Введение в математическую статистику. Оценивание характеристик распределения.

Леонид Иосипой

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

9 июня 2021

• Повторение

• Оценивание параметров распределения (продолжение)

• Оценивание характеристик распределения

1. Задача оценивания параметров распределения.

В статистике данные часто рассматриваются как реализация выборки из некоторого распределения, известного с точностью до одного или нескольких параметров. Будем оценивать параметры по выборке:

- x_1, \ldots, x_n это известные числа, реализация выборки (независимые и одинаково распределенные случайные величины) из функции распределения $F_{\theta}(u)$;
- $\theta \in \Theta$ это неизвестный параметр, Θ диапазон его возможных значений, а $\{F_{\theta}(u), \theta \in \Theta\}$ семейство функций распределения;
- ▶ задача состоит в том, чтобы оценить (восстановить) θ по реализации выборки x_1, \ldots, x_n наиболее точно.

1. Задача оценивания параметров распределения.

Оценка $\widehat{\theta}(x_1,...,x_n)$ — это функция от n переменных. Подставляя в оценку $\widehat{\theta}$ реализацию выборки $x_1,...,x_n$, мы получим число — оценку неизвестного параметра θ .

2. Свойства оценок.

Оценка $\widehat{\theta}(x_1,\ldots,x_n)$ параметра θ называется несмещенной, если

 $\mathbb{E}_{ heta}\left[\widehat{ heta}(X_1,\ldots,X_n)
ight]= heta$ для всех $heta\in\Theta$.

Несмещенность означает, что при многократном вычислении оценки на разных наборах данных среднее арифметическое полученных оценок будет стремится к истинному значению параметра θ .

2. Свойства оценок.

Оценка $\widehat{\theta}(x_1,\ldots,x_n)$ параметра θ называется состоятельной, если для всех $\theta \in \Theta$

$$\widehat{ heta}(X_1,\ldots,X_n)\stackrel{\mathbb{P}_{ heta}}{ o} heta$$
 при $n o\infty$.

Состоятельность оценки означает концентрацию оценки около истинного значения параметра с ростом размера выборки n (что устремив $n \to \infty$, оценка сойдется к истинному значению параметра θ).

3. Методы получения оценок.

Основная идея любого метода построения оценок: чтобы оценить d неизвестных параметров модели, нам необходимо составить d уравнений на них.

Метод моментов: *d* уравнений на неизвестные параметры получаются приравниваем теоретических моментов к их эмпирическим аналогам.

3. Методы получения оценок.

(Теоретическим) моментом k-го порядка случайной величины X называется величина

$$A_k = \mathbb{E}[X^k].$$

Выборочным моментом k-го порядка случайной величины X называется величина

$$a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k.$$

Метод максимального правдоподобия: чтобы оценить d неизвестных параметров модели, нам необходимо найти максимум функции правдоподобия (то есть найти частные производные по d параметрам и приравнять их к нулю).

Так как распределение известно с точностью до θ :

- будем обозначать через $\mathbb{P}_{\theta}(X = u)$ вероятность принять какое-то значение в дискретном случае;
- будем обозначать плотность распределения через $f_{\theta}(u)$ в непрерывном случае.

Введем величину:

$$p(u, heta) = egin{cases} \mathbb{P}_{ heta}(X = u) & ext{в дискретном случае,} \ f_{ heta}(u) & ext{в непрерывном случае.} \end{cases}$$

Функцией правдоподобия называется величина:

$$L(\theta) = p(x_1, \theta) \cdot \ldots \cdot p(x_n, \theta).$$

В дискретном случае $L(\theta)$ равна вероятности получить реализацию x_1, \ldots, x_n выборки при заданном θ .

В общем случае $L(\theta)$ характеризует вероятность получить реализацию x_1, \ldots, x_n выборки при заданном θ .

В качестве оценки параметра θ разумно взять наиболее правдоподобное значение, которое получается при максимизации функции $L(\theta)$.

Это и будет оценкой максимального правдоподобия.

Замечание. Часто проще искать точку максимума функции $\ln L(\theta)$, которая совпадает с максимумом $L(\theta)$ в силу монотонности логарифма.

Замечание. В случае, если функция $L(\theta)$ не является непрерывно дифференцируемой, необходимо дополнительно анализировать окрестности точек разрыва.

Задача

Пусть x_1, \ldots, x_n — реализация выборки из распределения Бернулли $\text{Ber}(\theta)$ с неизвестным параметром успеха $\theta \in [0,1]$. Оценить θ с помощью метода максимального правдоподобия.

Решение. Найдем сначала функцию правдоподобия:

$$p(u,\theta) = \mathbb{P}_{\theta}(X=u) = egin{cases} 1- heta & ext{для } u=0, \ heta & ext{для } u=1, \end{cases} = (1- heta)^{1-u} heta^u,$$
 $L(heta) = p(x_1,\theta) \cdot \ldots \cdot p(x_n,\theta) = (1- heta)^{n-\sum_{i=1}^n x_i} \cdot heta^{\sum_{i=1}^n x_i}.$

Найдем логарифм функции правдоподобия:

$$\ln L(\theta) = \left(n - \sum_{i=1}^{n} x_i\right) \ln(1 - \theta) + \sum_{i=1}^{n} x_i \ln \theta.$$

Дифференцируя ее по θ , получаем

$$(\ln L(\theta))' = -\frac{n - \sum_{i=1}^{n} x_i}{1 - \theta} + \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{\theta}.$$

Приравняем производную к нулю:

$$\frac{n-\sum_{i=1}^{n}x_i}{1-\theta}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_i}{\theta}.$$

Откуда

$$\widehat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

Задача

Пусть x_1, \ldots, x_n — реализация выборки из экспоненциального распределения $\text{Exp}(\theta)$ с неизвестным параметром $\theta > 0$. Оценить θ с помощью метода максимального правдоподобия.

Решение. Найдем сначала функцию правдоподобия:

$$p(u,\theta) = f_{\theta}(u) = \begin{cases} \theta e^{-\theta u}, & u \ge 0, \\ 0, & u < 0. \end{cases}$$

$$L(\theta) = p(x_1, \theta) \cdot \ldots \cdot p(x_n, \theta) = \theta^n e^{-\theta \sum_{i=1}^n x_i},$$

где мы воспользовались тем, что $x_i \ge 0$ для всех $i = 1, \ldots, n$.

Перейдем к логарифму функции правдоподобия:

$$\ln L(\theta) = n \ln \theta - \theta \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

Приравняем производную к нулю:

$$\frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^{n} x_i = 0.$$

Получим следующую оценку:

$$\widehat{\theta}(x_1,\ldots,x_n)=\frac{1}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i}.$$

Свойства оценок

Какими свойствами обладают оценки, полученные методом моментов?

При некоторых условиях на регулярность модели:

- ▶ Возможная смещённость
- Состоятельность

Свойства оценок

Какими свойствами обладают оценки, полученные методом максимального правдоподобия?

При некоторых условиях на регулярность модели:

- Возможная смещённость
- Состоятельность
- Асимптотическая эффективность
 - Это означает, что дисперсия при $n \to \infty$ является наименьшей возможной среди многих других оценок.

Теперь допустим нам дана реализация выборки x_1, \ldots, x_n из некоторого распределения, о котором мы ничего не знаем.

Как оценить характеристики этого распределения?

Начнем с характеристик, которые называются «средними».

Теоретическое среднее	Выборочное среднее
Математическое ожидание:	Выборочное среднее:
$\mathbb{E}[X]$	$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$

Теоретическое среднее

Теоретическая медиана:

$$X_{1/2}$$
,

которая определяется как решение уравнения

$$F(x_{1/2})=\frac{1}{2},$$

где F(u) — функция распределения.

Выборочное среднее

Выборочная медиана:

MED =
$$\begin{cases} x_{(k+1)}, & n = 2k + 1, \\ (x_{(k)} + x_{(k+1)})/2, & n = 2k. \end{cases}$$

Здесь

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \ldots \leq x_{(n)}$$

это так называемый вариационный ряд, состоящий из упорядоченных по возрастанию элементов реализации выборки x_1, \ldots, x_n .

Теоретическое среднее

Теоретическая мода:

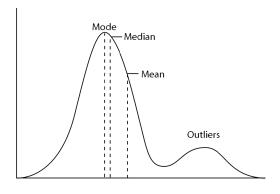
- В дискретном случае значение, которое принимаются с наибольшей вероятностью.
- В непрерывном случае точка максимума функции плотности.

Выборочное среднее

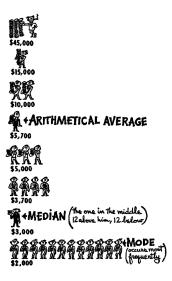
Выборочная мода:

- В дискретном случае самое распространенное значение реализации выборки.
- ▶ В непрерывном случае нет.

Оценка среднего



Оценка среднего



Как оценивать другие характеристики?

Допустим, мы хотим оценить $\mathbb{E}[g(X)]$, где X — случайная величина, из распределения которой получена выборка, а $g: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ — некоторая (известная) функция.

Это можно сделать с помощью оценки Монте-Карло:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n g(x_i).$$

Повторени

Оценивание характеристик распределения

Примеры:

1. Математическое ожидание:

$$\mathbb{E}[X] \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

2. Моменты старшего порядка: для k > 1

$$\mathbb{E}[X^k] \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k.$$

3. Более сложные функции. Например:

$$\mathbb{E}[X^3 \sin(X) \log(X)] \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^3 \sin(x_i) \log(x_i).$$

Оценки Монте-Карло являются хорошими: они обладают несмещенностью и состоятельностью.

1. Несмещенность:

$$\mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n g(X_i)\right] = \frac{1}{n}\Big(\mathbb{E}[g(X_1)] + \dots \mathbb{E}[g(X_n)]\Big) = \mathbb{E}[g(X)].$$

2. Состоятельность: согласно закону больших чисел

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n g(X_i) \quad \stackrel{\mathbb{P}}{\longrightarrow} \quad \mathbb{E}[g(X)].$$

А как на основе реализация выборки x_1, \ldots, x_n из некоторого распределения X оценить дисперсию Var(X)? Или какой-то другой центральный момент?

Если бы математическое ожидание $\mathbb{E}[X]$ было бы известным, можно было бы воспользоваться оценкой Монте-Карло:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (x_i - \mathbb{E}[X])^2.$$

Но что делать, если $\mathbb{E}[X]$ неизвестно?

Plug-in principle 1: если оценка некоторой характеристики требует знания каких-то других неизвестных характеристик, то можно попробовать подставить в оценку вместо неизвестных характеристик их оценки.

При этом, естественно, нет никаких гарантий, что у полученной оценки несмещенность и состоятельность сохранятся.

Обозначим оценку для математического ожидания через \overline{x} ,

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

Подставим ее в оценку для дисперсии, которая была выше:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2.$$

Данная оценка будет состоятельной, но смещенной: она оценивает не Var(X), а $\frac{n-1}{n} Var(X)$.

Оценка дисперсии

Действительно, используя свойства мат. ожидания, получаем:

$$\mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\overline{X})^{2}\right] = \mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}^{2} - \frac{1}{n^{2}}\sum_{i,j=1}^{n}X_{i}X_{j}\right]$$

$$= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}[X_{i}^{2}] - \frac{1}{n^{2}}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}[X_{i}^{2}] - \frac{1}{n^{2}}\sum_{i\neq j}^{n}\mathbb{E}[X_{i}]\mathbb{E}[X_{j}]$$

$$= \mathbb{E}[X^{2}] - \frac{1}{n}\mathbb{E}[X^{2}] - \frac{n-1}{n}(\mathbb{E}X)^{2}$$

$$= \frac{n-1}{n}\operatorname{Var}(X).$$

Смещение можно исправить, умножив оценку на дробь, обратную к $\frac{n-1}{n}$. Получим несмещенную оценку дисперсии S^2 :

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

Plug-in principle 2: если необходимо оценить какую-то функцию от нескольких неизвестных характеристик, то можно подставить оценки характеристик в эту функцию.

Опять же, никаких гарантий, что мы получим «хорошую» оценку, нет. Построенные оценки, скорее всего, придется корректировать, как и в случае с дисперсией.

Например, оценкой стандартного отклонения по смещённой дисперсии является:

$$\widehat{\sigma}_b = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2}.$$

А по несмещённой дисперсии:

$$\widehat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}.$$

Обе оценки являются смещенными.

Оценка коэффициента асимметрии

$$\gamma_1 = \frac{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}X)^3]}{(\mathsf{Var}(X))^{3/2}}$$

такая

$$\widehat{\gamma}_{1} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{3}}{\left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}\right)^{3/2}}.$$

Эта оценка тоже является смещенной.

Повторени

Оценивание характеристик распределения

Оценка коэффициента эксцесса

$$\gamma_2 = \frac{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}X)^4]}{(\mathsf{Var}(X))^2}$$

такая

$$\widehat{\gamma}_{2} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{4}}{\left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}\right)^{2}}.$$

Эта оценка тоже является смещенной.

Спасибо за внимание!