大数据算法-2025 春

## Lecture 1: 基础数学和统计工具

2025.2.25

Lecturer: 丁虎 Scribe: 黄震

本章介绍算法分析中常用的渐进性符号和一些概率不等式。关于更深刻的数学主题, 参见[1,2].

## 1 渐进性分析与复杂度

假设 f(n) 和 g(n) 是两个关于问题规模 n 的函数,它们之间的渐进性关系定义如下:

- $f(n) = \Theta(g(n))$ :  $\exists n_0, c_1, c_2 > 0$ , s.t.,  $\stackrel{\text{def}}{=} n > n_0$  iff,  $c_1 g(n) \le f(n) \le c_2 g(n)$
- f(n) = O(g(n)):  $\exists n_0, c_2 > 0$ , s.t.,  $\stackrel{\text{def}}{=} n > n_0$   $\stackrel{\text{id}}{=} f(n) \le c_2 g(n)$
- f(n) = o(g(n)):  $\forall c > 0, \exists n_0, \text{ s.t., } \underline{\ } = n > n_0 \text{ } \exists n, \ f(n) < cg(n)$
- $f(n) = \Omega(g(n))$ :  $\exists n_0, c_1 > 0$ , s.t.,  $\stackrel{\text{def}}{=} n > n_0$   $\text{iff}, f(n) \ge c_1 g(n)$
- $f(n) = \omega(g(n))$ :  $\forall c > 0, \exists n_0, \text{ s.t., } \not = n > n_0 \text{ if }, f(n) > cg(n)$

渐进关系反应的是当n非常大时函数的量级关系,也可以理解为函数增长速率的大小关系。 $\Theta$ 表示当n非常大时,两个函数的以相同的速度增长,属于同一量级,类似于 = 关系。O 和 $\Omega$  则类似于  $\leq$  和  $\geq$  , o 和 $\omega$  则类似于 < 和 >

例如  $f(n)=2n^2+n+4$ ,我们可以说  $f(n)=\Theta(n^2)$ ; 也可以说  $f(n)=O(n^2)$  或  $f(n)=O(n^3)$ ,可以是  $f(n)=o(n^2\log n)$ ; 还可以说  $f(n)=\Omega(n^2)$  或  $f(n)=\Omega(n\log n)$  或  $f(n)=\omega(n)$ 

**Example 1.1.** T(n) = aT(n/b) + f(n), R T(n)

Solution.

$$T(n) = a(aT(n/b^{2}) + f(n/b)) + f(n)$$

$$= a^{2}T(n/b^{2}) + af(n/b) + f(n)$$

$$= a^{\log_{b} n} \cdot T(1) + \sum_{i=0}^{\log_{b} n-1} a^{i} \cdot f(\frac{n}{b^{i}})$$

$$= \Theta(n^{\log_{b} a}) + \sum_{i=0}^{\log_{b} n-1} a^{i} \cdot f(\frac{n}{b^{i}})$$

 $(1) \, \stackrel{\text{def}}{=} \, f(n) = \Theta(n^{\log_b a}) \, \text{ 时},$ 

$$\sum_{i=0}^{\log_b n - 1} a^i \cdot f(\frac{n}{b^i}) = \sum_{i=0}^{\log_b n - 1} a^i \cdot \Theta((\frac{n}{b^i})^{\log_b a}) = \sum_{i=0}^{\log_b n - 1} \Theta(n^{\log_b a}) = \Theta(n^{\log_b a} \log n)$$

因此,  $T(n) = \Theta(n^{\log_b a} \log n)$ 

(2) 当  $f(n) = O(n^{\log_b a - \epsilon})$  时,

$$\sum_{i=0}^{\log_b n - 1} a^i \cdot f(\frac{n}{b^i}) = \sum_{i=0}^{\log_b n - 1} a^i O((\frac{n}{b^i})^{\log_b a - \epsilon})$$

$$= \sum_{i=0}^{\log_b n - 1} O(n^{\log_b a - \epsilon} \cdot (b^{\epsilon})^i)$$

$$= O(n^{\log_b a - \epsilon}) \cdot O(\frac{n^{\epsilon} - 1}{b^{\epsilon} - 1})$$

$$= O(n^{\log_b a - \epsilon}) \cdot O(n^{\epsilon})$$

$$= O(n^{\log_b a})$$

因此,  $T(n) = O(n^{\log_b a})$ 

(3) 当  $f(n) = \Omega(n^{\log_b a + \epsilon})$ , 且存在常数 c < 1 使得当 n 足够大时有  $af(n/b) \le cf(n)$  时,

$$\sum_{i=0}^{\log_b n - 1} a^i \cdot f(\frac{n}{b^i}) \le \sum_{i=0}^{\log_b n - 1} c^i f(n) + O(1)$$

$$\le f(n) \frac{1}{1 - c} + O(1)$$

$$= O(f(n))$$
(1)

式 (1) 中的 O(1) 用于覆盖那些 n 不够大使得条件中不等式不成立的项。因此,T(n) = O(f(n))。结合 T(n) 的定义可知  $T(n) = \Omega(f(n))$ ,综合来看, $T(n) = \Theta(f(n))$ 。

## 2 概率不等式

#### 2.1 Markov's Inequality

**Theorem 2.1.** 给定随机变量 X > 0,  $\forall k > 0$ , 有

$$\Pr[X \ge k \cdot \mathrm{E}[X]] \le \frac{1}{k}$$

Proof.

$$E[X] = \int_0^\infty x f_X(x) dx$$

$$\geq \int_{k \cdot E[X]}^\infty x f_X(x) dx$$

$$\geq k \cdot E[X] \int_{k \cdot E[X]}^\infty f_X(x) dx$$

$$= k \cdot E[X] \cdot \Pr[X \geq k \cdot E[X]]$$

通过简单代换,Markov's Inequality 也可以表示为

$$\Pr[X \ge a] \le \frac{\mathrm{E}[X]}{a}$$

### 2.2 Chebyshev's Inequality

Theorem 2.2. 给定随机变量 X,有

$$\Pr[|X - \mathrm{E}[X]|^2 \ge k \cdot \mathrm{Var}[X]] \le \frac{1}{k}$$

或者表示为

$$\Pr[|X - E[X]| \ge k] \le \frac{\operatorname{Var}[X]}{k^2}$$

*Proof.* 将  $|X - E[X]|^2$  视为随机变量,直接利用 Markov's Inequality 即可证明。

#### 2.3 Chernoff Bound

**Theorem 2.3.** 给定 n 个独立的随机变量  $X_1, ..., X_n$ ,满足  $0 \le X_i \le 1$ 。令  $S = \sum_{i=1}^n X_i$ , $\mu = \mathrm{E}[S]$ , $\delta \in (0,1)$ ,则

$$\Pr[|S - \mu| \le \delta \mu] \ge 1 - e^{-O(\frac{\delta^2 \mu^2}{n})} \tag{2}$$

Proof. 我们在此处证明  $\Pr[S > (1+\delta)\mu]$  部分,并假定考虑  $X_i$  为 Bernoulli 变量时(即  $\Pr[X_i=1]=p_i, \Pr[X_i=0]=1-p_i$ )

$$\Pr[S > (1+\delta)\mu] = \Pr[e^{\lambda S} > e^{\lambda(1+\delta)\mu}]$$

$$\leq \frac{1}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}} \operatorname{E}[e^{\lambda S}] \qquad (3)$$

$$= \frac{1}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}} \prod_{i=1}^{n} \operatorname{E}[e^{\lambda X_{i}}] \qquad (4)$$

$$= \frac{1}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}} \prod_{i=1}^{n} (p_{i}e^{\lambda} + (1-p_{i}))$$

$$\leq \frac{1}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}} \prod_{i=1}^{n} e^{p_{i}(e^{\lambda}-1)} \qquad (5)$$

$$= \frac{e^{\mu(e^{\lambda}-1)}}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}}$$

$$= (\frac{e^{\delta}}{(1+\delta)^{1+\delta}})^{\mu} \qquad (6)$$

上式中 (3) 可直接由 Markov's Inequality 得到。(4) 由  $X_i$  独立可得。(5) 利用不等式  $1+x \le e^x$  进行放缩获得。令  $e^\lambda = 1+\delta$  代入得到 (6)。对上式最后的结果取对数分析:

$$\ln\left(\frac{e^{\delta}}{(1+\delta)^{1+\delta}}\right)^{\mu} = \mu\left[\delta - (1+\delta)\ln(1+\delta)\right]$$

$$\leq \mu\left[\delta - (1+\delta)\frac{\delta}{1+\delta/2}\right]$$

$$= -\frac{\delta^{2}}{2+\delta}\mu$$
(7)

式 (7) 利用不等式  $\ln(1+x) \ge \frac{x}{1+x/2}$  放缩可得。将上述结果结合,可得

$$\Pr[S > (1+\delta)\mu] \le e^{-\frac{\delta^2}{2+\delta}\mu} \le e^{-\frac{\delta^2}{3}\mu}$$

关于 Chernoff Bound 的证明还可以使用其他的放缩方式,需要使用下述引理:

**Lemma 2.4** (Hoeffding lemma). 假设随机变量  $a \le X \le b$  且 E[X] = 0,那么对于  $\forall \lambda$ ,有

$$\mathrm{E}[e^{\lambda X}] \leq \exp(\frac{\lambda^2 (b-a)^2}{8})$$

关于 Chernoff Bound 的另一种证明方式如下:

Proof. 同前述步骤, 我们可以得到

$$\Pr[S > (1+\delta)\mu] \le \frac{1}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}} \mathbb{E}[e^{\lambda S}]$$

使用 Hoeffding lemma 对  $E[e^{\lambda S}]$  进行放缩:

$$E[e^{\lambda S}] = \prod_{i=1}^{n} E[e^{\lambda X_{i}}]$$

$$= \prod_{i=1}^{n} e^{\lambda p_{i}} \cdot E[e^{\lambda (X_{i} - p_{i})}]$$

$$\leq \prod_{i=1}^{n} e^{\lambda p_{i}} \cdot e^{\frac{\lambda^{2}}{8}}$$

$$= e^{\frac{\lambda^{2}}{8}n + \lambda \mu}$$
(8)

式(8) 即为使用 Hoeffding 引理所得。将上述结果与之前分析相结合:

$$\Pr[S > (1+\delta)\mu] \le \frac{e^{\frac{\lambda^2}{8}n + \lambda\mu}}{e^{\lambda(1+\delta)\mu}} = e^{\frac{\lambda^2}{8}n - \lambda\delta\mu} = e^{-\frac{2\delta^2\mu^2}{n}}$$

上式最后一步中,令  $\lambda = \frac{4\delta\mu}{n}$  即可得到对应结果。

关于  $\Pr[S < (1-\delta)\mu]$  的证明留作思考,后续考虑是否在此文档中补充。可以看到,两种证明方式最终获得结果在形式上有细微差异,但都可以写为式 (2) 的渐进形式。Chernoff Bound 表明 S 落在该区间之外的概率是和区间大小呈负指数关系。如果我们考虑的是  $\{X_i\}$  的均值而不是它们之和时,使用 Chernoff Bound 会在 e 的负指数上引入随机变量个数 n,这意味着我们估计的精度是和采样个数呈负指数关系,这个结论远强于 Markov's Inequality 和 Chebyshev's Inequality (可以试着用这两个不等式分析 S 或均值并进行比对)

# References

- [1] R. Van Handel. Probability in high dimension. *Lecture Notes (Princeton University)*, 2(3):2–3, 2014.
- [2] R. Vershynin. *Concentration of Sums of Independent Random Variables*, page 11–37. Cambridge Series in Statistical and Probabilistic Mathematics. Cambridge University Press, 2018.