

578.087.1:519.21

PRAVDĚPODOBNOST V t-TESTU V EXCELU

Jiří KNÍŽEK, Jan ÖSTERREICHER, Aleš MACELA

Ústav radiobiologie a imunologie Vojenské lékařské akademie J. E. Purkyně, Hradec Králové

Souhrn

Graf silofunkce a graf náhodných simulací odůvodňuje použití vysoké hladiny významnosti $\alpha = 0,95$ pro testování třídy nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ a opravňuje použití relativně nízké hladiny významnosti $\alpha = 0,05$ pro testování nulové hypotézy $H_0: \mu_1 = \mu_2$. Výsledky testování rozdílnosti ($H_0: \mu_1 \neq \mu_2$) mají několikanásobně vyšší informační validitu než výsledky testování shodnosti ($H_0: \mu_1 = \mu_2$). Pro experimentální biologii z tohoto vyplývá pravidlo, že pokusy by měly být koncipovány takovým způsobem, aby klíčové statistické hodnocení celé experimentální práce vedlo spíše k testování rozdílnosti (neshodnosti) nežli k testování shodnosti.

Klíčová slova: t-test; Dvouvýběrové testy; Microsoft Excel; Síla testu.

The Probability in the Excel t-Test

Summary

The power function graph and the random simulation graph justify the use of a high level of significance $\alpha = 0.95$ for testing the class of null hypotheses $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ and entitle us to use a relatively low level of significance $\alpha = 0.05$ for testing null hypothesis $H_0: \mu_1 = \mu_2$. The inequality testing results ($H_0: \mu_1 \neq \mu_2$) have a few times higher information validity than the equality testing results ($H_0: \mu_1 = \mu_2$). In experimental biology rule that the experiments should be set up in such a way that key statistical evaluation of the whole experimental work leads more to the testing of inequality than equality follows.

Key words: t-Test; Two-simple test; Microsoft Excel; Power of test.

Úvod

Dvouvýběrový t-test je v biologickém výzkumu jedno z nejčastěji používaných statistických hodnocení. Může být používán jak k testování shodnosti, tak k testování neshodnosti (rozdílnosti) dvou náhodných výběrů. Všeobecně nejdostupnější počítačový algoritmus pro statistické hodnocení dvouvýběrovým t-testem je program TTEST v rámci tabulkového procesoru Excel 97 od firmy Microsoft. V první části naší práce objasníme vztah veličiny pravděpodobnosti, která je rezultujícím numerickým výsledkem programu TTEST s „klasickým“ testovacím předpisem, takovým jaký známe z učebnic statistiky. Ve druhé části bude objasněna odlišnost dvouvýběrového t-testu shodnosti a dvouvýběrového t-testu neshodnosti. Ve třetí části budou předestřena stručná pravidla používání programu TTEST.

Pravděpodobnost ve dvouvýběrovém t-testu v programovém systému Excel 97

Předmětem dvoustranného dvouvýběrového t-testu je testování tzv. nulové hypotézy

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

o shodnosti parametrů polohy dvou spojitých rozdělení, jejichž experimentální reprezentací jsou dva náhodné výběry

$$x_1 = (x_{1,1}, \dots, x_{1,n_1}), \quad x_2 = (x_{2,1}, \dots, x_{2,n_2}),$$

proti třídě alternativních hypotéz

$$H_A: \mu_1 \neq \mu_2.$$

O náhodných výběrech x_1 a x_2 se přitom předpokládá, že jsou normálně rozdělené.

Krátké opakování ze základního kurzu počtu pravděpodobnosti a matematické statistiky:

Parametr polohy je definován jako pořadnice na ose x při nejvyšší hodnotě hustoty pravděpodob-

nosti. Tato hodnota je jednou ze základních a nejdůležitějších *charakteristik náhodné veličiny*. Zákon rozdělení podává o náhodné veličině obraz sice úplný, ale často dosti nepřehledný. Proto při aplikaci shrnujeme informaci o náhodné veličině do jednoho nebo několika čísel, které veličinu dobře charakterizují (i když nedovolují plnou rekonstrukci rozdělení) a jejichž způsob výpočtu je jednoznačně definován. Tato čísla nazýváme *charakteristikami*. Nejpoužívanější jsou *parametry polohy a variability* (obr. 1). Často jsou používány i *parametry šikmosti a špičatosti* (obr. 2).

Základní informaci poskytují *charakteristiky*, které udávají polohu daného rozdělení. Tyto tzv. *charakteristiky polohy* reprezentují jakýsi střed celého rozdělení, kolem kterého budou pozorované hodnoty náhodné veličiny při opakování pokusu náhodně kolísat. Od těchto charakteristik požadujeme, aby dobře vystihly rozdíly v polohách různých rozdělení (analogicky jako těžiště ve fyzice). Základní *charakteristikou polohy* je *střední hodnota*. *Statistickým odhadem střední hodnoty pro normálně rozdělená data je výběrový (tzv. aritmetický) průměr*.

Vedle polohy se rozdělení různých náhodných veličin odlišují také rozsahem kolísání hodnot, jejich koncentrací nebo rozptýlením (variabilitou) při opakování pokusu. Tato rozptýlení měříme tzv. *charakteristikami variability*. Základní *charakteristikou variability* je *rozptyl - variance*. *Statistickým odhadem variance pro normálně rozdělená data je tzv. výběrový rozptyl a jeho odmocninou je často používaná výběrová směrodatná odchylka*.

V učebnicích statistiky (1) lze nalézt stručnou formuli pro výpočet oboustranného dvouvýběrového t-testu ve tvaru tzv. *kritického oboru* (viz poznámka níže) (varianta s apriorním předpokladem rovnosti rozptylů $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$):

$$W_\alpha = \left\{ t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s} \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}}; |t| \geq t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2) \right\},$$

kde statistika s (tj. *směsná výběrová směrodatná odchylka*) je počítána podle vztahu

$$s = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

(pomocí *výběrových směrodatných odchylek* obou souborů s_1 a s_2).

Poznámka: Prakticky se kritického oboru W_α použije následujícím způsobem.

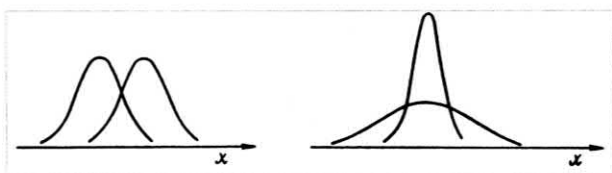
1. *Podle vzorce uvnitř složených závorek se vyčíslí testační charakteristika t .*
2. *Pomocí tabelárních hodnot se vyčíslí Studentovo testační kritérium $t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$ pro pravděpodobnost $1 - \alpha/2$ a počet stupňů volnosti $n_1 + n_2 - 2$. (Pro testování experimentů v biologii se zpravidla volí hladina významnosti $\alpha = 0,05$).*
3. *V případě, že absolutní hodnota testační charakteristiky $|t|$ je větší nebo rovna testačnímu kritériu $t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$, je situace kritická a nulová hypotéza $H_0: \mu_1 = \mu_2$ je zamítnuta, přičemž platí alternativa $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$. V opačném případě zamítnuta není.*

Z grafu hustoty pravděpodobnosti t-Studentova rozdělení (obr. 3) názorně vyplývá způsob testování. V případě, že testační kritérium t v absolutní hodnotě přesáhne kritickou hodnotu nebo je rovno kritické hodnotě $t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$, tj. když průměry $\bar{x}_1$ a $\bar{x}_2$ jsou od sebe příslušně dostatečně vzdálené, je nulová hypotéza H_0 o shodnosti parametrů polohy μ_1 a μ_2 zamítnuta. V případě, že testační kritérium t se v absolutní hodnotě blíží k nule (obr. 4), tj. když průměry $\bar{x}_1$ a $\bar{x}_2$ jsou si navzájem velmi blízké nebo jsou-li vzájemně téměř totožné, samozřejmě nulová hypotéza H_0 o shodnosti parametrů polohy μ_1 a μ_2 není zamítnuta. Ba co více, platí s vysokou, téměř jednotkovou pravděpodobností $p_{shodnosti}$.

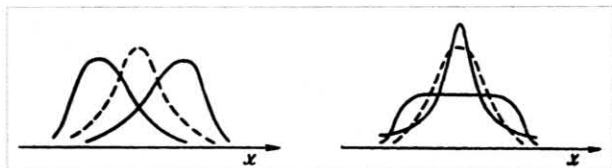
Tmavší plochy na obrázcích 3 a 4 představují pro daný případ příslušnou hodnotu pravděpodobnosti $p_{shodnosti}$ t-testu, kterou počítá excelový program TTEST. Je při tom pozoruhodná vlastnost t-testu, jak relativně málo je „kritický“, resp. jak relativně značně „benevolentní“ je. Stačí totiž, aby pravděpodobnost shodnosti parametrů polohy μ_1 a μ_2 měla hodnotu pouze 6 % a nulová hypotéza H_0 již není zamítnuta, testujeme-li na obvyklé hladině významnosti $\alpha = 0,05$ (obr. 5).

Excelová pravděpodobnost $p_{shodnosti}$ t-testu

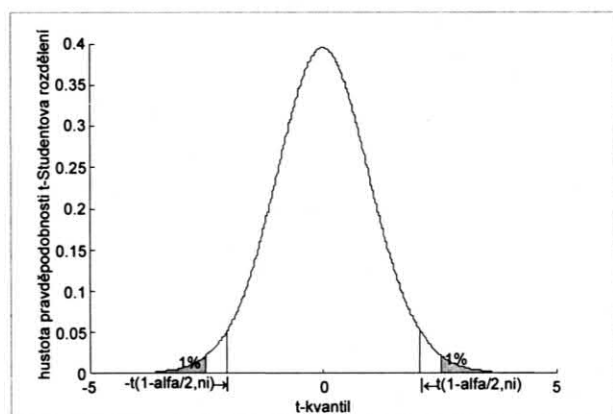
Po otevření (kliknutím na příslušnou ikonu na displeji vašeho PC) tabulkového procesoru Excel 97 od firmy Microsoft se na pravděpodobnost $p_{shodnosti}$ dostaneme následujícím postupem:



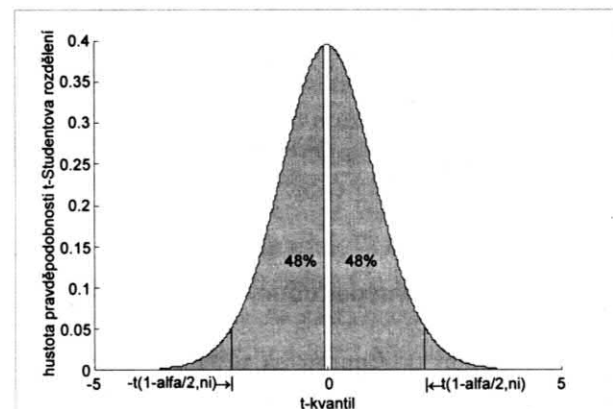
Obr. 1: Rozdělení s různými parametry polohy a rozdělení s různými parametry variability



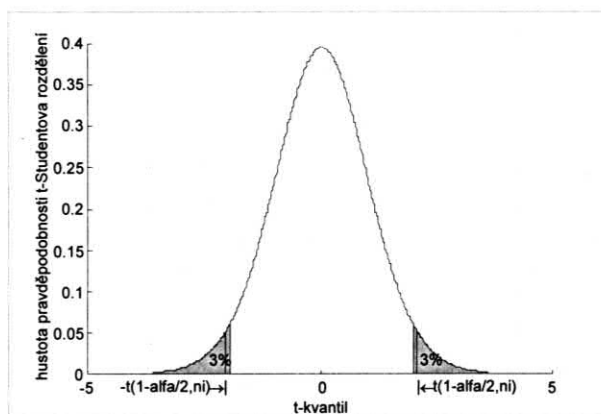
Obr. 2: Rozdělení s různými parametry šikmosti a rozdělení s různými parametry špičatosti



Obr. 3: Graf hustoty pravděpodobnosti t-Studentova rozdělení, $\alpha = 0,05$, $n_i = n(1) + n(2) - 2$.



Obr. 4: Graf hustoty pravděpodobnosti t-Studentova rozdělení, $\alpha = 0,05$, $n_i = n(1) + n(2) - 2$.



Obr. 5: Graf hustoty pravděpodobnosti t-Studentova rozdělení, $\alpha = 0,05$, $n_i = n(1) + n(2) - 2$.

1. Volby: Zobrazit / Panely nástrojů / Standardní (potvrdit) - to vše pouze tehdy, není-li již tento panel nástrojů otevřen.
2. Kliknout na ikonu označenou symbolem f_x (při podržení ukazovátka myši na této ikoně se na 3 vteřiny objeví popiska „Vložit funkci“).
3. Po kliknutí se objeví okno s nadpisem „Vložit funkci“.
4. Zde v levém rámečku nadepsaném „Funkce:“ zvolíme variantu „statistické“.
5. Dále v pravém rámečku nadepsaném „Název funkce“ zvolíme variantu „TTEST“.
6. Po kliknutí se objeví okno s nadpisem „TTEST“. (Pozn.: pomocí levého tlačítka myši lze toto okno „uchopit“ a posunovat jím libovolně po displeji.)
7. Okno obsahuje čtyři prázdná datová pole (předepsaná nápisy: **Pole 1**, **Pole 2**, **Strany** a **Typ**), která se naplní daty následujícím způsobem.
8. Nejdříve klikneme myši na začátek daného pole a pak pomocí levého tlačítka myši „rámuje“ na ploše tabulkového procesoru pole (ev. přes více řádků i sloupců zároveň), ve kterém jsou obsaženy číselné hodnoty, které pokládáme za první náhodný výběr $x_1 = (x_{1,1}, \dots, x_{1,n_1})$. Přitom zároveň můžeme pozorovat, jak se v příslušném datovém poli (např. **Pole 1**) okna s nadpisem „TTEST“ aktuálně zobrazují první a poslední adresy buňky „rámovaného“ pole na ploše tabulkového procesoru.
9. Zcela obdobně postupujeme i v případě druhého náhodného výběru $x_2 = (x_{2,1}, \dots, x_{2,n_2})$, resp. **Pole 2**.
10. Datová pole **Strany** a **Typ** plníme napsáním příslušného čísla na klávesnici ve smyslu ka-

pitoly **Stručná pravidla používání programu TTEST z Excelu 97** této práce.

11. Zároveň s naplněním posledního datového pole **Typ** se v dolní komentářové části okna s nadpisem „TTEST“ objeví (například) „Výsledek = 0,415896532“, což je očekávaná hodnota $p_{shodnosti}$ t-testu.

Pozn: Zvolíme-li v bodě č. 5. místo varianty „TTEST“ variantu „FTEST“, objeví se příslušné okno s nadpisem „FTEST“ pro statistická hodnocení pomocí F-testu - viz níže.

t-test neshodnosti (rozdílnosti) v Excelu 97

V biologii je velmi často používána excelová pravděpodobnost $p_{shodnosti}$ t-testu také k testování neshodnosti (rozdílnosti) parametrů polohy μ_1 a μ_2 , tj. k testování třídy nulových hypotéz:

$$H_0: \mu_1 \neq \mu_2$$

proti alternativní hypotéze

$$H_A: \mu_1 = \mu_2.$$

(Pozn.: nerovnost $\mu_1 \neq \mu_2$ lze zřejmě realizovat nekonečně mnoha způsoby; tyto způsoby tvoří celou třídu realizací.) Přitom všeobecně akceptovanými kritérii jsou kritéria:

Nesignifikantní rozdíl	$0,1 \leq p_{shodnosti}$
Hraničně signifikantní rozdíl	$0,05 \leq p_{shodnosti} < 0,1$
Signifikantní rozdíl	$0,01 \leq p_{shodnosti} < 0,05$
Vysoce signifikantní rozdíl	$p_{shodnosti} < 0,01$

Komplementárním jevem jevu:

„parametry polohy μ_1 a μ_2 jsou shodné“

je jev

„parametry polohy μ_1 a μ_2 jsou neshodné (rozdílné)“

Pro dva komplementární jevy platí pravděpodobnostní vztah:

$$p_{shodnosti} = 1 - p_{neshodnosti}$$

Za určitých teoretických předpokladů, lze pomocí pravděpodobnosti $p_{neshodnosti}$ výše uvedená kritéria přepsat do tvaru:

Nesignifikantní rozdíl	$p_{neshodnosti} \leq 0,9$
Hraničně signifikantní rozdíl	$0,9 < p_{neshodnosti} \leq 0,95$
Signifikantní rozdíl	$0,95 < p_{neshodnosti} \leq 0,99$
Vysoce signifikantní rozdíl	$0,99 < p_{neshodnosti}$

Jinými slovy třída nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ je zamítnuta jako **nesignifikantní**, když pravděpodobnost jejich platnosti

$$p_{neshodnosti} \leq 0,9,$$

třída nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ není zamítnuta jako **hraničně signifikantní**, když pravděpodobnost jejich platnosti

$$\alpha = 0,9 < p_{neshodnosti} \leq 0,95,$$

třída nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ není zamítnuta jako **signifikantní**, když pravděpodobnost jejich platnosti

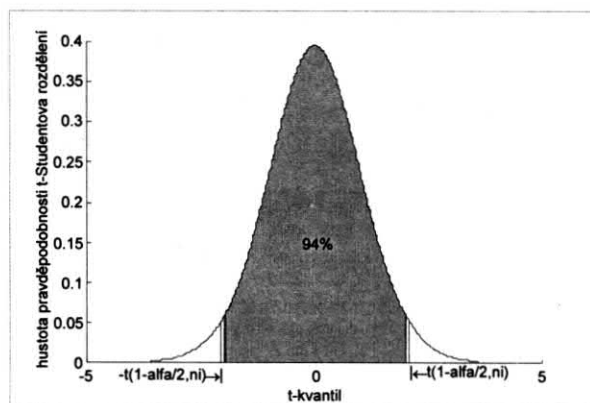
$$\alpha = 0,95 < p_{neshodnosti} \leq 0,99,$$

třída nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ není zamítnuta jako **vysoce signifikantní**, když pravděpodobnost jejich platnosti

$$\alpha = 0,99 < p_{neshodnosti},$$

což je oproti testování nulové hypotézy $H_0: \mu_1 = \mu_2$ relativně velmi „kritický“, resp. velmi „rigorózní“ požadavek. Stačí totiž, aby pravděpodobnost neshodnosti (rozdílnosti) $p_{neshodnosti}$ parametrů polohy μ_1 a μ_2 měla hodnotu již jen 94% a třída nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ je zamítnuta (obr. 6), pokud zjišťujeme rozdílnost (neshodu) na nejvíce obvyklé hladině významnosti $\alpha = 0,95$!

Vysvětlení této zdánlivé disproporce v testování hypotéz $H_0: \mu_1 = \mu_2$ a $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ je možné podat i pomocí grafického znázornění tzv. silofunkce t-testu shodnosti (obr. 7) a pomocí náhodných pokusů (obr. 8) na dostatečném množství vhodných náhodných simulací $x_1 = (x_{1,1}, \dots, x_{1,n_1})$ a $x_2 = (x_{2,1}, \dots, x_{2,n_2})$.



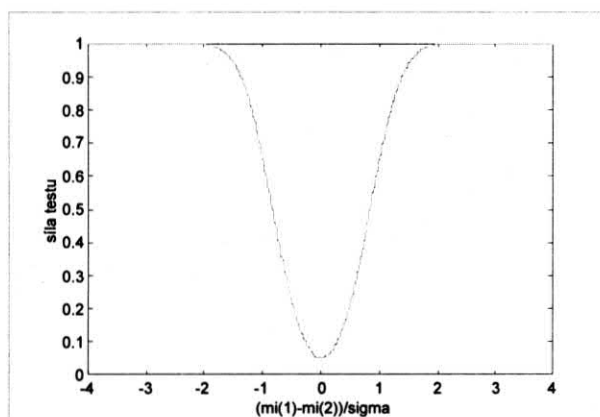
Obr. 6: Graf hustoty pravděpodobnosti t-Studentova rozdělení, $\alpha = 0,05$, $n_i = n(1) + n(2) - 2$.

Síla t-testu a náhodné pokusy

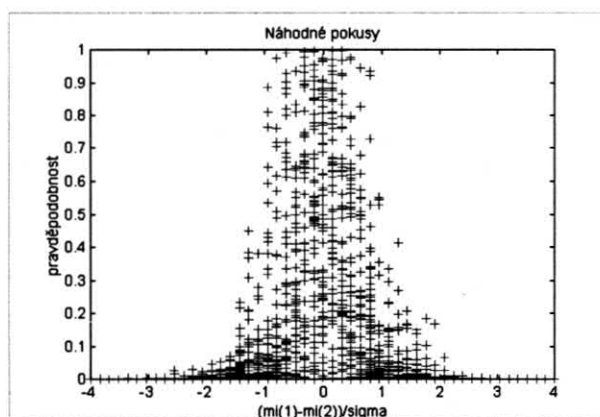
Sílofunkce (obr. 7) neboli síla testu ukazuje na naději, s jakou test zjistí, že testovaná nulová hypotéza H_0 neplatí a platí hypotéza alternativní H_A .

Tyto teoreticky odvozené poměrně komplikované vztahy (např. pro t-test se počítají pomocí distribuční funkce tzv. necentrálního t-Studentova rozdělení) lze potvrdit a výstižně znázornit pomocí náhodných pokusů na dostatečném množství vhodných náhodných simulací $x_1 = (x_{1,1}, \dots, x_{1,n_1})$ a $x_2 = (x_{2,1}, \dots, x_{2,n_2})$. Pomocí generátoru normálně rozdělených pseudonáhodných čísel jsou simulovány náhodné výběry x_1 a x_2 (a z nich počítána $p_{\text{shodnosti}}$) tak, že při konstantním rozptylu, kdy např. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1$, je systematicky měněn parametr simulace $\mu_1 - \mu_2$. Při tom pro každou pořadnici $\mu_1 - \mu_2$ je provedeno nejméně 60 pokusů. Tato diskrétní závislost (body znázorněné pomocí „plusů“) je vynesena do grafu (obr. 8).

Na první pohled je zřejmá vzájemná korespondence sílofunkce a grafu náhodných simulací. Pro nízké hodnoty $|\mu_1 - \mu_2|$ blíží se v absolutní hodnotě k nule je síla testu relativně velmi nízká (pro $|\mu_1 - \mu_2| = 0$ má síla testu hodnotu hladiny významnosti $\alpha = 0,05$). Pro nízké hodnoty $|\mu_1 - \mu_2|$ blíží se k nule vykazují příslušné náhodné pokusy enormní rozptyl, prakticky přes celé definiční rozpětí. Lze říci, že v oblasti nízkých hodnot $|\mu_1 - \mu_2|$ je t-test shodnosti méně přesný. V oblastech hodnot $|\mu_1 - \mu_2|$ výrazněji odlišných od nuly síla testu velmi rychle stoupá, což jednoznačně korespondu-



Obr. 7: Graf sílofunkce



Obr. 8: Náhodné pokusy

je s relativně velmi nízkým rozptylem náhodných pokusů. V těchto oblastech hodnot $|\mu_1 - \mu_2|$ je t-test neshodnosti relativně velmi přesný.

Stručná pravidla používání programu TTEST z Excelu 97

Výsledky pravo(levo)stranných testů z tabulek 1 a 2 získané pomocí programu TTEST z Excelu 97 lze přímo použít i pro testy příslušných tzv. složených hypotéz.

Tj. konkrétně výsledek (p_{TTEST}) pro pravostranný test shodnosti, tj. test hypotézy: $H_0: \mu_1 = \mu_2$ proti alternativě $H_A: \mu_1 > \mu_2$,

platí také pro test složené hypotézy: $H_0: \mu_1 \leq \mu_2$ proti alternativě $H_A: \mu_1 > \mu_2$,

resp. výsledek pro levostranný test shodnosti, tj. test hypotézy: $H_0: \mu_1 = \mu_2$ proti alternativě $H_A: \mu_1 < \mu_2$,

platí také pro test složené hypotézy: $H_0: \mu_1 \geq \mu_2$ proti alternativě $H_A: \mu_1 < \mu_2$.

Výsledek (p_{TTEST}) pro pravostranný test neshodnosti, tj. test hypotézy: $H_0: \mu_1 > \mu_2$ proti alternativě $H_A: \mu_1 = \mu_2$,

platí také pro test hypotézy: $H_0: \mu_1 > \mu_2$ proti složené alternativě $H_A: \mu_1 \leq \mu_2$,

resp. výsledek pro levostranný test neshodnosti, tj. test hypotézy: $H_0: \mu_1 < \mu_2$ proti alternativě $H_A: \mu_1 = \mu_2$,

platí také pro test hypotézy: $H_0: \mu_1 < \mu_2$ proti složené alternativě $H_A: \mu_1 \geq \mu_2$.

Tabulka 1

Testování shodnosti

č.	operace	oboustranný test: $H_o: \mu_1 = \mu_2$ $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$	pravostranný test: $H_o: \mu_1 = \mu_2$ $H_A: \mu_1 > \mu_2$	levostranný test: $H_o: \mu_1 = \mu_2$ $H_A: \mu_1 < \mu_2$
1	porovnání odpovídajících výběrových průměrů	—	pro $\bar{x}_1 \leq \bar{x}_2$ (apriori) $p_{TTEST} = 0,5$ $\Rightarrow H_o$ není zamítnuta	pro $\bar{x}_1 \geq \bar{x}_2$ (apriori) $p_{TTEST} = 0,5$ $\Rightarrow H_o$ není zamítnuta
2	rozhodování o párovém t-testu	mezi všemi přísl. prvky obou náhodných výběrů existuje jistá logická vazba (Pozn.); $n_1 = n_2$	mezi všemi přísl. prvky obou náhodných výběrů existuje jistá logická vazba; $n_1 = n_2$	mezi všemi přísl. prvky obou náhodných výběrů existuje jistá logická vazba; $n_1 = n_2$
3	!!! pouze v případě, že se nejedná o párový t-test: testování shodnosti rozptylů: $H_o: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$; $H_A: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$ nebo $H_A: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$ programem FTEST (Excel 97)	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. odečtení hodnoty „Výsledek = p_{FTEST} “, tj. pravděpodobnost shody $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. odečtení hodnoty „Výsledek = p_{FTEST} “, tj. pravděpodobnost shody $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. odečtení hodnoty „Výsledek = p_{FTEST} “, tj. pravděpodobnost shody $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$
4	vlastní program TTEST (Excel 97)	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. naplnění Strany číslem 2 4. naplnění Typ podle typu t-testu: párový t-test: 1 $p_{FTEST} > 0,05$: 2 $p_{FTEST} \leq 0,05$: 3	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. naplnění Strany číslem 1 4. naplnění Typ podle typu t-testu: párový t-test: 1 $p_{FTEST} > 0,05$: 2 $p_{FTEST} \leq 0,05$: 3	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. naplnění Strany číslem 1 4. naplnění Typ podle typu t-testu: párový t-test: 1 $p_{FTEST} > 0,05$: 2 $p_{FTEST} \leq 0,05$: 3
5	rozhodnutí o výsledku t-testu	$p_{TTEST} > 0,05$ $\Rightarrow H_o: \mu_1 = \mu_2$, není zamítnuta; $p_{TTEST} \leq 0,05$ $\Rightarrow$ platí $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$	$p_{TTEST} > 0,05$ $\Rightarrow H_o: \mu_1 = \mu_2$, není zamítnuta; $p_{TTEST} \leq 0,05$ $\Rightarrow$ platí $H_A: \mu_1 > \mu_2$	$p_{TTEST} > 0,05$ $\Rightarrow H_o: \mu_1 = \mu_2$, není zamítnuta; $p_{TTEST} \leq 0,05$ $\Rightarrow$ platí $H_A: \mu_1 < \mu_2$

Poznámka: Např. představují-li prvky $x_1 = (x_{1,1}, \dots, x_{1,n_1})$ vlastnosti před úpravou materiálu a prvky $x_2 = (x_{2,1}, \dots, x_{2,n_2})$ po úpravě materiálu těchto vzorků ($n_1 = n_2$).

Testování neshodnosti (rozdílnosti)

Tabulka 2

č.	operace	oboustranný test: $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ $H_A: \mu_1 = \mu_2$	pravostranný test: $H_0: \mu_1 > \mu_2$ $H_A: \mu_1 = \mu_2$	levostranný test: $H_0: \mu_1 < \mu_2$ $H_A: \mu_1 = \mu_2$
1	porovnání odpovídajících výběrových průměrů	—	pro $\bar{x}_1 \leq \bar{x}_2$ (apriori) $p_{\text{TTEST}} = 0,5$ $\Rightarrow H_0$ není zamítnuta	pro $\bar{x}_1 \geq \bar{x}_2$ (apriori) $p_{\text{TTEST}} = 0,5$ $\Rightarrow H_0$ není zamítnuta
2	rozhodování o párovém t-testu	mezi všemi přísl. prvky obou náhodných výběrů existuje jistá logická vazba; $n_1 = n_2$	mezi všemi přísl. prvky obou náhodných výběrů existuje jistá logická vazba; $n_1 = n_2$	mezi prvky všemi přísl. obou náhodných výběrů existuje jistá logická vazba; $n_1 = n_2$
3	!!! pouze v případě, že se nejedná o párový t-test: testování shodnosti rozptylů: $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$; $H_A: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$ nebo $H_A: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$ programem FTEST (Excel 97)	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. odečtení hodnoty „Výsledek = p_{FTEST} “, tj. pravděpodobnost shody $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. odečtení hodnoty „Výsledek = p_{FTEST} “, tj. pravděpodobnost shody $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. odečtení hodnoty „Výsledek = p_{FTEST} “, tj. pravděpodobnost shody $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$
4	vlastní program TTEST (Excel 97)	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. naplnění Strany číslem 2 4. naplnění Typ podle typu t-testu: párový t-test: 1 $p_{\text{FTEST}} > 0,05$: 2 $p_{\text{FTEST}} \leq 0,05$: 3	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. naplnění Strany číslem 1 4. naplnění Typ podle typu t-testu: párový t-test: 1 $p_{\text{FTEST}} > 0,05$: 2 $p_{\text{FTEST}} \leq 0,05$: 3	1. naplnění Pole 1 prvním náhodným výběrem 2. naplnění Pole 2 druhým náhodným výběrem 3. naplnění Strany číslem 1 4. naplnění Typ podle typu t-testu: párový t-test: 1 $p_{\text{FTEST}} > 0,05$: 2 $p_{\text{FTEST}} \leq 0,05$: 3
5	rozhodnutí o výsledku t-testu	1. $p_{\text{TTEST}} > 0,1 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, je zamítnuta; 2. $0,1 > p_{\text{TTEST}} \geq 0,05 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je hraničně signifikantní 3. $0,05 > p_{\text{TTEST}} \geq 0,01 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je signifikantní 4. $0,01 > p_{\text{TTEST}} \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je vysoce signifikantní	1. $p_{\text{TTEST}} > 0,1 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, je zamítnuta; 2. $0,1 > p_{\text{TTEST}} \geq 0,05 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je hraničně signifikantní 3. $0,05 > p_{\text{TTEST}} \geq 0,01 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je signifikantní 4. $0,01 > p_{\text{TTEST}} \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je vysoce signifikantní	1. $p_{\text{TTEST}} > 0,1 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, je zamítnuta; 2. $0,1 > p_{\text{TTEST}} \geq 0,05 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je hraničně signifikantní 3. $0,05 > p_{\text{TTEST}} \geq 0,01 \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je signifikantní 4. $0,01 > p_{\text{TTEST}} \Rightarrow H_0: \mu_1 \neq \mu_2$, není zamítnuta, rozdíl je vysoce signifikantní

Poznámka: Symbolem p_{TTEST} je ve výše uvedených tabulkách označena pravděpodobnost $p_{\text{shodnosti}}$ t-testu.

Závislost přítomnosti neutrofilních granulocytů v plicích po lokálním ozáření hrudníku na dávce záření

Máme otestovat na neshodnost dva soubory (náhodné výběry) obsahující počty neutrofilních granulocytů v ozářené plicní tkáni (3). První soubor představuje počty těchto buněk u zvířete vyšetřeno 30 týdnů po ozáření dávkou 14 Gy. Druhý soubor je výčtem neutrofilů myši vyšetřené 30 týdnů po ozáření dávkou 18 Gy:

1. 30 týdnů/14 Gy: 6, 3, 0, 2, 3, 3, 12, 4, 5, 2, 2, 6, 1, 0, 4;
2. 30 týdnů/18 Gy: 11, 11, 10, 3, 1, 15, 5, 13, 15, 6, 9, 5, 6, 2, 2.

Jedná se tedy o oboustranný test, kdy budeme testovat třídu nulových hypotéz $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$ oproti její oboustranné alternativě $H_A: \mu_1 = \mu_2$. Vzhledem k tomu, že se nejedná o případ dat, kdy by bylo možné použít párového t-testu, určíme nejdříve pravděpodobnost shodnosti rozptylů náhodných výběrů F-testem pomocí programu FTEST: $p_{\text{FTEST}} = 0,096247874$. Tento mezivýsledek nám oznamuje, že rozptyly dvou výše uvedených náhodných výběrů je možné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ považovat za shodné. Takže v rámci programu TTEST po naplnění polí **Pole 1** a **Pole 2** (výše uvedenými náhodnými výběry) do pole **Strany** zadáme číslo 2 (jedná se o oboustranný

test) a do pole **Typ** zadáme také číslo 2 (jak vyplývá z výsledku F-testu). Výsledek, tj. $p_{\text{TTEST}} = 0,09040984$ nám oznamuje, že testované náhodné výběry lze považovat za vysoce signifikantně rozdílné. Z tohoto výsledku můžeme usuzovat, že intenzita zánětlivé odpovědi organismu v ozářené plicní tkáni je závislá na velikosti absorbované dávky záření 30 týdnů po lokálním ozáření hrudníku.

Literatura

1. HÁTLE, J. - LIKEŠ, J.: Základy počtu pravděpodobnosti a matematické statistiky. Praha, SNTL-ALFA, 1972. 463 s.
2. MELOUN, M. - MILITKÝ, J.: Statistické zpracování experimentálních dat. Praha, PLUS, 1994. 839 s.
3. ÖSTERREICHER, J. - VÁVROVÁ, J. - NOŽIČKA, J. - PETÝREK, P. - KNÍŽEK, J.: The correlation of infiltration of neutrophil granulocytes after local irradiation of the thorax to time and radiation dose. Voj. zdrav. Listy (supl.), 1998, vol. 67, č. 1, s. 8-11.

Korespondence: Ing. Jiří Knížek, CSc.

Vojenská lékařská akademie J. E. Purkyně
Třebešská 1575
500 01 Hradec Králové
e-mail: knizek@pmfhk.cz

Do redakce došlo 9. 12. 1999