第四章:不等式

- 不等式
 - 有些量很难计算,不等式可以对这些量给出一个界
 - 不等式也是下一章讨论收敛理论的基础
 - 关于概率的不等式
 - Markov不等式
 - Chebyshev不等式
 - Hoeffding不等式
 - 关于期望的不等式
 - Cauchy-Schwarze不等式
 - Jensen不等式

Markov不等式

■ 4.1 定理(Markov不等式):令X为非负随机变量且假设 $\mathbb{E}(X)$ 存在,则对任意 t>0,有

$$P(X > t) \le \frac{\mathbb{E}(X)}{t} \tag{4.1}$$

- \blacksquare $\exists t = k\mu, \mu = \mathbb{E}(X), \mathbb{P}(X > k\mu) \leq \frac{1}{k}$
 - 当 k>1时,表示随机变量的取值离不会期望不会太远(离期望较远的概率很小,小于 1/k)
 - $\mathbb{P}(X > 2\mu) \le 0.5$, $\mathbb{P}(X > 3\mu) \le 0.33$
 - 当 $0 < k \le 1$ 时, $1/k \ge 1$,上式总是成立表示($\mathbb{P}(A) \le 1$)

Markov 不等式证明:X 为非负随机变量,对任何 t>0,有 $\mathbb{P}(X>t) \leq \frac{\mathbb{E}(X)}{t}$

证明: X > 0

不等号成立)

$$\geq t \int_{t}^{\infty} f(x) dx$$
 (将 t 放到积分符号外面,相当于令 由于 不等号成立)
$$= t \mathbb{P}(X > t)$$

$$\therefore \mathbb{P}(X > t) \leq \frac{\mathbb{E}(X)}{t}$$

Markov不等式

■ 将X换成满足条件的r(X),上述结论也成立!

$$\mathbb{P}(r(X) > t) \leq \frac{\mathbb{E}(r(X))}{t}$$

$$\blacksquare \implies r(X) = \frac{(X - \mu)^2}{\sigma^2}$$

■ Chebyshev不等式: Markov不等式的应用

Chebyshev不等式

- \blacksquare 其中 $Z = (X \mu)/\sigma$
- $\mathbb{P}(|Z| > 2) \le 1/4, \mathbb{P}(|Z| > 3) \le 1/9.$
- X在其期望附近(t邻域)的概率与方差 σ 省关
 - σ^2 越大,随机变量远离期望的概率越大(方差用于度量随机变量 围绕均值的散布程度)

 - 可用来证明样本均值会在其期望附件(样本数越多越接近,因为 样本方差随*n*增大而减小)

Chebyshev 不等式证明: 令 $\mathbb{E}(X) = \mu, \mathbb{V}(X) = \sigma^2$,则 $\mathbb{P}(|X - \mu| \ge t) \le \frac{\sigma^2}{t^2}$

证明:
$$\mathbb{P}(|X - \mu| \ge t) = \mathbb{P}((X - \mu)^2 \ge t^2)$$
 (两边同时平方)

$$\leq \frac{\mathbb{E}((X-\mu)^2)}{t^2}$$
 (Markov 不等式)

$$\leq \frac{\sigma^2}{t^2}$$

当
$$t = k\sigma$$
,则 $\mathbb{P}(|X - \mu| \ge k\sigma) = \mathbb{P}\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma} \ge k\right) \le \frac{\sigma^2}{(k\sigma)^2} = \frac{1}{k^2}$

Chebyshev不等式

- X在其期望附近(t邻域)的概率与方差 σ 有关
- 另外一个变形:

$$\mathbb{P}(|X - \mu| \ge k\sigma) \le \frac{1}{k^2}$$

- k=2? $\mathbb{P}(|X-\mu| \ge 2\sigma) \le 0.25$
- k=3? $\mathbb{P}(|X-\mu| \ge 3\sigma) \le 0.11$
 - 高斯分布为0.9997
- 这个界很松,因为Chebyshev不等式没有限定分布的形 式,所以应用广泛
 - 对某些具体的分布来说,可以得到更紧致的界,如高斯分布 $Z \sim N(0,1)$

Mill's inequality
$$\mathbb{P}(Z \ge t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{t}^{\infty} x e^{-x^{2}/2} dx \le \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{t}^{\infty} \frac{x}{t} e^{-x^{2}/2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-t^{2}/2}}{t}$$

$$\mathbb{P}(|Z| \ge t) = 2\mathbb{P}(Z \ge t) \le \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{e^{-t^{2}/2}}{t}$$

Chebyshev不等式

- 4.3例:假设我们在一个有n个测试样本的测试集上测试一个预测方法(以神经网络为例)。若预测错误置 $X_i = 1$ 预测正确则置 $X_i = 0$ 。则 $\overline{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$ 为观测到的错误率。每个 X_i 可视为有未知均值p的Bernoulli分布。我们想知道真正的错误率p。
- 直观地,我们希望 \overline{X}_n 接近p。但 X_n 有多大可能不在p的 ε 邻域内?
- $\mathbb{V}(\bar{X}_n) = \mathbb{V}(X_1)/n = p(1-p)/n,$ $\mathbb{P}(|\bar{X}_n p| \ge \varepsilon) \le \frac{\mathbb{V}(\bar{X}_n)}{\varepsilon^2} = \frac{p(1-p)}{n\varepsilon^2} \le \frac{1}{4n\varepsilon^2}.$
- 由于对任意p有 $p(1-p) \le \frac{1}{4}$, 所以当 $\varepsilon = 0.2$,n = 100 时, 边界 为0.0625。

Hoeffding不等式

- 作用与Chebyshev不等式类似,但区间更紧致(增加了 独立性约束)
- 4.4 定理(Hoeffding不等式):设 $Y_1, \ldots Y_n$ 相互独立,且 $\mathbb{E}(Y_i) = 0$,且 $a_i \leq Y_i \leq b_i$ 。令 $\varepsilon > 0$,则对任意t > 0

$$Y_i = \frac{1}{n} (X_i - p) \qquad \mathbb{P} \left(\sum_{i=1}^n Y_i \ge \varepsilon \right) \le e^{-t\varepsilon} \prod_{i=1}^n e^{t^2 (b_i - a_i)^2 / 8}$$

■ 4.5^{\checkmark} 定理(Hoeffding不等式): 令 $X_1,...X_n \sim Bernoulli(p)$ 则对任意 $\varepsilon > 0$,有

$$\mathbb{P}(\left|\overline{X}_{n}-p\right|>\varepsilon)\leq 2e^{-2n\varepsilon^{2}}$$

■ 其中 $\overline{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$

Hoeffding 不等式证明:

证明:
$$\mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^{n} Y_{i} \geq \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(t\sum_{i=1}^{n} Y_{i} \geq t\varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(e^{t\sum_{i=1}^{n} Y_{i}} \geq e^{t\varepsilon}\right) \leq e^{-t\varepsilon}\mathbb{E}\left(e^{t\sum_{i=1}^{n} Y_{i}}\right)$$
 (Markov 不等式)

$$=e^{-t\varepsilon}\prod_{i=1}^n\mathbb{E}\left(e^{tY_i}\right) \qquad (1)$$

$$\therefore a_i \le Y_i \le b_i, \quad \therefore Y_i = \alpha b_i + (1 - \alpha) a_i, \quad \alpha = (Y_i - a_i) / (b_i - a_i)$$

由于
$$e^{ty}$$
 为凸函数,所以 $e^{tY_i} \leq \frac{\left(Y_i - a_i\right)}{\left(b_i - a_i\right)} e^{tb_i} + \frac{\left(b_i - Y_i\right)}{\left(b_i - a_i\right)} e^{ta_i}$

$$\mathbb{E}\left(e^{tY_{i}}\right) \leq -\frac{a_{i}}{\left(b_{i}-a_{i}\right)}e^{tb_{i}} + \frac{b_{i}}{\left(b_{i}-a_{i}\right)}e^{ta_{i}} = e^{g(u)} \qquad (\mathbb{E}\left(Y_{i}\right) = 0)$$

其中
$$u = t(b_i - a_i), g(u) = -\gamma a_i + \log(1 - \gamma + \gamma e^u), \gamma = -a_i/b_i - a_i$$

$$g(0) = g'(0) = 0, g''(u) \le 1/4, \text{ for } u > 0$$

根据 Talayor 展开,
$$g(u) = g(0) + ug'(0) + u^2g''(\xi) = \frac{u^2}{2}g''(\xi) \le \frac{1}{8}u^2 = \frac{1}{8}t^2(b_i - a_i)^2$$

所以
$$\mathbb{E}(e^{tY_i}) \leq e^{g(u)} \leq e^{t^2(b_i-a_i)^2/8}$$
,代入(1),不等式得证。

Hoeffding不等式

- 4.6 例: $\diamondsuit X_1,...X_n \sim Bernoulli(p)$ $n=100, \varepsilon=0.2$
- 则根据Chebyshev不等式,有

$$\mathbb{P}\left(\left|\overline{X_n}-p\right|>\varepsilon\right)\leq 0.0625.$$

$$\boxed{\mathbb{P}\left(\left|\overline{X}_{n}-p\right|\geq\varepsilon\right)\leq\mathbb{V}\left(\overline{X}_{n}\right)/\varepsilon^{2}}$$

■ 根据Hoeffding不等式,有

$$\left| \mathbb{P} \left(\left| \overline{X}_n - p \right| \ge \varepsilon \right) \le 2e^{-2n\varepsilon^2} \right|$$

$$\mathbb{P}(|\overline{X_n} - p| > .2) \le 2e^{-2(100)(.2)^2} = 0.00067.$$

■ 结果远远小于0.0625。

Hoeffding不等式

- 可用来计算二项分布中的参数*p*的置信区间
- 对给定的 $\alpha > 0$,令 $\varepsilon_n = \left\{ \frac{1}{2n} \log \left(\frac{2}{\alpha} \right) \right\}^{\frac{1}{2}}$
- 则根据Hoeffding不等式

$$\mathbb{P}\left(\left|\overline{X_n} - p\right| > \varepsilon_n\right) \le 2e^{-2n\varepsilon_n^2} = \alpha$$

- 则 $\mathbb{P}(C \in p) \ge 1-\alpha$ 。
- $称C为 1-\alpha$ 置信区间。

Cauchy-Schwarze不等式

■ 4.8 定理(Cauchy-Schwarze不等式): 若*X、Y*是有限方差,则

$$\mathbb{E}\left(\left|XY\right|\right) \leq \sqrt{\mathbb{E}\left(X^{2}\right)\mathbb{E}\left(Y^{2}\right)}$$

■ 例: 协方差不等式

$$Cov(X,Y) = \mathbb{E}\left[\left(X - \mu_X\right)\left(Y - \mu_Y\right)\right] \leq \sqrt{\mathbb{E}\left(\left(X - \mu_X\right)^2\right)\mathbb{E}\left(\left(Y - \mu_Y\right)^2\right)} = \sigma_X\sigma_Y$$

$$(Cov(X,Y))^2 \leq \sigma_X^2 \sigma_Y^2$$

$$-1 \le \rho = \frac{\operatorname{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \le 1$$

Jensen不等式

■ 4.9 定理 (Jensen不等式): 如果g是凸的,则

$$\mathbb{E}g\left(X\right) \geq g\left(\mathbb{E}(X)\right)$$

■ 如果g是凹的,则

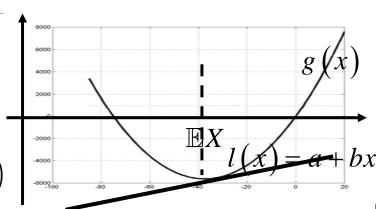
$$\mathbb{E}g\left(X
ight) \leq g\left(\mathbb{E}(X)
ight)$$

$$g(x) = x^2 \Rightarrow \mathbb{E}(X^2) \ge (\mathbb{E}X)^2$$

$$g(x) = x^2 \Rightarrow \mathbb{E}(X^2) \ge (\mathbb{E}X)^2$$

$$g(x) = \frac{1}{x} \Rightarrow \mathbb{E}\left(\frac{1}{X}\right) \ge \frac{1}{\mathbb{E}X}$$

$$g(x) = \log x \Rightarrow \mathbb{E}(\log X) \le \log(\mathbb{E}X)$$



证明: g(x)为凸函数,则 $\mathbb{E}g(X) \geq g(\mathbb{E}X)$

证明: 令在点 $x = \mathbb{E}X$ 处,函数 g(x) 的切线为 l(x) = a + bx

由于 g(x)为凸函数, g(x)位于其切线之上,即

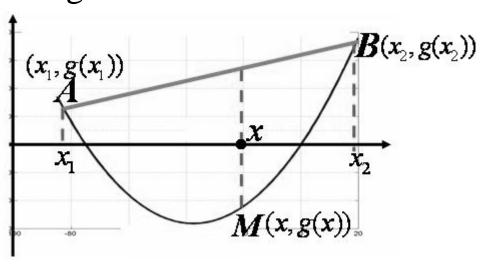
$$g(x) \ge l(x) = a + bx$$

所以 $\mathbb{E}g(X) \geq \mathbb{E}(a+bX)$ (两边同区期望,不等式仍然成立) $= a+b\mathbb{E}X \qquad \text{(期望的线性性质)}$ $= l\big(\mathbb{E}X\big) \qquad (l \text{ 的定义})$

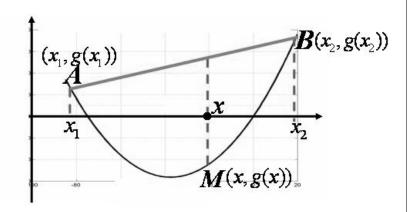
 $= g(\mathbb{E}X)$ (在切点 $x = \mathbb{E}X$ 处,l 等于函数值)

凸函数

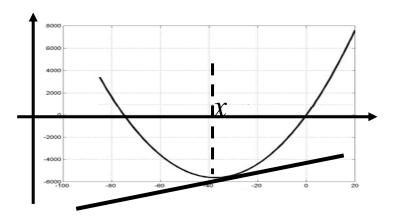
- 如果对所有的 $x, y, 0 < \lambda < 1$,满足 $g(\lambda x + (1-\lambda)y) \le \lambda g(x) + (1-\lambda)g(y)$
- 则函数 g(x) 为凸函数(convex),-g(x) 为凹函数(concave)
 - 凸: 装水, 如 $g(x) = x^2$
 - 凹: 溢出水, 如 $g(x) = \log x$



凸函数



- 几何意义
 - 连接 (a,g(a)),(b,g(b))两点的弦,永远在 y=g(x) 之上
 - 凸光滑函数上任一点的切线在曲线的下方



下节课内容: 随机变量序列的收敛性

- 随机样本: IID样本 X₁, X₂..., X_n , X_i ~ F
- 统计量:对随机样本概述 $Y = T(X_1, X_2, ..., X_n)$
 - Y为随机变量, Y的分布称为统计量的采样分布
 - 如: 样本均值、样本方差、样本中值
- 收敛性: 当样本数量*n*趋向无穷大时,统计量的变化
 - 大样本理论、极限定理、渐近理论

作业

■ 作业4: Chp4: 第1、2、4题