| STAT201B Lecture 3 Bootstrap (1)

1 Bootstrap

Bootstrap 是一种 computer-intensive method, 当无法求出问题的 analytical solution 时, 可以用 Bootstrap 估计 measures of uncertainty

本章节将介绍与 Bootstrap 相关的一个重要概念: Monte Carlo integration, 并介绍它的一个重要变种 Important sampling

关于 Bootstrap 的详细论述, 见 STA3020 Lecture 12-13 与 STA4100 Lecture 12-13

关于 Monte Carlo integration 和 Important sampling 的详细论述, 见 STA4042 Lecture 12

|1.1 Bootstrap 的类型

- 1. Nonparametric bootstrap 主要使用以下两个重要概念
 - · Monte Carlo integration
 - Empirical CDF
- 2. Parametric bootstrap

| 1.2 Monte Carlo Integration

Monte Carlo integration 的原理:

Monte Carlo integration 基于以下 approximation (见 <u>STAT201B Lecture 2 Non-Parametric Inference</u> 中 linear functional 的 plug-in estimator):

$$egin{aligned} \mathbb{E}[h(Y)] &= \int h(y) dF_Y(y) \ &pprox rac{1}{B} \sum_{i=1}^B h(Y_i) \end{aligned}$$

其中
$$Y_1, \ldots, Y_B \overset{i.i.d.}{\sim} F_Y$$

Monte Carlo integration 的效果

令 $\mathbb{E}[|h(Y)|] < \infty$, 则当 $B \to \infty$ 时, 有

$$rac{1}{B}\sum_{i=1}^B h(Y_j) \stackrel{a.s.}{
ightarrow} \mathbb{E}[h(Y)]$$

• 通常我们可以控制 B 足够大, 使得 approximation 变得足够好

≡ Example ∨

A simple example: Use Monte Carlo integration to approximate

$$\int_{-\infty}^{\infty} \sin^2(x) e^{-x^2} dx$$

Solution: We can write this as $\sqrt{\pi}\int_{-\infty}^\infty\sin^2(x)f(x)dx$, where f(x) is the PDF of a N(0,1/2) r.v. Therefore, we can

1. Draw
$$Y_1, \ldots, Y_B \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1/2)$$
.

2. Approximate
$$\sqrt{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \sin^2(x) f(x) dx \approx \frac{\sqrt{\pi}}{B} \sum_{j=1}^{B} \sin^2(Y_j)$$
.

Normal distribution 的 PDF 为 $\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$

1.3 Important Sampling

Important sampling 是 Monte Carlo sampling 的变种, 我们可以从一个 "importance function" g 而不是 target density h 进行 采样, 使得估计的效率和准确性更高

场景

假设我们要估计下面这个积分:

$$I = \int f(x) \, h(x) \, dx$$

其中 h(x) 是某个概率分布 (比如标准正态分布 N(0,1), 而 f(x) 在某些极端值上特别大

比如:

$$I = \mathbb{E}_{X \sim N(0,1)}ig[e^Xig]$$

方法 1: 普通 Monte Carlo Sampling

- 我们从 N(0,1) 抽样: x₁, x₂,...,x_n
- 估计值为:

$$\hat{I}_{MC} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{x_i}$$

问题

- e^x 在大正数时增长很快
- 但从标准正态 $\mathcal{N}(0,1)$ 抽样时, 大部分样本都在 [-2,2] 间, 几乎抽不到大于 5 的数
- 结果就是: 估计会偏向于 "低估", 要补偿只能疯狂增加样本量

方法 2: Importance Sampling

思路: 与其从 $\mathcal{N}(0,1)$ 抽样, 不如换一个更容易抽到大数的分布, 比如 $\frac{\mathsf{c}_{\mathsf{le}}}{\mathsf{c}}$ 大似 $\frac{\mathsf{c}_{\mathsf{le}}}{\mathsf{c}}$ 大似 $\frac{\mathsf{c}_{\mathsf{le}}}{\mathsf{c}}$

• 我们先从 $g(x) = \mathcal{N}(3,1)$ 抽样 x_1, x_2, \ldots, x_n 。

・但因为目标分布是 $h(x)=\mathcal{N}(0,1)$,所以需要加一个<mark>权重修正</mark>:

$$w(x) = rac{h(x)}{g(x)}$$

• Importance Sampling 的估计变成:

$$\hat{I}_{IS} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{x_i} \cdot w(x_i)$$

效果:

- 因为 g(x) 会经常给我们 "大数" (比如 4, 5, 6), 在这些区域 e^x 特别重要。
- 权重修正后,这些大数的贡献被准确计入,而不需要像 Monte Carlo 那样依赖运气去抽到。

直观类比

- Monte Carlo: 去北京三里屯随便问人年薪, 想估计 "中国平均年薪", 会发现高薪人很少被抽到, 所以估计结果偏低
- Importance Sampling: 你专门去金融街抽样 (那里高薪人比较多),用 "北京 vs 金融街人口比例" 来调整权重, 这样能更快更准确地估计平均水平

Importance sampling 的原理:

$$egin{aligned} \mathbb{E}_h[q(heta)] &= \int q(heta)h(heta)d heta \ &= \int q(heta)rac{h(heta)}{g(heta)}g(heta)d heta \ &pprox rac{1}{B}\sum_{i=1}^B q(heta_i)rac{h(heta_i)}{g(heta_i)} \end{aligned}$$

其中 $\theta_1, \ldots, \theta_B \stackrel{i.i.d.}{\sim} g(\theta)$

⚠ Remark ∨

关于 expectation 的 notations 可能有一些 confusing, 此处 expectation 的下标 h 表示 θ 的 pdf 为 h

- 关于 Monte Carlo 和 importance sampling, 更详细的论述见 STA4042 Statistical Learning Lecture 6 Basic Probability
- 关于 g(x) 的选取, 可以遵循 Rubinstein Theorem (见 STA4042 Statistical Learning Lecture 6 Basic Probability Tools): 对于 measurable mapping $q: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ 和 density $f: R \to R_+$, 可以 minimize $\frac{q(X)h(X)}{g(X)}$ 的 variance 的 density $g: R \to R_+$ 为:

$$\frac{q(X)h(X)}{\int_{\mathbb{R}}|q(t)|h(t)dt}$$

使用 Jensen inequality 易证

Rubinstein Theorem 的实际困难在于, 分母上的积分是未知的, 且是我们想要估计的对象, 因此这个定理提供的是一个理想的 benchmark, 实际上需要使用 Cross-Entropy method 来近似

• 对于任意 integration, 都可以使用 gaussian kernel 进行 approximation:

$$egin{split} \int_{\Omega} r(x) dx &= \int_{-\infty}^{\infty} rac{I(x \in \Omega) \cdot r(x)}{rac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}} rac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{x^2/2} dx \ &pprox rac{1}{B} \sum_{i=1}^B rac{I(X_i \in \Omega) r(X_i)}{rac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-X_i^2/2}} \end{split}$$

其中 $X_1, X_2, \ldots, X_B \overset{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(0,1)$