

数据科学与工程算法基础

Algorithm Foundations of Data Science and Engineering

第三章 尾概率不等式及其应用

$$(1+x)^n = 1 + \frac{nx}{1!} + \frac{n(n-1)x^2}{2!} + \cdots$$

Content 提

1 算法引入

2 尾概率不等式

3 Morris 算法

课 程 Content 提

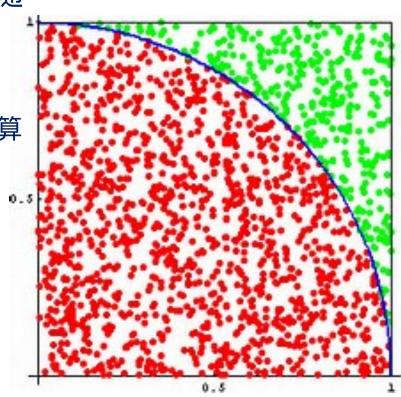
1 算法引入

2 尾概率不等式

3 Morris 算法

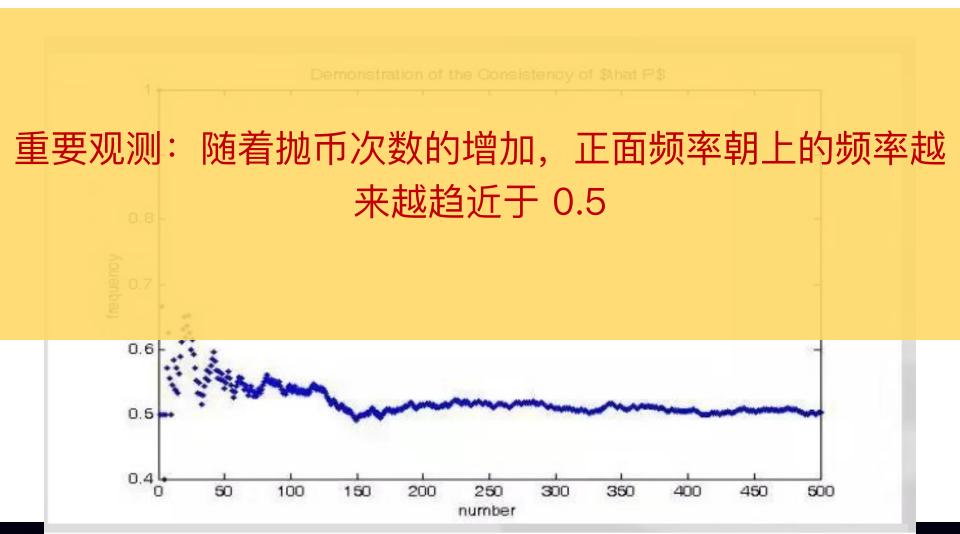
蒙特卡洛方法近似计算 π

- · 蒙特卡洛(Monte Carlo)方法,又称随 机抽样或统计试验方法
 - 它是利用随机试验求解问题的方法
 - 广泛应用在计算机科学、金融工程、计算物理学等领域
- 蒙特卡洛方法近似计算 π
 - 在正方形区域内随机打点
 - 随机点落在红色区域的概率为 💆
- 为什么这种方法是可行的?
 - 随机打点 1000 次, 能精确到什么程度?
 - 精确到小数点后 10 位,至少需要打多少个点?



抛币实验

• 抛掷一枚均匀的硬币,正面朝上的频率



尾概率问题

- 问题描述: 抛掷一枚均匀硬币,当抛掷 N 次后,正面朝上的次数大于 $\frac{3}{4}N$ 的概率为多少?
- 尾概率计算
 - 随机变量尾概率与它偏离其期望 E(X) 的程度息息相关
 - 精确计算尾概率往往涉及繁琐的计算
 - 能否给出尾概率的一个合理上界?
- 尾概率不等式
 - Markov 不等式
 - Chebyshev 不等式
 - Chernoff 不等式

课 程 Content 提

1 算法引入

2 尾概率不等式

3 Morris 算法

Markov 不等式

Markov 不等式: 给定样本空间 Ω 上的非负随机变量
 X, 对 ∀a > 0, 有

$$P(X > a) \le \frac{E(X)}{a}$$
 或者 $P(X > aE(X)) \le \frac{1}{a}$

• 证明(连续随机变量):

因为 $X \ge 0$,我们得到

$$E(X) = \int_0^\infty xp(x)dx = \int_0^a xp(x)dx + \int_a^\infty xp(x)dx$$
$$\geq \int_a^\infty xp(x)dx \geq a \int_a^\infty p(x)dx = aP(X > a)$$

所以,我们得到 $P(X > a) \le \frac{E(X)}{a}$ 。

Markov 不等式

• Markov 不等式: 给定样本空间 Ω 上的非负随机变量 X, 对 $\forall a > 0$, 有

$$P(X > a) \le \frac{E(X)}{a}$$
 或者 $P(X > aE(X)) \le \frac{1}{a}$

- 例如,均匀硬币抛掷 n 次后,正面朝上次数 X 大于 $\frac{3}{4}n$ 的概率 $P(X > \frac{3}{4}n) \le \frac{n/2}{3n/4} = \frac{2}{3}$
- · 从这个例子来看,Markov不等式给出的尾概率上界可能 非常宽松

例题: Markov 不等式

• 抛掷一枚正面朝上概率为 $\frac{1}{3}$ 的不均匀硬币,当抛掷N次后,正面朝上的次数大于 $\frac{N}{2}$ 的概率为多少?

Chebyshev 不等式

• Chebyshev 不等式: 假定随机变量 X 的期望与方差分别为 μ 和 σ^2 ,则

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

• **证明**: 令随机变量 $Y = (X - \mu)^2$,根据 Markov 不等式 $P(Y > a^2) \le \frac{E(Y)}{a^2} = \frac{\sigma^2}{a^2}$

• 上例
$$P(X > \frac{3}{4}n) < P(|X - \frac{n}{2}| > \frac{n}{4}) \le \frac{Var(X)}{(n/4)^2} = \frac{16np(1-p)}{n^2} = \frac{4}{n}$$

• 如果抛掷均匀硬币 1000 次,这一尾概率小于 0.004

例题: Chebyshev不等式

• 抛掷一枚正面朝上概率为 $\frac{1}{3}$ 的不均匀硬币,当抛掷N次后,正面朝上的次数大于 $\frac{N}{2}$ 的概率为多少?

Chernoff 不等式

• Chernoff 不等式(下界): 设 X_i 是独立的伯努利随机向量序列,其中 $P(X_i = 1) = p_i$,令 $X = \sum_{i=1}^n X_i$ 和 $\mu = \sum_{i=1}^n p_i$,对任意 $\delta \in (0,1)$,则

1)
$$P(X < (1 - \delta)\mu) < \left(\frac{e^{-\delta}}{(1 - \delta)^{1 - \delta}}\right)^{\mu}$$

2)
$$P(X < (1 - \delta)\mu) < \exp\left(-\frac{\mu\delta^2}{2}\right)$$

• 证明 (结论 1): 对任意 t > 0, 我们有

$$X < (1 - \delta)\mu \Rightarrow tX < t(1 - \delta)\mu \Rightarrow e^{tX} < e^{t(1 - \delta)\mu} \Rightarrow e^{-tX} > e^{-t(1 - \delta)\mu}$$

因此,我们得到 $P(X < (1 - \delta)\mu) = P(\exp(-tX) > \exp(-t(1 - \delta)\mu))$

进一步的,因为
$$\exp(-tX) = \exp(-t\sum_{i=1}^{n} X_i) = \prod_{i=1}^{n} \exp(-tX_i)$$
,

我们得到
$$P(X < (1 - \delta)\mu) < \frac{\prod_{i=1}^{n} E(\exp(-tX_i))}{\exp(-t(1 - \delta)\mu)}$$
 (由Markov不等式)

Chernoff 不等式(证明续)

由于 $1 - x < e^{-x}$, 所以

$$E(\exp(-tX_i)) = p_i e^{-t} + (1 - p_i)e^0 = 1 - p_i(1 - e^{-t}) < \exp(p_i(e^{-t} - 1))$$

进一步计算,我们得到

$$\prod_{i=1}^{n} E(\exp(-tX_i)) < \prod_{i=1}^{n} \exp(p_i(e^{-t} - 1)) = \exp(\mu(e^{-t} - 1))$$

因此,
$$P(X < (1 - \delta)\mu) \le \frac{\exp(\mu(e^{-t} - 1))}{\exp(-t(1 - \delta)\mu)} = \exp(\mu(e^{-t} + t - t\delta - 1))$$

选择 t 值得到更为紧致的上界,对上式指数求导并令其为零,即令 $-e^{-t}+1-\delta=0$,就得到 $t=\ln(1/(1-\delta))$,将其代入得

$$P(X < (1 - \delta)\mu) < \left(\frac{e^{-\delta}}{(1 - \delta)^{1 - \delta}}\right)^{\mu}$$

Chernoff 不等式(证明续)

- •为得到一个更简洁的上界,需要丢掉冗杂的 $(1 \delta)^{1-\delta}$
- 基于泰勒展示式, 易知

$$(1 - \delta)\ln(1 - \delta) = (1 - \delta) \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \left(-\frac{\delta^i}{i}\right) > -\delta + \frac{\delta^2}{2}$$

因此,

$$P(X < (1 - \delta)\mu) \le \left(\frac{e^{-\delta}}{(1 - \delta)^{1 - \delta}}\right)^{\mu} < \left(\frac{e^{-\delta}}{\exp(-\delta + \frac{\delta^2}{2})}\right)^{\mu} = \exp\left(-\frac{\mu\delta^2}{2}\right)$$

Chernoff 不等式(续)

• Chernoff 不等式(上界): 设 X_i 是独立的伯努利随机向量序列且 $P(X_i = 1) = p_i$,令 $X = \sum_{i=1}^n X_i$ 和 $\mu = \sum_{i=1}^n p_i$,对任意 $\delta \in (0,1)$,则

1)
$$P(X > (1+\delta)\mu) < \left(\frac{e^{\delta}}{(1+\delta)^{1+\delta}}\right)^{\mu}$$

2)
$$P(X > (1+\delta)\mu) < \exp\left(-\frac{\mu\delta^2}{2+\delta}\right)$$

3)
$$P(X > (1+\delta)\mu) < \exp\left(-\frac{\mu\delta^2}{3}\right)$$

• **证明**: 公式 1 的证明和下界类似,留作课后练习题。公式 2 的证明需要对公式 1 右侧取对数,得到 $\mu(\delta - (1 + \delta)\ln(1 + \delta))$ 。当 $\delta > 0$,我们有 $\ln(1 + \delta) \ge \frac{\delta}{1 + \delta/2}$ (留作课后练习题),由此得到公式 2。最后,公式 3 是公式 2 在 $\delta \in (0,1)$ 时的简化形式。

Chernoff 不等式(续)

• Chernoff 不等式(上界): 设 X_i 是独立的伯努利随机向量序列且 $P(X_i = 1) = p_i$,令 $X = \sum_{i=1}^n X_i$ 和 $\mu = \sum_{i=1}^n p_i$,对任意 $\delta \in (0,1)$,则

1)
$$P(X > (1+\delta)\mu) < \left(\frac{e^{\delta}}{(1+\delta)^{1+\delta}}\right)^{\mu}$$

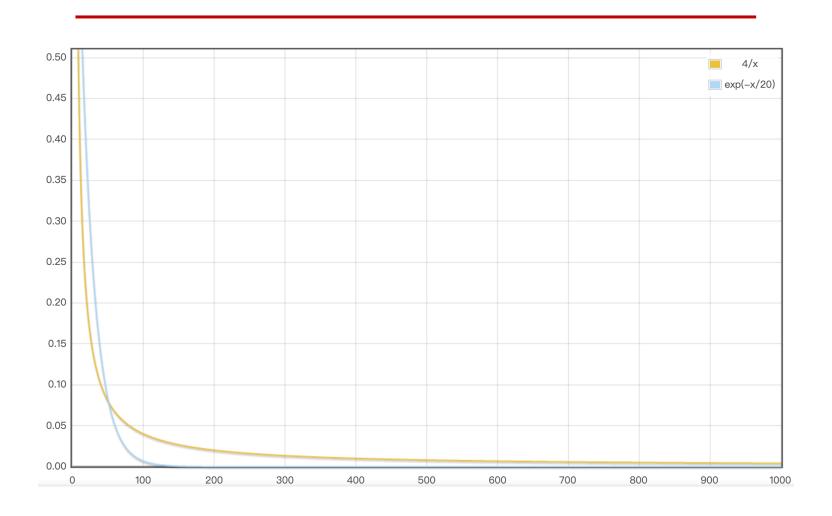
2)
$$P(X > (1+\delta)\mu) < \exp\left(-\frac{\mu\delta^2}{2+\delta}\right)$$

3)
$$P(X > (1+\delta)\mu) < \exp\left(-\frac{\mu\delta^2}{3}\right)$$

• 上例
$$P(X > \frac{3n}{4}) = P(X > (1 + \frac{1}{2})\frac{n}{2}) < \exp(-\frac{n}{2}(\frac{1}{2})^2/3) = \exp(-\frac{n}{24})$$

• 如果抛掷均匀硬币 1000 次,这一尾概率小于 $\exp(-1000/24) \approx 8^{-19}$

Chebyshev和Chernoff的上界比较



例题: Chernoff 不等式

• 抛掷一枚正面朝上概率为 $\frac{1}{3}$ 的不均匀硬币,当抛掷N次后,正面朝上的次数大于 $\frac{N}{2}$ 的概率为多少?

扩展阅读: Hoeffding不等式

Let $X_1,...,X_n$ be independent random variables such that $a_i \leq X_i \leq b_i$ almost surely. Consider the sum of these random variables, $S_n = X_1 + \cdots + X_n$.

Then Hoeffding's theorem states that, for all t > 0, [3]

$$egin{aligned} \mathrm{P}(S_n - \mathrm{E}\left[S_n
ight] & \geq t) \leq \exp\Biggl(-rac{2t^2}{\sum_{i=1}^n (b_i - a_i)^2}\Biggr) \ \mathrm{P}(|S_n - \mathrm{E}\left[S_n
ight]| \geq t) \leq 2\exp\Biggl(-rac{2t^2}{\sum_{i=1}^n (b_i - a_i)^2}\Biggr) \end{aligned}$$

Here $E[S_n]$ is the expected value of S_n .

其他经典概率不等式

- · Azuma不等式
- Bennett不等式
- Bernstein不等式
- •

课 程 Content 提

1 算法引入

2 尾概率不等式

3 Morris 算法

计数问题

- 假设有一台路由器, 主要负责转发网络流量包
 - 其中包括源地址 IP 和目标地址 IP 等信息
- · 统计指向某个 IP 地址的请求数量
 - 可能请求数量很多
 - 但是路由器的存储容量有限
- 因此,精确计数空间消耗过大
 - 可以给出近似计数
 - 但是空间消耗更小
- 近似计数方法
 - Morris 算法
 - Morris+ 算法
 - Morris++ 算法



Morris 算法

• Morris 算法

- 初始化 *X* ← 0
- 对每一次事件发生
 - 变量 X 的值以 $\frac{1}{2^X}$ 的概率增 1
- 对每次查询,输出 $\hat{n} = 2^X 1$

• 算法特点

- 监视某个事件是否发生
- 实时返回当前的计数值大小
- 不直接估计计数值的大小, 而是估计保存二进制计数值所需位数
- 因此,空间复杂度为 $O(\log_2 n)$,其中 n 为真实计数值

Morris 算法示例

input	True	Sampling probability	X	Estimator
	0	1	0	0
1	1	$\frac{1}{2}$	1	1
1	2	$rac{ar{1}}{2}$	1	1
1	3	$rac{1}{4}$	2	3
通过这个例子,你能发现 Morris 算法的缺点吗?				
1	6	$\frac{4}{1}$	2	3
1	7	$\frac{1}{8}$	3	7
1	8	$\frac{1}{8}$	3	7

Table 1: Running example of Morris

Morris 算法的无偏性

- **定理**: 假定 n 次更新后, X_n 表示 Morris 算法的计数器 X,则 $E(2^{X_n}-1)=n$
- · 证明:

当 $X_n = j$ 时, $X_{n+1} = j+1$ 的概率为 2^{-j} ,而 $X_{n+1} = j$ 的概率为 $1-2^{-j}$ 。根据条件概率的性质得到 $E(2^{X_{n+1}}) = \sum_{j=1}^{\infty} P(X_n = j)E(2^{X_{n+1}}|X_n = j)$,

其中 $E(2^{X_{n+1}}|X_n=j)=2^{j+1}2^{-j}+2^{j}(1-2^{-j})=2^j+1$ 。最后,我们使用数学归纳法得到结论。

Morris 算法的无偏性

- **定理**: 假定 n 次更新后, X_n 表示 Morris 算法的计数器 X_n 则 $E(2^{X_n}-1)=n$
- ·证明(续):

当 n=1 时, $X_1=1$ 的概率为 1。因此, $E(2^{X_1}-1)=2^1-1=1$ 结论成立。假设当 n=k 时, $E(2^{X_k}-1)=k$ 成立,则当 n=k+1 时,

$$E(2^{X_{k+1}}) = \sum_{j=1}^{\infty} P(X_k = j)E(2^{X_{k+1}} | X_k = j) = \sum_{j=1}^{\infty} P(X_k = j)(2^j + 1)$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} P(X_k = j)(2^j - 1) + \sum_{j=1}^{\infty} P(X_k = j)2$$

$$= E(2^{X_k} - 1) + 2 = k + 2$$

结论 $E(2^{X_n}-1)=n$ 得证。

Morris 算法的方差

- X_n 表示 n 次更新后 Morris 算法中的计数器 X_n 则 $Var(2^{X_n}) = O(n^2)$ 。
- 证明: 首先, 我们有

$$\operatorname{Var}(2^{X_n}) = E(2^{2X_n}) - E^2(2^{X_n}) = E(2^{2X_n}) - (n+1)^2$$

$$E(2^{2X_n}) = \sum_{i=1}^{\infty} 2^{2i} P(X_n = i) = \sum_{i=1}^{\infty} 2^{2i} \left(\frac{1}{2^{i-1}} P(X_{n-1} = i - 1) + (1 - \frac{1}{2^{i-1}}) P(X_{n-1} = i) \right)$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} 2^{i+1} P(X_{n-1} = i - 1) + \sum_{i=1}^{\infty} 2^{2i} P(X_{n-1} = i) - \sum_{i=1}^{\infty} 2^{i} P(X_{n-1} = i)$$

$$= E(2^{2X_{n-1}}) + 3 \sum_{i=1}^{\infty} 2^{i} P(X_{n-1} = i) = E(2^{2X_{n-1}}) + 3E(2^{X_{n-1}})$$

已知
$$E(2^{2X_0}) = 1$$
, 因此 $E(2^{2X_n}) = 3\sum_{i=0}^{n-1} E(2^{X_i}) + 1 = \frac{3n(n+1)}{2} + 1$

所以,
$$Var(2^{X_n}) \approx \frac{n^2}{2} = O(n^2)$$

Morris 算法分析

• 令输出 $\hat{n} = 2^X - 1$,根据 Chebyshev 不等式,

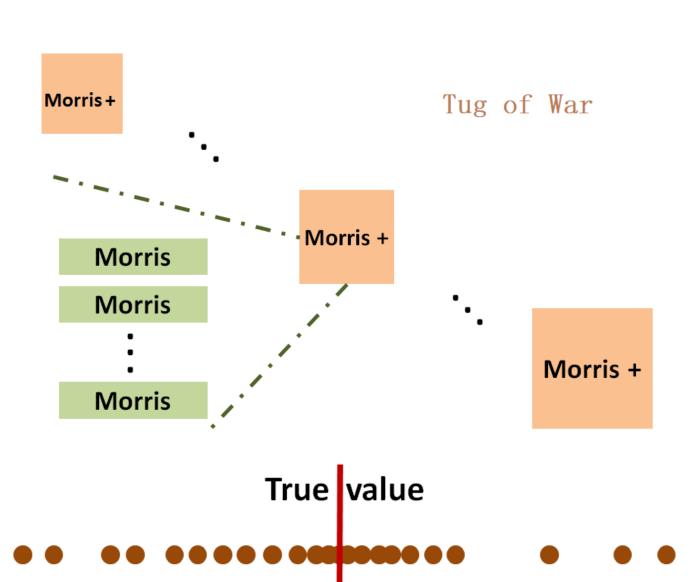
$$P(|\hat{n} - n| > \epsilon n) < \frac{n^2}{2\epsilon^2 n^2} = \frac{1}{2\epsilon^2}$$

- 结果表明,仅当 $\epsilon \geq 1$ 时,尾概率上界不大于 1/2
- Morris 算法优缺点
 - 输出结果是真实值的无偏估计
 - 但是可能偏离真实值过大
 - 需要进一步降低算法输出结果的误差
- 如果对于一个很小的 ϵ ,输出结果满足 $|\hat{n} n| \le \epsilon n$ 视为成功,那么如何才能大概率保证算法输出成功输出理想的结果呢?

Morris+ 算法

- · 为降低 Morris 算法输出结果的方差,Morris+ 算法
 - 运行 k 个独立的 Morris 算法得到 k 个不同的计数值 $X_1, ..., X_k$
 - 对每次查询,输出平均值 $\hat{n} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} 2^{X_i} 1$
- Morris+算法
 - $\hat{n}_1, ..., \hat{n}_k$,输出 $\hat{n} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} \hat{n}_i$
 - 根据 Chebyshev 不等式, $P(|\hat{n}-n|>\epsilon n)<\frac{O(n^2/k)}{\epsilon^2 n^2}pprox \frac{1}{k\epsilon^2}<\delta$
 - $\stackrel{\square}{=} k > \frac{1}{\delta \epsilon^2}$, $P(|\hat{n} n| > \epsilon n) < \delta$
 - 因此,Morris+ 算法复杂度为 $O(\frac{1}{\delta\epsilon^2})$

Morris++ 算法



算法细节

•运行 t 个 Morris+实例,每一个都有 1/3 的失败概率,即

- 输出所有 t 个 Morris+ 实例输出值的中位数
 - t 个 Morris+ 算法运行失败的期望不超过 $\frac{t}{3}$
 - 如果 Morris++ 算法的输出是一个糟糕的估计,则意味着 t 个 Morris+算法至少有一半失败了
- · 这种方法被称之为 Tug of War
 - 可以将算法复杂度降为 $O(\frac{\ln(1/\delta)}{\epsilon^2})$
 - ·比 Morris+ 算法更为高效



Morris++ 算法分析

- 定义随机变量 $Y_i = \begin{cases} 1, & \text{if } |\widehat{n}_i n| > \epsilon n \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$
 - 随机变量 Y_i 表示第 i 次 Morris+ 算法失败与否
 - 令 $k = O(\frac{1}{\epsilon^2})$,每次 Morris+ 算法运行失败的概率不超过 1/3
- 注意到, $\mu = E(\sum_{i} Y_i) \le \frac{t}{3}$, 则根据 Chernoff 不等式可得

$$P\left(\sum_{i} Y_{i} > \frac{t}{2}\right) \le P\left(\sum_{i} Y_{i} > (1 + \frac{1}{2})\mu\right) \le \exp\left(-\mu(\frac{1}{2})^{2}/3\right) < \delta$$

也就是说, $\mu < 12 \ln(1/\delta)$

- 因此,需要运行 $t = O(\ln(1/\delta))$ 次 Morris+ 算法,其结果的中位数是符合精度要求的近似估计
- Morris++ 算法复杂度为 $O(\frac{\ln(1/\delta)}{\epsilon^2})$

本章小结

- 尾概率不等式
 - Markov 不等式
 - · Chebyshev 不等式
 - Chernoff 不等式
 - •
- 尾概率不等式的应用
 - 流数据分析
 - 近似算法分析
 - 大偏差理论
 - •

课后作业

课本第45-46页习题3

- 第1, 2, 3, 4, 5, 6题
- 第7题难度较大,仅供大家课后思考不做考察