Centralne przedziały ufności na poziomie $1-\alpha \quad (\beta \equiv 1-\alpha/2)$

rozkład pr.	parametr	przedział ufności		
dowolny P	dowolny θ	$P(\Delta \le \delta; \theta_+) = \alpha/2$ $F^{-1}(\delta, \beta)$	$< \theta <$	$P(\Delta \ge \delta; \theta_-) = \alpha/2$ $F^{-1}(\delta, 1-\beta)$
$\mathcal{N}(\mu,\sigma)$ σ znane	μ	$\bar{x} - z(\beta)\sigma/\sqrt{n}$	$< \mu <$	$\bar{x} + z(\beta)\sigma/\sqrt{n}$
dowolny $(n > 100)$	μ	$\bar{x} - z(\beta)s/\sqrt{n}$	$< \mu <$	$\bar{x} + z(\beta)s/\sqrt{n}$
dwumianowy $(n > 100)$	p	$\hat{p} - z(\beta)\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}$	$< p <$	$\hat{p} + z(\beta)\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}$
$\mathcal{N}(\mu,\sigma)$ σ nieznane	μ	$\bar{x} - t(\beta, n-1)s/\sqrt{n}$	$< \mu <$	$\bar{x} + t(\beta, n-1)s/\sqrt{n}$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$ σ_1, σ_2 znane	$\mu_1 - \mu_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - z(\beta)\sigma^*$	$< \mu_1 - \mu_2 <$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 + z(\beta)\sigma^*$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$ $\sigma_1 = \sigma_2$ nieznane	$\mu_1 - \mu_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - t(\beta, n^*)s^*$	$< \mu_1 - \mu_2 <$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 + t(\beta, n^*)s^*$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$ $\sigma_1 \neq \sigma_2$ nieznane	$\mu_1 - \mu_2$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - c(\beta, n_1, n_2)s^\dagger$	$< \mu_1 - \mu_2 <$	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 + c(\beta, n_1, n_2)s^\dagger$
$\mathcal{N}(\mu,\sigma)$	σ^2	$\frac{(n-1)s^2}{u(\beta,n-1)}$	$< \sigma^2 <$	$\frac{(n-1)s^2}{u(1-\beta,n-1)}$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$	σ_1^2/σ_2^2	$\frac{1}{f(\beta,n_1-1,n_2-1)}\frac{s_1^2}{s_2^2}$	$< \sigma_1^2/\sigma_2^2 <$	$f(\beta, n_2-1, n_1-1)\frac{s_1^2}{s_2^2}$

$\hat{p} = k/n, \quad s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2, \quad \sigma^* = \sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}, \quad s^* = \sqrt{\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2}}\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{(n_1-1)+(n_2-1)}}, \quad n^* = n_1 + n_2 - 2,$

$s^\dagger = \sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2} \qquad c(\beta, n_1, n_2) \approx \left(\frac{s_1^2}{n_1}t(\beta, n_1-1) + \frac{s_2^2}{n_2}t(\beta, n_2-1)\right) / \left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)$

Obszar ufności dla parametrów μ i σ^2 rozkładu normalnego: $\frac{(n-1)s_x^2}{u(1-\alpha/4,n-1)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s_x^2}{u(\alpha/4,n-1)}$ i $\sigma^2 > \frac{n(\bar{x}-\mu)^2}{z^2(1-\alpha/4)}$

Testowanie hipotez na poziomie istotności α $(\beta \equiv 1-\alpha/2; \ \gamma \equiv 1-\alpha)$

rozkład pr.	statystyka	Hipoteza alternatywna i zbiór krytyczny W
dowolny P	dowolna Δ	$P(\delta \in W \mid H_0) \le \alpha$ maksymalizujący $P(\delta \in W \mid H_1)$
$\mathcal{N}(\mu,\sigma)$ σ znana dowolny $(n > 100, \sigma = s)$	$H_0: \mu = \mu_0$ $Z = \frac{\bar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$H_1: \mu \neq \mu_0$ $(-\infty, -z(\beta)\rangle \cup \langle z(\beta), \infty)$ $H_1: \mu < \mu_0$ $(-\infty, -z(\gamma)\rangle$ $H_1: \mu > \mu_0$ $\langle z(\gamma), \infty)$
dwumianowy $(n > 100)$	$H_0: p = p_0$ $Z = \frac{\hat{p}-p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}}$	$H_1: p \neq p_0$ $(-\infty, -z(\beta)\rangle \cup \langle z(\beta), \infty)$ $H_1: p < p_0$ $(-\infty, -z(\gamma)\rangle$ $H_1: p > p_0$ $\langle z(\gamma), \infty)$
$\mathcal{N}(\mu,\sigma)$ σ nieznana	$H_0: \mu = \mu_0$ $T = \frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}}$	$H_1: \mu \neq \mu_0$ $(-\infty, -t(\beta, n-1)\rangle \cup \langle t(\beta, n-1), \infty)$ $H_1: \mu < \mu_0$ $(-\infty, -t(\gamma, n-1)\rangle$ $H_1: \mu > \mu_0$ $\langle t(\gamma, n-1), \infty)$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$ σ_1, σ_2 znane	$H_0: \mu_1 = \mu_2$ $Z = \frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma^*}$	$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $(-\infty, -z(\beta)\rangle \cup \langle z(\beta), \infty)$ $H_1: \mu_1 < \mu_2$ $(-\infty, -z(\gamma)\rangle$ $H_1: \mu_1 > \mu_2$ $\langle z(\gamma), \infty)$
2 dowolne $n_1 > 100, n_2 > 100$	$H_0: \mu_1 = \mu_2$ $Z = \frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{s^\dagger}$	$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $(-\infty, -z(\beta)\rangle \cup \langle z(\beta), \infty)$ $H_1: \mu_1 < \mu_2$ $(-\infty, -z(\gamma)\rangle$ $H_1: \mu_1 > \mu_2$ $\langle z(\gamma), \infty)$
2 dwumianowe $n_1 > 100, n_2 > 100$	$H_0: p_1 = p_2$ $Z = \frac{\hat{p}_1-\hat{p}_2}{\breve{s}}$	$H_1: p_1 \neq p_2$ $(-\infty, -z(\beta)\rangle \cup \langle z(\beta), \infty)$ $H_1: p_1 < p_2$ $(-\infty, -z(\gamma)\rangle$ $H_1: p_1 > p_2$ $\langle z(\gamma), \infty)$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$ $\sigma_1 = \sigma_2$ nieznane	$H_0: \mu_1 = \mu_2$ $T = \frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{s^*}$	$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $(-\infty, -t(\beta, n^*)\rangle \cup \langle t(\beta, n^*), \infty)$ $H_1: \mu_1 < \mu_2$ $(-\infty, -t(\gamma, n^*)\rangle$ $H_1: \mu_1 > \mu_2$ $\langle t(\gamma, n^*), \infty)$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$ $\sigma_1 \neq \sigma_2$ nieznane	$H_0: \mu_1 = \mu_2$ $C = \frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{s^\dagger}$	$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $(-\infty, -c(\beta, n_1, n_2)\rangle \cup \langle c(\beta, n_1, n_2), \infty)$ $H_1: \mu_1 < \mu_2$ $(-\infty, -c(\gamma, n_1, n_2)\rangle$ $H_1: \mu_1 > \mu_2$ $\langle c(\gamma, n_1, n_2), \infty)$
$\mathcal{N}(\mu,\sigma)$	$H_0: \sigma = \sigma_0$ $\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$	$H_1: \sigma \neq \sigma_0$ $(0, u(\alpha/2, n-1)\rangle \cup \langle u(\beta, n-1), \infty)$ $H_1: \sigma < \sigma_0$ $(0, u(\alpha, n-1)\rangle$ $H_1: \sigma > \sigma_0$ $\langle u(1-\alpha, n-1), \infty)$
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$	$H_0: \sigma_1 = \sigma_2$ $F = \frac{max(s_1^2, s_2^2)}{min(s_1^2, s_2^2)}$	$H_1: \sigma_1 \neq \sigma_2$ $\langle f(\beta, n_L - 1, n_M - 1), \infty)$ n_L (n_M) – liczebność licznika (mianownika) statystyki F
$\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1), \mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2)$	$H_0: \sigma_1 = \sigma_2$ $F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$	$H_1: \sigma_1 < \sigma_2$ $\langle f(\gamma, n_2-1, n_1-1), \infty)$ $H_1: \sigma_1 > \sigma_2$ $\langle f(\gamma, n_1-1, n_2-1), \infty)$

$\breve{s} = \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})(1/n_1 + 1/n_2)}, \qquad \bar{p} = (n_1\hat{p}_1 + n_2\hat{p}_2)/(n_1 + n_2)$

Test zgodności χ^2 Pearsona liczności doświadczalnych n_i z teoretycznym rozkładem prawdopodobieństwa p_i na poziomie istotności α. Statystyka testowa: $\chi^2 = \sum_{i=1}^{k}\frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$, zbiór krytyczny $W = \langle u(1-\alpha, k-1), \infty)$

z-kwantyl rozkładu $\mathcal{N}(0,1)$, t-kwantyl rozkładu Studenta, u-kwantyl rozkładu χ^2, f-kwantyl rozkładu Fischera-Snedecora, c-kwantyl rozkładu Cochrana i Coxa.