## Построение доверительных интервалов\*

Общий вид закона распр. ген. сов. $X$	Параметры	Центральная статистика и ее закон распределения
	$\mu$ – неизв., $\sigma$ – изв. Оценить $\mu$ .	$\frac{\mu - \overline{X}}{\sigma} \sqrt{n} \sim N(0,1)$
$N(\mu, \sigma^2)$	$\mu$ – неизв., $\sigma$ – неизв. Оценить $\mu$ .	$\frac{\mu - \overline{X}}{S(\overline{X}_n)} \sqrt{n} \sim \operatorname{St}(n-1)$
	$\mu$ – неизв., $\sigma$ – неизв. Оценить $\sigma$ .	$\frac{S^2(\vec{X}_n)}{\sigma^2}(n-1) \sim \chi^2(n-1)$
$\operatorname{Exp}(\lambda)$	$\lambda$ – неизв. <b>Оценить</b> $\lambda$ .	$2\lambda n\overline{X} \sim \chi^2(2n)$

## Проверка статистических гипотез\*

для нормально распределенной генеральной совокупности  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 

	Основная гипотеза $H_0$	Конкур. гипотеза $H_1$	Статистика $T$ и ее закон распределения при $H_0$	Условие, определяющее критическую область W
I. о изв.	$\mu = \mu_0$	$\mu < \mu_0$ $\mu > \mu_0$	$T(\vec{X}) = \frac{\mu_0 - \overline{X}}{\sigma} \sqrt{n} \sim N(0,1)$	$T(\vec{X}) \geqslant u_{1-\alpha}$ $T(\vec{X}) \leqslant -u_{1-\alpha}$
о неизв.	$\mu$ $\mu_0$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu < \mu_0$ $\mu > \mu_0$	$T(\vec{X}) = \frac{\mu_0 - \overline{X}}{S(\vec{X})} \sqrt{n} \sim \text{St}(n-1)$ $T(\vec{X}_{n_i}, \vec{Y}_{n_i}) =$	$\begin{aligned} \left  T(\vec{X}) \right  \geqslant u_{1-\alpha/2} \\ T(\vec{X}) \geqslant t_{1-\alpha} \\ T(\vec{X}) \leqslant -t_{1-\alpha} \end{aligned}$
o2 II. c		$\mu \neq \mu_0$		$\left T(\vec{X})\right  \geqslant t_{1-\alpha/2}$
III. о1 и о изв.	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$ $\mu_1 \neq \mu_2$	$= \frac{\overline{X}_{n_1} - \overline{Y}_{n_2}}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0,1)$	$T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2}) \geqslant u_{1-\alpha}$ $\left  T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2}) \right  \geqslant u_{1-\alpha/2}$
IV. σ1=σ2 и неизв.	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2}) = \frac{\overline{X}_{n_1} - \overline{Y}_{n_2}}{\sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \times$	$T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2}) \geqslant t_{1-lpha}$
		$\mu_1 \neq \mu_2$	$\times \frac{\sqrt{n_1 + n_2 - 2}}{\sqrt{(n_1 - 1)S^2(\vec{X}_{n_1}) + (n_2 - 1)S^2(\vec{Y}_{n_2})}}$ $\sim \operatorname{St}(n_1 + n_2 - 2)$	$\left T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2})\right  \geqslant t_{1-\alpha/2}$
V.	$\sigma = \sigma_0$	$\sigma > \sigma_0$	$T(\vec{X}) = \frac{S^{2}(\vec{X})}{\sigma_{0}^{2}}(n-1) \sim \chi^{2}(n-1)$	$T(\vec{X}) \geqslant h_{1-\alpha}$
		$\sigma < \sigma_0$ $\sigma \neq \sigma_0$		$T(\vec{X}) \leqslant h_{\alpha}$ $\boxed{\left[T(\vec{X}) \leqslant h_{\alpha/2}\right] \lor \left[T(\vec{X}) \geqslant h_{1-\alpha/2}\right]}$
VI	$\sigma_1 = \sigma_2$	$\sigma_1 > \sigma_2$ $\sigma_1 < \sigma_2$	$T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2}) = S^2(\vec{Y}_{n_1})$	$T(\vec{X}_{n_1}, \vec{Y}_{n_2}) \geqslant F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
		$\sigma_1 \neq \sigma_2$	$= \frac{S^{2}(X_{n_{1}})}{S^{2}(\vec{Y}_{n_{2}})} \sim F(n_{1}-1, n_{2}-1)$	$[T \geqslant F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)] \lor  \lor [T \leqslant 1 / F_{1-\alpha/2}(n_2 - 1, n_1 - 1)]$

<sup>\*</sup>  $\overline{X}$  – выборочное среднее,  $S^2$  — исправленная выборочная дисперсия,  $\alpha$  — уровень значимости критерия,  $u_q$ ,  $t_q$ ,  $h_q$ ,  $F_q$  — квантили уровня q соответствующих распределений.