

AI 中的数学 第八次作业

2300012929 尹锦润

概率-教材 4.2

考虑 $D = \bigcup_{m=1}^{\infty} \bigcap_{n=m}^{\infty} \{X_n = 0\}$, $\forall \omega \notin D$, 有 $\forall N > 0, \exists n > N$ s.t. $X_n \neq 0$, 因此 $\forall N > 0, P(\omega \notin D) \leq \frac{1}{N^2}$, 于是 $P(\omega \notin D) = 0$ 。

而 $\forall \omega \in D$, 有 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n) = 0$, 进而 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n}(X_1 + \cdots + X_n) - 1 = -1$, 不服从大数律。

概率-教材 4.3

对于 $\eta = 0$, 有 $F_{\eta}(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 & x \geq 0 \end{cases}$, 其中 $x \neq 0$ 为连续点。

$$\xi_n \xrightarrow{\omega} 0 (n \rightarrow \infty) \Rightarrow \forall x \neq 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P(\{\omega : \xi_n(\omega) \leq x\}) = P(\{\omega : 0 \leq x\}) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 & x > 0 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P(\{\omega : |\xi_n(\omega)| \geq \varepsilon\}) = P(\omega : \xi_n(\omega) \leq -\varepsilon) + P(\omega : \xi_n(\omega) \geq \varepsilon) = 0 \Rightarrow \xi_n \xrightarrow{P} 0 (n \rightarrow \infty)$$

概率-教材 4.6

$P(\xi_n = x_0) = \left(\frac{x_0}{a}\right)^n$, $\forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P(\{\omega : |\xi_n - a| \geq \varepsilon\}) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{a-\varepsilon}{a}\right)^n = 0$, 因此 $\xi_n \xrightarrow{P} a_0$ 。

概率-教材 4.12

(1) $E(X_1) = 0, \text{var}(X_1) = 1/12$, 因此 $\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{\text{var}(S_n)}} = \frac{S_n}{\sqrt{1500/12}} \sim N(0, 1)$, $P(|S_n| \geq 15) = P(|\frac{S_n}{\sqrt{1500/12}}| \geq \frac{15}{\sqrt{1500/12}}) = 2(1 - \Phi(\frac{15}{\sqrt{1500/12}})) \doteq 0.18$ 。

(2) $\frac{S_n}{\sqrt{n/12}} \sim N(0, 1)$, $P(|S_n| \leq 10) = P(|\frac{S_n}{\sqrt{n/12}}| \leq \frac{10}{\sqrt{n/12}}) \geq 0.90 \Rightarrow n \geq 441$ 。

概率-教材 4.15

$E(X_i) = p, \text{var}(X_i) = p(1-p)$, $\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \sim N(0, 1)$,

$$P(p - 0.045 \leq p \leq p + 0.045) = P(-0.045n \leq S_n - np \leq 0.045n) = P\left(\left|\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right| \leq \frac{0.045n}{\sqrt{np(1-p)}}\right) \geq 0.95 \Rightarrow 0.045\sqrt{n} \geq 1.96\sqrt{p(1-p)}$$

而 $\sqrt{p(1-p)} \leq 0.5$, 因此 $n \geq 474.23 \Rightarrow n \geq 475$ 。

统计-教材 7.1

(1)

$$L(p) = \prod_i p(1-p)^{X_i-1} = p^n (1-p)^{\sum X_i - n}$$

(2)

$$\frac{d}{dp} L(p) = p^{n-1} (1-p)^{\sum X_i - n - 1} [n(1-p) - (\sum X_i - n)p]$$

因此,

$$\hat{p} = \frac{1}{\overline{X}}$$

(3) 矩估计为

$$\frac{1}{\overline{X}}$$

教材 7.3

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \exp\{-(X_i - \theta)\} = \exp\{-\sum X_i + n\theta\}$$

因为 $X_i \geq \theta$, 于是 $L(\theta)$ 递减, 有 ML 估计 $\hat{\theta} = T_1 = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ 。

教材 7.4

(1) $\text{var}(X_1) = p(1-p)$ 。

(2)

$$L(p) = p^{\sum X} (1-p)^{n-\sum X}$$

$$\frac{d}{dp} L(p) = p^{\sum X-1} (1-p)^{n-\sum X-1} (\sum X(1-p) - (n - \sum X)p)$$

因此

$$\hat{p} = \overline{X}$$

$$T(X_1, \dots, X_n) = \overline{X}(1 - \overline{X})$$

(3)

$$E(\overline{X} - \overline{X}^2) = p - \frac{(n-1)}{n} p^2 = \frac{n-1}{n} p(1-p)$$

教材 7.5

(1)

$$\begin{aligned} \hat{p} &= \frac{s}{n} \\ E(\hat{p}) &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = p \\ \text{var}(\hat{p}) &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \left(\frac{k}{n} - p\right)^2 = \frac{1}{n} p(1-p) \end{aligned}$$

(2)

$$\text{var}(\hat{p}) = \frac{s(n-s)}{n^3}$$

其中 s 是不合格产品数。

教材 7.6

(1)

$$E(X) = \int_{\theta}^{+\infty} x e^{-x+\theta} dx = \int_0^{+\infty} (x + \theta) e^{-x} dx = \theta + 1$$

因此

$$T_2 = \overline{X} - 1$$

(2)

$$T_1 = \min\{X_1, \dots, X_n\}$$

而 $f_{T_1}(y) = n \exp\{-n(y - \theta)\}$, 因此有 $T_1 - \theta \sim \text{Exp}(n)$, 进而有 $E(T_1 - \theta) = \frac{1}{n}$, $\text{var}(T_1 - \theta) = \frac{1}{n^2}$,

对于 $E[(T_1 - \theta)^2] = \text{var}(T_1 - \theta) + E(T_1 - \theta)^2 = \frac{2}{n^2}$ 。

$$T_2 = \overline{X} - 1$$

因为 $E(X) = \theta + 1$, $\text{var}(X) = 1$, 于是 $E(T_2) = \theta$, $\text{var}(T_2 - \theta) = \text{var}(T_2) = \frac{1}{n} \overline{X} = \frac{1}{n}$, 因此 $E((T_2 - \theta)^2) = \text{var}(T_2 - \theta) + E(T_2 - \theta)^2 = \frac{1}{n}$ 。