Wzory ze statystyki RPiESM

## Podstawowe statystyki próbkowe i funkcje w R wyliczające te statystyki

| Oznaczenia podstawow             | ych kwantyli i funkcje           | w R wyliczające te kwantyle |
|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------|
| dla rozkładu normalnego          | dla rozkładu t-Studenta          | dla rozkładu chi-kwadrat    |
| $u_{\alpha}$                     | $t_{lpha,n}$                     | $\chi^2_{lpha,n}$           |
| $> \operatorname{qnorm}(\alpha)$ | $> \operatorname{qt}(\alpha, n)$ | $> qchisq(\alpha, n)$       |

| Przedziały ufności na   | poziomie ufności $1-\alpha$  |
|---|--|
| dla wartości średniej $\mu$   | dla wariancji $\sigma^2$ (odchylenia standardowego $\sigma$ )  |
| <b>Model I.</b> Cecha $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$ - nieznane, $\sigma$ - znar                                      | ne   |
| $\overline{x} - u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{x} + u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ |  |
| <b>Model II.</b> Cecha $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$ - nieznane, $\sigma$ - nie                                      | znane  |
| $\overline{x} - t_{1-\alpha/2, n-1} \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{x} + t_{1-\alpha/2, n-1} \frac{s}{\sqrt{n}}$ | $\frac{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\alpha/2,n-1}}}{\zeta^2_{1-\alpha/2,n-1}} < \sigma^2 < \frac{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\alpha/2,n-1}}}{\zeta^2_{\alpha/2,n-1}}$ |
| > t.test(x,conf.level)\$conf.int  |  |
| gdzie: x określa wektor z danymi,   |  |
| conf.level określa poziom ufności   |  |
| $\mathbf{Model\ III.}\ \mathrm{Cecha}\ X$ ma rozkład dowolny o skończor   | iej wariancji, próba jest duża $(n \ge 100)$   |
| $\overline{x} - u_{1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{x} + u_{1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}$           |  |
| <b>Model IV.</b> Cecha $X$ ma rozkład dwupunktowy $P(X)$  | =1) = p, P(X = 0) = q = 1 - p, p - nieznane  |
| $\hat{p} = \frac{k}{n} = \frac{\text{ilość sukcesów}}{\text{ilość prób}},  \hat{q} = 1 - \hat{p}$                     |  |
| <pre>&gt; binom.test(x,n,conf.level)\$conf.int</pre>  |  |
| gdzie: x i n określają liczbę sukcesów i liczbę prób,   |  |
| conf.level określa poziom ufności.  |  |
| Jeśli $n$ jest duże i $n\hat{p} > 5$ i $n\hat{q} > 5$ , to można wyzna-   |  |
| czyć przybliżony przedział asymptotyczny używając:  |  |

Wyznaczanie niezbędnej ilości pomiarów do próby do oszcowania wartości średniej  $\mu$ z maksymalnym błędem d na poziomie ufności  $(1-\alpha)$ 

**Model I.** Cecha 
$$X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$$
 - nieznane,  $\sigma$  - znane

> prop.test(x,n,conf.level)\$conf.int

$$n \geqslant \left(u_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{d}\right)^2$$

Model I. Cecha  $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$  - nieznane,  $\sigma$  - znane  $n \geqslant \left(u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{d}\right)^2$  Model II. Cecha  $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$  - nieznane,  $\sigma$  - nieznane

 $n \ge \left(t_{1-\alpha/2,n_0-1} \frac{s_0}{d}\right)^2$  gdzie  $n_0$  i  $s_0$  to liczność i odchylenie standardowe pobranej próby wstępnej **Model III.** Cecha X ma rozkład dowolny o skończonej wariancji, próba jest duża  $(n \ge 100)$ 

 $n \ge \left(u_{1-\alpha/2} \frac{s_0}{d}\right)^2$  gdzie  $s_0$  jest odchyleniem standardowym pobranej próby wstępnej **Model IV.** Cecha X ma rozkład dwupunktowy P(X=1)=p, P(X=0)=q=1-p, p - nieznane  $n \geqslant u_{1-\alpha/2}^2 \frac{p_0 q_0}{d^2}$  jeżeli znany jest szacunkowy procent  $p_0$  (wtedy  $q_0 = 1 - p_0$ )  $n \geqslant u_{1-\alpha/2}^2 \frac{1}{4d^2}$  jeżeli nie jest znany szacunkowy procent  $p_0$ 

Wzory ze statystyki RPiESM

| Weryfikacje hipotez dotyczących   | wartości średniej na p  | oziomie istotności $\alpha$         |
|---|---|-------------------------------------|
| UWAGA: jeżeli wyznaczone wartości statysty  | yk testowych $(U \text{ lub } T)$ n                                       | ależą do $W$ , to $H_0$ odrzucamy.  |
| <b>Model I.</b> $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$ - nieznane, $\sigma$ - zn  | ane.  |                                     |
| Hipoteza zerowa $H_0: \mu = \mu_0$ . Statystyka testo   | wa $U = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n}$ .                   |                                     |
| Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna               |
| $H_1: \mu \neq \mu_0$   | $H_1: \mu > \mu_0$  | $H_1: \mu < \mu_0$                  |
| Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny                     |
| $W = \left(-\infty; -u_{1-\alpha/2}\right) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty\right\rangle$                                      | $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle$                               | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$      |
| Model II (t.test). $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$ - nieznar   | _   |                                     |
| Hipoteza zerowa $H_0: \mu = \mu_0$ . Statystyka testo   |   |                                     |
| Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna               |
| $H_1: \mu \neq \mu_0$   | $H_1: \mu > \mu_0$  | $H_1: \mu < \mu_0$                  |
| Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny                     |
| $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2, n-1}) \cup \langle t_{1-\alpha/2, n-1}; +\infty \rangle$ <b>Model III.</b> X ma rozkład dowolny (próba d | $W = \langle t_{1-\alpha,n-1}; +\infty \rangle$                           | $W = (-\infty; -t_{1-\alpha, n-1})$ |
|   |   |                                     |
| Hipoteza zerowa $H_0: \mu = \mu_0$ . Statystyka testo   | wa $U = \frac{\overline{X} - \mu_0}{s} \sqrt{n}$ .                        |                                     |
| Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna               |
| $H_1: \mu \neq \mu_0$   | $H_1: \mu > \mu_0$  | $H_1: \mu < \mu_0$                  |
| Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny                     |
| $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ <b>Model IV (prop.test).</b> X ma rozkład dwup                          | $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle$                               | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$      |
| Model IV (prop.test). X ma rozkład dwup   | unktowy  P(X=1) = p, H  | P(X=0) = q = 1 - p,                 |
| $p$ - nieznane, $n\hat{p} \geqslant 5$ i $n\hat{q} \geqslant 5$ , gdzie $\hat{p} = \frac{k}{n} = \frac{1}{2}$                           | $\frac{\text{lość sukcesów}}{\text{ilość prób}},  \hat{q} = 1 - \hat{p}.$ |                                     |
| Hipoteza zerowa $H_0: p = p_0$ . Statystyka testov  | wa $U = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 (1 - p_0)}{n}}}.$            |                                     |
| Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna               |
| $H_1: p \neq p_0$   | $H_1: p > p_0$  | $H_1 : p < p_0$                     |
| Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny   | Zbiór krytyczny                     |
| $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle$<br>Jeśli w <b>modelu IV</b> nie jest spełnione założen    | $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle$                               | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$      |
|   | nie, że $n\hat{p} \geqslant 5$ i $n\hat{q} \geqslant 5$ , to              | zamiast prop.test                   |
| używamy testu dokładnego binom.test.  |   |                                     |

WAŻNA UWAGA: W momencie, gdy stwierdzimy, że do rozważanego problemu pasuje nam model III z tabeli Weryfikacje hipotez dotyczących wartości średniej to, tak samo jak dla modelu II, możemy używać funkcji t.test() i power.t.test(). Wynika to stąd, że dla dużych n mamy  $t_{\alpha,n} \approx u_{\alpha}$ .

| Weryfikacja hipotezy dotyczącej  | jednej wariancji na po                           | oziomie istotności $\alpha$  |
|--|--|------------------------------|
| <b>Model.</b> $X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu$ - nieznane, $\sigma$ - 1                                    | nieznane.  |                              |
| Hipoteza zerowa $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ . Statystyka  | testowa $\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$ . |                              |
| Hipoteza alternatywna  | Hipoteza alternatywna                            | Hipoteza alternatywna        |
| $H_1:\sigma^2\neq\sigma_0^2$   | $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$                     | $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$ |
| Zbiór krytyczny  | Zbiór krytyczny                                  | Zbiór krytyczny              |
| $W = \left(0, \chi^2_{\alpha/2; n-1}\right) \cup \left\langle \chi^2_{1-\alpha/2; n-1}; +\infty \right)$ |  |                              |
| <b>UWAGA</b> : jeżeli wyznaczona wartość sta   | tystyki testowej $\chi^2$ należy                 | do $W$ , to $H_0$ odrzucamy. |

Wzory ze statystyki RPiESM

## Weryfikacja hipotezy dotyczącej równości dwóch wariancji na poziomie istotności $\alpha$

Hipoteza alternatywna  $H_1: \sigma_X^2 > \sigma_Y^2$ Statystyka testowa  $F = s_X^2/s_Y^2$ 

 $W = \langle F(1 - \alpha, n_X - 1, n_Y - 1); +\infty \rangle$ 

Zbiór krytyczny

## Model I. (test F: var.test)

 $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2),\, Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2),\, \mu_X, \mu_Y,\, \sigma_X, \sigma_Y$  - nieznane,

dysponujemy niezależnymi próbami losowymi z tych populacji.

Hipoteza zerowa  $H_0: \sigma_X^2 = \sigma_Y^2$ . Hipoteza alternatywna  $H_1: \sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$ 

Statystyka testowa  $F = s_1^2/s_2^2$  (w liczniku jest większa z wariancji).

Zbiór krytyczny

 $W = \langle F(1 - \alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1); +\infty \rangle,$ 

gdzie  $n_1$  oznacza liczność próby o większej wariancji próbkowej.

Powyżej  $F(\alpha, n, m)$  oznacza kwantyl rozkładu F-Snedecora:  $\langle qf(\alpha, n, m) \rangle$ 

**UWAGA**: jeżeli wyznaczona wartość statystyki testowej F należy do W, to  $H_0$  odrzucamy.

## Test zgodności $\chi^2$ -Pearsona na poziomie istotności $\alpha$

 $H_0$ : badana próba losowa pochodzi z zadanego rozkładu (lub rodziny rozkładów)

 $H_1$ : badana próba losowa nie pochodzi z zadanego rozkładu (lub rodziny rozkładów)

Statystyka testowa  $\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(n_j - n\,p_j^0)^2}{n\,p_j^0}$ , gdzie k - liczba klas,  $n_j$  - liczba obserwacji, które znalazły się w j-tej klasie, n - liczność próby,  $p_j^0$  - prawdopodobieństwo wpadnięcia obserwacji do j-tej klasy przy założeniu prawdziwości  $H_0$ (jeśli  $H_0$  nie jest hipotezą prostą, to brakujące parametry rozkładu z  $H_0$  wyznaczamy metodą NW)

Zbiór krytyczny

 $W = \left\langle \chi_{1-\alpha,k-1-r}^2; +\infty \right\rangle$ , r jest ilością parametrów szacowanych z próby **UWAGA**: jeżeli  $\chi^2 \in W$  to hipotezę zerową  $H_0$  odrzucamy.

Test zgodności  $\chi^2$ -Pearsona jest zaimplementowany w R, niestety jedynie dla prostych hipotez  $H_0$ : > chisq.test(x, p) gdzie

- x to wektor z licznościami poszczególnych klas,
- p to wektor z prawdopodobieństwami teoretycznymi  $p_i^0$  poszczególnych klas.

rozkładzie hipergeometrycznym.

| UNXGA, joid by grown was around the state of the state o  | <b>UWAGA</b> : jeżeli wyznaczone wartości statystyk testowy<br>Model I. $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ . $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ . $\mu_1, \mu_2$ - nie: | ch $(U \text{ lub } T)$ należą do ocznane: $\sigma_1$ , $\sigma_2$ - znane: dvsr   | dpowiednich zbiorów krytycznych, to $H_0$ odrzucamy.   |        |
|--|---|--|--|--------|
| Model I. $X \sim N(y_1, y_1^2)$ , $Y \sim N(y_2, y_2^2)$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{integrate}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_2, y_2 \rightarrow \text{randing}$ , $y_1, y_2 \rightarrow ran$  | <b>Model I.</b> $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ , $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ , $\mu_1, \mu_2$ - nie;   | znane. 🐠 - znane: dvsr   |  |        |
| Hipotean alternatywan $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testons $U = \frac{1}{2} \frac{1}{4} \frac{1}{4} \frac{1}{2}$ . Hipotean alternatywan $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Statystyka testons $U = \frac{1}{2} \frac{1}{4} \frac{1}{4} \frac{1}{2} \frac{1}{2}$ . Hipotean alternatywan $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Statystyka testons $U = \frac{1}{2} \frac{1}{4} 1$  |   | 10 (armore 70 (10 (armore) and 10 (10 (armore) and 10 (armore) armore and 10 (armore) armore and 10 (armore) armore armor | ponujemy niezaleznymi próbami losowymi z tych populacji.   |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidr Krytezay $H_2: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidr Krytezay $H_2: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidr Krytezay $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidratic alternative $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidratic alternative $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidratic $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidratic alternative $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidratic Ekidratic $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Ekidratic Ekidr  | Hipoteza zerowa $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $U = -$   | $\frac{x-y}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2^2}}}.$  |  | y ze s |
| $ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$  |   | Hipoteza alternatywna  | Hipoteza alternatywna  |        |
| $ \begin{aligned} & \text{Nodel II.} (\text{unpaired betates test (,paired = PALSE, var. equal = TRUE)} \\ & \text{Nodel II.} (\text{unpaired betates test (,paired = PALSE, var. equal = TRUE)} \\ & \text{Nodel II.} (\text{unpaired betates test (,paired = PALSE, var. equal = TRUE)} \\ & \text{Nodel II.} (\text{unpaired betates test (,paired = PALSE, var. equal = TRUE)} \\ & \text{Nodel II.} (\text{unpaired betates test (,paired = PALSE, var. equal = TRUE)} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{1:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atrowa } H_{2:} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atromatywn} \\ & \text{Hi} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atromatywn} \\ & \text{Hi} ; \mu_{1:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atromatywn} \\ & \text{Hi} ; \mu_{2:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atromatywn} \\ & \text{Hi} ; \mu_{2:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hopoteza atromatywn} \\ & \text{Hi} ; \mu_{2:} \neq \mu_{2} \\ & \text{Hi} ; \mu_{2:} \neq \mu_{2:} \\ & \text{Hi} ; \mu_{2:} \neq \mu_{2$   | $: \mu_1 \neq \mu_2$  | $H_1:\mu_1>\mu_2$  |  |        |
| $ \begin{aligned} & \text{Model } W = (-\infty; -\iota_{1n_{-n}} \otimes \gamma) V(\mu_{n-n} \otimes \gamma) + \lambda V \\ & \text{Model } W = (-\infty; -\iota_{1n_{-n}} \otimes \gamma) V(\mu_{n-n} \otimes \gamma) V \\ & \text{Model } V \\ &$   |   | Zbiór krytyczny  |  |        |
| Model II. (Impaired FALSE), where qual=TRRE))  Hoolesa alternatywna $H_1: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testorar $T = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_2 + x_4)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_2 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_3)}} = \frac{\sqrt{(x_1 + x_3)}}{\sqrt{(x_1 + x_3)}} = \sqrt{(x_1 + x_3$  | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty)$  | $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle$  | M  |        |
| $ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$  | Model II. (unpaired $t$ -test: $t$ .test(,paired=FALS)  | E, var.equal=TRUE))  |  |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $T = \frac{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \alpha_2 - \mu_1^2 + \mu_2)}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \alpha_2 - \mu_1^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \alpha_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \alpha_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2 + \mu_2^2)} + \frac{Hipoteza alternatywna}{(\alpha_1 - \mu_1^2 + \mu_2^2 + \mu$   | $\mid X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ , $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ , $\mu_1, \mu_2$ - nieznane, $\sigma_1, \sigma_2$  | - nieznane, ale takie, że <i>c</i>   | $\sigma_1=\sigma_2$ ; dysponujemy niezależnymi próbami losowymi z tych populacji.                |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_2$ $H_3$ $H_4$ $H$  | Hipoteza zerowa $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $T = -$   | x-y  |  |        |
| Hipoteza alternatywna Hi : $\mu_1 \neq \mu_2$ Hipoteza alternatywna Hipoteza alternatywna Hi : $\mu_1 \neq \mu_2$ Hipoteza alternatywna Hi : $\mu_1 \neq \mu_2$ Hipoteza alternatywna Hi : $\mu_1 \neq \mu_2$ Hi : $\mu_1 \neq \mu_2$ Zbiór krytyczny $H = (-\infty, -t_{1-\alpha/2m+p_2-2})$ $H = (-1, t_{1-\alpha/2m+p_2-2})$ Zbiór krytyczny $H =$  |   | $\sqrt{\frac{(n_1-1)^3 \frac{1}{3} + (n_2-1)^3 \frac{1}{2}}{n_1 + n_2 - 2}} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)$  |  |        |
| $ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$  |   | Hipoteza alternatywna  | Hipoteza alternatywna  |        |
| $ \begin{array}{c} \begin{tabular}{ll} \begin{tabular}{ll$   |   | $H_1:\mu_1>\mu_2$  | $H_1:\mu_1<\mu_2$  |        |
| $ \begin{aligned} W &= (-\infty, -t_1, -\varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \cup (t_1 - \varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \times W &= (t_1 - \varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \times W \\ &= (-\infty, -t_1, -\varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \cup (t_1 - \varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \times W \\ &= (-\infty, -t_2, -\varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \cup (t_1 - \varepsilon_{2n_1+n_2} - 2) \times W \\ &= (-\infty, -t_2, -$   |   | Zbiór krytyczny  |  |        |
| Acid w modelu II nie jest spehione zalożenie, że $\sigma_1 = \sigma_2$ , to zamiast t.test(paired=FALSE,var.equal=FRUE) należy użyć t.test(,paired=FALSE). Nodel II. (paired t.test: t.testetpaired=FALSE). var.equal=FALSE)  Model II. (paired t.test: t.testetpaired=FALSE). var.equal=FALSE). Nodel III. (paired t.test: t.testetpaired=FALSE). var.equal=FALSE). Nodel III. (paired t.test: t.testetpaired=FALSE). var.equal=FALSE). Nodel III. (paired t.test: t.testetpaired=FALSE). var.equal=FALSE). Nodel IV. Character alternaty was a proper a diternaty was a proper a sternaty was a proper a diternaty was $(1 - i + i + i \neq p_2)$ and $(1 - i + i \neq p_2)$ and $(1 -$   |   | $W = \langle t_{1-\alpha, n_1+n_2-2}; +\infty \rangle$   | $W=(-\infty,-t_{1-\alpha,n_1+n_2-2})$  |        |
| Model III. (paired t-test: t.test(, paired=TRUE)) $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_1), \; \mu_{Z_1} \circ z$ - nicznane Dysponujemy parami obserwacji gdzie $z_1 = x_i - y_i, i = 1, 2,, n$ .  Hipoteza alternatywna $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_2), \; \mu_{Z_1} \circ z$ - nicznane Dysponujemy parami obserwacji gdzie $z_1 = x_i - y_i, i = 1, 2,, n$ .  Hipoteza alternatywna $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_2), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ - nicznane Dysponujemy probami obserwacji gdzie $z_1 = x_i - y_i, i = 1, 2,, n$ .  Hipoteza alternatywna $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_2), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ - nicznane Dysponujemy probami obserwacji gdzie $z_1 = x_i - y_i, i = 1, 2,, n$ .  Hipoteza alternatywna $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_2), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ Hipoteza alternatywna $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_2), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ \tilde{Z}_2), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ z), \; \mu_{Z_2} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ z), \; \mu_{Z_2} \circ z \sim z$ Hipoteza alternatywna $X - Y \sim N(\mu_{Z_1} \circ z), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \mu_{Z_2} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \mu_{Z_1} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \mu_{Z_2} \circ z \sim z$ $X - Y \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \mu_{Z_2} \circ z \sim z$ $X - X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \circ z \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2} \sim z$ $X \sim N(\mu_{Z_2} \circ z), \; \lambda_{Z_2$  | Jeśli w modelu II nie jest spełnione założenie, że $\sigma_1 = \sigma_1$  | $\sigma_2$ , to zamiast t.test(,pa   | aired=FALSE, var. equal=TRUE) nalezy uzyć t.test(,paired=FALSE, var. equa                        | FALSE) |
| $X - Y \sim N(\mu_{Z}, \sigma_{Z}^{2}), \ \mu_{Z}, \sigma_{Z} - \text{nicmane. Dyspounjeuny parami observacji gdzie pary są wzajemnie niezależne.}$ $\text{Hipoteza alternatywa H}_{1}: \mu_{1} \neq \mu_{2}$ $\text{Hipoteza alternatywa H}_{2}: \mu_{1} = \mu_{2}. \text{Statystyka testowa } T = \frac{z}{z} \sqrt{n}, \text{ gdzie } z_{1} = x_{1}, y_{1}, i = 1, 2, \dots, n.$ $\text{Hipoteza alternatywa B}_{1}: \mu_{1} \neq \mu_{2}$ $\text{Diór krytyczny } V = (-\infty; -t_{1} - \sigma_{Z}) = \sqrt{t_{1} - \sigma_{Z}} = \sqrt{t_{2} - \sigma_{Z}} = t_{$  | Model III. (paired t-test: t.test(, paired=TRUE)  |  |  |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $T = \frac{1}{3}\sqrt{n}$ , gdzie $z_1 = x_1 - y_1$ , $i = 1, 2, \dots, n$ . Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Zbiór krytyczny $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Zbiór krytyczny $W = \langle -\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1} \rangle \cup \langle t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty \rangle$ $W = \langle t_{1-\alpha,n-1}; +\infty \rangle$ $W = \langle t_{1-\alpha,n-1}; +\infty \rangle$ $W = \langle t_{1-\alpha,n-1}; +\infty \rangle$ Model $W$ . $W = \langle t_{1-\alpha,n-1}; +\infty \rangle$ Hipoteza alternatywna $W = \langle t_{1-\alpha,n-1}; +\infty \rangle$ $W = \langle t$ | $ X-Y \sim N(\mu_Z, \sigma_Z^2), \ \mu_Z, \sigma_Z$ - nieznane. Dysponujemy p   | arami obserwacji, gdzie pa   | oary są wzajemnie niezależne.  |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}) \cup (t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2,n-1}; +\infty)$  | Hipoteza zerowa $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $T = \frac{1}{s}$   | $\frac{\overline{z}}{z}\sqrt{n}$ , gdzie $z_i = x_i - y_i$ , $i$   | $(n=1,2,\ldots,n)$   |        |
| $ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$  | Hipoteza alternatywna   | Hipoteza alternatywna  | Hipoteza alternatywna  |        |
| Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -t_{1-\alpha/2n-1}; +\infty)$ $W = (t_{1-\alpha,n-1}; +\infty)$ Hipoteza zerowa $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $U = \frac{\pi}{N} = \frac{\pi}{N} = \frac{\pi}{N} = \frac{\pi}{N} = \frac{\pi}{N}$ Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_2: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_3: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_4: \mu_1 \neq \mu_2$ $H$   | $H_1:\mu_1 eq\mu_2$   | $H_1:\mu_1>\mu_2$  |  |        |
| $ \begin{aligned} W &= (-\infty; -t_{1-a/2,n-1}) \cup \langle t_{1-a/2,n-1}; +\infty \rangle & W &= \langle t_{1-a,n-1}; +\infty \rangle & W &= \langle t_{1-a,n-1}$   |   | Zbiór krytyczny  |  |        |
| Model IV. Cechy X, Y mają rozkłady dowolne $(n_1 \geqslant 100, n_2 \geqslant 100), \ \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2$ - nieznane; dysponujemy niezależnymi próbami losowymi z tych populacji. Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Statystyka testowa $U = \frac{\frac{x-y^2}{\sqrt{n_1^2 + n_2^2}}}{M + 1 + n_2}$ Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Sbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ $W = (u_{1-\alpha/2}) \cup (u_$  | $W = \left(-\infty; -t_{1-\alpha/2, n-1}\right) \cup \left\langle t_{1-\alpha/2, n-1}; +\infty\right)$  | $W = \langle t_{1-\alpha, n-1}; +\infty \rangle$   | $W = (-\infty; -t_{1-\alpha, n-1})$  |        |
| Hipoteza zerowa $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $U = \frac{x-y}{\sqrt{\frac{n_1^2}{n_1^2} + n_2^2}}$ .  Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Model V (prop.test). Čechy $X$ , $Y$ mają rozkłady dwupunktowe, $P(X = 1) = p_1 = 1 - P(X = 0)$ , $P(Y = 1) = p_2 = 1 - P(Y = 0)$ , $p_1, p_2$ - nieznane, $n_1\hat{p}_1 \geqslant 5$ i $n_2(1-\hat{p}_2) \geqslant 5$ .  Hipoteza zerowa $H_0: p_1 = p_2$ . Statystyka testowa $U = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{n_2}{m_2}}}$ , gdzie $\hat{p}_1 = \frac{k_1}{n_1}$ , $\hat{p}_2 = \frac{k_2}{n_2}$ , $\hat{p}_2 = 1 - P(Y = 0)$ , $p_1, p_2$ - nieznane, $n_1\hat{p}_1 \geqslant 5$ i $n_2(1-\hat{p}_2) \geqslant 5$ .  Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 \neq p_2$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny  | <b>Model IV.</b> Cechy X, Y mają rozkłady dowolne $(n_1 \geqslant 1$  |  | $\sigma_2$ - nieznane; dysponujemy niezależnymi próbami losowymi z tych populacji.               |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ Zbiór krytyczny Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) > (\sqrt{u_{1-\alpha/2}}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) > (\sqrt{u_{1-\alpha/2}}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) > (\sqrt{u_{1-\alpha/2}}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) > (\sqrt{u_{1-\alpha/2}}; +\infty)$ Model V (prop.test). Cechy $X$ , $Y$ mają rozkłady dwupunktowe, $P(X = 1) = p_1 = 1 - P(X = 0)$ , $P(Y = 1) = p_2 = 1 - P(Y = 0)$ , $p_1, p_2$ - nieznane, $n_1 \hat{p}_1 \geqslant 5$ Hipoteza zerowa $H_0: p_1 = p_2$ . Statystyka testowa $U = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{n}{m}}}$ , gdzie $\hat{p}_1 = \frac{k_1}{n_1}$ , $\hat{p}_2 = \frac{k_2}{n_2}$ , $\hat{p} = \frac{k_1 + k_2}{n_1 + n_2}$ , $\hat{q} = 1 - \hat{p}$ , $n = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}$ . Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}; +\infty)$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$   | Hipoteza zerowa $H_0: \mu_1 = \mu_2$ . Statystyka testowa $U = -$   | $\frac{x-y}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$ .   |  |        |
| $ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$  |   | Hipoteza alternatywna  | Hipoteza alternatywna  |        |
| $ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$   | $:\mu_1\neq\mu_2$   | $H_1:\mu_1>\mu_2$  | $H_1:\mu_1<\mu_2$  |        |
| $ \begin{aligned} W &= (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle & W &= \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle \\ \mathbf{Model \ V \ (prop. test)} & V &= (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle \\ \mathbf{Model \ V \ (prop. test)} & V &= (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle \\ \mathbf{Model \ V \ (prop. test)} & V &= (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle \\ \mathbf{Model \ V \ (prop. test)} & V &= (-p), \ P(X = 1) = p_1 = 1 - P(X = 0), \ P(X = 1) = p_2 = 1 - P(Y = 0), \ p_1, p_2 - \text{nieznane}, n_1 \hat{p}_1 \geqslant 5 \\ \mathbf{n}_1(1 - \hat{p}_1) \geqslant 5 \text{ i } n_2 \hat{p}_2 \geqslant 5 \text{ i } n_2 (1 - \hat{p}_2) \geqslant 5. \end{aligned} $ $ \text{Hipoteza arenwa } H_0 : p_1 = p_2. \text{ Statystyka testowa } U = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{p_2}{n_2}}}, \text{ gdzie } \hat{p}_1 = \frac{k_1}{n_1}, \hat{p}_2 = \frac{k_2}{n_2}, \hat{p} = \frac{k_1 + k_2}{n_1 + n_2}, \hat{q} = 1 - \hat{p}, \ n = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}. \end{aligned} $ $ \text{Hipoteza alternatywna} $ $ \text{Hipoteza alternatywna} $ $ H_1 : p_1 \neq p_2 $ $ \text{Sbi\'or krytyczny} $ $ W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle $ $ W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle $ $ \text{Sbi\'or krytyczny} $ $ W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle $  |   | Zbiór krytyczny  | Zbiór krytyczny  |        |
| Model V (prop.test). Čechy $X$ , $Y$ mają rozkłady dwupunktowe, $P(X=1)=p_1=1-P(X=0)$ , $P(Y=1)=p_2=1-P(Y=0)$ , $p_1,p_2$ - nieznane, $n_1\hat{p}_1\geqslant 5$ i $n_2(1-\hat{p}_2)\geqslant 5$ . Hipoteza zerowa $H_0:p_1=p_2$ . Statystyka testowa $U=\frac{\hat{p}_1-\hat{p}_2}{\sqrt{\frac{p_3}{n_1}}}$ , gdzie $\hat{p}_1=\frac{k_1}{n_1}$ , $\hat{p}_2=\frac{k_2}{n_2}$ , $\bar{p}=\frac{k_1+k_2}{n_1+n_2}$ , $\bar{q}=1-\bar{p}$ , $n=\frac{n_1n_2}{n_1+n_2}$ . Hipoteza alternatywna $H_1:p_1\neq p_2$ Zbiór krytyczny $H_1:p_1\neq p_2$ Zbiór krytyczny $W=(-\infty;-u_{1-\alpha/2})\cup \langle u_{1-\alpha/2};+\infty\rangle$ $W=\langle u_{1-\alpha};+\infty\rangle$ $W=\langle u_{1-\alpha};+\infty\rangle$   | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty)$  | $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty)$   | M = M  |        |
| $ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$  | Model V (prop.test). Čechy X, Y mają rozkłady dwi   | $1 \text{ punktowe, } P(X=1) = p_1$  | $= 1 - P(X = 0), P(Y = 1) = p_2 = 1 - P(Y = 1)$  |        |
| Hipoteza zerowa $H_0: p_1 = p_2$ . Statystyka testowa $U = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{p_1}{p_2}}}$ , gdzie $\hat{p}_1 = \frac{k_1}{n_1}$ , $\hat{p}_2 = \frac{k_2}{n_2}$ , $\bar{p} = \frac{k_1 + k_2}{n_1 + n_2}$ .  Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 \neq p_2$ Thioteza alternatywna $H_1: p_1 \neq p_2$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle$ $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle$ Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 \neq p_2$ Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle$ $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle$ $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle$   | $  1 n_1(1-p_1) \geqslant 5 1 n_2p_2 \geqslant 5 1 n_2(1-p_2) \geqslant 5.$   |  |  |        |
| Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 \neq p_2$ Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 \neq p_2$ $H_1: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle$ $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle$ Hipoteza alternatywna $H_1: p_1 < p_2$ Zbiór krytyczny $H_1: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_2: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_3: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_4: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_2: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_3: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_4: p_1 > p_2$ Zbiór krytyczny $H_1: p_2 > p_$   | Hipoteza zerowa $H_0: p_1 = p_2.$ Statystyka testowa $U = \frac{\hat{p}}{2}$  | $\frac{1-\hat{p}_2}{\sqrt{rac{pq}{q}}}$ , gdzie $\hat{p}_1=rac{k_1}{n_1}$ , $\hat{p}_2=$   | $\frac{k_2}{n_2}$ , $\overline{p}=\frac{k_1+k_2}{n_1+n_2},$ $\overline{q}=1-\overline{p}$ , $n=$ |        |
| $ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$   |   | Hipoteza alternatywna  | Hipoteza alternatywna  |        |
| Zbiór krytyczny $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \left\langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \right\rangle \qquad W = \left\langle u_{1-\alpha}; +\infty \right\rangle \qquad Zbiór krytyczny W = (-\infty; -u_{1-\alpha}) \qquad W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$   |   | $H_1:p_1>p_2$  |  |        |
| $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty \rangle \qquad W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle \qquad W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$   |   | Zbiór krytyczny  |  | RP     |
|  | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha/2}) \cup \langle u_{1-\alpha/2}; +\infty)$  | $W = \langle u_{1-\alpha}; +\infty \rangle$  | $W = (-\infty; -u_{1-\alpha})$   |        |