Введение в математическую статистику. Доверительные интервалы. Бутстрэп

Леонид Иосипой

Программа «Математика для анализа данных» Центр непрерывного образования, ВШЭ

3 февраля 2021

• Распределения, связанные с нормальным

- Доверительные интервалы в нормальной модели
- Бутстрэп

Пусть, как обычно, имеется реализация выборки x_1, \ldots, x_n из некоторого распределения F_{θ} с неизвестным параметром

$$\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$$
.

До сих пор мы занимались «точечным оцениванием» неизвестного параметра — находили оценку, способную в некотором смысле заменить параметр.

Существует другой подход к оцениванию, при котором мы указываем интервал, накрывающий параметр с заданной наперед вероятностью. Такой подход называется «интервальным оцениванием».

Пусть $\alpha \in (0,1)$. Две оценки $\widehat{\theta}_1$ и $\widehat{\theta}_2$ определяют границы доверительного интервала для параметра θ с коэффициентом доверия $1-\alpha$, если для выборки $\mathbf{X}=(X_1,\ldots,X_n)$ из закона распределения F_θ при всех $\theta \in \Theta$ справедливо неравенство

$$\mathbb{P}\Big(\widehat{\theta}_1(\mathbf{X}) < \theta < \widehat{\theta}_2(\mathbf{X})\Big) \geq 1 - \alpha.$$

Как правило, длина доверительного интервала возрастает при увеличении коэффициента доверия $1-\alpha$ и стремится к нулю с ростом размера выборки n.

Если вероятность в левой части неравенства в пределе не превосходит $1-\alpha$ при $n\to\infty$, то есть выполняется

$$\lim_{n \to \infty} \mathbb{P}\Big(\widehat{ heta}_1(\mathbf{X}) < heta < \widehat{ heta}_2(\mathbf{X})\Big) \geq 1 - lpha,$$

то доверительный интервал называется асимптотическим.

Асимптотические доверительные интервалы возникают тогда, когда мы пользуемся предельными теоремами (например, центральной предельной теоремой).

С асимптотическим доверительным интервалом мы сталкивались, когда изучали метод Монте-Карло.

Неравенство « $\geq 1 - \alpha$ » обычно соответствует дискретным распределениям, когда нельзя добиться равенства.

Например, для $X \sim \mathbf{B}_{1/2}$ равенство $\mathbb{P}(X < a) = 0.25$ невозможно при любом a, а неравенство имеет смысл:

$$\mathbb{P}(X < a) \ge 0.25$$
 для $a > 0$.

Если вероятность доверительному интервалу накрыть параметр равна $1-\alpha$, интервал называют точным доверительным интервалом.

Прежде чем рассматривать какие-то способы построения доверительных интервалов, разберем два примера и затем попробуем извлечь из этих примеров некоторую общую философию доверительных интервалов.

Задача

Пусть X_1,\ldots,X_n — выборка из нормального распределения $\mathcal{N}(\theta,\sigma^2)$ с неизвестным параметром $\theta\in\mathbb{R}$ и известным параметром $\sigma^2>0$.

Построить точный доверительный интервал для параметра θ уровня доверия $1-\alpha$.

Решение. Будем пользоваться фактом, что нормальное распределение устойчиво по суммированию:

если

- ► $X_1 \sim \mathcal{N}(a_1, \sigma_1^2)$,
- $X_2 \sim \mathcal{N}(a_2, \sigma_2^2),$
- ► X_1 и X_2 независимы,

ТО

$$X_1 + X_2 \sim \mathcal{N}(a_1 + a_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2).$$

Поэтому распределение суммы элементов выборки нормально:

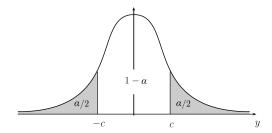
$$n\overline{X} = X_1 + \ldots + X_n \sim \mathcal{N}(n\theta, n\sigma^2).$$

Следовательно, после стандартизации суммы мы получим стандартное нормальное распределение:

$$\frac{n\overline{X} - n\theta}{\sqrt{n\sigma^2}} = \frac{\sqrt{n}(\overline{X} - \theta)}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

По заданному $\alpha > 0$ найдём число c такое, что

$$\mathbb{P}\left(-c<\frac{\sqrt{n}(\overline{X}-\theta)}{\sigma}< c\right)=1-\alpha.$$



Разрешив затем неравенство внутри вероятности относительно θ , получим точный доверительный интервал:

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} - \frac{c\sigma}{\sqrt{n}} < \theta < \overline{X} + \frac{c\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha.$$

Это можно записать и так:

$$heta \in \left(\overline{X} - rac{c\sigma}{\sqrt{n}}, \overline{X} + rac{c\sigma}{\sqrt{n}}
ight)$$
 с вероятностью $1-lpha$.

Пусть F(x) — функция распределения некоторого закона. Число c_{α} называется квантилью уровня α , если $F(c_{\alpha}) = \alpha$.

Если функция F строго монотонна, квантиль определяется единственным образом.

Итак, искомый точный доверительный для нормального распределения имеет вид:

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} - \frac{c_{1-\alpha/2}\sigma}{\sqrt{n}} < \theta < \overline{X} + \frac{c_{1-\alpha/2}\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha,$$

где мы использовали тот факт, что $c_{\alpha/2} = -c_{1-\alpha/2}$.

- ▶ Какова середина полученного доверительного интервала?
- Какова его длина?
- ▶ Что происходит с его границами при $n \to \infty$?

- Зачем мы брали симметричные квантили?
- Какой будет длина, например, у такого доверительного интервала?

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} - \frac{c_{1-\alpha/3}\sigma}{\sqrt{n}} < \theta < \overline{X} + \frac{c_{1-2\alpha/3}\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Какой из двух доверительных интервалов одного уровня доверия и разной длины следует предпочесть?

Задача

Пусть X_1, \ldots, X_n — выборка из экспоненциального распределения Exp_θ с неизвестным параметром $\theta > 0$.

Построить асимптотически точный доверительный интервал для параметра θ уровня доверия $1-\alpha$.

Решение. Вспомним центральную предельную теорему: для больших п

$$\frac{n\overline{X} - \mathbb{E}[n\overline{X}]}{\sqrt{\mathsf{Var}(n\overline{X})}} = \frac{\sqrt{n}(\overline{X} - 1/\theta)}{1/\theta} = \sqrt{n}(\theta\overline{X} - 1) \quad \approx \quad \mathcal{N}(0, 1).$$

Следовательно, можем записать, что для произвольных a < b

$$\mathbb{P}\Big(a < \sqrt{n}(\theta \overline{X} - 1) < b\Big) o \mathbb{P}\Big(a < Z < b\Big)$$
 при $n o \infty$.

Возьмём, как в прошлой задаче, следующие квантили стандартного нормального распределения:

$$a = c_{\alpha/2} = -c_{1-\alpha/2}, \quad b = c_{1-\alpha/2},$$

и получим

$$\mathbb{P}\Big(-c_{1-lpha/2} < \sqrt{n}(heta \overline{X} - 1) < c_{1-lpha/2}\Big) o 1 - lpha$$
 при $n o \infty$.

Разрешив относительно θ неравенство внутри вероятности, получим асимптотический доверительный интервал:

$$\mathbb{P}\bigg(\frac{1}{\overline{X}} - \frac{c_{1-\alpha/2}}{\overline{X}\sqrt{n}} < \theta < \frac{1}{\overline{X}} + \frac{c_{1-\alpha/2}}{\overline{X}\sqrt{n}}\bigg) \to 1-\alpha \quad \text{при } n \to \infty.$$

Построение точных доверительных интервалов:

- 1. Найти функцию $G(\mathbf{X}, \theta)$ с известным распределением, которое не зависит от неизвестного параметра θ . Необходимо, чтобы функция $G(\mathbf{X}, \theta)$ была обратима по θ .
- 2. Найти числа c_1 и c_2 квантили распределения, для которых

$$\mathbb{P}(c_1 < G(\mathbf{X}, \theta) < c_2) = 1 - \alpha.$$

3. Разрешив неравенство $c_1 < G(\mathbf{X}, \theta) < c_2$ относительно θ получить точный доверительный интервал.

Построение асимптотических доверительных интервалов:

- 1. Найти функцию $G(\mathbf{X}, \theta)$, которая бы сходилась к известной случайной величине Z, не зависящей от неизвестного параметра θ . Необходимо, чтобы функция $G(\mathbf{X}, \theta)$ была обратима по θ .
- 2. Найти числа c_1 и c_2 квантили распределения Z, для которых

$$\mathbb{P}(c_1 < G(\mathbf{X}, \theta) < c_2) \to \mathbb{P}(c_1 < Z < c_2) = 1 - \alpha.$$

3. Разрешив неравенство $c_1 < G(\mathbf{X}, \theta) < c_2$ относительно θ получить асимптотический доверительный интервал.

Задача

Пусть X_1,\ldots,X_n — выборка из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu,\theta^2)$ с известным параметром $\mu\in\mathbb{R}$ и неизвестным параметром $\theta^2>0$.

Построить точный доверительный интервал для параметра θ^2 уровня доверия $1-\alpha$.

Можно ли, пользуясь схемой построения доверительного интервала для среднего нормального распределения, построить точный доверительный интервал для дисперсии?

Попробуйте разрешить неравенство относительно θ :

$$-c<\frac{\sqrt{n}(\overline{X}-\mu)}{\theta}< c.$$

- ▶ Чем плох интервал бесконечной длины?
- А получился ли интервал бесконечной длины?

Распределения, связанные с нормальным

Мы построили точный доверительный интервал для среднего $\mu \in \mathbb{R}$ нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ при известной дисперсии $\sigma^2 > 0$.

Остался нерешённым вопрос: как построить точные доверительные интервалы для σ^2 при известном и при неизвестном μ , а также для μ при неизвестной σ^2 .

Распределения, связанные с нормальным

Для решения этих задач требуется отыскать такие функции от выборки и неизвестных параметров, распределения которых не зависят от этих параметров.

Особый интерес к нормальному распределению связан, разумеется, с центральной предельной теоремой: почти всё в этом мире нормально (или близко к нормальному).

Пусть X_1, \ldots, X_k независимы и имеют стандартное нормальное распределение $\mathcal{N}(0,1)$.

Распределением χ^2 (хи-квадрат) с k степенями свободы называется распределение случайной величины

$$Y = X_1^2 + \ldots + X_k^2.$$

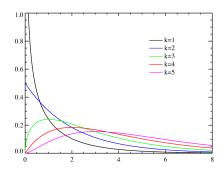
Обозначение: χ_k^2 или H_k .

Распределение хи-квадрат

Плотность распределения хи-квадрат с k степенями свободы:

$$f(u) = \begin{cases} \frac{1}{2^{k/2} \Gamma(k/2)} u^{k/2 - 1} e^{-u/2}, & u > 0, \\ 0, & u \le 0, \end{cases}$$

где $\Gamma(u)$ — гамма-функция Эйлера (специальная функция).



Распределение хи-квадрат

Задача

Пусть X_1,\ldots,X_n — выборка из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu,\theta^2)$ с известным параметром $\mu\in\mathbb{R}$ и неизвестным параметром $\theta^2>0$.

Построить точный доверительный интервал для параметра θ^2 уровня доверия $1-\alpha$.

Решение. В этой модели можно рассмотреть статистику:

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\theta}\right)^2 \sim \chi_n^2.$$

Пусть $c_{\alpha/2}$ и $c_{1-\alpha/2}$ будут соответствующими квантилями χ^2_n . Тогда

$$\mathbb{P}\left(c_{\alpha/2} < \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \mu}{\theta}\right)^2 < c_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha.$$

Разрешив неравенство, получим

$$\mathbb{P}\left(\frac{\sum_{i=1}^n(X_i-\mu)^2}{c_{1-\alpha/2}}<\theta^2<\frac{\sum_{i=1}^n(X_i-\mu)^2}{c_{\alpha/2}}\right)=1-\alpha.$$

Обозначим оценку дисперсии σ^2 при известном μ через S_0^2 :

$$S_o^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2,$$

Тогда доверительный интервал можно записать так:

$$\mathbb{P}\left(\frac{nS_o^2}{c_{1-\alpha/2}} < \theta^2 < \frac{nS_o^2}{c_{\alpha/2}}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{\alpha/2}$ и $c_{1-\alpha/2}$ — квантили распределения χ_n^2 .

Задача

Пусть X_1, \ldots, X_n — выборка из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ с неизвестными параметрами $\mu \in \mathbb{R}$ и $\sigma^2 > 0$.

Построить точный доверительный интервал для параметра σ^2 уровня доверия $1-\alpha$.

Распределение хи-квадрат

Решение. Обозначим несмещенную оценку дисперсии σ^2 при неизвестном μ через S^2 :

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \overline{X})^{2}.$$

Рассмотрим статистику

$$\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \overline{X}}{\sigma} \right)^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}.$$

Из некоторого общего факта (лемма Фишера) следует, что

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2.$$

Распределение хи-квадрат

Проводя все те же вычисления, что и в предыдущей задаче, мы получим:

$$\mathbb{P}\left(\frac{(n-1)S^2}{c_{1-\alpha/2}} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{c_{\alpha/2}}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{lpha/2}$ и $c_{1-lpha/2}$ уже квантили $\chi^2_{n-1}.$

Английский статистик Госсет, публиковавший научные труды под псевдонимом Стьюдент, ввёл следующее распределение.

Пусть X_0, X_1, \ldots, X_k независимы и имеют стандартное нормальное распределение $\mathcal{N}(0,1)$.

Распределением Стьюдента с k степенями свободы называется распределение случайной величины

$$Y = \frac{X_0}{\sqrt{\frac{X_1^2 + \dots + X_k^2}{k}}}$$

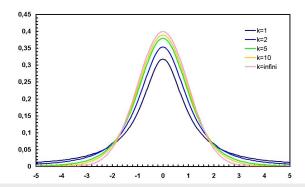
Обозначение: t_k или T_k .

Распределение Стьюдента

Плотность распределения Стьюдента с k степенями свободы:

$$f(u) = \frac{\Gamma(\frac{k+1}{2})}{\sqrt{k\pi}\Gamma(\frac{k}{2})} \left(1 + \frac{u^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}},$$

где $\Gamma(u)$ — гамма-функция Эйлера (специальная функция).



Задача

Пусть X_1, \ldots, X_n — выборка из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ с неизвестными параметрами $\mu \in \mathbb{R}$ и $\sigma^2 > 0$.

Построить точный доверительный интервал для параметра μ уровня доверия $1-\alpha$.

В данной модели можно показать, что

$$\frac{\sqrt{n}(\overline{X}-\mu)}{S}\sim t_{n-1},$$

где, напомним, S^2 — несмещенная оценка дисперсии,

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \overline{X})^{2}.$$

Поэтому

$$\mathbb{P}\left(-c_{1-\alpha/2} < \frac{\sqrt{n}(\overline{X} - \mu)}{S} < c_{1-\alpha/2}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{1-\alpha/2}$ — квантиль t_{n-1} (так как распределение Стьюдента симметрично, то $c_{\alpha/2} = -c_{1-\alpha/2}$).

Разрешив неравенство, получим

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} - \frac{c_{1-\alpha/2}S}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{X} + \frac{c_{1-\alpha/2}S}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha.$$

Доверительные интервалы в нормальной модели

Резюме. Пусть $X_1, ..., X_n$ — выборка из $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.

ightharpoonup доверительный интервал для μ при известном σ^2 :

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} - \frac{c_{1-\alpha/2}\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{X} + \frac{c_{1-\alpha/2}\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{1-\alpha/2}$ — квантиль распределения $\mathcal{N}(0,1)$.

ightharpoonup доверительный интервал для μ при неизвестном σ^2 :

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} - \frac{c_{1-\alpha/2}S}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{X} + \frac{c_{1-\alpha/2}S}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{1-\alpha/2}$ — квантиль распределения t_{n-1} .

Доверительные интервалы в нормальной модели

Резюме. Пусть $X_1, ..., X_n$ — выборка из $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.

ightharpoonup доверительный интервал для σ^2 при известном μ :

$$\mathbb{P}\left(\frac{nS_o^2}{c_{1-\alpha/2}} < \sigma^2 < \frac{nS_o^2}{c_{\alpha/2}}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{lpha/2}$ и $c_{1-lpha/2}$ — квантили распределения χ^2_n .

lacktriangle доверительный интервал для σ^2 при неизвестном μ :

$$\mathbb{P}\left(\frac{(n-1)S^2}{c_{1-\alpha/2}} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{c_{\alpha/2}}\right) = 1 - \alpha,$$

где $c_{\alpha/2}$ и $c_{1-\alpha/2}$ — квантили распределения χ^2_{n-1} .

Бутстрэп

Спасибо за внимание!