نظر گرفته‌اید ذکر کنید.

پاسخ:

می‌دانیم جنسیت یک پرنده یک متغیر تصادفی با توزیع برنولی است. فرض می‌کنیم جنسیت هر پرنده مستقل از پرنده‌های دیگر باشد. پس می‌توان جنسیت پرندگان شکار شده را با $X_1, \dots, X_n \sim B(1, 0.55)$ نشان داد. به طوری که $X_i = 1$ اگر پرنده i ماده باشد و در

غیر اینصورت $X_i = 0$.
تعریف می‌کنیم،

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

واضح است که S_n نشانگر تعداد پرنده‌های ماده شکار شده است. حال می‌خواهیم n را طوری تعیین کنیم که داشته باشیم،

$$P\left(S_n \geq \frac{n}{2}\right) = 0.9$$

ابتدا باید توزیع S_n را با استفاده از قضیه حد مرکزی تقریب بزنیم.
می‌دانیم $E(X_i) = p = 0.55$ و $Var(X_i) = p(1-p) = 0.247$. در نتیجه با توجه به قضیه حد مرکزی داریم،

$$S_n \sim N(0.55n, 0.247n) \\ \rightarrow Z = \frac{S_n - 0.55n}{\sqrt{0.247n}} \sim N(0, 1)$$

پس داریم،

$$\begin{aligned} P\left(S_n \geq \frac{n}{2}\right) &= P\left(\frac{S_n - 0.55n}{\sqrt{0.247n}} \geq \frac{n/2 - 0.55n}{\sqrt{0.247n}}\right) \\ &= P\left(Z \geq -\frac{0.05n}{\sqrt{0.247n}}\right) \\ &= P\left(Z \leq \frac{0.05n}{\sqrt{0.247n}}\right) \\ &= 0.9 \end{aligned}$$

با توجه به جدول توزیع نرمال استاندارد داریم، $\frac{0.05n}{\sqrt{0.247n}} \approx 1.2816$ و در نتیجه $n \approx 163$.

۵. توزیع پارتو

۱۰ نمره

فرض کنید X_1, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از توزیع پارتو^۱ با پارامترهای $\alpha > 0$ (shape parameter) و $x_m > 0$ (scale parameter) باشد. تابع چگالی احتمال این توزیع به صورت زیر است،

$$f(x; \alpha, x_m) = \frac{\alpha x_m^\alpha}{x^{\alpha+1}}, \quad x \geq x_m$$

آ. توضیح دهید برای چه مقادیری از α می‌توان قضیه حد مرکزی را برای تخمین زدن توزیع میانگین نمونه استفاده کرد؟

ب. برای $\alpha = 3$ و $x_m = 1$ توزیع تقریبی \bar{X}_{30} را محاسبه کنید.

پاسخ:

آ. میانگین و واریانس توزیع پارتو به صورت زیر است:

$$\mu = \begin{cases} \frac{\alpha x_m}{\alpha-1} & \alpha > 1, \\ \infty & \alpha \leq 1 \end{cases}$$

$$\sigma^2 = \begin{cases} \frac{\alpha x_m^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)} & \alpha > 2, \\ \infty & \alpha \leq 2 \end{cases}$$

می‌دانیم قضیه حد مرکزی فقط می‌تواند روی توزیع‌هایی اعمال شود که میانگین و واریانس متناهی داشته باشند. پس برای استفاده از این قضیه در این جا، باید داشته باشیم $\alpha > 2$.

ب. ابتدا میانگین و واریانس توزیع را محاسبه می‌کنیم،

$$\mu = \frac{\alpha x_m}{\alpha - 1} = \frac{3}{2} = 1.5$$

$$\sigma^2 = \frac{\alpha x_m^2}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)} = \frac{3}{4} = 0.75$$

طبق قضیه حد مرکزی داریم،

$$\bar{X}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$\rightarrow \bar{X}_n \sim N(1.5, 0.25)$$

۱۵ نمره

۶. آماره رتبه عجیب!

متغیر تصادفی X دارای توزیع زیر است:

$$P(X = x) = \frac{(e - 1)^{-1}}{x!}, \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

همچنین E_1, E_2, \dots متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع از توزیع نمایی با پارامتر $\lambda = 2$ هستند. توزیع $Z = \min\{E_1, \dots, E_X\}$ را به دست آورید.

پاسخ:

با توجه به قانون احتمال کل^۹ داریم،

$$\begin{aligned} P(Z > z) &= \sum_{x=1}^{\infty} P(Z > z | x) P(X = x) \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} P(E_1 > z, \dots, E_x > z | x) P(X = x) \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} \prod_{i=1}^x P(E_i > z) P(X = x) \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} P(E_i > z)^x P(X = x) \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} (e^{-2z})^x \frac{1}{(e - 1)x!} \\ &= \frac{1}{e - 1} \sum_{x=1}^{\infty} \frac{(e^{-2z})^x}{x!} \\ &= \frac{1}{e - 1} (e^{e^{-2z}} - 1), \quad z \geq 0 \end{aligned}$$

^۹ Law of total probability

۷. تقریب توزیع میانگین

۱۵ نمره

فرض کنید \bar{X}_1 و \bar{X}_2 میانگین‌های دو نمونه تصادفی مستقل از هم به اندازه n از جامعه‌ای با واریانس σ^2 باشند. مقدار n را طوری مشخص کنید که $P(|\bar{X}_1 - \bar{X}_2| < \frac{\sigma}{5}) \approx 0.99$ برقرار باشد.

پاسخ:

با استفاده از قضیه حد مرکزی می‌توانیم توزیع \bar{X}_1 و \bar{X}_2 را به صورت زیر تقریب بزنیم،

$$\bar{X}_1 \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}), \quad \bar{X}_2 \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

از آن جایی که \bar{X}_1 و \bar{X}_2 مستقل هستند داریم،

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(0, \frac{2\sigma^2}{n})$$

می‌خواهیم n را طوری پیدا کنیم که،

$$\begin{aligned} 0.99 &\approx P(|\bar{X}_1 - \bar{X}_2| < \frac{\sigma}{5}) \\ &= P\left(\frac{-\sigma/5}{\sigma/\sqrt{n/2}} < \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sigma/\sqrt{n/2}} < \frac{\sigma/5}{\sigma/\sqrt{n/2}}\right) \\ &\approx P\left(-\frac{1}{5}\sqrt{\frac{n}{2}} < Z < \frac{1}{5}\sqrt{\frac{n}{2}}\right) \end{aligned}$$

که در آن $Z \sim N(0, 1)$ است. بنابراین باید داشته باشیم،

$$2P\left(Z \geq \frac{1}{5}\sqrt{\frac{n}{2}}\right) \approx 0.01 \rightarrow P(Z \geq \frac{1}{5}\sqrt{\frac{n}{2}}) \approx 0.005$$

با توجه به جدول توزیع نرمال استاندارد $\frac{1}{5}\sqrt{\frac{n}{2}} = 2.576$ و در نتیجه $n \approx 332$.