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	$\mu=\mu_0$	σ^2 известна	$\Phi(t)$	$t_H=\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{\sigma}\sqrt{n}$	$\mu_1<\mu_0$; $\mu_1>\mu_0$	$(1-2\alpha)\to t_{кр}$	$\lvert t_H\rvert > t_{кр} \to H_0$ отвергается с вероятностью ошибки α
					$\mu_1\neq\mu_0$	$(1-\alpha)\to t_{кр}$	
		σ^2 не известна	$S(t)$	$t_H=\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{S}\sqrt{n-1}$	$\mu_1<\mu_0$; $\mu_1>\mu_0$	$\left.\begin{matrix}2\alpha\\ \nu=n-1\end{matrix}\right\}\to t_{кр}$	
					$\mu_1\neq\mu_0$	$\left.\begin{matrix}\alpha\\ \nu=n-1\end{matrix}\right\}\to t_{кр}$	
2	$\mu_X=\mu_Y$	σ_1^2 и σ_2^2 известны	$\Phi(t)$	$t_H=\dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$\mu_x<\mu_y$; $\mu_x>\mu_y$	$(1-2\alpha)\to t_{кр}$	$\lvert t_H\rvert \le t_{кр} \to H_0$ не отвергается
					$\mu_x\neq\mu_y$	$(1-\alpha)\to t_{кр}$	
		σ_1^2 и σ_2^2 не известны, но $\sigma_1^2=\sigma_2^2$	$S(t)$	$t_H=\dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{n_1S_1^2+n_2S_2^2}{n_1+n_2-2}}}\sqrt{\dfrac{n_1\cdot n_2}{n_1+n_2}}$	$\mu_x<\mu_y$; $\mu_x>\mu_y$	$\left.\begin{matrix}2\alpha\\ \nu=n_1+n_2-2\end{matrix}\right\}\to t_{кр}$	
					$\mu_x\neq\mu_y$	$\left.\begin{matrix}\alpha\\ \nu=n_1+n_2-2\end{matrix}\right\}\to t_{кр}$	

<table>
<tr><td rowspan="3">3</td><td rowspan="3">$\sigma_1^2=\sigma_0^2$</td><td rowspan="3"></td><td rowspan="3">χ^2</td><td rowspan="3">$U_H^2=\dfrac{nS^2}{\sigma_0^2}$</td><td>$\sigma_1^2<\sigma_0^2$</td><td>$\left.\begin{matrix}1-\alpha\\ \nu=n-1\end{matrix}\right\}\to\chi^2_{кр.}$</td><td>$U_H^2\ge\chi^2_{кр.}\to H_0$
не отвергается</td></tr>
<tr><td>$\sigma_1^2\ne\sigma_0^2$</td><td>$\left.\begin{matrix}1-\dfrac{\alpha}{2}\\ \nu=n-1\end{matrix}\right\}\to\chi^2_{кр.лев.}$
$\left.\begin{matrix}\dfrac{\alpha}{2}\\ \nu=n-1\end{matrix}\right\}\to\chi^2_{кр.пр.}$</td><td>$\chi^2_{кр.лев.}\le U_H^2\le\chi^2_{кр.пр.}$
$\to H_0$ не отвергается
При $U_H^2\le\chi^2_{кр.лев.}$
или
$U_H^2>\chi^2_{кр.пр.}\to$
$\to H_0$ отвергается</td></tr>
<tr><td>$\sigma_1^2>\sigma_0^2$</td><td>$\left.\begin{matrix}\alpha\\ \nu=n-1\end{matrix}\right\}\to\chi^2_{кр}$</td><td>$U_H^2\le\chi^2_{кр}\to H_0$
не отвергается</td></tr>
<tr><td>4</td><td>$\sigma_1^2=\sigma_2^2$</td><td>$\hat{S}_1^2>\hat{S}_2^2$</td><td>F</td><td>$F_H=\dfrac{\hat{S}_1^2}{\hat{S}_2^2}$</td><td>$\sigma_1^2>\sigma_2^2$</td><td>$\left.\begin{matrix}\alpha\\ \nu_1=n_1-1\\ \nu_2=n_2-1\end{matrix}\right\}\to F_{кр}$</td><td>$F_H\le F_{кр}\to H_0$
не отвергается</td></tr>
<tr><td rowspan="2">5</td><td rowspan="2">$\sigma_1^2=\sigma_2^2=$
$\ldots=\sigma_\ell^2$</td><td>$n_1\ne n_2\ne\ldots$
$\ldots\ne n_\ell$
$n_i>4$</td><td>χ^2</td><td>$U_H^2=\dfrac{\nu\ell n\hat{S}_{ср}^2-\sum\limits_{i=1}^{\ell}\nu_i\ell n\hat{S}_i^2}{1+\dfrac{1}{3(\ell-1)}\left[\sum\limits_{i=1}^{\ell}\dfrac{1}{\nu_i}-\dfrac{1}{\nu}\right]}$</td><td>$\sigma^2\vert H_1>\sigma^2_{\max}$</td><td>$\left.\begin{matrix}\alpha\\ \ell-1\end{matrix}\right\}\to\chi^2_{кр}$</td><td>$U_H^2\le\chi^2_{кр}\to H_0$
не отвергается</td></tr>
<tr><td>$n_1=n_2=\ldots$
$\ldots=n_\ell$</td><td>G</td><td>$G_H=\dfrac{\hat{S}^2_{\max}}{\sum\limits_{i=1}^{\ell}\hat{S}_i^2}$</td><td>$\sigma^2\vert H_1>\sigma^2_{\max}$</td><td>$\left.\begin{matrix}\alpha\\ n-1\\ \ell\end{matrix}\right\}\to G_{кр}$</td><td>$G_H\le G_{кр}\to H_0$
не отвергается</td></tr>
<tr><td>6</td><td>$p_1=p_2=$
$\ldots=p_\ell$</td><td>$n\to\infty$</td><td>χ^2</td><td>$U_H^2=\dfrac{1}{\tilde{p}(1-\tilde{p})}\sum\limits_{i=1}^{\ell}(\tilde{p}-\tilde{p}_i)^2n_i$</td><td>$P\vert H_1>P_{\max}$</td><td>$\left.\begin{matrix}\alpha\\ \ell-1\end{matrix}\right\}\to\chi^2_{кр}$</td><td>$U_H^2\le\chi^2_{кр}\to H_0$
не отвергается</td></tr>
</table>

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