

# Law of Large Numbers

Renhe W.

## 1 Definitions and Proofs

证明之前，回顾一些引理：

**Lemma 1.1** (Lévy 极限定理 (Lévy's Convergence Theorem)). 如果一个随机变量序列  $\{X_n\}$  独立同分布，且存在常数  $E[X_n] = \mu$  和  $\text{Var}[X_n] = \sigma^2 < \infty$ ，那么序列  $\{\bar{X}_n\}$ ，其中  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ，满足

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq x\right) = \Phi(x),$$

其中  $\Phi(x)$  是均值为 0 和方差为 1 的正态分布的累积分布函数。

统计学中常用的几个大数定理的定义如下：

**Theorem 1.1** (伯努利大数定理 (Bernoulli's Law of Large Numbers)). 对于独立同分布 (*i.i.d.*) 的随机变量序列  $\{X_n\}$ ，每个  $X_n$  取值于  $\{0, 1\}$ ，且  $P(X_n = 1) = p$  和  $P(X_n = 0) = 1 - p$ ，当  $n$  趋近于无穷大时，样本均值  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  收敛于  $p$ ，即：

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - p| < \epsilon) = 1.$$

*Proof.* 伯努利大数定理的证明可以基于切比雪夫不等式。考虑到  $X_n$  是伯努利随机变量，我们有  $E[X_n] = p$  和  $\text{Var}[X_n] = p(1 - p)$ 。样本均值  $\bar{X}_n$  的期望和方差分别为：

$$\begin{aligned} E[\bar{X}_n] &= E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right] = p, \\ \text{Var}[\bar{X}_n] &= \text{Var}\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right] = \frac{p(1 - p)}{n}, \end{aligned}$$

根据切比雪夫不等式，我们有：

$$P(|\bar{X}_n - p| > \epsilon) \leq \frac{\text{Var}[\bar{X}_n]}{\epsilon^2} = \frac{p(1 - p)}{n\epsilon^2},$$

当  $n$  趋于无穷大时, 上式的右边趋于 0, 因此

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - p| > \epsilon) = 0,$$

这就证明了样本均值  $\bar{X}_n$  依概率收敛于  $p$ .  $\square$

**Theorem 1.2** (辛钦大数定理 (Khinchine's Law of Large Numbers)). 对于一组独立同分布的随机变量  $\{X_n\}$ , 如果它们的期望  $E[X_n]$  存在, 则样本均值  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  当  $n$  趋近于无穷大时依概率收敛于  $E[X_n]$ , 即对于任意  $\epsilon > 0$ :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - E[X_n]| > \epsilon) = 0.$$

*Proof.* 辛钦大数定理的证明通常基于特征函数或者矩生成函数. 这里我们给出一个基于特征函数的简化证明.

由于  $\{X_n\}$  是独立同分布的, 并且  $E[X_n]$  存在, 我们可以定义  $Y_n = X_n - E[X_n]$  使得  $E[Y_n] = 0$ . 对于任意实数  $t$ , 特征函数  $\phi_{Y_n}(t)$  存在, 并且我们有:

$$\phi_{\bar{Y}_n}(t) = \left[ \phi_{Y_n}\left(\frac{t}{n}\right) \right]^n,$$

由于  $E[Y_n] = 0$ , 我们可以将  $\phi_{Y_n}(t)$  在  $t = 0$  处泰勒展开:

$$\phi_{Y_n}(t) = 1 + itE[Y_n] - \frac{t^2}{2}E[Y_n^2] + o(t^2),$$

这里  $o(t^2)$  表示当  $t$  趋近于 0 时比  $t^2$  更快地趋近于 0 的项. 将上述展开带入  $\phi_{Y_n}(t)$  的表达式得到:

$$\phi_{Y_n}(t) = \left[ 1 - \frac{t^2}{2n^2}E[Y_n^2] + o\left(\frac{t^2}{n^2}\right) \right]^n,$$

当  $n$  趋近于无穷大时, 由于  $E[Y_n^2] < \infty$ , 我们有:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \phi_{Y_n}(t) = e^{-\frac{t^2}{2}E[Y_n^2]},$$

上述极限就是均值为 0、方差为  $E[Y_n^2]$  的正态分布的特征函数. 由 Lévy 极限定理,  $\bar{Y}_n$  依分布收敛于均值为 0、方差为  $E[Y_n^2]$  的正态分布. 由于  $\bar{X}_n - E[X_n] = \bar{Y}_n$ , 我们得到  $\bar{X}_n$  依分布收敛于均值为  $E[X_n]$ 、方差为 0 的常量分布, 即  $\bar{X}_n$  依概率收敛于  $E[X_n]$ .  $\square$

**Theorem 1.3** (切比雪夫大数定理 (Chebyshev's Law of Large Numbers)). 如果一个随机变量序列  $\{X_n\}$  独立同分布, 且存在常数  $E[X_n] = \mu$  和  $\text{Var}[X_n] = \sigma^2 < \infty$ , 那么对于任意  $\epsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \epsilon\right) = 0$$

*Proof.* 这个定理的证明可以直接使用切比雪夫不等式. 对于任意  $\epsilon > 0$ , 我们有

$$P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \epsilon\right) \leq \frac{\text{Var}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right]}{\epsilon^2} = \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2},$$

由于  $\sigma^2$  是有限的, 当  $n$  趋于无穷时, 上式右侧趋于 0. 因此,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \epsilon\right) = 0.$$

□

**Theorem 1.4** (马尔科夫大数定理 (Markov's Law of Large Numbers)). 如果一个随机变量序列  $\{X_n\}$  独立同分布, 且存在常数  $E[X_n] = \mu$ , 那么对于任意  $\epsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \epsilon\right) = 0.$$

*Proof.* 我们定义  $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  和  $\bar{X}_n = \frac{S_n}{n}$ . 由于  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是独立同分布的, 我们有  $E[X_i] = \mu$  和  $\text{Var}[X_i] = \sigma^2$  (我们假设方差存在且有限). 我们想要证明的是

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) = 0,$$

根据切比雪夫不等式, 我们有

$$P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) \leq \frac{\text{Var}[\bar{X}_n]}{\epsilon^2},$$

由于  $\text{Var}[\bar{X}_n] = \frac{\sigma^2}{n}$  (这个结果来自方差的性质和随机变量的独立性), 我们可以进一步得到

$$P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) \leq \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2},$$

当  $n$  趋于无穷大时, 上式的右侧趋于 0, 因此我们得到

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) = 0.$$

□