

Parametrické úlohy o dvou nezávislých náhodných výběrech z normálních rozložení

Motivace: Máme-li k dispozici dva nezávislé náhodné výběry z normálních rozložení, je naším úkolem porovnat střední hodnoty či rozptyly těchto rozložení. Zpravidla konstruujeme intervaly spolehlivosti pro rozdíl středních hodnot respektive hodnotíme shodu středních hodnot pomocí dvouvýběrového t-testu či dvouvýběrového z-testu a shodu rozptylů pomocí F-testu.

Osnova:

- rozložení statistik odvozených ze dvou výběrových průměrů a rozptylů
- vzorce pro meze intervalů spolehlivosti pro rozdíl středních hodnot a podíl rozptylů
- jednotlivé typy testů pro parametry dvou normálních rozložení
(dvouvýběrový z-test, dvouvýběrový t-test, F-test)
- Cohenův koeficient věcného účinku

Rozložení statistik odvozených z výběrových průměrů a výběrových rozptylů normálních rozložení

Předpokládáme, že

X_{11}, \dots, X_{1n_1} je náhodný výběr z rozložení $N(\mu_1, \sigma_1^2)$,

X_{21}, \dots, X_{2n_2} je náhodný výběr z rozložení $N(\mu_2, \sigma_2^2)$,

přičemž $n_1 \geq 2$ a $n_2 \geq 2$ a oba výběry jsou stochasticky nezávislé.

Označme

M_1, M_2 výběrové průměry,

S_1^2, S_2^2 výběrové rozptyly a

$S_*^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ vážený průměr výběrových rozptylů.

Pak platí:

a) Statistiky $M_1 - M_2$ a S_*^2 jsou stochasticky nezávislé.

$$\mathbf{b)} \quad U = \frac{(M_1 - M_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1).$$

(Pivotová statistika U slouží k řešení úloh o $\mu_1 - \mu_2$, když σ_1^2 a σ_2^2 známe.)

$$\mathbf{c)} \quad \text{Jestliže } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 =: \sigma^2, \text{ pak } K = \frac{(n_1 + n_2 - 2)S_*^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2).$$

(Pivotová statistika K slouží k řešení úloh o neznámém společném rozptylu σ^2 .)

$$\mathbf{d)} \quad \text{Jestliže } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 =: \sigma^2, \text{ pak } T = \frac{(M_1 - M_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2).$$

(Pivotová statistika T slouží k řešení úloh o $\mu_1 - \mu_2$, když σ_1^2 a σ_2^2 neznáme, ale víme, že jsou shodné.)

$$\mathbf{e)} \quad F = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

(Pivotová statistika F slouží k řešení úloh o σ_1^2/σ_2^2 .)

Vysvětlení:

ad a) Neuvádíme, viz např. J. Anděl: Matematická statistika.

ad b) $M_1 - M_2$ je lineární kombinace náhodných veličin s normálním rozložením, má tedy normální rozložení s parametry

$$E(M_1 - M_2) = \mu_1 - \mu_2,$$

$$D(M_1 - M_2) = \sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2.$$

U se získá standardizací $M_1 - M_2$.

ad c) $K_1 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1)$ a $K_2 = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$ jsou stochasticky nezávislé náhodné veličiny, tedy

$$K = K_1 + K_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2).$$

ad d) $U = \frac{(M_1 - M_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n_1} + \frac{\sigma^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$, $K = \frac{(n_1 + n_2 - 2)S_*^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2)$ jsou stochasticky nezávislé, protože

$M_1 - M_2$ a S_*^2 jsou stochasticky nezávislé. $T = \frac{U}{\sqrt{\frac{K}{n_1 + n_2 - 2}}} = \frac{(M_1 - M_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$.

ad e) $K_1 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1)$ a $K_2 = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$ jsou stochasticky nezávislé náhodné veličiny, tedy

$$F = \frac{\frac{K_1}{n_1 - 1}}{\frac{K_2}{n_2 - 1}} = \frac{S_1^2 / S_2^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

Příklad: Necht' jsou dány dva nezávislé náhodné výběry, první pochází z rozložení $N(0,28; 0,09)$ a má rozsah 16, druhý pochází z rozložení $N(0,25; 0,04)$ a má rozsah 25. Jaká je pravděpodobnost, že výběrový průměr 1. výběru bude větší než výběrový průměr 2. výběru?

Řešení:

$$P(M_1 > M_2) = P(M_1 - M_2 > 0) = 1 - P(M_1 - M_2 \leq 0) = 1 - P\left(\frac{(M_1 - M_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \leq \frac{0 - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}\right) =$$

$$= 1 - P\left(U \leq \frac{-0,28 + 0,25}{\sqrt{\frac{0,09}{16} + \frac{0,04}{25}}}\right) = 1 - P(U \leq -0,35294) = 1 - \Phi(-0,35) = \Phi(0,35) = 0,63683$$

S pravděpodobností přibližně 63,7% je výběrový průměr 1. výběru větší než výběrový průměr 2. výběru.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Statistika $M_1 - M_2$ se podle bodu (a) řídí rozložením $N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$,

kde $\mu_1 - \mu_2 = 0,28 - 0,25 = 0,03$, $\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} = \frac{0,09}{16} + \frac{0,04}{25} = 0,007225$, tj. statistika $M_1 - M_2 \sim N(0,03; 0,007225)$.

Otevřeme nový datový soubor o jedné proměnné a jednom případě. Do Dlouhého jména této proměnné napíšeme $= 1 - \text{INormal}(0; 0,03; \text{sqrt}(0,007225))$. V proměnné Prom1 se objeví hodnota 0,637934:

	1
	Prom1
1	0,637934

Intervaly spolehlivosti pro parametrické funkce $\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/\sigma_2^2$

Uvedeme přehled vzorců pro meze 100(1- α)% empirických intervalů spolehlivosti pro parametrické funkce $\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/\sigma_2^2$.

a) Interval spolehlivosti pro $\mu_1 - \mu_2$, když σ_1^2, σ_2^2 známe (využití pivotové statistiky U)

$$\text{Oboustranný: } (d, h) = (m_1 - m_2 - \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} u_{1-\alpha/2}, m_1 - m_2 + \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} u_{1-\alpha/2})$$

$$\text{Levostranný: } (d, \infty) = (m_1 - m_2 - \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} u_{1-\alpha}, \infty)$$

$$\text{Pravostranný: } (-\infty, h) = (-\infty, m_1 - m_2 + \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} u_{1-\alpha})$$

b) Interval spolehlivosti pro $\mu_1 - \mu_2$, když σ_1^2, σ_2^2 neznáme, ale víme, že jsou shodné (využití pivotové statistiky T)

Oboustranný:

$$(d, h) = (m_1 - m_2 - s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2), m_1 - m_2 + s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2))$$

$$\text{Levostranný: } (d, \infty) = (m_1 - m_2 - s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{1-\alpha}(n_1+n_2-2), \infty)$$

$$\text{Pravostranný: } (-\infty, h) = (-\infty, m_1 - m_2 + s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{1-\alpha}(n_1+n_2-2))$$

c) Interval spolehlivosti pro společný neznámý rozptyl σ^2 (využití pivotové statistiky K)

$$\text{Oboustranný: } (d, h) = \left(\frac{(n_1 + n_2 - 2)s_*^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)}, \frac{(n_1 + n_2 - 2)s_*^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)} \right)$$

$$\text{Levostranný: } (d, \infty) = \left(\frac{(n_1 + n_2 - 2)s_*^2}{\chi^2_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)}, \infty \right)$$

$$\text{Pravostranný: } (-\infty, h) = \left(-\infty, \frac{(n_1 + n_2 - 2)s_*^2}{\chi^2_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)} \right)$$

d) Interval spolehlivosti pro podíl rozptylů $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ (využití pivotové statistiky F)

$$\text{Oboustranný: } (d, h) = \left(\frac{s_1^2/s_2^2}{F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)}, \frac{s_1^2/s_2^2}{F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)} \right)$$

$$\text{Levostranný: } (d, \infty) = \left(\frac{s_1^2/s_2^2}{F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)}, \infty \right)$$

$$\text{Pravostranný: } (-\infty, h) = \left(-\infty, \frac{s_1^2/s_2^2}{F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)} \right)$$

Upozornění: Není-li v bodě (b) splněn předpoklad o shodě rozptylů, lze sestavit aspoň přibližný $100(1-\alpha)\%$ interval spolehlivosti pro $\mu_1 - \mu_2$.

V tomto případě má statistika T přibližně rozložení $t(v)$, kde počet stupňů volnosti $v = \frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}}$. Není-li v celé

číslo, použijeme v tabulkách kvantilů Studentova rozložení lineární interpolaci.

Příklad: Ve dvou nádržích se zkoumal obsah chlóru (v g/l). Z první nádrže bylo odebráno 25 vzorků, z druhé nádrže 10 vzorků. Byly vypočteny realizace výběrových průměrů a rozptylů: $m_1 = 34,48$, $m_2 = 35,59$, $s_1^2 = 1,7482$, $s_2^2 = 1,7121$. Hodnoty zjištěné z odebraných vzorků považujeme za realizace dvou nezávislých náhodných výběrů z rozložení $N(\mu_1, \sigma^2)$ a $N(\mu_2, \sigma^2)$. Sestrojte 95% empirický interval spolehlivosti pro rozdíl středních hodnot $\mu_1 - \mu_2$.

Řešení:

Úloha vede na vzorec (b) s využitím statistiky T. Vypočteme vážený průměr výběrových rozptylů a najdeme odpovídající kvantily Studentova rozložení:

$$s_*^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{24 \cdot 1,7482 + 9 \cdot 1,7121}{33} = 1,7384, \quad t_{0,975}(33) = 2,035$$

Dosadíme do vzorců pro dolní a horní mez intervalu spolehlivosti:

$$\begin{aligned} d &= m_1 - m_2 - s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2) = \\ &= 34,48 - 35,59 - \sqrt{1,7384} \cdot \sqrt{\frac{1}{25} + \frac{1}{10}} \cdot 2,035 = -2,114 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} h &= m_1 - m_2 + s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2) = \\ &= 34,48 - 35,59 + \sqrt{1,7384} \cdot \sqrt{\frac{1}{25} + \frac{1}{10}} \cdot 2,035 = -0,106 \end{aligned}$$

$-2,114 \text{ g/l} < \mu_1 - \mu_2 < -0,106 \text{ g/l}$ s pravděpodobností aspoň 0,95.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Otevřeme nový datový soubor o dvou proměnných d a h a jednom případě.

Do Dlouhého jména proměnné d napíšeme

$$=34,48-35,59-\text{sqrt}((24*1,7482+9*1,7121)/33)*\text{sqrt}((1/25)+(1/10))*\text{VStudent}(0,975;33)$$

Do Dlouhého jména proměnné h napíšeme

$$=34,48-35,59+$$

$$\text{sqrt}((24*1,7482+9*1,7121)/33)*\text{sqrt}((1/25)+(1/10))*\text{VStudent}(0,975;33)$$

	1	2
	d	h
1	-2,11368	-0,10632

S pravděpodobností aspoň 0,95 tedy $-2,114 \text{ g/l} < \mu_1 - \mu_2 < -0,106 \text{ g/l}$.

Příklad: V předešlém příkladě nyní předpokládáme, že dané dva náhodné výběry pocházejí z rozložení $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ a $N(\mu_2, \sigma_2^2)$. Sestrojte 95% empirický interval spolehlivosti pro podíl rozptylů.

Řešení:

Úloha vede na vzorec (d) s využitím statistiky F.

$$d = \frac{s_1^2 / s_2^2}{F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)} = \frac{1,7482/1,7121}{F_{0,975}(24,9)} = \frac{1,7482/1,7121}{3,6142} = 0,28$$

$$h = \frac{s_1^2 / s_2^2}{F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)} = \frac{1,7482/1,7121}{F_{0,025}(24,9)} = \frac{1,7482/1,7121}{1/F_{0,975}(9,24)} = \frac{1,7482/1,7121}{1/2,7027} = 2,76$$

$0,28 < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 2,76$ s pravděpodobností aspoň 0,95.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Otevřeme nový datový soubor o dvou proměnných d a h a jednom případě.

Do Dlouhého jména proměnné d napíšeme

$= (1,7482/1,7121)/VF(0,975;24;9)$

(Funkce VF(x;ný;omega) počítá x-quantil Fisherova – Snedecorova rozložení F(ný, omega).)

Do Dlouhého jména proměnné h napíšeme

$= (1,7482/1,7121)/VF(0,025;24;9)$

	1	2
	d	h
1	0,282521	2,759698

S pravděpodobností aspoň 0,95 tedy platí: $0,28 < \sigma_1^2 / \sigma_2^2 < 2,76$.

Jednotlivé typy testů o parametrických funkcích $\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/\sigma_2^2$

a) Necht' X_{11}, \dots, X_{1n_1} je náhodný výběr z rozložení $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ a X_{21}, \dots, X_{2n_2} je na něm nezávislý náhodný výběr z rozložení $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, přičemž $n_1 \geq 2, n_2 \geq 2$ a σ_1^2, σ_2^2 známe. Necht' c je konstanta.

Test $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq c$ se nazývá **dvouvýběrový z-test**.

b) Necht' X_{11}, \dots, X_{1n_1} je náhodný výběr z rozložení $N(\mu_1, \sigma^2)$ a X_{21}, \dots, X_{2n_2} je na něm nezávislý náhodný výběr z rozložení $N(\mu_2, \sigma^2)$, přičemž $n_1 \geq 2$ a $n_2 \geq 2$ a σ^2 neznáme. Necht' c je konstanta.

Test $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq c$ se nazývá **dvouvýběrový t-test**.

c) Necht' X_{11}, \dots, X_{1n_1} je náhodný výběr z rozložení $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ a X_{21}, \dots, X_{2n_2} je na něm nezávislý náhodný výběr rozložení $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, přičemž $n_1 \geq 2$ a $n_2 \geq 2$. Test $H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ proti $H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1$ se nazývá **F-test**.

Provedení testů o parametrických funkcích $\mu_1 - \mu_2$, σ_1^2/σ_2^2 pomocí kritického oboru

a) Provedení dvouvýběrového z-testu

Vypočteme realizaci t_0 testového kritéria $T_0 = \frac{(M_1 - M_2) - c}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$. Stanovíme kritický obor W . Pokud $t_0 \in W$, H_0 zamítáme na

hladině významnosti α a přijímáme H_1 .

Oboustranný test: Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq c$. Kritický obor má tvar: $W = (-\infty, -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}, \infty)$.

Levostranný test: Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 < c$. Kritický obor má tvar: $W = (-\infty, -u_{1-\alpha})$.

Pravostranný test: Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 > c$. Kritický obor má tvar: $W = (u_{1-\alpha}, \infty)$.

b) Provedení dvouvýběrového t-testu

Vypočteme realizaci t_0 testového kritéria $T_0 = \frac{(M_1 - M_2) - c}{S_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$. Stanovíme kritický obor W . Pokud $t_0 \in W$, H_0 zamítáme na

hladině významnosti α a přijímáme H_1 .

Oboustranný test: Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq c$. Kritický obor má tvar:

$$W = (-\infty, -t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)) \cup (t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2), \infty).$$

Levostranný test: Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 < c$. Kritický obor má tvar: $W = (-\infty, -t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2))$.

Pravostranný test: Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 > c$. Kritický obor má tvar: $W = (t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2), \infty)$.

c) Provedení F-testu

Vypočteme realizaci testového kritéria $t_0 = \frac{s_1^2}{s_2^2}$. Stanovíme kritický obor W . Pokud $t_0 \in W$, H_0 zamítáme na hladině významnosti α a přijímáme H_1 .

Oboustranný test: Testujeme $H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ proti $H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1$. Kritický obor má tvar:

$$W = (0, F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)) \cup (F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1), \infty).$$

Levostranný test: Testujeme $H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ proti $H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 1$. Kritický obor má tvar: $W = (0, F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1))$.

Pravostranný test: Testujeme $H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ proti $H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1$. Kritický obor má tvar: $W = (F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1), \infty)$.

Příklad: V restauraci "U bílého koníčka" měřili ve 20 případech čas obsluhy zákazníka. Výsledky v minutách: 6, 8, 11, 4, 7, 6, 10, 6, 9, 8, 5, 12, 13, 10, 9, 8, 7, 11, 10, 5. V restauraci "Zlatý lev" bylo dané pozorování uskutečněno v 15 případech s těmito výsledky: 9, 11, 10, 7, 6, 4, 8, 13, 5, 15, 8, 5, 6, 8, 7. Za předpokladu, že uvedené hodnoty pocházejí ze dvou normálních rozložení, na hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu, že střední hodnoty doby obsluhy jsou v obou restauracích stejné.

Řešení:

Na hladině významnosti 0,05 testujeme nulovou hypotézu $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ proti oboustranné alternativě $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$. Je to úloha na dvouvýběrový t-test. Před provedením tohoto testu je však nutné pomocí F-testu ověřit shodu rozptylů. Na hladině

významnosti 0,05 tedy testujeme $H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$ proti $H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1$. Nejprve vypočteme $m_1 = 8,25$, $m_2 = 8,13$, $s_1^2 = 6,307$, $s_2^2 =$

$9,41$, $s_*^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{19 \cdot 6,307 + 14 \cdot 9,41}{33} = 7,623$. Podle vzorce (c) vypočteme realizaci testové statistiky:

$t_0 = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{6,307}{9,41} = 0,6702$. Stanovíme kritický obor:

$$W = \langle 0, F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1) \rangle \cup \langle F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1), \infty \rangle = \langle 0, F_{0,025}(19, 14) \rangle \cup \langle F_{0,975}(19, 14), \infty \rangle = \\ = \langle 0, 1 / F_{0,975}(14, 19) \rangle \cup \langle F_{0,975}(19, 14), \infty \rangle = \langle 0, 1 / 2,649 \rangle \cup \langle 2,8607, \infty \rangle = \langle 0; 0,3778 \rangle \cup \langle 2,8607, \infty \rangle$$

Protože se testová statistika nerealizuje v kritickém oboru, nulovou hypotézu nezamítáme na hladině významnosti 0,05.

Rozptyly tedy můžeme považovat za shodné.

Nyní se vrátíme k dvouvýběrovému t-testu. Podle vzorce (b) vypočteme realizaci testové statistiky:

$t_0 = \frac{m_1 - m_2 - c}{s_* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{8,25 - 8,13}{\sqrt{7,623} \sqrt{\frac{1}{20} + \frac{1}{15}}} = 0,124$. Stanovíme kritický obor:

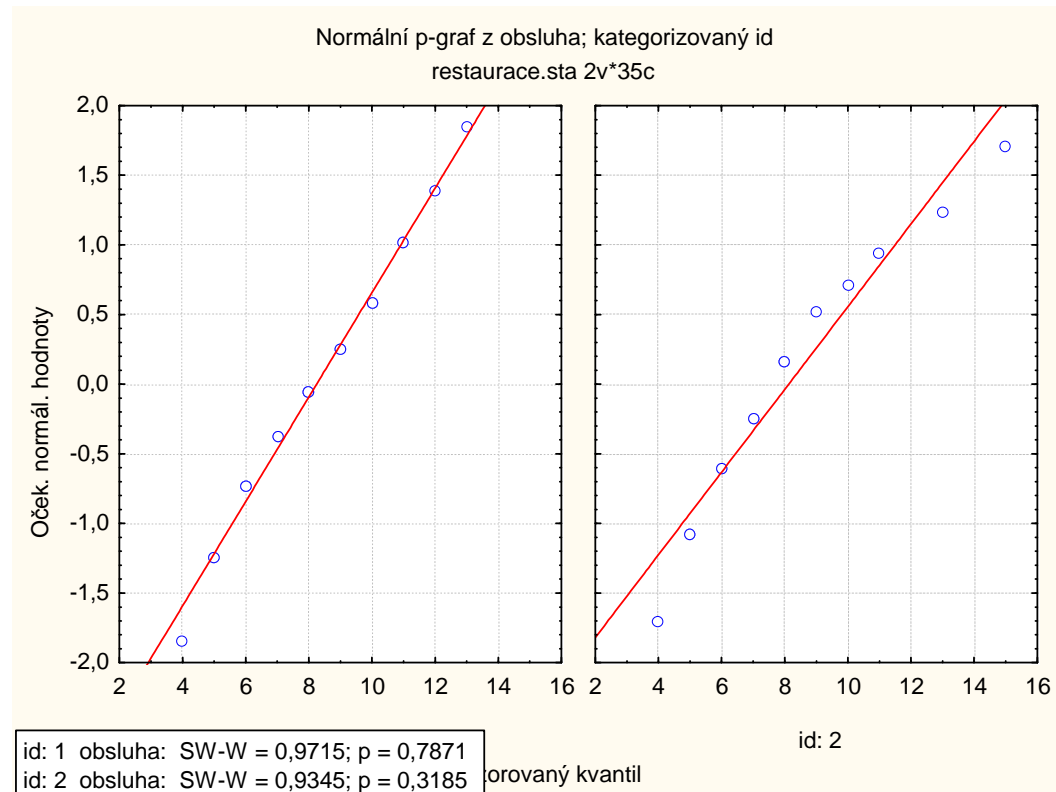
$$W = \langle -\infty, -t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2) \rangle \cup \langle t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2), \infty \rangle = \langle -\infty, -t_{0,975}(33) \rangle \cup \langle t_{0,975}(33), \infty \rangle = \langle -\infty, -2,035 \rangle \cup \langle 2,035, \infty \rangle$$

Protože testová statistika se nerealizuje v kritickém oboru, nulovou hypotézu nezamítáme na hladině významnosti 0,05.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Otevřeme nový datový soubor o dvou proměnných a 35 případech. První proměnnou nazveme OBSLUHA, druhou ID. Do proměnné OBSLUHA napíšeme nejprve doby obsluhy v první restauraci a poté doby obsluhy ve druhé restauraci. Do proměnné ID, která slouží k rozlišení první a druhé restaurace, napíšeme 20 krát jedničku a 15 krát dvojku.

Pomocí NP-grafu ověříme normalitu dat v obou skupinách. Grafy – 2D Grafy – Normální pravděpodobnostní grafy – zaškrtneme S-W test - Proměnné OBSLUHA, OK, Kategorizovaný – Kategorie X, zaškrtneme Zapnuto, Změnit proměnnou – ID, OK. Dostaneme graf



V obou případech se tečky odchylují od přímky jenom málo a p-hodnoty S-W testu převyšují 0,05. Předpoklad o normálním rozložení dat v obou skupinách je oprávněný.

Nyní provedeme dvouvýběrový t-test současně s testem o shodě rozptylů:

Statistika – Základní statistiky a tabulky – t-test, nezávislé, dle skupin – OK, Proměnné –Závislé proměnné OBSLUHA, Grupovací proměnná ID – OK.

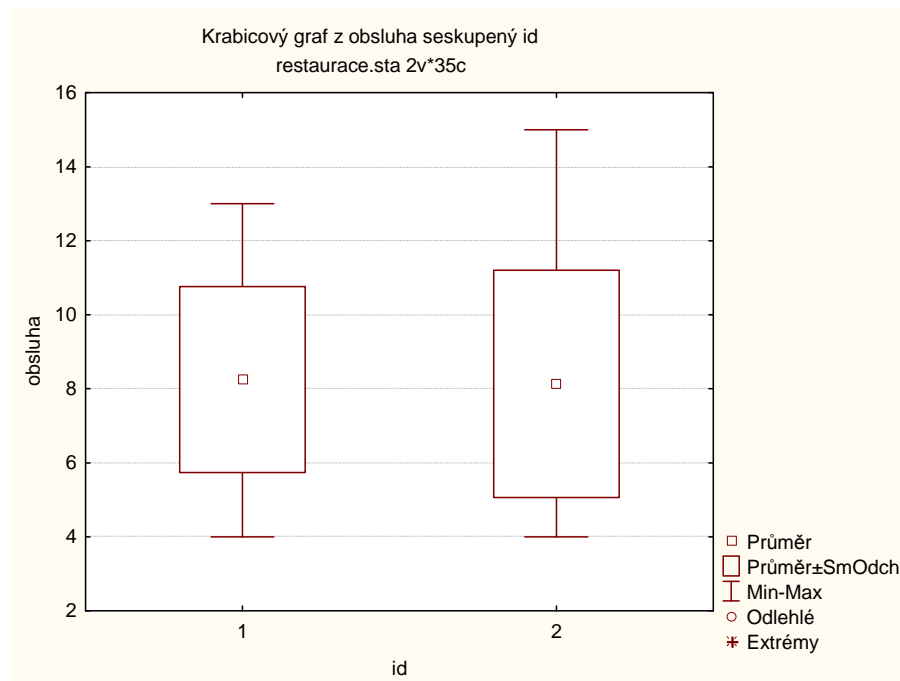
Po kliknutí na tlačítko Souhrn dostaneme tabulku

Proměnná	t-testy; grupováno: ID (restaurace)										
	Průměr 1	Průměr 2	t	sv	p	Poč.plat 1	Poč.plat. 2	Sm.odch. 1	Sm.odch. 2	F-poměr rozptyly	p rozptyly
OBSLUHA	8,250000	8,133333	0,123730	33	0,902279	20	15	2,510504	3,067495	1,492952	0,410440

Vidíme, že testová statistika pro test shody rozptylů se realizuje hodnotou 1,492952 (je to převrácená hodnota k číslu 0,6702, které jsme vypočítali při ručním postupu), odpovídající p-hodnota je 0,41044, tedy na hladině významnosti 0,05 nezamítáme hypotézu o shodě rozptylů. (Upozornění: v případě zamítnutí hypotézy o shodě rozptylů je zapotřebí v tabulce t-testu pro nezávislé vzorky dle skupin zaškrtnout volbu Test se samostatnými odhady rozptylu.)

Dále z tabulky plyne, že testová statistika pro test shody středních hodnot se realizuje hodnotou 0,12373, počet stupňů volnosti je 33, odpovídající p-hodnota 0,902279, tedy hypotézu o shodě středních hodnot nezamítáme na hladině významnosti 0,05. Znamená to, že s rizikem omylu nejvýše 5% se neprokázal rozdíl ve středních hodnotách dob obsluhy v restauracích "U bílého koníčka" a „Zlatý lev“.

Tabulku ještě doplníme krabicovými diagramy. Na záložce Details zaškrtneme krabicový graf a vybereme volbu Průměr/SmOdch/Min-Max.



Z grafu je vidět, že průměrná doba obsluhy v první restauraci je nepatrně delší a má menší variabilitu než ve druhé restauraci. Extrémní ani odlehlé hodnoty se zde nevyskytují.

Upozornění:

V případě, že známe realizace obou výběrových průměrů a směrodatných odchylek, můžeme pro provedení dvouvýběrového t-testu v systému STATISTICA použít aplikaci Tesy rozdílů. Postup si ukážeme na příkaldě s dobou obsluhy ve dvou restauracích

Statistiky – Základní statistiky a tabulky – Testy rozdílů: r, %, průměry – OK – vybereme Rozdíl mezi dvěma průměry (normální rozdělení) – do políčka Pr1 napíšeme 8,25, do políčka SmOd1 napíšeme 2,5105, do políčka N1 napíšeme 20, do políčka Pr2 napíšeme 8,1333, do políčka SmOd2 napíšeme 3,0675, do políčka N2 napíšeme 15 – Výpočet. Dostaneme p-hodnotu 0,9023, tedy nezamítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti 0,05.

The screenshot shows the 'Testy rozdílů: r, %, průměry: restaurace.sta' dialog box. It has three main sections for different types of tests. The middle section, 'Rozdíl mezi dvěma průměry (normální rozdělení)', is currently selected. It contains input fields for Pr1 (8,25), SmOd1 (2,5105), N1 (20), Pr2 (8,1333), SmOd2 (3,0675), and N2 (15). The p-value is shown as .9023. There are radio buttons for 'Jednostr.' and 'Oboustr.', with 'Oboustr.' selected. A 'Výpočet' button is present. At the top, there is a checkbox for 'Poslat/tisknout výsledky každ. výpočtu do okna protokolu' and a 'Storno' button. The other two sections, 'Rozdíl mezi dvěma korelačními koeficienty' and 'Rozdíl mezi dvěma poměry', have their respective input fields and 'Výpočet' buttons.

Nepovinná část: Cohenův koeficient věcného účinku – doplnění významu dvouvýběrového t-testu:

Nechť X_{11}, \dots, X_{1n_1} je náhodný výběr z rozložení $N(\mu_1, \sigma^2)$ a X_{21}, \dots, X_{2n_2} je na něm nezávislý náhodný výběr rozložení $N(\mu_2, \sigma^2)$, přičemž $n_1 \geq 2$ a $n_2 \geq 2$ a σ^2 neznáme. Necht' c je konstanta.

Testujeme $H_0: \mu_1 - \mu_2 = c$ proti $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq c$. Označme m_1, m_2 realizace výběrových průměrů hodnot dané veličiny

v těchto dvou skupinách, s_1^2, s_2^2 realizace výběrových rozptylů a $s_*^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ realizaci váženého průměru výběrových rozptylů.

Cohenův koeficient d vypočteme podle vzorce: $d = \frac{|m_1 - m_2|}{s_*}$.

Tento koeficient slouží k posouzení velikosti rozdílu průměrů, který je standardizován pomocí odmocniny z váženého průměru výběrových rozptylů. Jedná se o tzv. **věcnou významnost** neboli **velikost účinku** skupiny na variabilitu hodnot sledované náhodné veličiny. Velikost účinku hodnotíme podle následující tabulky:

Hodnota d	účinek
aspoň 0,8	velký
mezi 0,5 až 0,8	střední
mezi 0,2 až 0,5	malý
pod 0,2	zanedbatelný

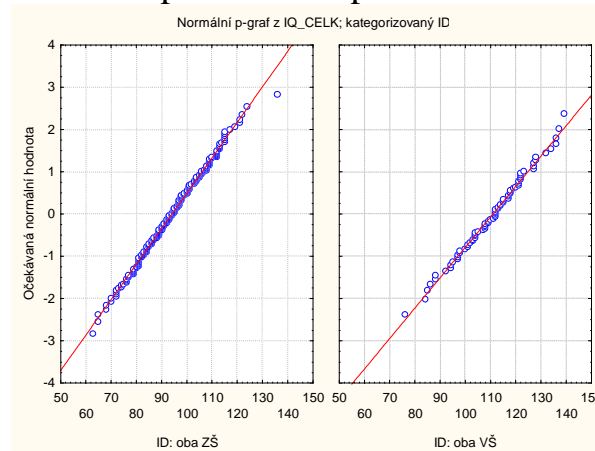
(Uvedené hodnoty nemají samozřejmě absolutní platnost, posouzení, jaký účinek považujeme za velký či malý, závisí na kontextu.)

Je zapotřebí si uvědomit, že při dostatečně velkých rozsazích náhodných výběrů i malý rozdíl ve výběrových průměrech způsobí zamítnutí nulové hypotézy na hladině významnosti α , i když z věcného hlediska tak malý rozdíl nemá význam. Naopak, máme-li výběry malých rozsahů, pak i značně velký rozdíl ve výběrových průměrech nemusí vést k zamítnutí nulové hypotézy na hladině významnosti α .

Příklad:

Máme k dispozici údaje o celkovém IQ 856 žáků ZŠ. Zaujímáme se jednak o skupinu dětí, jejichž oba rodiče mají pouze základní vzdělání (je jich 296) a jednak o skupinu dětí, jejichž oba rodiče mají vysokoškolské vzdělání (těch je 75). Na hladině významnosti 0,05 budeme testovat hypotézu, že střední hodnota celkového IQ je v obou skupinách stejná a také vypočteme Cohenův koeficient věcného účinku.

Řešení: Normalitu dat v obou skupinách posoudíme pomocí N-P plotu:



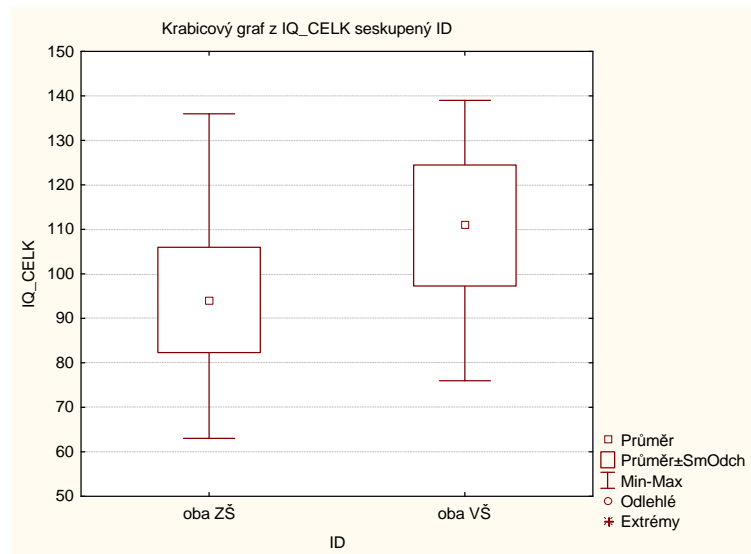
Vzhled N- P plotů v obou skupinách podporuje domněnku o normalitě dat.

Provedeme dvouvýběrový t-test:

Proměnná	t-testy; grupováno: ZŠ a VŠ (IQ)										
	Skup. 1: oba ZŠ Skup. 2: oba VŠ										
	Průměr oba ZŠ	Průměr oba VŠ	t	sv	p	Poč.plat oba ZŠ	Poč.plat. oba VŠ	Sm.odch. oba ZŠ	Sm.odch. oba VŠ	F-poměr Rozptyly	p Rozptyly
IQ_CELK	94,13851	110,9067	-10,6295	369	0,000000	296	75	11,82604	13,60164	1,322829	0,110124

Hypotézu o shodě středních hodnot zamítáme na hladině významnosti 0,05, protože odpovídající p-hodnota je velmi blízká 0 (hypotézu o shodě rozptylů nezamítáme na hladině významnosti 0,05, p-hodnota F-testu je 0,110124, což je větší než 0,05).

Krabicový diagram:



Vidíme, že průměrné celkové IQ dětí v 1. skupině je 94,1, zatímco ve 2. skupině 110,9. Vliv skupiny na variabilitu hodnot celkového IQ posoudíme pomocí Cohena koeficientu.

	1	2	3	4	5	6	7
	n1	n2	m1	m2	s1	s2	d
1	296	75	94,13851	110,9067	11,82604	13,60164	1,374117

Cohenův koeficient nabývá hodnoty 1,37, tudíž vliv skupiny na variabilitu hodnot celkového IQ lze považovat za velký.