

Математическая Статистика

17 марта 2014 г.

Глава 1

ОСНОВЫ

1.1 Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин

x_1, \dots, x_n — независимые одинаково распределённые случайные величины с неизвестной функцией распределения F . Логично, что вероятность выпадения каждого x_k (вероятность того, что наугад взятый из выборки x будет равен x_k) одинакова

$$P(x = x_k) = \frac{1}{n}$$

Цель — найти F или сказать что-то о её свойствах.

1.1.1 Эмпирическая функция распределения

Определение 1.1.1 (Эмпирическая функция распределения). Эмпирической (выборочной) функцией распределения, построенной по выборке x_1, \dots, x_n называется функция

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \leq x)$$

Теорема 1.1.1. Неизвестная функция распределения $F(x)$ может быть сколь угодно точно восстановлена по выборке достаточно большого объёма [1, стр. 25].

$$\mathbb{P}\left(F_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} F(x)\right) = 1$$

Доказательство. Вспомним, чему равна эмпирическая функция распределения

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \leq x)$$

Заметим, что индикаторы $\mathbb{1}(x_k \leq x)$ являются независимыми одинаково распределёнными случайными величинами, а функцию распределения $F(x)$ можно записать следующим образом

$$F(x) = \mathbb{P}\{x_1 \leq x\} = M\mathbb{1}(x_1 \leq x)$$

Так как эмпирическая функция распределения является средним арифметическим индикаторов, то по усиленному закону больших чисел она сходится к неизвестной функции распределения почти наверное при устремлении длины выборки к бесконечности

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \leq x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} M\mathbb{1}(x_1) = F(x)$$

Теорема доказана

$$F_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} F(x)$$

□

1.1.2 Гистограмма

Как можно попытаться отследить плотность распределения? Постараемся найти функцию распределения, а потом и плотность.

Допустим, F имеет хорошую (непрерывную) плотность. Как тогда из F получить p ?

Мы знаем, что $F' = p$, но это никому не нужно, так как F'_n — производная ступенчатой функции, которая почти везде будет равна нулю.

Но также мы помним, что

$$F(b) - F(a) = \int_a^b p(x) dx$$

Положим $a = x$ и введём $\Delta_x = b - x$

$$F(x + \Delta_x) - F(x) = \int_x^{x+\Delta} p(y) dy$$

Делим обе части на Δ_x .

$$\frac{1}{\Delta_x} \cdot \int_x^{x+\Delta_x} p(y) dy = \frac{F(x + \Delta_x) - F(x)}{\Delta_x}$$

Несложно заметить, что при достаточно малых значениях Δ_x получаем плотность распределения $p(x)$

$$\frac{\Delta F(x)}{\Delta_x} \xrightarrow{\Delta_x \rightarrow 0} \frac{dF(x)}{dx} = p(x)$$

Значит, можем заменить $p(x)$ не производной, а такой разностью.

$$p(x) \approx \frac{F(x + \Delta) - F(x)}{\Delta}$$

Возьмём выборку из m случайных величин в порядке возрастания a_1, \dots, a_m , обозначим отрезки $I_j = [a_{j-1}, a_j]$ и введём функцию $q(y)$

$$q(y) = \sum_{j=1}^m \frac{F(a_j) - F(a_{j-1})}{a_j - a_{j-1}} \cdot \mathbb{1}(y \in I_j)$$

1.1. Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин

Теперь введём последовательность функций $q_n(y)$ и видим, что она сходится к $q_n(y)$ почти наверное согласно закону больших чисел, а та в свою очередь имеет сходимость порядка $\frac{1}{n}$ к плотности распределения $p(y)$ гистограмма

$$q_n(y) = \sum_{j=1}^m \frac{F_n(a_j) - F_n(a_{j-1})}{a_j - a_{j-1}} \cdot \mathbb{1}(y \in I_j) \quad (1.1)$$

Отметим, что q_n сходится к q почти наверное, а q в свою очередь сходится к p

$$q_n(y) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} q(y) \xrightarrow[m \rightarrow \infty]{} p(y)$$

Функция q_n называется **гистограммой**.

Избавимся от a_j в формуле, а для этого вспомним, чему равно $F_n(x)$

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \leq x)$$

Теперь посмотрим, чему равна разность $F_n(a_j) - F_n(a_{j-1})$, которая, как мы видим, является вероятностью того, что x попало в отрезок I_j

$$\begin{aligned} F_n(a_j) - F_n(a_{j-1}) &= \\ &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \leq a_j) - \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1}) \end{aligned}$$

Сгруппируем слагаемые и получим чуть более компактную запись разности

$$\begin{aligned} F_n(a_j) - F_n(a_{j-1}) &= \\ &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n [\mathbb{1}(x_k \leq a_j) - \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1})] \end{aligned} \quad (1.2)$$

Рассмотрим возможные значения индикаторов

Если оба индикатора равны единице, это значит, что x_k не больше a_j и не больше a_{j-1} . Поскольку $a_{j-1} \leq a_j$, то можно обойтись тем, что $x \leq a_{j-1}$

$$\begin{aligned} \begin{cases} \mathbb{1}(x_k \leq a_j) = 1 \\ \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1}) = 1 \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} &\Rightarrow \begin{cases} x_k \leq a_j \\ x_k \leq a_{j-1} \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} \\ &\Rightarrow x_k \leq a_{j-1} \leq a_j \Rightarrow x_k \leq a_{j-1} \end{aligned}$$

Такая ситуация, что x больше, чем a_j , но не больше, чем a_{j-1} , невозможна, так как a_{j-1} не больше, чем a_j , а признать возможной такое положение дел ($a_j < x_k \leq a_{j-1}$) означало бы то, что $a_j < a_{j-1}$

$$\begin{aligned} \begin{cases} \mathbb{1}(x_k \leq a_j) = 0 \\ \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1}) = 1 \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} &\Rightarrow \begin{cases} x_k > a_j \\ x_k \leq a_{j-1} \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} \\ &\Rightarrow \begin{cases} a_j < x_k \leq a_{j-1} \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} \end{aligned}$$

Если оба индикатора равны нулю, то это значит, что x строго больше как a_j , так и a_{j-1} . Опять же, поскольку $a_{j-1} \leq a_j$, то достаточно сказать, что $x > a_j$.

$$\begin{aligned} \begin{cases} \mathbb{1}(x_k \leq a_j) = 0 \\ \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1}) = 0 \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} &\Rightarrow \begin{cases} x_k > a_j \\ x_k > a_{j-1} \\ a_j \geq a_{j-1} \end{cases} \\ &\Rightarrow x_k > a_j \geq a_{j-1} \Rightarrow x_k > a_j \end{aligned}$$

Если же x больше, чем a_{j-1} , но не больше, чем a_j , то x попадает в полуинтервал $(a_{j-1}, a_j]$

$$\begin{aligned} \begin{cases} \mathbb{1}(x_k \leq a_j) = 1 \\ \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1}) = 0 \\ a_{j-1} \leq a_j \end{cases} &\Rightarrow \begin{cases} x_k \leq a_j \\ x_k > a_{j-1} \\ a_j \geq a_{j-1} \end{cases} \\ &\Rightarrow a_{j-1} < x_k \leq a_j \end{aligned}$$

Вспомним формулу (1.2)

$$\begin{aligned} F_n(a_j) - F_n(a_{j-1}) &= \\ &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n [\mathbb{1}(x_k \leq a_j) - \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1})] \end{aligned}$$

Очевидно, что нас интересуют те пары, разность которых не равна нулю. Это значит, что те случаи, когда $x > a_j$ или $x \leq a_{j-1}$, нас не интересуют. Поскольку такой случай, что $a_j < x \leq a_{j-1}$ невозможен, то его тоже отбросим. Значит, остался только тот вариант, когда x попадает в полуинтервал $(a_{j-1}, a_j]$

$$\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n [\mathbb{1}(x_k \leq a_j) - \mathbb{1}(x_k \leq a_{j-1})] = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \in (a_{j-1}, a_j])$$

Пренебрегаем тем, что у нас полуинтервал, и будем считать, что вероятность попадания x чётко на границу интервала пренебрежимо мала и заменим индикатор на более удобный.

$$\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \in (a_{j-1}, a_j]) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \in I_j)$$

Получаем компактную запись для разности функций распределения

$$F_n(a_j) - F_n(a_{j-1}) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \in I_j) \quad (1.3)$$

Вернёмся к уравнению (1.1)

$$q_n(y) = \sum_{j=1}^m \frac{F_n(a_j) - F_n(a_{j-1})}{a_j - a_{j-1}} \cdot \mathbb{1}(y \in I_j)$$

1.1. Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин 7

Воспользовавшись тем, что $(a_j - a_{j-1})$ — длина отрезка I_j , а разность $F_n(a_j) - F_n(a_{j-1})$ была только что компактизирована, получаем такую формулу

$$q_n(y) = \sum_{j=1}^m \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \in I_j) \cdot \frac{1}{|I_j|} \cdot \mathbb{1}(y \in I_j)$$

Упростим формулу. Введём функцию $\nu_j(X)$ [1, стр. 68], которая считает количество элементов выборки $X = x_1, \dots, x_n$, попавших в интервал I_j . Это будет сумма индикаторов того, что элемент x_k попал в интервал I_j

$$\nu_j(X) = \sum_{x \in X} \mathbb{1}(x \in I_j) = \sum_{k=1}^n \mathbb{1}(x_k \in I_j)$$

Поскольку $\mathbb{1}(y \in I_j)$ зависит от j и не зависит от k , то его можно перенести во внешнюю сумму. Получаем следующую формулу

$$q_n(y) = \sum_{j=1}^m \frac{\mathbb{1}(y \in I_j)}{n \cdot |I_j|} \cdot \nu_j(X)$$

У этой суммы только один ненулевой элемент, так как y может попасть только в один отрезок (пренебрегаем возможностью его попадания на границу между двумя отрезками). Тогда обозначим номер отрезка, в который попал y , как k , а функцию $q_n(y)$ как q_n^k

$$q_n^k = \frac{\nu_k(X)}{n \cdot |I_k|} \quad (1.4)$$

Что мы тут видим? Теперь k — номер “столбика” гистограммы (номер интересующего нас отрезка — номер отрезка, в который попал y).

“Высота” столбика (значение функции на определённом отрезке) пропорциональна количеству элементов, попавших в этот отрезок (что логично). Кроме того, происходит деление на общее количество элементов, которое возникло, чтобы $q(y)$ сходилось к $p(y)$.

Делителю же $|I_k|$ отведена особая роль — он предотвращает искажение гистограммы при различных длинах отрезков. Получается, что, чем длиннее отрезок, тем ниже столбик, так как элементы более “размазаны” по отрезку — тоже логично.

Если рассматривать значение функции как высоту прямоугольника, а длину отрезка как его ширину (графически это изображается именно так), то оказывается, что отношение количества элементов, попавших в отрезок, к количеству всех элементов выборки (вероятность того, что случайно взятый элемент из выборки попадёт в k -ый отрезок [1, стр. 24]) яется площадью прямоугольника

$$S_k = \frac{\nu_k(X)}{n} = \mathbb{P}_n(x \in I_k)$$

Введём замену в формуле (1.4) и умножим обе части на длину отрезка

$$\mathbb{P}_n(x \in I_k) = q_n^k \cdot |I_k|$$

Если устремить количество отрезков к бесконечности ($m \rightarrow \infty$), то каждый отрезок будет сжиматься в точку. При этом вероятность попадания x

неизвестный параметр
статистика
оценка

в отрезок будет стремиться к вероятности попадания x в точку y . Введём обозначения $|I_j| = \delta$, $I_j = \Delta_y$

$$\mathbb{P}_n(x = y) \approx \mathbb{P}_n(x \in \Delta_y) = q_n(y) \cdot \delta, \quad m \rightarrow \infty$$

Очень напоминает ситуацию с плотностью распределения непрерывной случайной величины ξ

$$\mathbb{P}(\xi = x) \approx p(x) \cdot \delta, \quad \delta \rightarrow 0$$

Нужно отметить, что количество элементов выборки должно стремиться к бесконечности ($n \rightarrow \infty$), так как плотность может быть лишь у непрерывных случайных величин. Чем больше будет элементов, тем плотнее они будут стоять на числовой прямой.

1.1.3 Оценка неизвестных параметров

Снова у нас есть x_1, \dots, x_n — выборка из распределения F_θ , где θ — неизвестный параметр из множества Θ

Пример 1.1.1. Имеем нормальное распределение с известным СКО $\sigma = 1$ и неизвестным математическим ожиданием a — $N(a, 1)$. Тогда θ — математическое ожидание a

Пример 1.1.2. Есть нормальное распределение, в котором неизвестны оба параметра. Тогда θ будет парой (a, σ)

Главный вопрос — определение основных параметров распределения выборки.

Определение 1.1.2 (Статистика). Статистикой называют функцию S от выборки $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$

$$S(X) = S(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

Определение 1.1.3 (Оценка). Статистику, значение которой заменяет неизвестный параметр, называют оценкой

Пример 1.1.3. Предположим, что выборка сделана из распределения Бернулли, то есть $\{x_i\}$ — набор одинаково распределённых случайных величин, причём

$$x_i = \begin{cases} 1, & p \\ 0, & 1 - p \end{cases}$$

Тогда неизвестный параметр — величина p (вероятность удачного эксперимента)

$$\theta = p \in [0; 1] = \Theta$$

Введём разные оценки \hat{p}

$$\hat{p}_1 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k$$

$$\hat{p}_2 = x_1$$

$$\hat{p}_3 = \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{\lfloor \frac{n}{2} \rfloor} x_k$$

1.1. Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин⁹

Замечание: Поскольку \hat{p} — случайная величина, то может оказаться, что она не равна настоящему параметру p

$$\mathbb{P}\{\hat{p} = p\} = 0$$

оценка! состоятельная
оценка! сильно
состоятельная
оценка! несмещённая

1. Возникает мысль о том, что разность $\hat{p} - p$ должна быть “маленькой”. Например, чтобы $M(\hat{p} - p)^2$ было самое маленькое из возможных.
2. Также логично желать того, чтобы оценка \hat{p} сходилась к истинному значению параметра p по вероятности ($\hat{p} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathbb{P}} p$) или почти всюду ($\hat{p} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} p$)
3. При многократном повторении эксперимента даже самая (на первый взгляд) плохая оценка может оказаться полезной

$$M\hat{p}_1 = p$$

$$M\hat{p}_2 = p$$

$$M\hat{p}_3 = p$$

Например, если целый год каждый день дают набор чисел, а статистик считает значение параметра p с помощью оценки \hat{p} , то в среднем за год у него получится величина, близкая к истинному p .

Определение 1.1.4 (Состоятельная оценка). Оценка $\hat{\theta}$ называется *состоятельной*, если стремится к истинному значению θ по вероятности

$$\hat{\theta} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathbb{P}} \theta$$

Определение 1.1.5 (Сильно состоятельная оценка). Оценка $\hat{\theta}$ называется *сильно состоятельной*, если стремится к истинному значению θ почти наверное

$$\hat{\theta} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} \theta$$

Пример 1.1.4. Оценка \hat{p}_1 из прошлого примера является сильно состоятельной.

Определение 1.1.6 (Несмещённая оценка). Оценка $\hat{\theta}$ *несмещённая*, если

$$\forall \theta \in \Theta : M_{\theta} \hat{\theta} = \theta$$

Замечание 1. Несмещённая оценка существует не всегда

Определение 1.1.7. Несмещённая оценка $\hat{\theta} \in K$ называется *оптимальной* (эффективной [1, стр. 130]) в классе квадратично интегрируемых оценок K , если для всякой другой несмещённой оценки $\tilde{\theta} \in K$

$$D_{\theta} \hat{\theta} \leq D_{\theta} \tilde{\theta}, \quad \forall \theta \in \Theta$$

или же

$$M_{\theta} (\hat{\theta} - \theta)^2 \leq M_{\theta} (\tilde{\theta} - \theta)^2, \quad \forall \theta \in \Theta$$

Пример 1.1.5. Сравним \hat{p}_1 и \hat{p}_3

$$D_p \hat{p}_1 = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot p \cdot (1-p) = \frac{p \cdot (1-p)}{n}$$

$$D_p \hat{p}_3 = \frac{2 \cdot p \cdot (1-p)}{n}$$

1.1.4 Выборочные оценки. Метод моментов

Как восстановить неизвестный параметр $\theta \in \Theta$, имея и так далее функцию распределения $F_\theta(x)$?

Вспомним распределения и их параметры

1. Нормальное распределение $N(a, \sigma^2)$. В нём параметр a является средним, а параметр σ^2 — дисперсией
2. Пуассоновское распределение $Poi(\lambda)$. Тут параметр λ является и средним, и дисперсией
3. Экспоненциальное распределение $Exp(\lambda)$. $\frac{1}{\lambda}$ — среднее, $\frac{1}{\lambda^2}$ — дисперсия

И так далее. . .

Как правило, неизвестный параметр θ можно искать следующим образом:

$$\exists \varphi \in C(\mathbb{R}) : \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF_\theta(x) = g(\theta)$$

Значит, у нас есть уравнение для поиска оценки $\hat{\theta}$

$$g(\hat{\theta}) = \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF_n(x) \quad (1.5)$$

Пример 1.1.6. Если θ — среднее, то $\varphi(x) = x$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x dF_\theta(x) = \theta = g(\theta)$$

Теорема 1.1.2. Пусть функция $\varphi(x)$ в (1.5) ограничена и строго монотонная. Тогда оценка $\hat{\theta}$ существует и является сильно состоятельной.

Доказательство. Имеем формулу (1.5)

$$g(\hat{\theta}) = \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF_n(x)$$

Поскольку функция $g(\hat{\theta})$ непрерывна и монотонна, то она имеет обратную функцию $g^{-1} : g^{-1}(g(\hat{\theta})) = \hat{\theta}$.

1.1. Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин 11

Применим обратную функцию к обеим частям уравнения

выборочное среднее
выборочная дисперсия

$$\hat{\theta} = g^{-1} \left(\int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF_n(x) \right)$$

Поскольку выборочная функция распределения почти всюду равна неизвестной функции распределения при достаточно большом объеме выборки, то

$$\int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF(x)$$

Функция $g^{-1}(x)$ непрерывна

$$\hat{\theta} = g^{-1} \left(\int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF_n(x) \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} g^{-1} \left(\int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dF(x) \right) = \theta$$

Теорема доказана

$$\hat{\theta} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{a.s.} \theta$$

□

Определение 1.1.8 (Выборочное среднее). *Выборочное среднее обозначается через \bar{x} и считается по следующей формуле*

$$\bar{x} = \int_{\mathbb{R}} x dF_n(x)$$

Поскольку все элементы выборки равновероятны, получаем математическое ожидание дискретной равномерно распределённой случайной величины, принимающей n значений

$$\bar{x} = \int_{\mathbb{R}} x dF_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n x_k$$

Определение 1.1.9 (Выборочная дисперсия). *Выборочная дисперсия $\overline{\sigma^2}$ считается формуле*

$$\overline{\sigma^2} = \int_{\mathbb{R}} (x - \bar{x})^2 dF_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (x_k - \bar{x})^2$$

Литература

- [1] Боровков А. А. Математическая статистика. Санкт-Петербург: Лань, 2010. 705 с.

Предметный указатель

- функция распределения
 - эмпирическая, 3
 - неизвестная, 3
 - выборочная, 3
- гистограмма, 5
- неизвестный параметр, 8
- оценка, 8
 - несмещённая, 9
 - сильно состоятельная, 9
 - состоятельная, 9
- статистика, 8
- выборочная дисперсия, 11
- выборочное среднее, 11

Оглавление

1	Основы	3
1.1	Методы оценок характеристик распределения наблюдаемых случайных величин	3
1.1.1	Эмпирическая функция распределения	3
1.1.2	Гистограмма	4
1.1.3	Оценка неизвестных параметров	8
1.1.4	Выборочные оценки. Метод моментов	10