

MIAM021p(s) Analýza a management dat pro zdravotnické obory – přednáška a cvičení (jaro 2018)



Opakování Analýza kontingenčních tabulek Základy korelační analýzy

Co byste měli umět z minula:



1. Určit, kdy je vhodné použít pro testování hypotéz parametrické a neparametrické testy – ověřování předpokladů.
2. Vybrat typ neparametrického testu – jednovýběrový, párový nebo dvouvýběrový?
3. Provést testování v softwaru Statistica – Wilcoxonův test, znaménkový test, Mannův-Whitneyho test, Kruskalův-Wallisův test, mediánový test.
4. Interpretovat výsledky testování.

Analýza kontingenčních tabulek



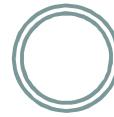
Kontingenční tabulky

Pearsonův chí-kvadrát test (test dobré shody)

Fisherův exaktní test

McNemarův test

Kontingenční tabulka - opakování



- Frekvenční sumarizace dvou kategoriálních proměnných (binárních, nominálních nebo ordinálních proměnných).
- Obecně: **R x C kontingenční tabulka** (R – počet kategorií jedné proměnné, C – počet kategorií druhé proměnné).
- Speciální případ: 2 x 2 tabulka = čtyřpolní tabulka.
- Kontingenční tabulky: **absolutních četností, celkových procent, řádkových/sloupcových četností**
- Příklad: Sumarizace vyšetřených osob podle pohlaví a výsledku diagnostického testu.

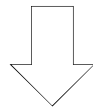
Pohlaví	Výsledek vyšetření		Celkem
	Nemocný	Zdravý	
Muž	45	11	56
Žena	25	6	31
Celkem	70	17	87

Ukázka kontingenční tabulky



- **Vztah pohlaví a výskytu onemocnění** (pozor na hodnocení nesmyslného vztahu)

	Nemocný	Zdravý	Celkem	
Muž	a	b	a + b	→ Marginální absolutní četnost
Žena	c	d	c + d	
Celkem	a + c	b + d	a + b + c + d = N	→ Celkový počet hodnot Simultánní absolutní četnost



	Nemocný	Zdravý	Celkem
Muž	45	11	56
Žena	25	6	31
Celkem	70	17	87



Jsou více nemocní muži nebo ženy?

Co analyzujeme u kontingenčních tabulek?



- Analýza kontingenčních tabulek umožňuje analyzovat **vazbu mezi dvěma kategoriálními proměnnými**. Základním způsobem testování je tzv. chí-kvadrát test, který **srovnává pozorované četnosti kombinací kategorií oproti očekávaným četnostem**, které vychází z teoretické situace, kdy je vztah mezi proměnnými náhodný.
- Test dobré shody je využíván také pro **srovnání pozorovaných četností proti očekávaným četnostem daných určitým pravidlem** (typickým příkladem je Hardy-Weinbergova rovnováha v genetice).
- Specifickým typem výstupů odvozených z kontingenčních tabulek jsou tzv. **poměry šancí a relativní rizika**, využívaná často v medicíně pro identifikaci a popis rizikových skupin pacientů.

Test dobré shody - základní teorie

Testová statistika:

$$\chi^2 = \sum \frac{\left[\begin{array}{c} \text{pozorovaná} - \text{očekávaná} \\ \text{četnost} \quad \text{četnost} \end{array} \right]^2}{\text{očekávaná četnost}}$$

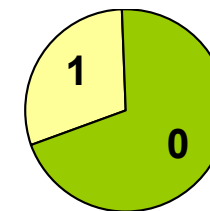
$$\chi^2 = \underbrace{\frac{\left[\begin{array}{c} \text{pozorovaná} - \text{očekávaná} \\ \text{četnost} \quad \text{četnost} \end{array} \right]^2}{\text{očekávaná četnost}}}_{\text{1. jev}} + \underbrace{\frac{\left[\begin{array}{c} \text{pozorovaná} - \text{očekávaná} \\ \text{četnost} \quad \text{četnost} \end{array} \right]^2}{\text{očekávaná četnost}}}_{\text{2. jev}} + \dots$$

$$\chi^2 > \chi^2_{(1-\alpha)} \text{ (s.v.)} \quad \dots \text{ zamítáme } H_0$$

1 - hladina významnosti

stupně volnosti

Test dobré shody: příklad I



Binomické jevy (1/0)

$$\chi^2_{(1)} = \frac{\left[\begin{array}{c} \text{pozorovaná} \\ \text{četnost} \end{array} - \begin{array}{c} \text{očekávaná} \\ \text{četnost} \end{array} \right]^2}{\underbrace{\text{očekávaná četnost}}_{\text{I. jev 1}}} + \frac{\left[\begin{array}{c} \text{pozorovaná} \\ \text{četnost} \end{array} - \begin{array}{c} \text{očekávaná} \\ \text{četnost} \end{array} \right]^2}{\underbrace{\text{očekávaná četnost}}_{\text{II. jev 2}}}$$

Příklad



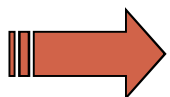
10 000 lidí hází mincí → rub: 4 000 případů (R)
→ líc: 6 000 případů (L)



Lze výsledek považovat za statisticky významně odlišný (nebo neodlišný) od očekávaného poměru R : L = 1 : 1 (tzn. že je výsledek hodu mincí náhodný)?

$$\chi^2 = \frac{(4000 - 5000)^2}{5000} + \frac{(6000 - 5000)^2}{5000} = 400$$

Tabulková hodnota: $\chi^2_{(0,95)} (v = k - 1 = 1) = \underline{3,84}$ ($0,95 = 1 - \alpha$)



Rozdíl je vysoce statisticky významný ($p < 0,001$)

Test dobré shody: příklad II



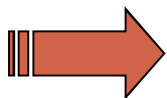
Celkem bylo zkoumáno 250 semen určitého druhu rostliny a roztríděno do následujících kategorií: žluté/hladké; žluté/vrásčité; zelené/hladké; zelené/vrásčité. Předpokládaný poměr výskytu těchto kategorií v populaci je **9 : 3 : 3 : 1**. Následující tabulka obsahuje původní data z pozorování a dále postup při testování H_0 .

	žluté/hladké	žluté/vrásčité	zelené/hladké	zelené/vrásčité	n
$f_{\text{poz.}}$	152	39	53	6	250
$f_{\text{oček.}}$	140,6250	46,8750	46,8750	15,6250	

$$\nu = k - 1 = 3$$

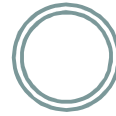
$$\chi^2 = \frac{11,3750^2}{140,6250} + \frac{7,8750^2}{46,8750} + \frac{6,1250^2}{46,8750} + \frac{9,6250^2}{15,6250} = 8,972$$

Tabulková hodnota: $\chi^2_{(0,95)} (\nu = k - 1 = 3) = \underline{7,81} \quad (0,95 = 1 - \alpha)$



Zamítáme hypotézu shody pozorovaných četností s očekávanými

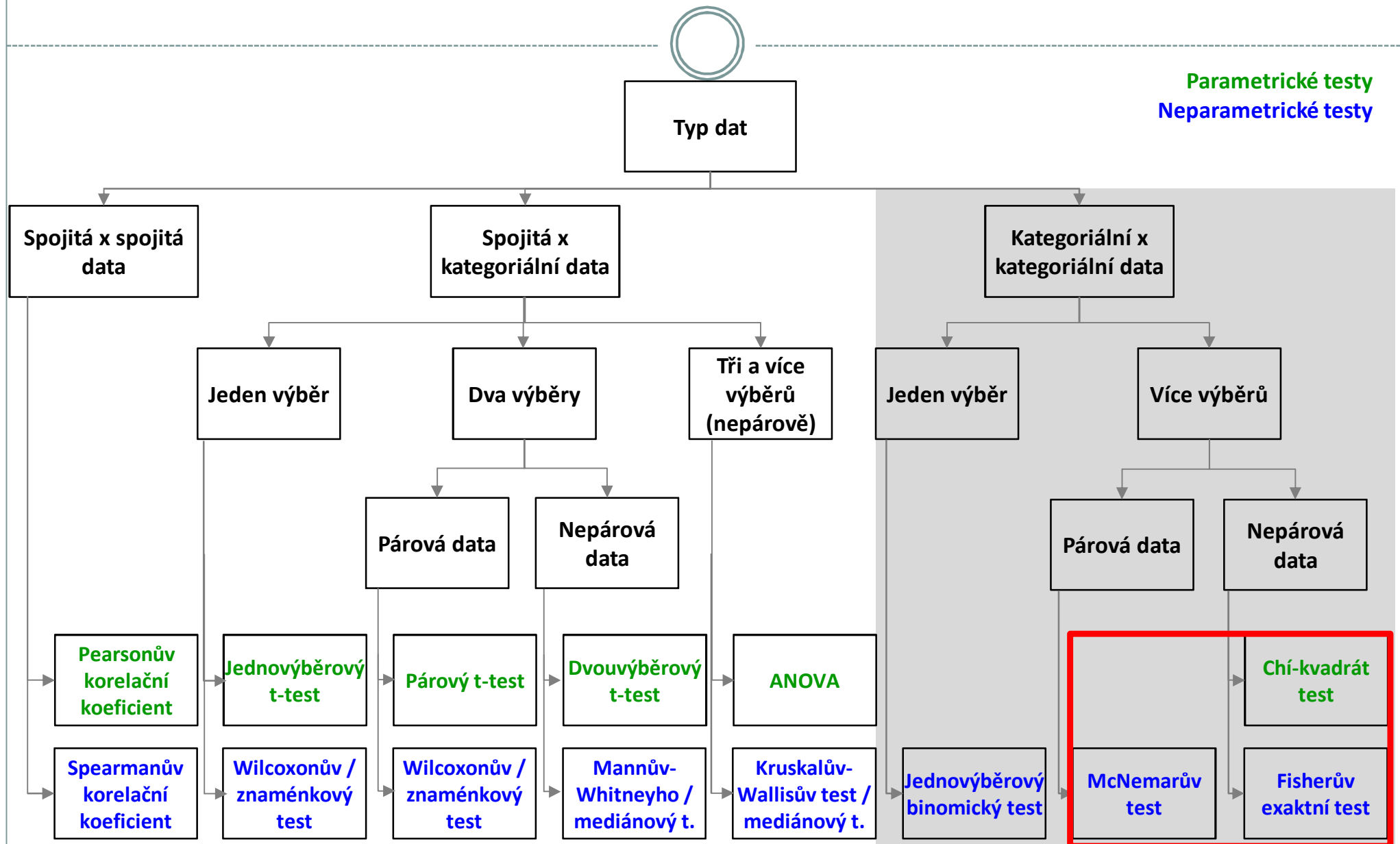
Kontingenční tabulka - hypotézy



- **NEZÁVISLOST** (Pearsonův chí-kvadrát test, Fisherův exaktní test)
 - Jeden výběr, 2 charakteristiky – obdoba nepárového uspořádání
 - Např.: existence vztahu mezi barvou očí a známkou z biostatistiky u studentů
- **SHODA STRUKTURY** (Pearsonův chí-kvadrát test, Fisherův exaktní test)
 - Tzv. test homogenity
 - Více výběrů, jedna charakteristika – obdoba nepárového uspořádání
 - Např.: věková struktura pacientů s diabetem v K nemocnicích (tj. K výběrů)
- **SYMETRIE** (McNemarův test)
 - Jeden výběr, opakovaně jedna charakteristika – obdoba párového uspořádání
 - Např.: posouzení stavu stromů ve dvou sezónách

Základní rozhodování o výběru statistických testů

- analýza kontingenčních tabulek

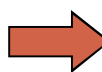




Kontingenční tabulka - obecně



- Máme dvě nominální veličiny, X (má r variant) a Y (má s variant)
- Kontingenční tabulka typu r x s

$x_{[j]} \backslash y_{[k]}$	$y_{[1]}$	$y_{[s]}$	$n_{j.}$
$x_{[1]}$	n_{11}	n_{1s}	$n_{1.}$
.
.
$x_{[r]}$	n_{r1}	n_{rs}	$n_{r.}$
$n_{.k}$	$n_{.1}$.	.	$n_{.s}$	n

 Marginální absolutní četnost
 Simultánní absolutní četnost
 Marginální absolutní četnost

- Označení:
 n_{jk} - simultánní absolutní četnost,
 $n_{j.}$ - marginální absolutní četnost

Testování nezávislosti – Pearsonův chí-kvadrát test



- Souvisí spolu výskyt dvou nominálních znaků měřených na jediném výběru?
- Příklad: Barva očí (modrá, zelená, hnědá) a barva vlasů (hnědá, černá, blond) u vybraných 30 studentů jsou nezávislé.
- **Nulová hypotéza:** Znaky X a Y jsou nezávislé náhodné veličiny.
- **Alternativní hypotéza:** Znaky X a Y jsou závislé náhodné veličiny.
- Test: **Pearsonův chí-kvadrát**

$$K = \sum_{j=1}^r \sum_{k=1}^s \frac{(n_{jk} - e_{jk})^2}{e_{jk}} \stackrel{\text{H}_0 \text{ platí}}{\approx} \chi^2((r-1)(s-1))$$

Očekávané (teoretické) četnosti e_{jk} : $e_{jk} = \frac{n_{j.} \cdot n_{.k}}{n}$

- H_0 zamítáme na hladině významnosti α , pokud $K \geq \chi^2_{1-\alpha}((r-1)(s-1))$
- **Předpoklady testu ?**

Testování nezávislosti – Pearsonův chí-kvadrát test



- **Předpoklady Pearsonova chí-kvadrát testu:**

1. **Jednotlivá pozorování** shrnutá v kontingenční tabulce **jsou nezávislá**, tj. každý prvek patří jen do jedné buňky kont. tabulky, nemůže zároveň patřit do dvou.
2. **Podmínky dobré aproximace:** Očekávané (teoretické) četnosti jsou aspoň v 80 % případů větší nebo rovné 5 a ve 100 % případů nesmí být pod 2 (pokud není tento předpoklad splněn, je vhodné sloučit kategorie s nízkými četnostmi).

- **Měření síly závislosti:**

Cramérův koeficient: $V = \sqrt{\frac{K}{n(m-1)}}$, kde $m = \min\{r, s\}$, V je z intervalu (0,1)

Význam hodnot: 0-0,1...zanedbatelná závislost

0,1-0,3...slabá závislost

0,3-0,7...střední závislost

0,7-1 silná závislost

Kontingenční tabulky: příklad

gen \ †	Ano	Ne	Σ
Ano	20	82	102
Ne	10	54	64
Σ	30	136	166

$$F_A = 102 * 30 / 166 = 18,43$$

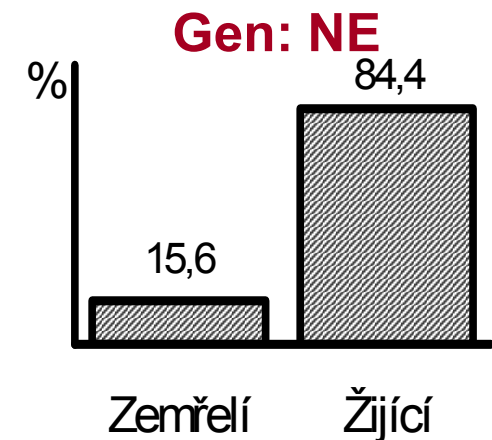
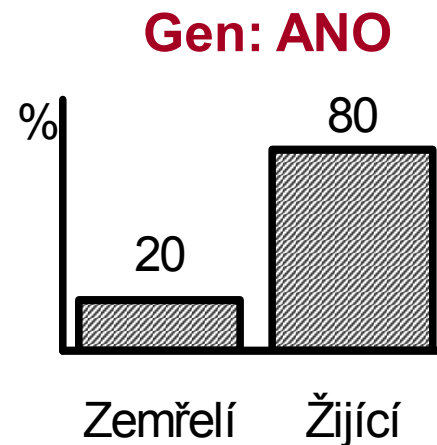
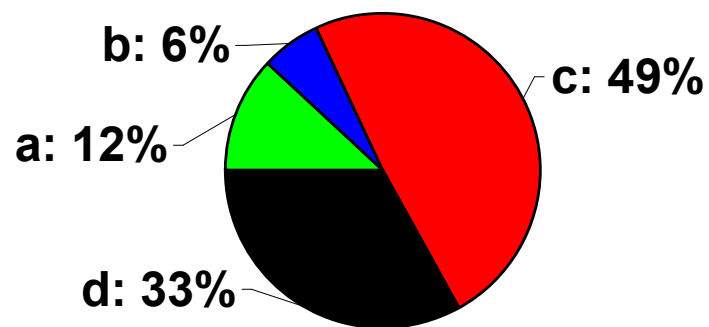
$$F_B = 102 * 136 / 166 = 83,57$$

$$F_C = 11,57$$

$$F_D = 52,43$$

$$\chi^2_{(1)} = \frac{(20-18,43)^2}{18,43} + \frac{(82-83,57)^2}{83,57} + \frac{(10-11,57)^2}{11,57} + \frac{(54-52,43)^2}{52,43} = 0,423 \quad 0,423 < \chi^2_{0,95}^{(1)} = 3,84$$

Kontingenční tabulka v obrázku



Řešení v softwaru Statistica



- Datový soubor může být zadán 2 způsoby:
 - **Původní data** (co řádek, to subjekt charakterizovaný danými kategoriálními proměnnými),
 - **Agregovaná data** (kontingenční tabulka, četnosti všech kombinací kategorií 2 kategoriálních proměnných) – analýza agregovaných dat možná i pomocí webových kalkulačtorů.

Způsob 1: Řešení v softwaru Statistica I

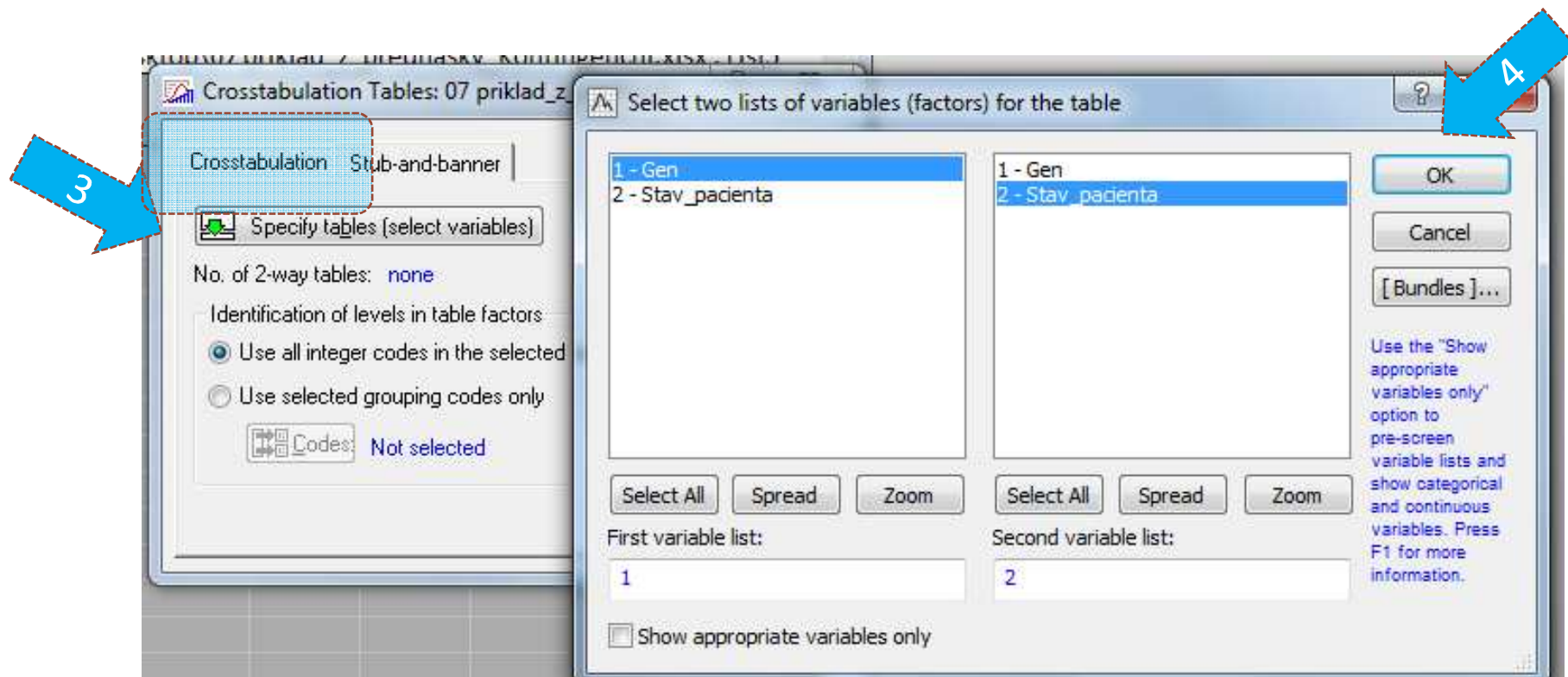
- Na hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu o nezávislosti genu a stavu pacienta. Simultánní četnosti znázorněte graficky.

- **Původní datový soubor** (co řádek, to subjekt)
- V menu **Statistics** zvolíme **Basic statistics**,
Vybereme **Tables and banners** (v češtině **Kontingenční tabulky**)

The screenshot shows the Statistica software interface. The 'Statistics' menu is open, and the 'Basic statistics' option is highlighted with a red dashed box and a blue arrow labeled '1'. Below the menu, a data table is visible with columns 'Gen' and 'Stav_p'. The 'Basic Statistics and Tables' dialog box is open, and the 'Tables and banners' option is selected, highlighted with a blue box and a blue arrow labeled '2'. The dialog box also shows other options like 'Descriptive statistics', 'Correlation matrices', and 't-test, independent, by groups'.

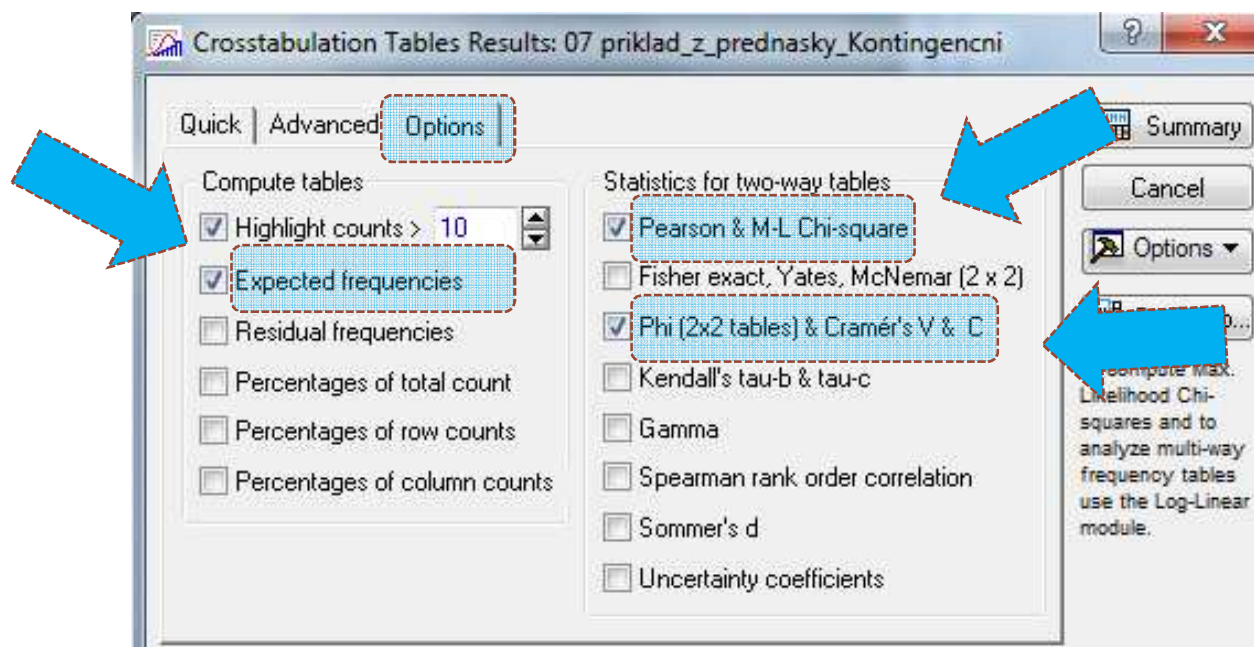
Způsob 1: Řešení v softwaru Statistica II

- Vybereme proměnné, které chceme testovat



Způsob 1: Řešení v softwaru Statistica III

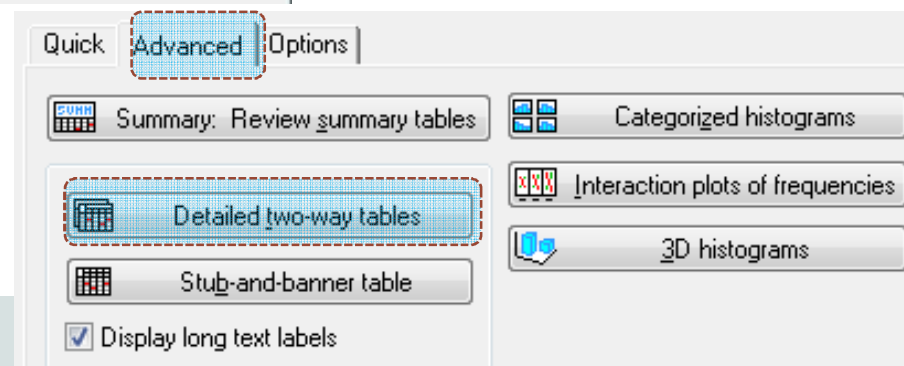
- Na záložce **Options** zaškrtneme **Expected frequencies (Očekávané četnosti)** (k ověření podmínek dobré aproximace)



- Zaškrtneme Pearsonův chí-kvadrát

- Pokud chceme vypočítat i Cramérův koeficient zaškrtneme Phi & Cramer's V

- Poté se vrátíme na záložku **Advanced**, kde a zvolíme **Detailed two-way tables**



Způsob 1: Řešení v softwaru Statistica IV

Tab.1: Pozorované četnosti

Summary Frequency Table (07 priklad_z_prednasky_K
Marked cells have counts > 10
(Marginal summaries are not marked)

Gen	Stav_pacienta úmrtí	Stav_pacienta žijící	Row Totals
přítomen	20	82	102
nepřítomen	10	54	64
All Grps	30	136	166

Tab. 2: Očekávané četnosti

Summary Table: Expected Frequencies (07 priklad_z_pre
Marked cells have counts > 10
Pearson Chi-square: ,421322, df=1, p=,516278

Gen	Stav_pacienta úmrtí	Stav_pacienta žijící	Row Totals
přítomen	18,43373	83,5663	102,0000
nepřítomen	11,56627	52,4337	64,0000
All Grps	30,0000	136,0000	166,0000



Jsou splněny podmínky dobré aproximace?

Tab. 3: Paersonův chí-kvadrát

Hodnota testové statistiky Počet stupňů volnosti p- hodnota

Statistics: Gen(2) x Stav_pacienta(2)

Statistic	Chi-square	df	p
Pearson Chi-square	,4213223	df=1	p=,51628
M-L Chi-square	,4277117	df=1	p=,51311
Phi for 2 x 2 tables	,0503794		
Tetrachoric correlation	,0949754		
Contingency coefficient	,0503156		

Způsob 2: Řešení v softwaru Statistica I



- Na hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu o nezávislosti genu a stavu pacienta. Simultánní četnosti znázorněte graficky.

- **Agregovaný datový soubor**

- V menu **Statistics** zvolíme **Basic statistics**, vybereme **Tables and banners** (v češtině **Kontingenční tabulky**)

	1 Gen	2 Stav_pacienta	3 Četnost
1	přítomen	úmrtí	20
2	přítomen	žijící	82
3	nepřítomen	úmrtí	10
4	nepřítomen	žijící	54

Basic Statistics and Tables: Spreadsheet11

Quick

- Descriptive statistics
- Correlation matrices
- t-test, independent, by groups
- t-test, independent, by variables
- t-test, dependent samples
- t-test, single sample
- Breakdown & one-way ANOVA
- Breakdown; non-factorial tables
- Frequency tables
- Tables and banners**
- Multiple response tables
- Difference tests: r, %, means
- Probability calculator

OK Cancel Options

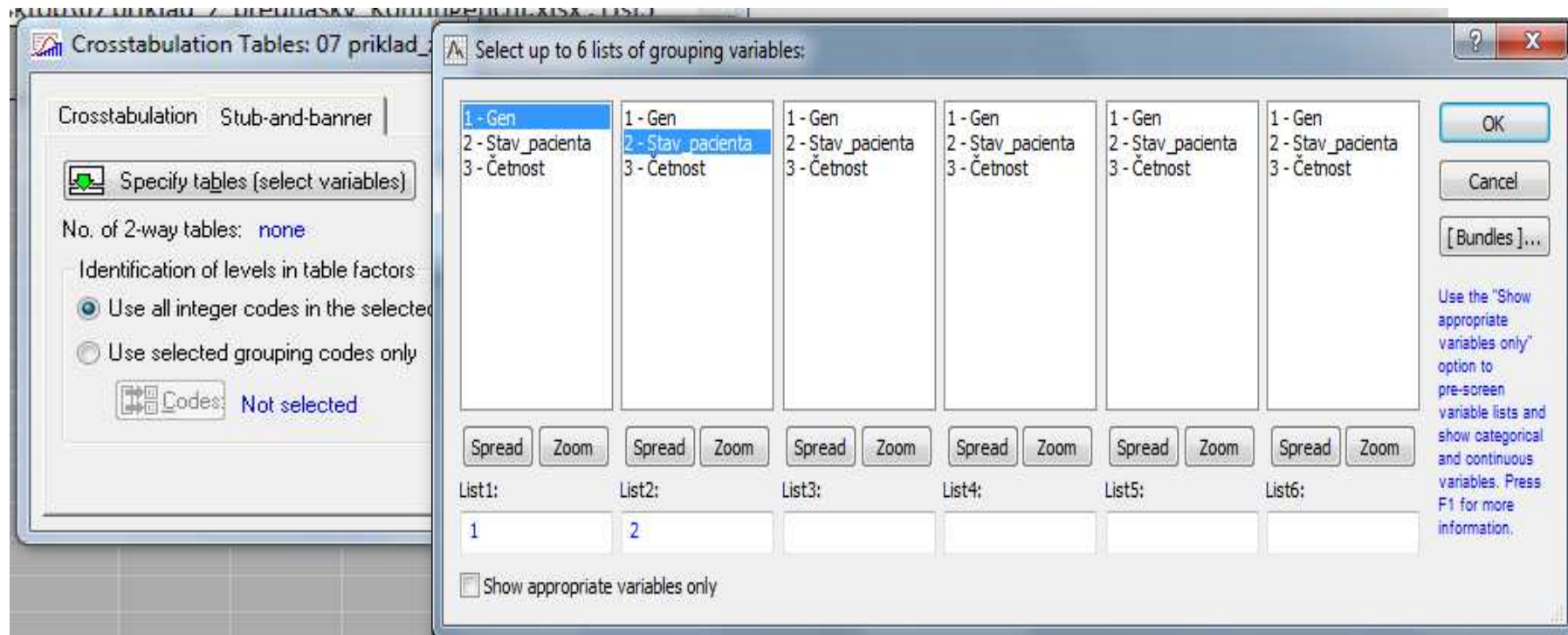
Open Data

SELECT CASES 10 W

Způsob 2: Řešení v softwaru Statistica II



- Vybereme proměnné, které chceme testovat



Způsob 2: Řešení v softwaru Statistica III

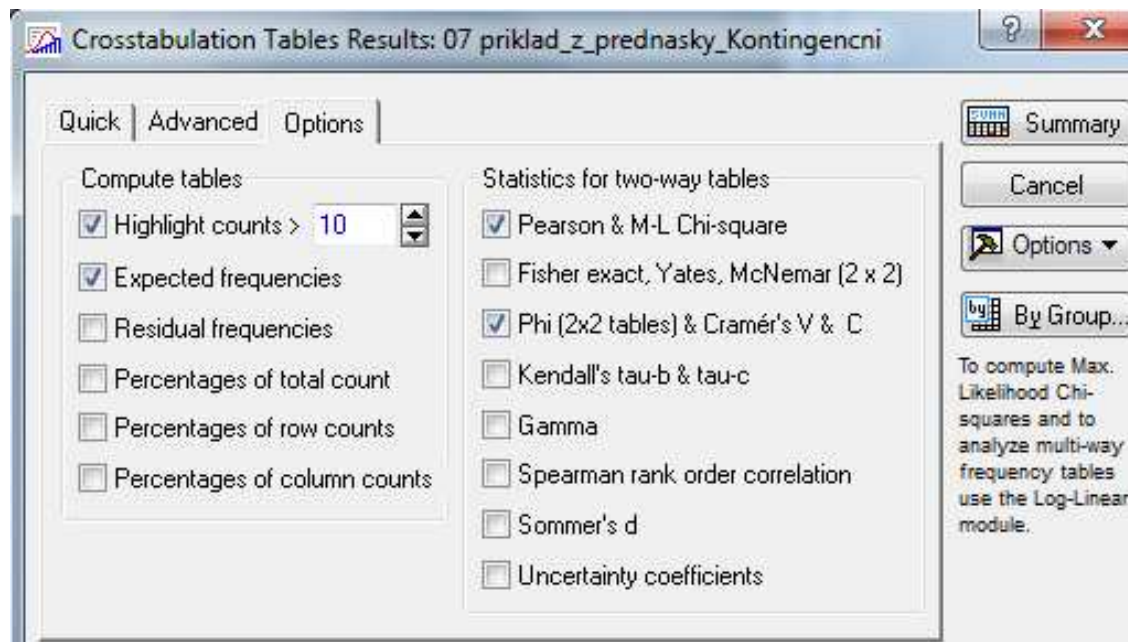
- Zapneme **váhy** (vpravo ikonka černých vah **w**), jako váhy vybereme proměnnou **četnost** (tj. proměnnou, ve které jsou uvedeny počty případů jednotlivých kombinací kategorií)

	1 Gen	2 Stav_pacienta	3 Četnost
1	přítomen	úmrtí	20
2	přítomen	žijící	82
3	nepřítomen	úmrtí	10
4	nepřítomen	žijící	54

The image shows two dialog boxes from the Statistica software. The first dialog box, titled "Crosstabulation Tables: Spreadsheet11", is in the "Stub-and-banner" tab. It has a "Weighted moments" checkbox at the bottom right, which is highlighted by a blue arrow labeled "1". The second dialog box, titled "Analysis/Graph Case Weights", is in the foreground. It has "Use Spreadsheet weights" selected. The "Weight variable" field contains "Četnost", highlighted by a blue arrow labeled "2". The "OK" button is highlighted by a blue arrow labeled "3".

Způsob 2: Řešení v softwaru Statistica IV

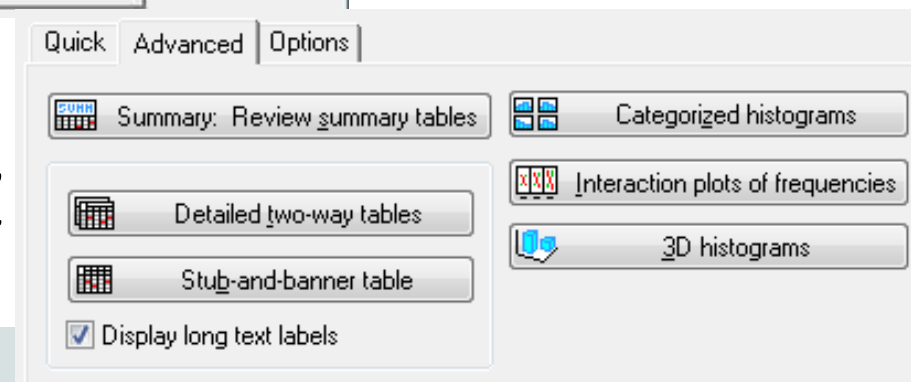
- Na záložce **Options** zaškrtneme **Expected frequencies (Očekávané četnosti)** (k ověření podmínek dobré aproximace)



- Zaškrtneme Pearsonův chí-kvadrát

- Pokud chceme vypočítat i Cramérův koeficient zaškrtneme Phi & Cramer's V

- Poté se vrátíme na záložku **Advanced**, kde a zvolíme **Detailed two-way tables**



Testování homogenity (shody struktury)



- Motivace: Zajímá nás výskyt nominálního znaku u r nezávislých výběrů z r různých populací.
- Příklad: Je zájem o sport stejný u děvčat jako u chlapců?
- Nulová hypotéza: pravděpodobnostní rozdělení kategoriální proměnné je stejné v různých populací
- Test: **Pearsonův chí-kvadrát**

		Dívky	Chlapci	
Zájem o sport	Ano	a	b	$a+b$
	Ne	c	d	$c+d$
		$a+c$	$b+d$	n

Některé marginální četnosti (buď sloupcové nebo řádkové) jsou předem pevně stanoveny

Fisherův exaktní test



- Využití ve čtyřpolní tabulce s nízkými četnostmi, které znemožňují použití Pearsonova chí-kvadrát testu.
- Patří mezi **neparametrické testy** pracující s daty na nominální škále, v nejjednodušší podobě ve dvou třídách: pozitivní/negativní, úspěch/neúspěch apod.
- Nulová hypotéza předpokládá rovnoměrné zastoupení sledovaného znaku u dvou nezávislých souborů.
- Slovo exaktní (přímý) znamená, že se přímo vypočítává pravděpodobnost odmítnutí, resp. platnosti nulové hypotézy.

Fisherův exaktní test



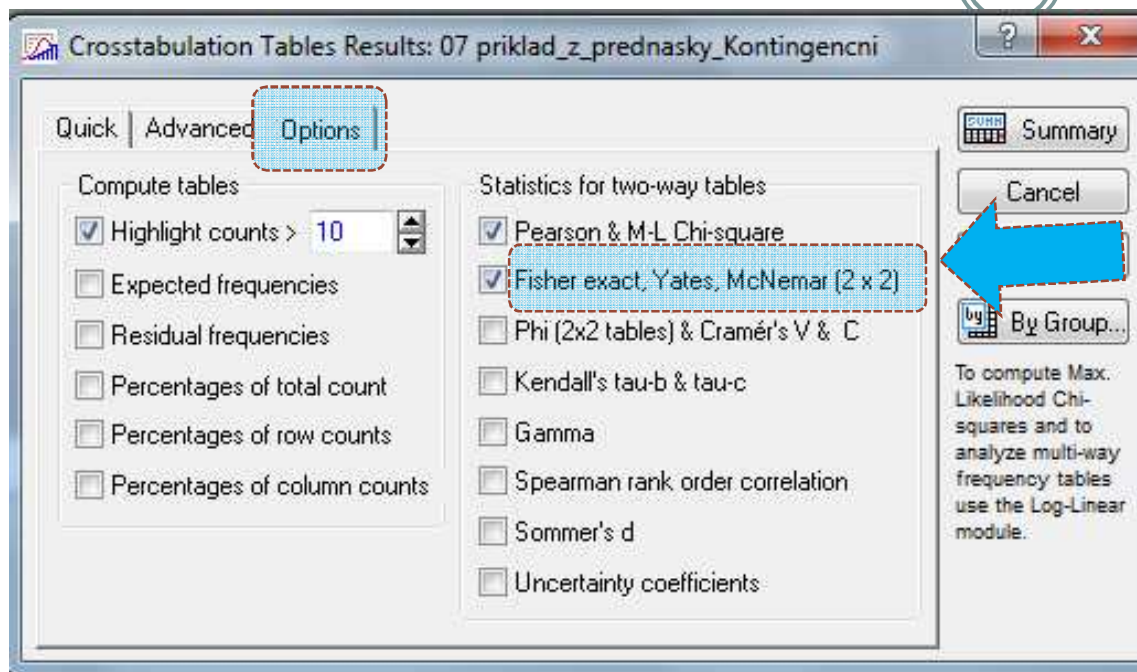
- Výpočet „přesné“ p-hodnoty, která zde hraje roli testové statistiky:
 - spočítá se parciální pravděpodobnost čtyřpolní tabulky p_1 :

Sledovaný jev	Skupina		Celkem
	Experimentální	Kontrolní	
Ano	a	b	$a + b$
Ne	c	d	$c + d$
Celkem	$a + c$	$b + d$	n

$$p_1 = \frac{(a+b)! * (c+d)! * (a+c)! * (b+d)!}{N! * a! * b! * c! * d!}$$

- Spočítá se p_a všech možných tabulek při zachování marginálních četností (řádkové a sloupcové součty) a výsledná p-hodnota je součtem p_a menších nebo stejných jako p_1 , která přísluší pozorované tabulce.

Řešení v softwaru Statistica: Fisherův exaktní test



- Na záložce **Options** zaškrtneme **Fisher exact**

- Výstupní tabulka

Statistic	Statistics: Gen(2) x Stav_paci		
	Chi-square	df	p
Pearson Chi-square	,4213223	df=1	p=,51628
M-L Chi-square	,4277117	df=1	p=,51311
Yates Chi-square	,1952605	df=1	p=,65857
Fisher exact, one-tailed			p=,33259
two-tailed			p=,54314
McNemar Chi-square (A/D)	14,71622	df=1	p=,00012
(B/C)	54,79348	df=1	p=,00000

Pro jednostranný test

Pro oboustranný test



Test hypotézy o symetrii (McNemarův test pro čtyřpolní tabulku)

- Motivace: Na osobách sledujeme binární proměnnou před pokusem a po něm, cílem je zjistit, zda došlo ke změně v rozdělení této proměnné.
- **Analýza párových dichotomických proměnných**

Četnostní tabulka

		po		$n_{j.}$
		+	-	
před	+	a	b	$a+b$
	-	c	d	$c+d$
$n_{.k}$		$a+c$	$b+d$	n

Tabulka teoretických pravděpodobností

		po		
		+	-	
před	+	p_{11}	p_{12}	$p_{1.}$
	-	p_{21}	p_{22}	$p_{2.}$
		$p_{.1}$	$p_{.2}$	

- Nulová hypotéza: $p_{ij} = p_{ji}$, pokus nemá vliv na výskyt daného znaku
- Testová statistika: $\chi^2 = \frac{(|b - c| - 1)^2}{b + c}$ pokud je větší než kritická hodnota χ^2 rozdělení o jednom stupni volnosti (vhodné pro počty údajů $b+c > 8$), pak nulovou hypotézu zamítáme

McNemarův test: příklad I



Zjistěte, zda výuka o pozitivním působení sportu na zdraví vede ke změně postojů žáků ke sportování.

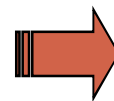
Nulová hypotéza: Počet žáků, kteří změní svůj postoj pozitivním směrem, je pouze náhodně odlišný od počtu žáků, kteří změní svůj postoj negativním směrem.

		Postoj po výuce		
		+	-	
Postoj před výukou	+	5	3	8
	-	16	2	18
		21	5	26

$$\chi^2 = \frac{(|3 - 16| - 1)^2}{3 + 16} = 7,58$$

Stupně volnosti

Tabulky: $\chi^2_{1-\alpha}(v = k(k-1)/2 = 1) = 3,84$



H₀ zamítnuta

Závěr: Výuka má pozitivní vliv na postoj žáků vzhledem k provozování sportu.

Řešení v softwaru Statistica: McNemarův test

Datový soubor

	1 postoj_pred_vyukou	2 postoj_po_vyuce	3 cetnost
1	kladný	kladný	5
2	záporný	kladný	16
3	kladný	záporný	3
4	záporný	záporný	2

Výstupní kontingenční tabulka

2-rozměrná tabulka: Pozorované četnosti (příklad_pos
Četnost označených buněk > 10

postoj_pred_vyukou	postoj_po_vyuce kladný	postoj_po_vyuce záporný	Řádk. součty
kladný	5	3	8
záporný	16	2	10
Celk.	21	5	26

Crosstabulation Tables Results: 07 priklad_z_prednasky_Kontingencni

Quick | Advanced | Options

Compute tables

- Highlight counts > 10
- Expected frequencies
- Residual frequencies
- Percentages of total count
- Percentages of row counts
- Percentages of column counts

Statistics for two-way tables

- Pearson & M-L Chi-square
- Fisher exact, Yates, McNemar (2 x 2)
- Phi (2x2 tables) & Cramér's V & C
- Kendall's tau-b & tau-c
- Gamma
- Spearman rank order correlation
- Sommer's d
- Uncertainty coefficients

Buttons: Summary, Cancel, Options, By Group...

To compute Max. Likelihood Chi-squares and to analyze multi-way frequency tables use the Log-Linear module.

- Na záložce **Options** zaškrtneme **McNemar (2x2)**

- Výstupní tabulka

Statist.	Chi-kvadr.	sv	p
Yatesův chí-kv.	1.074735	df=1	p=.29988
Fisherův přesný, 1-str.			p=.15026
Fisherův přesný, 2-str.			p=.28051
McNemarův chí-kv. (A/D)	5.714286	df=1	p=.44969
McNemarův chí-kv. (B/C)	7.578948	df=1	p=.00591

- 2 hodnoty testových statistik a p-hodnoty, podle toho, kde jsou ve výstupní kontingenční tabulce uloženy četnosti, u kterých jsme při opakovaném měření zaznamenali rozdílné výsledky (A/D nebo B/C)

Analýza kontingenčních tabulek na webu



- 2x2 tabulky: <http://graphpad.com/quickcalcs/contingency1/>
- 2x3 tabulky: <http://www.vassarstats.net/fisher2x3.html>
- 2x5 (nebo menší) tabulky:
<http://www.quantitativeskills.com/sisa/statistics/fiveby2.htm>
- 3x3 tabulky: <http://vassarstats.net/fisher3x3.html>

Společný příklad – testování homogenity



Očkování proti chřipce se zúčastnilo 460 dospělých, z nichž 240 dostalo očkovací látku proti chřipce a 220 dostalo placebo. Na konci experimentu onemocnělo 100 lidí chřipkou, 20 z nich bylo z očkované skupiny a 80 z kontrolní skupiny. Je to dostatečný důkaz, že očkovací látka byla účinná?

Nulová hypotéza: Procento výskytu chřipky je v očkované a kontrolní skupině stejné.

1. *Vytvořte si na základě zadání datový soubor v softwaru STATISTICA (agregovaná data ve formě kontingenční tabulky).*
2. *Testujte platnost nulové hypotézy pomocí Pearsonova chí-kvadrát testu.*
3. *Testujte platnost nulové hypotézy pomocí Fisherova exaktního testu.*
4. *Který z testů je vhodné použít a proč?*

Základy korelační analýzy



Korelace a regrese
Pearsonův korelační koeficient
Spearmanův korelační koeficient

Proč hodnotit vztah dvou spojitých veličin?



- Vztah mezi dvěma spojitými veličinami v jedné skupině:
 1. Chceme zjistit, jestli mezi nimi **existuje vztah** – např. jestli vyšší hodnoty jedné veličiny znamenají nižší hodnoty jiné veličiny,
 2. Chceme **predikovat hodnoty** jedné veličiny na základě znalosti hodnot jiných veličin,
 3. Chceme **kvantifikovat vztah** mezi dvěma spojitými veličinami – např. pro použití jedné veličiny na místo druhé veličiny.

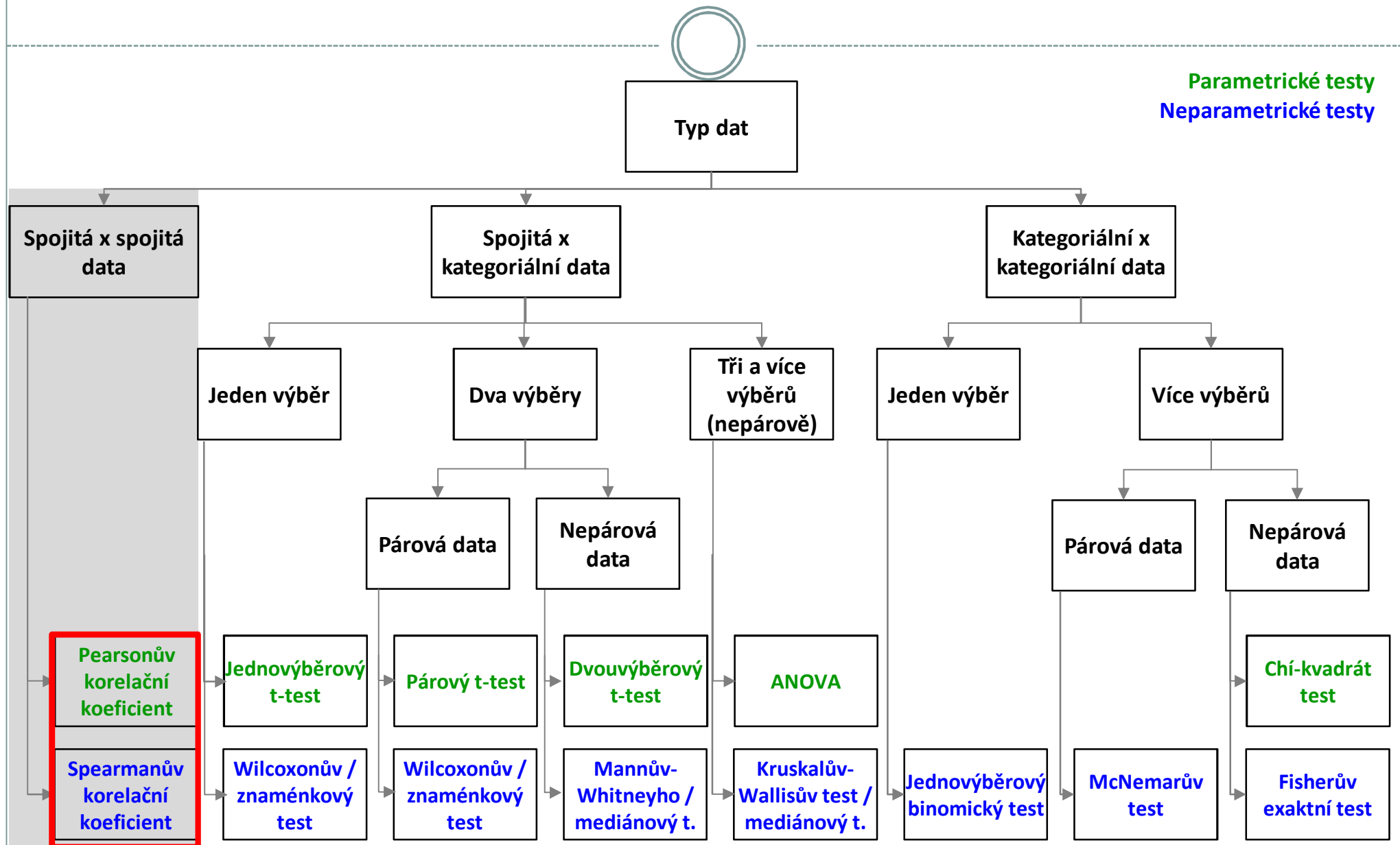
Korelační a regresní analýza



- **Korelační analýza** je využívána pro vyhodnocení míry vztahu dvou spojitých proměnných. Obdobně jako jiné statistické metody, i korelace mohou být parametrické nebo neparametrické.
- **Regresní analýza** vytváří model vztahu dvou nebo více proměnných, tedy jakým způsobem jedna proměnná (vysvětlovaná) závisí na jiných proměnných (prediktorech). Regresní analýza je obdobně jako ANOVA nástrojem pro vysvětlení variability hodnocené proměnné.

Základní rozhodování o výběru statistických testů

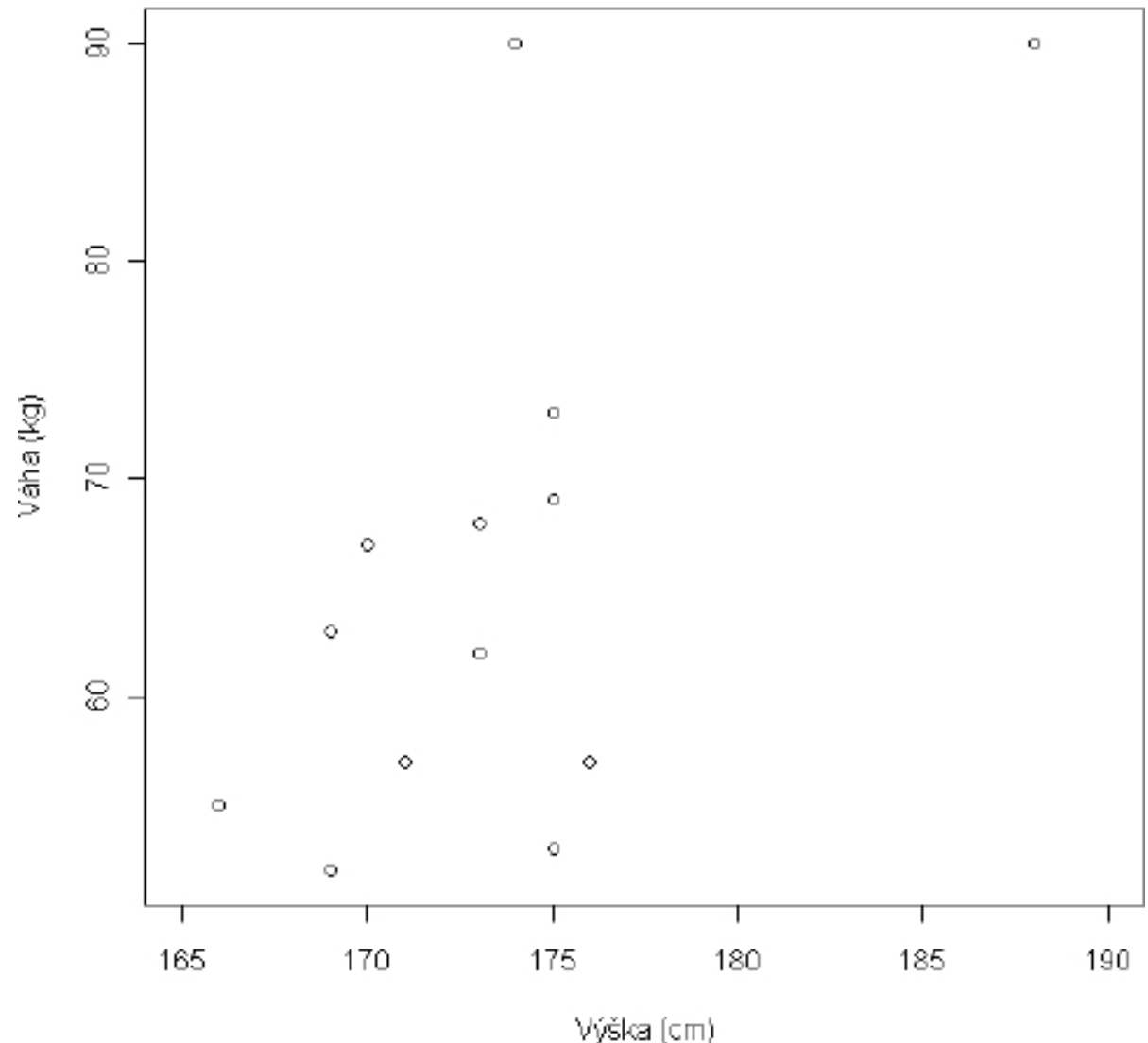
- korelační analýza



Vizuální hodnocení vztahu dvou proměnných



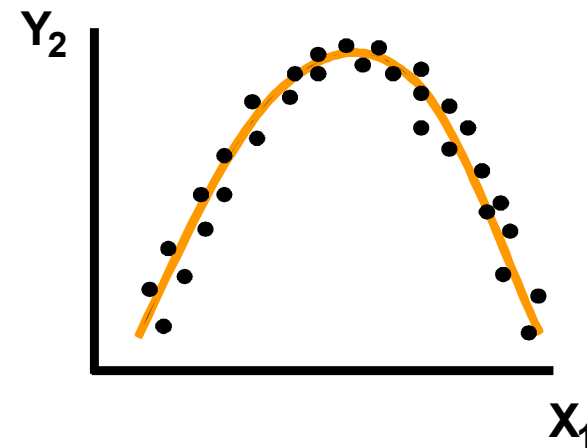
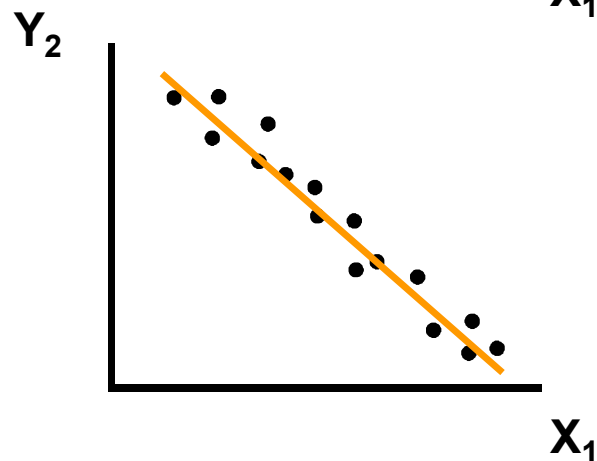
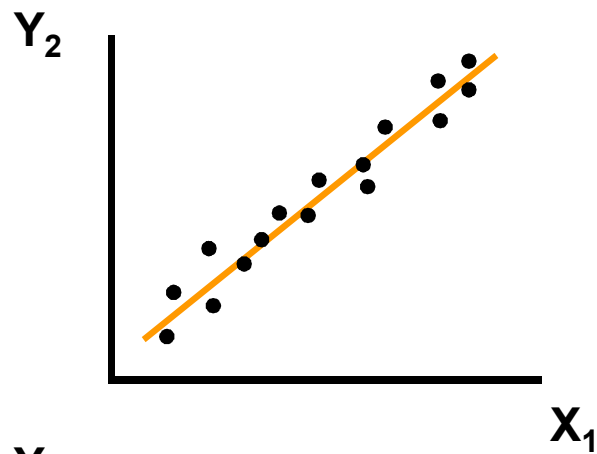
- Nejjednodušší formou je **bodový graf** (x-y graf), tzv. scatterplot.
- Vztah výšky a váhy studentů
Biostatistiky pro
matematické biologie
– jaro 2010:



Korelace



Korelace – vztah (závislost) dvou znaků (parametrů)



Korelační koeficienty



- **Korelační koeficient** (r) – kvantifikuje míru vztahu mezi dvěma spojitými veličinami (X a Y).
 - **Pearsonův korelační koeficient** – parametrický, hodnotí míru lineární závislosti mezi 2 spojitými proměnnými,
 - **Spearmanův korelační koeficient** – neparametrický, hodnotí míru pořadové závislosti mezi 2 spojitými proměnnými.
 - Hodnota r je kladná, když vyšší hodnoty X souvisí s vyššími hodnotami Y , naopak hodnota r je záporná, když nižší hodnoty X souvisí s vyššími hodnotami Y .
 - Nabývá hodnot od -1 do 1:
 - $r = 0 \rightarrow$ nekorelované
 - $r > 0 \rightarrow$ kladně korelované
 - $r < 0 \rightarrow$ záporně korelované

Test hypotézy $H_0: r = 0$

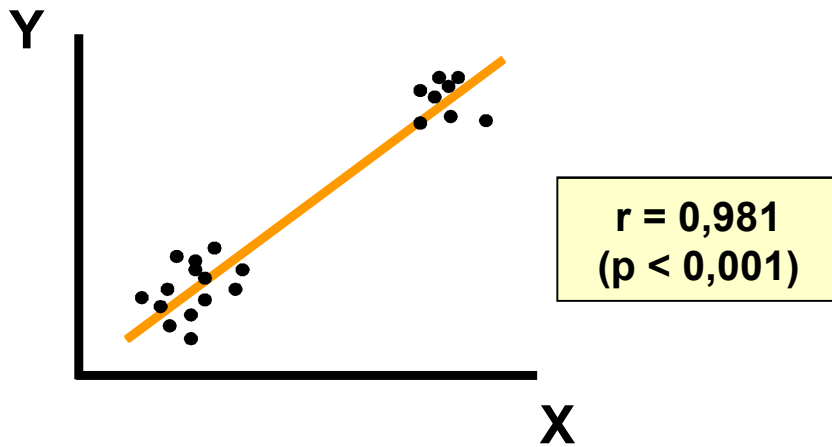


- K měření těsnosti lineárního vztahu 2 spojitých proměnných
 - $r = 0 \rightarrow$ nekorelované**
 - $r > 0 \rightarrow$ kladně korelované**
 - $r < 0 \rightarrow$ záporně korelované**
- H_0 : proměnné X, Y jsou nezávislé náhodné veličiny
($r = 0$)
 H_A : proměnné X, Y nejsou nezávislé náhodné veličiny ($r \neq 0$)
- Testování pomocí intervalu spolehlivosti nebo výpočet testové statistiky (srovnání s kritickou hodnotou nebo výpočet p-hodnoty)

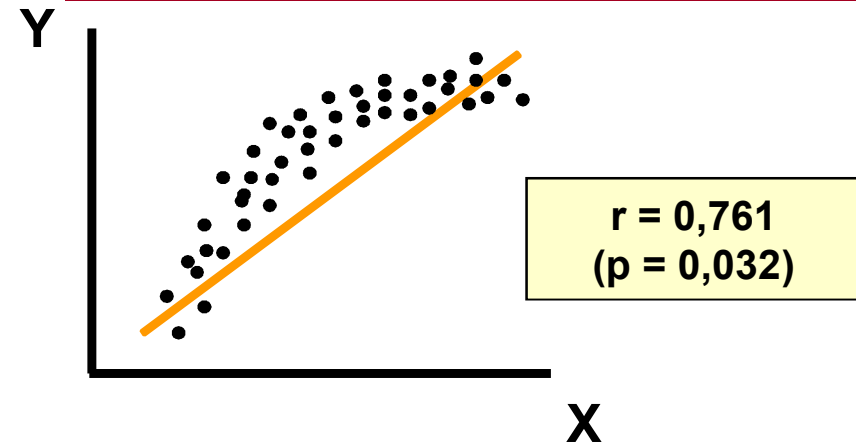
Problémy s výpočtem r



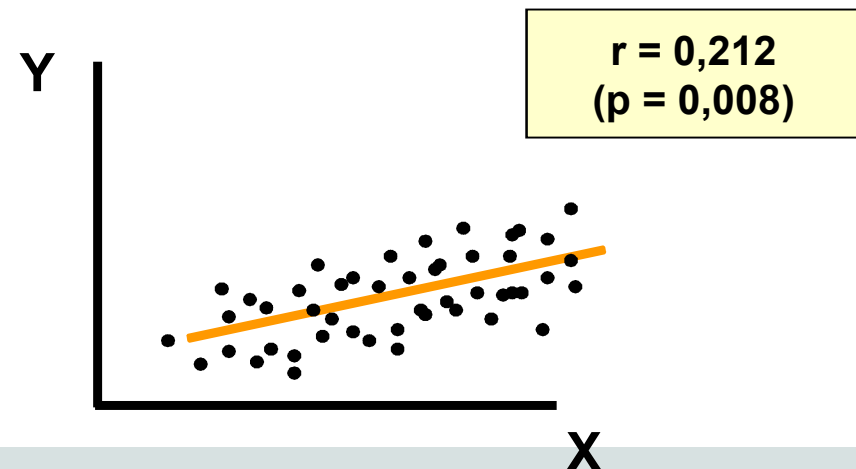
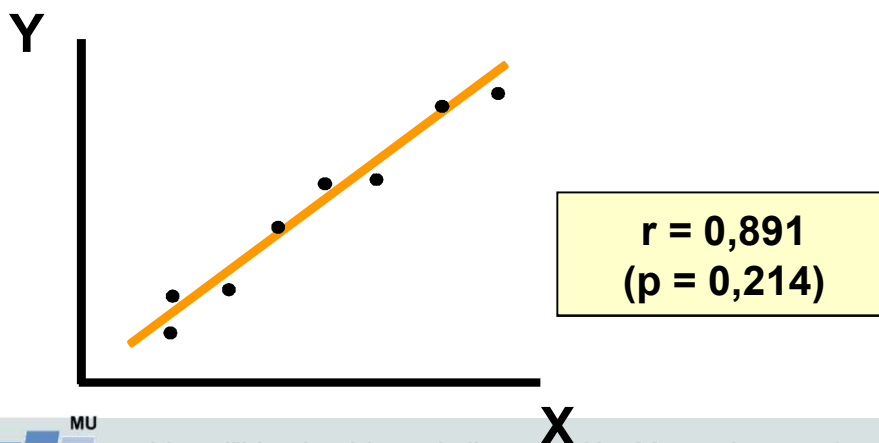
Problém více skupin



Nelineární vztah



Problém velikosti výběru



Řešení v softwaru Statistica: Pearsonův korelační koeficient I

Prozkoumejte lineární vztah mezi výškou a váhou u 13 studentů. Testujte hypotézu, že jsou tyto proměnné nezávislé.

1. Záložka **Statistics**
2. **Basic Statistics**
3. **Correlation matrices**
4. Potvrdíme: **OK**

The screenshot shows the Statistica software interface. The 'Statistics' tab is selected in the ribbon. The 'Basic Statistics' dialog box is open, and the 'Correlation matrices' option is selected. The data table in the background is as follows:

	1	2
	vyska	vaha
1	175	69
2	166	55
3	170	67
4	169	52
5	188	90
6	175	53
7	176	
8	171	
9	173	68
10	175	73
11	173	62
12	174	90
13	169	63

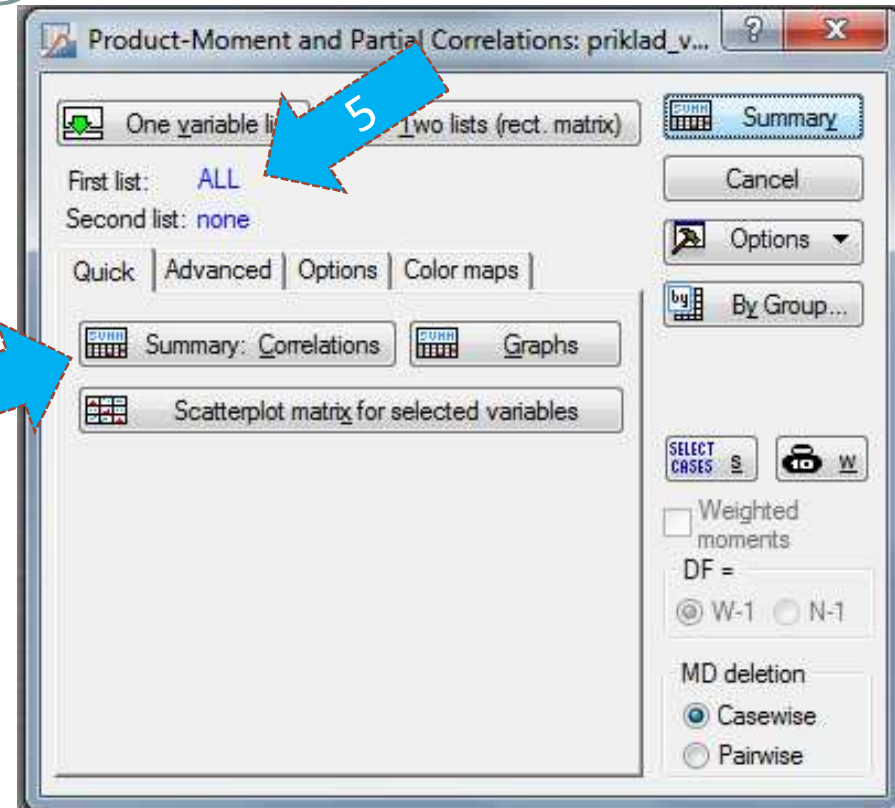
Řešení v softwaru Statistica: Pearsonův korelační koeficient II

5. Vybereme spojité proměnné pro hodnocení vztahu (váha a výška).

Na záložce **Options** můžeme vybrat formu výstupu (pouze p-hodnoty, matice korelačních koeficientů a p-hodnot ap.).

6. **Summary: Correlations**

Jedna z možných výstupních tabulek:



Correlations (priklad_vyska_vaha.sta)				
Marked correlations are significant at $p < ,05000$				
N=13 (Casewise deletion of missing data)				
Variable	Means	Std.Dev.	vyska	vaha
vyska	173,3846	5,31568	1,000000	0,639675
vaha	65,8462	12,54224	0,639675	1,000000

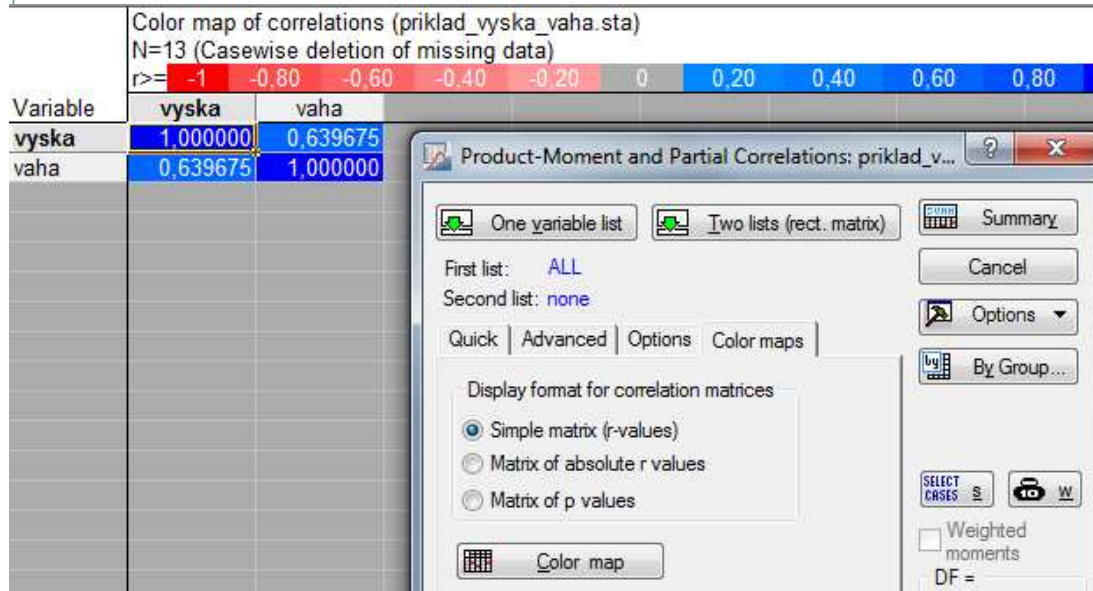
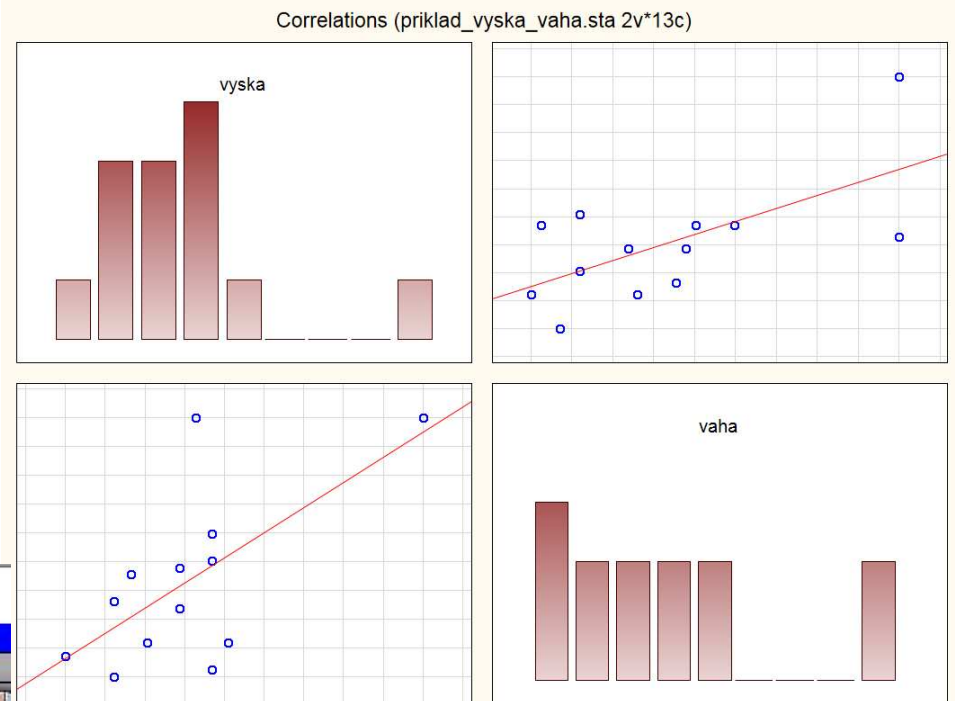
p-hodnota $< 0,05$ - test hypotézy $H_0: r = 0$, lze vypsát i konkrétní hodnotu (změna formy výstupu na záložce **Options**)

Pearsonovy korelační koeficienty

Řešení v softwaru Statistica: Pearsonův korelační koeficient III

Záložka **Quick / Advanced** umožňuje vykreslit různé druhy grafů (2D, 3D v případě více proměnných, matice bodových grafů s histogramy na diagonále ap.).

Jsou v daném případě splněny předpoklady (dvourozměrné normální rozdělení, absence odlehlých pozorování, lineární vztah)?



Na záložce **Color maps** můžeme získat matici korelačních koeficientů (nebo příslušných p-hodnot) obarvenou dle odpovídající barevné škály. Vhodné zejména při zkoumání vztahů mezi více spojitými proměnnými.

Řešení v softwaru Statistica: Spearmanův korelační koeficient I

Prozkoumejte pořadový vztah mezi výškou a váhou u 13 studentů. Testujte hypotézu, že jsou tyto proměnné nezávislé.

1. Záložka **Statistics**
2. **Nonparametrics**
3. **Correlations**
4. Potvrdíme: **OK**

	1 vyska	2 vaha
1	175	69
2	166	55
3	170	67
4	169	52
5	188	90
6	175	53
7	176	57
8	171	57
9	173	62
10	175	62
11	173	62
12	174	90
13	169	63

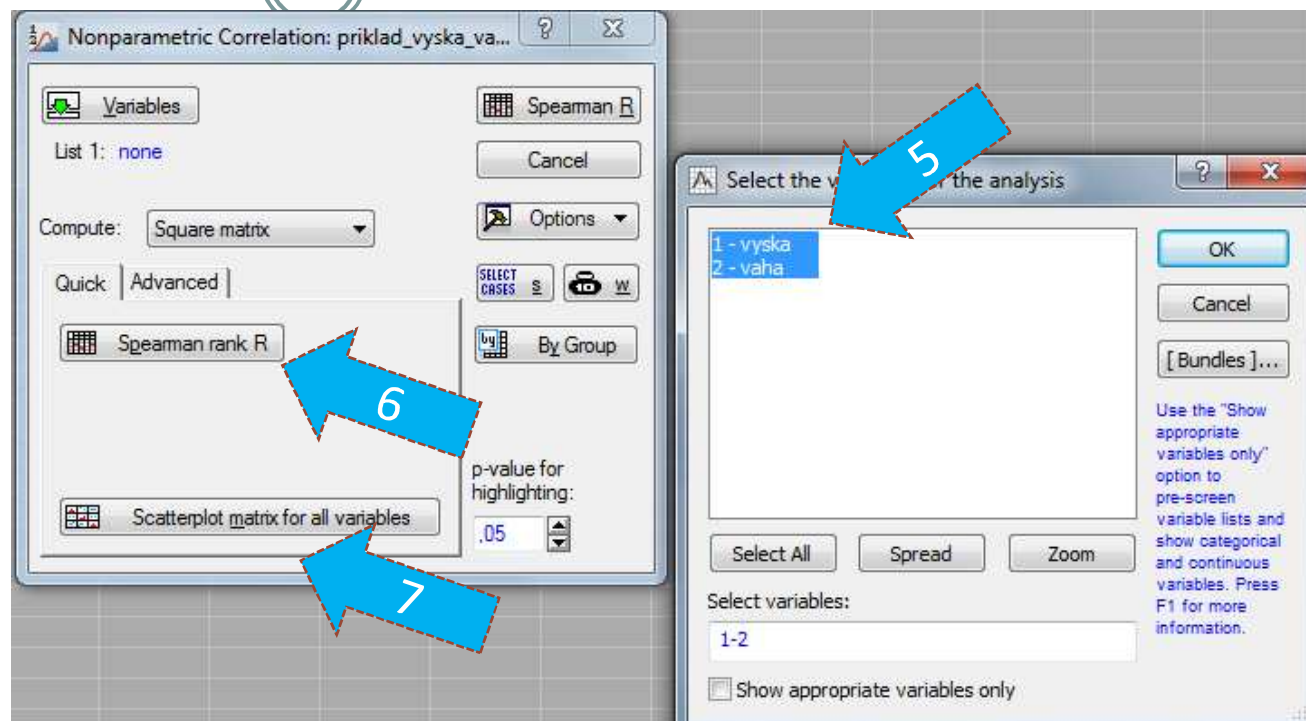
Řešení v softwaru Statistica: Spearmanův korelační koeficient II

5. Výběr proměnných –
Variables – Select variables
(vyska, vaha) – **OK**

6. Pod možností Compute
můžeme vybrat formu
výstupu (čtvercová matice -
Square matrix, příp. detailní
výsledky).

7. Lze vykreslit i matici
bodových grafů s histogramy
na diagonále (**Scatterplot
matrix for all variables**).

Jedna z forem výstupní
tabulky:



p-hodnota $< 0,05$ - test hypotézy $H_0: r = 0$,
lze vpsat i konkrétní hodnotu

Spearman Rank Order Correlations (priklad_vyska_vaha.sta)		
MD pairwise deleted		
Marked correlations are significant at: $p < ,05000$		
Variable	vyska	vaha
vyska	1,000000	0,469452
vaha	0,469452	1,000000

**Spearmanovy
korelační
koeicienty**

Samostatný úkol



Testování nezávislosti
Testování homogeneity

1. Příklad k procvičení



1. Testujte hypotézu, že **barva vlasů a barva očí spolu nesouvisí**. K dispozici jsou údaje od 6 800 mužů (*Yule, G. U., Kendall, M.G.: An Introduction to the Theory of Statistics, 14th ed. Griffin, London, 1950*).
2. Vypočítejte Cramérův koeficient a interpretujte jej.

	Světlá	Kaštanová	Černá	Zrzavá	
Světlá modrá	1768	807	189	47	2811
Šedá nebo zelená	946	1387	746	53	3132
Tmavohnědá	115	438	288	16	857
	2829	2632	1223	116	6800

Nezapomeňte ověřit podmínky dobré aproximace!

2. Příklad k procvičení



1. Ve Skotsku byla provedena studie, která měla prokázat, **zda procentuální zastoupení krevních skupin na celém území je homogenní nebo není**. V oblasti Eskdale bylo náhodně vybráno 100 osob, v Annadale 125 osob a v Nithsdale 253 osob (*Osborn J. F. , 1979, Statistical Exercise in Medical Research, Blackwell Scientific publications, Oxford*)

	A	B	0	AB	Celkem
Eskade	33	6	56	5	100
Annandale	54	14	52	5	125
Nithsdale	98	35	115	5	253
Celkem	185	55	223	15	478

Výsledky k samostatnému úkolu



Testování nezávislosti
Testování homogeneity

1. Příklad k procvičení



1. Testujte hypotézu, že **barva vlasů a barva očí spolu nesouvisí**. K dispozici jsou údaje od 6 800 mužů (Yule, G. U., Kendall, M.G.: *An Introduction to the Theory of Statistics*, 14th ed. Griffin, London, 1950).
2. Vypočítejte Cramérův koeficient a interpretujte jej.

Výsledky:

chi-kvadrát = 1073,51

P < 0,01 ... na hladině významnosti zamítáme nulovou hypotézu o nezávislosti barvy očí a barvy vlasů (před provedením testu jsme zkontrolovali podmínky dobré aproximace),

Cramérův koeficient = 0,28 ... mezi barvou očí a barvou vlasů je slabá závislost.

2. Příklad k procvičení



1. Ve Skotsku byla provedena studie, která měla prokázat, **zda procentuální zastoupení krevních skupin na celém území je homogenní nebo není**. V oblasti Eskdale bylo náhodně vybráno 100 osob, v Annadale 125 osob a v Nithsdale 253 osob (*Osborn J. F. , 1979, Statistical Exersice in Medical Research, Blackwell Scientific publications, Oxford*)

Výsledky:

chi-kvadrát = 10,454

*P = 0,107 ... nelze zamítnout nulovou hypotézu, že procentuální zastoupení krevních skupin na celém území je homogenní / stejné
(před provedením testu jsme zkontrolovali podmínky dobré aproximace).*