

## Занятие №5

### Интервальные оценки математического ожидания и среднего квадратического отклонения для параметров нормального распределения

При выборке малого объема точечная оценка может значительно отличаться от оцениваемого параметра, что приводит к грубым ошибкам. Поэтому в таком случае лучше пользоваться *интервальными оценками*, то есть указывать интервал, в который с заданной вероятностью попадает истинное значение оцениваемого параметра. Разумеется, чем меньше длина этого интервала, тем точнее оценка параметра.

Поэтому, если для оценки  $\theta^*$  некоторого параметра  $\theta$  справедливо неравенство  $|\theta^* - \theta| < \delta$ , число  $\delta > 0$  характеризует *точность оценки* (чем меньше  $\delta$ , тем точнее оценка). Но статистические методы позволяют говорить только о том, что это неравенство выполняется с некоторой вероятностью.

**Определение.** *Доверительным интервалом* называется интервал  $\theta^* - \delta < \theta < \theta^* + \delta$ , в котором с заданной вероятностью  $\gamma$  заключено истинное значение неизвестного параметра  $\theta$ . Величина  $\gamma$  называется *доверительной вероятностью* или *надежностью*. Из определения доверительной вероятности следует, что

$$\gamma = P(\theta^* - \delta < \theta < \theta^* + \delta).$$

На практике обычно берут  $\gamma = 0,95$  или  $\gamma = 0,99$ .

Рассмотрим построение доверительных интервалов для математического ожидания и среднего квадратического отклонения нормально распределенной случайной величины.

1. *Доверительный интервал для оценки математического ожидания нормального распределения при неизвестной дисперсии.*

Если известно, что исследуемая случайная величина  $X$  распределена по нормальному закону с неизвестным средним квадратическим отклонением, то для поиска доверительного интервала для ее математического ожидания  $a$  построим новую случайную величину

$$T = \frac{\bar{x}_e - a}{s} \cdot \sqrt{n},$$

где  $\bar{x}_e$  – выборочное среднее;  $s^2$  – исправленная дисперсия;  $n$  – объем выборки. Эта случайная величина, возможные значения которой будем обозначать через  $t$ , имеет распределение Стьюдента с  $k = n - 1$  степенями свободы. Плотность распределения Стьюдента явным образом не зависит от  $a$  и  $\sigma$  (неизвестное СКО), а зависит только от  $n$ .

По определению доверительного интервала с заданной надежностью  $\gamma$  имеем

$$\begin{aligned} \gamma &= P(\bar{x}_e - \delta < a < \bar{x}_e + \delta) = P(|\bar{x}_e - a| < \delta) = \\ &= P\left(\frac{|\bar{x}_e - a| \cdot \sqrt{n}}{s} < \frac{\delta \cdot \sqrt{n}}{s}\right) = P(|T| < t_\gamma), \end{aligned} \quad (5.1)$$

где  $t_\gamma = \frac{\delta \sqrt{n}}{s}$ .

Число  $t_\gamma(k)$  называется критерием Стьюдента для уровня значимости  $\alpha$  и числа степеней свободы  $k = n - 1$ . Его определяем по таблице для распределения Стьюдента (прил. 3). При определении доверительных интервалов задаются обычно надежностями  $\gamma = 1 - \alpha$ , равными 0,9; 0,95; 0,99. Затем из (5.1) определяем величину  $\delta = \frac{s \cdot t_\gamma}{\sqrt{n}}$ , которую находим из

соотношения  $t_\gamma = \frac{\delta \sqrt{n}}{s}$ . Таким образом, доверительный интервал с надежностью  $\gamma$  для математического ожидания  $a$  при неизвестном  $s$  есть интервал вида

$$\bar{x}_e - \frac{t_\gamma \cdot s}{\sqrt{n}} < a < \bar{x}_e + \frac{t_\gamma \cdot s}{\sqrt{n}}.$$

При больших  $n$  ( $n > 30$ ) распределение Стьюдента практически совпадает с нормальным. В этом случае  $t_\gamma$  можно найти из уравнения

$$2\Phi(t_\gamma) = 1 - \alpha = \gamma.$$

**Пример 2.** По 25-ти деталям выборочные характеристики прочности  $X$  составили:  $x_e = 3$ ;  $s = 1,5$ . Найти доверительный интервал для математического ожидания нормально распределенной случайной величины  $X$  и точность оценки  $\delta$  при  $\gamma = 0,99$ .

**Решение.** Из таблицы распределения Стьюдента (см. прил. 3) находим, что  $t_\gamma(n = 25; k = 25 - 1; \alpha = 1 - \gamma = 1 - 0,99 = 0,01) = 2,80$ .

Тогда

$$3 - \frac{2,8 \cdot 1,5}{\sqrt{25}} < a < 3 + \frac{2,8 \cdot 1,5}{\sqrt{25}},$$

или  $2,16 < a < 3,84$  – доверительный интервал, в который попадает  $a$  с вероятностью 0,99. Точность оценки  $\delta = 0,84$ .

*2. Доверительные интервалы для оценки среднего квадратического отклонения нормального распределения.*

Пусть по выборке объема  $n$  получено исправленное среднее квадратическое отклонение  $s = \sqrt{\frac{n}{n-1}} D_e$ , которое является точечной оценкой среднего квадратического отклонения  $\sigma$  случайной величины  $X$ .

Будем искать для  $s$  нормально распределенной случайной величины доверительный интервал вида  $(s - \delta; s + \delta)$ , где  $s$  – исправленное выборочное среднее квадратическое отклонение. По определению, доверительный интервал с заданной надежностью  $P(|\sigma - s| < \delta) = \gamma$  имеет вид  $s - \delta < \sigma < s + \delta$ .

Запишем это неравенство в виде  $s\left(1 - \frac{\delta}{s}\right) < \sigma < s\left(1 + \frac{\delta}{s}\right)$  или обозначим  $\frac{\delta}{s} = q$  и, подставив  $q$  в рассмотренное выше неравенство, получим

$$\begin{aligned} s(1 - q) < \sigma < s(1 + q) & \text{ при } q < 1; \\ 0 < \sigma < s(1 + q) & \text{ при } q > 1, \end{aligned}$$

где  $q = q(n, \gamma)$ .

Существуют таблицы, из которых можно найти  $q$  по заданным  $n$  и  $\gamma$  (прил. 5). Случайная величина  $q$  имеет распределение, зависящее только от  $n$ .

Для дисперсии оценка имеет вид:

$$\begin{aligned} s^2(1 - q)^2 < D < s^2(1 + q)^2 & \text{ при } q < 1; \\ 0 < D < s^2(1 + q)^2 & \text{ при } q > 1. \end{aligned}$$

**Пример 3.** Произведено 20 измерений одним прибором некоторой случайной величины, имеющей нормальное распределение. Исправленное выборочное среднее квадратическое отклонение случайных ошибок измерений равно 1,3. Найти точность прибора с надежностью 0,95.

**Решение.** Точность прибора – это среднее квадратическое отклонение  $\sigma$  случайных ошибок измерений. По условию задачи,  $n = 20$ ;  $s = 1,3$ . Найдем доверительный интервал для  $\sigma$  при заданной надежности  $\gamma = 0,95$ . По прил. 5 находим  $q (n = 20; \gamma = 0,95) = 0,37$ . Следовательно, границы доверительного интервала:  $1,3(1 - 0,37) = 0,819$  и  $1,3(1 + 0,37) = 1,781$ . Итак,  $0,819 < \sigma < 1,781$  с вероятностью 0,95.

*3. Доверительные интервалы для оценки дисперсии.*

Считаем, что, вообще говоря, математическое ожидание неизвестно, а известна только точечная несмещенная оценка дисперсии  $s^2$ . Тогда доверительный интервал для дисперсии, соответствующий доверительной вероятности  $\gamma = 1 - \alpha$ , имеет вид

$$\frac{(n-1)s^2}{\chi_2^2} \leq D \leq \frac{(n-1)s^2}{\chi_1^2}. \quad (5.2)$$

Так как по заданной вероятности  $\gamma$  можно построить множество

доверительных интервалов для дисперсии, то принято  $\chi_1^2$  и  $\chi_2^2$  выбирать так, чтобы

$$P(\chi^2 > \chi_1^2) = 1 - \frac{\alpha}{2}, \text{ а } P(\chi^2 < \chi_2^2) = \frac{\alpha}{2},$$

где числа  $\chi_1^2$  и  $\chi_2^2$  находят по прил. 4 при числе степеней свободы

$$k = n - 1 \text{ и соответственно при } p = 1 - \frac{\alpha}{2} \text{ и } p = \frac{\alpha}{2}.$$

**Пример 4.** Пользуясь 90%-ным доверительным интервалом, оцените в условиях примера 2 изменение прочности деталей во всей генеральной совокупности.

**Решение.** По условию,  $n=25$ ;  $s=1,5$ ;  $\gamma=0,9$ . Найдем доверительный интервал для оценки дисперсии.

Согласно формуле (3.7)  $\sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi_2^2}} \leq \sigma \leq \sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi_1^2}}$ , а так как при

$k=n-1=25-1=24$  верхняя доверительная граница равна

$$\chi_2^2(p; k) = \chi_2^2\left(\frac{1-\gamma}{2}; k\right) = \chi_2^2(0,05; 24) = 36,4,$$

нижняя определяется как

$$\chi_1^2(p; k) = \chi_1^2\left(1 - \frac{1-\gamma}{2}; k\right) = \chi_1^2(0,95; 24) = 13,8 \text{ (см. прил.4),}$$

то  $\sqrt{\frac{24 \cdot 1,5^2}{36,4}} \leq \sigma \leq \sqrt{\frac{24 \cdot 1,5^2}{13,8}}$  или  $1,22 \leq \sigma \leq 1,98$  – эта оценка не

симметрична относительно  $\sigma$ .

Приложение 3

### Критические точки распределения Стьюдента

Число степеней свободы $k$	Уровень значимости $\alpha$ (двусторонняя критическая область)					
	0,10	0,05	0,02	0,01	0,00	0,001
1	6,31	12,7	31,82	63,7	318,3	637,0
2	2,92	4,30	6,97	9,92	22,33	31,6
3	2,35	3,18	4,54	5,84	10,22	12,9
4	2,13	2,78	3,75	4,60	7,17	8,61
5	2,01	2,57	3,37	4,03	5,89	6,86
6	1,94	2,45	3,14	3,71	5,21	5,96
7	1,89	2,36	3,00	3,50	4,79	5,40
8	1,86	2,31	2,90	3,36	4,50	5,04
9	1,83	2,26	2,82	3,25	4,30	4,78
10	1,81	2,23	2,76	3,17	4,14	4,59

11	1,80	2,20	2,72	3,11	4,03	4,44
12	1,78	2,18	2,68	3,05	3,93	4,32
13	1,77	2,16	2,65	3,01	3,85	4,22
14	1,76	2,14	2,62	2,98	3,79	4,14
15	1,75	2,13	2,60	2,95	3,73	4,07
16	1,75	2,12	2,58	2,92	3,69	4,01
17	1,74	2,11	2,57	2,90	3,65	3,96
18	1,73	2,10	2,55	2,88	3,61	3,92
19	1,73	2,09	2,54	2,86	3,58	3,88
20	1,73	2,09	2,53	2,85	3,55	3,85
21	1,72	2,08	2,52	2,83	3,53	3,82
22	1,72	2,07	2,51	2,82	3,51	3,79
23	1,71	2,07	2,50	2,81	3,49	3,77
24	1,71	2,06	2,49	2,80	3,47	3,74
25	1,71	2,06	2,49	2,79	3,45	3,72
26	1,71	2,06	2,48	2,78	3,44	3,71
27	1,71	2,05	2,47	2,77	3,42	3,69
28	1,70	2,05	2,46	2,76	3,40	3,66
29	1,70	2,05	2,46	2,76	3,40	3,66
30	1,70	2,04	2,46	2,75	3,39	3,65
40	1,68	2,02	2,42	2,70	3,31	3,55
60	1,67	2,00	2,39	2,66	3,23	3,46
120	1,66	1,98	2,36	2,62	3,17	3,37
$\infty$	1,64	1,96	2,33	2,58	3,09	3,29
	0,06	0,025	0,01	0,005	0,001	0,0005
Уровень значимости $\alpha$ (односторонняя критическая область)						