# 6 集中不等式 (Concentration)

#### 6.1 引例

给定一个训练数据集

$$S_n = \{(\boldsymbol{x}_1, y_1), (\boldsymbol{x}_2, y_2), \dots, (\boldsymbol{x}_n, y_n)\},\$$

其中  $x_i \in \mathcal{X} \subseteq \mathbb{R}^d$  表示第 i 个训练样本的特征 (feature),  $y_i \in \mathcal{Y} = \{0,1\}$  表示第 i 个训练样本的标记 (二分类). 假设  $\mathcal{D}$  是空间  $\mathcal{X} \times \mathcal{Y}$  的一个未知不可见的联合分布. 机器学习的经典假设是训练数据集  $S_n$  中每个数据  $(x_i, y_i)$  是根据分布  $\mathcal{D}$  独立同分布采样所得.

给定一个函数或分类器  $f: \mathcal{X} \to \{0,1\}$ , 定义函数 f 在训练数据集  $S_n$  上的分类错误率为

$$\hat{R}(f, S_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}(f(\boldsymbol{x}_i) \neq y_i),$$

这里  $\mathbb{I}(\cdot)$  表示指示函数, 当论断为真时其返回值为 1, 否则为 0. 在实际应用中我们更关心函数 f 对未见数据的分类性能, 即函数 f 在分布  $\mathcal{D}$  上的分类错误率, 称之为 '泛化错误率'

$$R(f, \mathcal{D}) = E_{(\boldsymbol{x}, y) \sim \mathcal{D}}(\mathbb{I}(f(\boldsymbol{x}) \neq y)) = \Pr_{(\boldsymbol{x}, y) \sim \mathcal{D}}[f(\boldsymbol{x}) \neq y].$$

由于分布  $\mathcal{D}$  不可知, 不能直接计算  $R(f,\mathcal{D})$ , 但我们已知训练数据集  $S_n$  和训练错误率  $\hat{R}(f,S_n)$ , 如何基于训练错误率  $\hat{R}(f,S_n)$  来有效估计  $R(f,\mathcal{D})$ ? 我们可以将问题归纳为

$$\Pr_{S_n \sim \mathcal{D}^n} \left[ |\hat{R}(f, D_n) - R(f)| \ge t \right]$$
 是否足够小?

即能否以很大的概率保证

$$|\hat{R}(f, D_n) - R(f)| < t.$$

从而在理论上保证  $\hat{R}(f, D_n)$  是 R(f) 的一个有效估计. 上述性质在机器学习中被称为'泛化性', 是机器学习模型理论研究的根本性质, 研究模型能否从可见的训练数据推导出对未见数据的处理能力.

首先来看一种简单的例子:

**例6.1.** 假设训练数据集  $S_n = \{(\boldsymbol{x}_1, y_1), (\boldsymbol{x}_2, y_2), \dots, (\boldsymbol{x}_n, y_n)\}$  根据分布  $\mathcal{D}$  独立采样所得, 分类器 f 在训练集  $S_n$  的错误率为零 (全部预测正确), 求分类器 f 在分布 $\mathcal{D}$ 上的错误率介于 0 和  $\epsilon$  之间的概率  $(\epsilon > 0)$ .

## 解. 设随机变量

$$X_i = \mathbb{I}[f(\boldsymbol{x}_i) \neq y_i] \quad (i \in [n]),$$

根据数据集的独立同分布假设可知  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  是独立同分布的随机变量. 令  $p = E[X_i]$ ,则有  $X_i \sim \mathrm{Ber}(p)$ . 分类器 f 在训练集  $S_n$  的错误率为零,且在分布  $\mathcal{D}$  上的错误率大于  $\epsilon$  的概率为

$$\Pr\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i} = 0, p > \epsilon\right] \leq \Pr\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i} = 0 | p > \epsilon\right]$$

$$= \Pr\left[X_{1} = 0, X_{2} = 0, \dots, X_{n} = 0 | p > \epsilon\right] \qquad (根据独立性假设)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \Pr\left[X_{i} = 0 | p > \epsilon\right] \leq (1 - \epsilon)^{n} \leq \exp(-n\epsilon).$$

因此当分类器 f 在训练集  $S_n$  的错误率为零且  $p \in (0,\epsilon)$  的概率至少以  $1 - \exp(-n\epsilon)$  成立.

对上例的求解进一步进行归纳, 设随机变量

$$X_i = \mathbb{I}(f(\boldsymbol{x}_i) \neq y_i),$$

则机器学习问题可通过概率统计抽象描述为:假设有n个独立同分布的随机变量 $X_1, X_2, \ldots, X_n$ ,如何从n个独立同分布的随机变量中以很大概率地获得期望E[X]的一个估计,即

$$\Pr\left[\left|\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}X_{i}-E(X_{i})\right|>\epsilon\right]$$
 非常小.

后续研究将不再给出机器学习的实际应用, 仅仅讨论概率论中的随机变量, 但大家要了解随机变量背后的实际应用.

## 6.2 基础不等式

首先给出一些基础的概率或期望不等式. 首先研究著名的 Markov 不等式:

定理6.1. 对任意随机变量  $X \ge 0$  和  $\epsilon > 0$ , 有

$$P(X \ge \epsilon) \le \frac{E(X)}{\epsilon}.$$

Proof. 利用全期望公式考虑随机事件  $X \ge \epsilon$  有

$$E[X] = E[X|X \ge \epsilon]P(X \ge \epsilon) + E[X|X \le \epsilon]P(X \le \epsilon) \ge P(X \ge \epsilon)\epsilon$$

从而完成证明.

利用 Markov 不等式可得到一系列有用的不等式:

推论6.1. 对任意随机变量 X 和  $\epsilon \geq 0$ , 以及单调递增的非负函数 g(x), 有

$$P(X \ge \epsilon) \le \frac{E[g(X)]}{g(\epsilon)}.$$

利用 Markov 不等式可以推导 Chebyshev 不等式:

定理6.2 (Chebyshev 不等式). 设随机变量 X 的均值为  $\mu$ , 则有

$$P(|X - \mu| > \epsilon) \le \frac{Var(X)}{\epsilon^2}.$$

Proof. 根据 Markov 不等式有

$$P(|X - \mu| > \epsilon) = P((X - \mu)^2 \ge \epsilon^2) \le \frac{E(X - \mu)^2}{\epsilon^2} = \frac{Var(X)}{\epsilon^2}.$$

**例6.2.** 设随机变量  $X \sim N(-1,2)$  和  $Y \sim N(1,8)$ , 且 X 和 Y 的相关系数为 -1, 利用 Chebyshev 不等 式求  $P(|X+Y| \geq 6) \leq$ ?

解. 根据随机变量 X 和 Y 的相关系数为 -1 可知

$$Cov(X, Y) = -\sqrt{Var(X)Var(Y)} = -4.$$

由 E[X + Y] = 0, 利用 Chebyshev 不等式有

$$P(|X + Y| \ge 6) = P(|X + Y - E[X + Y]| \ge 6)$$
  
  $\le Var(X + Y)/36 = (Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X, Y))/36 = 1/18.$ 

比 Chebyshev 不等式更紧地 Cantelli 不等式, 又被成为单边 Chebyshev 不等式.

引理6.1. 随机变量 X 的均值  $\mu > 0$ , 方差  $\sigma^2$ , 则对任意  $\epsilon > 0$  有

$$P(X - \mu \ge \epsilon) \le \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \epsilon^2} \quad \text{fo} \quad P(X - \mu \le -\epsilon) \le \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \epsilon^2}.$$

Proof. 设随机变量  $Y = X - \mu$ , 有 E(Y) = 0 以及  $Var(Y) = \sigma^2$ . 对任意 t > 0 有

$$\begin{split} P(X-\mu \geq \epsilon) &= P(Y \geq \epsilon) = P(Y+t \geq \epsilon+t) \leq P((Y+t)^2 \geq (\epsilon+t)^2) \\ &\leq \frac{E((Y+t)^2)}{(\epsilon+t)^2} = \frac{\sigma^2+t^2}{(\epsilon+t)^2} \end{split}$$

对  $(\sigma^2 + t^2)/(\epsilon + t)^2$  求关于 t 的最小值, 求解可得  $t = \sigma^2/\epsilon$ , 由此得到

$$P(X - \mu \ge \epsilon) \le \min_{t>0} \frac{\sigma^2 + t^2}{(\epsilon + t)^2} = \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 + \sigma^2}.$$

另一方面, 对任意 t > 0 有

$$\begin{split} P(X-\mu \leq -\epsilon) &= P(Y \leq -\epsilon) = P(Y-t \leq -\epsilon - t) \leq P((Y+t)^2 \geq (\epsilon + t)^2) \\ &\leq \frac{E((Y+t)^2)}{(\epsilon + t)^2} = \frac{\sigma^2 + t^2}{(\epsilon + t)^2} \end{split}$$

同理完成证明.

下面介绍 Chebyshev 不等式的推论.

推论6.2. 设独立同分布的随机变量  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  满足  $E(X_i) = \mu$  和  $Var(X_i) \leq \sigma^2$ , 对任意  $\epsilon > 0$  有

$$\Pr\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}-\mu\right| \geq \epsilon\right) \leq \frac{\sigma^{2}}{n\epsilon^{2}}$$

Proof. 根据 Chebyshev 不等式有

$$\Pr\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}-\mu\right| \geq \epsilon\right) \leq \frac{1}{\epsilon^{2}}\operatorname{Var}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right).$$

而独立同分布的假设有

$$Var\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n^{2}}Var\left(\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n}Var(X_{i}) \leq \frac{\sigma^{2}}{n}.$$

由此得到

$$\Pr\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}-\mu\right| \geq \epsilon\right) \leq \frac{\sigma^{2}}{n\epsilon^{2}},$$

从而完成证明.

**例6.3.** 设分类器 f 在训练集  $S_n = \{(\boldsymbol{x}_1, y_1), (\boldsymbol{x}_2, y_2), \dots, (\boldsymbol{x}_n, y_n)\}$  的错误率为  $\hat{p} > 0$ , 求分类器 f 在分布 D 上的错误率在  $(9\hat{p}/10, 11\hat{p}/10)$  之间的概率.

解. 设 $X_i = \mathbb{I}[f(\boldsymbol{x}_i) \neq y_i]$   $(i \in [n])$ ,则这些随机变量是独立同分布的.训练错误率

$$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i.$$

设分类器 f 在分布  $\mathcal{D}$  上的错误率为 p, 则  $X_i \sim \text{Ber}(p)$  以及

$$p = E[X_i] = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right]$$

根据独立性假设和 Chebyshev 不等式有

$$\Pr[|p - \hat{p}| > \epsilon] \le \frac{1}{\epsilon^2} \operatorname{Var}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{\epsilon^2 n^2} \sum_{i=1}^n \operatorname{Var}(X_i) = \frac{p(1-p)}{n\epsilon^2} \le \frac{1}{4n\epsilon^2}$$

取  $\epsilon = \hat{p}/10$  有

$$\Pr[|p - \hat{p}| > \hat{p}/10] \le \frac{25}{n\hat{p}^2}.$$

引理6.2 (Young 不等式). 给定常数 a > 0, b > 0, 对满足 1/p + 1/q = 1 的实数 p > 0, q > 0 有

$$ab \le \frac{1}{p}a^p + \frac{1}{q}b^q.$$

Proof. 根据凸函数性质有

$$ab = \exp(\ln(ab)) = \exp(\ln a + \ln b) = \exp\left(\frac{1}{p}\ln a^p + \frac{1}{q}\ln b^q\right)$$
  
 $\leq \frac{1}{p}\exp(\ln a^p) + \frac{1}{q}\exp(\ln b^q) = \frac{1}{p}a^p + \frac{1}{q}b^q.$ 

引理得证.

根据 Young 不等式可证明著名的 Hölder 不等式.

引理6.3 (Hölder 不等式). 对任意随机变量 X 和 Y 以及实数 p>0 和 q>0 满足1/p+1/q=1, 有

$$E(|XY|) \le (E(|X|^p))^{\frac{1}{p}} (E(|Y|^q))^{\frac{1}{q}}.$$

特别地, 当 p = q = 2 时 Hölder 不等式变成为 Cauchy-Schwartz 不等式.

Proof. 设  $c = (E(|X|^p))^{\frac{1}{p}}$  和  $d = (E(|Y|^q))^{\frac{1}{q}}$ , 根据 Young 不等式有

$$\frac{|X|}{c} \frac{|Y|}{d} \le \frac{1}{p} \frac{|X|^p}{c^p} + \frac{1}{q} \frac{|Y|^q}{d^q}.$$

对上式两边同时取期望有

$$\frac{E(|XY|)}{cd} \leq \frac{1}{p} \frac{E(|X|^p)}{c^p} + \frac{1}{q} \frac{E(|Y|^q)}{d^q} = \frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1,$$

从而完成证明.

#### 6.3 Chernoff不等式

### 6.3.1 矩生成函数(Moment Generating Function)

首先给出随机变量的矩生成函数定义为:

定义6.1. 定义随机变量 X 的矩生成函数为

$$M_X(t) = E[e^{tX}].$$

下面给出关于矩生成函数的一些性质:

定理6.3. 设随机变量 X 的矩生成函数为  $M_X(t)$ , 对任意  $n \ge 1$  有

$$E[X^n] = M_X^{(n)}(0),$$

这里  $M_X^{(n)}(t)$  表示矩生成函数在 t=0 的 n 阶导数, 而  $E[X^n]$  被称为随机变量 X 的 n 阶矩 (moment).

Proof. 由 Tayler 公式有

$$e^{tX} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(tX)^i}{i!}.$$

两边同时取期望有

$$E[e^{tX}] = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{t^i}{i!} E[X^i].$$

对上式两边分别对 t 求 n 阶导数并取 t=0 有  $M_X^{(n)}(t)=E[X^n]$ .