MUNI
MED

MNBS081 **Biostatistika** (jaro 2022)

MICHAL SVOBODA

Institut biostatistiky a analýz LF MU
svoboda@iba.muni.cz

Osnova

- Excel: opakování, příprava dat, základní vzorce
- Základy popisné statistiky
- Základní rozdělení pravděpodobnosti, testování hypotéz
- Parametrické testy
- Neparametrické testy
- Analýza kontingenčních tabulek
- Základy korelační analýzy a lineární regrese

Důležité informace

- Výuka: 14:00–15:40, počítačová učebna F01B1/709
- Materiály v IS
- Software: Microsoft Office - Excel, Statistica
- Pro získání zápočtu/kolokvia je třeba:

1) Účast – povoleny jsou 2 absence

- Při větší absenci – splnění písemky na konci semestru (teoretická část + řešení příkladů na počítači)

2) Domácí úkoly – povoleno max 1 neodevzdání

- za účelem procvičení, dostanete zpětnou vazbu, na dalším cvičení se vrátíme, kdyby byl problém

3) Závěrečný úkol – datový soubor – praktické úkoly

MUNI MED

Organizace výuky

- 15. 2. – Excel: opakování, příprava dat, základní vzorce
- 1. 3. – Základy popisné statistiky **(pozor! 22. 2. setkání nebude)**
- 15. 3. – Základní rozdělení pravděpodobnosti, testování hypotéz **(pozor! 8. 3. setkání nebude)**
- 22. 3. – Parametrické testy
- 29. 3. – Neparametrické testy
- 5. 4. – Analýza kontingenčních tabulek, testy dobré shody
- 12. 4. – Korelační analýza + základy lineární regrese
- 19. 4. – Volitelné sezení (návrat k některým tématům)
- 3. 5. – Ukončení předmětu, test
- 10. 5. – Vyhodnocení testu

MUNI MED

Parametrické testy

- Mají **předpoklady** o rozložení vstupních dat (normální rozložení).
- Při stejném počtu pozorování (N) a dodržení předpokladů mají vyšší sílu testu než testy neparametrické.
- Pokud nejsou dodrženy předpoklady parametrických testů, potom jejich síla testu prudce klesá a výsledek testu může být chybný.

Proč nemusí parametrický a neparametrický test vyjít stejně?

Neparametrické testy

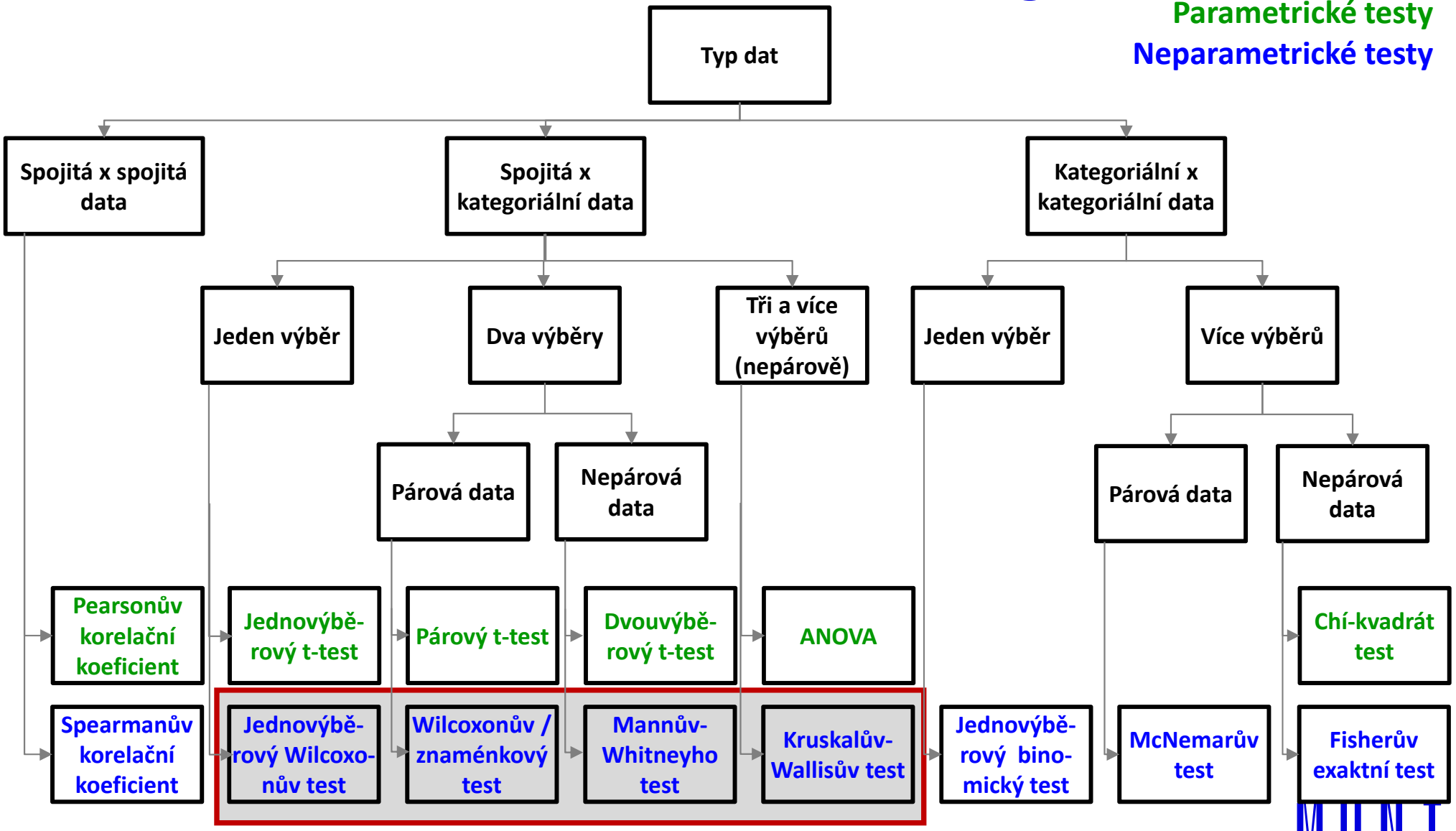
- Vyžadují splnění **méně předpokladů** o rozložení vstupních dat, lze je tedy použít i při asymetrickém rozložení, přítomnosti odlehlých hodnot, či nedetekovatelném rozložení.
- Snížená síla těchto testů je způsobena redukcí informační hodnoty původních dat, kdy neparametrické testy nevyužívají původní hodnoty, ale nejčastěji pouze jejich pořadí.
- Používají se také při hodnocení souborů s nízkým počtem pozorování (N; malé soubory), kdy nejsme schopni normalitu dat spolehlivě ověřit.

MUNI
MED

Neparametrické testy

Základní statistické testy

Parametrické testy
Neparametrické testy



MUNI MED

MUNI
MED

Statistické testy o parametrech jednoho výběru

Jednovýběrový Wilcoxonův test
Jednovýběrový znaménkový test

Jednovýběrový test

Jednovýběrový Wilcoxonův test

- **Předpokladem** je **symetrické rozdělení** dat kolem mediánu.

Jednovýběrový znaménkový test

- Lze použít v situaci, kdy není splněn předpoklad symetrie rozdělení kolem mediánu.

- Oba testy testují, zde je **medián** jednoho výběru roven hodnotě *c* (v případě párového designu je $x_{0,5}$ reprezentováno mediánem rozdílu hodnot).

$$H_0: x_{0,5} = c \qquad \text{proti } H_A: x_{0,5} \neq c$$

MUNI MED

Jednovýběrový Wilcoxonův test

Postup:

1. Určíme rozdíly hodnot výběru s testovanou hodnotou mediánu.
2. Absolutní hodnoty rozdílů uspořádáme vzestupně a přiřadíme jim pořadí.
3. Spočítáme statistiky S_w^+ a S_w^-, které odpovídají součtu pořadí kladných (S_w^+) a záporných rozdílů (S_w^-). Jako finální hodnotu testové statistiky bereme minimum z S_w^+ a S_w^-. Nulovou hypotézu zamítáme, pokud je hodnota testové statistiky menší nebo rovna tabelované kritické hodnotě (při dané hladině významnosti a počtu nenulových rozdílů), nebo když příslušná p-hodnota ≤ zvolená hladina významnosti.
   Nebo: Pro N > 30 lze využít asymptotické normality statistiky S_w^+.

Jednovýběrový Wilcoxonův test

Ukázka výpočtu: U 15 pacientů byla vyhodnocena doba, kterou museli strávit v čekárně u lékaře. Zjistěte, zda medián čekací doby je roven půl hodině.

ID	Doba čekání	Medián	Rozdíl	|Rozdíl|	Pořadí
1	1	30	-29	29	15
2	45	30	15	15	10
3	25	30	-5	5	3,5
4	15	30	-15	15	10
5	34	30	4	4	2
6	19	30	-11	11	8
7	31	30	1	1	1
8	25	30	-5	5	3,5
9	8	30	-22	22	14
10	12	30	-18	18	12
11	20	30	-10	10	6
12	15	30	-15	15	10
13	40	30	10	10	6
14	20	30	-10	10	6
15	10	30	-20	20	13

$S_w^+ = 19$ $S_w^- = 101$

$\min(S_w^+, S_w^-) = 19$

Kritická hodnota $w_{15(0,05)} = 25$

Hodnota testové statistiky je menší než kritická hodnota

zamítáme H_0.

MUNI MED

Jednovýběrový znaménkový test

Postup:

1. Spočítáme rozdíly hodnot výběru s testovanou hodnotou mediánu.
2. Spočítáme statistiku S_z^+, která odpovídá počtu kladných rozdílů → test nevyužívá hodnot pořadí původních dat, ale pouze informaci, zda se hodnota realizuje nad nebo pod mediánem → dochází ke snížení síly testu.
3. Nulovou hypotézu zamítáme, pokud statistika S_z^+ realizuje v kritickém oboru hodnot $W = (0,k_1) \cup (k_2,n)$, kde n odpovídá počtu nenulových rozdílů a hodnoty k_1 a k_2 lze dohledat v matematických tabulkách; nebo když příslušná p-hodnota ≤ zvolená hladina významnosti.

   Nebo: Pro N > 20 lze využít asymptotické normality statistiky S_z^+.

Jednovýběrový znaménkový test

Ukázka výpočtu: U 15 pacientů byla vyhodnocena doba, kterou museli strávit v čekárně u lékaře. Zjistěte, zda medián čekací doby je roven půl hodině.

ID	Doba čekání	Medián	Rozdíl	Větší než medián?
1	1	30	-29	Ne
2	45	30	15	Ano
3	25	30	-5	Ne
4	15	30	-15	Ne
5	34	30	4	Ano
6	19	30	-11	Ne
7	31	30	1	Ano
8	25	30	-5	Ne
9	8	30	-22	Ne
10	12	30	-18	Ne
11	20	30	-10	Ne
12	15	30	-15	Ne
13	40	30	10	Ano
14	20	30	-10	Ne
15	10	30	-20	Ne

$S_Z^+ = 4$

Kritický obor:
$W = (0,3) \cup (12,15)$
Hodnota statistiky se realizuje mimo kritický obor hodnot

nezamítáme H_0 .

MUNI MED

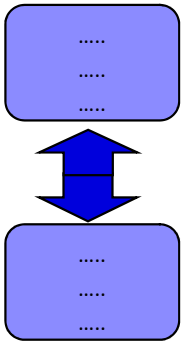
MUNI
MED

Statistické testy o parametrech dvou výběrů

Nepárový Mannův-Whitneyův test
Párový Wilcoxonův a znaménkový test

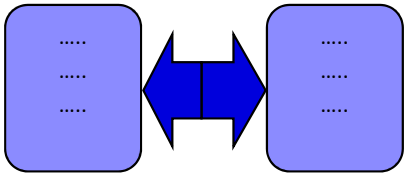
Párový a nepárový test

- Srovnání dvou **nezávislých** výběrů:



Nepárový Mannův-Whitneyův U test

- Srovnání dvou **závislých** výběrů:



Párový Wilcoxonův test

Párový znaménkový test

MUNI MED

Mannův-Whitneyův U test

- Neparametrická alternativa dvouvýběrového t-testu
- **Počítá s pořadím hodnot** namísto s původními daty.
- Testuje **nulovou hypotézu o shodě rozdělení**, ze kterého pocházejí porovnávané výběry.
- Když chceme interpretovat výsledek testu jako test o poloze (střední hodnoty jsou stejné), musíme **předpokládat**, že tvar rozdělení je v obou skupinách stejný.
- **Poznámka:** test lze použít i pro ordinální data (např. hodnocení zdravotního stavu na stupnici 1-5 apod.).

Mannův-Whitneyův U test

Postup:

1. Stanovíme nulovou a alternativní hypotézu (F(x) – distribuční funkce): H_0: $F(x_1) = F(x_2)$ H_A: $F(x_1) \neq F(x_2)$.
2. Hodnoty obou výběrů (skupin) jsou sloučena a je určeno jejich pořadí v tomto sloučeném souboru.
3. Pro oba výběry zvlášť je spočítán součet pořadí (T_1 a T_2).
4. Ze součtů pořadí ve skupinách je určena finální hodnota testové statistiky U.

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - T_1 \qquad U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - T_2$$

$$U = \min(U_1, U_2)$$

Mannův-Whitneyův U test

5. Hodnotu testové statistiky *U* porovnáme s kritickou hodnotou testu, pokud je tato hodnota menší než kritická hodnota testu, zamítáme nulovou hypotézu shody distribučních funkcí obou skupin.
6. Pro velká n_1 a n_2 (> 30) lze využít asymptotické normality statistiky *U*.

Mannův-Whitneyův U test

ID	Délka výcviku	Skupina	Pořadí
1	35	pozitivne	1
2	41	pozitivne	2
3	43	pozitivne	4
4	44	pozitivne	5
5	47	pozitivne	7,5
6	48	pozitivne	9,5
7	48	pozitivne	9,5
8	51	pozitivne	11
9	42	negativne	3
10	46	negativne	6
11	47	negativne	7,5
12	53	negativne	12
13	54	negativne	13
14	57	negativne	14
15	59	negativne	15
16	65	negativne	16
17	74	negativne	17

Ukázka výpočtu: 17 štěňat bylo trénováno k hygienickým návykům pomocí pozitivní (8 štěňat) nebo negativní motivace (9 štěňat). Zjistěte, zda se tyto dva přístupy liší.

$T_1 = 49,5 \quad T_2 = 103,5$

$U_1 = 58,5 \quad U_2 = 13,5$

$\min(U_1,U_2) = 13,5$

Kritická hodnota $U_{(8,9;0,05)} = 15$

Hodnota testové statistiky je menší než kritická hodnota

zamítáme H_0.

MUNI MED

Párový Wilcoxonův test a znaménkový test

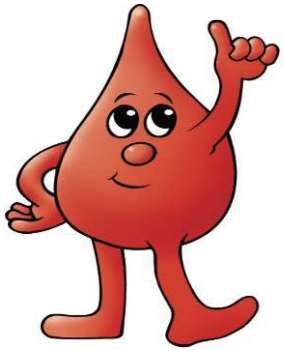
- Vycházíme z rozdílů párových hodnot a přecházíme na design jednovýběrových testů.
- Testuje, zda je medián diferencí (D) párových hodnot roven hodnotě 0.

  $H_0: D_{0,5} = 0 \quad H_A: D_{0,5} \neq 0$
- Dále postupujeme stejně jako u jednovýběrových testů výpočtem testové statistiky S_w^+ a S_w^- (u Wilcoxonova testu), resp. S_z^+ (u znaménkového testu) a jejich porovnáním s kritickou hodnotou, resp. s kritickým intervalem (nebo pro větší vzorky použijeme aproximaci normálním rozdělením).

Párový Wilcoxonův test

Ukázka výpočtu: U 10 pacientů byla zjištěna hodnota krevního parametru před a po podání léku. Zjistěte, zda se hodnoty před a po podaní léku liší.

ID	Před	Po	Rozdíl	|Rozdíl|	Pořadí
1	142	138	4	4	4,5
2	140	136	4	4	4,5
3	144	147	-3	3	3
4	144	139	5	5	7
5	142	143	-1	1	1
6	146	141	5	5	7
7	149	143	6	6	9,5
8	150	145	5	5	7
9	142	136	6	6	9,5
10	148	146	2	2	2



$S_w^+ = 51$ $S_w^- = 4$

$\min(S_w^+, S_w^-) = 4$

Kritická hodnota $w_{10(0,05)} = 8$

Hodnota testové statistiky je menší než kritická hodnota

zamítáme H_0.

MUNI MED

MUNI
MED

Statistické testy o parametrech tří a více výběrů

Kruskalův-Wallisův test

Kruskalův-Wallisův test

- Neparametrická alternativa analýzy rozptylu (ANOVA)
- Zobecnění Mannova-Whitneyova U testu pro více než dvě srovnávané skupiny.
- **Počítá s pořadím hodnot** v souborech namísto s původními daty.
- Nulová hypotéza předpokládá stejné rozdělení pravděpodobnosti veličiny ve všech skupinách.
- **Předpoklad:** tvar rozdělení je ve všech skupinách stejný.
- **Poznámka:** test lze použít i pro ordinální data (např. hodnocení zdravotního stavu na stupnici 1-5 apod.).

Kruskalův-Wallisův test

Postup:

1. Stanovíme nulovou a alternativní hypotézu pro *k* skupin (F(x) – distribuční funkce):

   H_0: $F(x_1) = F(x_2) = \ldots = F(x_k)$

   H_A: alespoň jedna $F(x_i)$ se liší od ostatních
2. Hodnoty všech výběrů (skupin) jsou sloučena a je určeno jejich pořadí v tomto sloučeném souboru.
3. Pro všechny výběry zvlášť je spočítán součet pořadí (T_1, … T_k).
4. Ze součtu pořadí ve skupinách je určena finální hodnota testové statistiky *Q*:

$$Q = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^{k} \frac{T_j^2}{n_j} - 3(n+1)$$

MUNI MED

Kruskalův-Wallisův test

5. Pokud je $Q \geq \chi^2 (k-1)$, nebo když příslušná p-hodnota ≤ zvolená hladina významnosti, zamítáme nulovou hypotézu. Pro malé velikosti výběrů určujeme kritický obor z tabulek pro Kruskalův-Wallisův test.
6. V případě zamítnutí nulové hypotézy pokračujeme dále hledáním lišících se dvojic pomocí **metod mnohonásobného porovnávání**.

MUNI
MED

Praktické cvičení v programu Statistica

Datový soubor

Rehabilitace po mozkovém infarktu

Data: 02_Biostatistika_Data02.sta* (24v by 407c)

Rehabilitace po mozkovem infarktu: data

	1 ID	2 Pohlavi	3 Vek	4 Etiologie	5 Lokalizace	6 Terapie	7 Komorbid	8 Barthel_inc	9 Kategorie_zavislosti_p	10 Ukoncen
1	1	muž	82	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	25	vysoce závislý	propuště
2	2	žena	81	embolie	mozkové tepny	jiná farmakolog	2	20	vysoce závislý	přeložen
3	3	muž	55	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	35	vysoce závislý	propuště
4	4	žena	46	embolie	mozkové tepny	intravenózní tro	0	20	vysoce závislý	propuště
5	5	muž	76	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	45	částečně soběstačný	propuště
6	6	muž	72	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	25	vysoce závislý	přeložen
7	7	muž	62	trombóza	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	40	vysoce závislý	propuště
8	8	muž	64	trombóza	přívodní tepny	jiná farmakolog	0	15	vysoce závislý	propuště
9	9	žena	82	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	10	vysoce závislý	přeložen
10	10	muž	58	trombóza	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	25	vysoce závislý	propuště
11	11	muž	84	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	40	vysoce závislý	propuště
12	12	žena	92	okluze neb	mozkové tepny	jiná farmakolog	0	30	vysoce závislý	propuště
13	13	žena	79	embolie	mozkové tepny	jiná farmakolog	1	40	vysoce závislý	propuště
14	14	muž	69	trombóza	mozkové tepny	jiná farmakolog	3	45	částečně soběstačný	propuště

MUNI MED

Rehabilitace po mozkovém infarktu

- Cvičný datový soubor obsahuje záznamy o **celkem 407 pacientech hospitalizovaných pro mozkový infarkt** na neurologickém oddělení akutní péče, kde jim byla poskytnuta terapie pro obnovu krevního oběhu v postižené části mozku.
- Po zvládnutí akutní fáze byl u pacientů vyhodnocen stupeň soběstačnosti v základních denních aktivitách (ADL) pomocí tzv. **indexu Barthelové** (BI) a byli přeloženi na **rehabilitační oddělení**.
- Po dvou týdnech byl opět dle BI vyhodnocen stupeň soběstačnosti a pacienti byli buď propuštěni do ambulantní péče, nebo přeloženi na oddělení následné péče.

Rehabilitace po mozkovém infarktu

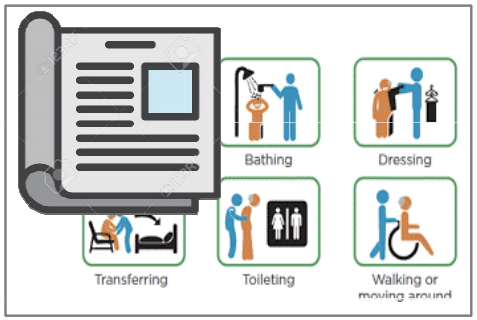
Sbírané informace:

- základní demografické údaje (**pohlaví** a **věk**),
- informace o samotné diagnóze mozkové příhody (**etiologie** a **lokalizace uzávěru cévy**),
- informace o léčbě (typ indikované **terapie** a **výskyt komplikací**)
- informace o **způsobu ukončení rehabilitace**.
- Stupeň soběstačnosti před rehabilitací byl dodatečně zjištěn z neurologie a na konci rehabilitace byl vyplněn nový dotazník pro určení výsledného **indexu Barthelové**.

MUNI
MED

Úkol 1. Jednovýběrový Wilcoxonův test

Úkol č. 1 – Jednovýběrový Wilcoxonův test



Zadání: „V podobné zahraniční studii byla publikovaná střední hodnota indexu Barthelové na konci akutní rehabilitace po mozkovém infarktu ve výši 64,4. Zjistěte, zda výsledné dosažení stupně soběstačnosti dle BI ve vašich datech je stejné nebo jiné než v této studii.“

Postup:

1. Ověříme předpoklady testu: Normalita rozložení hodnot indexu Barthelové na konci rehabilitace (ověříme vizuálně i statistickým testem – Shapiro-Wilkův test).

MUNI MED

Úkol č. 1 – Jednovýběrový Wilcoxonův test

Postup (po nemožnosti použít jednovýběrový t-test):

1. Na hladině významnosti α = 0,05 testujeme hypotézu
   H_0: $Me = 64{,}4$ proti **H_A**: $Me \neq 64{,}4$
2. Původní hodnoty Barthelové indexu převedeme na pořadí (určené podle absolutní hodnoty rozdílu oproti referenci).
3. Vypočítáme **testovou statistiku S_w nebo Z** a odpovídající **p-hodnotu**.
   $$S_w = 41\,099 \quad Z = 0{,}17 \Rightarrow p = 0{,}861$$
4. Vypočítané statistiky porovnáme s kritickou hodnotou, nebo porovnáme p-hodnotu s hladinou významnosti α = 0,05.
5. Je-li **p-hodnota > α** ➡ **nezamítáme H_0**. **Výsledná soběstačnost pacientů v našem souboru se neliší od výsledků publikovaných v porovnávané studii.**

MUNI MED

Úkol č. 1 – Ověření normality a popis dat

① Průměr a medián se výrazně liší (průměr 62 bodů, medián 70 bodů. Data jsou nejspíše asymetrická.

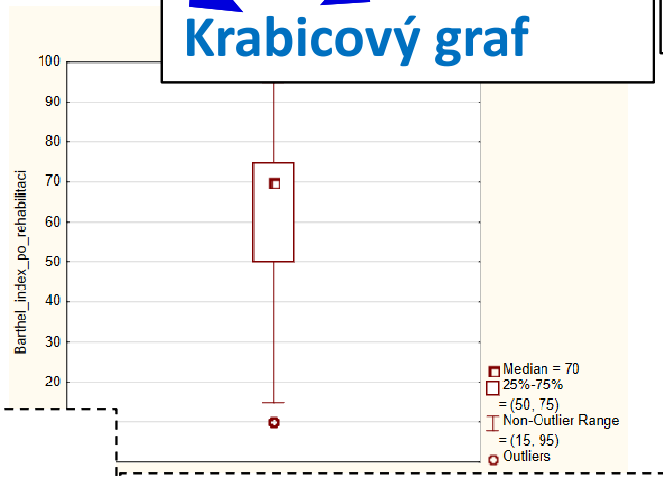
Srovnání průměru a mediánu

	Descriptive Statistics (02_Biostatistik		
Variable	Valid N	Mean	Median
Barthel_index_po_rehabilitaci	407	62,01474	70,00000

Histogram

BI

Krabicový graf



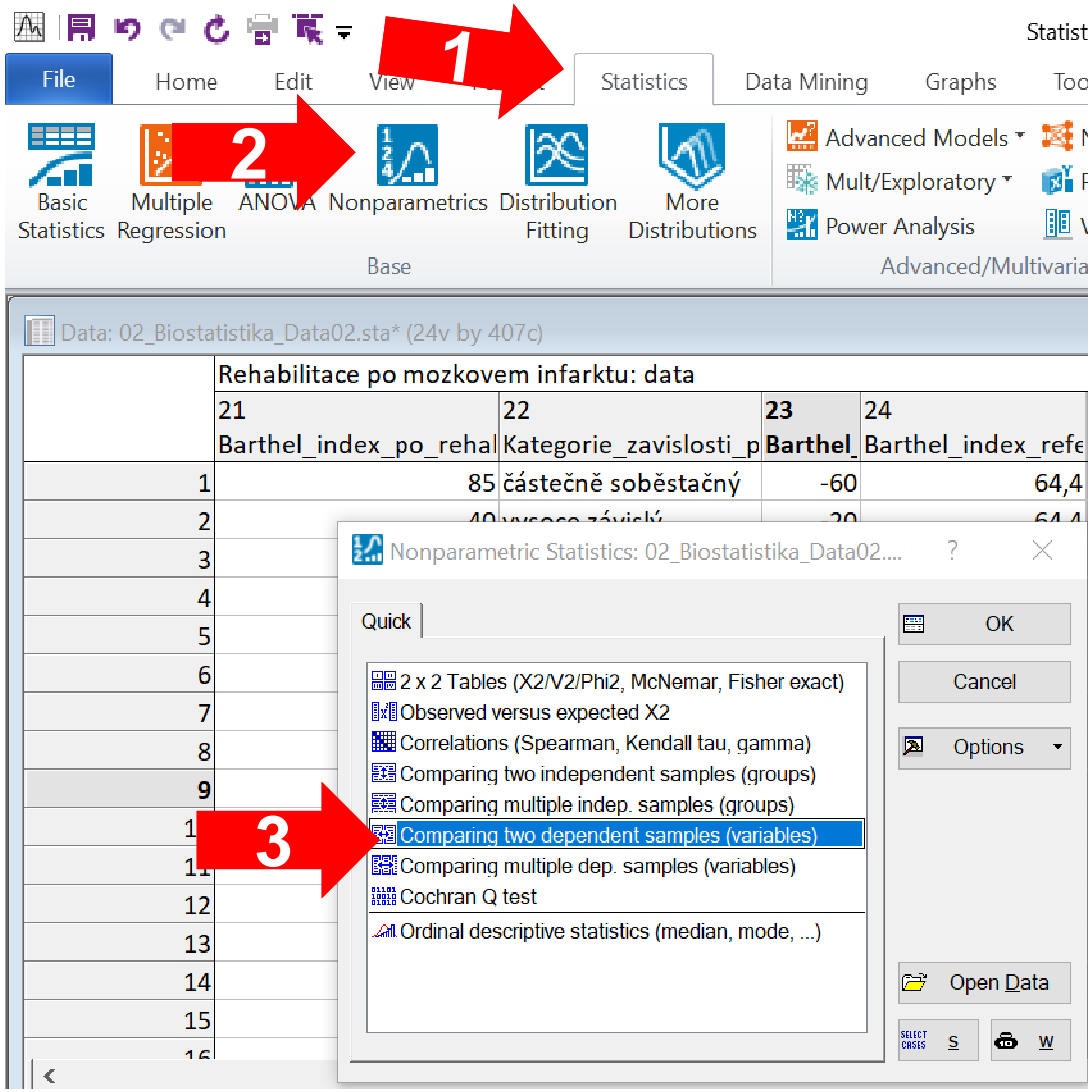
Diagnostický N-P graf

② Asymetrie je patrná i z krabicového grafu a histogramu. Z histogramu je navíc zřetelně vidět odlišnost od normálního rozdělení. Odchylky od normality jsou patrné i z N-P grafu.

③ Na základě p-hodnoty < 0,001 zamítáme nulovou hypotézu o normalitě (tj. zamítáme, že není rozdíl mezi pozorovanými daty a teoretickým normálním rozdělením, … tj. data nejsou normálně rozdělená).

Úkol č. 1 – Řešení v programu Statistica

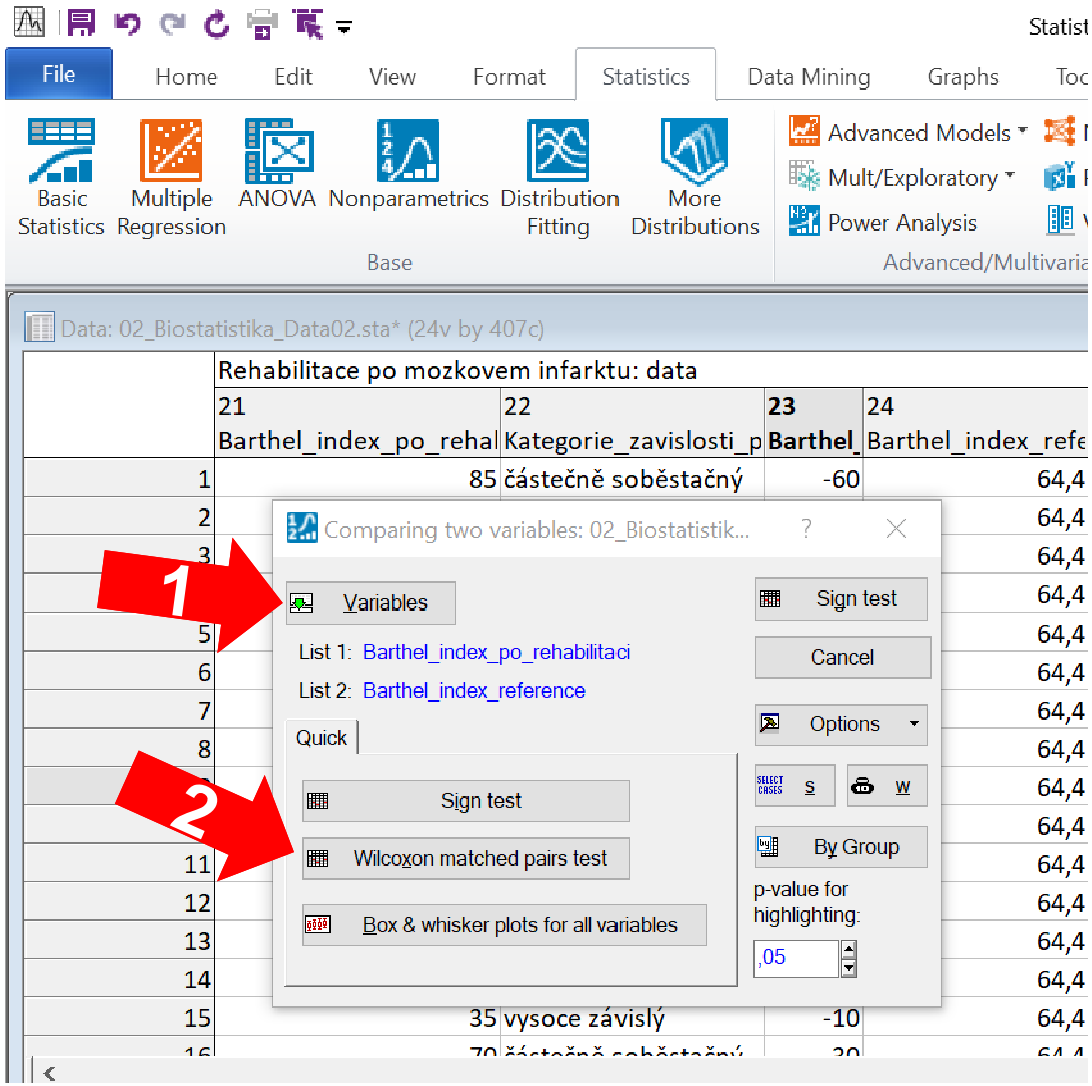
- Do datové tabulky je potřeba přidat sloupec obsahující konstantní hodnotu reference, se kterou porovnáváme naše výsledky.
- V menu ***Statistics*** zvolíme ***Nonparametrics,*** vybereme ***Comparing two dependent samples (groups).***



MUNI MED

Úkol č. 1 – Řešení v programu Statistica

- Vybereme proměnné (***Variables***), které chceme testovat (testovaný parametr a reference).
- Kliknutím na ***Wilcoxon matched pair test*** získáme výsledky.



MUNI MED

Úkol č. 1 – Výsledky v Statistica

Rozsah výběru

Hodnota testové statistiky S_w a Z

Wilcoxon Matched Pairs Test (02_Biostatistika_
Marked tests are significant at p <,05000

Pair of Variables	Valid N	T	Z	p-value
Barthel_index_po_rehabilitaci & Barthel_index_reference	407	41099,00	0,174762	0,861267

p-hodnota Wilcoxonova testu

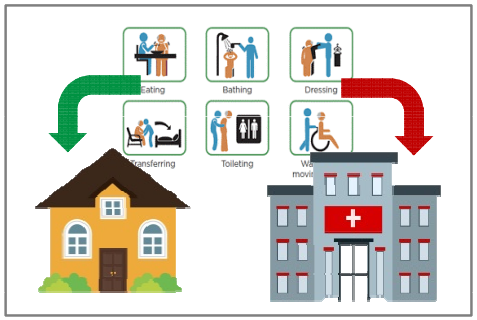
① Pozorovaný výsledný medián Barthelové indexu je 70 bodů, což je oproti výsledku 64,4 bodů v porovnávané studii **lepší výsledný stav o 5,6 bodů.**

② P-hodnota statistické významnosti tohoto pozorovaného rozdílu je ale p = 0,861, což na hladině významnosti 0,05 značí **nevýznamný rozdíl**, a z dostupných dat tedy nelze prokázat, **že by výsledná soběstačnost pacientů léčených s mozkovým infarktem v našem souboru byla odlišná od výsledků publikovaných v porovnávané studii**.

MUNI
MED

Úkol 2. Dvouvýběrový Mannův-Whitneyův test

Úkol č. 2 – Dvouvýběrový Mannův-Whitneyův test



Zadání: „U pacientů hospitalizovaných pro mozkový infarkt by po úspěšné terapii a absolvování akutní rehabilitace měl následovat přesun do ambulantní péče nebo na následné lůžko k pokračování v další rehabilitaci. Při správném managementu péče by do následné lůžkové péče měli pokračovat pouze pacienti, u kterých dosud nebylo dosaženo dostatečné rekonvalescence. Zkontrolujte, zda pacienti překládaní na následné lůžko mají skutečně horší míru soběstačnosti v základních denních aktivitách (ADL) vyjádřenou indexem Barthelové určenou v době propouštění.“

MUNI MED

Úkol č. 2 – Dvouvýběrový Mannův-Whitneyův test

Postup (po nemožnosti použít dvouvýběrový t-test):

1. Na hladině významnosti α = 0,05 testujeme hypotézu
   H_0: $F(x_1) = F(x_2)$ proti **H_A**: $F(x_1) \neq F(x_2)$
2. Původní hodnoty Barthelové indexu převedeme na pořadí v celém souboru.
3. Vypočítáme **testovou statistiku *U* nebo *Z*** a odpovídající **p-hodnotu**.
   $U = 1\,998 \qquad Z = 14 \quad \Rightarrow \quad p < 0{,}001$
4. Vypočítané statistiky porovnáme s kritickou hodnotou, nebo porovnáme p-hodnotu s hladinou významnosti α = 0,05.
5. Je-li **p-hodnota ≤ α** ➡ **zamítáme H_0**. **Aktuální soběstačnost pacientů je určující pro jejich další pokračování v systému zdravotní péče.**

MUNI MED

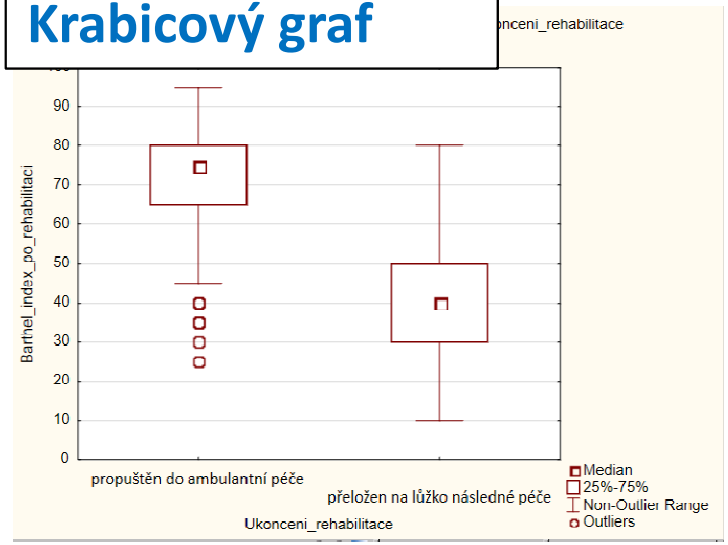
Úkol č. 2 – Ověření normality a popis dat

Popis dat

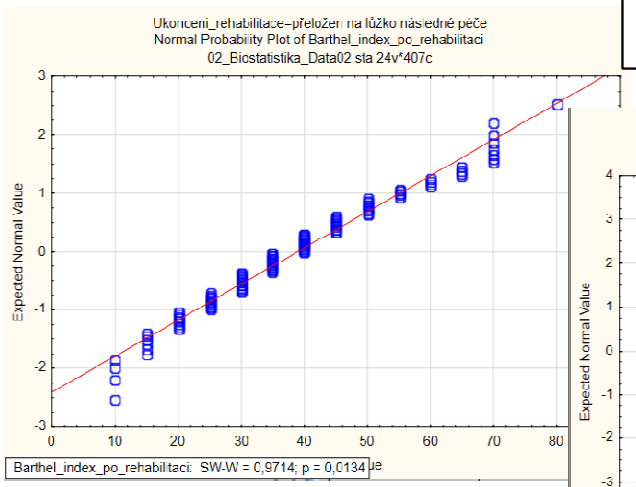
Aggregate Results
Descriptive Statistics (02_Biostatistika_Data02.sta)

Variable	Ukonceni_rehabilitace	Valid N	Mean	Median
Barthel_index_po_rehabilitaci	propuštěn do ambulantní péče	290	71,34483	75,00000
Barthel_index_po_rehabilitaci	přeložen na lůžko následné péče	117	38,88889	40,00000

Krabicový graf



Diagnostický N-P graf

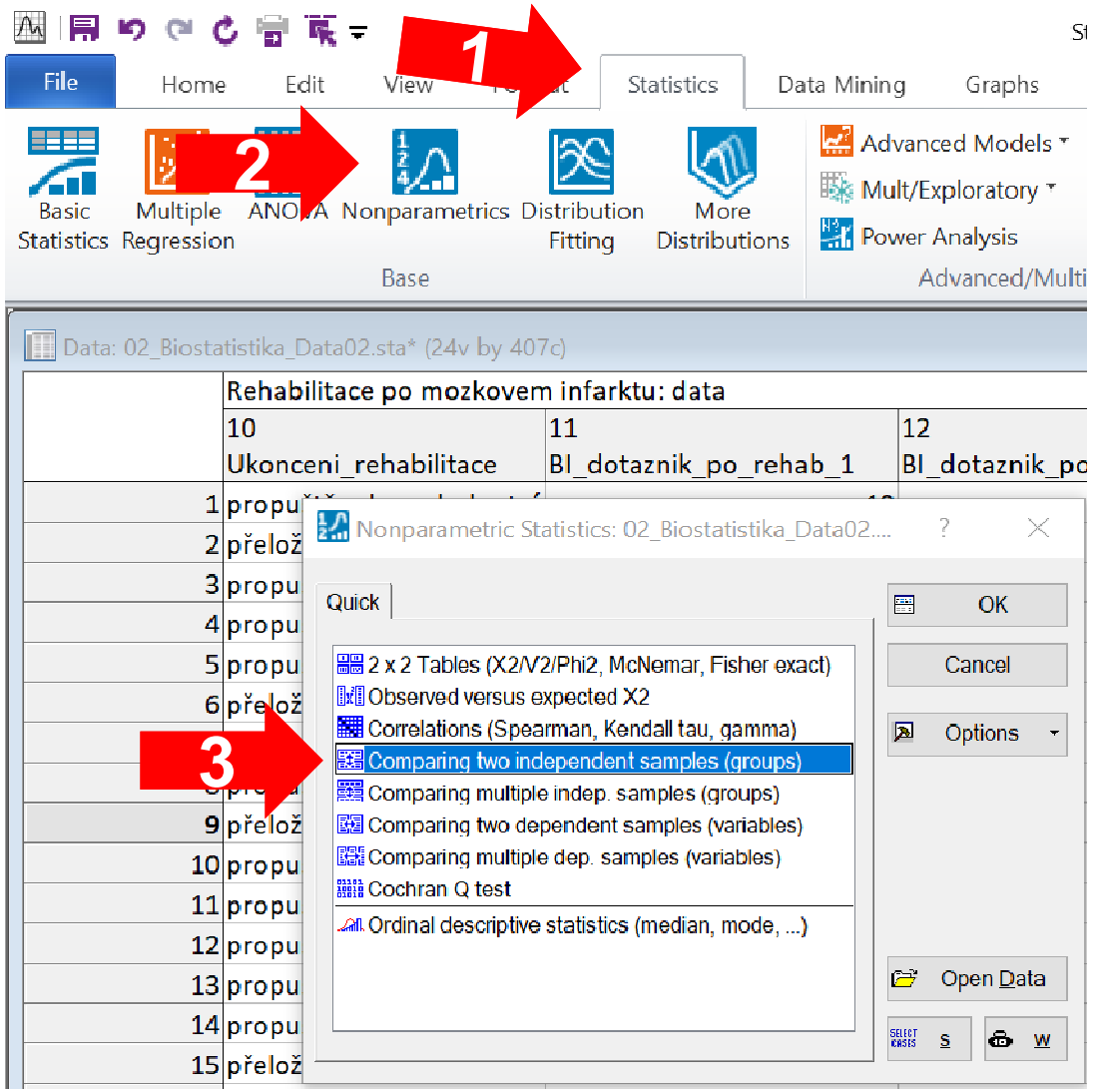


① Základní popis i grafické srovnání ukazuje výrazný rozdíl mezi skupinami (soběstačnost při propuštění do ambulantní péče je v mediánu 75 bodů, ale pacienti pokračující do následné péče mají medián pouze 40 bodů).

② Normalitu dat zamítáme u obou skupin ($p = 0{,}013$ a $p < 0{,}001$) a přinejmenším u pacientů propuštěných domů je výrazné porušení normality patrné graficky i z N-P grafu.

Úkol č. 2 – Řešení v programu Statistica

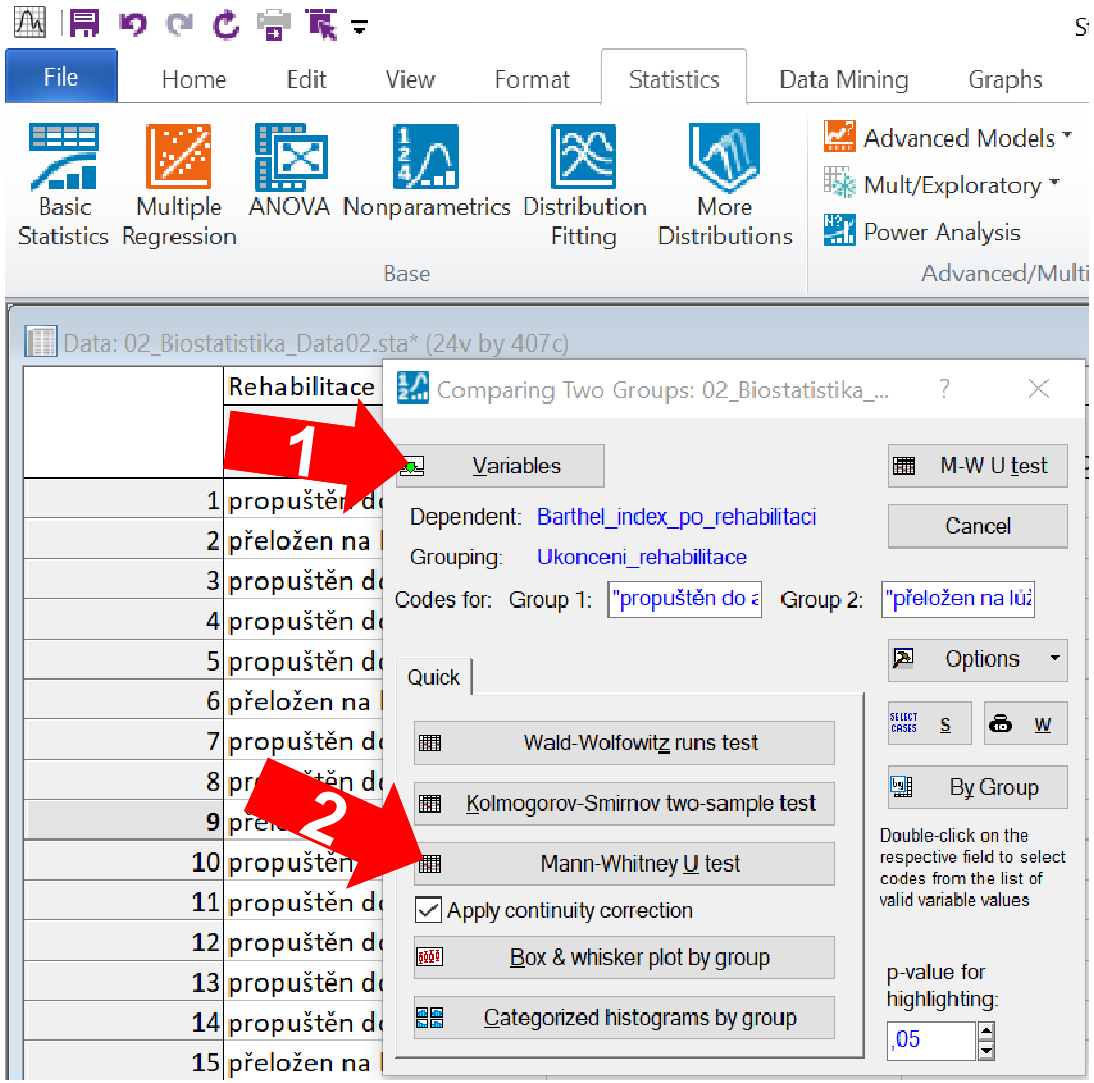
- V menu ***Statistics*** zvolíme ***Nonparametrics***, vybereme ***Comparing two independent samples (groups)***.



MUNI MED

Úkol č. 2 – Řešení v programu Statistica

- Vybereme proměnnou, kterou chceme testovat (***dependent***) a proměnnou obsahující skupiny, které srovnáváme (***grouping***).
- Kliknutím na ***Mann-Whitney U test***, nebo na M-W U test získáme výstupy.



MUNI MED

Úkol č. 2 – Výsledky v Statistica

Hodnota testové statistiky *U* a *Z*

Rozsahy výběru obou skupin

Mann-Whitney U Test (w/ continuity correction) (02_Biostatistika_Data02.sta)
By variable Ukonceni_rehabilitace
Marked tests are significant at p <,05000

variable	Rank Sum propuštěn do ambulantní péče	Rank Sum přeložen na lůžko následné péče	U	Z	p-value	Z adjusted	**p-value**	Valid N propuštěn do ambulantní péče	Valid N přeložen na lůžko následné péče
Barthel_index_po_rehabilitaci	74127,00	8901,000	1998,000	13,93442	0,0000	14,00397	0,0000	290	117

p-hodnota Mannova-Whitneyova testu

Z předchozího popisu je patrný výrazný rozdíl mezi skupinami (soběstačnost při propuštění do ambulantní péče je v mediánu 75 bodů, ale pacienti pokračující do následné péče mají medián pouze 40 bodů).

P-hodnota statistické významnosti tohoto pozorovaného rozdílu je $p < 0{,}001$, což na hladině významnosti 0,05 značí **významný rozdíl**, a ze získaných dat tedy **lze říct, že aktuální soběstačnost pacientů souvisí s jejich dalším pokračováním v systému zdravotní péče.**

MUNI
MED

Úkol 3. Párový Wilcoxonův test

Úkol č. 3 – Párový Wilcoxonův test

Zadání: „Pacientům hospitalizovaným s mozkovým infarktem byla na lůžku akutní péče poskytnuta terapie pro obnovu krevního oběhu v postižené části mozku. Po zvládnutí akutní fáze byl u pacientů vyhodnocen stupeň soběstačnosti v základních denních aktivitách (ADL) pomocí indexu Barthelové (BI) a byli přeloženi na rehabilitační oddělení. Po dvou týdnech byl opět vyhodnocen stupeň soběstačnosti dle BI. Zjistěte, zda poskytnutá rehabilitační péče vedla ke zlepšení soběstačnosti ADL. “

MUNI MED

Úkol č. 3 – Párový Wilcoxonův test

Postup (po nemožnosti použít párový t-test):

1. Na hladině významnosti α = 0,05 testujeme hypotézu o diferencích párových hodnot. **H_0**: $Me = 0$, **H_A**: $Me \neq 0$
2. Původní hodnoty vypočítaných diferencí obou měření převedeme na pořadí (určené podle jejich absolutní hodnoty).
3. Vypočítáme **testovou statistiku S_w nebo Z** a odpovídající **p-hodnotu**. $S_w = 198{,}5 \quad Z = 17{,}29 \Rightarrow p < 0{,}001$
4. Vypočítané statistiky porovnáme s kritickou hodnotou, nebo porovnáme p-hodnotu s hladinou významnosti α = 0,05.
5. Je-li **p-hodnota ≤ α** ➡ **zamítáme H_0**. **Během rehabilitace se podařilo změnit soběstačnost pacientů v denních aktivitách**. Ke stejnému závěru jsme došli při použití parametrického t-testu.

MUNI MED

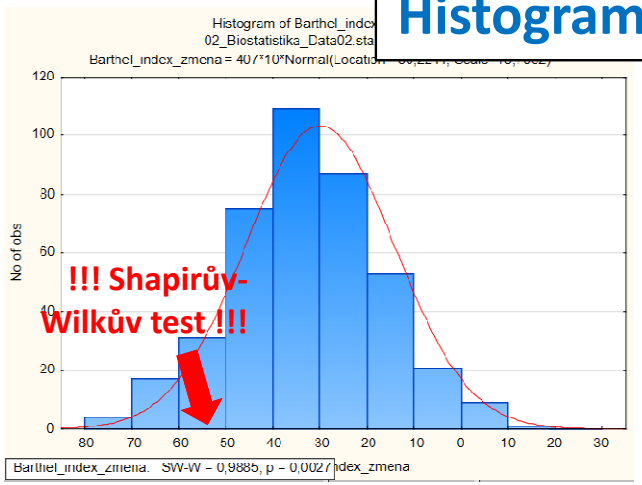
Úkol č. 3 – Ověření normality diferencí

① Průměr a medián jsou v podstatě shodné (cca -30) a data jsou tedy nejspíš alespoň symetrická.

Srovnání průměru a mediánu

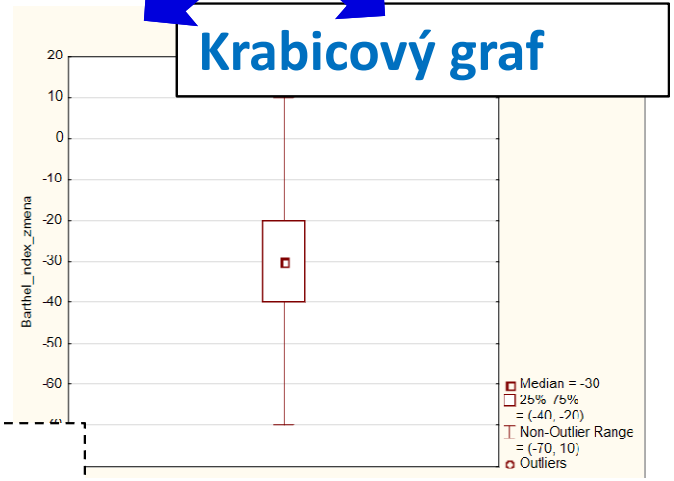
Variable	Descriptive Statistics (02_Biostatistik		
	Valid N	Mean	Median
Barthel_index_zmena	407	-30,2211	-30,0000

Histogram



Změna BI

Krabicový graf



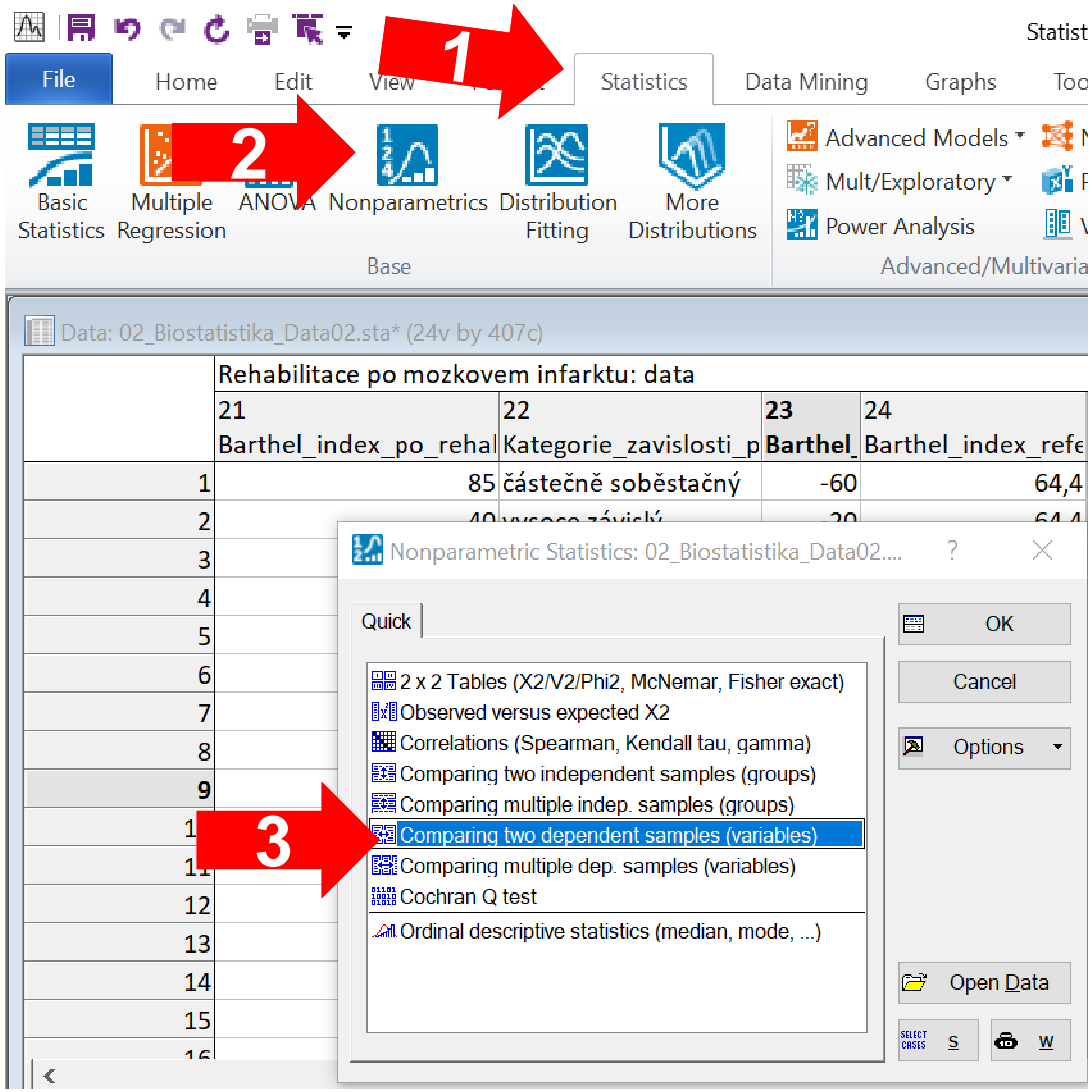
Diagnostický N-P graf

② Symetrie je patrná i z krabicového grafu. Navíc histogram je svým průběhem velmi podobný normálnímu rozdělení. Z N-P grafu také nejsou patrné odchylky od normality.

③ Na základě p-hodnoty 0,003 zamítáme nulovou hypotézu o normalitě (tj. zamítáme, že není rozdíl mezi pozorovanými daty a teoretickým normálním rozdělením, … tj. data formálně dle testu nejsou normálně rozdělená).

Úkol č. 3 – Řešení v programu Statistica

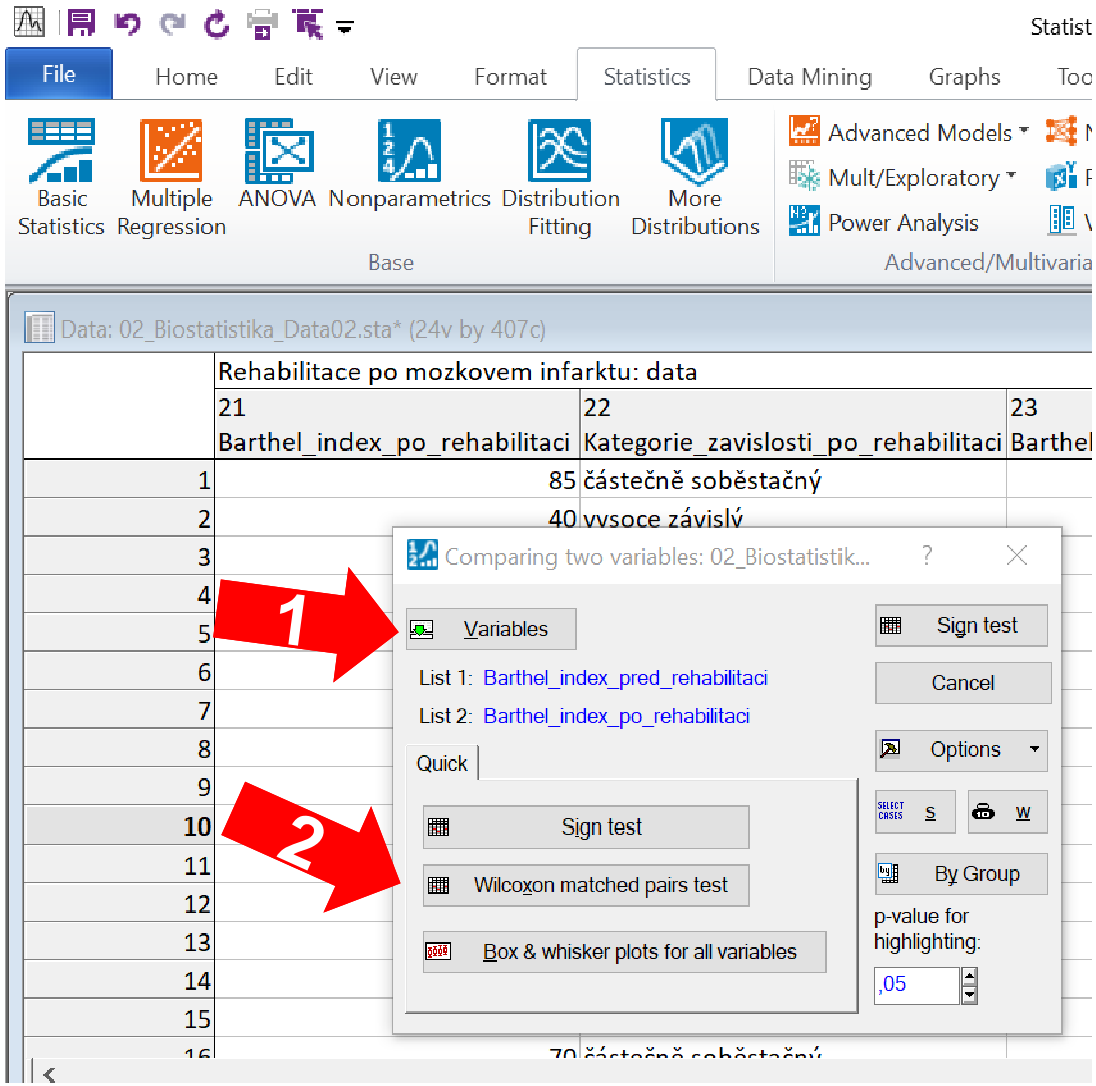
- V menu ***Statistics*** zvolíme ***Nonparametrics,*** vybereme ***Comparing two dependent samples (groups).***



MUNI MED

Úkol č. 3 – Řešení v programu Statistica

- Vybereme proměnné (***Variables***), které chceme testovat.
- Kliknutím na ***Wilcoxon matched pair test*** získáme výsledky.



MUNI MED

Úkol č. 3 – Výsledky v Statistica

Rozsah výběru

Hodnota testové statistiky S_w a Z

Wilcoxon Matched Pairs Test (02_Biostatistika
Marked tests are significant at p <,05000

Pair of Variables	Valid N	T	Z	p-value
Barthel_index_pred_rehabilitaci & Barthel_index_po_rehabilitaci	402	198,5000	17,28938	0,0000

p-hodnota Wilcoxonova testu

① Pozorovaný medián **zlepšení Barthelové indexu na začátku a po rehabilitaci je 30 bodů.**

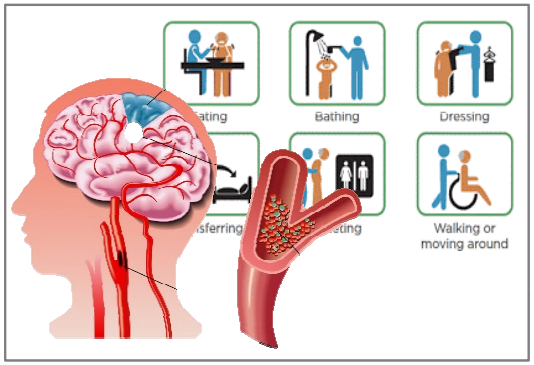
② P-hodnota statistické významnosti této pozorované změny je p < 0,001, což na hladině významnosti 0,05 značí **významný rozdíl**, a lze tedy prohlásit, že **stupeň soběstačnosti v základních denních aktivitách se viditelně během péče zlepšil**.

MUNI MED

MUNI
MED

Úkol 4. Kruskalův-Wallisův test

Úkol č. 4 – Kruskalův-Wallisův test



Zadání: „Zjistěte, zda etiologie vzniku mozkového infarktu (deficit způsobený embolií, trombózou nebo neurčenou okluzí/stenózou) je potenciálním prediktivním faktorem výsledného stupně soběstačnosti v základních denních aktivitách (ADL) vyjádřeného indexem Barthelové. Tj., liší se pacienti s různým typem vzniku mozkového infarktu ve výsledné soběstačnosti?“

MUNI MED

Úkol č. 4 – Kruskalův-Wallisův test

Postup (po nemožnosti použít ANOVA test):

1. Na hladině významnosti α = 0,05 testujeme hypotézu **H_0**: $F(x_1) = F(x_2) = F(x_3)$ proti **H_A**: **alespoň jedna dvojice** $F(x_k)$ **se liší**.
2. Původní hodnoty Barthelové indexu převedeme na pořadí v celém souboru.
3. Vypočítáme **testovou statistiku *Q*** a odpovídající **p-hodnotu**.

$$Q = 23{,}63 \Rightarrow p < 0{,}001$$

4. Testovou statistiku porovnáme s kritickou hodnotou nebo porovnáme p-hodnotu s hladinou významnosti α = 0,05.
5. Je-li **p-hodnota ≤ α** ➡ **zamítáme H_0**. **Existuje alespoň jedna dvojice způsobu vzniku mozkového infarktu, která se liší v následné soběstačnosti pacientů.**

MUNI MED

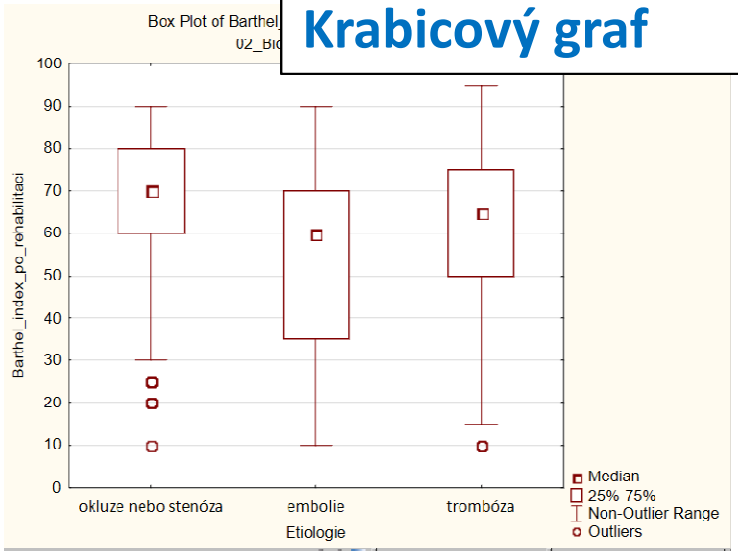
Úkol č. 4 – Ověření normality a popis dat

Srovnání průměru a mediánu

Descriptive Statistics (02_Biostatistika_Data02.sta)

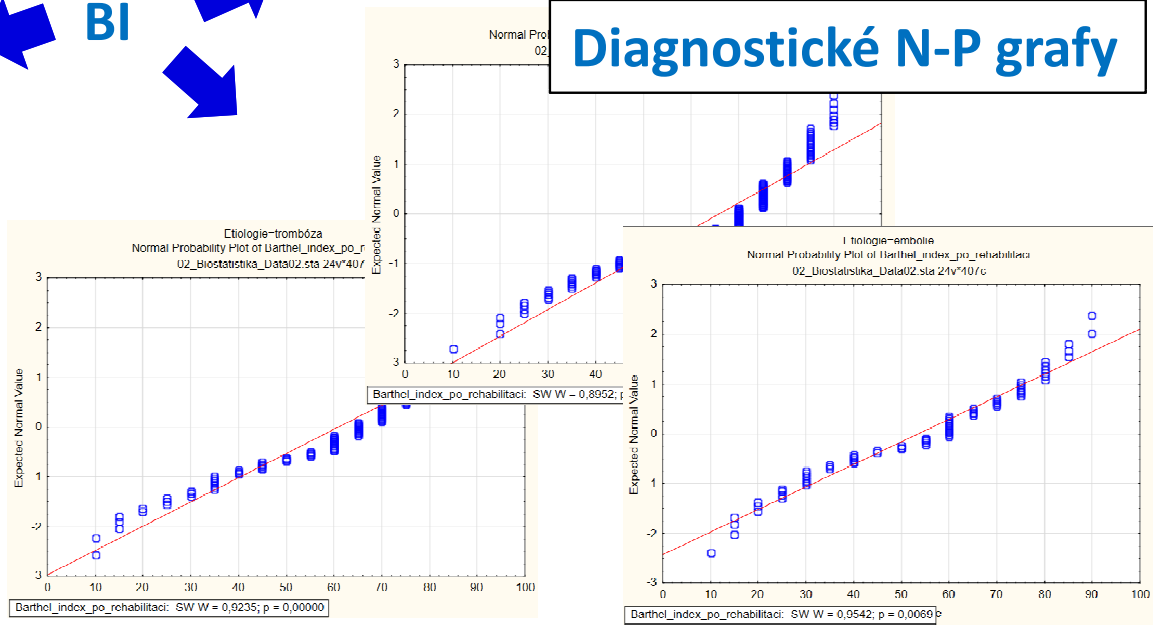
Variable	Etiologie	Valid N	Mean	Median
Barthel_index_po_rehabilitaci	trombóza	128	60,89844	65,00000
Barthel_index_po_rehabilitaci	okluze nebo stenóza	201	65,99502	70,00000
Barthel_index_po_rehabilitaci	embolie	78	53,58974	60,00000

Krabicový graf



BI

Diagnostické N-P grafy



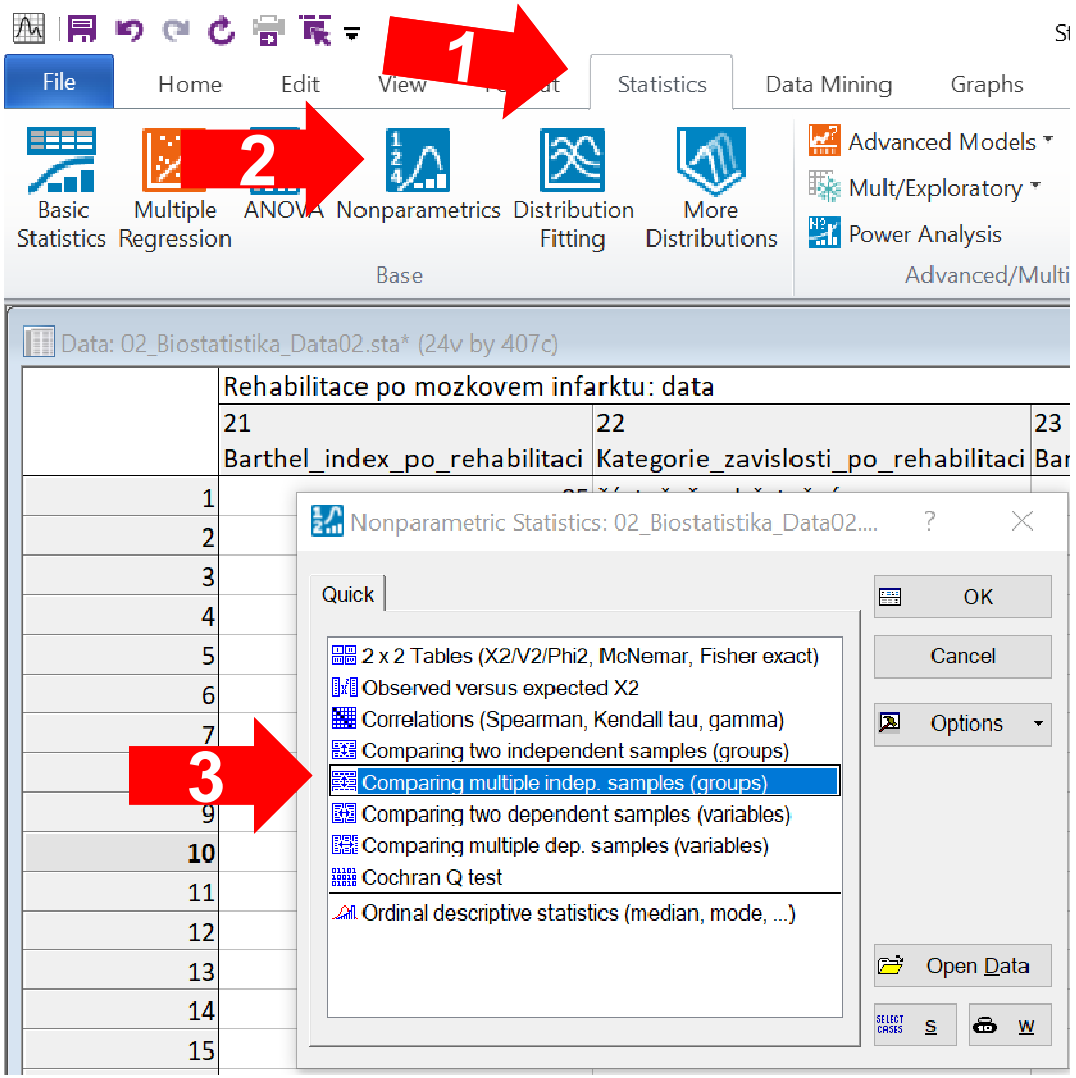
① Základní popis i grafické srovnání ukazuje možný rozdíl mezi skupinami (soběstačnost po embolii je v mediánu 60 bodů, po trombóze 65 bodů a po neurčené okluzi nebo stenóze 70 bodů).

② Normalitu dat zamítáme u všech tří skupin ($p < 0,001$, $p < 0,001$ a $p = 0,007$) s tím, že u všech je porušení normality patrné graficky i z N-P grafu.

MED

Úkol č. 4 – Řešení v programu Statistica

- V menu ***Statistics*** zvolíme ***Nonparametrics,*** vybereme ***Comparing multiple indep. samples (groups).***

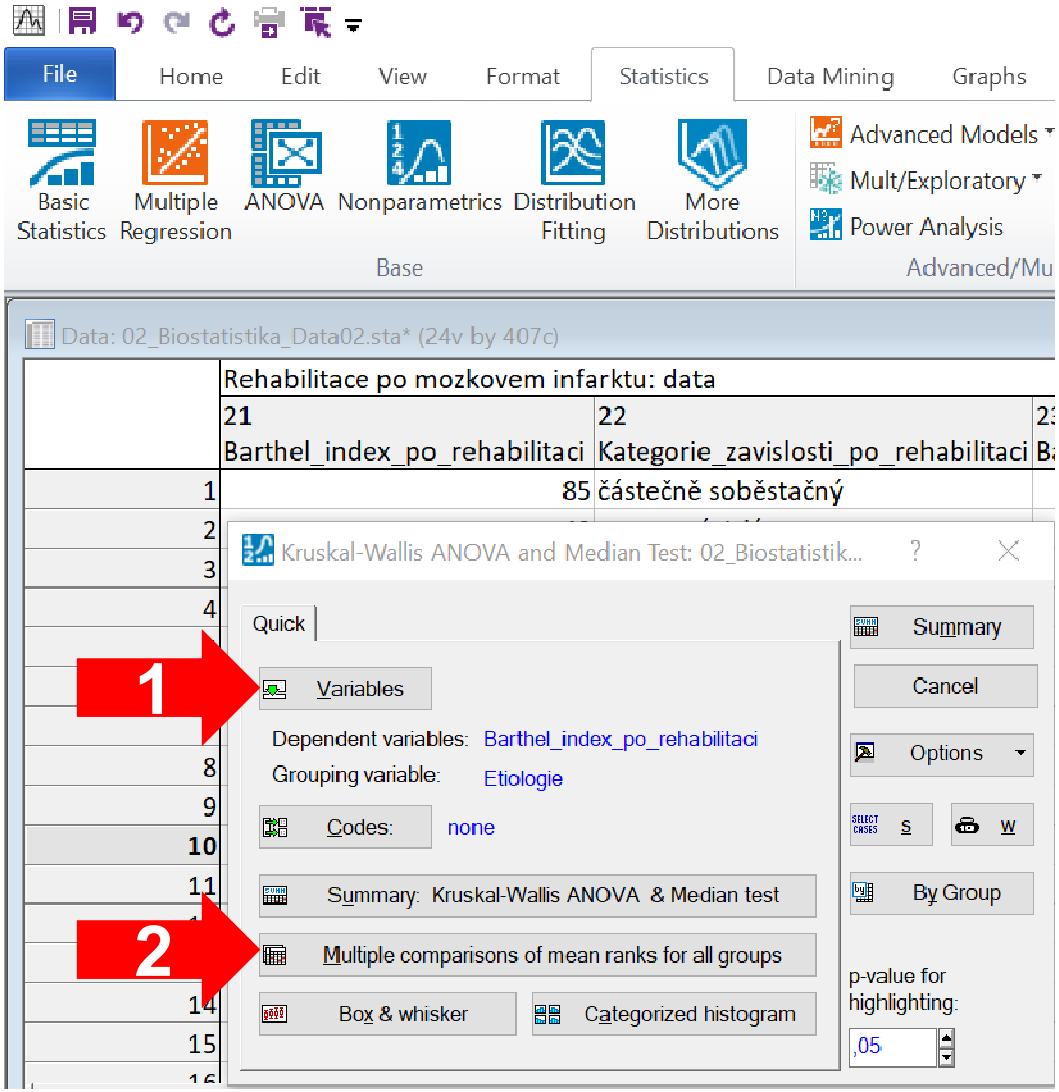


MUNI MED

Úkol č. 4 – Řešení v programu Statistica

- Vybereme proměnnou, kterou chceme testovat (***dependent***) a proměnnou obsahující skupiny, které srovnáváme (***grouping***).

- Kliknutím na ***Multiple comparisons of mean ranks for all groups*** získáme výstupy (celkové srovnání ale také mnohonásobné porovnání mezi všemi skupinami).



MUNI MED

Úkol č. 4 – Výsledky v Statistica

Multiple Comparisons p values (2-tailed); Barthel_index_p
Independent (grouping) variable: Etiologie
Kruskal-Wallis test: H (2, N= 407) =23,63471 p =,0000

Depend.: Barthel_index_po_rehabilitaci	okluze nebo stenóza R:228,81	embolie R:154,65	trombóza R:195,11
okluze nebo stenóza		0,000007	0,033834
embolie	0,000007		0,050002
trombóza	0,033834	0,050002	

Souhrnná p-hodnota Kruskalova-Wallisova testu

p-hodnoty mnohonásobného porovnání všech skupin

① Z předchozího popisu je patrný možný rozdíl mezi skupinami (soběstačnost po embolii je v mediánu 60 bodů, po trombóze 65 bodů a po neurčené okluzi nebo stenóze 70 bodů).

② Souhrnná p-hodnota statistické významnosti tohoto pozorovaného rozdílu je $p < 0,001$, což na hladině významnosti 0,05 značí **významný rozdíl** a ze získaných dat tedy **lze říct, že existuje alespoň jedna dvojice způsobu vzniku mozkového infarktu, která se liší v následné soběstačnosti pacientů (tj. etiologie souvisí s další soběstačnosti).**

③ Mnohonásobným porovnáním jsme navíc prokázali významný rozdíl mezi embolií a okluzí/stenózou a mezi trombózou a okluzí/stenózou (rozdíl mezi embolií a trombózou významný není). Jinými slovy, **výsledný stupeň soběstačnosti je významně lepší u pacientů s okluzí/stenózou oproti embolii i trombóze.**