Математическая статистика

16 октября 2023

1 задача:

При уровне значимости $\alpha=0,05$ проверить гипотезу $H_0:a=100,$ против альтернативной гипотезы $H_1:a\neq 100.$

 Гипотеза о среднем нормальной совокупности при неизвестной дисперсии:

Возьмём
$$K = \sqrt{n} \frac{\overline{x} - a_0}{S}$$

Для уровня значимости α найдём t такую, что

$$P(|t_{n-1}| \geqslant t) = \alpha$$

t – квантиль уровня α двустороннего распределения $|T_{n-1}|$.

$$t = \text{СТЬЮДЕНТ.ОБР.2X}(\alpha; n-1) = 2,01$$

$$|K| = 2,51$$

 $|K| \geqslant t$ – значит, принимаем гипотезу H_1 .

2 задача:

В точке (0,1) находится источник излучения, равномерно испускающий частицы во все стороны. При пересечении с осью OX частица регистрируется. Случайная величина ξ – точка пересечения частицы с осью OX. Найти её закон распределения $F_{\xi}(x)$ и вычислить математическое ожидание $E\xi$.

$$\varphi$$
 – угол
$$F\xi(x) = P(\xi < x) = P(-\frac{\pi}{2} < \varphi < \arctan(x)) = \frac{\arctan(x) - \frac{\pi}{2}}{\pi} = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi}\arctan(x) f_{\xi}(x) = \frac{1}{\pi}\frac{1}{1+x^2}$$

$$F\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) dx = \frac{1}{\pi}\int_{-\infty}^{+\infty} d(1+x^2) = \frac{1}{\pi}\ln(1+x^2)|_{\infty} \to +\infty = 2600$$

 $E\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) dx = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{d(1+x^2)}{1+x^2} = \frac{1}{2\pi} \ln(1+x^2)|_0^{\infty} \to +\infty$ – абсолютной сходимости нет, $E\xi$ не существует.

Допустим, что источник излучения сдвинули по оси OX на θ .

$$f_{\xi}(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + (x - \theta)^2}$$

Требуется дать оценку неизвестному параметру θ на основе выборки объёма n.

1) $\theta^* = \overline{x}$ – не работает, т.к. не существует математического ожидания.

2) т.к. распределение симметричное, то $\theta = Me$ и имеет смысл в качестве оценки взять $\theta^* = Me^*$.

Эта оценка будет состоятельной согласно теореме:

$$Me^* \to^p Me$$
, причём со скоростью $\frac{1}{\sqrt{n}}$.

(Условие конечности первого момента необязательно).

Использование медианы

Если распределение симметричное, то для оценки центра медиану имеет смысл использовать в ситуации "жирных хвостов"и возможных выбросов.

Пример:

Распределение Коши: $f(x) = \frac{1}{\pi(1 + (x - \theta)^2)}$

 $(-\infty; \theta - t)$ и $(\theta + t; +\infty)$ – хвосты распределения.

Недостатки медианы:

- 1. Хорошо работает только в случае симметричных распределений.
- 2. В случае нормального распределения сходимость приблизительно на 20% медленнее, чем у выборочного среднего, и до 40% в некоторых других случаях.

Другие подходы

І. Метод усечённого среднего

Откидываем в выборке снизу и сверху по 5 единиц, 5 - 10%.

Пусть имеется выборка объёма n. Уберём по k значений сверху и снизу.

В результате получаем новую выборку объёма n-2k: $(X_{k+1},...,X_{n-k})$

И для неё вычисляем выборочное среднее: $\frac{1}{n-k} \sum_{t=k+1}^{n-k} X_t$

Эту величину можно считать компромиссом между выборочным средним и медианой.

При k=0 получаем \overline{x} .

При n-k=1 или n-k=2 получаем Me.

II. Метод средних Уолша (1980).

$$X = (X_1, ..., X_n)$$

Для каждой пары данных берём среднее арифметическое:

$$y_k = \frac{X_i + X_j}{2}, \ 1 \le k \le \frac{n(n-1)}{2}.$$

 $Y=(Y_1,...,Y_{\frac{n(n-1)}{2}})$ и для этой выборки вычисляем выборочную медиану $Me^*.$

Достоинства:

- 1. Сглаживаются выбросы
- 2. Скорость сходимости этой медианы падает по сравнению со средним выборочным приблизительно на 12% в худших случаях.