

**Основные формулы, используемые при проверке гипотез о значении параметров распределений**

№ пп	$H_0$	Условия проверки	Используемое распределение	Формулы для вычисления наблюдаемого значения параметров	$H_1$	Порядок определения критического значения критериев	Правила проверки	
1	2	3	4	5	6	7	8	
1	$\mu = \mu_0$	$\sigma^2$ известна	$\Phi(t)$	$t_H = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n}$	$\mu_1 < \mu_0; \mu_1 > \mu_0$	$(1-2\alpha) \rightarrow t_{кр}$	$ t_H  > t_{кр} \rightarrow H_0$ отвергается с вероятностью ошибки $\alpha$	
		$\sigma^2$ не известна	$S(t)$	$t_H = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S} \sqrt{n-1}$	$\mu_1 \neq \mu_0$	$(1-\alpha) \rightarrow t_{кр}$		
		$\sigma^2$ не известна	$S(t)$	$t_H = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S} \sqrt{n-1}$	$\mu_1 < \mu_0; \mu_1 > \mu_0$	$2\alpha$ $\nu = n-1$		$\rightarrow t_{кр}$
					$\mu_1 \neq \mu_0$	$\alpha$ $\nu = n-1$		$\rightarrow t_{кр}$
2	$\mu_x = \mu_y$	$\sigma_1^2$ и $\sigma_2^2$ известны	$\Phi(t)$	$t_H = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$\mu_x < \mu_y; \mu_x > \mu_y$	$(1-2\alpha) \rightarrow t_{кр}$	$ t_H  \leq t_{кр} \rightarrow H_0$ не отвергается	
					$\mu_x \neq \mu_y$	$(1-\alpha) \rightarrow t_{кр}$		
		$\sigma_1^2$ и $\sigma_2^2$ не известны, но $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$S(t)$	$t_H = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}} \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2}}$	$\mu_x < \mu_y; \mu_x > \mu_y$	$2\alpha$ $\nu = n_1 + n_2 - 2$		$\rightarrow t_{кр}$
					$\mu_x \neq \mu_y$	$\alpha$ $\nu = n_1 + n_2 - 2$		$\rightarrow t_{кр}$

3	$\sigma_1^2 = \sigma_0^2$		$\chi^2$	$U_H^2 = \frac{nS^2}{\sigma_0^2}$	$\sigma_1^2 < \sigma_0^2$	$\left. \begin{array}{l} 1-\alpha \\ \nu = n-1 \end{array} \right\} \rightarrow \chi_{кр.}^2$	$U_H^2 \geq \chi_{кр.}^2 \rightarrow H_0$ не отвергается
					$\sigma_1^2 \neq \sigma_0^2$	$\left. \begin{array}{l} 1-\frac{\alpha}{2} \\ \nu = n-1 \end{array} \right\} \rightarrow \chi_{кр.лев.}^2$	$\chi_{кр.лев.}^2 \leq U_H^2 \leq \chi_{кр.пр.}^2$ $\rightarrow H_0$ не отвергается
						$\left. \begin{array}{l} \frac{\alpha}{2} \\ \nu = n-1 \end{array} \right\} \rightarrow \chi_{кр.пр.}^2$	При $U_H^2 \leq \chi_{кр.лев.}^2$ или $U_H^2 > \chi_{кр.пр.}^2 \rightarrow$ $\rightarrow H_0$ отвергается
$\sigma_1^2 > \sigma_0^2$	$\left. \begin{array}{l} \alpha \\ \nu = n-1 \end{array} \right\} \rightarrow \chi_{кр.}^2$	$U_H^2 \leq \chi_{кр.}^2 \rightarrow H_0$ не отвергается					
4	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\hat{S}_1^2 > \hat{S}_2^2$	F	$F_H = \frac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2}$	$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$	$\left. \begin{array}{l} \alpha \\ \nu_1 = n_1 - 1 \\ \nu_2 = n_2 - 1 \end{array} \right\} \rightarrow F_{кр.}$	$F_H \leq F_{кр.} \rightarrow H_0$ не отвергается
5	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_\ell^2$	$n_1 \neq n_2 \neq \dots$ $\dots \neq n_\ell$ $n_i > 4$	$\chi^2$	$U_H^2 = \frac{\nu \ln \hat{S}_{ср}^2 - \sum_{i=1}^{\ell} \nu_i \ln \hat{S}_i^2}{1 + \frac{1}{3(\ell-1)} \left[ \sum_{i=1}^{\ell} \frac{1}{\nu_i} - \frac{1}{\nu} \right]}$	$\sigma^2   H_1 > \sigma_{\max}^2$	$\left. \begin{array}{l} \alpha \\ \ell - 1 \end{array} \right\} \rightarrow \chi_{кр.}^2$	$U_H^2 \leq \chi_{кр.}^2 \rightarrow H_0$ не отвергается
		$n_1 = n_2 = \dots$ $\dots = n_\ell$	G	$G_H = \frac{\hat{S}_{\max}^2}{\sum_{i=1}^{\ell} \hat{S}_i^2}$	$\sigma^2   H_1 > \sigma_{\max}^2$	$\left. \begin{array}{l} \alpha \\ n - 1 \\ \ell \end{array} \right\} \rightarrow G_{кр.}$	$G_H \leq G_{кр.} \rightarrow H_0$ не отвергается
6	$p_1 = p_2 = \dots = p_\ell$	$n \rightarrow \infty$	$\chi^2$	$U_H^2 = \frac{1}{\tilde{p}(1-\tilde{p})} \sum_{i=1}^{\ell} (\tilde{p} - \tilde{p}_i)^2 n_i$	$P   H_1 > P_{\max}$	$\left. \begin{array}{l} \alpha \\ \ell - 1 \end{array} \right\} \rightarrow \chi_{кр.}^2$	$U_H^2 \leq \chi_{кр.}^2 \rightarrow H_0$ не отвергается

Источник: Мхитарян В.С., Трошин Л.И., Корнилов И.А. «Теория вероятностей и математическая статистика», 2006.