

Enter title

Tap to add date

روش بوت استرپ (خودگردان)

Bootstrap Method

به سمت شباهت بیار روش بوت استرپ و شبیه سازی مونت کارلو از روش کاربو ایستاد
این روش معنی ندارد

مقدوم: شبیه سازی مونت کارلو

Monte Carlo Simulation

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} F_X(\theta) \quad \text{مفتر}$$

$$\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n) \xrightarrow{\text{SRSW}} \theta = \theta(X_1, \dots, X_n) \quad \text{برآوردگر از نمونه}$$

$$\left. \begin{aligned} \text{bias}(\hat{\theta}) &= E(\hat{\theta}) - \theta \\ \text{var}(\hat{\theta}) &= E[(\hat{\theta} - E(\hat{\theta}))^2] \\ \text{MSE}(\hat{\theta}) &= E(\hat{\theta} - \theta)^2 \end{aligned} \right\} \begin{array}{l} \text{اندازه گیری} \\ \text{دقت} \end{array}$$

$$F_{\hat{\theta}}(t) = P(\hat{\theta} \leq t) \quad \text{توزیع } \hat{\theta}$$

$$P[h_1(\hat{\theta}) < \theta < h_2(\hat{\theta})] = 1 - \alpha \quad \begin{array}{l} \text{بازه اطمینان} \\ \text{برای } \theta \end{array}$$

در مباحث نظری آمار و استنباط آماری بعضی از
 تعاریف (E) و احتمال (P) برای برخی از
 پدیده‌ها در نظر گرفته شده و توزیع آن‌ها در F و پدیده‌های
 و جواب دارد و در این صورت جواب ندارد
 به علت پیچیدگی بودن.

مثال (۱) $F_X(\mu, \sigma^2)$ iid X_1, \dots, X_n

$$\theta = \mu \quad \hat{\theta} = \bar{X}$$

$$\text{bias}(\bar{X}) = E(\bar{X}) - \mu = \mu - \mu = 0$$

$$\text{var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

توزیع $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ $F = N$ مثال (۲)

$$P(\bar{X} \in [\mu - d, \mu + d]) = 1 - \alpha$$

مثال (۳) X_1, \dots, X_n iid bernoulli(p)
 $\hat{\theta} = \hat{p} = \frac{X}{n} = \frac{\sum X_i}{n}$

خواهر نسبت (درصد) نمونه

میں (۱) لائن

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

وارینس نمونہ

$$E(S^2) = \sigma^2$$

S^2 کا اربت برابر σ^2

$$\text{Var}(S^2) = ?$$

$$F = N \quad \text{Var}(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$$

$$S^2 \sim \frac{\sigma^2}{n-1} \chi^2_{n-1}$$

تقریباً (۱) نمونہ اطمینان

???

تقریباً (۱) بار توزیع کر کے نزل

برآوردگر کمترین

مکزیما

توزیع دلغنه تغییرات R ، چند p \hat{Q}_p ،
میانه، نما (مد)، فیرین تغییرات نمونه
اریبی، واریانس، حاصله اطمینان؟

مقال دوستگیره

$$(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n) \sim_{iid} F_{x,y} \quad (p)$$

$$\hat{\theta} = R$$

فیرین همیشه خطی بیر لوت

برآوردگر اریبی برابر R

می بنا ناریبی

$$\text{bias}(R_n) = E(R_n) - p \rightarrow 0 \text{ as } n \rightarrow \infty$$

$$\text{var}(R) = ?$$

$$R \sim ?$$

Z نرمه

از توزیع t

توزیع R

در دو حالت n بزرگ

توزیع نرمال دوستگیره

دو نکته مهم (در شبیه سازی مونت کارلو)
 امید ریاضی $E =$ میانگین دفعات مکرر آزمون
 احتمال $P =$ فراوانی دفعات مکرر آزمون

دو هدف مهم (در شبیه سازی مونت کارلو)

- (1) **میانگین** معانی نظری اثبات شده در استنباط آماری به صورت شکودی ری بساتی (شبیه سازی)
- (2) **اثبات** معانی نظری لاینی در استنباط آماری به صورت شکودی ری بساتی (شبیه سازی)

دو فرض مهم (در شبیه سازی مونت کارلو)

- (1) توزیع جامعه معلوم F / جامعه محدود $X_1 - X_N$ به هم پیوستگی
- (2) پیوستگی جامعه معلوم F معلوم (μ, σ^2, \dots)

دو نکته مهم

- (1) البته فرضیات U, F, σ معلوم فرض حال است
- (2) شبیه سازی در تمام واقع کاربرد ندارد پس محاسبات دشوار در هدف بالاست !!

انگوریتیم مونت کارلو:

- 1) $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} F_x(\theta)$
 مفسر \rightarrow
- 2) $\hat{\theta} = t(X_1, \dots, X_n)$

3) m تکرار، m بار اجرا و m بار استنتاج $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_m$

4)
$$\text{bias}(\hat{\theta}) \approx \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \hat{\theta}_i - \theta$$

توزیع درستی

$$\text{var}(\hat{\theta}) \approx \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\hat{\theta}_i - \bar{\hat{\theta}})^2$$

$$\text{MSE}(\hat{\theta}) \approx \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\hat{\theta}_i - \theta)^2$$

توزیع $\hat{\theta}$

$$F_{\hat{\theta}}(t) = P(\hat{\theta} \leq t) = \frac{\#(\hat{\theta}_i \leq t \text{ و } i=1, \dots, m)}{m}$$

$$= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m I(\hat{\theta}_i \leq t)$$

بازه اطمینان

آماره مرتب

$$P\left(\hat{\theta}_{\left(\frac{\alpha}{2} \cdot m\right)}, \hat{\theta}_{\left[\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) m\right]}\right)$$

روش بوت استرپ (خودگردان) ناپارامتری

Nonparametric Bootstrap Method

برآورد

بردلی افرون در سال ۱۹۷۹ روش بوت استرپ را برای اندازه دقت
برآوردگر (مانند: اریبی، واریانس، خطای استاندارد و میانگین
توان (دم خطا) و همپنین توزیع برآوردگر و به علاوه بازه
اطمینان و آزمون فرضیه پارامتری را معرفی کرد.

$$X_1, \dots, X_n \sim F_X(\theta)$$

نامعلوم

مفروضه

x_1, \dots, x_n نمونه مشاهده شده

$$\hat{\theta} = t(X_1, \dots, X_n)$$

برآوردگر

$$\hat{\theta} = t(x_1, \dots, x_n)$$

برآورد

برآورد

هدف اندازه دقت برآوردگر $\hat{\theta}$ مانند اریبی، واریانس، خطای استاندارد
و MSE و توزیع $\hat{\theta}$ و همپنین بازه اطمینان و آزمون فرضیه پارامتری
در حالت نامعلوم بودن F و θ (ناپارامتری) است

نکته: هدف از پیگیری آزمون کارایی F و θ نامعلوم هستند!

الگویستم بوی استریب نایبارامتری :

(۱) نمونه بوی استریب :

نمونه بوی استریب $X_1^* \dots X_n^*$ را به صورتی که نمونه تصادفی
متعلق به هم توزیع (دیتا) از تابع توزیع تجربی $F_n(x)$
به دست می آوریم. در واقع نمونه بوی استریب $X_1^* \dots X_n^*$
که نمونه تصادفی $X_1 \dots X_n$ با جایگزینی از نمونه مشاهده شده
 $X_1 \dots X_n$ است.

(دیتا) کنید تابع توزیع تجربی $F_n(x)$ بر مبنای $\frac{1}{n}$ را به هر X_i در
نمونه مشاهده شده $X_1 \dots X_n$ نسبت می دهد)

نمونه بوی استریب: $F_n(x) \sim X_1^* \dots X_n^*$

$X_1 \dots X_n \xrightarrow{SRSW} X_1^* \dots X_n^*$

(۲) برآوردگر بوی استریب :

برآوردگر بوی استریب را به صورت $\hat{\theta}^* = t(X_1^* \dots X_n^*)$

مشابه برآوردگر $\hat{\theta} = t(X_1 \dots X_n)$ به دست می آوریم.

برآوردگر بوی استریب: $\hat{\theta}^* = t(X_1^* \dots X_n^*)$

3) برآوردگر نقر بون استرپ :

برآوردگر نقر بون استرپ اندازه گرفت (مانند: اریبی،
وارانس، خطا رسته نذارو (MSE) و توزیع
برآوردگر و همبستگی. بازه لطیف به صورت زیر محاسبه
می گردد :

$$\text{bias}^*(\hat{\theta}^*) = E^*(\hat{\theta}^*) - \theta$$

$$\text{var}^*(\hat{\theta}^*) = E^*[\hat{\theta}^* - E^*(\hat{\theta}^*)]^2$$

$$\text{SE}^*(\hat{\theta}^*) = \sqrt{\text{var}^*(\hat{\theta}^*)}$$

$$\text{MSE}^*(\hat{\theta}^*) = E^*(\hat{\theta}^* - \theta)^2$$

$$F_{\hat{\theta}^*}^+(t) = P^*(\hat{\theta}^* \leq t)$$

$$P[h_1^*(\hat{\theta}^*) < \theta < h_2^*(\hat{\theta}^*)] = 1 - \alpha$$

نکته) که در آن E^* و P^* در واقع امید ریاضی شرطی و
احتمال شرطی به شرط نمونه مشاهده شده $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ هستند.

$$E^*(\theta) = E(\theta | \alpha_1, \dots, \alpha_n)$$

$$P^*(\theta) = P(\theta | \alpha_1, \dots, \alpha_n)$$

$X_1, \dots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} F_X(\theta = \mu, \sigma^2)$ (توزیع) (مفرد)

$\hat{\theta} = \bar{X}$ X_1, \dots, X_n نمونه مشاهده شده

$\hat{\theta} = \bar{x}$ ↓

نمونه یونانی است

X_1^*, \dots, X_n^*

بر آورد در یونانی است

$$\hat{\theta}^* = t(X_1^*, \dots, X_n^*) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^* = \bar{X}^*$$

$$\text{bias}^*(\bar{X}^*) = E^*(\bar{X}^*) - \bar{x} = \bar{x} - \bar{x} = 0 \quad (\text{صفر})$$

↓

$$E^*(\bar{X}^*) = E^*\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^*\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E^*(X_i^*)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E^*(X_i^*) = E^*(X_1^*)$$

$$= \sum_{i=1}^n x_i \times \frac{1}{n} = \bar{x}$$

م. ب. کسسه و مقادیر

X_i^*	x_1	\dots	x_n
تعداد	$\frac{1}{n}$	\dots	$\frac{1}{n}$

$$1) \text{var}^*(\bar{X}^*) = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} \quad (\text{تقریب})$$
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$2) E(S^{2*}) = ? \quad \text{var}^*(S^{2*}) = ?$$

(4) برآوردگر تجربی بودن انتزاعی :

اگر برآوردگر نظری بودن انتزاعی در مرحله 3 جواب بدهد اندازه‌گیری کند
آنچه، ارتفاع از بسبب ساز بودن کار و تکرار B، بر مایه او 2
برآوردگر تجربی بودن انتزاعی اندازه‌گیری وقت (اربی، واریانس،
خطای استاندارد و MSE) و توزیع برآوردگر در هم‌پوشی، به از اطمینان
هاری را متر 0 به صورت زیر می‌نویسد :

تکرار B، بر مایه او 2 به صورت مستعد و می‌نویسد
 $\hat{\theta}_1^*$ ، ...، $\hat{\theta}_B^*$

$$\text{bias}^*(\hat{\theta}^*) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B \hat{\theta}_i^* - \hat{\theta}$$

$$\text{var}^*(\hat{\theta}^*) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B (\hat{\theta}_i^* - \hat{\theta})^2$$

$$\text{SE}^*(\hat{\theta}^*) = \sqrt{\text{var}^*(\hat{\theta}^*)}$$

$$\text{MSE}^*(\hat{\theta}^*) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B (\hat{\theta}_i^* - \hat{\theta})^2$$

$$\hat{F}_{\hat{\theta}}^*(t) = \hat{p}^*(\hat{\theta}^*(t)) = \frac{1}{B} \sum_{(i)}^B I(\hat{\theta}_i^*(t))$$

$$= \frac{\#(\hat{\theta}_i^* \leq t \text{ و } (i) \in B)}{B}$$

کرن حاصله اطمینان صدکی (1-α) / 100 بوتن اکثریت به صورت زیر است:

$$0 \in \left\{ \hat{\theta}_{[B \cdot \alpha/2]}^* \text{ و } \hat{\theta}_{[B \cdot (1 - \alpha/2)]}^* \right\}$$

کردن آن $\hat{\theta}_{[a]}$ آماره مرتب شده θ ام
 $\hat{\theta}_1^*, \dots, \hat{\theta}_B^*$ است.

Mouse Data

محل (Pill, Efron)

مربع کتاب تعداد از پروت لایپ افزون و تیبشیرانز

Introduction to the Bootstrap

Efron & Tibshirani

1993

تعداد $n=16$ موش از یک صی به تعداد فاشی ب و به دو گروه $n_1=7$ تیمارد و $n_2=9$ کنترل (شاهد) تقسیم شدند. در گروه تیمار به موشها دارو تزریق گردید که در طول عمر آنها موشها یک تعداد روزگار زنده ماندن موشها ثبت گردید. از آنجا نتایج در جدول زیر خلاصه شده است:

تیمار	94	197	16	38	99	141	23		
کنترل	52	104	146	10	50	31	40	27	46

تکین (I) $\alpha=0.05$ در سطح 0.95 برای $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ و $\mu_1 - \mu_2$ از آنجا که $\alpha=0.05$

$$\begin{cases} H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \end{cases} \quad \begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 > \mu_2 \end{cases}$$

(II) - آزمونهای پارامتریک I را انجام دهید.

- فرض نرمال بودن داده را برپس کنید (عمودار - آزمون)

تمرین ۲ (I) روشی است که برای برآورد اندازه دست
 خطی دست ندارد در برآورد میانگین نمونه \bar{x} و معیانه
 نمونه \tilde{x} برابر داده کمر و دستی را داده کمر روش اجرا کنید
 نمونه در از دو برآورد B برابر B کمر مختلف در جدول زیر
 ارائه شده است:

B	50	100	250	500	1000	∞
$\hat{SE}(\bar{x})$	19.72	23.63	22.32	23.79	23.02	23.36
$\hat{SE}(\tilde{x})$	32.21	36.35	34.46	36.72	36.48	37.83

(II) برابر داده کمر روشی را با استفاده از آن، مقدار و جهت اثر ب

$bias$ و $bias^*$: \bar{x} و \tilde{x} , S^2 و S

SE و SE^* : " " " "

توزیع : " " " " :
 حاصله از : " " " " :
 " " " " :

(III) تمرین ۱ را با استفاده از روشی است که جواب دهید.