

## Cvičení 5.: Parametrické úlohy o jednom náhodném výběru z normálního rozložení

### Úkol 1.: Vlastnosti výběrového průměru z normálního rozložení

Předpokládejme, že velký ročník na vysoké škole má výsledky ze statistiky normálně rozloženy kolem střední hodnoty 72 bodů se směrodatnou odchylkou 9 bodů. Najděte pravděpodobnost, že průměr výsledků náhodného výběru 10 studentů bude větší než 80 bodů.

#### Návod:

$X_1, \dots, X_{10}$  je náhodný výběr z  $N(72, 81)$ . Počítáme  $P(M > 80)$ , přičemž výběrový průměr  $M$  má normální rozložení se střední hodnotou  $E(M) = \mu = 72$  a rozptylem  $D(M) = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{81}{10} = 8,1$  (viz skripta Základní statistické metody, věta 6.1.1.1., bod 2).

Tedy  $P(M > 80) = 1 - P(M \leq 80) = 1 - \Phi(80)$ , kde  $\Phi(80)$  je hodnota distribuční funkce rozložení  $N(72; 8,1)$  v bodě 80.

Vytvoříme datový soubor o jedné proměnné a o jednom případu. Do Dlouhého jména této proměnné napíšeme  $=1 - INormal(80;72;sqrt(8,1))$ . Zjistíme, že  $1 - \Phi(80) = 0,00247005$ . Funkce  $INormal(x;\mu;\sigma)$  počítá hodnotu distribuční funkce rozložení  $N(\mu,\sigma^2)$  v bodě  $x$ .

	1
	Prom1
1	0,00247

### Úkol 2.: Intervaly spolehlivosti pro parametry $\mu$ , $\sigma^2$ normálního rozložení

Z populace stejně starých selat téhož plemene bylo vylosováno šest selat a po dobu půl roku jím byla podávána táž výkrmná dieta. Byly zaznamenávány průměrné denní přírůstky hmotnosti v Dg. Z dřívějších pokusů je známo, že v populaci mívají takové přírůstky normální rozložení, avšak střední hodnota i rozptyl se měnívají. Přírůstky v Dg: 62, 54, 55, 60, 53, 58.

- Najděte 95% empirický levostranný interval spolehlivosti pro neznámou střední hodnotu  $\mu$  při neznámé směrodatné odchylce  $\sigma$ .
- Najděte 95% empirický interval spolehlivosti pro směrodatnou odchylku  $\sigma$ .

#### Návod:

Vytvoříme nový datový soubor o jedné proměnné X a 6 případech. Do proměnné X napíšeme dané hodnoty.

Ad a) Statistiky – Základní statistiky a tabulky – Popisné statistiky – OK – Proměnné X – OK – Detailní výsledky – zaškrtneme Meze spolehl. prům. (ostatní volby zrušíme) – pro jednostranný interval změníme hodnotu na 90,00 - Výpočet. (Hodnotu změníme na 90, protože dolní mez levostranného 95% intervalu spolehlivosti pro  $\mu$  je stejná jako dolní mez oboustranného 95% intervalu spolehlivosti pro  $\mu$ .)

	Popisné statistiky (Tabulka1)	
	Int. spolehl.	Int. spolehl.
Proměnná	-90,000%	90,000
X	54,05683	59,94317

Vidíme, že  $\mu > 54,06$  Dg s pravděpodobností aspoň 0,95.

Ad b) Statistiky – Základní statistiky a tabulky – Popisné statistiky – OK – Proměnné X – OK – Detailní výsledky – zaškrtneme Meze sp. směr. odch., ponecháme implicitní hodnotu 95,00 – Výpočet.

	Popisné statistiky (Tabulka1)	
	Spolehlivost Sm.Odch. -95,000%	Spolehlivost Sm.Odch. +95,000%
Proměnná		
X	2,233234	8,774739

Dostáváme výsledek:  $2,23 \text{ g} < \sigma < 8,77 \text{ g}$  s pravděpodobností aspoň 0,95.

### Úkol 3.: Testování hypotézy o parametru $\mu$ normálního rozložení

Systematická chyba měřicího přístroje se eliminuje nastavením přístroje a měřením etalonu, jehož správná hodnota je  $\mu = 10,00$ . Nezávislými měřeními za stejných podmínek byly získány hodnoty: 10,24 10,12 9,91 10,19 9,78 10,14 9,86 10,17 10,05, které považujeme za realizace náhodného výběru rozsahu 9 z rozložení  $N(\mu, \sigma^2)$ . Je možné při riziku 0,05 vysvětlit odchylky od hodnoty 10,00 působením náhodných vlivů?

#### Návod:

Na hladině významnosti 0,05 testujeme hypotézu  $H_0: \mu = 10$  proti oboustranné alternativě  $H_1: \mu \neq 10$ . Jde o úlohu na jednovýběrový t-test. Ten je ve STATISTICE implementován.

Vytvoříme datový soubor o jedné proměnné a devíti případech, kam zapíšeme naměřené hodnoty. V Základních statistikách/tabulkách vybereme t-test, samostatný vzorek. Do Referenčních hodnot zapíšeme 10. Ve výstupu se podíváme na hodnotu testového kritéria a na p-hodnotu. Pokud p-hodnota bude menší nebo rovna 0,05, zamítíme hypotézu  $H_0: \mu = 10$  ve prospěch oboustranné alternativní hypotézy  $H_1: \mu \neq 10$  na hladině významnosti 0,05.

V opačném případě  $H_0$  nezamítáme. V našem případě je

Proměnná	Test průměrů vůči referenční konstantě (hodnotě)							
	Průměr	Sm.odch.	N	Sm.chyba	Referenční konstanta	t	SV	p
Prom1	10,05111	0,162669	9	0,054223	10,00000	0,942611	8	0,373470

Protože p-hodnota  $0,373470 > 0,05$  nulovou hypotézu nezamítáme na hladině významnosti 0,05. S rizikem omylu nejvýše 5% lze tedy odchylky od hodnoty 10 vysvětlit působením náhodných vlivů.

Všimněme si ještě hodnoty testového kriteria:  $t_0 = 0,942611$ . Kritický obor

$$\begin{aligned} W &= (-\infty, -t_{1-\alpha/2}(n-1)) \cup (t_{1-\alpha/2}(n-1), \infty) = (-\infty, -t_{0,975}(8)) \cup (t_{0,975}(8), \infty) = \\ &= (-\infty, -2,306) \cup (2,306, \infty) \end{aligned}$$

Protože  $t_0 \notin W$ , nezamítáme na hladině významnosti 0,05 hypotézu  $H_0$ .

**Úkol 4.: Interval spolehlivosti pro rozdíl parametrů  $\mu_1 - \mu_2$  dvouozměrného rozložení**  
 Bylo vylosováno 6 vrhů selat a z nich vždy dva sourozenci. Jeden z nich vždy dostal náhodně dietu č. 1 a druhý dietu č. 2. Přírůstky v Dg jsou následující: (62,52), (54,56), (55,49), (60,50), (53,51), (58,50). Za předpokladu, že rozdíly uvedených dvojic tvoří náhodný výběr z normálního rozložení se střední hodnotou  $\mu_1 - \mu_2$ , sestojte 95% interval spolehlivosti pro rozdíl středních hodnot.

**Návod:**

Vytvoříme datový soubor o třech proměnných a šesti případech. Do proměnných v1 a v2 zapíšeme naměřené přírůstky, do proměnné v3 uložíme rozdíly v1 - v2.

Ve STATISTICE je implementován výpočet oboustranného intervalu spolehlivosti pro  $\mu$ , když  $\sigma^2$  neznáme. Pomocí Popisných statistik zjistíme meze 95% intervalu spolehlivosti pro střední hodnotu proměnné v3 tak, že zaškrtneme Meze spoleh. prům.

	Popisné statistiky	
	Int. spolehl. -95,000%	Int. spolehl. +95,000%
Proměnná		
Prom3	0,626461	10,70687

Dostaneme výsledek:  $0,63 \text{ Dg} < \mu < 10,71 \text{ Dg}$  s pravděpodobností aspoň 0,95.

**Úkol 5.: Testování hypotézy o rozdílu parametrů  $\mu_1 - \mu_2$  dvouozměrného rozložení**

Pro data z úkolu 4. testujte na hladině významnosti 0,05 hypotézu, že obě výkrmné diety mají stejný vliv.

**Návod:**

Označme  $\mu = \mu_1 - \mu_2$ . Na hladině významnosti 0,05 testujeme hypotézu  $H_0: \mu = 0$  proti oboustranné alternativě  $H_1: \mu \neq 0$ . Jde o úlohu na párový t-test. Ten je ve STATISTICE implementován. Vytvoříme datový soubor o dvou proměnných a šesti případech. Do proměnných v1 a v2 zapíšeme naměřené přírůstky. V menu Základní statistiky/tabulky vybereme t-test, závislé vzorky. Zadáme názvy obou proměnných a ve výstupu se podíváme na hodnotu testového kritéria a na p-hodnotu.

	t-test pro závislé vzorky Označ. rozdíly jsou významné na hlad. $p < ,05000$							
	Průměr	Sm.odch.	N	Rozdíl	Sm.odch. rozdílu	t	sv	p
Prom1	57,00000	3,577709						
Prom2	51,33333	2,503331	6	5,666667	4,802777	2,890087	5	0,034183

Protože p-hodnota  $0,034183 < 0,05$ , zamítáme hypotézu  $H_0: \mu = 0$  ve prospěch alternativní hypotézy  $H_1: \mu \neq 0$  na hladině významnosti 0,05. Znamená to, že jsme s rizikem omylu nejvýše 5% prokázali rozdíl v účinnosti obou výkrmných diet.

Všimněme si ještě hodnoty testového kriteria:  $t_0 = 2,890087$ . Kritický obor

$$W = (-\infty, -t_{1-\alpha/2}(n-1)) \cup (t_{1-\alpha/2}(n-1), \infty) = (-\infty, -t_{0,975}(5)) \cup (t_{0,975}(5), \infty) = (-\infty, -2,5706) \cup (2,5706, \infty)$$

Protože  $t_0 \in W$ , zamítáme na hladině významnosti 0,05 hypotézu  $H_0$ .

## Příklady k samostatnému řešení

**Příklad 1.:** Měřením délky deseti válečků byly získány hodnoty (v mm): 5,38 5,36 5,35 5,40 5,41 5,34 5,29 5,43 5,42 5,32. Těchto deset hodnot považujeme za realizace náhodného výběru rozsahu 10 z normálního rozložení  $N(\mu, \sigma^2)$ .

- Sestrojte 99% interval spolehlivosti pro neznámou střední hodnotu  $\mu$
- Sestrojte 99% interval spolehlivosti pro neznámou směrodatnou odchylku  $\sigma$ .
- Na hladině významnosti 0,01 testujte hypotézu, že střední hodnota délky válečků je 5,3 mm proti oboustranné alternativě.

### Výsledky:

ad a)

$5,3228 \text{ mm} < \mu < 5,4172 \text{ mm}$  s pravděpodobností aspoň 0,99

ad b)

$0,0284 \text{ mm} < \sigma < 0,1046 \text{ mm}$  s pravděpodobností aspoň 0,99.

ad c) Testujeme  $H_0: \mu = 5,3$  proti  $H_1: \mu \neq 5,3$  na hladině významnosti 0,01. Nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 0,01 a přijímáme alternativní hypotézu.

**Příklad 2.:** Bylo náhodně vybráno 15 desetiletých chlapců a byla zjištěna jejich výška (v cm). Výsledky měření 130, 140, 136, 141, 139, 133, 149, 151, 139, 136, 138, 142, 127, 139, 147 považujeme za realizace náhodného výběru rozsahu 15 z rozložení  $N(\mu, \sigma^2)$ . Podle názoru odborníků by střední hodnoty výšky desetiletých chlapců měla být 136,1 cm. Testujte tuto hypotézu na hladině významnosti 0,05.

Pomocí N-P plotu a S-W testu ověřte normalitu dat.

### Výsledky:

S-W test poskytl p-hodnotu 0,7998, tedy hypotézu o normalitě nezamítáme na hladině významnosti 0,05. Dále testujeme  $H_0: \mu = 136,1$  proti  $H_1: \mu \neq 136,1$  na hladině významnosti 0,05. Protože  $p = 0,0947 > 0,05$ , nulovou hypotézu nezamítáme na hladině významnosti 0,05.

**Příklad 3.:** Pět mužů se rozhodlo, že budou hubnout. Zjistili svou hmotnost před zahájením diety a po ukončení diety.

Číslo osoby	1	2	3	4	5
Hmotnost před dietou	84	77,5	91,5	84,5	97,5
Hmotnost po dietě	78,5	73,5	88,5	80	97

Na hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu, že dieta neměla vliv na hmotnost.

### Výsledky:

Testujeme  $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$  proti  $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$ . Testová statistika nabývá hodnoty 4,1105, odpovídající p-hodnota je 0,0147, tedy nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 0,05. S rizikem omylu nejvýše 5% jsme tedy prokázali, že dieta má vliv na střední hodnotu hmotnosti.