

Математическая статистика

13 июня 2020 г.

Содержание

1	Постановка задач математической статистики	2
1.1	Задачи теории вероятностей	2
1.2	Задачи математической статистики	2
2	Частота как оценка вероятности события и её свойства. Построение доверительного интервала для вероятности события на базе асимптотической нормальности частоты.	4
3	Постановка выборочной статистической модели. Точечная оценка параметра и характеристики.	6
4	Функции потерь и функции риска, состоятельность оценки характеристики, достаточное условие для состоятельности оценки.	7
5	Вид квадратичного риска в случае одномерной характеристики.	9
6	Постановка задачи доверительного оценивания, доверительный интервал.	10
7	Определение несмещенности и асимптотической нормальности оценки характеристики. Построение доверительного интервала для характеристики на базе асимптотической нормальности ее оценки.	11

1 Постановка задач математической статистики

Сравним задачи теории вероятностей и математической статистики

1.1 Задачи теории вероятностей

Заданы:

- Вероятностное пространство $\langle \Omega, \Sigma, P \rangle$.
- Случайная величина $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$.

Требуется получить различного рода характеристики величины X и величин, получающихся из X .

1.2 Задачи математической статистики

Определение. Статистическим экспериментом называется четверка

$$\langle \mathcal{X}, \mathcal{A}, P_\theta, \Theta \rangle.$$

Здесь:

- \mathcal{X} – множество наблюдений.
- \mathcal{A} – σ -алгебра подмножеств \mathcal{X} .
- P_θ – известная с точностью до неизвестного параметра θ вероятностная мера – закон распределения наблюдаемых данных.
- Θ – множество допустимых значений неизвестного параметра, то есть $\theta \in \Theta$.

Задачей математической статистики является получение той или иной информации о законе распределения наблюдаемых данных $P = P_\theta$.

Определение. Статистикой называется измеримая функция

$$f : \mathcal{X} \rightarrow A.$$

Для произвольного A .

Определение. Пусть

$$\bar{X} = \langle X_1, \dots, X_n \rangle.$$

Где $X_i \sim X$ – одинаково распределенные случайные величины. Соответствующая модель называется моделью независимой однородной выборки.

Определение. Гипотезой H называется подмножество Θ :

$$H \subseteq \Theta.$$

Перечислим некоторые задачи математической статистики.

- Оценивание параметра θ или какой-либо функции $g(\theta)$, то есть построение статистики $\hat{g}: \mathcal{X} \rightarrow \Theta$. Оценивание может быть:
 - *точечным*, то есть указание численной оценки $g(\theta)$
 - *длительным*, то есть указание множества, с фиксированной вероятностью содержащего $g(\theta)$
- Проверка гипотез. Пусть имеется разбиение Θ на гипотезы: $\Theta = \bigsqcup_{n \in N} H_n$. Тогда проверкой гипотезы назовем построение *теста (критерия)*, то есть отображения

$$\varphi: \mathcal{X} \rightarrow N.$$

Которое по наблюдению выдает номер гипотезы, которому это наблюдение “соответствует”.

Естественно, перечисленные задачи можно оценивать с точки зрения качества. В этом смысле всегда требуется с точки зрения какой-либо метрики построить “лучшую” оценку.

2 Частота как оценка вероятности события и её свойства. Построение доверительного интервала для вероятности события на базе асимптотической нормальности частоты.

Теорема 2.1. (Яков, Бернулли)

Пусть имеется $\xi_i \sim \xi$ – последовательность одинаково распределенных и попарно независимых случайных величин. Пусть

$$\bar{\xi}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i = \frac{k_n}{n}.$$

Тогда

$$\bar{\xi}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} p.$$

Теорема 2.2. (Центральная предельная теорема, простейший вариант)

Пусть случайные величины $X_i \sim X$ независимы и одинаково распределены, причем $\exists E(X), D(X)$. Тогда для случайной величины

$$Y_n = \frac{\bar{X}_n - E(\bar{X}_n)}{\sigma(\bar{X}_n)}.$$

Верно:

$$F_{Y_n} \xrightarrow[\mathbb{R}]{} F_{N(0,1)}.$$

Теорема 2.3. (Свойства частоты как оценки p)

Пусть $\xi \sim B(p)$. Тогда

$$\hat{p} = \frac{k_n}{n}$$

Является несмещенной асимптотически нормальной оценкой p , то есть

$$E(\hat{p}) = p,$$

$$\sqrt{n} \cdot (\hat{p} - p) = Y_n \xrightarrow{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, \Delta^2(p)), \Delta^2(p) = p(1-p).$$

Доказательство.

- Покажем несмещенность:

$$E(\hat{p}) = E\left(\frac{k_n}{n}\right) = \frac{1}{n}np = p.$$

- Асимптотическая нормальность с нормирующим множителем $\Delta^2(p) = p(1-p)$ следует непосредственно из центральной предельной теоремы.

■

На базе асимптотической нормальности можно построить доверительный интервал. Проделаем это на примере частоты. Выпишем определение асимптотической нормальности:

$$Y_n = \frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{p} - p)}{\sqrt{p(1-p)}} \rightarrow N(0, 1).$$

Это буквально означает:

$$P_{n,\theta}(Y_n < t) \rightarrow F_{N(0,1)}(t).$$

Раскроем определение Y_n , возьмем его по модулю и воспользуемся квантилью:

$$P_{n,\theta} \left(\left| \frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{p} - p)}{\sqrt{p(1-p)}} \right| < t_\gamma \right) \rightarrow \gamma \iff P_{n,\theta} \left(\frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} t_\gamma + \hat{p} > p > -\frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} t_\gamma + \hat{p} \right) \rightarrow \gamma.$$

Здесь $\gamma = P(|\xi| < t_\gamma)$, $\xi \sim N(0, 1)$. Построим д

3 Постановка выборочной статистической модели. Точечная оценка параметра и характеристики.

Определение. Напомним, что *точечной оценкой* параметра θ или какой-либо функции $g(\theta)$ называют численную оценку этой величины.

Пусть \hat{g}_n является некоторой точечной оценкой $g = g(\theta)$.

Определение. \hat{g}_n называется *несмещенной*, если $E(\hat{g}_n) = g(\theta)$.

Определение. \hat{g}_n называется *состоятельной*, если $\hat{g}_n \xrightarrow{p} g(\theta)$ при $n \rightarrow \infty$.

Определение. \hat{g}_n называется *асимптотически нормальной*, если

$$\frac{\sqrt{n}(\hat{g}_n - g(\theta))}{\sigma(g(\theta))} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(0, 1).$$

Определение. \hat{g}_n называется *эффективной* в классе оценок K , если для любой другой оценки $\hat{g}_n^* \in K$ имеет место неравенство:

$$E(\hat{g}_n - g(\theta))^2 \leq E(\hat{g}_n^* - g(\theta))^2.$$

4 Функции потерь и функции риска, состоятельность оценки характеристики, достаточное условие для состоятельности оценки.

Определение. Оценкой $g(\theta)$ называется статистика вида

$$\hat{g}: \mathcal{X} \rightarrow g(\Theta).$$

Определение. Пусть $\hat{g}(\theta)$ – оценка $g(\theta)$. Тогда функцией потерь называется неотрицательная функция $l(\hat{g}, g(\theta))$, характеризующая “близость” оценки к настоящему значению.

Замечание. Обычно в качестве функции потерь рассматривают функцию вида

$$l(\hat{g}, g(\theta)) = \omega(\|\hat{g}, g(\theta)\|).$$

Здесь ω – неотрицательная монотонно возрастающая функция, $\omega(0) = 0$.

Замечание. l является случайной величиной.

Определение. Риском называется функция

$$R(\hat{g}, \theta) \stackrel{\text{def}}{=} E_{\theta}(l(\hat{g}, g(\theta))).$$

Замечание. Риск – функция параметра θ и способа оценивания \hat{g} .

Опишем самые важные для нас виды функции потерь и риска.

Определение. Определим функцию потерь индикатором отклонений:

$$l^{\delta}(\hat{g}, g(\theta)) = \omega^{\delta}(\|\hat{g}, g(\theta)\|).$$

Где

$$\omega(t) = \mathbb{1}_{\delta}(t) = \begin{cases} 0, & t < \delta \\ 1, & t \geq \delta \end{cases}.$$

Соответствующий риск будет вероятностью отклонения:

$$R^{\delta}(\hat{g}, \theta) = E_{\theta}(l^{\delta}(\hat{g}, g(\theta))) = 0 \cdot P_{\theta}(\|\hat{g} - g(\theta)\| < \delta) + 1 \cdot P_{\theta}(\|\hat{g} - g(\theta)\| \geq \delta) = P_{\theta}(\|\hat{g} - g(\theta)\| \geq \delta).$$

Определение. При асимптотическом подходе оценка называется *состоятельной*, если

$$\forall \delta > 0 \quad R^{\delta}(\hat{g}_n, \theta) = P_{n, \theta}(\|\hat{g}_n - g(\theta)\| \geq \delta) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

Или, что то же самое:

$$\hat{g}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P_{n, \theta}} g(\theta).$$

Определение. Квадратичной функцией потерь называется функция

$$l_2(\hat{g}, g(\theta)) = \|\hat{g} - g(\theta)\|^2.$$

Соответствующий ей риск называется квадратичным:

$$R_2(\hat{g}, \theta) = E_\theta(\|\hat{g} - g(\theta)\|^2).$$

Теорема 4.1. (Достаточное условие для состоятельности оценки)

$R_2(\hat{g}_n, \theta) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \implies$ оценка состоятельна.

Доказательство.

$$\begin{aligned} \forall \delta > 0 \quad R^\delta(\hat{g}_n, \theta) &= P(\|\hat{g}_n - g(\theta)\| \geq \delta) = P(\|\hat{g}_n - g(\theta)\|^2 \geq \delta^2) \\ &\leq \frac{E_\theta(\|\hat{g}_n - g(\theta)\|^2)}{\delta^2} = \frac{R_2(\hat{g}_n, \theta)}{\delta^2} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0. \end{aligned}$$

■

5 Вид квадратичного риска в случае одномерной характеристики.

Определение. Смещением оценки называется величина

$$b(\hat{g}, \theta) = g(\theta) - E_{\theta}(\hat{g}).$$

Определение. Оценка называется несмещенной, если $b(\hat{g}, \theta) = 0$.

Теорема 5.1. $R_2(\hat{g}, \theta) = D_{\theta}(\hat{g}) + b^2(\hat{g}, \theta)$.

Доказательство.

$$\begin{aligned} R_2(\hat{g}, \theta) &= E_{\theta}(\|\hat{g} - g(\theta)\|^2) = E_{\theta}(\hat{g} - E_{\theta}(\hat{g}) - (g(\theta) - E_{\theta}(\hat{g})))^2 \\ &= E_{\theta}(\hat{g} - E_{\theta}(\hat{g}))^2 + (g(\theta) - E_{\theta}(\hat{g}))^2 - \underbrace{2(g(\theta) - E_{\theta}(\hat{g}))(E_{\theta}\hat{g} - E_{\theta}\hat{g})}_0 \\ &= D_{\theta}(\hat{g}) + b^2(\hat{g}, \theta). \end{aligned}$$

■

Следствие 5.2. Для одномерных несмещенных оценок квадратичный риск в точности равен дисперсии оценки:

$$R_2(\hat{g}, \theta) = D_{\theta}(\hat{g}).$$

6 Постановка задачи доверительного оценивания, доверительный интервал.

При оценивании параметров или характеристик распределений мы в качестве результата получаем числовое значение $\hat{g}(X) \in g(\Theta)$. Такой способ оценивания мы называем *точечной оценкой*. Заранее не понятно, насколько результат соответствует действительности. Для того, чтобы можно было оценивать качество результата, нужно предъявлять не точку, а подмножество в $g(\Theta)$, содержащее в некотором смысле наиболее подходящие значения.

Задача доверительного оценивания ставится следующим образом: задана величина $\gamma \in (0, 1)$, называемая *уровнем надежности*. По заданному наблюдению X и значению надежности требуется построить доверительную область надежности.

Определение. Доверительной областью надежности называется $\tilde{G}_\gamma \subseteq G = g(\Theta)$, обладающая свойством:

$$\forall \theta \in \Theta P_\theta(g(\theta) \in \tilde{G}_\gamma) \geq \gamma.$$

То есть множество, с достаточной вероятностью содержащее оцениваемую величину.

Определение. В случае одномерной оценки чаще всего доверительные области надежности выбирают в виде промежутков, которые называются *доверительными интервалами*.

Определение. В асимптотическом случае (когда имеется последовательность оценок и статистических экспериментов) последовательность *асимптотических областей надежности* $\tilde{G}_{n,\gamma}$ задается условием:

$$\forall \theta \in \Theta \lim P_{n,\theta}(g(\theta) \in \tilde{G}_{n,\gamma}) \geq \gamma.$$

Определение. Аналогично задается последовательность асимптотических доверительных интервалов в случае одномерной характеристики.

7 Определение несмещенности и асимптотической нормальности оценки характеристики. Построение доверительного интервала для характеристики на базе асимптотической нормальности ее оценки.

Определение. Напомним, оценка называется *несмещенной*, если

$$b(\hat{g}, \theta) = g(\theta) - E_{\theta}(\hat{g}) = 0.$$

Определение. Последовательность оценок \hat{g}_n называется *асимптотически нормальной*, если

$$\sqrt{n} \cdot (\hat{g}_n - g(\theta)) = Y_n \xrightarrow{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, \Delta^2(\theta)).$$

Определение. Величина $\Delta(\theta)$ из определения асимптотически нормальной оценки называется *нормирующим множителем*.

Замечание. Определение асимптотически нормальной оценки можно переписать так:

$$\frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{g}_n - g(\theta))}{\Delta(\theta)} \xrightarrow{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, 1).$$

На базе асимптотической нормальности можно построить доверительный интервал. Выпишем определение асимптотической нормальности:

$$Y_n = \frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{g} - g(\theta))}{\Delta(\theta)} \rightarrow N(0, 1).$$

Это буквально означает:

$$P_{n,\theta}(Y_n < t) \rightarrow F_{N(0,1)}(t).$$

Раскроем определение Y_n , возьмем его по модулю и воспользуемся квантилью:

$$P_{n,\theta}\left(\left|\frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{g} - g(\theta))}{\Delta(\theta)}\right| < t_{\gamma}\right) \rightarrow \gamma \iff P_{n,\theta}\left(\frac{\Delta(\theta)}{\sqrt{n}}t_{\gamma} + \hat{g} > g(\theta) > -\frac{\Delta(\theta)}{\sqrt{n}}t_{\gamma} + \hat{g}\right) \rightarrow \gamma.$$

Здесь $\gamma = P(|\xi| < t_{\gamma})$, $\xi \sim N(0, 1)$.