

2/2013

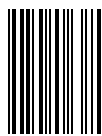
FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420



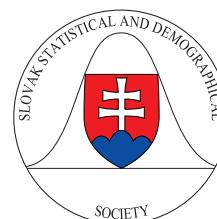
9 771336 742001



20132



**Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť Miletičova 3, 824 67 Bratislava
www.ssds.sk**



Naše najbližšie akcie:

(pozri tiež www.ssds.sk, blok Organizované akcie)

Pohl'ady na ekonomiku Slovenska 2013

16. apríl 2013, Bratislava, Aula EU

6. Nitrianske štatistické dni

9. – 10.5. 2013, UKF Nitra

EKOMSTAT 2013 – 27. škola štatistiky

19. – 24. 5. 2013, Trenčianske Teplice

PRASTAN 2013

27.5.- 29.5. 2013, Kočovce

FERNSTAT 2013

12.9.-13.9., Banská Bystrica

Aplikácie metód na podporu rozhodovania 2013

Október 2013, STU Bratislava

22. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika

5. – 6. 12. 2013, Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

5. – 6. 12. 2013, Bratislava

Regionálne akcie

priebežne

FOREWORD

Dear colleagues,

we propose the second issue of the ninth volume of the scientific peer-reviewed journal published by the Slovak statistical and demographical society (SSDS). This issue comprises contributions that are content-compatible with the topic „Medical statistics“.

Editors: Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc. , MUDr. Štefan Madarász, PhD.

Reviewed by: Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Samuel Koróny PhD.

Slovak Statistical and Demographical Society thanks the Mathematical Institute of SAS for their cooperation at publishing this issue of FSS.

Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.

Editor in chief



International Year of Statistics ("Statistics2013") is a global reminder of the importance of statistics. Slovak Statistical and Demographical Society joined the International Year of Statistics and will be mentioned at its professional events in the year 2013.

PREDHOVOR

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,

predkladáme druhé číslo deviateho ročníka vedeckého recenzovaného časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS). Toto číslo je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou „Medicínska štatistika“.

Editori: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., MUDr. Štefan Madarász, PhD.

Recenzenti: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Samuel Koróny PhD.

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť ďakuje Matematickému ústavu SAV za spoluprácu pri vydaní tohto čísla FSS.

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
Šéfredaktor



Medzinárodný rok štatistiky ("Statistics2013") je celosvetové pripomenutie významu štatistiky. Slovenská štatistická a demografická spoločnosť sa pripojila k Medzinárodnému roku štatistiky a bude ho pripomínať pri svojich odborných akciách v roku 2013.

Analýza vplyvu kondičného programu na rozvoj silových schopností a plaveckej rýchlosti vodných pólistov

Analysis of impact fitness programme on development of strength abilities and swimming speed water polo players

Peter Berlanský, Elena Strešková, Ján Luha

Abstract: This work is focusing on solution of the research situation from sport educology. We would like to document the verification of fitness programme effectivity focusing on development of strength abilities outside the swimming pool, its influence on the level of swimming speed abilities as an unseparable part of sport preparation in water polo.

Abstrakt: Práca je zameraná na riešenie výskumnej situácie z oblasti športovej edukológie. Zistili sme efektívnosť kondičného programu zameraného na rozvoj silových schopností cvičeniami na suchu, ako i jeho vplyv na úroveň rýchlostných plaveckých schopností ako súčasti športovej prípravy vo vodnom póle.

Kľúčové slová: športová príprava vo vodnom póle, kondičný program na rozvoj silových schopností na suchu, silové schopnosti, plavecká rýchlosť, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie.

Key words: sport preparation in water polo, fitness programme focusing on development of strength abilities outside the swimming pool, strength abilities, swimming speed, special water polo testing exercises.

JEL classification: C1, C12, I1, L83.

1. ÚVOD

Poznatky zo športovej prípravy 10 – 13-ročných hráčov vodného póla KVP Kúpele Piešťany, účastníkov najvyššej slovenskej ligy v žiackych kategóriách prezentujeme výsledkami špeciálneho experimentu pri aplikácii dvoch tréningových postupov (Berlanský, 2012). Vedecké poznatky zo štruktúry športového výkonu v plávaní a vo vodnom póle dokumentujú, že limitujúcim faktorom je vysoká úroveň kondičných schopností, predovšetkým silových (Havlíček, 1993; Štulrajter, Zrubák, Jánošdeák, 1998; Berlanský 2002, 2013; Macejková, 2005; Strešková, 2008; Hamar, Kampmiller, 2009; Putala, Macejková, Matúš 2010; Holas, 2010; Berlanský, Psalman, Ružicková, 2011; Luha, Berlanský 2012, 2013). Zmeny v silových schopnostiach na suchu sme diagnostikovali štandardnými motorickými testami sily a plavecké rýchlostné schopnosti špeciálnym testom plaveckej rýchlosti 3 x 25 metrov kraul a nami navrhnutým testom na meranie špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov pri vedení lopty, pri ktorom budeme hodnotiť aj úspešnosť zakončenia. Na základe nameraných výstupných hodnôt poukazujeme na dôležitosť vysokej úrovne plaveckej rýchlosti vo vodnom póle, taktiež aj silových schopností, ktoré sú vo vodnom póle dôležité, pretože počas hry dochádza k častým osobným a kontaktným súbojom medzi hráčmi. Adekvátny rozvoj sily musí byť dôležitou súčasťou športovej prípravy, ktorá vytvára pozitívne predpoklady zvládnutia špeciálnych a špecifických motorických schopností a zručností, lepšiu súčinnosť hráčov v hre.

2. METODIKA

Na základe skúseností z praxe a analýzy dostupnej literatúry s problematikou športová príprava a kondičná príprava vo vodnom póle sme zhotovili tréningový plán obsahujúci kondičný program na rozvoj silových schopností na suchu. Počas nášho experimentu boli

obsah, rozsah, intenzita, využité formy, metódy a prostriedky tréningov vo vode v súlade s transformačným a súťažným obdobím v danom makrocykle športovej prípravy vodných pólistov. Vstupné merania úrovne plaveckej rýchlosti vodných pólistov, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia (Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie - ďalej len ŠVTC a všetkých ukazovateľov silových schopností na suchu v nami sledovanom súbore sme vykonali od 29.01.2012 (t0). Retest nami navrhnutého ŠVTC sme vykonali 05. 02. 2012. Merania úrovne a zmien plaveckej rýchlosti vodných pólistov, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia (Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie, ďalej len ŠVTC) a všetkých ukazovateľov silových schopností na suchu sme zopakovali po kontrolnom období 25. 03. 2012 (t1), Výstupné merania úrovne a zmien plaveckej rýchlosti vodných pólistov, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia ŠVTC a všetkých ukazovateľov silových schopností na suchu sme vykonali 20. 05. 2012 (t2). Od času t1 sme zaradili do tréningovej jednotky pred tréningom vo vode zostavu cvičení zameranú na rozvoj silových schopností na suchu v trvaní 15 minút. Tréningové jednotky vo vode v sledovanom období prebiehali v nami sledovanom súbore v čase 19.00 – 20.30 hod. vo vode trikrát do týždňa a jeden tréning v týždni v nedeľu v čase 11.00 – 13.00 hod. vo vode, predstavuje to 390 min./týždeň vo vode + 60 min./týždeň cvičenia na rozvoj silových schopností na suchu/týždeň, spolu 450 min./týždeň. Po skončení každého tréningu vo vode sme zaradili po ukončení tréningu vo vode cvičenia na suchu na rozvoj pohyblivosti metódou postupného naťahovania v trvaní $t = 5$ minút na kompenzovanie tréningového zaťaženia a upokojenia probandov. V špeciálnom vodnopólovom cvičení na meranie plaveckej rýchlosti pri vedení lopty sme využili fotobunky prepojené na digitálnu časomieru.

Postupný jednoskupinový pedagogický experiment a testovanie sa realizovali v podmienkach tréningového procesu v prvom makrocykle roku 2012, počas transformačného a súťažného obdobia v celkovej dĺžke 16 týždňov v 25 metrovom bazéne v hoteli Sĺňava v Piešťanoch. Testovanie úrovne silových schopností na suchu sme realizovali v telocvični SZŠ v Piešťanoch. Samotné testovanie trvalo 90 minút. Testovaniu vždy predchádzalo rozcvičenie, rozplávanie a rozcvičenie s loptou. Tréningová jednotka určená na testovanie bola ukončená vyplávaním.

Metódy výskumu:

1. Testy silových schopností na suchu: ručná a chrbtová dynamometria, skok z miesta znožmo, hod plnou loptou 2 kg obojručne, hod pravou a ľavou rukou plnou loptou 1 kg, sed – ľah počas 1 minúty.

(T1) Ručná dynamometria – test na meranie statickej sily pravej a ľavej ruky.

(T2) Chrbtová dynamometria – test na meranie statickej sily chrbtového svalstva.

(T3) Skok do diaľky znožmo – test na meranie výbušnej sily dolných končatín.

(T4) Hod plnou loptou 2 kg – test na meranie výbušnej sily horných končatín a trupu.

(T5) Hod plnou loptou 1 kg pravou, ľavou rukou – test na meranie výbušnej sily pravej a ľavej končatiny.

(T6) Sed – ľah za 1 minútu – test na meranie dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva.

2. Meranie špeciálnych plaveckých schopností: test 3 x 25 metrov kraul (Ružbarský, 2003) a špeciálnym vodnopólovým testovacím cvičením (Berlanský, Strešková, 2011).

(T7) Test plaveckej rýchlosti (rýchlostné schopnosti): 3 x 25m kraul, štart z vody a interval medzi opakovaniami je 1 minúta. Probandi absolvovali všetky tri úseky, najlepší čas sa zaznamenáva.

(T8) Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie (ŠVTC): Pre naplnenie podstaty obsahovej validity sme vytvorili testovacie cvičenie, v ktorom sme po konzultáciách s trénermi spolu s informáciami z dostupnej literatúry uskutočnili výber činností, ktoré z pohybového obsahu vystihujú typické herné činnosti vo vodnom póle. Aplikovali sme pohybové činnosti

simulujúce individuálne HČ hráča vo vodnom póle s využitím silových schopností, ktorých zlepšenie v našom výskume predpokladáme.

Testovacie cvičenie sme aplikovali na ploche 25 x 12,5 metra v bazéne, čo je približne polovica vodnopólového ihriska. Pozostávalo z niekoľkých, na seba nadväzujúcich pohybových činností, ktoré predstavujú reťaz herných činností jednotlivca.

Pomôcky: vodnopólové lopty (6), farebné valčeky biele (2) farebné valčeky žlté (2) a farebné valčeky červené (4), priemer valca = 5 cm a výška valca = 30 cm vyznačujú méty v bazéne, fotobunky s dvomi žiaričmi v horizontálnej polohe napojené na PC (2) umiestnené 12 cm nad hladinou vody v bazéne, zrkadielko (2) situované funkčne oproti na lúče fotobunky umiestnené 12 cm nad hladinou vody v bazéne, píšťalka, zmenšená (redukovaná) vodnopólová brána (rozmery 220 cm x 109 cm).

Experimentálny súbor tvorili 10 – 13-roční hráči vodného póla KVP Kúpele Piešťany. Základné štatistické charakteristiky súboru probandov sú zaznamenané v Tab. 1.

Tab.1 Charakteristika výskumného súboru

	Vek (roky)	Výška (cm)	Hmotnosť (kg)	BMI	Aktívna činnosť (roky)
aritm.pr.	10,85	147,3	43,10	19,95	2,35
smer.od	0,933	9,90	6,456	2,907	0,540
median	11,0	145,0	43,0	19,33	2,0
min.	10	131	32	14,01	2
max.	13	169	59	26,58	3,5
var.rozp.	3	38,0	27	12,57	1,5

Vplyv kondičného programu po línii „vstup – kontrol - experim“ sme testovali pomocou neparametrického párového Wilcoxonovho testu. Na prezentáciu výsledkov sme zvolili priemerné hodnoty za jednotlivé sledované premenné a za fázy experimentu. Tab.2 obsahuje aj výsledky párových komparácií. V tabuľke uvádzame priemerné hodnoty sledovaných premenných a P - hodnoty testu pre komparácie dvojíc vstup - kontrol, kontrol - experim a vstup – experim. Diferencie sú štatisticky signifikantné, keď príslušná P-hodnota je menšia ako 0,05. Podrobná analýza výsledkov experimentu jednoznačne dokazuje pozitívny vplyv nášho experimentu na silové schopnosti probandov ako aj na ich výkony. Grafická prezentácia tieto výsledky vyjadruje plastickejšie.

3. VÝSLEDKY

Vplyv kondičného programu na silové schopnosti, plaveckú rýchlosť, špeciálnu plaveckú rýchlosť a úspešnosť zakončenia sme testovali pomocou neparametrického párového Wilcoxonovho testu. Na prezentáciu výsledkov sme zvolili priemerné hodnoty za jednotlivé sledované premenné a za fázy experimentu. Tab.2 obsahuje aj výsledky párových komparácií.

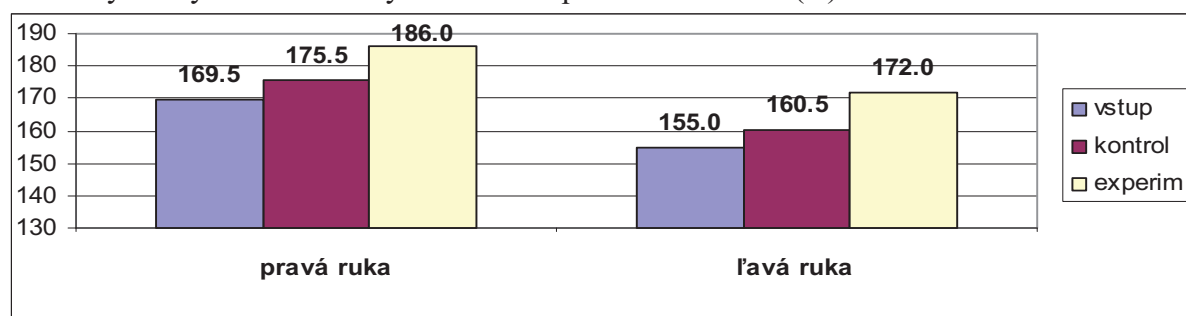
V tabuľke uvádzame priemerné hodnoty sledovaných premenných a P-hodnoty testu pre komparácie dvojíc vstup - kontrol, kontrol - experim a vstup - experim. Diferencie sú štatisticky signifikantné, keď príslušná P-hodnota je menšia ako 0,05. Podrobná analýza výsledkov experimentu jednoznačne dokazuje pozitívny vplyv nášho experimentu na silové schopnosti probandov ako aj na ich výkony.

Tab.2 Komparácia podľa fáz experimentu

	ručná_dynamometria_P	ručná_dynamometria_L	chrbtová_dynamometria	sed_lah_1min	skok_zmozmo_z_miesta	hod_loptou_2kg	hod_loptou1kg_PR	hod_loptou1kg_LR	kraul25m	SVTČ	uspesnost_zakoncenia
vstup	169,50	155,00	658,50	28,30	137,05	504,00	752,00	490,75	20,21	11,10	2,45
kontrol	175,50	160,50	677,50	28,75	137,05	510,50	755,75	477,00	19,95	10,86	2,80
experim	186,00	172,00	689,50	30,40	144,05	533,75	823,50	524,75	19,14	10,22	2,90
vstup-kontrol	0,035	0,020	0,006	0,033	0,821	0,050	0,791	0,583	0,011	0,023	0,039
kontrol-experim	0,005	0,022	0,210	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,313
vstup-experim	0,000	0,010	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,012

V teste ručná dynamometria pravá ruka (N), test na meranie statickej sily pravej ruky, bol priebeh výsledkov meraní: vstup 169,50 (N), po kontrolnom období 175,50 (N), po aplikácii experimentálneho činiteľa 186,00 (N). Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste ručná dynamometria pravá ruka medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, aj medzi kontrolou a experimentom $P < 0,01$ čo, samozrejme, značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim pričom $P < 0,001$. V teste ručná dynamometria ľavá ruka, test na meranie statickej sily ľavej ruky, bol vstup 155,00 (N), po kontrolnom období 160,50 (N), po aplikácii experimentálneho činiteľa 172,00 (N). Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste ručná dynamometria ľavá ruka medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, aj medzi kontrolou a experimentom $P < 0,05$, čo značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim $P < 0,01$ (Obr. 1).

Obr.1 Výsledky testu ručná dynamometria pravá a ľavá ruka (N)

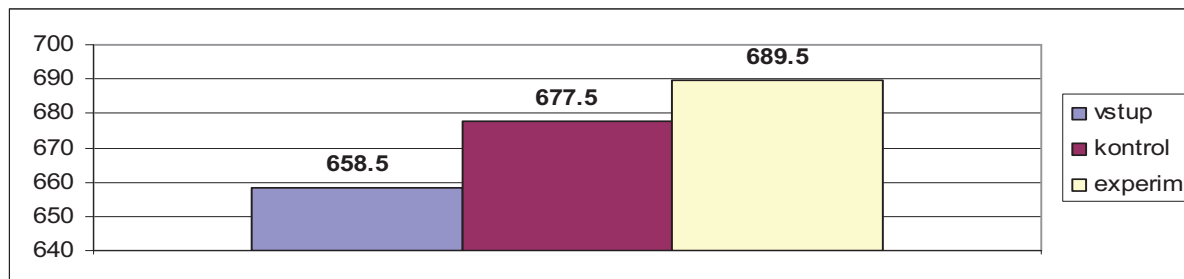


Úroveň statickej sily pravej a ľavej ruky sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie plaveckého záberu, vplýva na štarty, výšľapy, uchytenie lopty, hodu lopty, presnosti hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste chrbtová dynamometria test na meranie statickej sily chrbtového svalstva bol priebeh meraní: vstup 658,50 (N), po kontrolnom období 677,50 (N), po aplikácii experimentálneho

činiteľa 689,50 (N). Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste chrbtová dynamometria medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, medzi kontrolou a experimentom namerané priemerné hodnoty ukazujú zlepšenie, nie však signifikantné, štatisticky signifikantné zlepšenie sme zaznamenali medzi vstupom a experimentom $P < 0,01$ (Obr. 2).

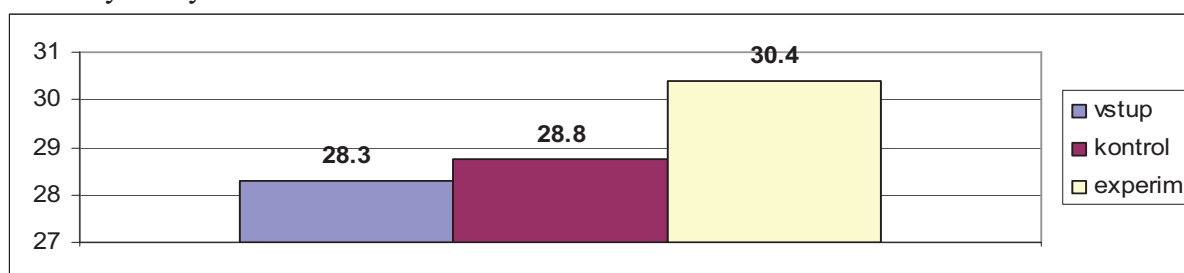
Obr.2 Výsledky testu chrbtová dynamometria (N)



Úroveň statickej sily chrbta sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie plaveckej polohy, ktorá sa mierne odlišuje od polohy plavca vo vode, pretože vodný pólista pláva počas hry s hlavou nad hladinou, vyvoláva zmeny polohy tela vodného pólistu v hre, vplýva na štarty, výšľapy, bloky, obraty na mieste a v pohybe, hod lopty, presnosť hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste sed - ľah 1min., test na meranie dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva, boli výsledky meraní: vstup 28,30 opakovaní, po kontrolnom období 28,75 opakovaní, po aplikácii experimentálneho činiteľa 30,4 opakovaní. Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste sed - ľah 1min. medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, aj medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$, čo značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experimentom $P < 0,001$ (Obr. 3).

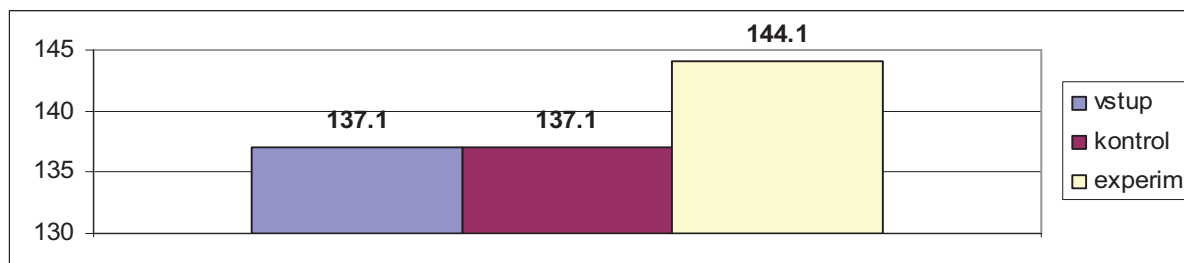
Obr.3 Výsledky testu sed ľah 1 min.



Úroveň dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie plaveckej polohy, ktorá sa mierne odlišuje od polohy plavca vo vode, pretože vodný pólista pláva počas hry s hlavou nad hladinou, vyvoláva zmeny polohy tela vodného pólistu v hre, ovplyvňuje štarty, výšľapy, bloky, obraty na mieste a v pohybe, hod lopty, presnosť hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste skok znožmo z miesta boli výsledky meraní: vstup 137,05 cm, po kontrolnom období 137,05 cm, po aplikácii experimentálneho činiteľa 144,05 cm. Výsledky testovania po kontrolnom období neukazujú ani výkonové a ani štatisticky signifikantné zmeny výsledkov v teste skok znožmo z miesta (cm) medzi vstupom a kontrolou, ale ukazujú medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$, čo značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim $P < 0,001$ (Obr. 4).

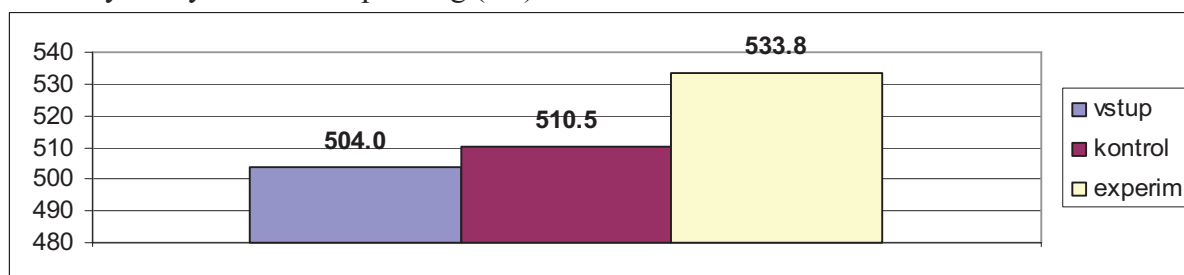
Obr.4 Výsledky testu skok z miesta znožmo (cm)



Úroveň výbušnej sily dolných končatín sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie štartov, zmeny polohy tela vodného pólistu v hre, ovplyvňuje výšľapy, bloky, obraty na mieste a v pohybe, hod lopty, presnosť hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste hod loptou 2kg bol priebeh meraní: vstup 504,00 cm, po kontrolnom období 510,50 cm, po aplikácii experimentálneho činiteľa 533,75 cm. Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste hod loptou 2kg (cm) medzi vstupom a kontrolou $P = 0,05$, aj medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$, čo, samozrejme značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim $P < 0,001$ (Obr. 5).

Obr.5 Výsledky testu hod loptu 2 kg (cm)

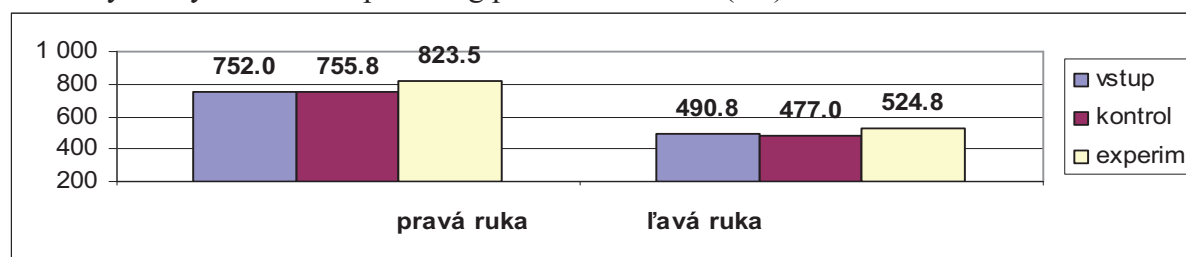


Úroveň výbušnej sily horných končatín a trupu sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie plaveckého záberu, zmeny polohy tela vodného pólistu v hre, obrátov na mieste a v pohybe, štartov, výšľapov, uchytenie lopty, hodu lopty, presnosti hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenia plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste hod loptou 1kg pravá ruka boli hodnoty: vstup 752,00 cm, po kontrolnom období 755,75 cm, po aplikácii experimentálneho činiteľa 823,50 cm. Výsledky testovania neukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste hod loptou 1 kg pravá ruka (cm) medzi vstupom a kontrolou, ale ukazujú zlepšenie medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$,

čo samozrejme, značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim $P < 0,001$ V teste hod loptou 1kg ľavá ruka boli výsledky meraní: vstup 490,75 cm, po kontrolnom období 477,00 cm, po aplikácii experimentálneho činiteľa 524,75 cm. Výsledky testovania neukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste hod loptou 1kg ľavá ruka (cm) medzi vstupom a kontrolou, ale ukazujú medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$, čo značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim $P < 0,001$ (Obr. 6).

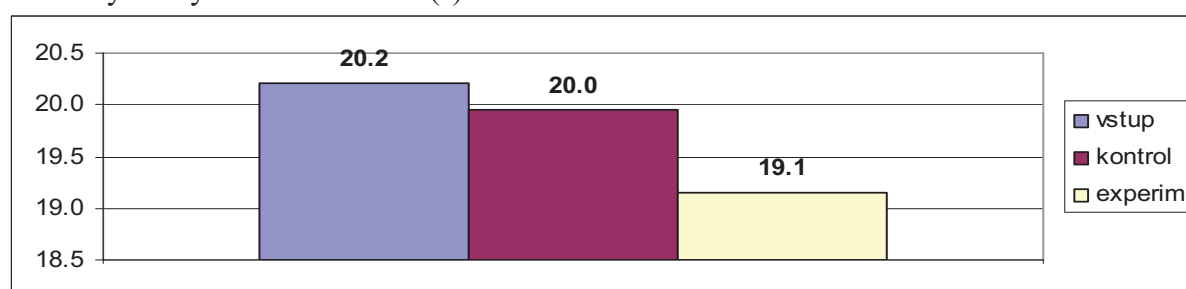
Obr.6 Výsledky testu hod loptou 1 kg pravá a ľavá ruka (cm)



Úroveň výbušnej sily pravej a ľavej končatiny sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie plaveckého záberu, zmeny polohy tela vodného pólistu v hre, zlepšenie obrátov na mieste a v pohybe, štartov, výšľapov, uchytenia lopty, hodu lopty, presnosti hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste plaveckej rýchlosti kraul 25 metrov (s) boli výsledky meraní: vstup 20,21 s, po kontrolnom období 19,95 s, po aplikácii experimentálneho činiteľa 19,14 s. Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste plaveckej rýchlosti kraul 25 metrov (s) medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, aj medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$, čo značí aj štatisticky signifikantné zlepšenie medzi vstupom a experim $P < 0,001$ (Obr. 7).

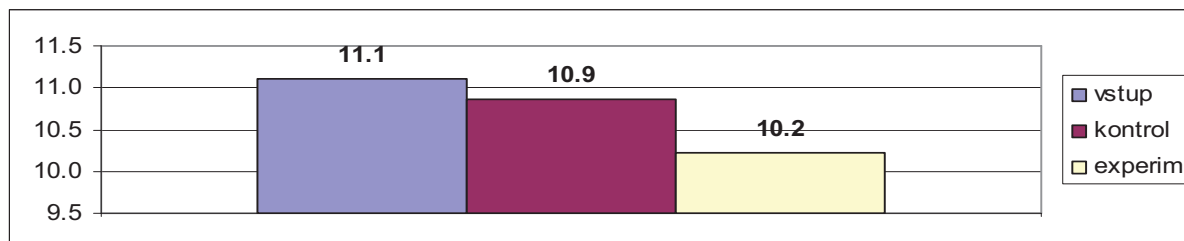
Obr.7 Výsledky testu kraul 25 m (s)



Úroveň plaveckej rýchlosti sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu predpoklady na rýchlejšie sa premiestňovanie hráča po ihrisku, vytvára lepšie predpoklady na zmenu polohy tela vodného pólistu v hre, zlepšuje obraty na mieste a v pohybe, ovplyvňuje štart, výšľap, uchytenie lopty, hod lopty, presnosť hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie (s), testovanie špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov boli výsledky meraní: vstup 11,10 s, po kontrolnom období 10,86 s, po aplikácii experimentálneho činiteľa 10,22 s. Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov (s) medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, medzi kontrolou a experimentom $P < 0,001$, štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov medzi vstupom a experim $P < 0,001$ (Obr. 8).

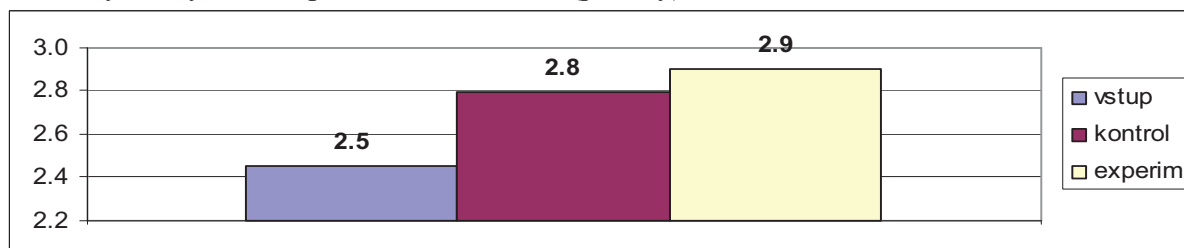
Obr.8 Výsledky testu špeciálnej plaveckej rýchlosti (s)



Úroveň plaveckej špeciálnej rýchlosti sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu predpoklady na vedenie lopty, na rýchlejšie premiestňovanie sa hráča po ihrisku, vytvára lepšie predpoklady na rýchlejšie zmeny polohy tela vodného pólistu v hre, zlepšenie obrátov na mieste a v pohybe, štartov, výšľapov, blokov, uchytania lopty, hodu lopty, presnosti hodu lopty, prejavuje sa v osobných súbojoch hráčov v hre. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

V teste špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie sme sledovali taktiež úspešnosť zakončenia (pokusy). V teste špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie je priebeh trojice výsledkov po línii výsledky meraní vstup 2,45 (pokusy) – výsledky meraní po kontrolnom období 2,80 (pokusy) – výsledky meraní po aplikácii experimentálneho činiteľa 2,90 (pokusy) (Obr.9). Probandi dosiahli počas testovania po experimentálnom období úroveň priemerov nameraných hodnôt v úspešnosti zakončenia 2,90 (pokusy), ktorá je číselným vyjadrením najbližšie k hodnote 3,00 úspešnosti zakončenia (pokusy), ktorá predstavuje 100% úspešnosti zakončenia (pokusy). Podrobnejšie skúmanie priemerných hodnôt ukazuje ako sa úspešnosť zakončenia (pokusy) zlepšovala. Výsledky testovania ukazujú štatisticky signifikantné zlepšenie výsledkov v teste úspešnosť zakončenia (pokusy) medzi vstupom a kontrolou $P < 0,05$, avšak medzi kontrolou a experimentom nastalo zlepšenie, ale nie signifikantné, štatisticky signifikantné zlepšenie nastalo medzi vstupom a experim $P < 0,05$ (Obr. 9). Zaznamenali sme zlepšenie pri porovnaní priemerných nameraných hodnôt súboru medzi prvým a druhým testovaním o 0,35 (pokusy) medzi druhým a tretím testovaním zlepšenie úrovne výkonnosti statickej sily pravej ruky o 0,10 (pokusy). Domnievame sa, že v kontrolnom období nastali tieto zmeny dôsledkom samotného tréningu vo vode a opakovaným testovaním.

Obr.9 Výsledky testu úspešnosť zakončenia (pokusy)



Úroveň úspešnosti zakončenia sa premieta na výkon vodného pólistu. Jej zlepšenie vyvoláva u vodného pólistu zlepšenie v presnosti odhodu lopty, presnosti prihrávk, umiestnenia lopty v bráne súpera. Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

4. DISKUSIA

Kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu sa významne pozitívne prejavil vo všetkých meraných ukazovateľoch silových schopností vodných pólistov, čo sa nám na základe našich nameraných hodnôt úrovne silových schopností na suchu potvrdilo. Naš výskum potvrdil správnosť tvrdení, ktoré prezentovali vo svojich prácach (Havlíček, 1993; Štulrajter, Zrubák, Jánošdeák, 1998; Berlanský 2002, 2013; Macejková, 2005; Strešková, 2008; Hamar, Kampmiller, 2009; Putala, Macejková, Matúš 2010; Holas, 2010; Berlanský, Psalman, Ružičková, 2011; Luha, Berlanský 2012, 2013). Kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu sa významne zlepšila plavecká rýchlosť vodných pólistov, špeciálna plavecká rýchlosť vodných pólistov a úspešnosť zakončenia. Podľa Maglischa (2003) niektoré štúdie uvádzajú, že najväčšie priemerné zlepšenie šprintárskej rýchlosti nastane v priebehu desaťtýždňového obdobia, ale keď sa tréning predĺži na jeden rok, k takému výraznému zlepšeniu nedošlo. Počas nášho experimentu počas kontrolného obdobia v trvaní osem týždňov probandi rozvíjali rýchlostné schopnosti len tréningom vo vode. Počas experimentálneho obdobia sme aplikovali okrem tréningu vo vode aj cvičenia na rozvoj silových schopností na suchu, pričom nastalo opätovné výrazné zlepšenie plaveckej rýchlosti. Domnievame sa, že tréning rozvoja silových schopností na suchu u probandov pôsobil na obmedzenú vybranú skupinu svalov, ktoré by mohli obmedzovať plavecký výkon. Určitá svalová skupina nemá silu na to, aby sa plne podieľala na úsilí záberu, čo môže spôsobiť nesprávny mechanizmus záberu. V tomto prípade môže tréning zameraný na slabú svalovú skupinu zvýšiť jej silu a umožniť jej, aby sa lepšie zapojila pri plávaní vo vode. Týmto sa odstráni slabý článok a zlepši sa mechanika záberu vodného pólistu. Taktiež sa nám potvrdilo dávkovanie cvikov proti odporu vlastnou hmotnosťou proti pôsobeniu zemskej príťažlivosti po 15 v danej sérii. Odpočinok medzi sériami sme stanovili na 30 sekúnd. Maglischo (2003) uvádza dĺžku odpočinku medzi sériami 2 až 5 minút. S určitosťou došlo u probandov k zlepšeniu v energetických systémov, ale z výsledkov nášho výskumu nevieme povedať, do akej miery. Podľa Kampmiller (2000) mladý organizmus nemá ešte vyzreté pufrčné (nárazníkové) systémy a veľké množstvo laktátových prostriedkov vedie k destabilizácii a pretrénovanosti organizmu. Predpokladáme, že pufrčné systémy probandov sme nenabúrali obsahom, intenzitou a ani dávkovaním zaťaženia probandov na suchu a vo vode. V práci sme potvrdili na základe získaných nameraných hodnôt testov plaveckej rýchlosti a špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov pôsobením cvičení na rozvoj silových schopností na suchu ich výrazné zlepšenie.

5. ZÁVERY

Objektom sledovania v našej práci boli 10 – 13-roční hráči vodného póla, hrajúci najvyššiu súťaž v danej kategórii na Slovensku. Podarilo sa nám potvrdiť poznatky, že aplikovaním silových cvičení na rozvoj silových schopností na suchu a ich zlepšovaním sa pozitívne rozvíja plavecká rýchlosť, špeciálna plavecká rýchlosť a pozitívne vplyvajú na úspešnosť zakončenia. Preukázali sme opodstatnenosť zakomponovania cvičení na rozvoj silových schopností v tréningu vodných pólistov.

Nakoľko v športových hrách športový výkon nie je priamo merateľný, problémom zostáva samotné hodnotenie účinnosti tréningového zaťaženia vzhľadom na hodnotenie športovej výkonnosti vo vodnom póle. V práci sme sa zamerali na faktory, ktoré priamo ovplyvňujú

herné činnosti jednotlivca, skvalitňujú celkový výkon družstva. Zrýchľujú a spresňujú samotnú hru, hra sa stáva efektívnejšou, hráči sú odolnejší v osobných súbojoch. Hráči a družstvo ich zlepšením získava predpoklady lepšie celkový výkon a tým aj možnosť pozitívne ovplyvniť výsledok samotného stretnutia. Na základe poznatkov, štúdia odbornej literatúry, štúdia výsledkov vedeckých prác zo športového tréningu sme aplikovali moderné metódy športovej prípravy vo vodnom póle a moderné metódy diagnostiky nami sledovaných faktorov. Je zrejmé, že je to len jedna z ďalších možných ciest vývoja v tréningu vodného póla. Je potrebné ďalej rozvíjať problematiku skvalitňovania športovej prípravy vo vodnom póle. Použité motorické testy, test plaveckej rýchlosti, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie sa ukázali ako vhodný prostriedok na hodnotenie všeobecnej a špeciálnej motorickej výkonnosti vo vodnom póle.

Našou prácou sme prispeli k zefektívneniu tréningového procesu. Problematika a komplexné riešenie problematiky športovej prípravy vo vodnom póle je nesmierne zložitá úloha, čo si v plej miere uvedomujeme. V našom výskume sa potvrdilo, čím sa hlbšie vniká do konkrétnych problémov tréningového procesu, tým viac sa preukazuje, ako spolu súvisia.

6. LITERATÚRA

1. BERLANSKÝ, P. 2002. Vplyv strečingu na kĺbovú pohyblivosť a dynamickú silu u mladých vodných pólistov. Rigorózna práca, Bratislava, FTVŠ UK, 2002, 108 s.
2. BERLANSKÝ, P. 2013. Zmeny plaveckej rýchlosti vodných pólistov vplyvom kondičného programu na rozvoj silových schopností. PhD. dizertačná práca. FTVŠ UK, 2013.
3. BERLANSKÝ P., LUHA J. 2012. Štatistická analýza dvoch tréningových postupov vodných pólistov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2012. Bratislava : SŠDS, 2012. ISSN 1336-7420.
4. BERLANSKÝ P., PSALMAN V., RUŽIČKOVÁ D. 2011. Vzťah športového výkonu v plávaní a optimálnej úrovne kĺbovej pohyblivosti v spojení so silovým rozvojom 15 až 18 ročných plavcov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2011. Bratislava : SŠDS, 2011. ISSN 1336-7420.
5. HAVLÍČEK, I. 1993. Zborník vedeckého seminára Spoločnosti pre telesnú výchovu a šport „Nové prístupy k skúmaniu v škol. teles. výchove a športe“. Bratislava : Spoločnosť pre telovýchovu a šport vo vydavateľstve MLADEX spol. s.r.o., 1993, s. 61-69. ISBN 80-85450-16-1.
6. HAMAR, D., KAMPMILLER, T. 2009. Mýty a fakty o silovom tréningu detí a adolescentov. In : Tv a Š, č. 2, 2009, s. 2-6.
7. HOLAS, D. 2010. Sledovanie vybraných kondičných schopností vo vodnom póle. In : Štúdium motoriky človeka vo vodnom prostredí. Vedecký zborník výsledkov výskumu grantovej úlohy VEGA č. 1/0647/08/13. Bratislava : Peter Mačura – PEEM, 2010, s. 166 – 175. ISBN 978-808113-039-7.
8. CHAJDIÁK J. 2009. Štatistika v Exceli 2007. Bratislava : STATIS, 2009. ISBN 978-80-85659-49-8.
9. KANJI G. K. 2006. 100 Statistical Tests. 3rd Eddition. SAGE 2006.
10. KUBANOVÁ, J. 2008. *Štatistické metódy pro ekonomickou a technickou praxi*. Bratislava : Statist, Vydání třetí – doplněné, 2008. ISBN 978- 80-85659-47-4.
11. LINDA, B. 2010. *Pravděpodobnost*. Pardubice : Monografie. Univerzita Pardubice, 2010. ISBN 978-80-7395-303-4
12. LUHA J. 1985. Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. Bratislava : Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR, 1985.

13. LUHA J. 2003. Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003. Bratislava : SŠDS, 2003.
14. ISBN 80-88946-32-8.
15. LUHA J. 2005. Viacrozmerné štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. *EKOMSTAT 2005*, Štatistické metódy v praxi. Trenčianske Teplice : SŠDS, 2005.
16. LUHA J. 2010. Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. Bratislava : SŠDS, 2010. ISSN 1336-7420.
17. LUHA J. 2010. Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. Bratislava : SŠDS, 2010. ISSN 1336-7420.
18. LUHA J., BERLANSKÝ P. 2012. Lateralita pri dvoch tréningových postupov vodných pólistov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 5/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
19. LUHA J., BERLANSKÝ P. 2013. Vplyv cvičení na rozvoj silových schopností, pohyblivosti a výkonu vodných pólistov. *PHYSIOTHERAPIA SLOVACA*, in press.
20. MACEJKOVÁ, Y. et al. 2005. Didaktika plávania. Bratislava : ICM Agency, 2005, s. 8, 15, 16, 149. ISBN 80-969268-3-7
21. PUTALA, M., MACEJKOVÁ, Y., MATÚŠ, I. 2010. Objectification of strengt parameters monitoring in breastroke style, Bratislava : Faculty of physical education and sport, Departmnt of Outdoor Sports & Swimming, 2010.
22. RIFFENBURG R. H. 2005. Statistics in Medicine, Second Edition. Academic Press 2005.
23. STEHLÍKOVÁ B., TIRPÁKOVÁ A., POMĚNKOVÁ J., MARKECHOVÁ D. 2009. Metodologie výzkumu a statistická inference. *FOLIA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULRURAE MENDELIANAE BRUNENSIS*. Brno : Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2009. ISBN 978-80-7375-362-7.
24. STREŠKOVÁ, E. 2008. Rozvoj pohyblivosti pre úpolové športy. Zborník vedeckých a odborných príspevkov pri príležitosti vedeckej konferencie konanej dňa 21.05.2008. Bratislava : Peter Mačura PEEM, 2008, s. 44-48. ISBN 978-80-89197-92-7.
25. ŠTULRAJTER, V., ZRUBÁK, A., JÁNOŠDEÁK, J. 1998. Strečing v tréningu futbalistu. Bratislava : FTVŠ UK a SVSTVŠ, 1998. ISBN 80-88901-22-7.

Adresy autorov:

Peter Berlanský, PaedDr.
HAL'W Piešťany a IFBLR Piešťany
berlansky.peter@post.sk,
peterberlansky111@gmail.com
adresa: Winterova 40, 921 01, Piešťany

Prof. PhDr. Elena Strešková, PhD.
FTVŠ UK v Bratislave
Nábr. arm. gen. L. Svobodu 9
814 69 Bratislava
streskova@fsport.uniba.sk

Ján Luha, RNDr., CSc.
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej
genetiky LF UK a UN
Sasinkova 4, Bratislava
jan.luha@fmed.uniba.sk

Chirurgické riešenie astigmatizmu rohovky

Surgical treatment of cornea astigmatism

Anna Bieliková, Vladimír Ďurej

Abstrakt: Chirurgicky vykonaných 199 keratotómií pri astigmatizme na 174 očiach, rozdelených podľa indikácií na výkon, plánovaných podľa Thorntonovho nomogramu párových incízií. Výsledky objektívneho a subjektívneho astigmatizmu zhodnotené štatisticky 6 – 9 mesiacov po operácii a po ďalších 6 – 13 rokoch.

Abstract: There were performed 199 keratotomy surgeries to 174 astigmatism eyes, divided by indications of performance, planned by Thornton nomogram of paired incisions. The results of objective and subjective astigmatism were statistically evaluated 6-9 months after surgery, and further after another 6 to 13 years.

Kľúčové slová: Objektívny a subjektívny astigmatizmus, štatistická efektivita keratotómií.

Key words: Objective and subjective astigmatism, statistical efficiency of keratomies.

JEL Classification: C1, C12, I1.

1. Úvod

Astigmatizmus označuje refrakčnú chybu oka, pri ktorej optický aparát oka nemá vo všetkých meridiánoch rovnakú optickú mohutnosť. (1) Astigmatizmus nielen zistený v detstve, ale často získaný po fotorefrakčnej keratektómii (PRK) excimerovým laserom, po operácii katarakty, po transplantácii rohovky či po úraze je možné riešiť keratotómiou.

2. Teória relaxačnej incízie

Rohovka je v určitých meridiánoch viac zakrivená fyziologicky alebo zásahom operačnej techniky, napr. po klinovitej resekcii alebo po naložení sutury po operácii katarakty. Namerané hodnoty keratometrie sú zvýšené v strmom meridiáne, ako odozva na zvýšenie napätia spôsobeného napríklad suturou. Incíziou v strmom meridiáne sa rohovka oploští, akoby sa materiál presunul následkom relaxácie incidovanej rohovky. Oploštením meridiánu nameriame zredukovanú hodnotu pri keratometrii. V meridiáne kolmom naň, teda doteraz plochom, sa naopak zakrivenie rohovky stane strmším. Toto je dôležité vedieť na pochopenie základnej **teórie relaxačnej incízie**: nezašitá incízia v rohovke pôsobí akoby sa materiál presunul následkom relaxácie tkaniva v pravom uhle na smer incízie. (2)

Bariérový princíp

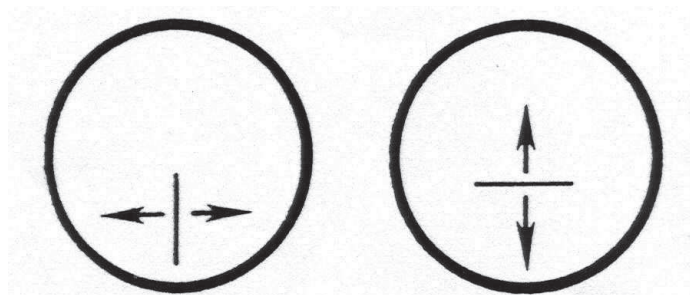
Radiálne incízie sú symetricky usporiadané incízie vybiehajúce od centrálnej zóny navonok po limbus rohovky. (Obr.1.) Tieto incízie zväčšujú obvod rohovky a relaxujú perifériu a súčasne oplošťujú centrálnu časť rohovky. Ak je incízia radiálna, jej efekt je prenášaný 360° okolo obvodu rohovky, akoby tam neboli bariéry. Incízia umiestnená medzi 2 protiahlými incíziami, teda 90° ďalej od 1. a 2. incízie (v 1/2 medzi 1. a 2. incíziou) účinkuje nad oblasťou 180° (po 90° na každej strane incízie), až kým dosiahne nasledujúcu incíziu, ktorá účinkuje ako bariéra. Ďalšie pridávané incízie **medzi** týmito incíziami zvyšujú konečný efekt.

Transverzálne relaxačné incízie vyzerajú ako T incízie alebo oblúkové. (Obr.1) Pravou sa označuje transverzálna relaxačná incízia oblúková, je koncentrická k optickej osi a paralelná s limbom. Transverzálne incízie relaxujú iba meridián, v ktorom sú umiestnené. Ich efekt prestáva pôsobiť na limbe, je teda koncentrovaný na „limitujúcu bariéru“ limbu. (2)

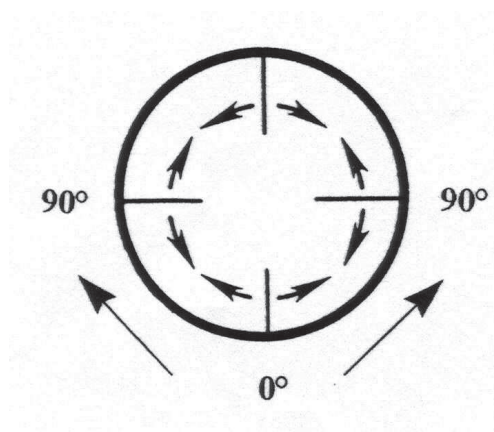
Bariérový princíp hovorí:

- a) bariéra koncentruje efekt relaxačnej incízie
- b) bariéra koncentruje efekt v pravom uhle na smer incízie (Obr.2)

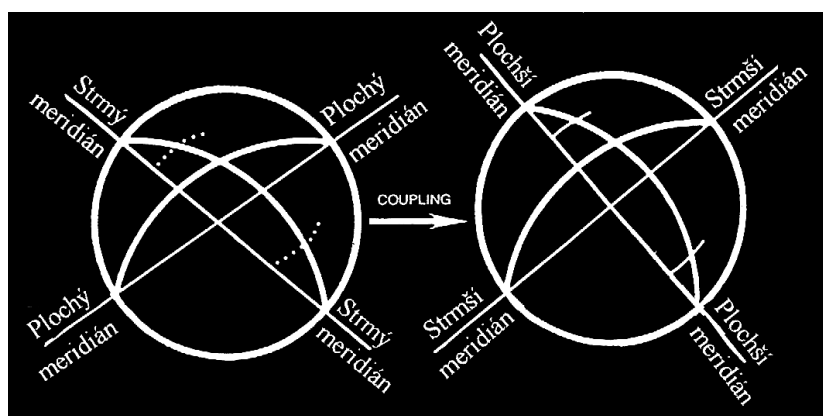
Priečne incízie relaxujú iba meridián, v ktorom sú umiestnené. Ak nedosahujú obvod rohovky, tento fenomén sa nazýva „coupling“. Coupling efekt = párovanie je výraz pre oblúkové incízie, ktoré relaxujú a oplošťujú strmý meridián (kolmý na incíziu) a tým zostrmujú plochý meridián (paralelný s incíziou) o 90° . (3) (Obr.3)



Obr.1 Radiálna incízia a transverzálna incízia
Radiálna incízia Transverzálna incízia



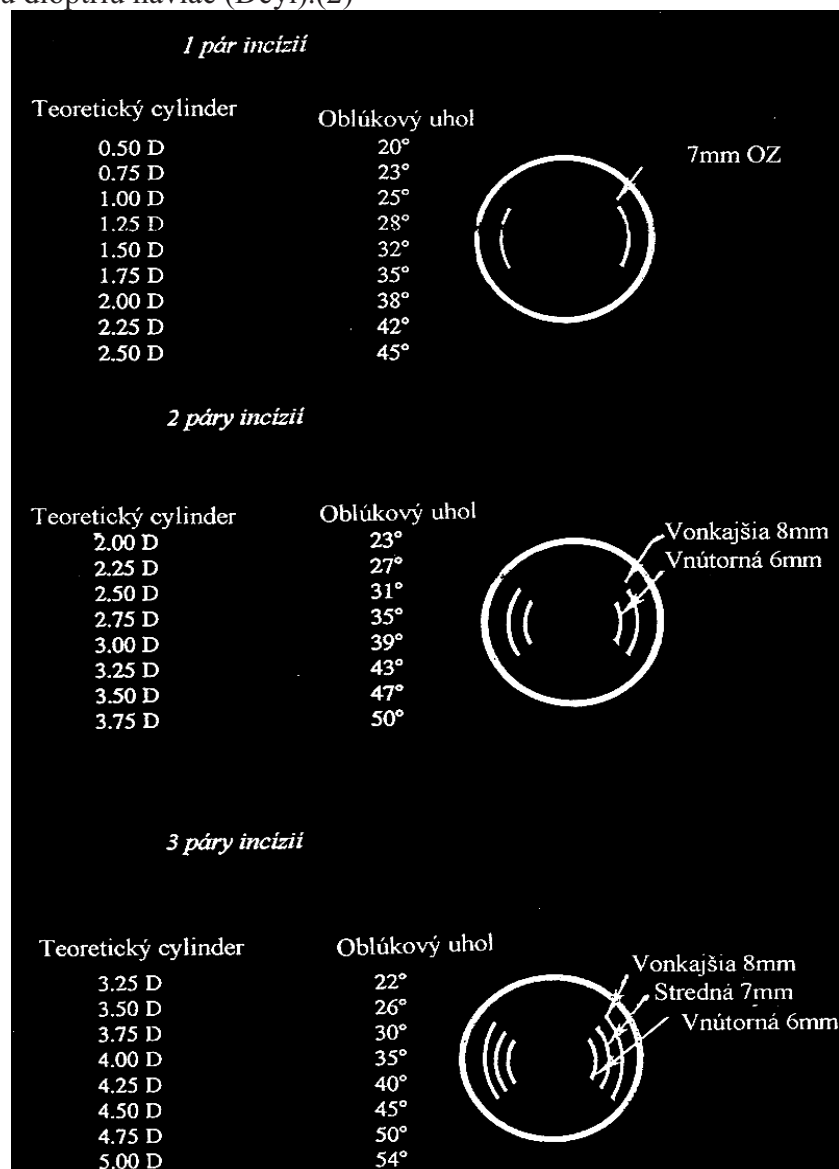
Obr.2 Bariérový princíp



Obr.3 Coupling efekt

Thorntonov nomogram párových incízií

Je metóda oblúkových incízií paralelných s limbom, používa sa na určenie rozsahu chirurgického výkonu, nevyhnutného na korekciu predpokladanej teoretickej hodnoty astigmatizmu. Princípom tejto metódy je, že pri incíziách s rovnakým oblúkovým uhlom, pri každom ďalšom páre incízií s rôznou optickou zónou (OZ) sa redukuje hodnota astigmatizmu o 1 cylindrickú dioptru navyiac (Dcyl).(2)



Obr.4 Thorntonov nomogram párových incízií

3. Súbor pacientov a metodika:

Za 5 ročné obdobie sme vykonali na 174 očiach 199 keratotómií pri astigmatizme. Keratotómií na oboch očiach sa podrobilo 36 pacientov, ostatní mali operované jedno oko. Reoperácií bolo 25. V súbore bolo 80 mužov a 94 žien. Priemerný vek súboru 34,0 rokov. Pozorovacia doba s priemerom 95,6 mesiacov.

Celý súbor sme rozdelili na 5 skupín podľa indikácií na keratotómiu:

Astigmatizmus - pacienti s astigmatizmom, ktorý bol zistený v predškolskom či školskom veku, na 85 očiach 102 keratotómií, 17 krát reoperácie.

PRK - pacienti s reziduálnym astigmatizmom, na 60 očiach 65 keratotómií, 5 krát reoperácie.

Keratoplastika - pacienti po transplantácii rohovky s vysokým astigmatizmom, na 21 očiach 23 keratotómií, 2 krát reoperácie.

EKE/FAKO+VOŠ - pacienti po extrakcii katarakty, na 6 očiach 6 keratotómií, žiadne reoperácie.

Úraz - pacienti s jazvou rohovky po úraze, na 2 očiach 3 keratotómie, 1 reoperácia.

4. Výsledky

V jednotlivých skupinách podrobnejšie popisujeme: objektívnu hodnotu cylindrickej dioptrie (Dcyl) pred a po operácii, subjektívnu hodnotu cylindrickej dioptrie (Dcyl) pred a po operácii, zrakovú ostrosť pred a po operácii a štatistické vyhodnotenie. Výsledky boli zaznamenané po ukončení liečby a definitívne uzavreté po ustálení hodnôt astigmatizmu, čo v našom súbore predstavovalo 6- 9 mesiacov od operácie. Dlhodobé výsledky sú vyhodnotené po ďalších 6 až 13 rokoch.

Na štatistické hodnotenie sme použili dvojvýberový párový t-test. Výsledky sú štatisticky významné ak p-hodnota testu je menšia ako 0,05.

I.skupina ASTIGMATIZMUS

Najčastejšou **objektívnou hodnotou** Dcyl pred operáciou bola skupina viac ako 5,0 Dcyl a to 29 očí a v skupine do 1,0 Dcyl nebolo žiadne oko. Najčastejšou objektívnou hodnotou Dcyl po operácii bola skupina 0 - 2,0 Dcyl a to 52 očí (69,3 %), v dlhodobom sledovaní do tejto skupiny patrilo až 80,6 % očí .

Subjektívna hodnota Dcyl pred operáciou bola najvyššia v skupine 4,25 – 5,0 Dcyl a to 20 očí, najmenej bolo v skupine do 1,0 Dcyl a to 1 oko. Subjektívnu hodnotu po operácii do 2,0 Dcyl malo 60 očí, (80 %), pri dlhodobom sledovaní to bolo až 90,3 % očí.

Pred operáciou malo **zrakovú ostrosť** s korekciou 1,0 - 0,7 len 44 očí (58,7%), po operácii to bolo 54 očí (72,1 %). Pri dlhodobých výsledkoch po 6 rokoch to bolo 77,4%. U 1 pacienta došlo k poklesu zrakovéj ostrosti z 0,7 na 0,1 v dôsledku progresie keratokonu, ktorá si vyžiadala následnú transplantáciu rohovky. Diagnóza keratokonu bola u pacienta známa, výkon bol indikovaný po vzájomnom dohovore pacienta a operátora.

Výsledky štatistického testovania efektivity keratotómií uvádzame ako príslušné p-hodnoty párového T-testu, vo všetkých prípadoch sú štatisticky významné:

- pri objektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,000$, dlhodobo: $p = 0,000$
- pri subjektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,000$, dlhodobo: $p = 0,000$
- pri zrakovéj ostrosti $p = 0,000$, dlhodobo $p = 0,000$.

II. skupina PRK

Najčastejšou **objektívnou hodnotou** Dcyl pred operáciou bola skupina 1,25 – 2,0 Dcyl a to 19 očí, len 2 očí boli v skupine do 1,0 Dcyl. Najčastejšou objektívnou hodnotou Dcyl po operácii bola skupina do 1,0 Dcyl a to 31 očí (52,5%). Pri dlhodobom sledovaní to bolo 49%. Ani jeden pacient nemal po operácii objektívnu hodnotu Dcyl viac ako 4,0 Dcyl.

Subjektívna hodnota Dcyl pred operáciou bol najčastejší v skupine 1,25 – 2,0 Dcyl a to 23 očí a v skupine viac ako 5,0 Dcyl bolo len jedno oko. Subjektívnu hodnotu Dcyl po operácii do 1,0 Dcyl malo 44 očí (74,6%), pri dlhodobom sledovaní 69,4 %. V skupine 1,25 – 2,0 Dcyl bolo 13 očí (22%), pri dlhodobom sledovaní 26,5 % . Ani jedno oko nemalo hodnotu viac ako 3,0 Dcyl.

Zrakovú ostrosť po korekcii 1,0 – 0,7 malo pred operáciou 38 očí (64,4%), po operácii 46 očí (78%), pri dlhodobom sledovaní po 6 rokoch 85,7%. Zraková ostrosť po korekcii sa nezmenila po operácii u takmer 36% očí, zlepšila sa u 54% očí. U 6 očí došlo k poklesu zrakovéj ostrosti v dôsledku vzniku zákalov na rohovke po PRK, čo súviselo s regresiou.

Nárast o 1,0 Ds v 4 prípadoch a o 1,5 Ds v 2 prípadoch súvisel s vyššími hodnotami Dcyl pri keratotómii. Pri dlhodobom sledovaní nemalo ani jedno oko zrakovú ostrosť horšiu ako 0,5

Štatistické hodnotenie p-hodnotou párového T-testu je v skupine excimerov:

- pri objektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,000$, dlhodobá $p = 0,000$
- pri subjektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,000$, dlhodobá $p = 0,000$
- pri zrakovej ostrosti $p = 0,000$, dlhodobá $p = 0,000$.

III. skupina KERATOPLASTIKA

Najčastejšou **objektívnou hodnotou** Dcyl pred operáciou bola skupina viac ako 5,0 Dcyl a to 17 očí (81,0%), ani jedno oko nemalo pred operáciou objektívnu hodnotu astigmatizmu menšiu ako 3,0 Dcyl. Po operácii bolo v skupine s viac ako 5,0 Dcyl už len 7 očí (33,3%), čo je o 10 očí menej ako pred operáciou. Pri dlhodobom sledovaní je percento rovnaké 33,3%. V skupine 3,25 – 4,0 Dcyl bolo 5 očí (23,8%), v skupinách do 1,0 Dcyl a 1,25 – 2,0 Dcyl bol rovnaký počet a to 3 očí (14,3%), pri dlhodobom sledovaní bolo v skupine do 1,0 Dcyl až 20,0% očí.

Subjektívna hodnota Dcyl pred operáciou bola najväčšia v skupine nad 5,0 Dcyl a to 9 očí (42,8%). Subjektívna hodnota Dcyl po operácii bola najväčšia v skupine 1,25 – 2,0 Dcyl a to 6 očí (28,6%), pri dlhodobom sledovaní to bolo 46,7%. Skupiny do 1,0 Dcyl a 3,25 – 4,0 Dcyl a viac ako 5,0 Dcyl mali rovnako po 3 očí (14,3%), dlhodobo sledované oči boli v skupine do 1,0 Dcyl až v 20%, viac ako 5,0 Dcyl malo len 6,7% očí.

Zrakovú ostrosť po korekcii 1,0 – 0,7 malo pred operáciou 14 očí (66,6%), po operácii 15 očí (71,4%), pri dlhodobom sledovaní 86,6% očí. K výraznému zlepšeniu zrakovej ostrosti z 0,2 došlo u pacienta s vysokým astigmatizmom po extrakcii sutury po keratoplastike. Keratotómia len krátkodobo zlepšila zrakovú ostrosť, pretože došlo po 15 dňoch k roztvoreniu incízie, ktorá si vyžiadala jej opakovanú suturu. Po zhojení incízie a odstránení sutury po 6 mesiacoch má oko vizus bez korekcie 1,0. Naopak, k poklesu zrakovej ostrosti z 0,3 na menej ako 0,1 došlo u oka, ktoré zareagovalo na incíziu rejekčnou reakciou a vyžiadalo si opakovanú keratoplastiku.

V skupine Keratoplastika sú výsledky p-hodnôt párového T-testu:

- pri objektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,000$, dlhodobá $p = 0,000$
- pri subjektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,000$, dlhodobá $p = 0,000$
- pri zrakovej ostrosti $p = 0,025$, dlhodobá $p = 0,022$.

IV. skupina EKE/FAKO+VOŠ

Objektívna hodnota Dcyl pred operáciou bola v tejto počtom malej skupine rozdelená rovnomerne po jednom oku od 2,25 Dcyl do viac ako 5,0 Dcyl. Objektívna hodnota Dcyl po operácii bola rozdelená po 1 oku v skupinách od 1,25 – 4,0 Dcyl a jedno oko v skupine viac ako 5,0 Dcyl.

Subjektívna hodnota Dcyl pred operáciou bola najčastejšia v skupine 2,25 – 3,0 Dcyl a to 3 oči, jedno oko bolo v skupine 1,25 – 2,0 Dcyl. Subjektívna hodnota Dcyl po operácii bola opäť rovnomerne rozložená v jednotlivých skupinách od 1,0 Dcyl až po 4,0 Dcyl.

Zrakovú ostrosť s korekciou 1,0 – 0,7 mali pred operáciou 2 oči, po operácii 3 oči. Zrakovú ostrosť 0,6 – 0,5 malo pred operáciou 1 oko, rovnako aj po operácii. Zrakovú ostrosť 0,4 – 0,3 malo pred operáciou 1 oko, po operácii v tejto skupine nebolo ani jedno oko. U jedného oka 3 mesiace po incízii došlo k poleptaniu rohovky pri náhodnom domácom úraze s následným roztvorením incízie. Hodnota astigmatizmu sa zvýšila z 1,0 Dcyl na 6,0 Dcyl a zraková ostrosť poklesla z 1,0 na 0,7. Bola vykonaná potrebná sutura incízie. Po 3 mesiacoch bola sutura odstránená. Po extrakcii sutury došlo k poklesu hodnoty astigmatizmu na 1,0 Dcyl a zraková ostrosť sa vrátila k norme.

Štatistické hodnotenie párovým T-testom, je v skupine EKE/FAKO + VOŠ:

- pri objektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,016$
- pri subjektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,486$
- pri zrakovej ostrosti $p = 0,161$.

V. skupina ÚRAZ

Objektívna hodnota Dcyl pred operáciou v tejto najmenšej skupine bola na jednom oku 3,25 – 4,0 Dcyl a na druhom oku viac ako 5,0 Dcyl. Objektívna hodnota Dcyl po operácii bola na jednom oku v skupine 2,25 - 3,0 Dcyl, na druhom oku viac ako 5,0 Dcyl. Ani jeden z pacientov sa nedostavil na kontrolu po 6 rokoch, všetky výsledky sú zhodnotené po 6 mesiacoch.

Subjektívna hodnota Dcyl pred operáciou bola na jednom oku v skupine 2,25 – 3,0 Dcyl a na druhom oku v skupine viac ako 5,0 Dcyl. Subjektívna hodnota Dcyl po operácii bola na jednom oku do 1,0 Dcyl a na druhom oku 5,0 Dcyl.

Zraková ostrosť po korekcii bola na jednom oku pred aj po operácii v skupine 1,0 – 0,7. Na druhom oku sa z predoperačného 0,1 zlepšila na 0,4. Najdôležitejšou v tejto skupine bola skutočnosť, že pacient po dlhých rokoch bol schopný tolerovať okuliarovú korekciu. Z predoperačnej hodnoty astigmatizmu 15,0 Dcyl sa redukovala hodnota astigmatizmu po reoperácii na 5,0 Dcyl.

P-hodnoty párového T-testu je v skupine ÚRAZ:

- pri objektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,282$
- pri subjektívnej hodnote astigmatizmu $p = 0,258$
- pri zrakovej ostrosti $p = 0,705$.

4. Záver

Pre chirurgické riešenie astigmatizmu rohovky keratotómiou sú vhodní pacienti s anizometriou, ktorí nemajú binokulárne videnie. Väčšinou len obtiažne tolerujú okuliarovú korekciu. Po tomto zákroku ju obyčajne začnú tolerovať, alebo ju prestanú potrebovať úplne. Záverom môžeme povedať, že chirurgické riešenie astigmatizmu rohovky má svoje oprávnené miesto v refrakčnej chirurgii. Je metódou voľby chirurgického riešenia astigmatizmu tam, kde nestačí konzervatívna liečba okuliarami či kontaktnými šošovkami, alebo iná chirurgická intervencia neprichádza do úvahy.

5. Literatúra

1. Kraus, H.: Kompendium očního lékařství. Grada Publishing, 1977, s.360.
2. Thornton, S., P.: Radial and Astigmatic Keratotomy. Slack, 1994, s. 204.
3. Schachat, A., P., Jampel, H., D., Mc Donnell, P., J., Sternberg, P., Miller, N., R.: Current Practice in Ophthalmology, Mosby Year Book, 1992, s.403.

Adresy autorov:

Anna Bielíková, MUDr., PhD
Očná klinika ÚVN
Ulica gen. M. Vesela 21,
036 24 Ružomberok
bielikovaa@uvn.sk

Vladimír Ďurej, MUDr.
Očná klinika ÚVN SNP
Ulica gen. M. Vesela 21
036 24 Ružomberok
durejv@centrum.sk

Vek matky a pohlavie embrya/plodu v databáze Abortus Mother's age and gender embryo/fetus in the Database Abortus

Daniel Böhmer, Ján Luha, Tatiana Braxatorisová, Jana Malová

Abstrakt:

V článku skúmame vzťah veku matky a pohlavia embrya/plodu v Databáze Abortus. Táto databáza je vedená na Ústave lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava od septembra 1992. Obsahuje dáta zo vzoriek zo samovoľných potratov, indukovaných potratov a z predčasných pôrodov, získavaných v spolupráci s gynekologicko-pôrodnickými klinikami a oddeleniami bratislavského regiónu.

Abstract:

In this article we investigate relationship between mother's age and gender embryo/fetus in the Database Abortus. This Database is administrated at the Institute of Medical Biology, Genetics and Clinical Genetics, Faculty of Medicine, Comenius University and University hospital in Bratislava since September 1992. It contains results from miscarriages, induce miscarriages and early deliveries, acquired in cooperation with Clinics and departments of gynecology and obstetrics from Bratislava region.

Key words: miscarriages, mother's age, gender, database, attributes.

Kľúčové slová: potraty, vek matky, pohlavie, databáza, charakteristiky.

JEL Classification: C1, C12, I1.

1. Úvod

Databáza Abortus ku koncu roka 2011 obsahovala 3587 vyšetrení vzoriek embryí, resp. plodov po samovoľnom potrate, inštrumentálnom ukončení gravidity, ako aj predčasne narodených mŕtvych plodov. Databáza je postupne dopĺňaná o nové vyšetrenia. Okrem charakteristík morfológie a karyotypov obsahuje aj demografické charakteristiky (*ak ich bolo možné zistiť*) ako sú vek embrya alebo plodu (v týždňoch, prípadne aspoň trimester), pohlavie plodu a vek matky v rokoch.

Výsledky analýz databázy Abortus boli prezentované vo viacerých prácach, ktoré uvádzame v zozname literatúry. *V tomto príspevku analyzujeme výsledky vzťahu veku matky a pohlavia embrya/plodu v databáze Abortus.*

Vek matky je zaznamenaný v 69,3% prípadov čo je 2485 prípadov z celkovo 3587. Rozpätie veku matky bolo od 15 do 54 rokov, s priemernou hodnotou 29 rokov. Až v 30,7% , v 1102 prípadoch vek matky nebol zistený.

Rozloženie veku matky v zistených prípadoch za obdobie ku koncu roka 2011 sme prezentovali v príspevku [9] Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J. (2012).

2. Pohlavie embrya/plodu v databáze Abortus a v podsúbore za zistený vek matky

Budeme venovať analýze štruktúry pohlavia embrya/plodu v celej databáze Abortus oproti podsúboru za zistený vek matky, na ktorom môžeme tento vzťah skúmať. Najprv analyzujeme štruktúru pohlavia za podsúbory za zistený vek matky a nezistený vek matky. Ak zoberiem do úvahy aj fakt, či bolo zistené pohlavie embrya/plodu, tak súbor na ktorom skúmame uvedenú štruktúru obsahuje 2012 vzoriek. Táto štruktúra nie je štatisticky

signifikantne odlišná, P-hodnota Chí-kvadrát testu je $P=0,816$. Podrobné výsledky sú v tabuľke 1.

Tabuľka 1. Kontingenčná tabuľka podľa zisteného veku matky a pohlavia embrya/plodu

			pohl pohlavie		Total
			1 mužské	2 ženské	
vek_matky_zisteny	1 zistený	Count	913	1066	1979
		% within vek_matky_zisteny	46,1%	53,9%	100,0%
	2 nezistený	Count	30	33	63
		% within vek_matky_zisteny	47,6%	52,4%	100,0%
Total		Count	943	1099	2042
		% within vek_matky_zisteny	46,2%	53,8%	100,0%

Pri komparácii za celý súbor a za podsúbor zisteného veku matky podľa pohlavia je výsledok $P=0,977$ a ako vidno z tabuľky 2. je štruktúra pohlavia v skúmaných súboroch prakticky zhodná.

Tabuľka 1. Kontingenčná tabuľka podľa súborov: celý súbor a podsúbor zisteného veku matky a pohlavia embrya/plodu

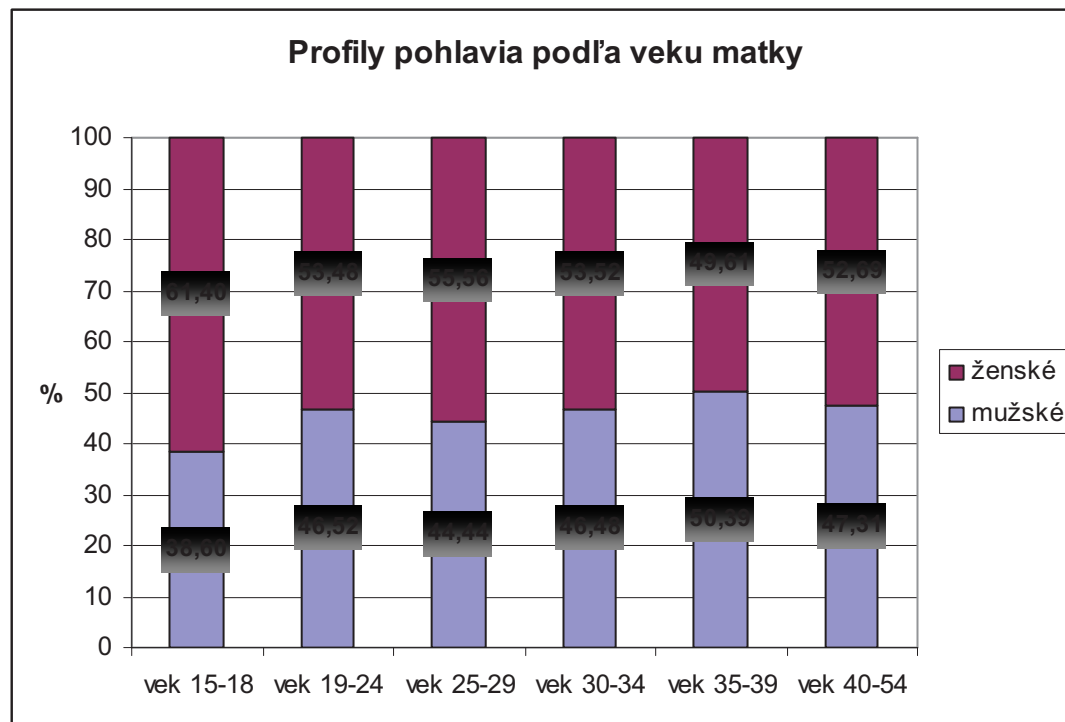
			pohl karyotypy - kódy		Total
			1 mužské	2 ženské	
sub	1 celý súbor	Count	943	1099	2042
		% within sub	46,2%	53,8%	100,0%
	2 zistený vek matky	Count	913	1066	1979
		% within sub	46,1%	53,9%	100,0%
Total		Count	1856	2165	4021
		% within sub	46,2%	53,8%	100,0%

Na základe výsledkov analýzy tejto kapitoly budeme ďalej skúmať vzťah veku matky a pohlavia embrya/plodu na súbore 1979 vzoriek za zistený vek matky a súčasne aj embrya/plodu.

3. Profily pohlavia embrya/plodu v databáze Abortus podľa veku matky

Profily pohlavia embrya/plodu skúmame za podsúbor za zistený vek matky aj embrya/plodu. Tento podsúbor obsahuje 1979 vzoriek databázy Abortus. Profily podľa veku matky prezentujeme v grafe 1. Vzhľadom na to, že podrobné skúmanie profilov za všetky veku matky v rozpätí 15 až 54 nie je výpovedné, budeme prezentovať profily podľa 6 kategórií veku matky. Výsledky analýzy prezentujeme v grafe 1 a podrobné údaje v tabuľke 2. Prezentované výsledky ukazujú na určitú menlivosť štruktúry pohlavia embrya/plodu podľa kategórií veku matky, avšak štatisticky nesignifikantná P-hodnota Chí-kvadrát testu bola $P=0,544$. Priemerný podiel mužského pohlavia bol 46,13% a ženského 53,87%. Okolo týchto hodnôt varujú profily pohlavia podľa kategórií veku matky. Najnižší podiel mužského pohlavia 38,60% sme zistili pri kategórii veku matky 15-18 rokov a najvyšší podiel mužského pohlavia bol v kategórii veku matky 35-39 rokov.

Graf 2. Profily pohlavia embrya/plodu podľa kategórií veku matky.



4. Vzťah veku matky a pohlavia embrya/plodu

Tento vzťah môžeme skúmať na súbore 1979 vzoriek databázy Abortus. Určitý obraz dávajú aj profily, ako sme ich prezentovali v predošlej kapitole. Na overenie rovnosti mediánov veku matky podľa karyotypov použijeme neparametrický Mann-Whitney test, jeho P-hodnota je $P=0,300$, čo značí, že diferenciácia veku matky nie je podľa pohlavia embrya/plodu štatisticky významná, čo vidno aj v tabuľke 2. Priemerný vek matky v podsúbore 913 vzoriek za mužské pohlavie vzorky je 28,83 roka a v podsúbore 1066 vzoriek za ženské pohlavie je takmer rovnaký 28,58 roka.

Tabuľka 2. Priemerný vek matky podľa pohlavia embrya/plodu databázy Abortus

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
1 mužské	913	28,83	6,016	,199	28,44	29,22	16	48
2 ženské	1066	28,58	6,067	,186	28,22	28,95	15	54
Total	1979	28,70	6,043	,136	28,43	28,96	15	54

5. Závery

V tomto príspevku sme skúmali vzťah zisteného veku matky a pohlavia embryí/plodov databázy Abortus. Zistili sme že diferenciácia priemerného veku matky podľa podsúborov pohlavia embrya/plodu za zistený vek matky aj embrya/plodu, nie je štatisticky významná.

6. Literatúra

1. Boué, J., G., Boué, A.: Les aberrations chromosomiques dans les avortements spontanés humains. Presse med. 78, 14, 1970, 635-641.
2. Böhmer D., Brašňová D., Luha J.: Špecifiká záznamu a spracovania dát z Národného registra pacientov s vrodenou vývojovou chybou. FORUM STATISTICUM

- SLOVACUM 7/2009. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
3. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Repiská V., Totková A., Vojtaššák J.: Charakteristiky databázy Abortus. Aktuality súčasného biomedicínskeho výskumu IV. Ústav lekárskej biológie, genetiky a lekárskej genetiky LF UF a FNŠP, Bratislava, Asklepios 2009. ISBN: 978-80-7167-148-0.
 4. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Vojtaššák J.: Morfológia a karyotypy databázy Abortus. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
 5. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J.: Vztah morfológie a karyotypov v databáze Abortus. BIOMEDICÍNSKE AKTUALITY, zborník vedeckých prác. Slovenská biologická spoločnosť SAV, Bratislava 2010. ISBN: 978 – 80 – 89 – 451 – 04 – 3, EAN: 9788089451043.
 6. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J.: Zastúpenie pohlaví v databáze Abortus. Slovensko-České biomedicínske štúdie. Zborník vedeckých prác. Slovenská biologická spoločnosť Bratislava 2010. ISBN 978-80-8951-02-9, EAN 978809451029.
 7. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Zastúpenie vývojového veku vyšetreného embrya a plodu v databáze Abortus. Aktuality súčasného biomedicínskeho výskumu V., Zborník vedeckých prác. Ústav lekárskej biológie a genetiky LF UK v Bratislave a PROBIOLMED, Vydal: Asklepios, Bratislava, 2010. ISBN: 978 – 80 – 7167 – 155 – 8.
 8. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Charakterizácia databázy Abortus podľa úspešných a neúspešných kultivácií. NOVÉ SMERY V BIO – SOCIO – KULTÚRNEJ ANTROPOLÓGII. Slovenská biologická spoločnosť SAV Bratislava a Ústav antropologie, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita Brno. Bratislava, Brno 2011.
 9. Böhmer D., Luha J., Malová J., Braxatorisová T.: Vývoj priemerného veku matky a priemerného veku embrya/plodu v databáze Abortus. Biomedicínske a genetické štúdie 2012. Slovenská biologická spoločnosť Bratislava a Ústav antropologie, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Brno. Bratislava a Brno 2012. ISBN 978-80-89451-07-4.
 10. Bullerdiek, J., Bartnitzke, S., Schloot, W.: A rapid and simple sandwich – method used for chromosome analysis from small fetal and adult biospy specimens. Clin Genet, 1979, 16, 433-437.
 11. Carr, D., H.: Chromosome studies in selected spontaneous abortions. III. Early pregnancy loss. Obstet. And Gynecol. 37, 5, 1971, 750-754.
 12. Dejmek, J., Vojtaššák, J., Izakovič, V., Šuchová, L., Malová, J., Paliderová, Z., Nováková, D.: Genetické aspekty spontánneho potratu vo vzťahu k vybraným etiologickým činiteľom. Záverečná správa, Bratislava VÚPL, 1985, 54.
 13. Fantel, A.G., Shepard, T.H., Vadheim – Roth, C. et al.: Embryonic and Fetal phenotypes: Prevalence and other associated factors in a large study of spontaneous abortion. In: Human Embryonic and Fetal Death. Porter, I.M., Hook, E.B., Eds., Acad Press, New York, 1988, 71.
 14. Fujikura, T., Froelich, L.A., Driscoll, S.G.: A Simplified Anatomic Classification of Abortions. Amer.J.Obstet.Gynecol., 95 (7), 1966, 902 – 905.
 15. Kučerová, M.: Cytogenetic analysis of human chromosomes and its value for the estimation of genetic risk. Mut. Res. 41, 1, 1978, 123-130.
 16. Lawry, R.B., Jones, D.C., Renwick, D.H.G., Trimble, B.K.: Down syndrome in British Columbia, 1972 – 1973: Incidence and Mean Maternal Age. Teratology 14, 1976, 29-34
 17. Luha J.(2003): Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003, SŠDS, Bratislava 2003, ISBN 80-88946-32-8.
 18. Luha J.: (2008) Metodologické aspekty zberu a záznamu dát otázok s možnosťou viac

- odpovedí. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
19. Luha J.: Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
20. Luha J.: Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
21. Seabright, M.: A rapid banding technique for human chromosomes. Lancet 2, 1971, p.971- 972.
22. Simoni, G., Gimelli, G., Cuoco, C.: First Trimester Fetal karyotyping: One thousand diagnoses. Hum. Genet. 1986, 72, 203 – 209.
23. Vogel, F., Motulsky, A.G.: Human Genetics. Problems and Approaches. Springer-Verlag, 1986, II.nd Ed, 80.

Adresa autorov:

Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UN
Sasinkova 4, Bratislava

Daniel Böhmer, Doc., MUDr., PhD.
daniel.bohmer@fmed.uniba.sk

Ján Luha, RNDr., CSc.
jan.luha@fmed.uniba.sk

Tatiana Braxatorisová, MUDr., CSc.
tatiana.braxatorisova@fmed.uniba.sk

Jana Malová, RNDr., PhD.
jana.malova@fmed.uniba.sk

Vek matky a vývojový stav (embryo/plod) v databáze Abortus **Mother's age and evolucional status (embryo/fetus) in the Database Abortus**

Daniel Böhmer, Ján Luha, Tatiana Braxatorisová, Jana Malová
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava

Abstrakt:

V článku skúmame vzťah veku matky a vývojového stavu (embryo/plod) v Databáze Abortus. Táto databáza je vedená na Ústave lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava od septembra 1992. Obsahuje dáta zo vzoriek zo samovoľných potratov, indukovaných potratov a z predčasných pôrodov, získavaných v spolupráci s gynekologicko-pôrodnickými klinikami a oddeleniami bratislavského regiónu.

Abstract:

In this article we investigate relationship between mother's age and evolucional status (embryo/fetus) in the Database Abortus. This Database is administrated at the Institute of Medical Biology, Genetics and Clinical Genetics, Faculty of Medicine, Comenius University and University hospital in Bratislava since September 1992. It contains results from miscarriages, induce miscarriages and early deliveries, acquired in cooperation with Clinics and departments of gynecology and obstetrics from Bratislava region.

Key words: miscarriages, mother's age, evolucional status, database, attributes.

Kľúčové slová: potraty, vek matky, vývojový stav, databáza, charakteristiky.

JEL Classification: C1, C12, I1.

1. Úvod

Databáza Abortus ku koncu roka 2011 obsahovala 3587 vyšetrení vzoriek embryí, resp. plodov po samovoľnom potrate, inštrumentálnom ukončení gravidity, ako aj predčasne narodených mŕtvych plodov. Databáza je postupne dopĺňaná o nové vyšetrenia. Okrem charakteristík morfológie a karyotypov obsahuje aj demografické charakteristiky (*ak ich bolo možné zistiť*) ako sú vek embrya alebo plodu (v týždňoch, prípadne aspoň trimester), pohlavie plodu a vek matky v rokoch.

Výsledky analýz databázy Abortus boli prezentované vo viacerých prácach, ktoré uvádzame v zozname literatúry. *V tomto príspevku analyzujeme výsledky vzťahu veku matky a pohlavia embrya/plodu v databáze Abortus.*

Vek matky je zaznamenaný v 69,3% prípadov čo je 2485 prípadov z celkovo 3587. Rozpätie veku matky bolo od 15 do 54 rokov, s priemernou hodnotou 29 rokov. Až v 30,7% , v 1102 prípadoch vek matky nebol zistený.

Vývojový stav vzorky bol zistený v 2463 prípadoch, čiže v 68,7% zo všetkých 3587 vzoriek. V 31,3% prípadoch, v 1124 vzorkách nebol vývojový stav zistený. Pri zistených vzorkách bolo rozloženie vývojového stavu 46,0% embryo a 51,0% plod.

2. Vývojový stav (embryo/plod) v databáze Abortus a v podsúbore za zistený vek matky

Najprv analyzujeme štruktúru pohlavia za podsúbory za zistený vek matky a nezistený vek matky. Ak zoberieme do úvahy aj fakt, či bol zistený vývojový stav (embryo/plod), tak súbor na ktorom skúmame uvedenú štruktúru obsahuje 2463 vzoriek. Táto štruktúra je štatisticky signifikantne odlišná, P-hodnota Chí-kvadrát testu je $P=0,000$. Podrobné výsledky sú v tabuľke 1.

Tabuľka 1. Kontingenčná tabuľka podľa zisteného a nezisteného veku matky a vývojového stavu (embryo/plod)

			vyv_stav vývojový stav		Total
			1 embryo	2 plod	
vek_matky_zisteny	1 zistený	Count	728	1040	1768
		% within vek_matky_zisteny	41,2%	58,8%	100,0%
	2 nezistený	Count	405	290	695
		% within vek_matky_zisteny	58,3%	41,7%	100,0%
Total		Count	1133	1330	2463
		% within vek_matky_zisteny	46,0%	54,0%	100,0%

Pri komparácii za celý súbor a za podsúbor zisteného veku matky podľa vývojového stavu je diferencia taktiež štatisticky signifikantná, $P=0,002$. Ako vidno z tabuľky 2. je štruktúra vývojového stavu v skúmaných súboroch rozdielna.

Tabuľka 2. Kontingenčná tabuľka za celý súbor a za podsúbor zisteného veku matky a vývojového stavu (embryo/plod)

			vyv_stav karyotypy - kódy		Total
			1 embryo	2 plod	
sub	1 celý súbor	Count	1133	1330	2463
		% within sub	46,0%	54,0%	100,0%
		% within vyv_stav karyotypy - kódy	60,9%	56,1%	58,2%
	2 zistený vek matky	Count	728	1040	1768
		% within sub	41,2%	58,8%	100,0%
		% within vyv_stav karyotypy - kódy	39,1%	43,9%	41,8%
Total		Count	1861	2370	4231
		% within sub	44,0%	56,0%	100,0%
		% within vyv_stav karyotypy - kódy	100,0%	100,0%	100,0%

Obidve kontingenčné tabuľky vyjadrujú signifikantne odlišnú štruktúru vývojového stavu (embryo/plod) za celý súbor databázy Abortus a za podsúbor v podsúbore za zistený vek matky je 41,2% embryí a 58,8% plodov, v celom súbore Abortus je táto štruktúra odlišná vplyvom toho, že v podsúbore za nezistený vek matky v 695 prípadoch bol zistený vývojový stav, ktorý má prakticky opačnú štruktúru 58,3% embryo a 41,7% plod. Ale vzťah veku matky a vývojového stavu vzorky môžeme skúmať iba na podsúbore 1768 vzoriek za zistený vek matky a súčasne ja zistený vývojový stav.

3. Vzťah veku matky a vývojového stavu (embryo/plod)

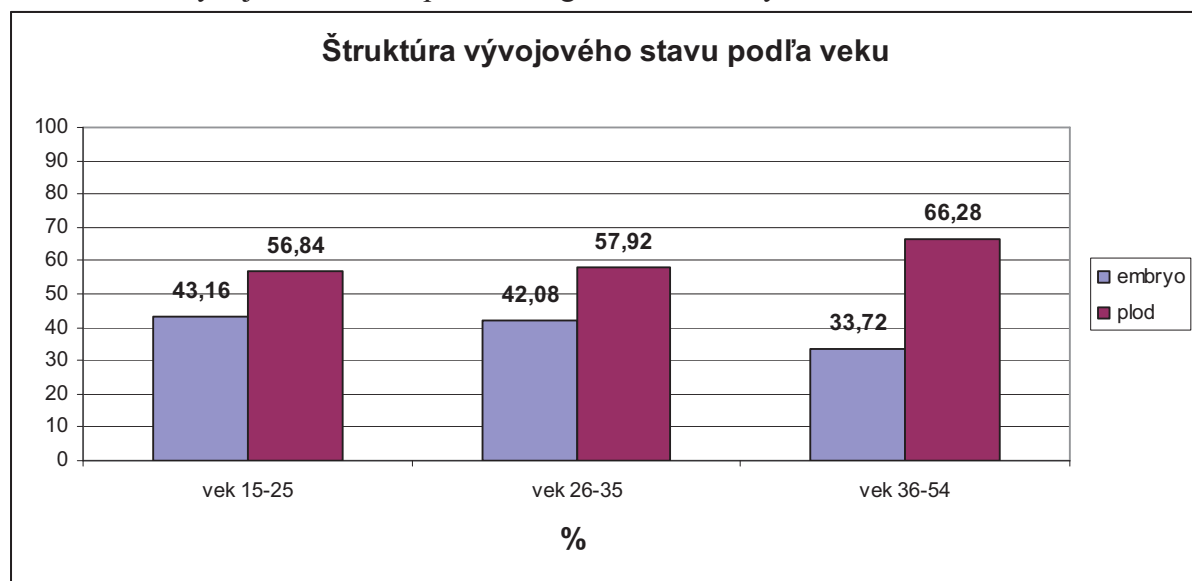
Tento vzťah môžeme skúmať na súbore 1768 vzoriek databázy Abortus. Na overenie rovnosti mediánov veku matky podľa vývojového stavu sme použili neparametrický Mann-Whitney test, jeho P-hodnota je $P=0,002$, čo značí, že diferenciácia veku matky je podľa vývojového stavu (embryo/plod) štatisticky významná. Priemerný vek matky v podsúbore 748 vzoriek za vývojový stav = embryo je 28,61 roka a v podsúbore 1040 vzoriek za vývojový stav = plod je väčší 29,39 roka.

Určitý obraz dávajú aj profily, ako sme ich prezentujeme ďalej. V podsúbore 1768 vzoriek za zistený vek matky a zistený vývojový stav skúmame profily štruktúry vývojového stavu za kategórie veku matky. Pri členení na tri vekové kategórie veku matky v rokoch: 15-25, 26-35, 36-54 zistíme štatisticky významnú diferenciáciu štruktúry vývojového stavu vzorky. Za celý skúmaný podsúbor 1768 vzoriek bol podiel embryí 41,2% a plodov 58,8%. P-hodnota Chí-kvadrát testu je $P=0,029$. Najvyšší podiel embryí 43,2% bol v podsúbore veku matky 15-25 rokov, nasleduje 42,1% podiel v kategórii veku matky 26-35 rokov a najnižší podiel embryí 33,7% bol v kategórii veku matky 36-54 rokov. Podrobnejšie sú výsledky v tabuľke 3. a grafe 1.

Tabuľka 3. Kontingenčná tabuľka štruktúry vývojového stavu podľa veku kategórií matky

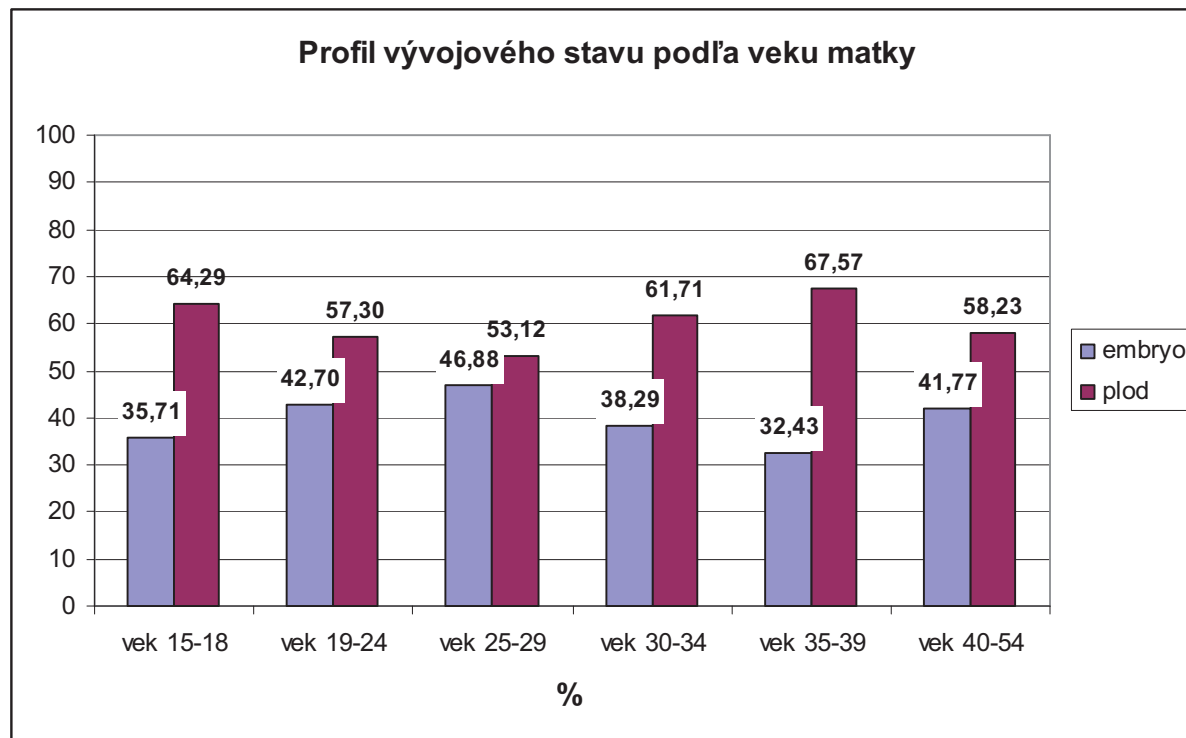
				vyv. stav vývojový stav		Total
				1 embryo	2 plod	
vek_matky_kat	vek matky-	1 15-25	Count	221	291	512
		katégórie	% within vek_matky_kat vek matky-katégórie	43,2%	56,8%	100,0%
		2 26-35	Count	420	578	998
			% within vek_matky_kat vek matky-katégórie	42,1%	57,9%	100,0%
		3 36-54	Count	87	171	258
			% within vek_matky_kat vek matky-katégórie	33,7%	66,3%	100,0%
Total			Count	728	1040	1768
			% within vek_matky_kat vek matky-katégórie	41,2%	58,8%	100,0%

Graf 1. Profil vývojového stavu podľa kategórií veku matky



Aby sme presnejšie zistili profil vývojového stavu podľa kategórií veku matky, rozčlenili sme vek matky na 6 kategórií rokov: 15-18, 19-24, 25-29, 30-34, 35-39 a 40-54. Podiely embryí a plodov za celý súbor sú rovnaké a profily sú štatisticky signifikantne odlišné, $P=0,003$. Podrobné výsledky prezentujeme v grafe 2.

Graf 2. Profil vývojového stavu podľa 6 kategórií veku matky



4. Závěry

V príspevku sme skúmali vzťah zisteného veku matky a vývojového stavu (embryo/plod) v databáze Abortus. Zistili sme že diferenciácia priemerného veku matky (resp. mediánov) podľa podsúborov vývojového stavu (embryo/plod) za zistený vek matky aj vývojový stav (embryo/plod), je štatisticky signifikantná, čo potvrdzuje aj analýza profilov vývojového stavu podľa kategórií veku matky.

5. Literatúra

1. Boué, J., G., Boué, A.: Les aberrations chromosomiques dans les avortements spontanés humains. Presse med. 78, 14, 1970, 635-641.
2. Böhmer D., Brašňová D., Luha J.: Špecifika záznamu a spracovania dát z Národného registra pacientov s vrodennou vývojovou chybou. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2009. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
3. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Repiská V., Totková A., Vojtaššák J.: Charakteristiky databázy Abortus. Aktuality súčasného biomedicínskeho výskumu IV. Ústav lekárskej biológie, genetiky a lekárskej genetiky LF UF a FNŠP, Bratislava, Asklepion 2009. ISBN: 978-80-7167-148-0.
4. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Vojtaššák J.: Morfológia a karyotypy databázy Abortus. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.

5. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J.: Vztah morfológie a karyotypov v databáze Abortus. BIOMEDICÍNSKE AKTUALITY, zborník vedeckých prác. Slovenská biologická spoločnosť SAV, Bratislava 2010. ISBN: 978 – 80 – 89 – 451 – 04 – 3, EAN: 9788089451043.
6. Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J.: Zastúpenie pohlaví v databáze Abortus. Slovensko-České biomedicínske štúdie. Zborník vedeckých prác. Slovenská biologická spoločnosť Bratislava 2010. ISBN 978-80-8951-02-9, EAN 978809451029.
7. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Zastúpenie vývojového veku vyšetreného embrya a plodu v databáze Abortus. Aktuality súčasného biomedicínskeho výskumu V., Zborník vedeckých prác. Ústav lekárskej biológie a genetiky LF UK v Bratislave a PROBIOLMED, Vydal: Asklepios, Bratislava, 2010. ISBN: 978 – 80 – 7167 – 155 – 8.
8. Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.: Charakterizácia databázy Abortus podľa úspešných a neúspešných kultivácií. NOVÉ SMERY V BIO – SOCIO – KULTÚRNEJ ANTROPOLÓGII. Slovenská biologická spoločnosť SAV Bratislava a Ústav antropologie, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita Brno. Bratislava, Brno 2011.
9. Böhmer D., Luha J., Malová J., Braxatorisová T.: Vývoj priemerného veku matky a priemerného veku embrya/plodu v databáze Abortus. Biomedicínske a genetické štúdie 2012. Slovenská biologická spoločnosť Bratislava a Ústav antropologie, Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Brno. Bratislava a Brno 2012. ISBN 978-80-89451-07-4.
10. Bullerdiek, J., Bartnitzke, S., Schloot, W.: A rapid and simple sandwich – method used for chromosome analysis from small fetal and adult biopsy specimens. Clin Genet, 1979, 16, 433-437.
11. Carr, D., H.: Chromosome studies in selected spontaneous abortions. III. Early pregnancy loss. Obstet. And Gynecol. 37, 5, 1971, 750-754.
12. Dejmek, J., Vojtaššák, J., Izakovič, V., Šuchová, E., Malová, J., Paliderová, Z., Nováková, D.: Genetické aspekty spontánneho potratu vo vzťahu k vybraným etiologickým činiteľom. Záverečná správa, Bratislava VÚPL, 1985, 54.
13. Fantel, A.G., Shepard, T.H., Vadheim – Roth, C. et al.: Embryonic and Fetal phenotypes: Prevalence and other associated factors in a large study of spontaneous abortion. In: Human Embryonic and Fetal Death. Porter, I.M., Hook, E.B., Eds., Acad Press, New York, 1988, 71.
14. Fujikura, T., Froelich, L.A., Driscoll, S.G.: A Simplified Anatomic Classification of Abortions. Amer.J.Obstet.Gynecol., 95 (7), 1966, 902 – 905.
15. Kučerová, M.: Cytogenetic analysis of human chromosomes and its value for the estimation of genetic risk. Mut. Res. 41, 1, 1978, 123-130.
16. Lawry, R.B., Jones, D.C., Renwick, D.H.G., Trimble, B.K.: Down syndrome in British Columbia, 1972 – 1973: Incidence and Mean Maternal Age. Teratology 14, 1976, 29-34
17. Luha J.(2003): Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003, SŠDS, Bratislava 2003, ISBN 80-88946-32-8.
18. Luha J.: (2008) Metodologické aspekty zberu a záznamu dát otázok s možnosťou viac odpovedí. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
19. Luha J.: Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
20. Luha J.:Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
21. Seabright, M.: A rapid banding technique for human chromosomes. Lancet 2, 1971,

p.971- 972.

22. Simoni, G., Gimelli, G., Cuoco, C.: First Trimester Fetal karyotyping: One thousand diagnoses. Hum. Genet. 1986, 72, 203 – 209.
23. Vogel, F., Motulsky, A.G.: Human Genetics. Problems and Approaches. Springer-Verlag, 1986, II.nd Ed, 80.

Adresa autorov:

Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UN
Sasinkova 4, Bratislava

Daniel Böhmer, Doc., MUDr., PhD.
daniel.bohmer@fmed.uniba.sk

Ján Luha, RNDr., CSc.
jan.luha@fmed.uniba.sk

Tatiana Braxatorisová, MUDr., CSc.
tatiana.braxatorisova@fmed.uniba.sk

Jana Malová, RNDr., PhD.
jana.malova@fmed.uniba.sk

Štatistická analýza optimálneho bodu pre miniinvazívnu preparáciu „Henryho uzla“

Statistical analysis of optimal point for miniinvasive preparation of „Henry's knot“

Peter Filan, Ján Luha

Abstract: We studied a specific set of 50 cadavers (100 feet). Distances were measured : A - the distance between the line I. metatarsophalangeal joint to the knot of Henry, B - the distance between the tuber calcanei and the knot of Henry, C - the distance between the line I. metatarsophalangeal joint to the tuber calcanei. We tried to find a landmark on the foot due to the existing anatomical structures for minimally invasive preparation of the Henry's knot. We determined the optimal value of the share of B / C location of the skin incision set at 0.56 (95% confidence interval 0.54 through 0.57). Based on statistical analysis examined 100 feet, we found that it is possible to determine the point for optimal placement of the skin incision in the preparation of Henry's knot. We can resume for the preparation, Henry's knot is located approximately halfway between the line I. metatarsophalangeal joint and the tuber calcanei in 95% of cases .

Abstrakt: Skúmali sme špecifický súbor 50 zomretých pacientov (100 nôh). Merané boli premenné A - vzdialenosť medzi líniou I. metatarsophalangeálneho kĺbu a Henryho uzlom, B vzdialenosť medzi hrboľom pätovej kosti a Henryho uzlom, C vzdialenosť medzi líniou I. metatarsophalangeálneho kĺbu a hrboľom pätovej kosti. Snažili sme sa nájsť orientačný bod na nohe vzhľadom k existujúcim anatomickým štruktúram, podľa ktorého by bolo možné preniknúť k Henryho uzlu miniinvazívnym spôsobom. Stanovili sme optimálnu hodnotu podielu B/C umiestnenia kožného rezu celého súboru na úrovni 0,56 (95% interval spoľahlivosti 0,54 po 0,57). Na základe štatistickej analýzy skúmaných 100 nôh sme zistili, že je možné určiť bod pre optimálne umiestnenie kožného rezu pri preparácii „Henryho uzla“. V 95% prípadov sa nachádza približne v polovici vzdialenosti medzi líniou I. metatarsophalangeálneho kĺbu a hrboľom pätovej kosti.

Key words: Henry's knot, flexor hallucis longus, flexor digitorum longus

Kľúčové slová: Henryho uzol, flexor hallucis longus, flexor digitorum longus

JEL Classification: C1, C12, C14, J1.

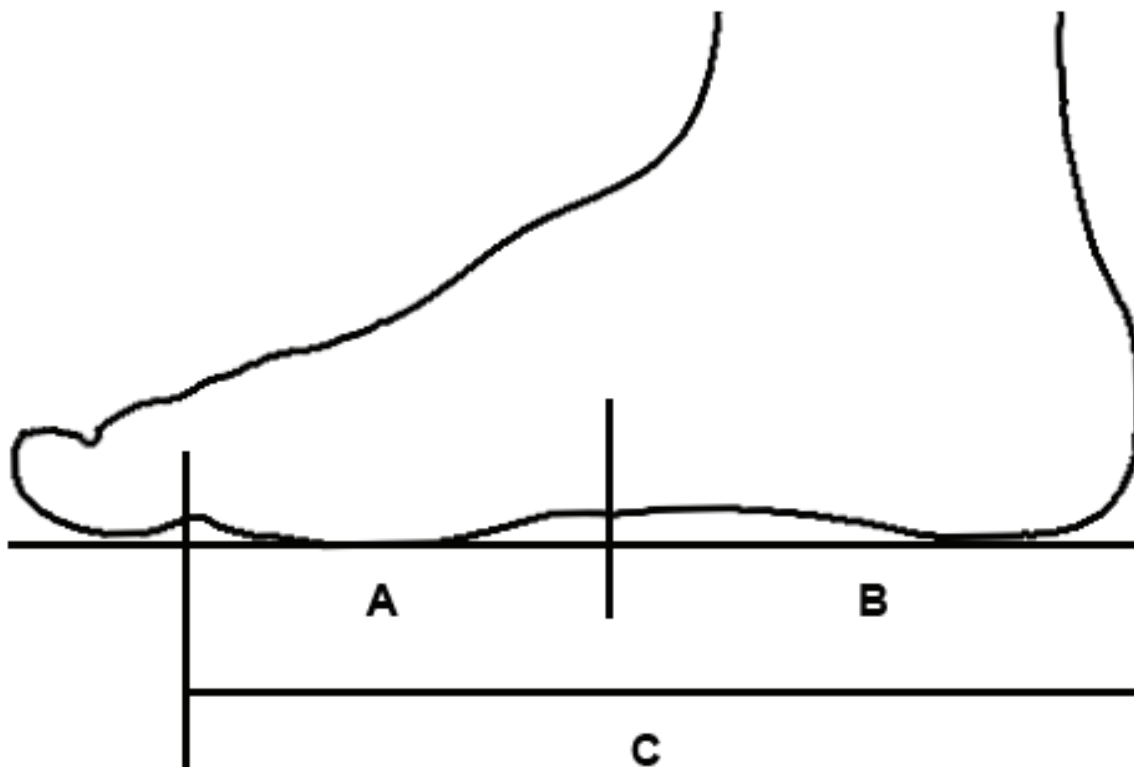
1. Úvod a základné charakteristiky

Na základe diskrepancie medzi bežne popisovanou anatomickou štruktúrou v oblasti kríženia šliach musculus flexor hallucis longus a musculus flexor digitorum longus (známej ako „Henryho uzol“) zistenej pri operačnej technike rekonštrukcie defektu Achillovej šľachy technikou podľa Wapnera sme sa rozhodli preskúmať túto anatomickú oblasť na kadáveroch. Ďalej sme sa snažili odvodiť anatomické súvislosti vzhľadom na definované orientačné body na nohe a zhodnotiť možnosť ich využitia pre miniinvazívne operovanie.

V príspevku skúmame špecifický súbor 50 zomretých pacientov, obsahuje 100 záznamov nôh. Okrem charakteristík pacienta : pohlavie, vek, strana (ľavá – pravá), typ prepojenia šliach v oblasti „Henryho uzlu“ (spojka od šľachy musculus flexor hallucis longus k šľachám musculus flexor digitorum longus vedúcim k II, respektíve II a III prstu) obsahuje údaje odmeraných vzdialeností na nohách kadáverov. Merané boli premenné A, B a C, kde A je vzdialenosť medzi líniou I. metatarsophalangeálneho kĺbu a Henryho uzlom, B je vzdialenosť

medzi hrboľom pätovej kosti a Henryho uzlom, C je vzdialenosť medzi líniou I. metatarsophalangeálneho kĺbu a hrboľom pätovej kosti, ako ukazuje obrázok 1.

Obrázok 1. Definície premenných meraných na chodidle



Okrem uvedených premenných sme definovali aj podiel B/C.

Cieľom práce je pri preparácii kadáverov nájsť orientačný bod na nohe vzhľadom k existujúcim anatomickým štruktúram, podľa ktorého by bolo možné preniknúť k spojeniu šliach FHL a FDL miniinvazívnym spôsobom, a tým vylepšiť operačnú techniku odberu šľachy FHL alebo FDL pri postupoch využívajúcich transfer týchto šliach pri ortopedických operáciách.

Skúmame súbor 100 nôh 50 zomretých pacientov, všetci bielej rasy, bez predchádzajúceho operačného výkonu na nohách a bez zjavnej anatomickej deformity dolných končatín. Kadávery neboli chemicky upravované, všetci pacienti boli 24 – 72 hodín po smrti.

V skúmanom súbore bolo 58% mužov a 42% žien vo veku 69 až 93 rokov, priemerný vek bol 80 rokov. Vo vekovej kategórii 69-79 rokov bolo 52% osôb a vo vekovej kategórii 70-93 rokov 48%. Podiel strán ľavá - pravá bol 50-50. Typ spojky II bol u 67% prípadov a typ spojky II/III u 33% prípadov. Základné štatistické charakteristiky premenných definovaných podľa obrázka 1. sú v tabuľke 1.

Tabuľka 1. Základné štatistické charakteristiky premenných meraných na chodidlách nôh

	Min.	Max.	Mean	Std. Dev.
A	3,5	10,1	7,28	1,28
B	7,1	14,3	9,17	1,43
C	13,4	18,9	16,45	1,48
B/C	0,44	0,76	0,56	0,068

Pri operácii je potrebné nájsť vhodné miesto kožného rezu aby bolo možné preniknúť k „Henryho uzlu“ čo najšetnejším spôsobom. Na základe analýzy 50 osôb, čo predstavuje 100 nôh skúmame optimálny bod pre umiestnenie kožného rezu, čo umožní jeho zmenšenie na minimum. Veľkosť nohy sme merali pomocou premennej C, ktorá je o niečo menšia ako veľkosť celého chodidla.

V sledovanom súbore bolo 50% nôh veľkosti premennej C 13,4-16,5 a 50% veľkosti premennej C 16,6-18,9. Rozloženie veľkosti nôh u skúmaných osôb podľa pohlavia a veľkosti nohy meranej premennou C bolo: muž, noha 13,4-16,5 u 8 osôb, čo je 8%, žena, noha 13,4-16,5 50 osôb (50%) a muž, noha 16,6-18,9 u 42 osôb (42%).

2. Výsledky štatistickej analýzy

Na overenie diferenciácie meraných premenných A, B a C a podielu B/C podľa pohlavia, veku, veľkosti nohy meranej veľkosťou premennej C, strany - či ide o ľavú alebo o pravú nohu, typ šľachovej spojky zistenej pri preparácii, sme použili neparametrické testy, pretože premenné, okrem premennej A nemajú normálne rozdelenie. Z výsledkov Mann-Whitneyovho testu vieme, že štatisticky signifikantne sa líšia sledované premenné podľa pohlavia a veľkosti nohy.

V skúmanom súbore sme hľadali, ktorá z premenných A, B, C a B/C nám pomôže stanoviť miesto výskytu spojenia šliach FHL a FDL s takou presnosťou, aby bolo možné toto spojenie spoľahlivo dosiahnuť s využitím čo najmenšieho kožného rezu. Z výsledkov štatistických analýz sme zistili, že novo definovaná premenná, ktorá má 3 kategórie podľa pohlavia a veľkosti nohy podľa premennej C, ktoré sú uvedené hore, vhodne rozdeľujú skúmaný súbor a umožňujú na základe ďalšej štatistickej analýzy definovať optimálny bod pre umiestnenie kožného rezu. V tabuľke 2. prezentujeme prehľadné výsledky našej výslednej analýzy, vrátane intervalov spoľahlivosti pre priemerné hodnoty vypočítanej premennej B/C.

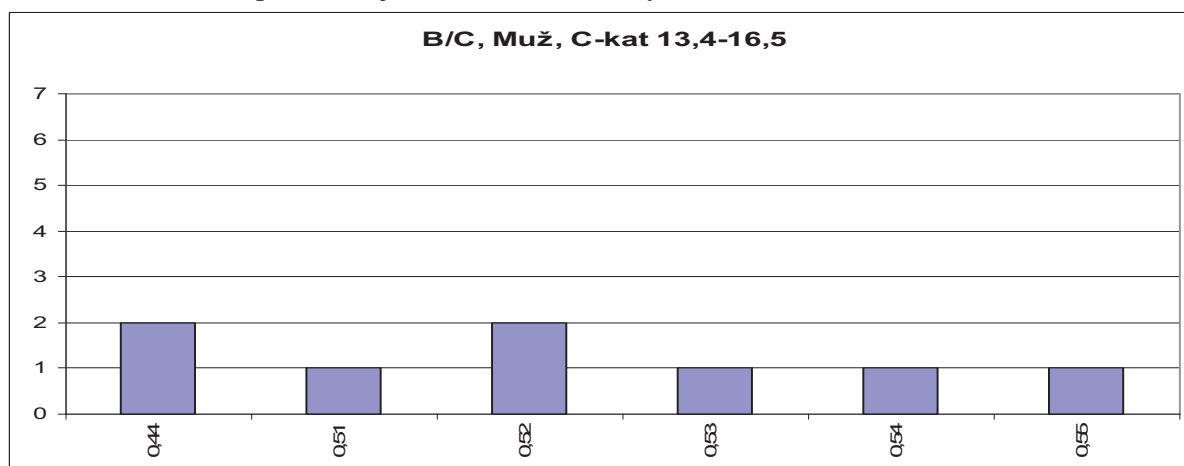
Malé nohy mali všetky ženy (42) a 8 mužov, ostatných 50 mužov mali väčšie nohy. U výsledkov v tabuľke 2. a z grafického vyjadrenia v grafoch 1. 2. a 3. môžeme pre kategóriu mužov s malými nohami ako optimálny bod pre umiestnenie kožného rezu označiť pomer B/C veľkosti 0,51, hranice 95% intervalu spoľahlivosti sú 0,48 až 0,54. Pri ostatných mužoch a aj ženách je tento bod pri hodnote B/C o veľkosti 0,56 a hranice 95% intervalov spoľahlivosti sú tiež rovnaké od 0,54 po 0,58.

Zistené výsledky sú pomerne blízke a preto na doplnenie analýzy sme vypočítali aj základné štatistické charakteristiky a intervaly spoľahlivosti za podsúbory podľa pohlavia a za celý súbor.

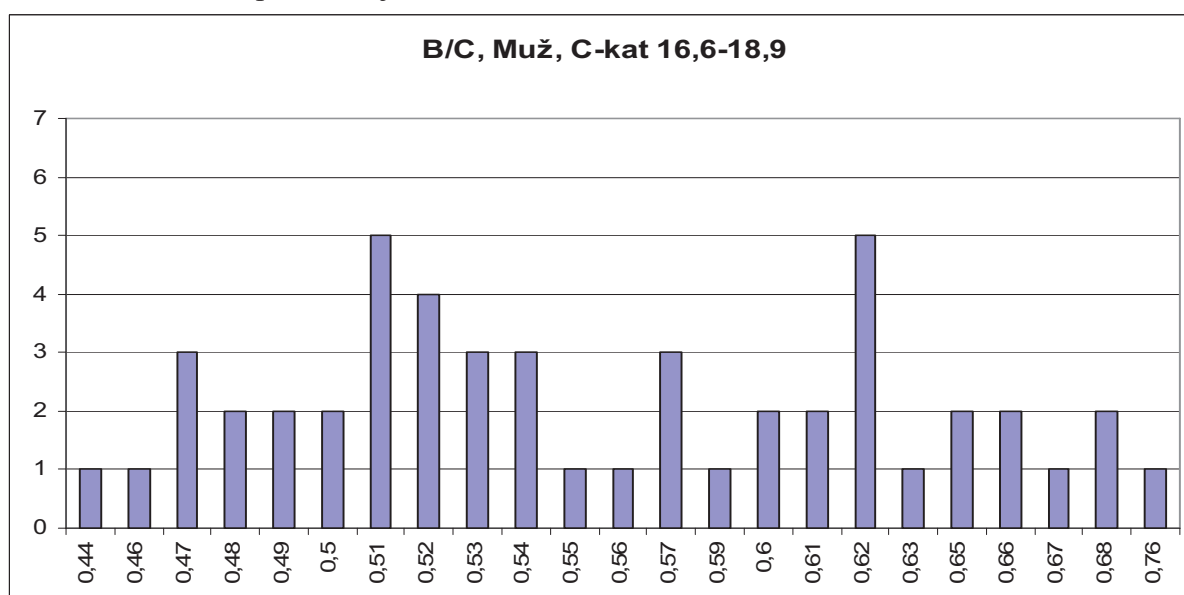
Tabuľka 2. Komplexné výsledky štatistickej analýzy premennej B/C podľa pohlavia a veľkosti nohy

pohlavie	C_kat	premenná	N	Min	Max	Mean	Std. Deviation	St.Er. mean	dolná hranica	horná hranica
muž	13,4-16,5	A	8	7,30	9,00	7,99	0,666	0,236	7,53	8,45
		B	8	7,10	8,90	8,21	0,683	0,242	7,74	8,69
		C	8	16,00	16,40	16,20	0,120	0,042	16,12	16,28
		B_C	8	0,44	0,55	0,51	0,043	0,015	0,48	0,54
muž	16,6-18,9	A	50	4,40	10,10	7,78	1,252	0,177	7,44	8,13
		B	50	7,80	14,30	9,99	1,402	0,198	9,61	10,38
		C	50	16,60	18,90	17,78	0,557	0,079	17,62	17,93
		B_C	50	0,44	0,76	0,56	0,072	0,010	0,54	0,58
žena	13,4-16,5	A	42	3,50	8,10	6,54	1,031	0,159	6,23	6,85
		B	42	7,30	10,90	8,38	0,914	0,141	8,10	8,66
		C	42	13,40	16,50	14,92	0,585	0,090	14,74	15,10
		B_C	42	0,48	0,76	0,56	0,064	0,010	0,54	0,58

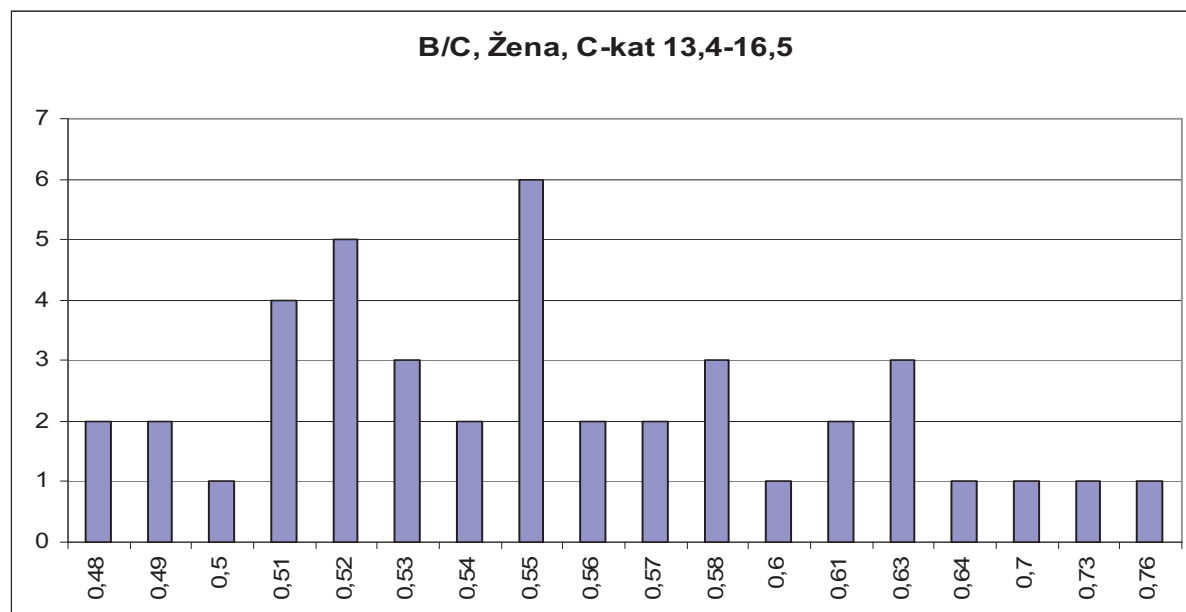
Graf 1. Frekvencie premennej B/C u mužov s malými nohami



Graf 2. Frekvencie premennej B/C u mužov s väčšími nohami



Graf 3. Frekvencie premennej B/C u žien s malými nohami



V tabuľke 3. prezentujeme výsledky štatistickej analýzy za podsúbory podľa pohlavia a za celý skúmaný súbor. Kým premenné A, B a C sa podľa pohlavia signifikantne líšia, podiel B/C sa nelíši signifikante. Z prezentovaných výsledkov môžeme stanoviť „hrubšiu“ optimálnu pozíciu pre umiestnenie kožného rezu podľa hodnoty pomeru B/C podľa pohlavia a prípadne aj za celý súbor. U mužov je spoločné optimálne miesto pri hodnote B/C rovnaj 0,51 (interval spoľahlivosti 0,54 až 0,57) a u žien sú tieto výsledky rovnaké, pretože všetky ženy majú malé nohy - je to hodnota B/C rovná 0,56 (95% interval spoľahlivosti je od 0,54 po 0,58). Na základe tejto analýzy sme stanovili aj optimálnu hodnotu podielu B/C pre umiestnenie kožného rezu na úrovni 0,56 a 95% interval spoľahlivosti od 0,54 po 0,57.

Tabuľka 3. Komplexné výsledky štatistickej analýzy premennej B/C podľa pohlavia a za celý skúmaný súbor

pohlavie	premenná	N	Min	Max	Mean	Std. Dev.	St.Er. mean	dolná hranica	horná hranica
muž	A	58	4,4	10,1	7,81	1,19	0,156	7,51	8,12
	B	58	7,1	14,3	9,75	1,46	0,192	9,37	10,12
	C	58	16	18,9	17,56	0,75	0,099	17,37	17,75
	B_C	58	0,44	0,76	0,55	0,07	0,009	0,54	0,57
žena	A	42	3,5	8,1	6,54	1,03	0,159	6,23	6,85
	B	42	7,3	10,9	8,38	0,91	0,141	8,10	8,66
	C	42	13,4	16,5	14,92	0,59	0,090	14,74	15,10
	B_C	42	0,48	0,76	0,56	0,06	0,010	0,54	0,58
celý súbor	A	100	3,5	10,1	7,28	1,28	0,128	7,03	7,53
	B	100	7,1	14,3	9,17	1,43	0,143	8,89	9,45
	C	100	13,4	18,9	16,45	1,48	0,148	16,16	16,74
	B_C	100	0,44	0,76	0,56	0,07	0,007	0,54	0,57

3. Záver

Na základe štatistickej analýzy skúmaných 100 nôh sme zistili, že je možné určiť bod pre optimálne umiestnenie kožného rezu pri preparácii „Henryho uzla“. Tento bod môžeme určiť pomocou podielu premenných B/C. U žien a mužov s väčšou nohou je tento bod určený hodnotou podielu B/C vo veľkosti 0,56. V skúmanom súbore bolo 8 menších mužských nôh s menšou reliabilitou výsledku, v tomto prípade by bol bod pre umiestnenie kožného rezu v mieste relatívneho podielu B/C vo veľkosti 0,51. Zistili sme, že je možné nájsť optimálny bod pre umiestnenie kožného rezu aj podľa pohlavia aj za celý skúmaný súbor – bez rozdielu pohlaví. U žien sú výsledky rovnaké, u mužov je optimálny bod pre hodnotu B/C rovnú 0,55. Bez rozdielu pohlavia má tento bod hodnotu 0,56.

Pre ortopedickú prax môžeme tieto výsledky interpretovať tak, že aj keď je miesto odstupe spojky typu II alebo II/III v skúmanej skupine kadáverov rôzne, jeho vzťah ku celkovej dĺžke nohy, reprezentovanej v našom súbore vzdialenosťou C, sa mení len v štatisticky nesignifikantnom rozmedzí. Pri preparácii „Henryho uzla“ sa teda môžem spoľahnúť, že v 95% prípadov sa odstup spojky z FHL k FDL nachádza približne v polovici vzdialenosti medzi líniou I. metatarsophalangeálneho kĺbu a hrboľom pätovej kosti, pričom interval spoľahlivosti je pri priemernej hodnote C 16,45cm v rozmedzí 8,88cm do 9,38cm, čo je 0,5cm. Táto vzdialenosť je aj pre miniinvazívnu techniku akceptovateľná.

4. Literatúra

- [1] Kanji G. K. (2006): 100 Statistical Tests. 3rd Edition. SAGE 2006.
- [2] Luha, J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. STV Bratislava 1985.
- [3] Luha J. (2009): Matematicko-štatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [4] Filan P., Hart R. (2011): Spojení šlach m. flexor hallucis longus a m. flexor digitorum longus na plantě : anatomická studie na kadaverech. Acta Chir. orthop. Traum. Čech., 78: 71-76
- [5] Filan P., Hart R., Štipčák V., Safi A. (2008): Rekonstrukce zastaralých a rozsáhlých ruptur Achillovy šlachy transferem šlachy musculus flexor hallucis longus. Úraz. chir., 16:87-94
- [6] Henry A. K. (1995): Extensile exposure (3rd Ed). Edinburgh : Churchill Livingstone
- [7] O'Sullivan E. (2005): Clinical significance of variations in the interconnections between flexor digitorum longus and flexor hallucis longus in the region of the knot of Henry. Clin Anat. Sv. 18, str. 121-125.
- [8] Panchbhavi V. K., Yang J., Vallurupalli S. (2008): Surgical anatomy for a new minimally invasive approach to harvest the flexor digitorum longus tendon: a cadaver study. Foot Ankle Surg. Sv. 14, str. 16-20.
- [9] Mulier T. (2007): Risk of neurovascular injuries in flexor hallucis longus tendon transfers: na anatomic cadaver study. Foot Ankle Int. Sv. 28, str. 910-915.

Adresy autorov:

Filan Peter, MUDr.

II. ortopedicko – traumatologická klinika

LFUK a UNB, Bratislava, Petržalka

peter.filan@gmail.com

Ján Luha, RNDr., CSc.

Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej

genetiky LF UK a UNB, Bratislava

jan.luha@fmed.uniba.sk

Spracovanie údajov o predaji liečiv procesmi ETL v reálnom čase

Processing of drug sales data by real time ETL processes

Robert Halenár

Abstract: This paper describes the way, how to store drug sales data in DWH, by using real time ETL processes. There is big amount of data in drug sales through many pharmacy databases, which needs to be store in one storage structure. If we want to do some further analysis in real time, we need a powerful tool to populate those data in data warehouse. This tool is known as set of ETL processes, and if it is working in real time, we call it a (near) real time ETL processes. This paper shows way, how to maintain real time ETL process automated (without human – database administrator interference), in cost of reduced accuracy rendered by level of trust. First we described ETL as a part of KDD, what is Real time ETL and problem how to achieve real – time in real world. In next part present our contribution to near real time ETL with new architecture containing equation for calculation the level of trust. Result is showed on data of a small pharmacy engaged in the sale of drugs, which expands the market for Internet sales and there is a need for fresh data using business data warehouse containing real trade data.

Abstrakt: Tento článok opisuje spôsob, ako ukladať dáta o predaji liečiv v DWH, pomocou ETL procesu bežiacieho v reálnom čase. K dispozícii je veľké množstvo dát o predaji liekov prostredníctvom mnohých lekárenských databáz, ktoré je potrebné skladovať v jednej úložnej štruktúre. Ak chceme urobiť nejaké ďalšie analýzy v reálnom čase, potrebujeme silný nástroj k naplneniu týchto dát v dátovom sklade. Tento nástroj je známy ako súbor ETL procesov, a ak je pracujúci v reálnom čase, hovoríme o ETL procesoch pracujúcich (v takmer) reálnom čase. Tento článok ukazuje spôsob, ako sa zachovať ETL v reálnom čase automatizované (bez potreby zásahu človeka – správcu databázy), za cenu zníženia presnosti vyjadrenej úrovňou dôveryhodnosti (Level of trust). Najprv popisujeme ETL ako súčasť KDD, čo ETL proces bežiaci v reálnom čase, ako dosiahnuť spracovanie v reálnom čase v reálnom svete. V ďalšej časti predstavujeme náš príspevok k ETL s novou architektúrou obsahujúce rovnicu na výpočet úrovne dôvery (Level of trust). Výsledok je znázornený na dátach spoločnosti zaoberajúcej sa predajom liekov, ktorá expanduje na trh predaja cez internet a je dopyt po skutočných aktuálnych údajoch pochádzajúcich z dátového skladu.

Key words: KDD, data warehouse, ETL, real time.

Kľúčové slová: KDD, dátový sklad, ETL, reálny čas.

JEL classification: I11

Úvod

Náš výskum je zameraný na hľadanie nových metód a nástrojov na spracovanie dát v rôznych fázach získavania znalostí z databáz. V počiatočných štádiách KDD je nutné zozbierať údaje [5] na čo sa používa súbor procesov zvaných ETL (Extrakcia, transformácia, zavádzanie). Dopyt po čerstvých údajov v dátových skladoch bola vždy silná požiadavka zo strany užívateľov. Tradične sa občasťvenie dát v dátových skladoch vykonávalo vždy v off-line móde. V takom dátovom sklade sú údaje získané z externých zdrojov transformované, vyčistené a nakoniec načítané do skladu. Tento súbor aktivít sa zvyčajne odohrával v noci počas „prevádzkového okna“ aby sa zabránilo preťaženiu zdrojových produkčných systémov, na ktoré je kladená mimoriadna pracovná záťaž pri spracovávaní dátového toku. To bola aj jedna z príčin zriadenia dátových skladov, pretože okamžité šírenie zmien v dátach, ktoré sa konajú, je technicky nemožné, či už kvôli povahe súčasných dátových zdrojov, alebo

jednoducho kvôli limitom prevádzkovej záťaže v prevádzkových zdrojových systémoch. Vo väčšine prípadov je dátový sklad zvyčajne aktualizovaný každých 24 hodín.

V súčasnej dobe vstúpili na scénu nové typy zdrojov. V niektorých aplikáciách, je aj Web považovaný za zdroj. V takom prípade pojem transakcie na strane zdroja nadobúda pružnejšiu podobu. Pretože dáta, ktoré sa zobrazujú v mieste webového zdroja už neskôr nemusia byť k dispozícii a preto ak nebude prijatá okamžitá reakcia na zmenu, je možné, že dôležité informácie nebudú neskôr pri off-line obnovovaní dát v dátovom sklade k dispozícii. V súčasnosti sú potreby obchodu ako – napr. rastúca konkurencia, potreba väčšieho predaja, lepšie sledovanie zákazníka alebo predajného cieľu, presné monitorovanie na akciovom trhu, a tak ďalej – požadované okamžite a výsledkom je dopyt po presných správach založených na aktuálnych údajoch, a nie na ich referovaní zo včerajška.

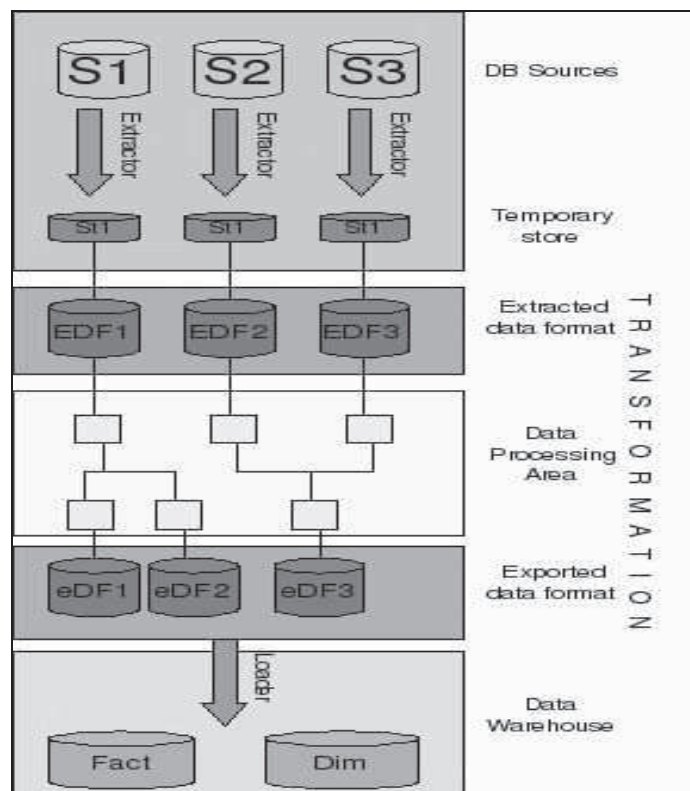
V tradičnom ETL sa údaje získavajú v noci, aby boli správy v dátovom sklade aktualizované v dopoludňajších hodinách. To je stále zložitejšie, ak vzmeme do úvahy, že organizácia môže mať pobočky v miestach s úplne odlišnými časovými zónami. Na základe týchto skutočností sa dátové sklady výrobcov začínajú správať ako „aktívne“, pretože sa snažia na prevádzku reagovať ako samostatné operačné systémy. V takomto poňatí funkcie, ktoré boli predtým nedostupné (napríklad on-demand žiadosti o informácie) sú ponúknuté pre koncových užívateľov. Požiadavka na čerstvosť údajov je stanovená na hranici minútového meškania a nie hodinového, alebo celodňového. V dôsledku toho tradičné ETL procesy sa menia na pojem „ETL v reálnom čase“. Čo je charakterizované pohybom menšieho množstva dát od zdroja do dátového skladu, ale častejšie a rýchlejšim tempom. [1]

1. ETL v reálnom čase

Vo všeobecnosti architektúra ETL v reálnom čase skladu časových údajov sa skladá z databázových zdrojov, vrátane nástroja extrakcie dát, ktorý tlačí získané dáta do dočasného skladu. Potom pripravuje podklady pre proces transformácie do transformačnej funkcie - pripravený dátový formát. Transformácia prebieha v DPA (Data processing area - oblasť pre spracovanie dát), kde sú dáta transformované a vyčistené a následne dopravené do transformačnej funkcie. Loader potom načítá dáta do dátového skladu, do tabuliek faktov a dimenzií. Celý proces ukazuje Obr. 1.

Na tejto architektúre je založené aj tradičné ETL. V prípade ETL bežiaceho v reálnom čase sú zabudované kompenzačné štruktúry, ktoré zmiernia dopad častej aktualizácie. V reálnom svete však nie je možné vykonávať zmeny celkom v reálnom čase z mnohých možných dôvodov, ako je vysoký počet užívateľov, vysokej frekvencie aktualizácie alebo kvôli osobitým vlastnostiam softvéru a hardvérových komponentov.

V praxi to vedie k architektúre obsahujúcej kompenzačné prvky, ktoré ju dopĺňajú. Dôležité je zachovanie jednoduchosti transformačnej funkcie. Aj keď je transformačná funkcia príliš jednoduchá, je nutné odolať snahám o jej doplnenie a zachovať jednoduchosť za každú cenu.



Obr. 1: ETL v reálnom čase

2. Automatizované riešenie defektov ETL bežiaceho v reálnom čase

Aj keď celý proces V DPA beží v reálnom čase, občas sa vyskytnú problémy, ktoré môžu viesť k poruchám automatizovaného spracovania v reálnom čase a prerušeniu celého procesu, ako napríklad chyby referenčnej integrity, alebo celkové preťaženie systému z dôvodu vysokého počtu užívateľov.

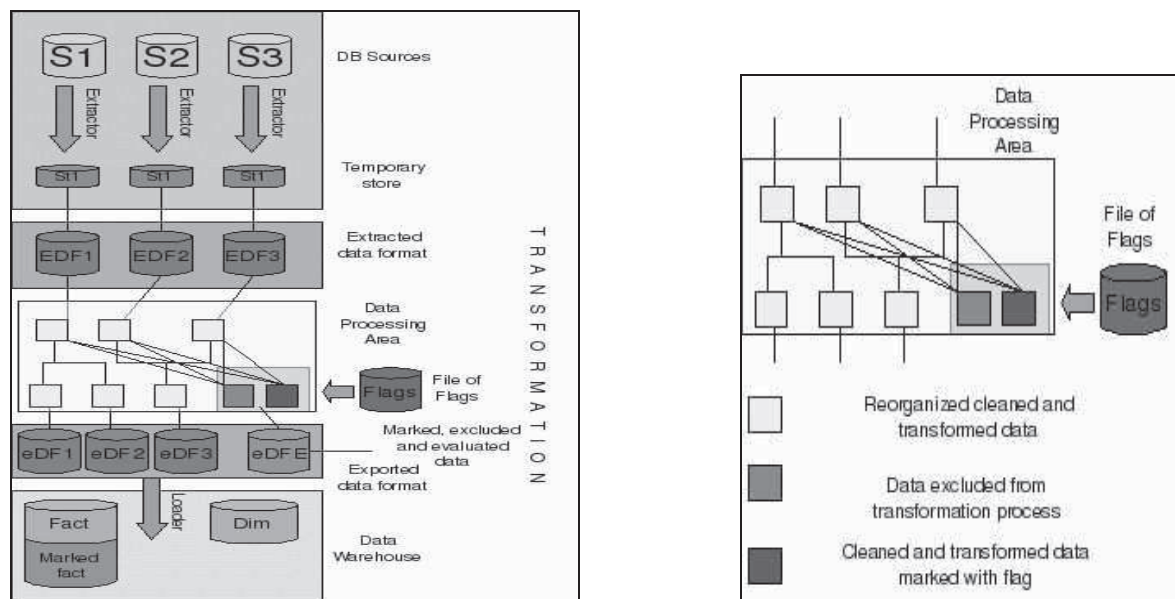
Preto sme vyvinuli riešenie schopné robustne odolávať nepredvídaným okolnostiam nachádzajúcich sa v dátach. Riešenie pozostáva s pridaných kompenzačných nástrojov, ktoré umožnia systému udržať proces plne automatizovaný, bez nutnosti zásahu správcu.

Nová kompenzačná štruktúra obsahuje súbor príznakov, ktoré obsahujú súbor podmienok pridaných správcom, ktoré sa používajú na ďalšie preverenie údajov. Vylúčené, označené a systémom rozpoznané dáta sú ohodnotené, vyčistené a transformované. Následne sa vypočíta úroveň dôveryhodnosti všetkých odchádzajúcich dát, ktorá vyjadruje na koľko sú údaje platné. To je znázornené rovnicou (1).

$$[\%]=100 - \frac{\left(\begin{array}{c} \text{Data excluded from} \\ \text{transformation process} \end{array} + \begin{array}{c} \text{Cleaned and transformed data} \\ \text{marked with flag} \end{array} \right) \cdot 100}{\begin{array}{c} \text{Reorganized cleaned and} \\ \text{transformed data} \end{array}} \quad (1)$$

Pre každý údaj je k dispozícii časová známka, takže úroveň dôveryhodnosti môže byť určená pre určitý časový interval.

Tento model vylepšeného ETL pracujúceho v reálnom čase je možné aplikovať na rôzne riešenia pracujúce v reálnom čase. Architektúra je znázornená na Obrázku č.2a a detail na Obrázku č.2b.

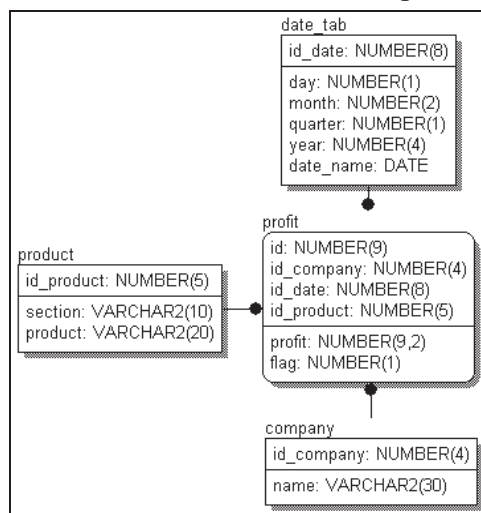


Obr. 2: a) Plne automatizované ETL v reálnom čase b) Kompenzačné prvky automatizovanej štruktúry ETL v reálnom čase

3. Aplikácia metódy v dátovom sklade

Metódu ETL procesu v reálnom čase sme aplikovali na dátový sklad, ktorého štruktúra je na Obr.3.

Dátový sklad je subjektovo orientovaný, teda dáta sú organizované v závislosti na subjekte, teda nie napríklad na fyzickom umiestnení, alebo oddelení. Takže všetky výrobné údaje idú spolu s údajmi o predaji bez ohľadu na skutočnosť, odkiaľ pochádzajú.[3]



Obr. 3: Štruktúra dátového skladu

Navrhnutý dátový sklad je zameraný na údaje o predaji, konkrétne na zisk, v závislosti na zákazníkovi a produkte. Konceptuálna schéma pozostáva z troch tabuliek dimenzií a jednej tabuľky faktov. Časová dimenzia je reprezentovaná tabuľkou „Time“.

Zdrojové dáta sú vo formáte MS Acces Database, ktorý bol exportovaný do XLS formátu, ktorý vstupuje do oblasti pre spracovanie údajov DPA. Transformačný proces reorganizuje

dáta podľa potrieb dátového skladu prepočítaním merných jednotiek, priradením referencií, modifikáciou hodnôt kľúčových atribútov, zoradovaním produktov a podobne. Súbor príznakov obsahuje výnimky potrebné pre úpravu behu transformačného procesu, napríklad priradenie určitého konkrétneho zákazníka, výnimky poskytnuté pre niektoré produkty ktoré sú ďalej uložené v „Exportovaných chybových dátach“ (eDFE – exported Data Format for Errors). Zavádzací proces následne posiela dáta do dátového skladu spolu s chybovými dátami, ktoré sú označené príslušným príznakom v tabuľke faktov (Profit - Zisk).

Ak sú dáta potrebné pre analýzu, vypočíta sa zároveň úroveň dôveryhodnosti (Level of trust) pre špecifickú množinu dát.

Tabuľky č.1 a 2. Znáznorňujú dáta vo formáte EDF (Extracted Data Format), ktorý obsahuje už modifikovaný atribút ID_Stock_Movement a atribúty cien prepočítané na euro. Referenčné hodnoty atribútov ID_PVP a ID_Storage_card sú priamo presmerované a nahradené hodnotami konkrétnych lekární a názvami skladových kariet.

V poslednom riadku Tabuľky č.1 nadobúda hodnota atribútu ID_PVP neexistujúcu hodnotu referenčnej tabuľky lekárne „Company“ (pretože predaj bol napríklad uskutočnený priamo zamestnancom spoločnosti predávajúcej lieky). Transformačný proces napriek tomu pokračuje a transformuje dáta do formátu EDF (Exported data format), a následne zavádzací proces ukladá dáta v dátovom sklade s označeným príznakom v danom riadku tabuľky faktov Profit a zároveň nastavuje príslušný záznam atribútu „id_company“ na hodnotu NULL. Tabuľky dimenzií a faktov sú znázornené v Tabuľkách 3 a 4. Kvôli ochrane spoločností sú názvy anonymné.

Tab. 1:Štruktúra tabuľky obsahujúcej modifikované dáta vo formáte EDF – časť A

ID_Stock_movement	ID_PVP	ID_Storage_Card	Amount_of_intake	Amount_of_expenditure	Amount_of_balance	EUR_Intake
7088	731	237	0	1	1	0.00
7504	753	237	0	1	0	0.00
5840	612	237	1	0	1	42.51
6015	614	237	1	0	2	37.28
6105	618	237	0	1	1	0.00
6399	669	237	1	0	2	33.26
8372	801	237	1	0	1	29.63
9188	-1	237	0	1	0	0.00

Tab. 2:Štruktúra tabuľky obsahujúcej modifikované dáta vo formáte EDF – časť B

Euro_nubile	EUR_Balance	Unit_price	ID_Store	Sale_Price_per_unit_excluding_VAT	Other_costs	Date
37.28	33.26	37.28	1	39.83	0.00	22.7.2008
33.26	0.00	33.26	1	38.25	0.00	4.9.2008
0.00	42.51	42.51	1	0.00	0.00	1.1.2008
0.00	79.79	37.28	1	0.00	0.00	10.1.2008
42.51	37.28	42.51	1	48.13	0.00	14.1.2008
0.00	70.54	33.26	1	0.00	0.00	7.4.2008
0.00	29.63	29.63	1	0.00	0.00	21.10.2008
29.63	0.00	29.63	1	29.68	0.00	31.12.2008

Tab. 3: Tabuľky dimenzií obsahujúce názvy liekov „Product“ a zisky „Profit“

id_product	section	Product
237	Voľne predajné lieky	Liek XY

Id	id_product	id_date	id_company	profit	Flag
7088	237	834	34	2.56	0
7504	237	634	165	4.99	0
6105	237	561	165	5.62	0
9188	237	810	NULL	0.05	1

Tab. 4: Tabuľky dimenzií obsahujúce časovú os „Date“ a názvy lekární „Company“

id_date	day	month	quarter	year	date_name
834	22	July	3	2008	22.7.2008
634	4	September	3	2008	4.9.2008
561	14	January	1	2008	14.1.2008
810	31	December	4	2008	31.12.2008

id_company	name
34	Company A
165	Company B

4. Záver

Tabuľka obsahujúca údaje o ziskoch „Profit“ zobrazuje údaje o predávanom lieku (Liek XY). Tento liek bol predaný lekární Company A 22.7.2008 so ziskom 2.56 EUR a lekární Company B 14.7. 4.9. so ziskami 5.62 EUR a 4.99 EUR. Následne bol 31.12.2008 uskutočnený ešte jeden predaj ale bez poskytnutého názvu lekárne. Takže chýba korektný záznam. Pôvodný dátový zdroj neobsahuje príslušný záznam v tabuľke Company a táto absencia je ďalej uložená v dátovom sklade. Za normálnych okolností by transformačná funkcia prerušila činnosť a bol by potrebný zásah človeka – administrátora, ale v našej architektúre ETL procesov v reálnom čase je záznam uložený s označeným príznakom a v analýze je možné medzičasom pracovať s premenlivou chybou vyjadrenou úrovňou dôveryhodnosti (Level of trust). Hodnota tejto úrovne je vypočítaná podľa vzorca (1) ako je znázornené vo vzorci (2).

$$\% = 100 - \frac{(0 + 0.05) * 100}{2.56 + 4.99 + 5.62} = 99.59 \quad (2)$$

Veľkosť zisku v tabuľke Profit je 0.05,- eura, takže pre výber dát znázornený v tabuľke „Profit“ vypočítame úroveň dôveryhodnosti 99,59%. Takýmto spôsobom môžeme určovať úroveň dôveryhodnosti analyzovaných dát, pričom procesy ETL v reálnom čase sú neprerušené.

5. Literatúra

- [1] Kozielski S, Wrembel R, “New Trends in Data Warehousing and Data Analysis”. Springer; 2009. ISBN 978-0-387-87430-2
- [2] Reeves L, “A Manager’s Guide to Data Warehousing”, Published by Wiley Publishing, Inc.; 2009. ISBN: 978-0-470-17638-2
- [3] Sivers F, “Building and Maintaining a Data Warehouse”, CRC Press; 2008. ISBN 978-1-4200-6462-9
- [4] Zeman J, Tanuska P, Kebisek M, “The Utilization of Metrics Usability To Evaluate The Software Quality”. In: ICCTD 2009 : International Conference on Computer Technology and Development. 13-15 November 2009, Kota Kinabalu, Malaysia. IEEE Computer Society, 2009. - ISBN 978-0-7695-3892-1

- [5] Kebisek M, Schreiber P, Halenar I, “Knowledge Discovery in Databases and its application in manufacturing”. In International workshop Innovation Information Technologies – Theory and Practice; 2010 September 06-10, Dresden, Germany, pp. 204-207. ISBN 978-3-941405-10-3
- [6] Trnka A: “Market basket analysis with data mining methods”. In ICNIT 2010: International Conference on Networking and Information Technology; 11-12 June 2010, Manila, Philippines. ISBN 978-1-4244-7578-0

Adresa autora:

Robert Halenár, Ing. PhD.

Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave

Nám. J. Herdu 2, 970 01 Trnava

robert.halenar@ucm.sk

Opisná analýza súboru údajov v Exceli Descriptive analysis of data in Excel

Jozef Chajdiak, Katarína Šlahorová

Abstract: The paper contains analyzing process of data describing various aspects of quality of life in patients with multiple sclerosis. Data were analyzed in Excel 2010. The values for count, minimum, average, median, maximum and standard deviation were calculated. Frequency table and histogram were determined for each quantitative variable. The use of statistical tools and Excel functions (Descriptive statistics and Histogram), as well as box plot graph, are described.

Abstrakt: Príspevok obsahuje opis postupu analýzy súboru údajov charakterizujúcich jednotlivé aspekty dimenzií kvality života u pacientov s diagnózou sclerosis multiplex. K riešeniu sa použil programový systém Excel verzie 2010. Pre jednotlivé kvantitatívne premenné sa určil rozsah súboru, minimálna, priemerná, mediánová a maximálna hodnota a smerodajná odchýlka, frekvenčná tabuľka a histogram. Opísané je použitie štatistických funkcií a nástrojov Excelu (Descriptive statistics a Histogram) a tiež tvorba box plot grafu.

Key words: quality of life, descriptive statistics, frequency table, histogram, Excel, function, tools, box plot graph.

Kľúčové slová: kvalita života, opisná štatistika, frekvenčná tabuľka, histogram, Excel, funkcie, nástroje, box plot.

JEL classification: C10, C13.

Úvod

Analyzujeme odpovede dotazníka zisťujúceho úroveň dimenzií kvality života v súbore pacientov s diagnózou sclerosis multiplex. Súbor obsahuje triediace premenné ako je pohlavie (muž, žena), miesto v pracovnom procese (zamestnaný, invalidný dôchodca, ostatný), skupina podľa stupňa mobility 1 – pohybuje sa samostatne, 2 a 3 – nesamostatný pohyb). Druhou časťou sú ukazovatele charakterizujúce dimenzie kvality (spokojnosti) života (respondent známkuje svoju spokojnosť na príslušnej dimenzii na bodovej stupnici od 0 po 100 bodov). Úlohou je štatisticky analyzovať tento súbor pomocou Excelu.

1. Opisná štatistická analýza

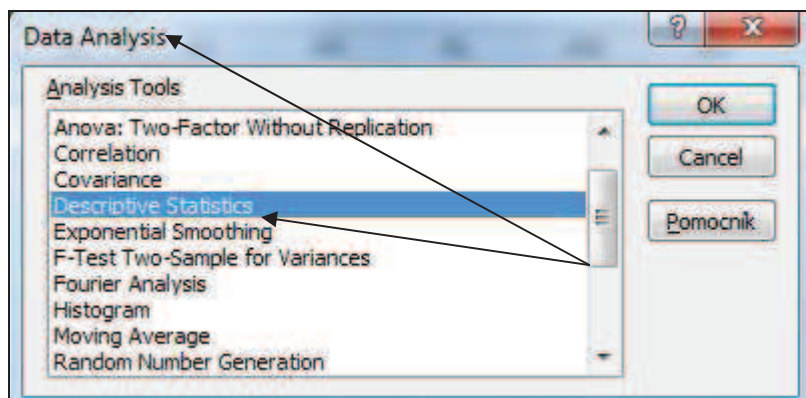
1.1 Štatistiky

K úvodnej analýze súboru nameraných hodnôt použijeme štatistiky: rozsah súboru minimálna, priemerná, mediánová a maximálna hodnota a smerodajná odchýlka. K ich výpočtu použijeme funkcie (COUNT, MIN, MAX, AVERAGE, MEDIAN a STDEV). Použitie je ilustrované na nasledujúcich výstupoch. Analyzujeme ukazovateľ celkovej kvality života (Celk.KŽ), ktorého hodnoty sú uložené v bloku EA2 až EA31 pričom názov Celk.KŽ je v políčku EA1. Zápis príslušných funkcií je v riadkoch 33 až 38 – v prvej časti vo forme numerických výsledkov a v druhej časti vo forme formúl.

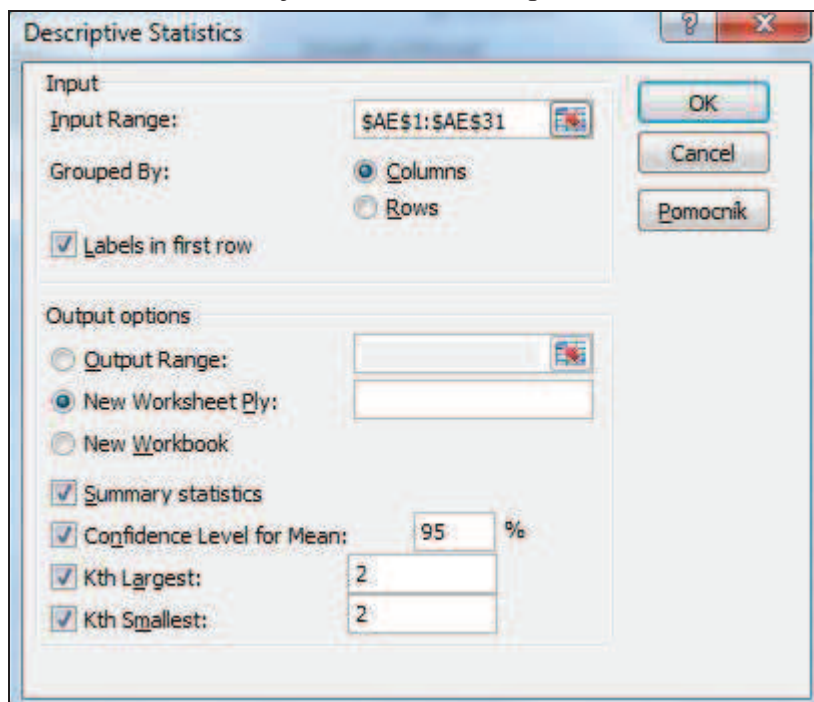
	A	B	AE
1	ID	Pohlaví	Celk.KŽ
27	26	ž	18,5
28	27	ž	57
29	28	ž	37
30	29	ž	69
31	30	ž	27
32			
33	rozsah		30
34	minimum		18,5
35	maximum		80
36	priemer		53,9
37	medián		54,8
38	std		16,6

	A	B	AE
1	ID	Pohlavie	Celk.KŽ
27	26	ž	18,5
28	27	ž	57
29	28	ž	37
30	29	ž	69
31	30	ž	27
32			
33	rozsah		=COUNT(AE2:AE31)
34	minimum		=MIN(AE2:AE31)
35	maximum		=MAX(AE2:AE31)
36	priemer		=AVERAGE(AE2:AE31)
37	medián		=MEDIAN(AE2:AE31)
38	std		=STDEV(AE2:AE31)

K výpočtu príslušných štatistík môžeme použiť v časti Údaje / Data Analysis nástroj Descriptive Statistics (Opisná štatistika).



Ťukneme OK a objaví sa okno Descriptive Statistics.



Špecifikujeme oblasť (AE1.AE31, v ktorej sú uložené údaje a z ktorých máme vypočítať štatistiky (Pole Input Range). Keďže v políčku AE1 je názov premennej, odľakujeme okienko Labels in first row (označenie je v prvom riadku). Nástroj ponúka výpočet súhrn štatistík (Summary Statistics), odchýlku od stredy pri výpočte 95% intervalu spoľahlivosti pre strednú hodnotu (Confidence Level for Mean). V závere je požiadavka na výpočet druhej najväčšej a druhej najmenšej hodnoty. Po vyplnení ťukneme na OK a objaví sa výstup nástroja. Vo výstupe je priemer, štandardná chyba, medián, modus, smerodajná odchýlka, výberový rozptyl, koeficient špicatosti, koeficient šikmosti, variačné rozpätie, minimum, maximum, úhrn, rozsah, druhá najväčšia hodnota, druhá najmenšia hodnota a odchýlka od stredy v intervalovom odhade.

	A	B
1	Celk.KŽ	
2		
3	Mean	53,9
4	Standard Error	3,0
5	Median	54,8
6	Mode	67,0
7	Standard Deviation	16,6
8	Sample Variance	274,7
9	Kurtosis	-0,8
10	Skewness	-0,3
11	Range	61,5
12	Minimum	18,5
13	Maximum	80,0
14	Sum	1617,5
15	Count	30,0
16	Largest(2)	79,0
17	Smallest(2)	27,0
18	Confidence Level(95,0%)	6,2

1.2 Triedenie

K triedeniu súboru hodnôt môžeme použiť funkciu FREQUENCY. Vhodné je tiež použiť štatistický nástroj Histogram.

Pri triedení v Exceli musíme špecifikovať:

- čo chceme triediť,
- špecifikovať triedy hodnôt a
- kam chceme uložiť zistené triedne početnosti.

V bloku AE2.AE31 sú hodnoty celkovej kvality život (Celk.KŽ) – údaje, ktoré chceme vytriediť.

Triedy špecifikujeme hornými hranicami triednych intervalov. Prvá horná hranica špecifikuje prvú triedu s hodnotami od mínus nekonečno po prvú hornú hranicu vrátane jej hodnoty. Druhá horná hranica špecifikuje druhú triedu s hodnotami od prvej hornej hranice po druhú hornú hranicu vrátane tejto hodnoty. Posledná horná hranica špecifikuje tak predposlednú triedu (analogicky ako predchádzajúce triedy), ako aj poslednú triedu, ktorú predstavujú hodnoty viac ako posledná horná hranica tried. V prípade premennej Celk.KŽ vytvoríme 5 tried s hornými hranicami 20, 40, 60, 80 a uložíme ich do políček AG2 až AG5.

Vysvietime oblasť AH2 až AH6, do ktorej Excel uloží zistené triedne početnosti.

Ťuknutím na f_x v príkazovom riadku aktivujeme okno Vloženie funkcie. Nájdeme funkciu FREQUENCY, ťukneme OK. V okne argumenty funkcie v políčku Údajové pole

špecifikujeme AE2:AE31 (blok údajov, ktoré chceme vytvoriť), v políčku Binárne pole špecifikujeme AG2:AG5 (horné hranice tried) a súčasne stlačíme Ctrl+Shift+Enter.

The screenshot shows an Excel spreadsheet with columns AE through AK. Column AE contains data values, and column AG contains binomial boundaries. A blue selection box is visible in column AH, starting from row 2. Overlaid on the spreadsheet is the 'Vloženie funkcie' (Insert Function) dialog box. The 'Hľadať funkciu:' (Find a function) section has a search box with 'Prejsť' (Go) button. The 'Vybrať kategóriu:' (Select a category) dropdown is set to 'Štatistické' (Statistical). The 'Vybrať funkciu:' (Select a function) list shows 'FREQUENCY' selected. Below the list, the function syntax is shown: **FREQUENCY(údajové_pole;binárne_pole)** with a description: 'Vytvorí frekvenčnú tabuľku, čiže zvislé pole čísel s počtami výskytov hodnôt v jednotlivých rozsahoch.' (Creates a frequency table, i.e., a vertical array of numbers with counts of occurrences of values in individual ranges.) There are 'OK' and 'Zrušiť' (Cancel) buttons at the bottom.

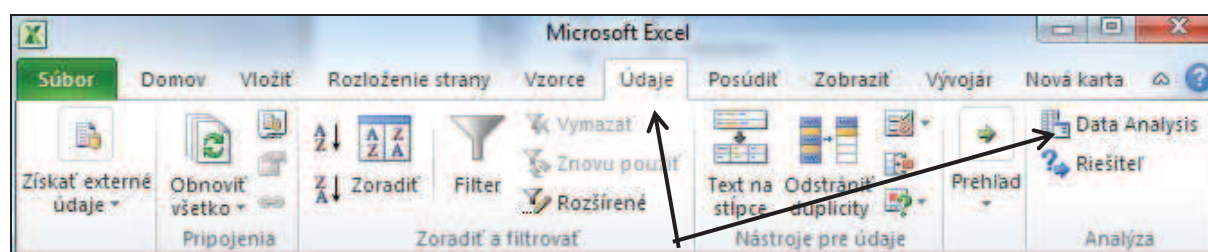
The screenshot shows the same Excel spreadsheet, but now the formula bar at the top displays the formula **=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)**. The 'Argumenty funkcie' (Function Arguments) dialog box is open, showing the arguments for the 'FREQUENCY' function. The 'Údajové_pole' (Data array) is set to 'AE2:AE31' and the 'Binárne_pole' (Binomial range) is set to 'AG2:AG5'. The resulting frequency array is shown as {1;6;11;12;0}. The dialog box also includes a description of the function and 'OK' and 'Zrušiť' (Cancel) buttons.

Dostávame výstup procedúry Frequency s hodnotami absolútnych triednych početností.

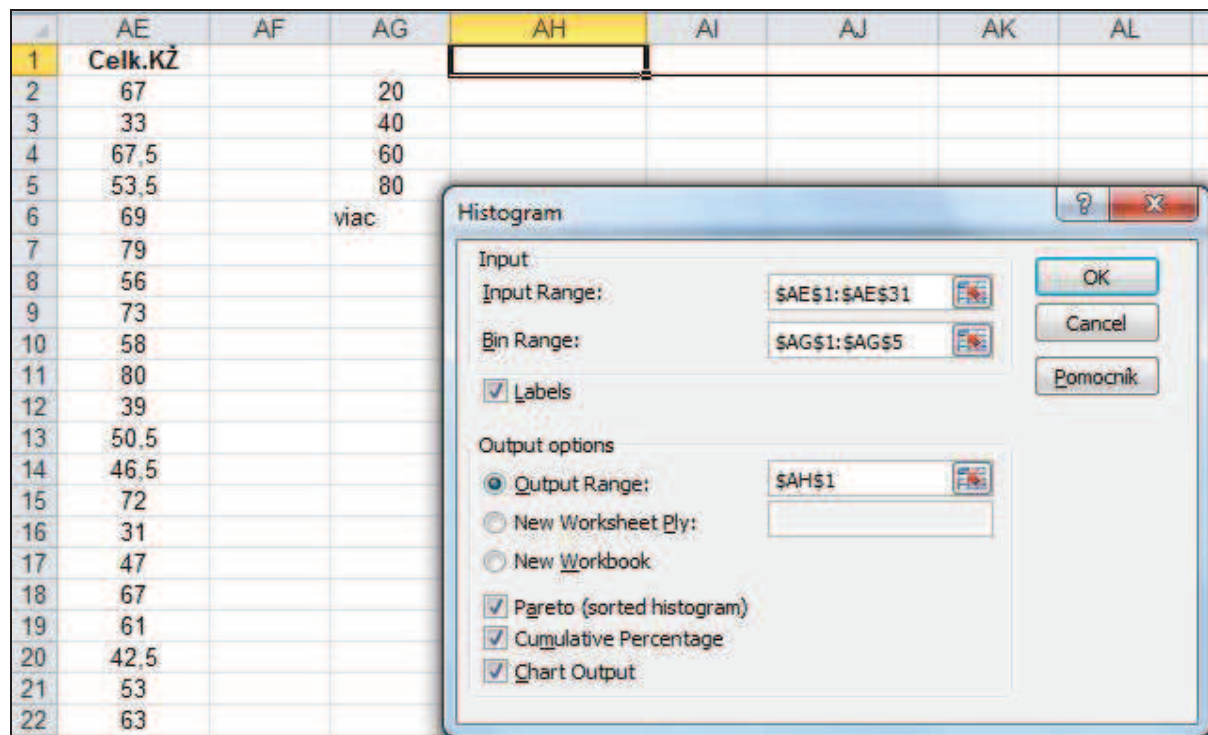
AH2		fx {=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)}				
	AE	AF	AG	AH	AI	AJ
1	Celk.KŽ					
2	67		20	1		
3	33		40	6		
4	67,5		60	11		
5	53,5		80	12		
6	69		viac	0		
7	79					

1.3 Histogram

Druhý spôsob triedenia predstavuje použitie nástroja Histogram. V hlavnej ponuke ťukneme na Údaje a následne na Data Analysis.

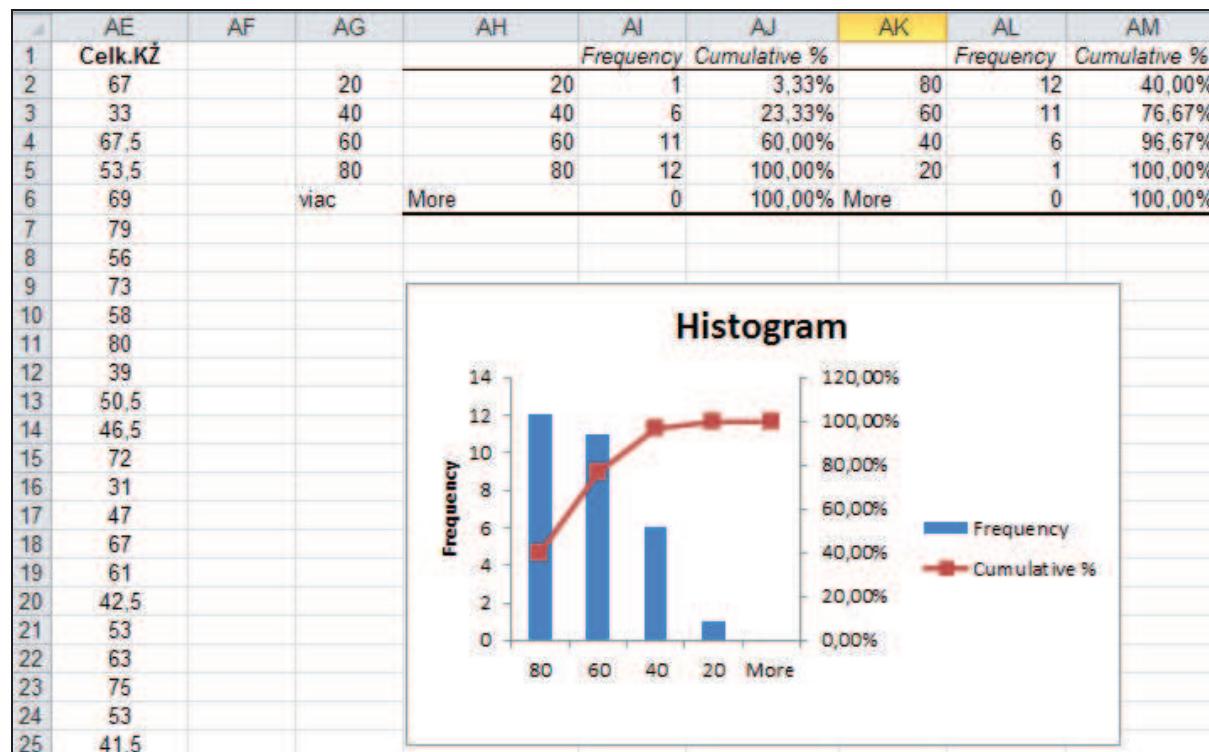


V zobrazenom okne ponuky ťukneme na Histogram a následne vyplníme políčka okna Histogram analogicky ako okno funkcie Frequency.



Input Range (Údajové pole) je od AE1 po AE31, t.j. obsahuje aj názov stĺpca a teda vyžaduje odškrtnúť aj políčko Labels (označenie). V políčku Bin Range (Binárne pole) špecifikujeme horné hranice tried – je vhodné pri ich umiestnení mať jeden prázdny riadok, ale pri špecifikácii Bin Range ho započítať (AG1:AG5). Vo výstupe môžeme požadovať Pareto

usporiadanie vo frekvenčnej tabuľke, výpočet kumulatívnych relatívnych početností a výstup grafu.



1.4 Frekvenčná tabuľka

Výstup funkcie FREQUENCY obsahujúci absolútne triedne početnosti je vhodné doplniť do podoby frekvenčnej tabuľky (blok AJ1 až AO7) na nasledujúcom výstupe. Pod ním je výstup zobrazený vo forme použitých vzorcov.

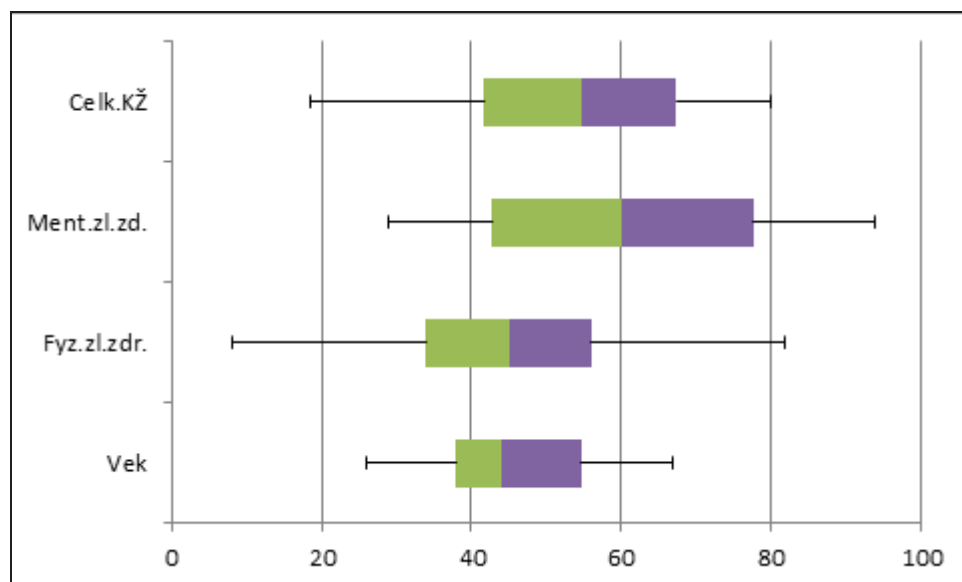
	AE	AF	AG	AH	AI	AJ	AK	AL	AM	AN	AO
1	Celk.KŽ					Trieda	ni	fi	kni	kfi	
2	67		20	1		velmi zle	20	1	3,3%	1	3,3%
3	33		40	6		zle	40	6	20,0%	7	23,3%
4	67,5		60	11		stredne	60	11	36,7%	18	60,0%
5	53,5		80	12		dobre	80	12	40,0%	30	100,0%
6	69		viac	0		výbojne	viac	0	0,0%	30	100,0%
7	79					Spolu		30	100,0%		

	AE	AF	AG	AH	AI	AJ	AK	AL	AM	AN	AO
1	Celk.K					Trieda		ni	fi	kni	kfi
2	67	20	=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)			velmi zle	20	=AH2	=AL2/AL\$7	=AL2	=AM2
3	33	40	=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)			zle	40	=AH3	=AL3/AL\$7	=AN2+AL3	=AO2+AM3
4	67,5	60	=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)			stredne	60	=AH4	=AL4/AL\$7	=AN3+AL4	=AO3+AM4
5	53,5	80	=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)			dobre	80	=AH5	=AL5/AL\$7	=AN4+AL5	=AO4+AM5
6	69	viac	=FREQUENCY(AE2:AE31;AG2:AG5)			výbojne	viac	=AH6	=AL6/AL\$7	=AN5+AL6	=AO5+AM6
7	79					Spolu		=SUM(AL2:AL6)	=SUM(AM2:AM6)		

Oproti výstupu funkcie FREQUENCY (ni) frekvenčná tabuľka obsahuje aj stĺpec percentuálnych triednych početností fi, kumulatívnych absolútnych (kni) a kumulatívnych percentuálnych triednych početností (kfi).

1.5 Box Plot

Box Plot patrí do skupiny exploračných grafov. Stredú obdĺžnika zodpovedá hodnota mediánu, ľavému okraju prvý kvartil a pravému okraju tretí kvartil. Koncom úsečiek minimálna resp. maximálna hodnota. Box Plot tak v jednoduchšej podobe dáva prvotnú ucelenú predstavu o charaktere rozdelenia príslušnej premennej.



	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	id	Vek	z.zl.zent.	zl.zelk.	KŽ					
2	1	43	75	59	67		Vek	Fyz.zl.zdr.	Ment.zl.zd.	Celk.KŽ
3	2	39	12	54	33	min	26	8	29	18,5
4	3	35	54	81	68	0,25	38	34	42,75	41,75
5	4	45	56	51	54	0,5	44	45	60	54,75
6	5	38	58	80	69	0,75	54,75	56	77,75	67,375
7	6	26	82	76	79	max	67	82	94	80
8	7	27	72	40	56					
9	8	29	52	94	73					
10	9	41	45	71	58		Vek	Fyz.zl.zdr.	Ment.zl.zd.	Celk.KŽ
11	10	45	74	86	80	rad1	26	8	29	18,5
12	11	45	44	34	39	rad2	12	26	13,75	23,25
13	12	45	41	60	51	rad3	6	11	17,25	13
14	13	42	38	55	47	rad4	10,75	11	17,75	12,625
15	14	39	72	72	72	rad5	12,25	26	16,25	12,625

V stĺpcoch B, C, D a E máme hodnoty štyroch premenných. Z nich vypočítame minimálnu hodnotu, prvý, druhý a tretí kvartil a maximálnu hodnotu (tretí až siedmy riadok). V jedenástom riadku sú hodnoty miním a v ďalších štyroch riadkoch hodnoty medzikvartilových diferencií.

	A	E	F	G	H	I	J
1	id	Celk.KŽ					
2	1	67		Vek	Fyz.zl.zdr.	Ment.zl.zd.	Celk.KŽ
3	2	33	min	=MIN(B2:B31)	=MIN(C2:C31)	=MIN(D2:D31)	=MIN(E2:E31)
4	3	67,5	0,25	=PERCENTILE(B2:B31;0,25)	=PERCENTILE(C2:C31;0,25)	=PERCENTILE(D2:D31;0,25)	=PERCENTILE(E2:E31;0,25)
5	4	53,5	0,5	=PERCENTILE(B2:B31;0,5)	=PERCENTILE(C2:C31;0,5)	=PERCENTILE(D2:D31;0,5)	=PERCENTILE(E2:E31;0,5)
6	5	69	0,75	=PERCENTILE(B2:B31;0,75)	=PERCENTILE(C2:C31;0,75)	=PERCENTILE(D2:D31;0,75)	=PERCENTILE(E2:E31;0,75)
7	6	79	max	=MAX(B2:B31)	=MAX(C2:C31)	=MAX(D2:D31)	=MAX(E2:E31)
8	7	56					
9	8	73					
10	9	58		Vek	Fyz.zl.zdr.	Ment.zl.zd.	Celk.KŽ
11	10	80	rad1	=G3	=H3	=I3	=J3
12	11	39	rad2	=G4-G3	=H4-H3	=I4-I3	=J4-J3
13	12	50,5	rad3	=G5-G4	=H5-H4	=I5-I4	=J5-J4
14	13	46,5	rad4	=G6-G5	=H6-H5	=I6-I5	=J6-J5
15	14	72	rad5	=G7-G6	=H7-H6	=I7-I6	=J7-J6

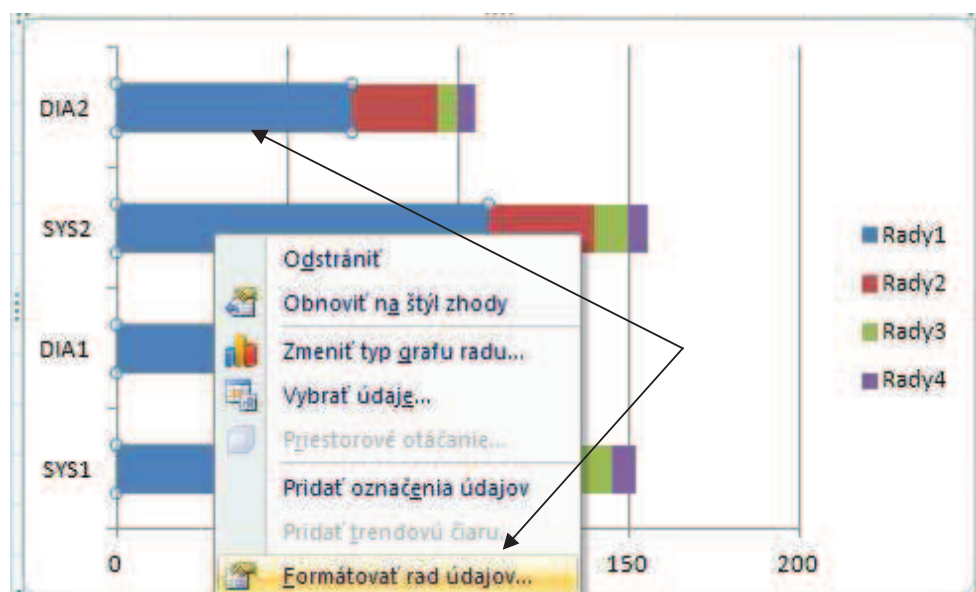
Prvým krokom je výpočet jednotlivých kvartilov jednotlivých premenných v políčkach G3 až J7. V G3 až J3 sú minimálne hodnoty, v políčkach G4 až J4 hodnoty prvých kvartilov, v políčkach G5 až J5 mediány, v políčkach G6 až J6 hodnoty tretích kvartilov a v políčkach G7 až J7 maximálne hodnoty.

Z hodnôt kvartilov zostavíme východiskovú tabuľku hodnôt pre zostavenie box plotov v políčkach F10 až J15.

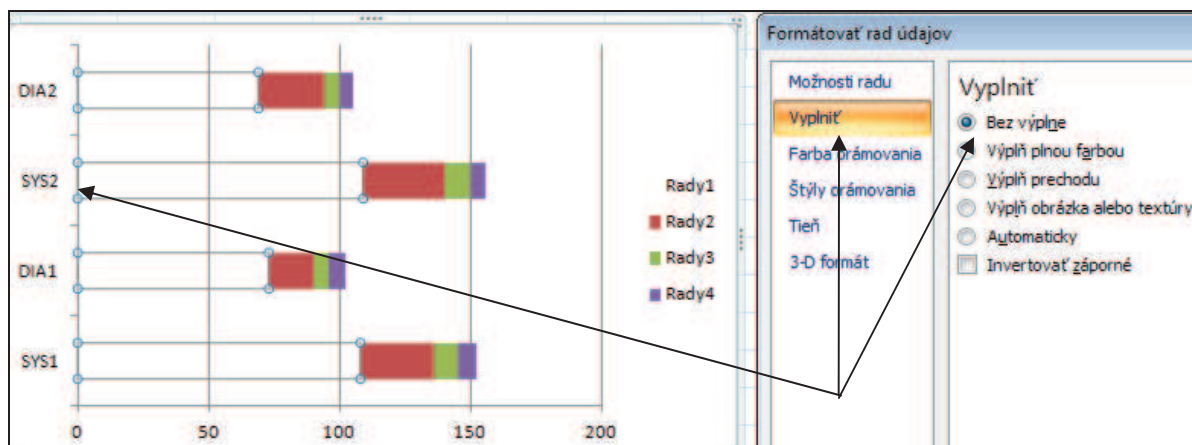
V políčkach F11 až F15 špecifikujeme Menovky Rad1 až Rad5. V 11. riadku sú hodnoty Rad1 pre jednotlivé premenné zodpovedajúce minimám týchto premenných. V 12. riadku sú rozpätia medzi prvým kvartilom a minimom u jednotlivých premenných, v 13. riadku sú rozpätia medzi mediánom a prvým kvartilom u jednotlivých premenných, v 14. riadku sú rozpätia medzi tretím kvartilom a mediánom u jednotlivých premenných a v 15. riadku sú rozpätia medzi maximom a tretím kvartilom.

Postup tvorby box plotu je nasledujúci:

1. Vysvietime blok F10.J14, t.j. druhú tabuľku bez posledného riadku Rad5. Ťukneme Vložiť, Pruhoý, Dvojrozmerný pruhoý – Skladaný pruhoý.
2. Aktivujeme Rad1. Ťukneme na prvú časť pruhoého grafu (zobrazí sa v obdĺžnikoch s krúžkami v rohoch). Ťukne druhým tlačidlom myši do jedného z týchto obdĺžnikov. Objaví sa okno s ponukou, v ktorom ťukneme na Formátovať rad údajov.

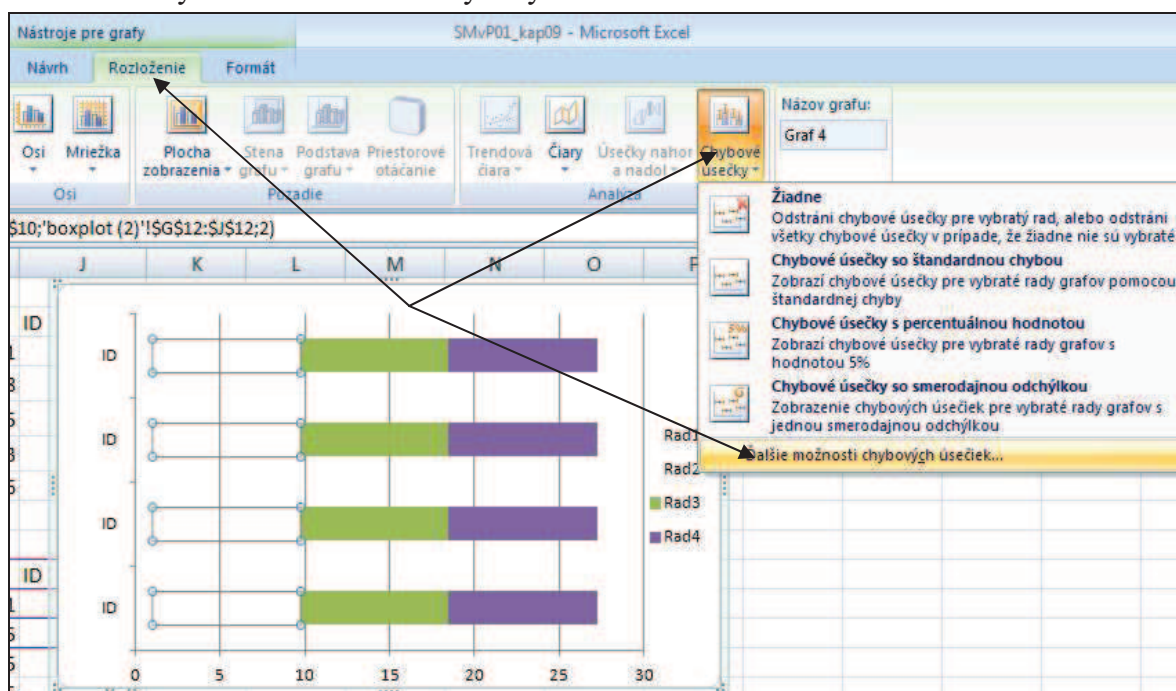


V časti Vyplniť zvolíme Bez výplne.

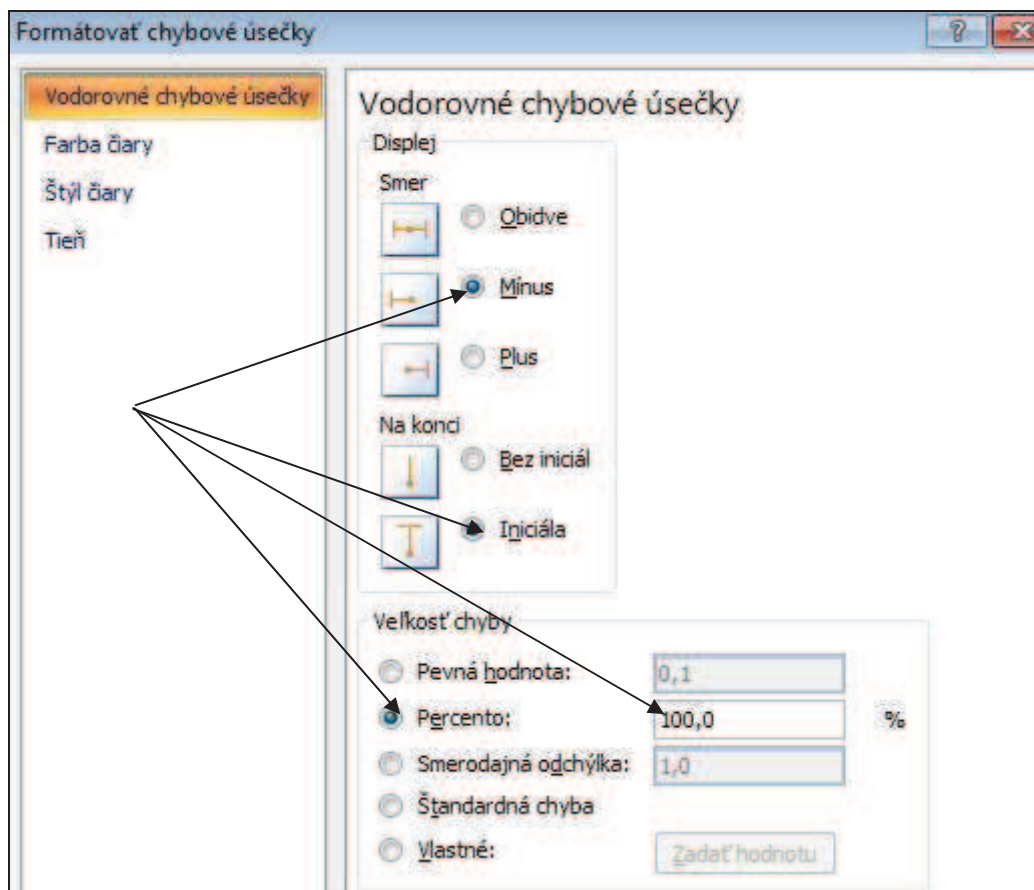


V časti Farba orámovania vyplníme Bez čiar. Ťukneme Zavrieť.

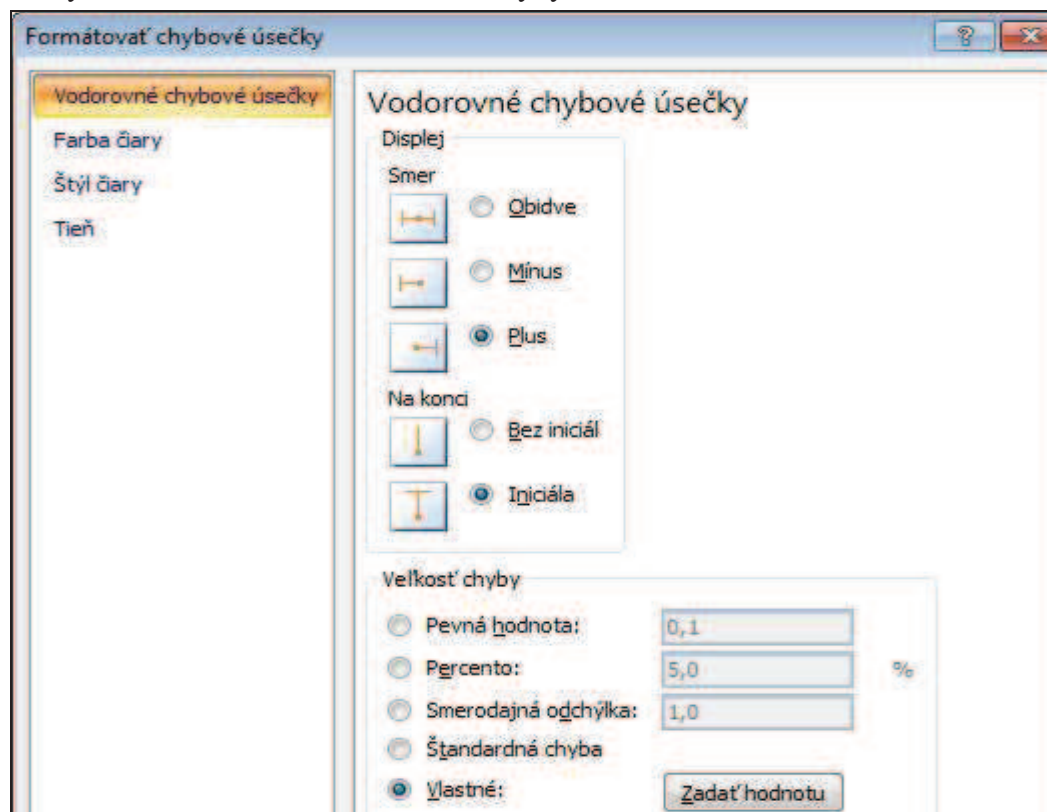
3. Aktivujeme Rad2. Ťukneme na druhú časť pruhového grafu (zobrazí sa v obdĺžnikoch s krúžkami v rohoch). Ťukne druhým tlačidlom myši do jedného z týchto obdĺžnikov. Objaví sa okno s ponukou, v ktorom ťukneme na Formátovať rad údajov. V časti Vyplniť zvolíme Bez výplne a v časti Farba orámovania zvolíme Bez čia.
4. Rad2 je aktivovaný. Ťukneme Nástroje pre grafy / Rozloženie / Analýza/ Chybové úsečky / Ďalšie možnosti chybových úsečiek.



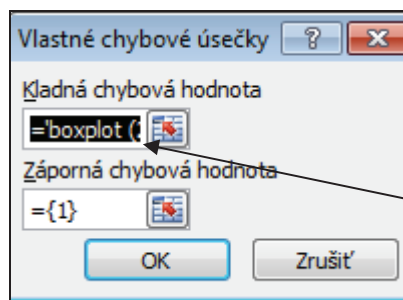
Objaví sa okno Formátovať chybové úsečky. V časti Vodorovné chybové úsečky Smer zvolíme Mínus, Na konci Iniciala a Percento zadáme 100 %. Ťukneme Zavrieť.



Označíme Rad4. Ťukneme postupnosť príkazov Nástroje pre grafy / Rozloženie / Analýza / Chybové úsečky / Ďalšie možnosti chybových úsečiek. Objavilo sa okno Formátovať chybové úsečky. Smer zvolíme Plus a Veľkosť chyby Vlastné:.



Objavilo sa okno Formátovať chybové úsečky. Smer zvolíme Plus a Veľkosť chyby Vlastné:. V okne Vlastné chybové úsečky, v časti Kladná chybová hodnota, zadáme hodnoty Radu5 v bloku G15.J15.



Dostávame štyri box ploty (Zobrazené sú na začiatku tohto paragrafu).

Záver

Použitie Excelu pri štatistickej analýze výrazne uľahčuje numerickú časť štatistickej analýzy. Ušetrený čas by sme mali venovať podrobnejšej analýze získaných výsledkov a použitiu ďalších analytických postupov.

Literatúra

- [1]Chajdiak, J. 2009. *Štatistika jednoducho*. 3.vydanie. Bratislava: Statis, 2010. 194 s. ISBN 978 - 80-85659- 60-3.
- [2] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statis, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.
- [3]Chajdiak, J. 2013. *Štatistika jednoducho v Exceli*. Bratislava: Statis, 2013. ISBN 80-85659-74-0.
- [4]Luha J. 2009. Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010, ISSN ISSN 1336-7420.
- [5]Šlahorová, K. – Chajdiak, J. – Šaffová, A. 2013. Deskripcia dimenzií kvality života. In *Forum Statisticum Slovaccum* 2013/2.
- [6]Vickrey, B.G., Hays, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.

Adresy autorov:

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU
Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0335/13:

„Štatistická analýza vybraných ukazovateľov konkurencieschopnosti na súbore podvojne účtujúcich podnikov SR“

Deskripcia dimenzií kvality života pacientov so sclerosis multiplex **Description of quality of life's dimensions in patients with sclerosis multiplex**

Katarína Šlahorová, Jozef Chajdiak, Anna Šaffová

Abstract: Sclerosis multiplex is one of the most frequent neurological disorders in young adults that may lead to early disability and invalidity. The impact of disease on patients' quality of life is plumbless. The aim of our pilot research was to evaluate particular quality of life dimensions in multiple sclerosis patients, measured by MSQOL-54 instrument. The sample has consisted of 30 patients who underwent a neurological and neuropsychological examination and filled in the quality of life inquiry. Research data were analyzed through descriptive statistics and rank of frequency distribution. Results show that patients with multiple sclerosis are at least satisfied in dimensions of physical health and limitations due to physical problems, health perception and energy. The most satisfied they are with cognitive function. In general, patients are more satisfied with mental health in comparison with physical health ($p=0.004$).

Abstrakt: Sclerosis multiplex je jedným z najčastejších neurologických ochorení mladých dospelých, ktoré môže viesť k predčasnej disabilite a invalidite. Vplyv ochorenia na kvalitu života pacientov je nezanedbateľný. Cieľom nášho pilotného výskumu bolo posúdiť jednotlivé dimenzie kvality života v populácii pacientov s diagnózou sclerosis multiplex, merané prostredníctvom dotazníka MSQOL-54. Súbor tvorilo 30 pacientov, ktorí podstúpili neurologické a neuropsychologické vyšetrenie a vyplnili dotazník kvality života. Získané údaje boli analyzované prostredníctvom opisných štatistík a určenia radu rozdelenia početností. Z výsledkov vyplýva, že pacienti so sclerosis multiplex sú najmenej spokojní v oblasti fyzického zdravia a z neho vyplývajúcich obmedzení, vo vnímaní zdravia a vitality. Najviac spokojní sú s kognitívnymi funkciami. Vo všeobecnosti pacienti vykazovali väčšiu spokojnosť s psychickým zdravím v porovnaní s fyzickým zdravím ($p=0.004$).

Key words: quality of life, MSQOL-54, multiple sclerosis, descriptive statistics, frequency table

Kľúčové slová: kvalita života, MSQOL-54, sclerosis multiplex, opisná štatistika, frekvenčná tabuľka

JEL classification: C00, C10.

Úvod

Sclerosis multiplex (SM) je jedným z najčastejších neurologických ochorení mladých dospelých s vysokým invalidizujúcim potenciálom. Odhaduje sa, že na svete je približne 2,5 milióna ľudí, ktorí trpia týmto ochorením. V našich zemepisných šírkach je ochorenie pomerne časté. Jeho etiológia však doteraz nie je známa. Výskum v oblasti rizikových faktorov vzniku ochorenia priniesol poznatky o častejšom výskyte ochorenia v ženskej populácii, u bielej rasy a v miernych zemepisných šírkach. Svoju rolu tu zohráva aj dedičnosť, vplyv prostredia, vírusové infekcie a stres (Preiss, Kučerová, 2006). V súčasnosti neexistuje liečba, ktorá by SM úplne vyliečila (Kantorová a kol., 2012).

Medzi najčastejšie prejavy ochorenia patria poruchy hybnosti, tremor, poruchy rovnováhy, parestézie, poruchy zraku, reči, citlivosti, sfinkterové a sexuálne dysfunkcie, únavový

syndróm, rozmanité bolesti, a v neposlednom rade aj kognitívne a psychické problémy (Drobný a kol., 2002).

Z výsledkov početných štúdií vyplýva, že SM má značný negatívny vplyv na kvalitu života pacientov, ich emocionálne prežívanie, vitalitu, kognitívne funkcie, sexualitu, sociálne väzby a ekonomickú sféru (McCabe, McKern, 2002; Benedict et al., 2005; Michalski et al., 2010; Lobentanz et al., 2004; Brown et al., 2009; Hakim et al., 2000; Kern et al., 2009; Poder et al., 2009; Vitková a kol., 2010; Karampampa et al., 2012 a i.). Výška prežívanej kvality života nemusí byť vždy v priamoúmernom vzťahu so závažnosťou neurologického deficitu v zmysle fyzických obmedzení (Vickrey, 1995; O'Connor et al., 2001; Isaksson et al., 2005; Miller, Dishon, 2006; Twork et al., 2010).

Kvalita života je viacrozmerný konštrukt, ktorý zahŕňa minimálne tri široké oblasti, a to fyzickú, duševnú a sociálnu oblasť. V súčasnosti sa k nim pridáva aj spirituálna rovina. V oblasti medicíny sa zaužíval pojem kvalita života podmienená zdravím (v angl. Health-related quality of life – HRQOL), ktorá špecificky hodnotí vplyv choroby alebo liečby na pacientovo vnímanie vlastného zdravotného stavu a subjektívnej spokojnosti so životom (Opara et al., 2010; Kantorová a kol., 2012).

Meranie kvality života má v klinickej praxi veľký význam pre sledovanie priebehu ochorenia, jeho následkov, ako aj efektu liečby u pacienta. Zisťuje nielen zmeny v jeho funkčnom stave, ale aj dopad zmien na psychické a sociálne fungovanie v bežnom živote (Herndon, 2006).

V našej práci posudzujeme jednotlivé dimenzie kvality života v populácii pacientov s diagnózou sclerosis multiplex, merané prostredníctvom dotazníka MSQOL-54.

1. Výskumná vzorka

Výskumnú vzorku tvorilo 30 pacientov s diagnózou sclerosis multiplex z SM centra v Ružomberku, ktorí v nadväznosti na ambulantné neurologické vyšetrenie podstúpili aj neuropsychologické vyšetrenie a vyplnili dotazník kvality života. V súbore bolo 7 mužov (23%) a 23 žien (77%). Vekový priemer bol $45,3 \pm 11,9$ roka. Priemerná dĺžka trvania choroby bola $11,1 \pm 9,1$ roka. Väčšina pacientov (76%) bola na liečbe imunomodulačnými preparátmi.

Pacienti boli podľa závažnosti neurologického poškodenia rozdelení do troch skupín. Prvú skupinu tvorili pacienti, ktorí boli schopní prejsť prinajmenšom 1000 metrov bez pomoci (EDSS skóre menšie alebo rovné 4.0). Do druhej skupiny boli zaradení pacienti, ktorí dokázali prejsť aspoň 100 metrov s pomocou alebo bez pomoci (EDSS medzi 4.5 a 6.5). Tretiu skupinu tvorili pacienti pripútaní na invalidný vozík (EDSS rovné alebo väčšie ako 7.0).

Priemerné EDSS skóre v sledovanom súbore bolo $4,5 \pm 2,2$ bodu. V prvej skupine s EDSS ≤ 4.0 sa nachádzalo 13 pacientov, druhú skupinu s EDSS medzi 4.5 – 6.5 bodu tvorilo 15 pacientov a dvaja pacienti spadali do tretej skupiny s najzávažnejším neurologickým deficitom (EDSS ≥ 7.0).

2. Metodika

Údaje od participantov sme zbierali prostredníctvom anamnestického dotazníka (zameraného na získanie základných socio-demografických údajov a údajov o zdravotnom stave), neurologického vyšetrenia a dotazníkových metód, vrátane dotazníka kvality života, adaptovaného pre populáciu pacientov so sclerosis multiplex – MSQOL-54 (Multiple Sclerosis Quality of Life Instrument).

MSQOL-54 vznikol z pôvodného všeobecného dotazníka na meranie kvality života (SF-36) rozšírením o špecifické oblasti SM. Jeho autormi sú Barbara Vickrey s kolegami z Kalifornskej univerzity. Pozostáva z 12 subškál a dvoch jednotlivých položiek. Subškály sa týkajú dosahu ochorenia na fyzickú a emocionálnu oblasť, celkovú spokojnosť s kvalitou života, kognitívne funkcie, vitalitu, bolesť, sexuálne funkcie a sociálne fungovanie. Každá subškála je skórovaná od 0 do 100, pričom vyššie skóre indikuje lepšiu kvalitu života. Skóre z každej subškály sa vážia a je možné z nich prepočítať skóre fyzického a duševného zdravia, ktoré taktiež nadobúdajú hodnoty 0 až 100 (Vickrey et al., 1995).

3. Výsledky

Na deskripciu jednotlivých subškál dotazníka MSQOL-54 (dimenzií kvality života), ako aj výsledných skóre pre zložku fyzického, duševného a celkového zdravia, sme použili tabuľku opisných štatistík so stanovením základných hodnôt pre jednotlivé položky.

Zistili sme, že pacienti boli najmenej spokojní s fyzickými obmedzeniami (MEAN=33,4), vo vnímaní zdravia (MEAN=36,5) a vitalite (MEAN=43,9). Najvyššiu spokojnosť udávali s kognitívnymi funkciami (MEAN=70,7) a pomerne vysoko hodnotili aj emocionálnu pohodu (MEAN=64,7). Najväčšia variabilita sa objavila v dimenziách Úloha emocionálnych obmedzení ($s = 44,6$) a Sexuálne funkcie ($s = 37,7$).

Tab. 1 obsahuje údaje opisnej štatistiky pre fyzickú zložku zdravia, duševnú zložku zdravia a celkovú kvalitu života u sledovanej populácie pacientov.

Tab. 1: Opisné štatistiky pre skóre fyzického zdravia, duševného zdravia a celkovej kvality života pacientov so SM v dotazníku MSQOL-54

<i>Fyzická zložka zdravia</i>		<i>Duševná zložka zdravia</i>		<i>Celková kvalita života</i>	
Priemer	46,4	Priemer	61,1	Priemer	53,9
Štandardná chyba	3,4	Štandardná chyba	3,5	Štandardná chyba	3,0
Medián	45,0	Medián	60,0	Medián	54,8
Modus	54,0	Modus	80,0	Modus	67,0
Smerod.odch.	18,5	Smerod.odch.	19,4	Smerod.odch.	16,6
Rozptyl výberu	343,4	Rozptyl výberu	376,6	Rozptyl výberu	274,7
Špicatosť	-0,4	Špicatosť	-1,3	Špicatosť	-0,8
Šikmosť	0,0	Šikmosť	-0,2	Šikmosť	-0,3
Variačné rozpätie	74,0	Variačné rozpätie	65,0	Variačné rozpätie	61,5
Minimum	8,0	Minimum	29,0	Minimum	18,5
Maximum	82,0	Maximum	94,0	Maximum	80,0
Súčet	1391,0	Súčet	1833,5	Súčet	1617,5
Počet	30,0	Počet	30,0	Počet	30,0
Najväčší(2)	75,0	Najväčší(2)	86,0	Najväčší(2)	79,0
Najmenší(2)	12,0	Najmenší(2)	30,0	Najmenší(2)	27,0
Hladina spoľahlivosti (95,0%)	6,9	Hladina spoľahlivosti (95,0%)	7,2	Hladina spoľahlivosti (95,0%)	6,2

Priemerné skóre v oblasti fyzického zdravia bolo $46,4 \pm 18,5$, priemerné skóre v oblasti duševného zdravia $61,1 \pm 19,4$ a priemerné skóre celkovej kvality života v sledovanej skupine pacientov bolo $53,9 \pm 16,6$. K tomu, aby sme zistili, či rozdiely vo fyzickej a duševnej zložke zdravia sú štatisticky významné, sme použili dvojvýberový t-test s rovnakými rozptylmi. Výsledná p-hodnota vyšla 0.004, čo poukazuje na štatistickú významnosť zistených rozdielov.

Najnižšia nameraná hodnota v oblasti fyzického zdravia bola 8 bodov, najvyššia 82 bodov. V prípade spokojnosti s mentálnym zdravím najnižšie skóre bolo 29 bodov a najvyššie 94 bodov. Výsledné hodnoty celkovej kvality života sa pohybovali od 18,5 do 80 bodov.

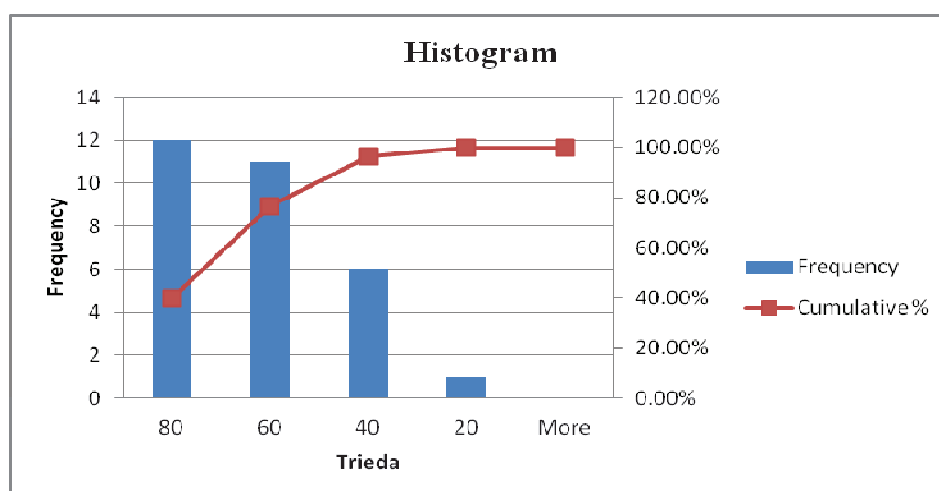
Rozdelenie početnosti výskytu hodnôt celkovej kvality života u pacientov so SM je zobrazené v tab. 2. Ako horné hranice triednych intervalov sme si určili 20-bodové intervaly. Tabuľka obsahuje absolútne početnosti (n), relatívne početnosti (f), kumulatívne absolútne početnosti (kn) a kumulatívne relatívne početnosti (kf) pre výslednú kvalitu života pacientov so SM. Z výsledkov vyplýva, že najčastejšie dosahovanou hodnotou bolo skóre v rozmedzí 60 až 80 bodov, kam sa zaradilo 40 % pacientov so súboru. Jeden pacient mal skóre nižšie ako 20 a nikto z pacientov nedosiahol viac ako 80 bodov.

Tab. 2: Rad rozdelenia početností výskytu hodnôt premennej „Celková kvalita života“

Trieda	n	f	kn	kf
20	1	3,3	1	3,3
40	6	20,0	7	23,3
60	11	36,7	18	60,0
80	12	40,0	30	100,0
viac	0	0,0	30	100,0
Spolu	30	100,0		

Grafické zobrazenie radu rozdelenia početností pre celkovú kvalitu života dokumentuje obr. 1. Vo forme histogramu sú tu zobrazené triedy, zoradené zostupne, absolútne početnosti a kumulatívne relatívne početnosti sledovanej premennej.

Obr. 1: Grafické zobrazenie radu rozdelenia početností pre celkovú kvalitu života pacientov so SM.



4. Záver

V príspevku sme sa zamerali na deskripciu jednotlivých dimenzií kvality života, hodnotených prostredníctvom dotazníka špecifického pre populáciu pacientov so sclerosis multiplex. Zistili sme, že pacienti so SM sú najmenej spokojní v oblasti fyzického zdravia a z neho vyplývajúcich obmedzení, vo vnímaní zdravia a vitality. Najviac spokojní sú s kognitívnymi funkciami. Vo všeobecnosti pacienti vykazovali väčšiu spokojnosť v psychickej oblasti v porovnaní s fyzickou oblasťou ($p=0.004$). Najčastejšie dosahovanou hodnotou v celkovej kvalite života bolo skóre v rozmedzí 60 až 80 bodov.

Výsledky prieskumu naznačujú potrebu dôkladnejšieho zaoberania sa problematikou kvality života pacientov s chronickým ochorením typu sclerosis multiplex, ktorého súčasťou by malo byť i sledovanie vplyvu choroby na jednotlivé oblasti životnej spokojnosti pacientov s cieľom presnejšieho a včasného zamerania odborných intervencií.

5. Literatúra

- [1]BENEDICT, R. H. B., WAHLIG, E., BAKSHI, R. et al. 2005. Predicting quality of life in multiple sclerosis: accounting for physical disability, fatigue, cognition, mood disorder, personality, and behavior change. In *Journal of the Neurological Sciences*. ISSN 0022-510X, 2005, vol. 231, no. 1-2, p. 29-34.
- [2]BROWN, R. F., VALPIANI, E. M., TENNANT, C. C. et al. 2009. Longitudinal assessment of anxiety, depression and fatigue in people with multiple sclerosis. In *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*. ISSN 2044-8341, 2009, vol. 82, no. 1, p. 41-56.
- [3]DROBNÝ, M., BARTKO, D. a kol. 2002. *Sclerosis multiplex*. Martin : Reklas, 2002. ISBN 80-968792-0-0.
- [4]HAKIM, E.A., BAKHEIT, A.M. et al. 2000. The social impact of multiple sclerosis – a study of 305 patients and their relatives. In *Disability and Rehabilitation*. ISSN 1464-5165, 2000, vol. 22, no. 6, p. 288-293.
- [5]HERNDON, R.M. 2006. *Handbook of Neurologic Rating Scales*. Second Edition. USA : Demos Medical Publishing, 2006. ISBN 1-888799-92-7.
- [6]CHAJDIK, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statistika, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.
- [7]CHAJDIK, J., ŠLAHOROVÁ, K. Opisná analýza súboru údajov v Exceli. In *Forum Statisticum Slovaca*. ISSN 1336-7420, 2013, č. 2.
- [8]ISAKSSON, A.-K., AHLSTRÖM, G., GUNNARSSON, L.-G. 2005. Quality of life and impairment in patients with multiple sclerosis. In *J Neurol Neurosurg Psychiatry*. ISSN 1468-330X, 2005, vol. 76, no 1., p. 64-69.
- [9]KANTOROVÁ, E., KURČA, E., MICHALIK, J. 2012. Hodnotenie kvality života u pacientov so sclerosis multiplex. In *Neurologie pro praxi*. ISSN 1803-5280, 2012, roč. 13, č. 4, s. 211-214.
- [10] KARAMPAMPA, K., GUSTAVSSON, A. et al. 2012. Treatment experience, burden and unmet needs (TRIBUNE) in MS study: results from five European countries. In *Multiple Sclerosis*. ISSN 1477-0970, 2012, vol. 18, no. 2, p. 7-15.
- [11] KERN, S., SCHREMPF, W. et al. 2009. Neurological disability, psychological distress, and health-related quality of life in MS patients within the first three years after diagnosis. In *Multiple Sclerosis*. ISSN 1477-0970, 2009, vol. 15, no. 6, p. 752-758.

- [12] LOBENTANZ, I.S., ASENBAUM, S. et al. 2004. Factors influencing quality of life in multiple sclerosis patients: disability, depressive mood, fatigue and sleep quality. In *Acta Neurologica Scandinavica*. ISSN 1600-0404, 2004, vol. 110, no. 1, p. 6-13.
- [13] McCABE, M. P., McKERN, S. 2002. Quality of Life and Multiple Sclerosis: Comparison Between People With Multiple Sclerosis and People from the General Population. In *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*. ISSN 1573-3572, 2002, vol. 9, no. 4, p. 287-295.
- [14] MICHALSKI, D., LIEBIG, S. et al. 2010. Anxiety, depression and impaired health-related quality of life are therapeutic challenges in patients with multiple sclerosis. In *Mental Illness*. 2010, vol. 2, no. 5, p. 20-24.
- [15] MILLER, A., DISHON, S. 2006. Health-related quality of life in multiple sclerosis: The impact of disability, gender and employment status. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 2006, vol. 15, no. 2, p. 259-271.
- [16] O'CONNOR P., LEE, L. et al. 2001. Determinants of overall quality of life in secondary progressive MS: a longitudinal study. In *Neurology*. ISSN 0028-3878, 2001, vol. 57, no. 5, p. 889-891.
- [17] OPARA, J. A., JARACZ, K., BROLA, W. 2010. Quality of life in multiple sclerosis. In *Journal of Medicine and Life*. ISSN 1844-3117, 2010, vol. 3, no. 4, p. 352-358.
- [18] PODER, K., GHATAVI, K. et al. 2009. Social anxiety in a multiple sclerosis clinic population. In *Multiple Sclerosis*. ISSN 1477-0970, 2009, vol. 15, no. 3, p. 393-398.
- [19] PREISS, M., KUČEROVÁ, H. a kol. 2006. *Neuropsychologie v neurologii*. Vydání 1. Praha : Grada, 2006. 368 s. ISBN 80-247-0843-4.
- [20] TWORK et al. 2010. Disability status and quality of life in multiple sclerosis: non-linearity of the Expanded Disability Status Scale (EDSS). In *Health and Quality of Life Outcomes*. ISSN 1477-7525, 2010, vol. 8, p. 55.
- [21] VICKREY, B.G., HAYS, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.
- [22] VITKOVÁ, M., CHYLOVÁ, M., GDOVINOVÁ, Z. a kol. 2010. Sexuálne a sfinkterové poruchy a ich vplyv na kvalitu života u pacientov so sclerosis multiplex. In *Česk Slov Neurol N*. ISSN 1210-7859, 2010, roč. 73/106, č. 2, S1-S130.

Adresy autorov:

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU
Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Anna Šaffová, MUDr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
saffovaa@uvn.sk

Štatistická analýza závislosti premenných kvality života Statistical analysis of dependence the quality of life variables

Jozef Chajdiak, Katarína Šlahorová

Abstract: The paper contains description of statistical analysis of dependence selected variables on data comprising of quality of life aspects in multiple sclerosis patients. Statistical analysis was done in Excel 2010. We calculated the correlation coefficients for each couple of selected quantitative variables and presented them in the correlation matrix.

Abstrakt: Príspevok obsahuje opis postupu analýzy závislosti hodnôt vybraných premenných zo súboru údajov charakterizujúcich jednotlivé aspekty dimenzií kvality života u pacientov s diagnózou sclerosis multiplex. Na riešenie sme použili programový systém Excel verzie 2010. Pre dvojice vybraných kvantitatívnych premenných sa vypočítali koeficienty korelácie usporiadané do korelačnej matice.

Key words: quality of life, Excel, correlation coefficient, correlation matrix

Kľúčové slová: kvalita života, Excel, koeficient korelácie, korelačná matica

JEL classification: C10, C13.

Úvod

Analyzujeme odpovede dotazníka zisťujúceho úroveň dimenzií kvality života pre súbor pacientov s diagnózou sclerosis multiplex. Súbor obsahuje triediace premenné ako je pohlavie (muž, žena), miesto v pracovnom procese (zamestnaný, invalidný dôchodca, ostatný), skupina podľa stupňa mobility 1 – pohybuje sa samostatne, 2 a 3 – nesamostatný pohyb). Úlohou je štatisticky analyzovať tento súbor pomocou Excelu. Druhou časťou sú ukazovatele charakterizujúce dimenzie kvality (spokojnosti) života (respondent známkuje svoju spokojnosť na príslušnej dimenzii na bodovej stupnici od 0 po 100 bodov).

1. Analýza štatistickej vzájomnej závislosti – korelačná matica

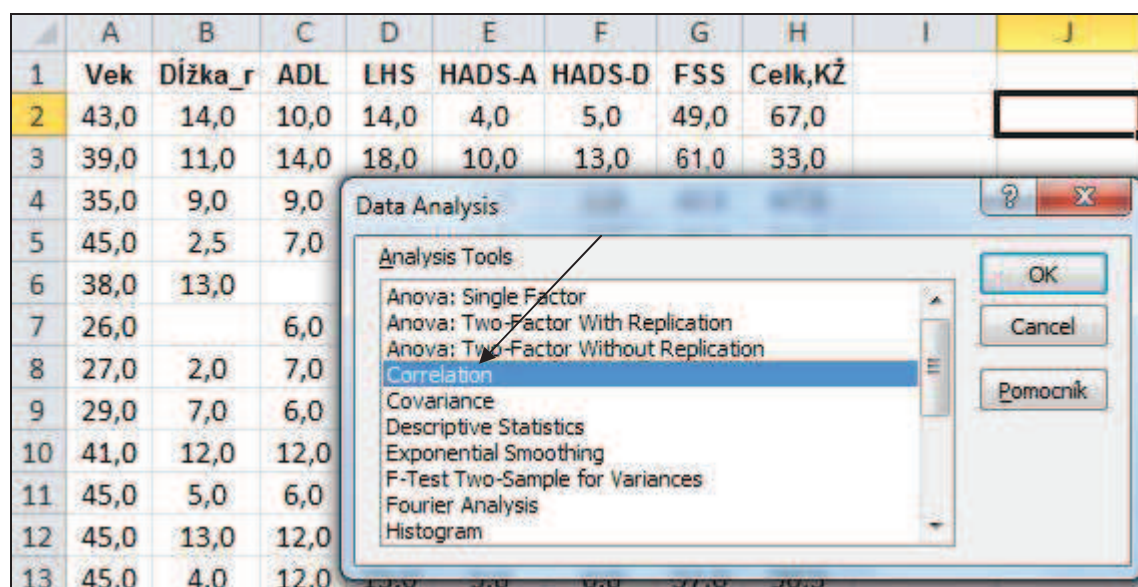
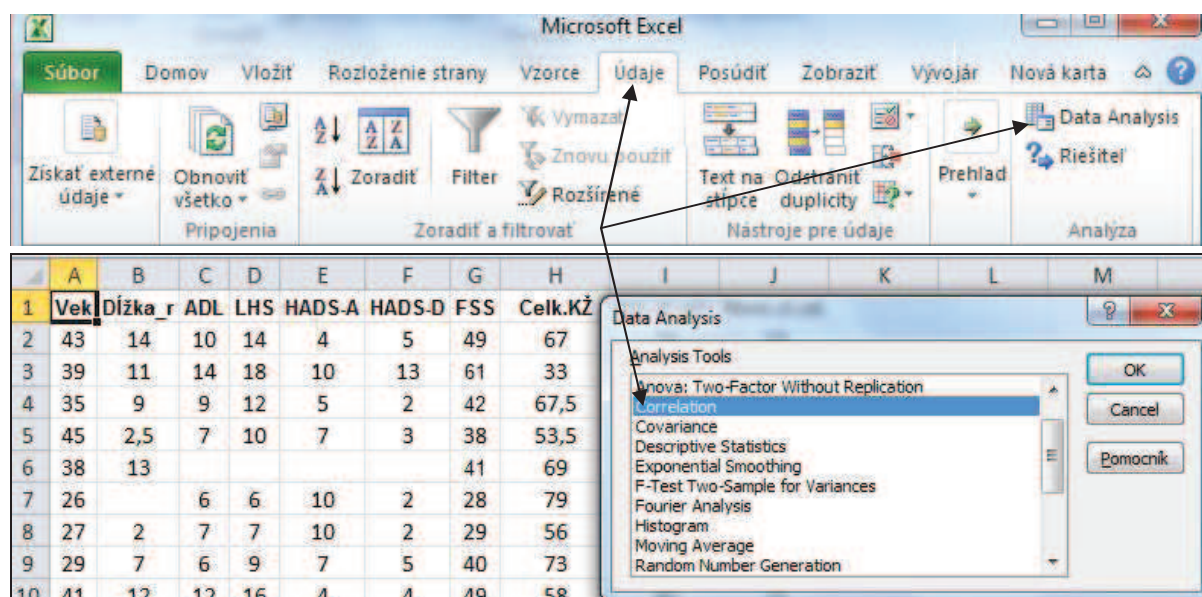
Medzi hodnotami dvoch premenných x a y môže byť určitý stupeň vzájomnej závislosti hodnôt v rozsahu od nezávislosti po funkčnú závislosť. Vlastnú mieru tejto závislosti vo verzii lineárnej závislosti môžeme merať koeficientom korelácie r_{xy} . Ak sa koeficient korelácie rovná nule $r_{xy}=0$, medzi hodnotami dvoch analyzovaných premenných x a y je lineárna nezávislosť. Hodnoty $+1$ a -1 reprezentujú funkčnú závislosť (priamka), kladné hodnoty koeficientu korelácie priamu závislosť (rastúca priamka) a záporné hodnoty nepriamu závislosť (klesajúca priamka). Hodnotu koeficientu korelácie r_{xy} môžeme vypočítať pomocou funkcie `correl`.

`CORREL(pole1, pole2),`

kde `pole1` obsahuje hodnoty prvej premennej x a `pole2` hodnoty druhej premennej y .

Častejšie sa používa nástroj `Correlation`, ktorý umožňuje vypočítať koeficienty korelácie medzi všetkými dvojicami premenných, pričom predpokladáme v analýze použitie minimálne dvoch premenných. Koeficienty korelácie sú usporiadané do korelačnej matice.

V nasledujúcom výstupe máme vybrané parametre kvality života pre súbor pacientov so sclerosis multiplex. A vyžadujeme aktiváciu nástroja `Correlation`. Ťukneme na `Údaje` v ústrednej ponuke, následne na `Data Analysis` a v následnom okne `Data Analysis` na riadok `Correlation`.



Objaví sa okno nástroja Correlation. V políčku Input Range špecifikujeme oblasť, kde sú uložené hodnoty analyzovaných premenných (blok A1:H31, premenné Vek až Celk.KŽ). V prvom riadku sú názvy premenných, t.j. odľakujeme okienko Labels in first row. Aktivovaním časti výstupu Output Range špecifikujeme, kam má systém uložiť korelačnú maticu (ľavý horný roh sme určili ako J1).

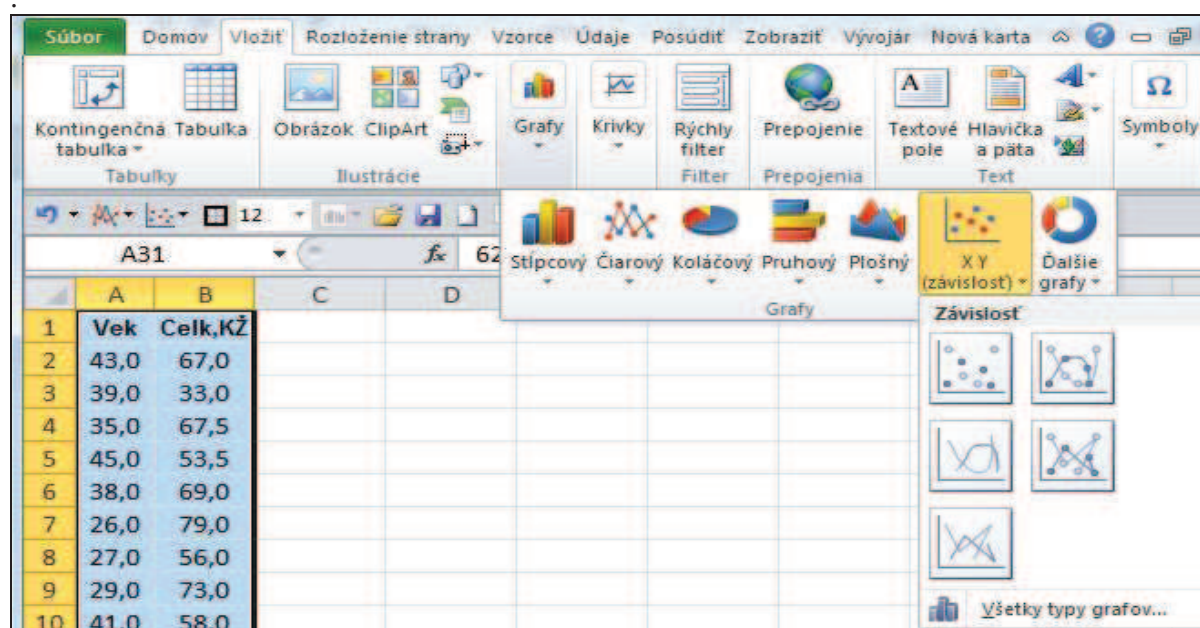
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
4	35,0	9,0	9,0	12,0	5,0	2,0	42,0	67,5						
5	45,0	2,5	7,0	10,0	7,0	3,0	38,0	53,5						
6	38,0	13,0					41,0	69,0						
7	26,0		6,0	6,0	10,0	2,0	28,0	79,0						
8	27,0	2,0	7,0	7,0	10,0	2,0	29,0	56,0						
9	29,0	7,0	6,0	9,0	7,0	5,0	40,0	73,0						
10	41,0	12,0	12,0	16,0	4,0	4,0	49,0	58,0						
11	45,0	5,0	6,0	9,0	2,0	6,0	27,0	80,0						
12	45,0	13,0	12,0	15,0	11,0	6,0	59,0	39,0						
13	45,0	4,0	12,0	15,0	5,0	6,0	57,0	50,5						
14	42,0	1,0	13,0	16,0	7,0	3,0	49,0	46,5						
15	39,0	3,0	6,0	11,0	7,0	1,0	46,0	72,0						

V bloku J1 až R9 je uložený výstup korelačnej matice. Keďže koeficient korelácie je symetrická miera ($r_{xy}=r_{yx}$), je zobrazený len dolný trojuholník korelačnej matice a na diagonále sú jednotky ($r_{xx}=1$). Množinu koeficientov korelácie môžeme analyzovať.

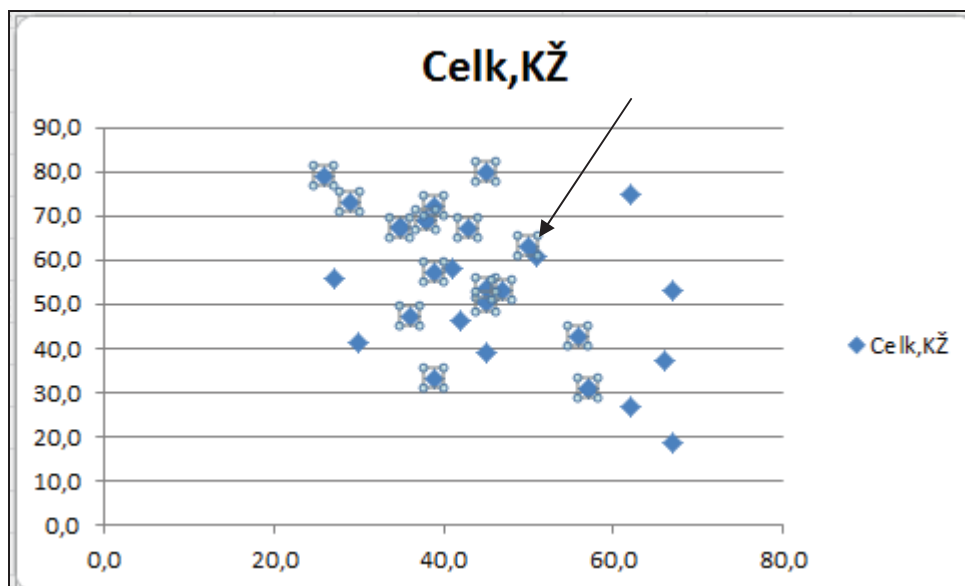
	J	K	L	M	N	O	P	Q	R
1		Vek	Dĺžka_r	ADL	LHS	HADS-A	HADS-D	FSS	Celk,KŽ
2	Vek	1,00							
3	Dĺžka_r	0,72	1,00						
4	ADL	0,66	0,58	1,00					
5	LHS	0,66	0,65	0,90	1,00				
6	HADS-A	0,17	0,25	0,26	0,28	1,00			
7	HADS-D	0,47	0,48	0,65	0,66	0,40	1,00		
8	FSS	0,50	0,44	0,62	0,64	-0,03	0,50	1,00	
9	Celk,KŽ	-0,51	-0,33	-0,70	-0,79	-0,54	-0,67	-0,58	1,00

2. Analýza štatistickej závislosti hodnôt – bodový graf a regresná krivka

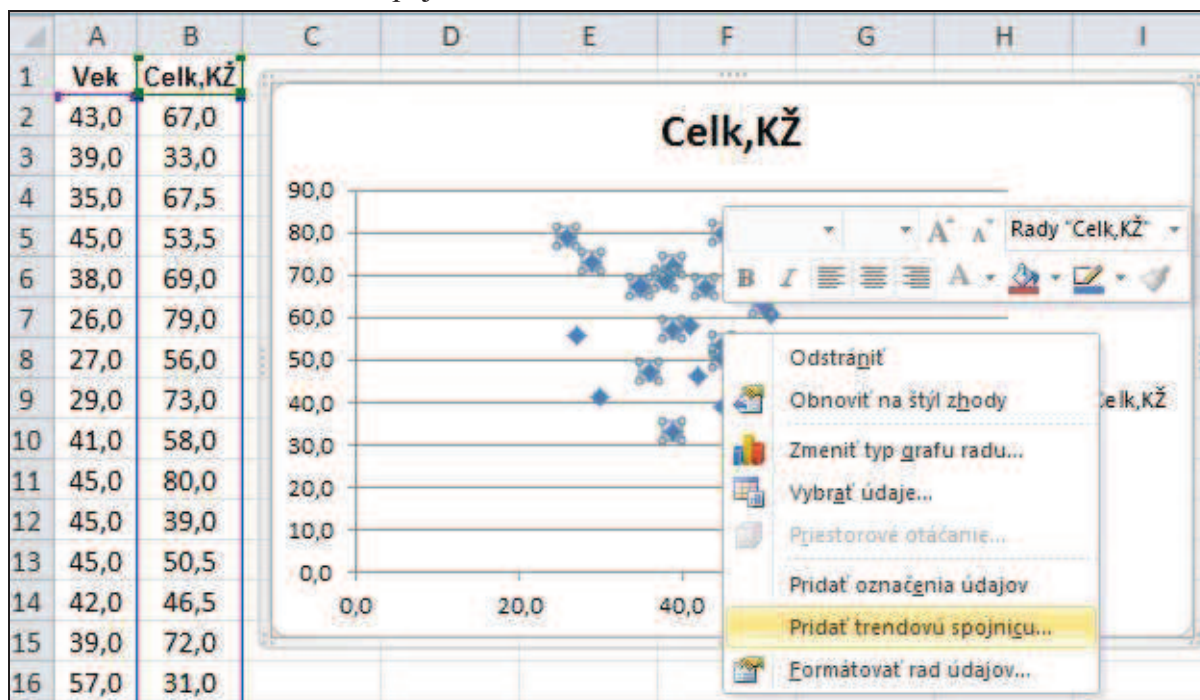
Predstavu o miere vzájomnej závislosti hodnôt dvoch premenných môžeme získať pomocou bodového grafu. Na čistý hárok skopírujeme hodnoty dvoch premenných. V našom prípade premenné VEK (respondenta) a Celk.KŽ (celková kvalita života). Vysvietime blok A1 až B31 s hodnotami premenných, ťukneme na ikonu Grafy, v rámci zobrazenej ponuky na X Y (závislosť) a v jej rámci bodový graf.



Objaví sa bodový graf. Pri pohľade na body vidíme nepriamu závislosť (vyšší vek – nižšia kvalita života). Túto nepriamu závislosť vyjadríme regresnou priamkou. V grafe ťukneme na jeden z bodov, systém automaticky označí časť bodov.



Druhým tlačidlom myši ťukneme na jeden z označených bodov a objaví sa ponuka, v ktorej ťukneme na Pridať trendovú spojnicu...



Objaví sa okno Možnosti trendovej spojnice. Aktivujeme Lineárny trend, Prognóza vpred na 10 rokov, Zobrazíť v grafe rovnicu a Zobrazíť v grafe rovnicu spoľahlivosti R na druhú.

Bodový graf doplní vypočítaná regresná priamka, odhadnutá rovnica a hodnota R^2 .

Možnosti trendovej spojnice

Farba čiar
Štýl čiar
Tieň
Žiara a jemné okraje

Možnosti trendovej spojnice

Typ trendu alebo regresie

☐ Exponenciálny
☒ **Lineárny**
☐ Logaritmický
☐ Polynomický Poradie: 2
☐ Mocninový
☐ Pohyblivý priemer Periódy: 2

Názov trendovej spojnice

☒ Automatický: Lineárny (Celk, KŽ)
☐ Vlastný:

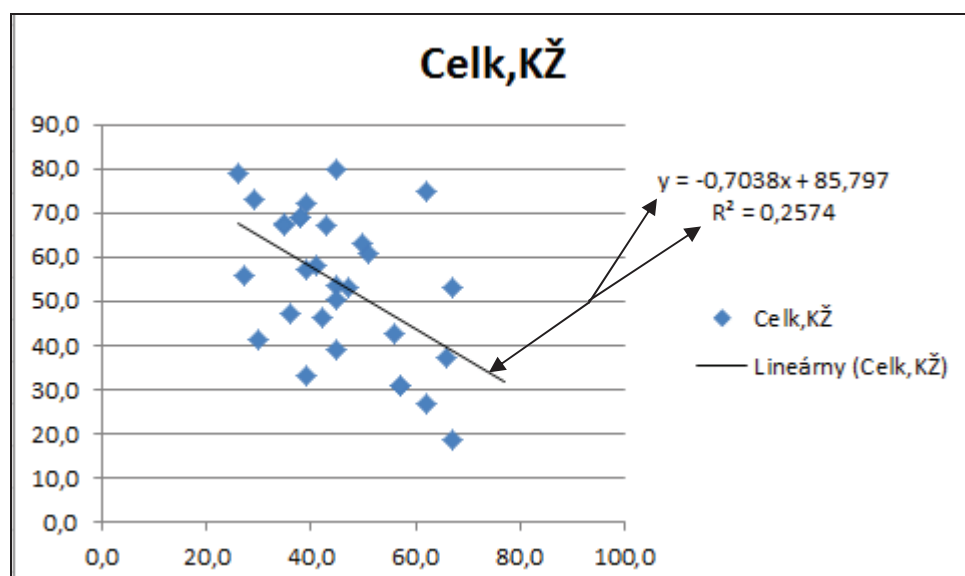
Prognóza

Vpred: 10 bodky
Spät: 0,0 bodky

☐ Hodnota Y = 0,0

☒ Zobraziť v grafe rovnicu
☒ Zobraziť v grafe rovnicu spoľahlivosti R na druhú

Zavrieť



Rovnicu $y = -0,7038x + 85,797$ môžeme prepísať do tvaru

$\text{Celk.K}\check{Z} = + 85,797 - 0,7038 \cdot \text{Vek}$

t.j. celková kvalita života 0 ročného je 85,797 bodov a za každý jeden rok života sa zhoršuje o 0,7 bodu.

Hodnota $R^2 = 0,2574$ hovorí, že model regresnej priamky vysvetľuje 25,74% variability pôvodných premenných (na 26 % je dobrý)

3. Záver

Čitateľ môže cez body pomerne jednoducho preložiť aj iný z ponúkaných modelov. Určiť, ktorý z nich je vhodný, je však neľahká úloha.

Literatúra

- [1] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika jednoducho*. 3. vydanie. Bratislava: Statistika, 2010. 194 s. ISBN 978 - 80-85659- 60-3.
- [2] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statistika, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.
- [3] Chajdiak, J. 2013. *Štatistika jednoducho v Exceli*. Bratislava: Statistika, 2013. ISBN 80-85659-74-0.
- [4] Šlahorová, K. – Chajdiak, J. – Šaffová, A. 2013. Modelovanie kvality života v závislosti od vybraných ukazovateľov. In *Forum Statisticum Slovacum 2013/2*.
- [5] Vickrey, B.G., Hays, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.

Adresy autorov:

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU
Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0335/13:

„Štatistická analýza vybraných ukazovateľov konkurencieschopnosti na súbore podvojne účtujúcich podnikov SR“

Modelovanie kvality života v závislosti od vybraných ukazovateľov Modeling the quality of life in dependence on selected indicators

Katarína Šlahorová, Jozef Chajdiak

Abstract: Sclerosis multiplex is a disorder which makes a considerable burden for patient, his/her relatives and society and has a negative impact on quality of life. The aim of this paper was to explore the power of correlation between quality of life and selected factors (age, disease duration, severity of neurological impairment, disability, handicap, anxiety, depression, fatigue). We found out that EDSS influenced overall quality of life only partially ($r=-0.33$). More than severity of neurological impairment, the quality of life was influenced by severity of handicap ($r=-0.79$), disability ($r=-0.70$), depression ($r=-0.67$) and fatigue ($r=-0.54$). So, there is an increasing need for carefully monitoring of these factors in comprehensive health care of patients with multiple sclerosis.

Abstrakt: Sclerosis multiplex je ochorenie, ktoré značne zaťažuje pacienta, jeho príbuzných aj spoločnosť a negatívne vplyva na kvalitu života. Cieľom našej práce bolo zistiť mieru závislosti kvality života od vybraných faktorov (vek, dĺžka ochorenia, závažnosť neurologického deficitu, disabilita, handicap, úzkosť, depresia, únava). Ukázalo sa, že samotné EDSS skóre ovplyvňuje celkovú kvalitu života len čiastočne ($r=-0.33$). Viac ako stupeň neurologického poškodenia vplyva na kvalitu života závažnosť handicapu ($r=-0.79$), disabilita ($r=-0.70$), depresie ($r=-0.67$) a únavy ($r=-0.54$). Preto im treba v rámci komplexnej starostlivosti o pacientov so sclerosis multiplex venovať patričnú pozornosť.

Key words: quality of life, multiple sclerosis, handicap, disability, depression, correlation matrix, linear regression

Kľúčové slová: kvalita života, sclerosis multiplex, handicap, disabilita, depresia, korelačná matica, lineárna regresia

JEL classification:

Úvod

Sclerosis multiplex je ochorenie, ktoré značne zaťažuje pacienta, jeho príbuzných aj spoločnosť. Okrem fyzickej disability často spôsobuje pacientom aj psychické utrpenie. Emocionálne poruchy, vzniknuté buď ako reakcia na záťažovú situáciu, dôsledok chorobných zmien v mozgu, alebo vedľajší účinok liečby, sú u pacientov so SM veľmi časté a významným spôsobom ovplyvňujú celkovú kvalitu ich života. Únava a kognitívne deficity predstavujú ďalšie závažné faktory spôsobujúce obmedzenia v oblasti práce, záujmov i spoločenského života (Anders et al., 2005).

Prítomnosť neurologickej symptomatiky indikuje poškodenie niektorej funkcie nervového systému. Poškodenie (impairment) definujeme ako stratu alebo abnormalitu anatomickej, fyziologickej alebo psychologickej štruktúry či funkcie. Disabilita znamená neschopnosť vykonávať bežné denné aktivity (napr. chôdza, jedenie, hygiena), ktorá vyplýva z poškodenia niektorej funkcie. Socioekonomické dôsledky poškodenia alebo disability označujeme termínom handicap. Hodnotenie týchto troch zložiek je zvlášť dôležité pre sledovanie priebehu ochorenia, efektu liečby, zdravotných a psychosociálnych následkov ochorenia (Drobný a kol., 2002).

Kvalita života vzťahujúca sa k zdraviu (HRQOL), resp. schopnosť nachádzať uspokojenie v živote napriek chorobe, je centrom zvyšujúceho sa záujmu lekárov a iných odborníkov starajúcich sa o pacientov so sclerosis multiplex. Výskumy v tejto oblasti ukazujú, že pacienti so sclerosis multiplex dosahujú nižšie hodnoty v HRQOL v porovnaní so zdravými kontrolami (McCabe, McKern, 2002; Benedict et al., 2005; Miller, Dishon, 2006; Michalski et al., 2010). V korelačných alebo regresných analýzach sa nižšie skóre v HRQOL spájalo s progresívnym priebehom ochorenia, fyzickou disabilitou, únavou, depresiou a kognitívnym poškodením (Benedict et al., 2005; Janardhan et al., 2002; Merkelbach et al., 2002; Janssens et al., 2003; Benito-León et al., 2002).

Viacerí autori (D'Alisa et al., 2006; Lobentanz, 2004; Fruehwald et al., 2001) na základe výskumných zistení označili depresiu za najsilnejší prediktor zníženej kvality života u pacientov so sclerosis multiplex.

Cieľom našej práce bolo zistiť, aká je závislosť medzi kvalitou života pacientov so SM a vybranými faktormi (závažnosť a dĺžka ochorenia, disabilita, handicap, úzkosť, depresia a únava). Tiež nás zaujímalo, aký je percentuálny podiel týchto faktorov na variabilite výslednej hodnoty kvality života.

1. Výskumná vzorka

Výskumná vzorka pozostávala z 30 pacientov s diagnózou sclerosis multiplex, ktorí podstúpili neurologické vyšetrenie a psychologické vyšetrenie, v rámci ktorého vyplnili niekoľko dotazníkov v súlade s cieľmi prieskumu.

2. Metodika

V rámci psychologického vyšetrenia boli použité nasledovné metodiky: Activities of Daily Living for MS, London Handicap Scale, Fatigue Severity Scale, Hospital anxiety and depression scale a Multiple Sclerosis Quality of Life Instrument (MSQOL-54).

Activities of Daily Living for MS (ADL pre SM) je nástroj na zisťovanie disability u pacientov so SM, ktorého autormi sú Tourtellotte et al. (1965, In Herndon, 2006). Kvantitatívne sa hodnotí šesť oblastí bežného života: chôdza, obliekanie, hygiena, jedenie, žuvanie a prehĺtanie, reč. Každá položka je skórovaná od 1 do 6. Celkové skóre v ADL dosahuje hodnoty od 6 do 36 bodov, pričom vyššie skóre znamená väčšiu závislosť vo vykonávaní bežných denných činností.

Londýnska škála handicapu (London Handicap Scale – LHS) je nástroj na meranie handicapu vo vzťahu k zdravotnému stavu, ktorý bol špecificky navrhnutý pre pacientov s chronickým progresívnym ochorením (Harwood et al., 1994). Dotazník sa dotýka oblastí každodenného života a zisťuje, nakoľko je pacient v týchto oblastiach odkázaný na pomoc okolia. Výsledné skóre môže nadobúdať hodnoty od 6 do 36 bodov, pričom vyšší počet bodov znamená väčší handicap, resp. väčšiu závislosť od pomoci okolia.

Fatigue Severity Scale (FSS) je 9-položkový sebaopisový nástroj na zisťovanie únavy, ktorý sa vyznačuje dobrou validitou a reliabilitou. Pacient odpovedá na 7-stupňovej škále od 1 (silne nesúhlasím) po 7 (silne súhlasím). Konečný výsledok dostávame vypočítaním aritmetického priemeru všetkých hodnôt, pričom vyššie skóre poukazuje na zvyšujúcu sa únavu (Herndon, 2006).

Hospital anxiety and depression scale (HADS) je sebahodnotiaca škála na meranie úzkosti a depresie, pozostávajúca zo 14 položiek (7 položiek pre každú subškálu). Jej autormi sú Zigmond a Snaith (1983). Hodnotenie sa uskutočňuje na 4-bodovej Likertovej škále. Suma položiek v každej subškále dáva celkové skóre zvlášť pre anxiu a zvlášť pre depresiu. Celkové skóre pre každú dimenziu sa pohybuje v rozpätí od 0 do 21 bodov. Ako hraničnú hodnotu pre obidve subškály sme si zvolili skóre 8 bodov.

Multiple Sclerosis Quality of Life Instrument (MSQOL-54) je dotazník na meranie kvality života, adaptovaný pre populáciu pacientov so sclerosis multiplex. Jeho autormi sú Barbara Vickrey et al (1995). Pozostáva z 12 subškál a dvoch jednotlivých položiek. Pacienti vyjadrujú svoju spokojnosť na škále od 0 do 100, pričom vyšší počet bodov znamená lepšiu kvalitu života. Skóre zo všetkých dimenzií sa vážia a prepočítava sa z nich skóre fyzického a duševného zdravia, ako aj celkovej kvality života v rozmedzí 0-100 b. (Vickrey et al., 1995).

3. Výsledky

Na zistenie vzájomnej závislosti medzi premennými sme použili výpočet koeficientov korelácie (tab. 1).

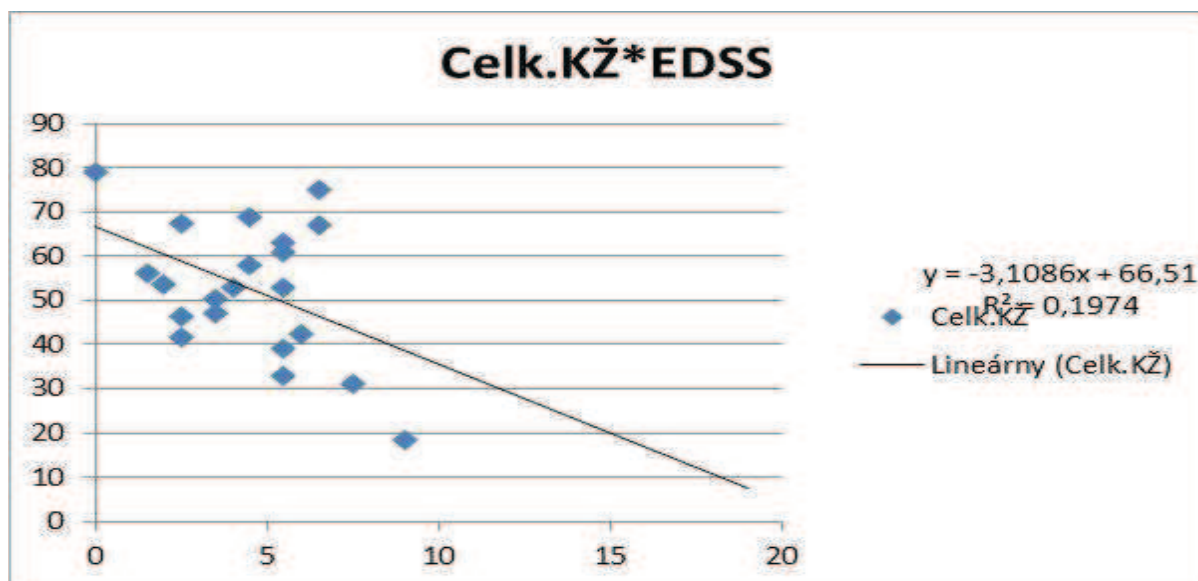
Tab. 1: Korelačná matica s koeficientmi korelácie pre vybrané premenné

	Vek	Dĺžka_r	ADL	LHS	HADS-A	HADS-D	FSS	Celk.KŽ
Vek	1,00							
Dĺžka_r	0,72	1,00						
ADL	0,66	0,58	1,00					
LHS	0,66	0,65	0,90	1,00				
HADS-A	0,17	0,25	0,26	0,28	1,00			
HADS-D	0,47	0,48	0,65	0,66	0,40	1,00		
FSS	0,50	0,44	0,62	0,64	-0,03	0,50	1,00	
Celk.KŽ	-0,51	-0,33	-0,70	-0,79	-0,54	-0,67	-0,58	1,00

Z korelačnej matice vyplýva, že najsilnejšia priama závislosť ($r=0,90$) je medzi schopnosťou vykonávať bežné denné aktivity, resp. disabilitou (ADL) a handicapom (LHS), teda dosahom choroby na sociálnu oblasť. Silné korelačné závislosti sme našli aj medzi vekom a dĺžkou choroby ($r=0,72$), handicapom a depresiou ($r=0,66$), disabilitou a depresiou ($r=0,65$), handicapom a únavou ($r=0,64$). Všetky vybrané faktory (vek, dĺžka choroby, disabilita, handicap, úzkosť, depresia a únavy) záporne korelovali s celkovou kvalitou života. Najsilnejšia nepriama závislosť sa objavila medzi celkovou kvalitou života a handicapom ($r=-0,79$), potom nasledovala disabilita ($r=-0,70$), depresia ($r=-0,67$) a únava ($r=-0,54$). Spomedzi sledovaných faktorov kvalitu života najmenej ovplyvňovala dĺžka ochorenia ($r=-0,33$). Najslabšie korelácie sme zaznamenali medzi úzkosťou a únavou ($r=-0,03$) a medzi vekom a úzkosťou ($r=0,17$). Koeficient korelácie medzi úzkosťou a depresiou bol 0,40.

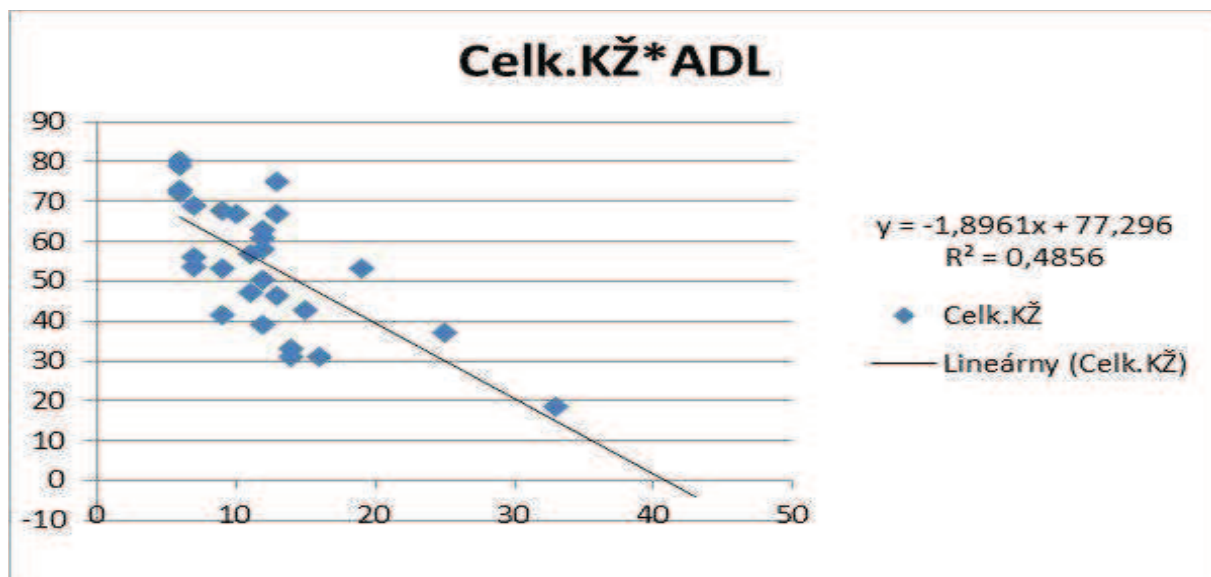
Pre lepšiu predstavu o miere vzájomnej závislosti celkovej kvality života a skúmaných faktorov sme zostrojili bodové grafy s regresnou priamkou a výpočtom R^2 (obr. 1-5).

Obr. 1: Regresná priamka modelujúca závislosť medzi celkovou kvalitou života a závažnosťou neurologického deficitu



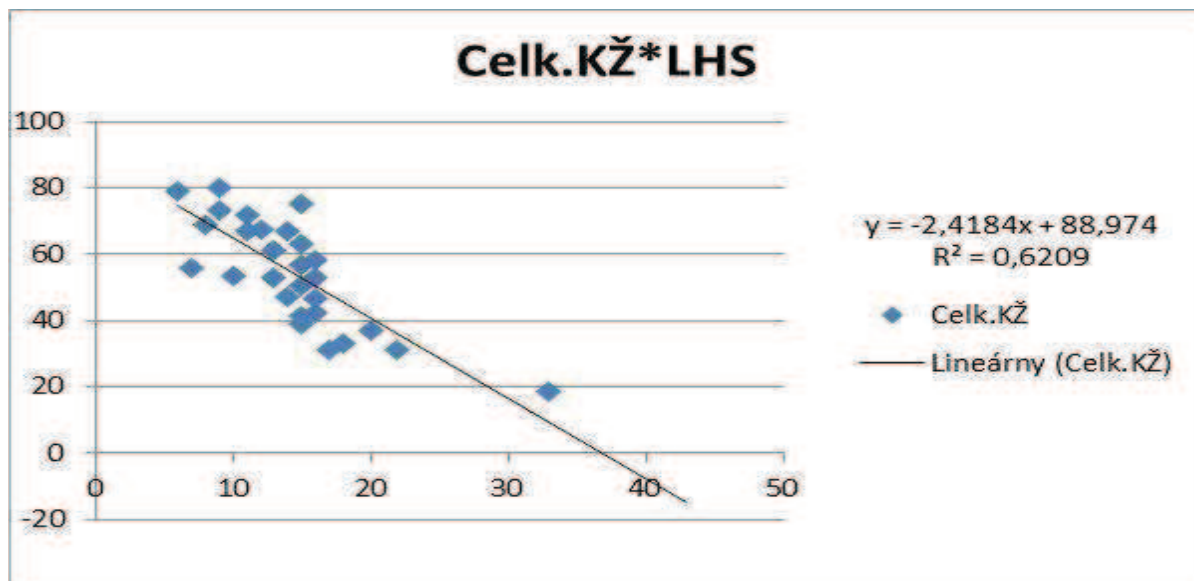
Nepriama závislosť medzi kvalitou života a závažnosťou neurologického deficitu, hodnoteného prostredníctvom Kurtzkeho škály (EDSS), je zdokumentovaná na obr. 1, pričom regresná priamka vyjadruje len necelých 20% variability danej premennej na výslednej hodnote kvality života.

Obr. 2: Regresná priamka modelujúca závislosť medzi celkovou kvalitou života a disabilitou



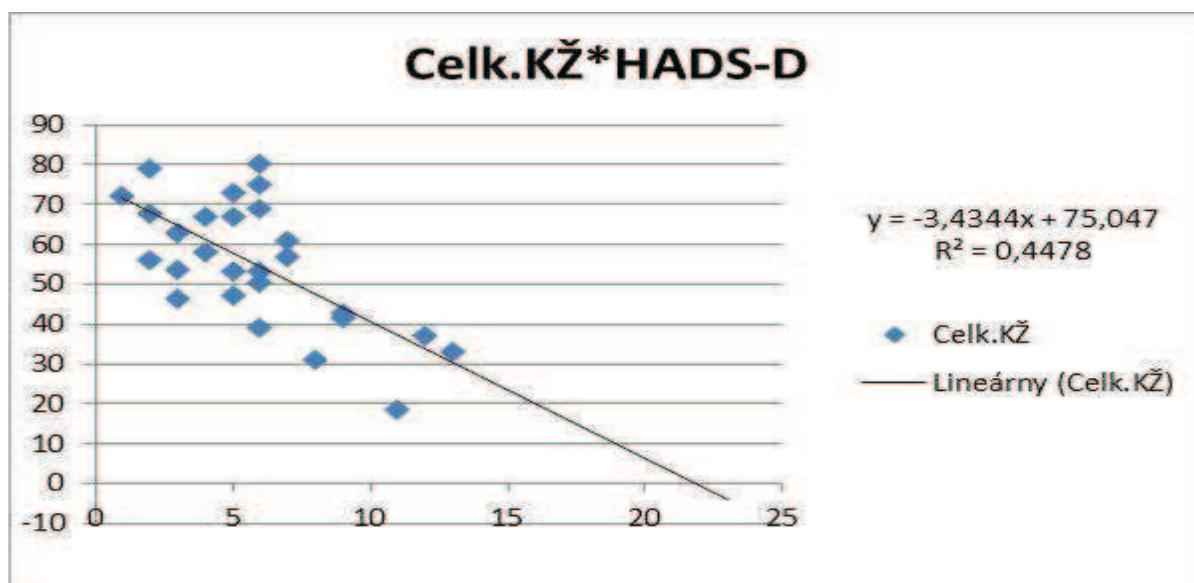
Lineárnu nepriamu závislosť môžeme vidieť aj medzi kvalitou života a mierou disability, hodnotenej prostredníctvom schopnosti vykonávať aktivity denného života (obr. 2). Podiel tohto faktora na variabilite celkovej kvality života je 48%.

Obr. 3: Regresná priamka modelujúca závislosť medzi celkovou kvalitou života a handicapom

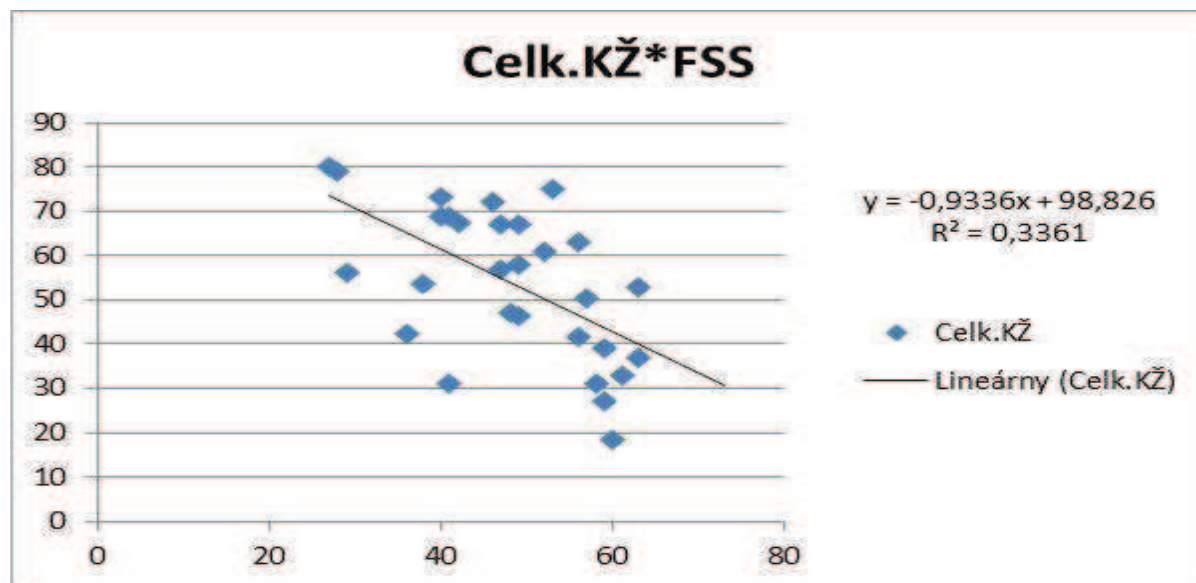


Obr. 3 vyjadruje nepriamu závislosť medzi kvalitou života a subjektívne pociťovanými následkami choroby v živote pacientov – handicapom. Podiel faktora handicap na hodnote výsledkovej premennej (kvalita života) tvorí až 62%.

Obr. 4: Regresná priamka modelujúca závislosť medzi celkovou kvalitou života a depresiou



Na obr. 4 sa nachádza bodový graf s regresnou priamkou pre dvojicu premenných kvalita života a depresia. Model regresnej priamky znázorňuje nepriamu závislosť (čím vyššia miera depresie, tým nižšia kvalita života), pričom podiel variability depresie na celkovej kvalite života je takmer 45%.

Obr. 5: Regresná priamka modelujúca závislosť medzi celkovou kvalitou života a únavou

Obr. 5 obsahuje model regresnej priamky pre kvalitu života a únavu, meranú prostredníctvom dotazníka FSS. Model ukazuje nepriamu závislosť (čím väčšia únava, tým nižšia kvalita života) a vysvetľuje 33% variability sledovanej premennej v našom súbore.

Zaujímalo nás tiež porovnanie výslednej kvality života, vrátane jej fyzickej a mentálnej zložky, v skupine depresívnych/nedepresívnych a úzkostných/neúzkostných pacientov. Priemerné skóre v jednotlivých skupinách, ako aj p-hodnoty dokumentuje tabuľka 2.

Tab. 2: Porovnanie kvality života z hľadiska depresie a úzkosti

Priemerné hodnoty	depresívni	nedepres.	P	úzkostní	neúzkostní	P
Fyzická zložka	26,9	53,4	0.000	40,7	50,6	0.17
Mentálna zložka	40,2	68,7	0.000	46,1	71,5	0.000
Celk. kvalita života	33,5	61,3	0.000	43,4	61,4	0.009

4. Záver

V príspevku sme sa zamerali na skúmanie vzťahu vzájomnej závislosti medzi kvalitou života, zisťovanou v skupine pacientov so sclerosis multiplex, a vybranými faktormi. Zaujímali nás najmä korelácie medzi celkovou kvalitou života a vekom, dĺžkou ochorenia, závažnosťou neurologického deficitu, disabilitou, handicapom, úzkosťou, depresiou a únavou. Pre vymenované faktory sme okrem korelačnej matice zostrojili aj bodové grafy s modelom regresnej priamky, vyjadrujúcej veľkosť a typ lineárnej závislosti.

Z výsledkov korelačnej analýzy vyplynulo, že najsilnejšia miera závislosti bola medzi disabilitou a handicapom ($r=0,90$), medzi celkovou kvalitou života a handicapom ($r=-0,79$), kvalitou života a disabilitou ($r=-0,70$), handicapom a depresiou ($r=0,66$), disabilitou a depresiou ($r=0,65$), handicapom a únavou ($r=0,64$). Všetky vybrané faktory (vek, dĺžka choroby, disabilita, handicap, úzkosť, depresia a únava) záporne korelovali s celkovou

kvalitou života. Faktorom, ktorý najviac ovplyvňoval výslednú kvalitu života bola závažnosť pociťovaného handicapu. Na druhom mieste bola disabilita, teda schopnosť vykonávať bežné denné aktivity. Ďalej nasledovali depresia a únava.

Depresívni pacienti v porovnaní s nedeprесívnymi dosahovali signifikantne nižšie skóre v celkovej kvalite života, ako aj v obidvoch jej zložkách ($p < 0.001$). Štatisticky významné rozdiely v prežívaní životnej spokojnosti sme zaznamenali aj medzi skupinou úzkostných a neúzkostných pacientov, pričom úzkostní pacienti mali signifikantne nižšie skóre v celkovej kvalite života ($p = 0.009$) a v zložke duševného zdravia ($p < 0.001$).

Zistené výsledky dokazujú, že u pacientov so sclerosis multiplex je potrebné venovať pozornosť problematike kvality života a faktorom, ktoré ju ovplyvňujú. Ukazuje sa, že samotné EDSS skóre ovplyvňuje celkovú kvalitu života len čiastočne. Viac ako stupeň neurologického poškodenia vplýva na kvalitu života závažnosť handicapu, disability, depresie a únavy. Preto im treba v rámci komplexnej starostlivosti o pacientov so SM venovať patričnú pozornosť.

5. Literatúra

- [1] ANDERS, M., UHROVÁ, T., ROTH, J. a kol. 2005. *Depresivní porucha v neurologické praxi*. První vydání. Praha : Galén, 2005. ISBN 80-7262-306-0.
- [2] BENEDICT, R. H. B., WAHLIG, E., BAKSHI, R. et al. 2005. Predicting quality of life in multiple sclerosis: accounting for physical disability, fatigue, cognition, mood disorder, personality, and behavior change. In *Journal of the Neurological Sciences*. ISSN 0022-510X, 2005, vol. 231, no. 1-2, p. 29-34.
- [3] BENITO-LEÓN, J., MORALES, J.M., RIVERA-NAVARRO, J. 2002. Health-related quality of life and its relationship to cognitive and emotional functioning in multiple sclerosis patients. In *European Journal of Neurology*. ISSN 1468-1331, 2002, vol. 9, no. 5, p. 497-502.
- [4] D'ALISA, S., MISCIO, G. et al. 2006. Depression is the main determinant of quality of life in multiple sclerosis: A classification-regression (CART) study. In *Disability and Rehabilitation*. ISSN 1464-5165, 2006, vol. 28, no. 5, p. 307-314.
- [5] DROBNÝ, M., BARTKO, D. a kol. 2002. *Sclerosis multiplex*. Martin : Reklas, 2002. ISBN 80-968792-0-0.
- [6] FRUEHWALD, S., LOEFFLER-STASTKA et al. 2001. Depression and quality of life in multiple sclerosis. In *Acta Neurol Scand*. ISSN 1600-0404, 2001, vol. 104, no. 5, p. 257-261.
- [7] HARWOOD, R.H., ROGERS, A. et al. 1994. Measuring handicap: the London handicap scale, a new outcome measure for chronic disease. In *Quality in Health Care*. ISSN 1464-3677, 1994, vol. 3, p. 11-16.
- [8] HERNDON, R.M. 2006. *Handbook of Neurologic Rating Scales*. Second Edition. USA : Demos Medical Publishing, 2006. ISBN 1-888799-92-7.
- [9] CHAJDIK, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statis, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.
- [10] CHAJDIK, J., ŠLAHOROVÁ, K. 2013. Štatistická analýza závislosti hodnôt kvality života. In *Forum Statisticum Slovaca*. ISSN 1336-7420, 2013, č. 2.
- [11] JANARDHAN, V., BAKSHI, R. 2002. Quality of life in patients with multiple sclerosis: The impact of fatigue and depression. In *Journal of the Neurological Sciences*. ISSN 0022-510X, 2002, vol. 205, no. 1, p. 51-58.

- [12] JANSSENS, A.C., VAN DOORN, P.A. et al. 2003. Anxiety and depression influence the relation between disability status and quality of life in multiple sclerosis. In *Multiple Sclerosis*. ISSN 1477-0970, 2003, vol. 9, no. 4, p. 397-403.
- [13] LOBENTANZ, I.S., ASENBAUM, S. et al. 2004. Factors influencing quality of life in multiple sclerosis patients: disability, depressive mood, fatigue and sleep quality. In *Acta Neurologica Scandinavica*. ISSN 1600-0404, 2004, vol. 110, no. 1, p. 6-13.
- [14] McCABE, M. P., McKERN, S. 2002. Quality of Life and Multiple Sclerosis: Comparison Between People With Multiple Sclerosis and People from the General Population. In *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*. ISSN 1573-3572, 2002, vol. 9, no. 4, p. 287-295.
- [15] MERKELBACH, S., SITTINGER, H., KOENIG, J. 2002. Is there a differential impact of fatigue and physical disability on quality of life in multiple sclerosis? In *J Nerv Ment Dis*. ISSN 1539-736X, 2002, vol. 190, no. 6, p. 388-393.
- [16] MICHALSKI, D., LIEBIG, S. et al. 2010. Anxiety, depression and impaired health-related quality of life are therapeutic challenges in patients with multiple sclerosis. In *Mental Illness*. 2010, vol. 2, no. 5, p. 20-24.
- [17] MILLER, A., DISHON, S. 2006. Health-related quality of life in multiple sclerosis: The impact of disability, gender and employment status. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 2006, vol. 15, no. 2, p. 259-271.
- [18] VICKREY, B.G., HAYS, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.
- [19] ZIGMOND, A.S., SNAITH, R.P. 1983. The hospital anxiety and depression scale. In *Acta Psychiatrica Scandinavica*. ISSN 1600-0447, 1983, vol. 67, no. 6, p. 361-370.

Adresy autorov:

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU
Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Usporiadanie a analýza vplyvu faktorov v Exceli Sorting and analyzing the factors impact in Excel

Jozef Chajdiak, Katarína Šlahorová

Abstract: The paper contains a brief description of data analysis describing various dimensions of quality of life. For this purpose, a statistic package Excel 2010 was used. We calculated an average number of points for each quality of life dimension. The data were then sorted in descending order.

Abstrakt: Príspevok obsahuje opis postupu analýzy súboru údajov charakterizujúcich jednotlivé aspekty dimenzií kvality života. K riešeniu sa použil programový systém Excel verzie 2010. Pre jednotlivé dimenzie kvality života sa vypočítal priemerný počet pridelených bodov a následne sa množina týchto dimenzií usporiadala v klesajúcom poradí.

Key words: quality of life, dimensions

Kľúčové slová: kvalita života, dimenzie.

JEL classification: C00, C10.

Úvod

Máme súbor pacientov s diagnózou sclerosis multiplex. Ich kvalitu života charakterizujú jednotlivé dimenzie. V zadani tejto úlohy je ich 14. Prvý stĺpec tabuľky obsahuje kódové názvy jednotlivých dimenzií a v druhom stĺpci tabuľky je podrobnejšie textové označenie:

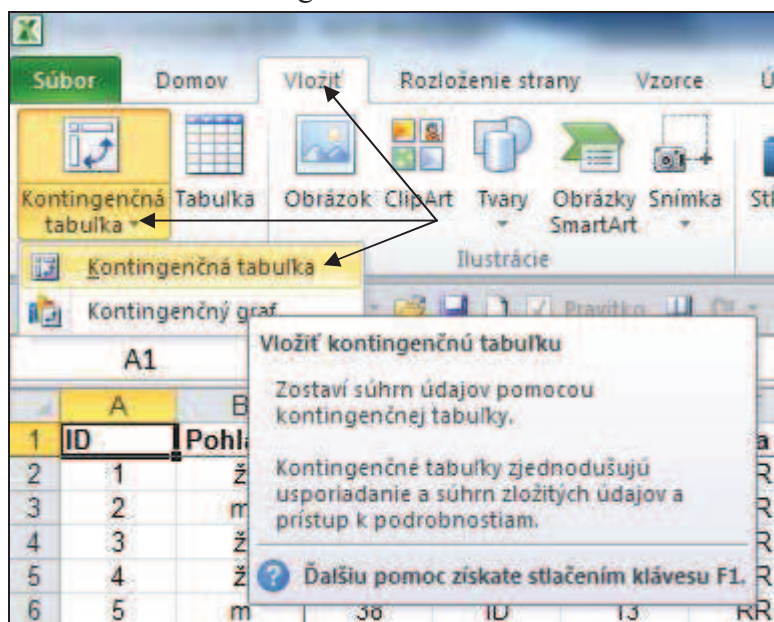
Dimenzia	Názov
Kogn. ff.	Kognitívne funkcie
Emoc.poh.	Emocionálna pohoda
Bolesť	Bolesť
Sex ff.	Sexuálne funkcie
Celk.spok.	Celková spokojnosť
Soc. Fung.	Sociálne fungovanie
Ob.emoc.	Obmedzenia kvôli emocionálnym problémom
Spok.sex.	Spokojnosť so sexuálnymi funkciami
Zdr.distr.	Zdravotný distress
Fyz.zdrav.	Fyzické zdravie
Energia	Energia
Zmen.zdr.	Zmena v zdraví
Vním.zdr	Vnímanie zdravia
Ob.fyz.	Obmedzenia kvôli fyzickým problémom

Respondenti jednotlivým dimenziám priradzovali od 0 do 100 bodov podľa svojich subjektívnych pocitov. Úlohou bolo usporiadať intenzitu jednotlivých dimenzií kvality života v súbore respondentov s diagnózou sclerosis multiplex.

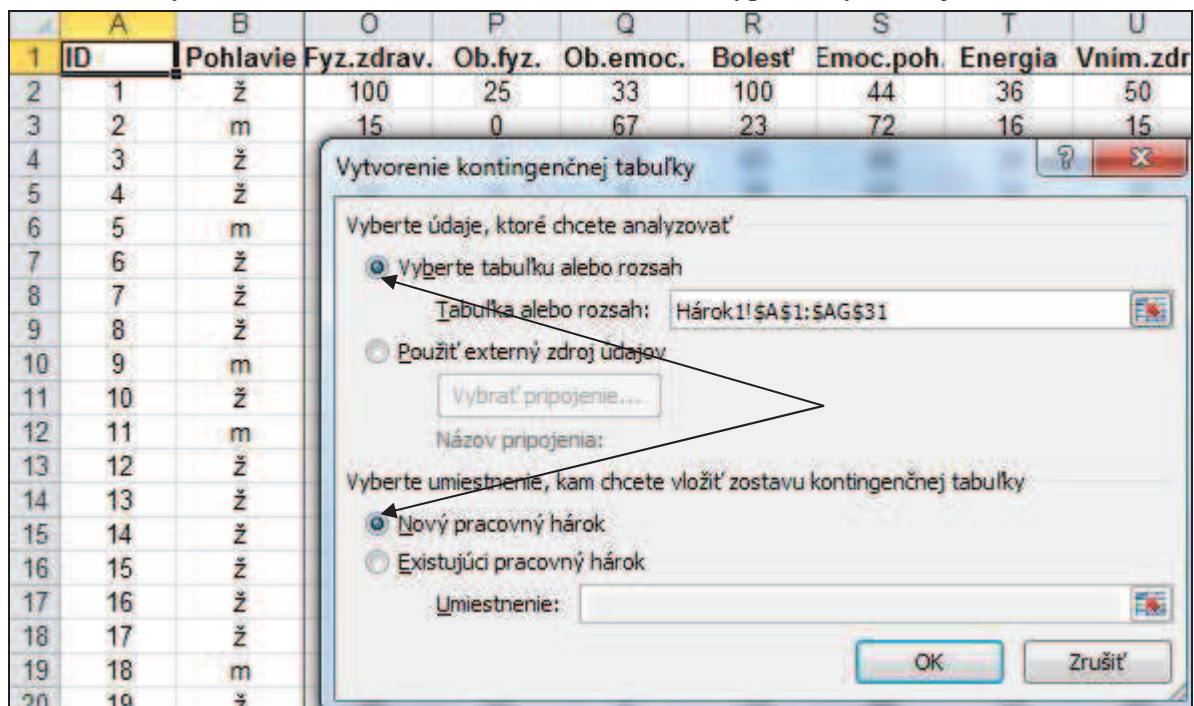
Riešenie

Napozorované údaje umiestnime do prázdneho hárku. V prvom stĺpci je identifikačná premenná ID a v druhom stĺpci Pohlavie respondenta. V ďalších stĺpcoch sú vykázané hodnoty jednotlivých dimenzií. K vlastnému riešeniu použijeme podsystém Kontingenčná tabuľka.

Kurzor máme v políčku A1, ťukneme postupnosť Súbor/Kontingenčná tabuľka/Kontingenčná tabuľka/ Vložiť kontingenčnú tabuľku:

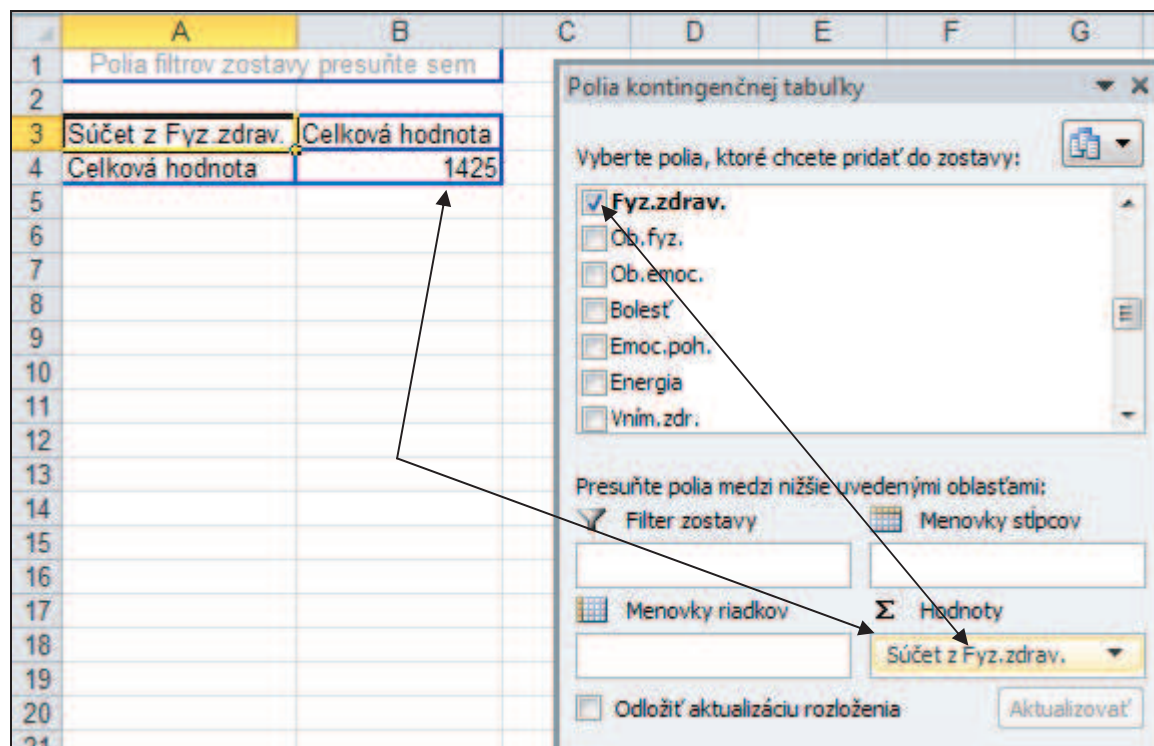


Aktivuje sa okno Vytvorenie kontingenčnej tabuľky, v ktorom zvyčajne systém prednastaví oblasť s analyzovanou tabuľkou a určí miesto uloženia vypočítaných údajov.

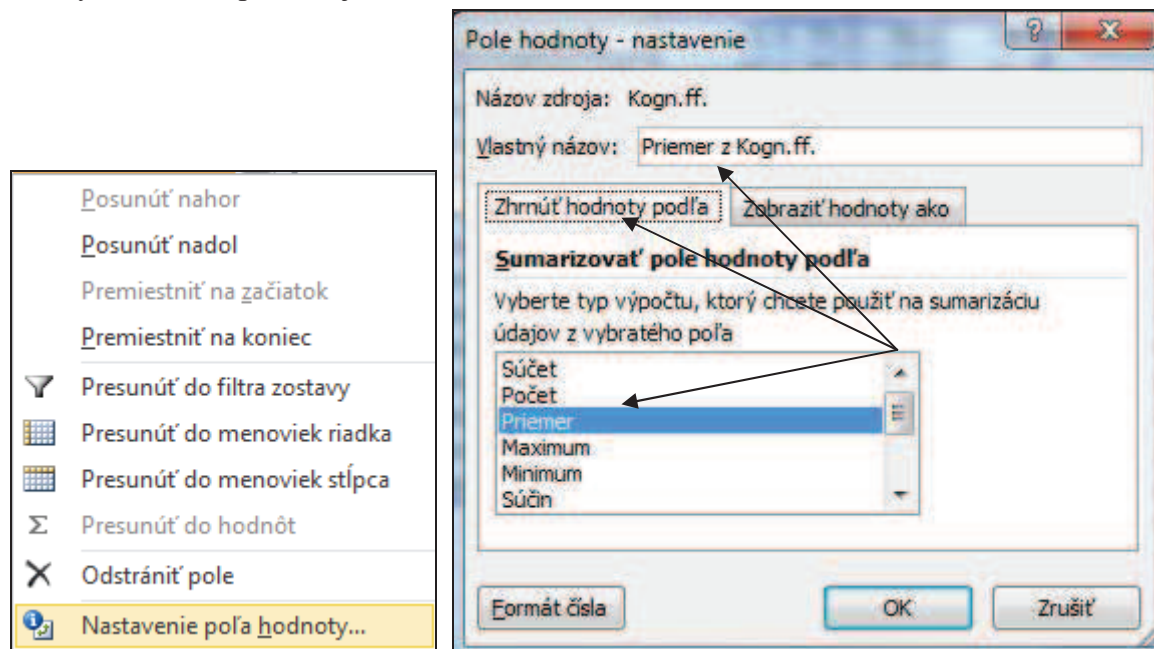


Vlastnú prácu realizujeme špecifikáciou Polí kontingenčnej tabuľky.

Na začiatok vypočítame úhrn bodov za premennú Fyz.zdrav. Na výstupe odhajujeme premennú Fyz.zdrav. Systém automaticky preniesie premennú Fyz.zdrav. do políčka Σ Hodnoty s špecifikáciu Súčet z Fyz.zdrav a do políčka B4 vypočíta úhrn hodnôt za dimenziu Fyz.zdrav. rovný 1425.

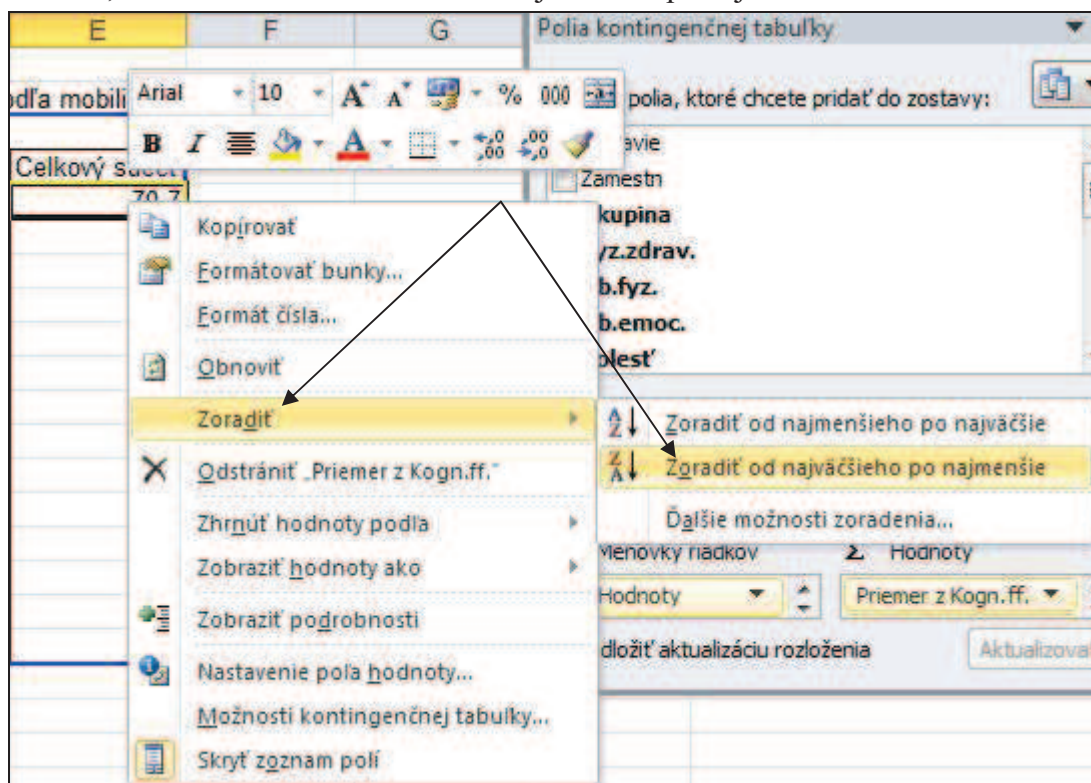


Potrebujeme vypočítať priemerné hodnoty za všetky premenné (dimenzie). V bloku Polia kontingenčnej tabuľky postupne odfajkujeme jednotlivé premenné. Systém ich ponúka vo verzii Súčet. Postupne ich zmeníme na verziu Priemer. Napríklad ťuknutím na trojuholník v riadku Súčet z Fyz.zdrav aktivujeme okno Pole hodnoty-nastavenia. Pre príslušnú premennú v časti Sumarizovať pole hodnoty podľa ťukneme na Priemer a následne OK. Postupne pre všetky dimenzie špecifikujeme Priemer.



Máme vypočítané dosiahnuté hodnoty priemerov pre jednotlivé dimenzie. Bodové priemerné hodnoty chceme vypočítať aj podľa hodnôt premennej Skupina. Premennú skupina myšou presunieme do políčka Menovky riadkov. Systém automaticky doplní výsledkovú tabuľku o tri stĺpce zodpovedajúce hodnotám premennej Skupiny. skupina podľa stupňa mobility 1 – pohybuje sa samostatne, 2 a 3 – nesamostatný pohyb). Tabuľku usporiadame podľa celkovej

kvality života. V bloku výsledkov ťukneme na stĺpec Celkový, v aktivovanom okne na riadok Zoradiť, v ďalšom okne na Zoradiť od najväčšieho po najmenšie.



Výsledná obrazovka je na nasledujúcom výstupe. V ľavej časti sú jednotlivé dimenzie usporiadané v klesajúcom poriadku plus členenie podľa jednotlivých verzií mobility respondentov (1 – pohybuje sa samostatne, 2 a 3 – nesamostatný pohyb).

	A	B	C	D	E
1					
2	Agregované hodnoty dimenzií spokojnosti (kvality života) podľa mobility				
3		Skupina			
4	Udaje	1	2	3	Celkový
5	Priemer z Kogn.ff.	70,1	71,3	70,0	70,7
6	Priemer z Emoc.poh.	67,1	65,3	44,0	64,7
7	Priemer z Bolest'	69,5	52,7	35,0	58,8
8	Priemer z Sex.ff.	75,7	50,0	0,0	58,7
9	Priemer z Celk.spok.	64,8	57,1	23,5	58,2
10	Priemer z Soc.fung.	67,2	55,1	21,0	58,1
11	Priemer z Ob.emoc.	60,2	61,1	0,0	56,7
12	Priemer z Spok.sex.	69,2	47,9	0,0	54,6
13	Priemer z Zdr.distr.	63,1	50,0	32,5	54,5
14	Priemer z Fyz.zdrav.	70,4	33,7	2,5	47,5
15	Priemer z Energia	47,4	42,1	34,0	43,9
16	Priemer z Zmen.zdr.	44,2	33,3	37,5	38,3
17	Priemer z Vním.zdr.	42,3	33,7	20,0	36,5
18	Priemer z Ob.fyz.	41,4	30,9	0,0	33,4
19					
20					
21					
22					

Pohľad na usporiadané hodnoty jednotlivých dimenzií dáva celkovú predstavu o jednotlivých aspektoch kvality života.

Literatúra

- [1] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika jednoducho*. 3.vydanie. Bratislava: Statis, 2010. 194 s. ISBN 978 - 80-85659- 60-3.
- [2] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statis, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.
- [3] Chajdiak, J. 2013. *Štatistika jednoducho v Exceli*. Bratislava: Statis, 2013. ISBN 80-85659-74-0.
- [4] Šlahorová, K. – Chajdiak, J. – Šaffová, A. 2013. Vplyv úrovni vybraných faktorov na variabilitu celkovej kvality života. In *Forum Statisticum Slovaccum* 2013/2.
- [5] Vickrey, B.G., Hays, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.

Adresy autorov:

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU
Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0335/13:

„Štatistická analýza vybraných ukazovateľov konkurencieschopnosti na súbore podvojne účtujúcich podnikov SR“

Vplyv úrovni vybraných faktorov na variabilitu celkovej kvality života Impact of selected factors on variability of overall quality of life

Katarína Šlahorová, Jozef Chajdiak

Abstract: Sclerosis multiplex is a chronic inflammatory and demyelinating disorder of central nervous system which belongs among frequent causes of disability and handicap in young people. The aim of this paper was to analyse various dimensions of life satisfaction in patients with multiple sclerosis and to explore if there existed differences in subjectively perceived quality of life due to gender, mobility and employment. Results did not prove statistically significant differences in quality of life between men and women. Independent patients compared with patients with gait impairment differed significantly only in physical health composite ($p=0.02$). Employed persons compared with unemployed had higher scores in majority of all measured dimensions, as well as in overall quality of life ($p=0.03$).

Abstrakt: Sclerosis multiplex je chronické zápalové demyelinizačné ochorenie centrálneho nervového systému, ktoré je častou príčinou invalidity a handicapu u mladých ľudí. Cieľom práce bolo analyzovať jednotlivé oblasti životnej spokojnosti pacientov so sclerosis multiplex a zistiť, či existujú rozdiely v subjektívne vnímanej kvalite života z hľadiska pohlavia, mobility a pracovnej spôsobilosti. Výsledky nepreukázali štatisticky významné rozdiely v prežívaní kvality života medzi mužmi a ženami. Samostatní pacienti v porovnaní s pacientmi chodiacimi s oporou sa štatisticky významne líšili len v zložke fyzického zdravia ($p=0.02$). Pracovne činné osoby dosahovali v porovnaní s osobami práceneschopnými vyššie hodnoty vo väčšine meraných dimenzií, rovnako ako aj v celkovej kvalite života ($p=0.03$).

Key words: quality of life, multiple sclerosis, MSQOL-54 instrument, cluster analysis

Kľúčové slová: kvalita života, sclerosis multiplex, MSQOL-54, zhluková analýza

JEL classification:

Úvod

Sclerosis multiplex (SM) je chronické zápalové demyelinizačné ochorenie centrálneho nervového systému, ktoré začína najčastejšie medzi 20. – 40. rokom života, a je častejšie u žien v porovnaní s mužmi v pomere približne 2:1. Priebeh ochorenia je kolísavý, striedajú sa obdobia pokoja, tzv. remisie, a náhle zhoršenia, tzv. ataky alebo relapsy (Preiss, Kučerová, 2006).

Záujem o problematiku sclerosis multiplex v posledných rokoch rastie, a to najmä z dôvodu jej častého výskytu, vysokej miery disability a invalidity, komorbidít s ďalšími ochoreniami, najmä psychickými, negatívneho vplyvu na kvalitu života a vysokých nákladov na zdravotnú starostlivosť (Henriksson et al., 2006).

Podľa výskumných zistení Heesena et al. (2008) pacienti s včasnou aj pokročilou SM považujú za najvyššie priority vo vzťahu ku kvalite života schopnosť chôdze, zachovanie zrakových a kognitívnych funkcií.

Socioekonomický dopad ochorenia je nezanedbateľný. Miera zneschopnenia je u pacientov so SM značne vysoká. Odhaduje sa, že po dvadsiatich rokoch trvania choroby je asi 30-45% pacientov práceneschopných. Keďže zamestnanie má vysoký pozitívny vplyv na psychiku, jeho strata často vedie k pocitom menejcennosti, neužitočnosti, úzkosti a depresie. Okrem týchto psychologických dopadov prináša nezamestnanosť aj obmedzenie sociálnych kontaktov a znižovanie životnej úrovne jednotlivca i celej rodiny (Preiss, Kučerová, 2006).

Cieľom práce bolo analyzovať jednotlivé oblasti životnej spokojnosti pacientov so sclerosis multiplex a zistiť, či existujú rozdiely v subjektívne vnímanej kvalite života z hľadiska pohlavia, mobility a pracovnej spôsobilosti.

1. Výskumná vzorka

Výskumná vzorka pozostávala z 30 pacientov s diagnózou sclerosis multiplex, ktorí sú dispenzarizovaní v neurologickej ambulancii Ústrednej Vojenskej Nemocnice v Ružomberku (porov. s článkom Deskripcia dimenzií kvality života pacientov so sclerosis multiplex).

Z hľadiska mobility sme mali pacientov samostatných (skupina 1), chodiacich s oporou (skupina 2) a imobilných (skupina 3).

Z hľadiska pracovnej spôsobilosti sme pacientov rozdelili do troch skupín. Prvú skupinu tvorili pacienti, ktorí boli na čiastočnom alebo plnom invalidnom dôchodku (53,3%). V druhej skupine boli pacienti, ktorí sú doposiaľ pracovne činní (33,3%). Do tretej skupiny sme zaradili ostatných, t.j. dôchodcov a ženy na materskej dovolenke (13,3%).

2. Metodika

Všetci participanti po absolvovaní neurologického vyšetrenia vyplnili dotazník kvality života adaptovaný pre populáciu pacientov so sclerosis multiplex – MSQOL-54 (Vickrey et al., 1995).

3. Výsledky

Pri analýze výslednej kvality života v súbore pacientov so sclerosis multiplex sme vychádzali z priemerných hodnôt jej jednotlivých dimenzií, zachytených v dotazníku MSQOL-54. Pre lepšiu prehľadnosť sme výsledné priemerné hodnoty usporiadali podľa veľkosti v klesajúcom poradí (tab. 1).

Z tabuľky 1 vyplýva, že pacienti udávali najväčšiu spokojnosť v dimenziách kognitívne funkcie (MEAN = 70,7) a emocionálna pohoda (MEAN = 64,7). Najväčšiu nespokojnosť pociťovali v oblasti fyzických obmedzení (MEAN = 33,4) a vnímania zdravia (MEAN = 36,5). U väčšiny pacientov sa zdravie zhoršilo v porovnaní s predchádzajúcim rokom.

Tab. 1: Priemerné hodnoty dimenzií kvality života usporiadané podľa veľkosti

Dimenzie kvality života	Priemer. hodnota
Kognitívne funkcie	70,7
Emocionálna pohoda	64,7
Bolesť	58,8
Sexuálne funkcie	58,7
Celková spokojnosť	58,2
Sociálne fungovanie	58,1
Obmedz. emocionálne	56,7
Spokojnosť so sex. ff.	54,6
Zdravotný distres	54,5
Fyzické zdravie	47,5
Energia	43,9
Zmena v zdraví	38,3
Vnímanie zdravia	36,5
Obmedz. fyzické	33,4

V tab. 2 sa nachádzajú agregované hodnoty dimenzií kvality života z hľadiska pohlavia, zoradené podľa veľkosti diferencie (d) medzi oboma pohlaviami. Kladné hodnoty diferencie znamenajú, že priemerné skóre v danej dimenzii bolo väčšie u mužov v porovnaní so ženami, záporné hodnoty znamenajú opak, teda že priemerné skóre bolo vyššie u žien. Z tabuľky vyplýva, že muži v porovnaní so ženami udávali väčšiu spokojnosť v oblasti emocionality (Emoc. pohoda, Obmedz. emoc.) a vitality. Najväčšie rozdiely medzi mužmi a ženami sa prejavili v spokojnosti so sexuálnymi funkciami, fyzickým zdravím a sociálnym fungovaním. V týchto oblastiach boli ženy spokojnejšie ako muži.

Tab. 2: Agregované hodnoty dimenzií spokojnosti (kvality života) podľa pohlavia

Dimenzie spokojnosti	Priemery		d=m-ž
	muži	ženy	
Emocionálna pohoda	72,0	62,4	9,6
Obmedzenia emocionálne	62,0	55,0	7,0
Energia	47,4	42,8	4,6
Kognitívne funkcie	73,0	70,0	3,0
Obmedzenia fyzické	30,4	34,3	-3,8
Celková spokojnosť	54,9	59,2	-4,4
Vnímanie zdravia	32,9	37,6	-4,8
Zdravotný distress	50,7	55,7	-4,9
Zmena v zdraví	32,1	40,2	-8,1
Bolesť	51,1	61,1	-10,0
Sociálne fungovanie	50,0	60,5	-10,5
Sexuálne funkcie	47,2	62,0	-14,8
Fyzické zdravie	30,7	52,6	-21,9
Spokojnosť so sex. funkciami	37,5	59,5	-22,0

Tab. 3 obsahuje agregované hodnoty dimenzií kvality života podľa závažnosti neurologického poškodenia, resp. mobility (skupiny 1, 2 a 3).

Tab. 3: Agregované hodnoty dimenzií spokojnosti (kvality života) podľa mobility

Dimenzie spokojnosti	Priemery			d=1-2
	Skup.1	Skup.2	Skup.3	
Kognitívne funkcie	70,1	71,3	70,0	-1,3
Obmedzenia emocionálne	60,2	61,1	0,0	-0,9
Emocionálna pohoda	67,1	65,3	44,0	1,7
Energia	47,4	42,1	34,0	5,3
Celková spokojnosť	64,8	57,1	23,5	7,6
Vnímanie zdravia	42,3	33,7	20,0	8,6
Obmedzenia fyzické	41,4	30,9	0,0	10,5
Zmena v zdraví	44,2	33,3	37,5	10,9
Sociálne fungovanie	67,2	55,1	21,0	12,2
Zdravotný distress	63,1	50,0	32,5	13,1
Bolesť	69,5	52,7	35,0	16,9
Spokojnosť so sex. funkciami	69,2	47,9	0,0	21,3
Sexuálne funkcie	75,7	50,0	0,0	25,7
Fyzické zdravie	70,4	33,7	2,5	36,7

Hodnoty diferencie sme vypočítali len pre skupiny 1 a 2, nakoľko tretia skupina obsahovala malý počet pacientov. Z tabuľky vyplýva, že pacienti samostatne sa pohybujúci v porovnaní s pacientmi chodiacimi s pomocou paličky dosahovali výrazne vyššie hodnoty spokojnosti v oblasti fyzického zdravia a sexuálnych funkcií, pociťovali tiež menej bolesti a zdravotného distresu.

V tab. 4 sa nachádzajú agregované hodnoty dimenzií kvality života podľa pracovnej spôsobilosti, ako aj hodnoty diferencie medzi skupinou pacientov s ID a zamestnanými pacientmi. Ako môžeme vidieť, všetky hodnoty diferencie sa pohybujú v kladných číslach, čo poukazuje na skutočnosť, že zamestnaní pacienti v porovnaní s tými, čo sú na invalidnom dôchodku, dosahujú vyššiu spokojnosť vo všetkých meraných dimenziách kvality života. Najväčšie diferencie sa prejavili v dimenziách Fyzické zdravie, Bolest', Sexuálne funkcie a Spokojnosť so sexuálnymi funkciami, Fyzické obmedzenia a Sociálne fungovanie. Najmenšie diferencie sa týkali Obmedzení v dôsledku emocionálnych problémov, Emocionálnej pohody a Kognitívnych funkcií.

Tab. 4: Agregované hodnoty dimenzií spokojnosti (kvality života) podľa pracovnej spôsobilosti

Dimenzie spokojnosti	Priemery			d=zam-ID
	ID	ost	zamest	
Fyzické zdravie	31,3	43,8	75,0	43,8
Bolest'	47,8	48,8	80,4	32,6
Sexuálne funkcie	44,1	70,8	76,0	31,9
Obmedzenia fyzické	25,8	6,3	56,3	30,5
Spokojnosť so sex. funkciami	41,1	68,8	69,4	28,4
Sociálne fungovanie	50,1	50,0	74,1	24,0
Vnímanie zdravia	29,7	37,5	47,0	17,3
Celková spokojnosť	50,6	65,8	67,4	16,8
Zdravotný distres	47,2	60,0	64,0	16,8
Zmena v zdraví	34,4	31,3	47,5	13,1
Energia	40,8	44,0	48,8	8,1
Kognitívne funkcie	70,3	59,0	76,0	5,7
Emocionálna pohoda	62,0	71,0	66,4	4,4
Obmedzenia emocionálne	55,3	58,3	58,3	3,1

V tabuľkách 5-7 sa nachádzajú vypočítané priemerné hodnoty pre oblasť fyzického zdravia, duševného zdravia a celkovej kvality života z hľadiska pohlavia, mobility, zamestnanosti a celého súboru, vrátane p-hodnôt.

Tab. 5: Priemerné hodnoty fyzického a duševného zdravia a celkovej kvality života podľa pohlavia

Hodnoty	Priemerné hodnoty		
	muži	ženy	P-hodn
Fyzická zložka zdravia	40,7	48,1	0.37
Mentálna zložka zdravia	63,9	60,3	0.68
Celková kvalita života	52,3	54,4	0.77

Muži a ženy sa štatisticky významne nelíšia v prežívaní celkovej kvality života. Spokojnosť v oblasti fyzického zdravia je vyššia u žien v porovnaní s mužmi, naopak, muži sú zasa o niečo spokojnejší s duševným zdravím. Zistené rozdiely však nie sú štatisticky významné.

Tab. 6: Priemerné hodnoty fyzického a duševného zdravia a celkovej kvality života podľa mobility (skupiny)

Hodnoty	Priemerné hodnoty			
	Skup. 1	Skup. 2	Skup. 3	P (1 vs. 2)
Fyzická zložka zdravia	56,4	41,5	17,5	0.02*
Mentálna zložka zdravia	64,8	61,8	32,0	0.67
Celková kvalita života	60,7	52,0	24,8	0.13

* hladina významnosti $p < 0.05$

Výsledky naznačujú, že kvalita života, vrátane jej fyzickej a duševnej komponenty, sa znižuje v závislosti od závažnosti neurologického poškodenia. Pacienti s vyšším EDSS (skup. 1) majú v priemere nižšie skóre v celkovej kvalite života v porovnaní s pacientmi s nižším EDSS (skup. 2 a 3). Pacienti samostatne sa pohybujúci v porovnaní s pacientmi chodiacimi s oporou sa však štatisticky významne líšili len v zložke fyzického zdravia ($p = 0.02$).

Tab. 7: Priemerné hodnoty fyzického a duševného zdravia a celkovej kvality života podľa pracovnej spôsobilosti

Hodnoty	Priemerné hodnoty			
	Zamestn	ID	Ostatní	P (zam.vs. ID)
Fyzická zložka zdravia	61,0	37,9	43,5	0.002**
Mentálna zložka zdravia	65,7	57,6	63,8	0.320
Celková kvalita života	63,4	48,1	53,6	0.030*

* hladina významnosti $p < 0.05$

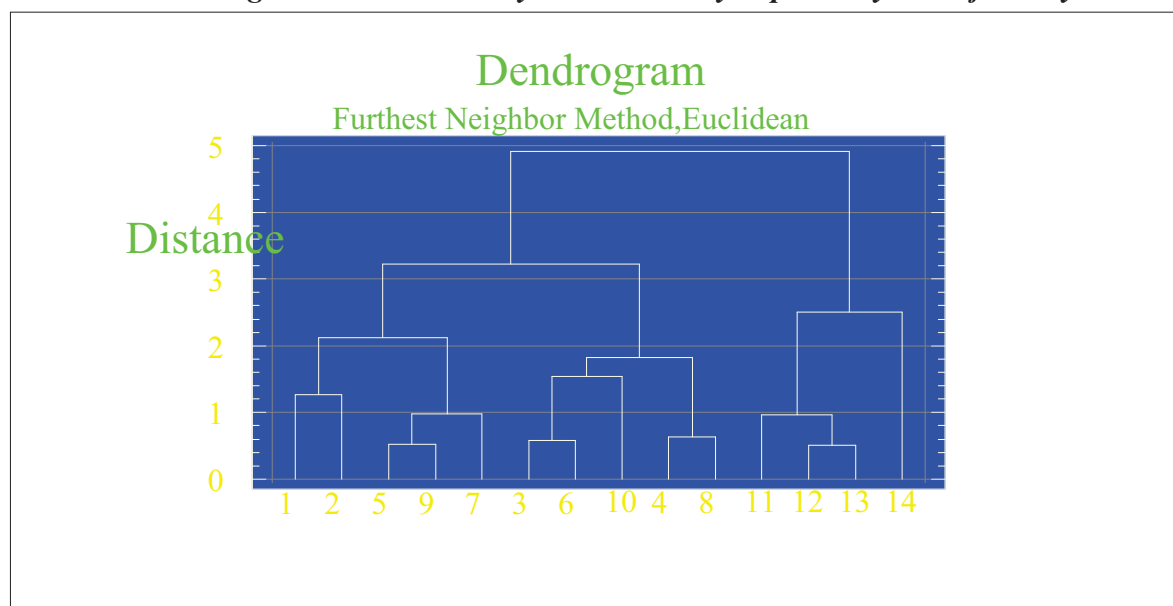
** hladina významnosti $p < 0.01$

Pracovne činní pacienti so SM dosahujú podstatne vyššie hodnoty spokojnosti v celkovej kvalite života v porovnaní s pacientmi, ktorí sú na invalidnom dôchodku ($p = 0.030$), pričom rozdiely sa týkajú najmä fyzickej zložky zdravia ($p = 0.002$). Podrobnejšia analýza tiež preukázala, že pracujúci pacienti sa v porovnaní s pacientmi na ID štatisticky významne líšili v ôsmich zo 14 posudzovaných dimenzií kvality života.

Analýza zhlukov (Cluster analysis)

Na vytvorenie zhlukov sme použili hierarchické zhlukové metódy, ktoré sú súčasťou štatistického programu Statgraphics. Zhluková analýza zaraďuje štatistické jednotky do skupín tak, aby bola čo najväčšia podobnosť v rámci skupín a čo najväčšia rozdielnosť medzi skupinami. Štatistickými jednotkami v našom prípade boli jednotlivé dimenzie kvality života, merané prostredníctvom dotazníka MSQOL-54 (1-14). Triediacimi kritériami boli: celková kvalita života, pohlavie, mobilita a pracovná spôsobilosť.

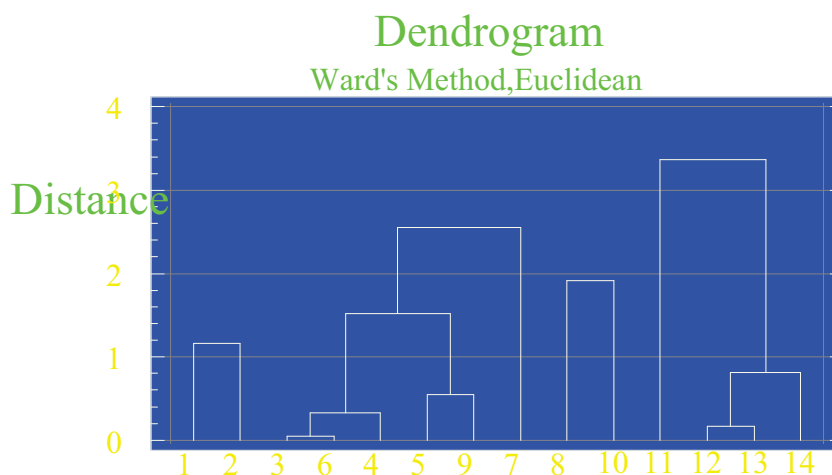
Obr. 1 znázorňuje zhlukovú analýzu v podobe hierarchického grafu – dendrogramu pre celkovú kvalitu života. Použitá bola metóda „najvzdialenejšieho suseda“.

Obr. 1: Dendrogram dimenzií kvality života triedených podľa výslednej kvality života

1 Fyzické zdravie (FZ); 2 Obmedzenia kvôli fyzickým problémom (ObF); 3 Obmedzenia kvôli emocionálnym problémom (ObE); 4 Bolesť (Bo); 5 Emocionálna pohoda (EP); 6 Energia (En); 7 Vnímanie zdravia (VZ); 8 Sociálne fungovanie (SocF); 9 Kognitívne funkcie (KF); 10 Zdravotný distres (ZD); 11 Sexuálne funkcie (SexF); 12 Zmena v zdraví (ZmZ); 13 Spokojnosť so sexuálnymi funkciami (SpSex); 14 Celková spokojnosť (CS)

Z obr. 1 vyplýva, že v rámci prvého zhluku najbližšie k sebe majú dimenzie 5 (EP) a 9 (KF), k nim sa pridáva dimenzia 7 (VZ) a potom 1 (FZ) a 2 (ObF). V druhom zhluku majú k sebe najbližšie položky 3 (ObE) a 6 (En), potom 4 (Bo) a 8 (SocF) a k nim sa pridáva položka 10 (ZD). V treťom zhluku sa blízko seba nachádzajú položky 12 (ZmZ) a 13 (SpSex), k nim sa pripája položka 11 (SexF) a nakoniec 14 (CS).

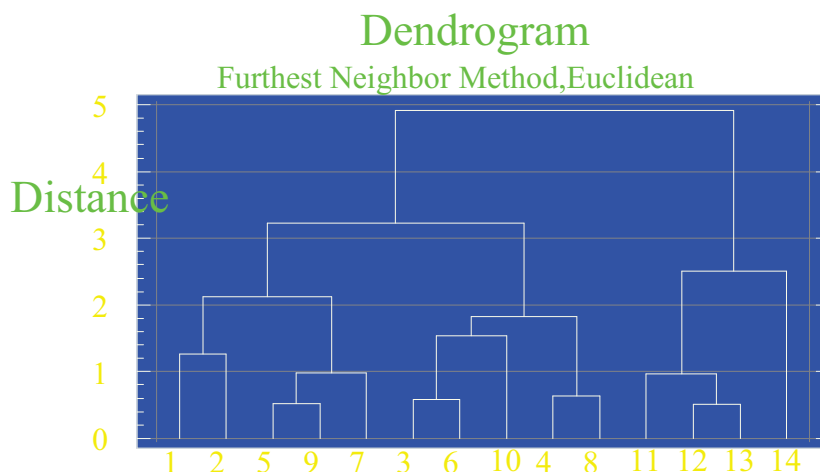
Obr. 2 ponúka pohľad na zhlukovú analýzu dimenzií kvality života triedených podľa pohlavia. Použitá bola Wardova metóda.

Obr. 2: Dendrogram dimenzií kvality života triedených podľa pohlavia

V prvom zhluky sa objavili len položky 1 (FZ) a 2 (ObF). Ďalší zhluk je väčší, najbližšie tu k sebe majú položky 3 (ObE) a 6 (En). Tie sa potom spájajú s položkami 4 (Bo), 5 (EP) a 9 (KF). Napokon sa k nim pridružuje položka 7 (VZ). Tretí zhluk pozostáva z dimenzií 8 (SocF) a 10 (ZD). V poslednom zhluky sú si najbližšie položky 12 (ZmZ) a 13 (SpSex), k nim sa pripája položka 14 (CS) a nakoniec položka 11 (SexF).

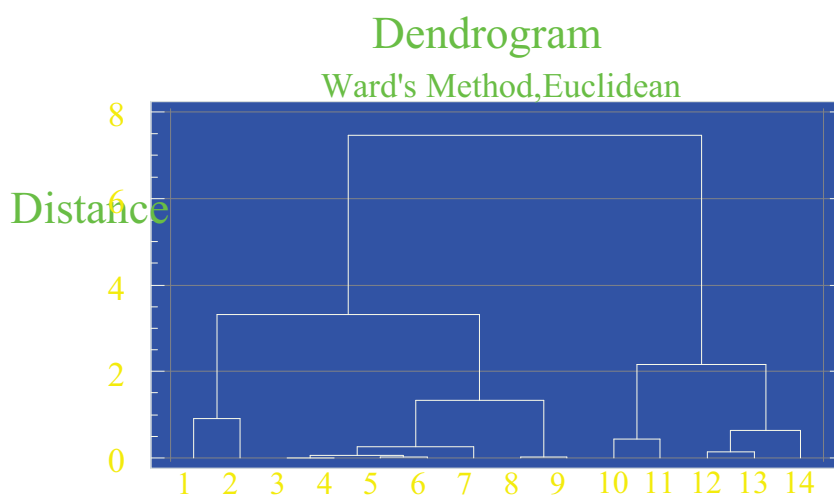
Zhluková analýza dimenzií kvality života triedená podľa pracovnej spôsobilosti je znázornená na obr. 3. Použitá bola metóda „najvzdialenejšieho suseda“.

Obr. 3: Dendrogram dimenzií kvality života triedených podľa pracovnej spôsobilosti



Z analýzy zhlukov vyplýva, že najbližšie k sebe majú položky 5 (EP) a 9 (KF), ďalej 12 (ZmZ) a 13 (SpSex), potom 3 (ObE) a 6 (En), 4 (Bo) a 8 (SocF) a napokon 1 (FZ) a 2 (ObF).

Obr. 4: Dendrogram dimenzií kvality života triedených podľa mobility



Obr. 4 predstavuje grafické zobrazenie zhlukovej analýzy dimenzií kvality života triedených podľa mobility. Použitá bola Wardova metóda.

Ukazuje sa, že najbližšie k sebe majú dimenzie 3 (ObE) a 4 (Bo) a 5 (EP) a 6 (En), ku ktorým sa ešte pripája dimenzia 7 (VZ). Ďalšími položkami, ktoré majú k sebe najbližšie, sú 8 (SocF) a 9 (KF) a blízka vzdialenosť je aj medzi 12 (ZmZ) a 13 (SpSex) a 10 (ZD) a 11 (SexF).

4. Záver

V príspevku sme sa zamerali na analýzu jednotlivých dimenzií kvality života v súbore pacientov so sclerosis multiplex. Výsledné hodnoty oblastí životnej spokojnosti sme ďalej analyzovali z hľadiska faktorov pohlavia, mobility a pracovnej spôsobilosti. Prostredníctvom zhlukovej analýzy sme hľadali oblasti, ktoré si boli najviac podobné.

Zistili sme, že pacienti so SM boli v priemere najviac spokojní s kognitívnymi funkciami a najmenej s fyzickými obmedzeniami.

Muži v porovnaní so ženami boli spokojnejší v emocionálnej oblasti, naopak, ženy boli spokojnejšie so sexuálnymi funkciami, fyzickým zdravím a sociálnym fungovaním. Nezistili sme však štatisticky významné rozdiely v prežívaní kvality života z hľadiska pohlavia.

Samostatní pacienti (skupina 1), v porovnaní s pacientmi chodiacimi s oporou (skupina 2), boli spokojnejší vo všetkých oblastiach kvality života s výnimkou kognitívnych funkcií a emocionálnych obmedzení. Porovnávané skupiny sa však štatisticky významne líšili len v zložke fyzického zdravia ($p=0.02$).

Pracovne činní pacienti so SM mali vyššie skóre v porovnaní s nezamestnanými v ôsmich zo 14 meraných dimenzií, rovnako ako aj v celkovej kvalite života ($p=0.03$).

Výsledky prieskumu prinášajú pohľad na oblasti života, ktoré pacienti so SM zvládajú bez väčších ťažkostí, ako aj na tie, ktoré ich najviac trápia. Naznačujú tiež existenciu rozdielov vo vnímaní kvality života medzi mužmi a ženami, medzi pracujúcimi a práceneschopnými, ako aj medzi samostatne sa pohybujúcimi osobami a jedincami so závažnejšími poruchami chôdze. Na základe týchto poznatkov môžeme identifikovať osoby, ktoré sú vo väčšom riziku vzniku emocionálnych porúch a zníženej životnej spokojnosti, ako aj vhodne nasmerovať účinné preventívne a terapeutické intervencie.

5. Literatúra

- [1]HEESEN, C., BÖHM, J., REICH, C. et al. 2008. Patient perception of bodily functions in multiple sclerosis: gait and visual function are the most valuable. In *Multiple Sclerosis*. ISSN 1477-0970, 2008, vol. 14, no. 7, p. 988-991.
- [2]HENRIKSSON, F., FREDERIKSON, S. et al. 2001. Costs, quality of life and disease severity in multiple sclerosis: a cross-sectional study in Sweden. In *Eur J Neurol*. ISSN 1468-1331, 2001, vol. 8, no. 1, p. 27-35.
- [3]CHAJDIK, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statis, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.
- [4]CHAJDIK, J., ŠLAHOROVÁ, K. 2013. Usporiadanie a analýza vplyvu faktorov v Exceli. In *Forum Statisticum Slovacum*. ISSN 1336-7420, 2013, č. 2.
- [5]PREISS, M., KUČEROVÁ, H. a kol. 2006. *Neuropsychologie v neurologii*. Vydání 1. Praha : Grada, 2006. 368 s. ISBN 80-247-0843-4.
- [6]VICKREY, B.G., HAYS, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.

Adresy autorov:

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU
Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Ukážka testovania stredných hodnôt v Exceli

Example of testing means in Excel

Jozef Chajdiak, Katarína Šlahorová

Abstract: The paper contains hypothesis testing of selected variables values in the data of multiple sclerosis patients and their quality of life aspects. For testing we used statistical functions and tools of Excel 2010.

Abstrakt: Príspevok obsahuje opis postupu testovania hypotéz hodnôt vybraných premenných zo súboru údajov charakterizujúcich jednotlivé aspekty dimenzií kvality života u pacientov s diagnózou sclerosis multiplex. K riešeniu sa použil programový systém Excel verzie 2010. K testom sa použili štatistické funkcie a nástroje.

Key words: quality of life, Excel, F test, t-test, paired t-test, nonparametric tests

Kľúčové slová: kvalita života, Excel, F test, t-test, párový t-test, neparametrické testy.

JEL classification: C10, C13.

Úvod

Častou formou analýzy napozorovaných hodnôt je testovanie hypotéz. Používajú sa parametrické a neparametrické testy. Excel vo svojom inštrumentáriu disponuje viacerými parametrickými testmi. Ich správne použitie je však podmienené zodpovedajúcim výberom respondentov (zvyčajne jednoduchý náhodný výber) a normálnym rozdelením hodnôt analyzovaného parametra. Tieto dve požiadavky v dotazníkových dátach zriedkakedy sú splnené, čo prakticky znamená, že použité testy a ich výsledky majú len doplňujúci ilustračný význam.

Parametrické testy predpokladajú, že poznáme rozdelenie a jeho parametre pri analyzovanej premennej. Neparametrické testy tieto znalosti nevyžadujú.

Excel používa funkcie CHISQ.TEST, F.TEST, T.TEST a Z.TEST. V ponuke sú tiež nástroje: F-Test Two-Sample for Variance, t-Test: Paired Two Sample for Means, t-Test: Two Sample Assuming Equal Variances, t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances, t-Test: Two Sample Means.

1. Funkcie pre testy

Funkcia F.TEST

Testuje hypotézu o zhode rozptylov:

H_0 : rozptyl₁ = rozptyl₂

H_1 : rozptyl₁ $\neq$ rozptyl₂

Zápis funkcie

=F.TEST(pole₁, pole₂)

Výsledkom je p-hodnota; ak vypočítaná p-hodnota je menšia ako alfa, je dôvod zamietnuť hypotézu H_0 .

Funkcia T.TEST

Testujeme hypotézu o zhode stredných hodnôt

H_0 : stredná_hodnota₁ = stredná_hodnota₂

H_1 : stredná_hodnota₁ $\neq$ stredná_hodnota₂

Zápis funkcie: =T.TEST(pole₁, pole₂, strany, typ)

Strany Povinný argument. Určuje, či ide o jednostranné alebo obojstranné rozdelenie. Ak strany = 1, funkcia T.TEST vracia jednostranné rozdelenie. Ak strany = 2, funkcia T.TEST vracia obojstranné rozdelenie.

Ak sa argument typ rovná vykoná sa tento test

- 1 párový
- 2 dvojvýberový test zhody stredných hodnôt pri rovnosti rozptylov
- 3 dvojvýberový test zhody stredných hodnôt pri rôznosti rozptylov

Výsledkom je p-hodnota; ak vypočítaná p-hodnota je menšia ako alfa, je dôvod zamietnuť hypotézu H_0 .

Príklad

Súbor respondentov sa člení na mužov a ženy. Za jednotlivých pacientov sa, okrem iných, zisťujú hodnoty celkovej kvality života (premená Celk.KŽ – pozri [4]). Úlohou je otestovať zhodu strednej hodnoty celkovej kvality života Celk.KŽ u mužov a žien.

	A	B	C
1	ID	Pohlavie	Celk.KŽ
28	27	ž	57
29	28	ž	37
30	29	ž	69
31	30	ž	27
32			
33		F.TEST	0,383
34		T.TEST	0,772
35		varm	156,238
36		varz	318,401
37		mim	52,286
38		miz	54,413

	A	B	C
1	ID	Pohlavie	Celk.KŽ
28	27	ž	57
29	28	ž	37
30	29	ž	69
31	30	ž	27
32			
33		F.TEST	=F.TEST(C2:C8;C9:C31)
34		T.TEST	=T.TEST(C2:C8;C9:C31;2;2)
35		varm	=VAR(C2:C8)
36		varz	=VAR(C9:C31)
37		mim	=AVERAGE(C2:C8)
38		miz	=AVERAGE(C9:C31)

Do nového hárku preniesieme hodnoty identifikačnej premennej ID, premennej Pohlavie a premennej Celková kvalita života Celk.KŽ. Podsúbor usporiadame podľa Pohlavie. Otestujeme zhodu rozptylov Celk.KŽ mužov a žien (funkcia F test v políčku B33). Keďže výsledná p-hodnota funkcie F.test je 0,383 je viac ako $\alpha=0,05$ nie je dôvod zamietnuť nulovú hypotézu o zhode rozptylov.

V ďalšom kroku použijeme funkciu T.test v políčku B34 v obojstrannej variante zhody rozptylov (parameter skupina sa rovná 2 a parameter typ tiež 2). Výsledná p-hodnota 0,772 je výrazne viac ako hladina významnosti α rovná 0.05, t.j. nie je dôvod zamietnuť nulovú hypotézu o zhode stredných hodnôt, t.j. celkovú kvalitu života hodnotia muži a ženy štatisticky rovnako.

2. Nástroje pre testy

V ponuke sú tiež nástroje: F-Test Two-Sample for Variaces, t-Test:Paired Two Sample for Means, t=Test: Two Sample Assuming Equal Variances, t=Test: Two Sample Assuming Unequal Variances, t=Test: Two Sample Means.

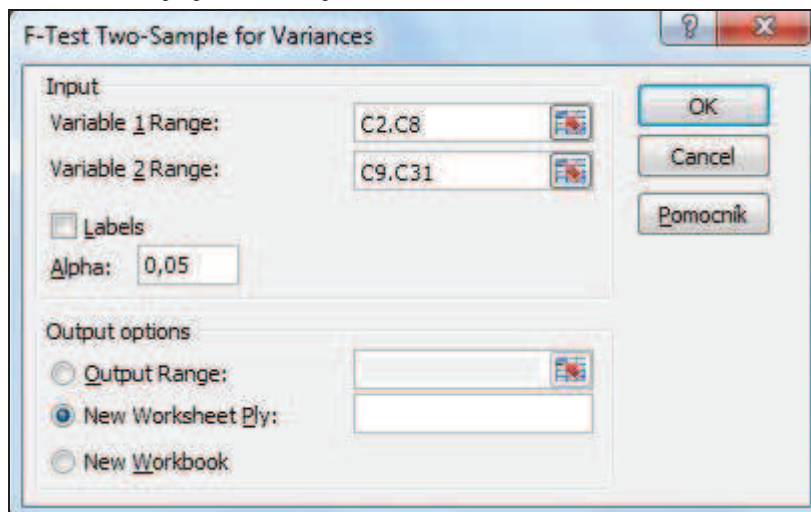
Nástroj F-Test Two-Sample for Variaces

Testuje hypotézu o zhode rozptylov:

H_0 : rozptyl₁ = rozptyl₂

H_1 : rozptyl₁ $\neq$ rozptyl₂

Okno nástroja je nasledujúce:



Vo prvom vstupnom políčku sme vyplnili blok údajov celkovej kvality života za mužov a v druhom za ženy. Výstup chceme na nový hárok:

	A	B	C
1	F-Test Two-Sample for Variances		
2			
3		<i>Variable 1</i>	<i>Variable 2</i>
4	Mean	52,28571	54,41304
5	Variance	156,2381	318,4012
6	Observations	7	23
7	df	6	22
8	F	0,490696	
9	P(F<=f) one-tail	0,191747	
10	F Critical one-tail	0,259309	

P-hodnota je väčšia ako alfa rovné 0.05, t.j. nie je dôvod zamietnuť nulovú hypotézu o zhode rozptylov.

Nástroj t=Test: Two Sample Assuming Equal Variances

Testujeme hypotézu o zhode stredných hodnôt

H0: stredná_hodnota_1 = stredná_hodnota_2

H1: stredná_hodnota_1 ≠ stredná_hodnota_1_2

Okno nástroja je nasledujúce:

Vo prvom vstupnom políčku sme vyplnili blok údajov celkovej kvality života za mužov a v druhom za ženy. Výstup chceme na nový hárok:

	A	B	C
1	t-Test: Two-Sample Assuming Equal Variances		
2			
3		<i>Variable 1</i>	<i>Variable 2</i>
4	Mean	52,28571	54,41304
5	Variance	156,2381	318,4012
6	Observations	7	23
7	Pooled Variance	283,652	
8	Hypothesized Mean Difference	0	
9	df	28	
10	t Stat	-0,29261	
11	P(T<=t) one-tail	0,385988	
12	t Critical one-tail	1,701131	
13	P(T<=t) two-tail	0,771975	
14	t Critical two-tail	2,048407	

P-hodnota je väčšia ako alfa rovné 0.05, t.j. nie je dôvod zamietnuť nulovú hypotézu o zhode priemerov.

3. Neparametrické testy

Wilcoxonov párový test

Wilcoxonov párový test (tiež Wilcoxon signed-rank test) sa používa na overenie zhody dvoch stredných hodnôt vyjadrených mediánom pri párových pozorovaniach. Nech premenná X1 reprezentuje hodnoty jednotlivých jednotiek pred akciou a premenná X2 po akcii (párové porovnania).

H0: stredná_hodnota_1 = stredná_hodnota_2

H1: stredná_hodnota_1 ≠ stredná_hodnota_2

Postup testovania je nasledujúci:

- Jednoduchým náhodným výberom získame n párových pozorovaní (pred akciou a po akcii)

- b) Vypočítame rozdiely $D = X_2 - X_1$
 c) Vypočítame absolútne hodnoty rozdielov $|D|$.
 d) Absolútne rozdiely $|D|$ usporiadame vzostupným poriadkom.
 e) Vypočítame Wilcoxonovu T_w testovaciu štatistiku. Pre záporné hodnoty rozdielov D vypočítame úhrn poradií $\Sigma(-)$ a pre kladné hodnoty rozdielov D vypočítame úhrn poradií $\Sigma(+)$. Testovacia štatistika $T_w = \min(\Sigma(-); \Sigma(+))$.
 f) Vybrané kritické hodnoty T_w štatistiky sa uvádzajú v tabuľke č.1.

Oblasť zamietnutia nulovej hypotézy pre hladinu významnosti $\alpha=0,05$ pre obojstrannú alternatívu $T_w \leq T_{w\alpha/2}$, pri jednostranných alternatívach $\Sigma(-) \leq T_{w\alpha}$ resp. $\Sigma(+)\leq T_{w\alpha}$.

Príklad

Kvalitu života za súboru pacientov s diagnózou sclerosis multiplex ako súhrnný výsledok agregovania jednotlivých dimenzií porovnajme za mužov a za ženy.

Vypočítané hodnoty jednotlivých dimenzií kvality celkového života sú v nasledujúcej tabuľke:

m	ž	d	dim	d	Poradie	$\Sigma(-)$	$\Sigma(+)$
73,0	70,0	3,0	Priemer z	3,00	1	1	
30,4	34,3	-3,8	Priemer z	3,83	2		2
54,9	59,2	-4,4	Priemer z	4,36	3		3
47,4	42,8	4,6	Priemer z	4,65	4	4	
32,9	37,6	-4,8	Priemer z	4,75	5		5
50,7	55,7	-4,9	Priemer z	4,94	6		6
62,0	55,0	7,0	Priemer z	6,96	7	7	
32,1	40,2	-8,1	Priemer z	8,07	8		8
72,0	62,4	9,6	Priemer z	9,57	9	9	
51,1	61,1	-10,0	Priemer z	9,99	10		10
50,0	60,5	-10,5	Priemer z	10,52	11		11
47,2	62,0	-14,8	Priemer z	14,79	12		12
30,7	52,6	-21,9	Priemer z	21,89	13		13
37,5	59,5	-22,0	Priemer z	22,02	14		14
						21	84

Tabuľka 2 Kvantily T_w rozdelenia pre Wilcoxonov test pri závislých výberoch

n	α			
	0.005	0.01	0.025	0.05
4	-	-	-	-
5	-	-	-	0
6	-	-	0	2
7	-	0	2	3
8	0	1	3	5
9	1	3	5	8
10	3	5	8	10
11	5	7	10	13
12	7	9	13	17
13	9	12	17	21
14	12	15	21	25
15	15	19	25	30
16	19	23	29	35
17	23	27	34	41

18	27	32	40	47
19	32	37	46	53
20	37	43	52	60
21	42	49	58	67
22	48	55	65	75
23	54	62	73	83
24	61	69	81	91
25	68	76	89	100
26	75	84	98	110
27	83	92	107	119
28	91	101	116	130
29	100	110	126	140
30	109	120	137	151

Testovaciu štatistiku vyjadruje hodnota 21 ako minimum z hodnôt 21 a 84. Kritická hodnota pre $\alpha=0,05$ je 25 čo je viac ako 21, t.j. zamietame hypotézu o zhode mužského a ženského pohľadu.

Mann – Whitneyov U test

Mann-Whitneyov U test (tiež Wilcoxonov test súčtov poradí; Wilcoxon rank sum test) testujeme hypotézu o zhode stredných hodnôt prostredníctvom mediánov

H_0 : stredná_hodnota_1 = stredná_hodnota_2

H_1 : stredná_hodnota_1 $\neq$ stredná_hodnota_2

Postup testovania je nasledujúci:

- Jednoduchým náhodným výberom zrealizujeme prvý výber rozsahu n_1 a jednoduchým náhodným výberom realizujeme druhý výber rozsahu n_2 .
- Napozorované hodnoty oboch výberov usporiadame vzostupným poriadkom.
- Usporiadaným hodnotám priradíme poradie. Ak sa vyskytuje viac rovnakých hodnôt, priradíme im ich priemerné poradie.
- Vypočítame úhrny R_1 a R_2 z poradí pozorovaní z prvého a druhého súboru.
- Vypočítame hodnotu Mann-Whitneyovej testovacej U štatistiky ako minimum z U_1 a U_2 :

$$U_1 = n_1 n_2 - \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - R_1 \quad U_2 = n_1 n_2 - \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - R_2$$

- Vybrané kritické hodnoty U štatistiky sa uvádzajú v tabuľke č.1.

Príklad

Nech jednoduchým náhodným výberom sme získali hodnoty celkovej kvality života Celk.KŽ za podsúbor mužov a podsúbor žien zo súboru pacientov s diagnózou sclerosis multiplex.

Hodnoty Celk.KŽ sme usporiadali v rastúcom poriadku. Jednotlivým hodnotám sme priradili poradové čísla (ID1). V stĺpci U_m sme vyčlenili poradie za mužov a v stĺpci U_z za ženy, pričom v riadku 31 je ich súčet.

13	1	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45							
14	1	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55						
15	1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64					
16	1	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75				
17	2	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	69	75	81	87			
18	2	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99		
19	2	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	
20	2	8	14	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
21	3	8	15	22	29	36	43	50	58	65	73	80	88	96	103	111	119	126	134
22	3	9	16	23	30	38	45	53	61	69	77	85	93	101	109	117	125	133	141
23	3	9	17	24	32	40	48	56	64	73	81	89	98	106	115	123	132	140	149
24	3	10	17	25	33	42	50	59	67	76	85	94	102	111	120	129	138	147	156
25	3	10	18	27	35	44	53	62	71	80	89	98	107	117	126	135	145	154	163
26	4	11	19	28	37	46	55	64	74	83	93	102	112	122	132	141	151	161	171
27	4	11	20	29	38	48	57	67	77	87	97	107	117	127	137	147	158	168	178
28	4	12	21	30	40	50	60	70	80	90	101	111	122	132	143	154	164	175	186
29	4	13	22	32	42	52	62	73	83	94	105	116	127	138	149	160	171	182	193
30	5	13	23	33	43	54	65	76	87	98	109	120	131	143	154	166	177	189	200

V tabuľke 2 sú kritické hodnoty. Pre 23 žien a 7 mužov je kritická hodnota 40. Keďže 100,5 je viac ako 40 je dôvod zamietnuť hypotézu o zhode dvoch mediánov, t.j. podľa Mannovho-Whitneyovho test muži a ženy hodnotia Celk.KŽ rozdielne.

[1]Chajdiak, J. 2009. *Štatistika jednoducho*. 3.vydanie. Bratislava: Statistika, 2010. 194 s. ISBN 978 - 80-85659- 60-3.

[2]Chajdiak, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statistika, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.

[3]Chajdiak, J. 2013. *Štatistika jednoducho v Exceli*. Bratislava: Statistika, 2013. ISBN 80-85659-74-0.

[4]Šlahorová, K. – Chajdiak, J. – Šaffová, A. 2013. Analýza vybraných aspektov kvality života v súbore pacientov s diagnózou sclerosis multiplex.. In *Forum Statisticum Slovacum* 2013/2.

[5] Vickrey, B.G., Hays, R.D. et al. 1995. A health-related quality of life measure for multiple sclerosis. In *Quality of Life Research*. ISSN 1573-2649, 1995, vol. 4, no. 3, p. 187-206.

Adresy autorov:

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.
Ústav manažmentu STU
Vazovova 51, 810 00 Bratislava
jozef.chajdiak@stuba.sk

Katarína Šlahorová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN Ružomberok
Fakulta zdravotníctva a sociálnej práce TU Trnava
katka.kubovicova@gmail.com

CCR DEA analýza efektívnosti hospitalizovaných v slovenských okresoch CCR DEA efficiency analysis of inpatients in Slovak districts

Samuel Koróny, Beáta Gavurová

Abstrakt: Príspevok sa zaoberá CCR DEA analýzou dostupných ukazovateľov slovenských okresov s lôžkovými zdravotníckymi zariadeniami za rok 2009 (výstup – počet hospitalizovaných pacientov, vstup – počet lekárskeho miest a počet postelí). V prvej skupine okresov s relatívne menšími lôžkovými zariadeniami sú efektívne okresy Bánovce nad Bebravou a Stará Ľubovňa. V druhej skupine s väčšími zariadeniami sú efektívne okresy Nové Zámky a Košice II.

Abstract: The paper deals with CCR DEA analysis applications to available indicators of Slovak districts with inpatient healthcare facilities from the year 2009 (output - total numbers of inpatients, input – number of physicians and number of beds). In the first cluster with relatively smaller inpatient facilities are efficient districts: Bánovce nad Bebravou a Stará Ľubovňa. In the second cluster with bigger facilities are efficient districts: Nové Zámky a Košice II.

Kľúčové slová: efektívnosť, zdravotníctvo, DEA analýza

Key words: Efficiency, Healthcare, DEA analysis

JEL classification: C61, I12

1. Úvod

Zvyšovanie efektívnosti verejných výdavkov na zdravotníctvo vyžaduje potrebu riešenia viacerých problémov. Pre štát je najefektívnejšou a najrýchlejšou možnosťou, ako dosiahnuť objektívne vynakladanie prostriedkov, nechať pôsobiť pri poskytovaní zdravotnej starostlivosti trhové sily. Zvyšovanie efektívnosti výdavkov prostredníctvom pôsobenia len trhových síl je z etických dôvodov a kvôli celospoločenskému významu zdravotného stavu občanov neprijateľné. Nevyhnutná je však aplikácia niektorých trhových princípov do procesu financovania zdravotníctva, ktoré budú vytvárať tlak na efektívne vynakladanie finančných prostriedkov. Nami použitá metóda môže slúžiť ako objektivizujúci prvok pri rozhodovaní o prípadných organizačných zmenách v sieti lôžkových zdravotníckych zariadení.

Ako hlavná vedecká metóda bol použitý CCR DEA model orientovaný na vstupy, lebo počet hospitalizovaných pacientov ako výstup je daný dopytom zvonka a nie je rozumné ho jednoducho maximalizovať pre rôznu medicínsku, personálnu a technickú náročnosť liečby pacientov s rozličnou štruktúrou diagnóz pri súčasnom udržaní alebo dokonca zvýšení kvality zdravotníckej starostlivosti.

V druhej časti príspevku je uvedený zdroj dát, ich vymedzenie a dostupné analyzované ukazovatele.

2. Vymedzenie materiálu skúmania

Podkladom pre spracovanie DEA analýzy efektívnosti hospitalizovaných boli údaje z publikácie „Štatistika hospitalizovaných v SR 2009“, ktorú vydalo Národné centrum zdravotníckych informácií. Pôvodne sme chceli urobiť analýzu z novších údajov, ale na naše nemilé prekvapenie publikácia za rok 2010 už neobsahuje údaje za okresy. Pritom to tak bolo každoročne od roku 1997.

Objektom skúmania sú slovenské okresy s lôžkovými zdravotníckymi zariadeniami. Analyzované boli dostupné ukazovatele charakterizujúce zdravotnú starostlivosť hospitalizovaných pacientov za rok 2009. Za ukazovatele charakterizujúce vstupy to bol

počet lekárskeho miest (vstup pracovnej sily) a počet postelí (kapitál). Ako výstup bol počet hospitalizovaných pacientov. Relevantné údaje boli k dispozícii za 66 okresov. Uvedené údaje už boli analyzované (Bod'a – Roháčová 2011), ale autori použili tzv. SBM model (Cooper et al., 2007), pri ktorom sa optimalizujú aj výstupy (počty hospitalizovaných) a navyše nezohľadnili podmienku homogenity súboru („porovnávať porovnateľné“). Používali pritom jednotkové ukazovatele - počet postelí (resp. hospitalizovaných) na lekárske miesto. Iná analýza bola urobená za jednotlivé lôžkové zdravotnícke zariadenia je (Frisová – 2007).

V ďalšej časti príspevku sú stručne uvedené použité analytické postupy.

3. Metódy skúmania

Okrem opisnej štatistiky sme pri analýze efektívnosti hospitalizovaných použili vybraný model z neparametrických DEA metód určených pre analýzu efektívnosti (Jablonský 2004). V DEA analýze sú v zásade možné tri základné prístupy k analýze efektívnosti. Jeden je výstupovo orientovaný – maximalizuje výstupy, vtedy pozitívne produkčné efekty vedú k vyššej výkonnosti za inak nezmenených podmienok (zvýšenie výstupov pri nezmenených vstupoch). Druhý, vstupovo orientovaný, minimalizuje vstupy pri zachovaní úrovne výstupov. Neskôr boli vyvinuté aj postupy, ktoré spájajú obidva prístupy (napr. zníženie vstupov so súčasným zvýšením výstupov). Jedným z hlavných cieľov DEA metód je zostavenie tabuľky poradia (ranking) podľa veľkosti efektívnosti uvažovaných jednotiek. Nami použitý CCR DEA model s konštantnými výnosmi z rozsahu bol vôbec historicky prvý DEA model (Charnes et al., 1978).

Principiálne východisko vzniku DEA metód je zovšeobecnenie pomerového ukazovateľa na pomer váženého súčtu výstupov a váženého súčtu vstupov. Uvažujme n produkčných jednotiek $U_1, U_2, \dots, U_n$. Na analýzu ich efektívnosti máme k dispozícii r výstupov a m vstupov. Nech matica vstupov je $\mathbf{X} = \{x_{ij}, i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n\}$ a matica výstupov $\mathbf{Y} = \{y_{ij}, i = 1, 2, \dots, r, j = 1, 2, \dots, n\}$. Miera efektívnosti jednotky U_q sa potom vyjadří ako pomer

$$\frac{\sum_{i=1}^r u_i y_{iq}}{\sum_{j=1}^m v_j x_{jq}}, \quad (1)$$

kde $v_j, j = 1, 2, \dots, m$ sú váhy priradené j - temu vstupu a $u_j, j = 1, 2, \dots, r$ sú váhy pre i – ty výstup. DEA modely vychádzajú z existencie množiny prípustných možností, vytvorenej všetkými možnými kombináciami vstupov a výstupov. Pre porovnanie efektívností jednotiek navzájom sa hľadá efektívna hranica, vzhľadom ku ktorej sa jednotky relatívne vzťahujú.

Pri DEA modeloch môžu byť váhy pre každú produkčnú jednotku iné a neurčujú sa subjektívnymi metódami (ako sú napr. expertné odhady), ale výlučne z dát. Predpokladá sa pritom, že každá jednotka sa snaží riadiť svoju polohu v priestore vstupov a výstupov tak, aby jej miera efektívnosti daná vzťahom (1) bola maximálna.

Na výpočet optimálnych hodnôt vstupov alebo výstupov sa väčšinou používa lineárna kombinácia niekoľkých jednotiek (u nás okresov).

Na štatistickú a grafickú analýzu dát sme použili štatistický systém SPSS verzia 18. Na DEA modelovanie to bol DEA Solver (Cooper et al., 2007).

V nasledujúcej časti sú stručne interpretované štatistické parametre skúmaných ukazovateľov.

4. Výsledky opisnej štatistiky vybraných ukazovateľov

Tabuľka 1 obsahuje základné štatistické parametre skúmaných ukazovateľov, ktoré sme vybrali pre analýzu efektívnosti hospitalizovaných v roku 2009 (Lekar = počet lekárskeho miest, Postel = počet postelí, Hosp = počet hospitalizovaných, Priemer = aritmetický priemer, Smer. odch. = smerodajná odchýlka). Parametre za celý súbor sú v skupine pod N = 66. Na DEA analýzu efektívnosti sme použili pôvodné absolútne ukazovatele, ale najprv sme rozdelili celý **súbor (66 okresov)** na dve homogénnejšie skupiny pomocou metódy k priemerov zhlukovej analýzy. V prvej skupine je **50 okresov** s menšími hodnotami všetkých troch ukazovateľov a v druhej skupine (**16 okresov**) s relatívne veľkými (fakultnými alebo univerzitnými) nemocnicami. Je vidieť, že situácia sa podstatne zlepšila, medián sa už natoľko neodlišuje od priemeru.

Tabuľka 1: Štatistické parametre hospitalizovaných v roku 2009

Parameter	Lekar	Postel	Hosp	Lekar	Postel	Hosp	Lekar	Postel	Hosp
N	66	66	66	50	50	50	16	16	16
Priemer	85.0	538	15 454	38.0	334	9 301	232.0	1 175	34 682
Medián	49.3	403	11 727	34.4	331	10 086	206.6	1 117	31 549
Smer.odch.	99.6	458	13 139	26.2	219	6 217	101.6	427	10 063
Minimum	1.2	27	253	1.2	27	253	124.5	662	21 562
Maximum	490.5	2 030	55 815	105.8	842	21 927	490.5	2 030	55 815

Priemerný počet lekárskeho miest („Lekar“) v lôžkových zdravotníckych zariadeniach je 85. Minimálny je 1,2 v okrese Detva, maximálny 490,5 (Bratislava III). Priemerný počet postelí („Postel“) je 538 s minimom 27 v okresoch Hlohovec a Senica. Maximálny počet postelí je v okrese Poprad (2 030). Celkový priemerný počet hospitalizovaných („Hosp“) je 15 454 pacientov, pričom minimum je v Hlohovci (253) a maximum opäť v Bratislava III (55 815).

Menšie hodnoty mediánu v porovnaní s aritmetickým priemerom svedčia o nesymetrickom sprava silne zošikmenom rozdelení s odláhlými hodnotami (okresy Bratislava III, Košice IV a Poprad). Podiel maximálnej a minimálnej hodnoty je 409 - počet lekárskeho miest, 75 - počet postelí a 221 - počet hospitalizovaných. Pri tak veľkom absolútnom aj relatívnom rozpätí hodnôt je povážlivé porovnávať okresy medzi sebou aj pri použití pomerových ukazovateľov typu - počet postelí (resp. hospitalizovaných) na lekárske miesto, ako to urobili kolegovia (Boďa – Roháčová 2011).

Po aplikovaní lineárnej regresnej analýzy sme zistili, že v prípade závislosti od počtu lekárov je v druhej skupine významne nižší koeficient účinnosti počtu lekárov, čo svedčí o väčšej personálnej náročnosti zdravotníckej starostlivosti v okresoch s fakultnými resp. univerzitnými nemocnicami.

Rovnice závislosti pre počet lekárskeho miest sú:

$$\begin{aligned} \text{HOSP} &= 566 + 230 \cdot \text{LEKAR} && \text{prvá skupina,} \\ \text{HOSP} &= 15\,125 + 84 \cdot \text{LEKAR} && \text{druhá skupina.} \end{aligned}$$

Rovnice závislosti pre počet postelí sú:

$$\begin{aligned} \text{HOSP} &= 756 + 26 \cdot \text{POSTEL} && \text{prvá skupina,} \\ \text{HOSP} &= 12\,075 + 19 \cdot \text{POSTEL} && \text{druhá skupina.} \end{aligned}$$

Regresné koeficienty účinnosti pracovnej sily (počet lekárskeho miest) aj kapitálu (počet postelí) sú silne signifikantné ($p < 0,001$). Rozdiel v parametre účinnosti počtu lekárskeho miest medzi skupinami je tiež signifikantný ($p < 0,001$). V prípade počtu postelí je rozdiel na

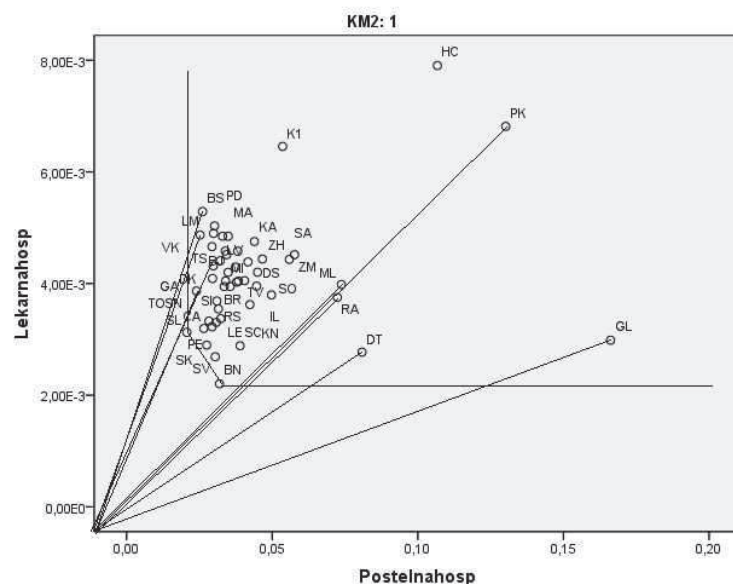
hranici významnosti ($p = 0,062$). Rozdiel medzi absolútnymi členmi je tiež významný ($p < 0,001$).

V piatej časti uvedieme výsledky aplikovania DEA analýzy na uvedené ukazovatele.

5. Výsledky DEA analýzy

V našom prípade máme produkčný vzťah s dvomi vstupmi a jedným výstupom, takže je možné ho zobrazit' v bodovom grafe pri uvažovaní obidvoch vstupov na jednotku výstupu. Na grafe 1 je vidieť vzájomnú polohu okresov pre DEA vzťah medzi počtom lekárskeho miest a počtom postelí na jedného hospitalizovaného s produkčnou hranicou v prvej skupine okresov. Vyplýva z neho niekoľko skutočností. Z celkového počtu 50 okresov sú efektívne len dva Bánovce nad Bebravou (BN) a Stará Ľubovňa (SL). Okresy, ktoré sú neefektívne by sa mali presunúť na úsečku medzi bodmi BN a SL, aby sa tiež stali efektívnymi. Najmenej efektívny je okres Hlohovec (HC), ktorý by musel zredukovať obidva vstupy o 71 %. Počiatok je úsečkami spojený s osobitnou skupinou neefektívnych okresov. Aby sa stali efektívne, mali by okrem relatívnej redukcie vstupov odrátať aditívne sklzy (nadbytky) vo vstupoch. Presunom na úsečky produkčnej hranice, ktoré sú rovnobežné s horizontálnou alebo vertikálnou osou, sa zmenia na tzv. pseudoeffectívne. V počte postelí ide o okresy Gelnica (GL), Revúca (RA), Pezinok (PK), Detva (DT) a Medzilaborce (ML). V lekárskeho miestach sú to okresy Spišská Nová Ves (SN), Veľký Krtíš (VK), Liptovský Mikuláš (LM), Banská Štiavnica (BS), Malacky (MA) a Tvrdošín (TS).

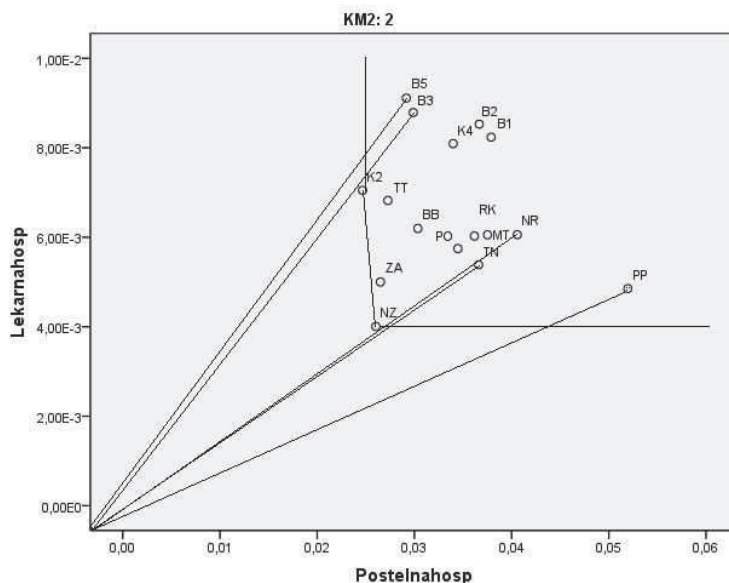
To samozrejme neznamená, že formálne neefektívne okresy sú automaticky predimenzované vo vstupoch. Napr. v Pezinku je psychiatrické zariadenie apod. DEA analýza je skôr začiatok ďalších analýz (ukáže cestu nastavením zrkadla = relatívnej polohy jednotiek v priestore zobrazujúcom empirickú závislosť vstupov a výstupov), nie ich koniec. Nedáva konečný verdikt. Ten je možné povedať až po zohľadnení všetkých relevantných informácií o jednotlivých analyzovaných objektoch.



Graf 1: Vstupovo orientovaná CCR DEA analýza počtu lekárskeho miest a počtu postelí na jedného hospitalizovaného v prvej skupine okresov za rok 2009

Na grafe 2 je situácia v druhej skupine okresov, kde sú efektívne okresy Nové Zámky (NZ) a Košice II (K2). Okrem proporcionálnej neefektívnosti (napr. okresy Bratislava I a II, Košice IV, Banská Bystrica apod.) sú v počte postelí aditívne sklzy v okresoch Poprad (PP), Trenčín (TN) a Nitra (NR). V počte lekárskeho miest sú to okresy Bratislava III a V (B3, B5).

Najmenej efektívny je okres Nitra s potrebnou formálnou redukciou počtu lekárskeho miest a postelí o 33,9 %.



Graf 2: Vstupovo orientovaná CCR DEA analýza počtu lekárskeho miest a počtu postelí na jedného hospitalizovaného v druhej skupine okresov za rok 2009

Celkový prehľad výsledkov CCR DEA analýzy je v tabuľke 2 (výsledky za druhú skupinu sú v štyroch kratších stĺpcoch vpravo). V prvej skupine okresov je najväčšia početnosť hodnôt efektívnosti v intervale od 0,6 do 0,7. V druhej skupine sú početnosti rovnomerne rozdelené..

Tabuľka 2: Výsledky CCR DEA analýzy hospitalizovaných za rok 2009

Okres	Efekt.	Okres	Efekt.	Okres	Efekt.	Okres	Efekt.	Okres	Efekt.	Okres	Efekt.	Okres	Efekt.
SL	1	LE	0.801	HE	0.706	LC	0.657	DS	0.611	K2	1	PO	0.751
BN	1	DT*	0.795	TS*	0.705	MY	0.655	RA*	0.587	NZ	1	TN*	0.744
SK	0.936	BS*	0.793	BR	0.702	ZV	0.655	ZH	0.583	ZA	0.968	K4	0.740
SV	0.930	SC	0.793	LM*	0.693	MI	0.654	KA	0.577	TT	0.917	RK	0.716
PE	0.898	RS	0.786	MA*	0.685	PD	0.639	ML*	0.553	B5*	0.846	MT	0.692
SN*	0.863	TO	0.774	KK	0.684	RV	0.633	SA	0.535	BB	0.840	B2	0.687
KN	0.856	DK	0.741	BJ	0.683	NM	0.626	ZM	0.521	B3*	0.825	B1	0.669
CA	0.854	GL*	0.738	IL	0.680	VT	0.626	K1	0.444	PP*	0.825	NR*	0.661
SI	0.827	GA	0.720	PN	0.677	LV	0.618	PK*	0.323				
VK*	0.818	PB	0.714	TV	0.670	SO	0.612	HC	0.289				

V závere zhrnieme výsledky aplikovania DEA optimalizačného prístupu k riešeniu problému efektívnosti lôžkových zdravotníckych zariadení.

6. Záver

Na základe dostupných údajov Národného centra zdravotníckych informácií sme uskutočnili DEA analýzu ukazovateľov lôžkových zdravotníckych zariadení po okresoch za rok 2009 s cieľom posúdiť ich efektívnosť z pohľadu využitia vstupov. Z dostupných vhodných ukazovateľov sme ako vstupy použili počet lekárskeho miest a počet postelí. Výstupom bol počet hospitalizovaných pacientov. V prvej skupine okresov s relatívne menšími lôžkovými zariadeniami sú efektívne okresy Bánovce nad Bebravou a Stará Ľubovňa. V druhej skupine

s väčšími (fakultnými alebo univerzitnými) zariadeniami sú efektívne okresy Nové Zámky a Košice II.

7. Literatúra

1. BOĎA, M – ROHÁČOVÁ, V. 2011. Meranie efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení v jednotlivých okresoch Slovenskej republiky. In: Forum Statisticum Slovaca. Roč.7, č.1, 2011, s. 2-8. ISSN 1336-7420
2. CHARNES, A.- COOPER, W.W. - RHODES, E. 1978. Measuring the efficiency of decision-making units. European Journal of Operational Research 1978;2(6):429–44.
3. COOPER, W.W. - SEIFORD, L.M. - TONE, K. 2007. Data Envelopment Analysis. A comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software. Springer. ISBN-10:0-387-45281-8.
4. FRISOVÁ, S.2007. Hodnotenie technickej efektívnosti lôžkových zariadení slovenských nemocníc. Bratislava : Info Balance 6/2007, s. 12 – 18.
5. JABLONSKÝ, J. – DLOUHÝ, M. 2004. Modely hodnocení efektivnosti produkčních jednotek. Praha : Professional publishing, 2004. ISBN: 8086419495

Príspevok prezentuje predbežné výsledky výskumu v súlade s podporeným projektom VEGA č. 1/1050/12 „Návrh systému merania výkonnosti v zdravotníckych zariadeniach na Slovensku a implementácia metrík výkonnosti.“

Adresy autorov:

RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Inštitút ekonomických vied
Ekonomická fakulta UMB
Cesta na amfiteáter 1
974 01 Banská Bystrica
Email: samuel.korony@umb.sk

Ing. Beáta Gavurová, PhD.
Katedra bankovníctva a investovania
Ekonomická fakulta TUKE
Němcovej 32
040 01 Košice
Email: beata.gavurova@tuke.sk

DEA analýza jednodňovej zdravotnej starostlivosti na Slovensku DEA analysis of one day health care in Slovakia

Samuel Koróny, Beáta Gavurová

Abstrakt: Príspevok uvádza výsledky aplikácie CCR, BCC and FDH DEA analýz na dostupné ukazovatele ôsmich slovenských krajov so zariadeniami jednodňovej zdravotnej starostlivosti za obdobie 2009 2011 (vstup – počet miest, výstup počet operovaných pacientov juniorov a seniorov). Z hľadiska CCR DEA modelu jednodňovej zdravotnej starostlivosti pacientov do 18 rokov bol efektívny Bratislavský kraj (2010). Na základe BCC modelu boli efektívne tri slovenské kraje: Bratislavský (2010), Košický (2011) a Trnavský (2009). V prípade pacientov nad 18 rokov bol CCR efektívny Žilinský kraj (2009) a podľa BCC modelu bolo efektívnych päť krajov: Bratislavský a Košický (2011), Žilinský (2010) a Trnavský a Žilinský (2009).

Abstract: The paper deals with CCR, BCC and FDH DEA analysis applications to available indicators of eight Slovak regions with one day healthcare facilities during 2009 – 2011 (input – number of beds, output - total numbers of patients, both juniors and seniors). From the viewpoint of CCR DEA model of junior patients is efficient Bratislava region (2010). According to BCC model were three Slovak regions efficient: Bratislava (2010), Košice (2011) and Trnava (2009). In case of patients over 18 years of age was CCR efficient Žilina region (2009). And according to BCC model were five regions efficient: Bratislava a Košice (2011), Žilina (2010), Trnava and Žilina (2009).

Kľúčové slová: efektívnosť, zdravotníctvo, DEA analýza

Key words: Efficiency, Healthcare, DEA analysis

JEL classification: C61, I12

1. Úvod

Na základe údajov poskytnutých Národným centrom zdravotníckych informácií sme uskutočnili CCR, BCC a FDH DEA analýzu ukazovateľov jednodňovej zdravotnej starostlivosti po krajoch za roky 2009 – 2011 s cieľom posúdiť ich efektívnosť z pohľadu využitia vstupov.

Ako hlavná vedecká metóda bol použitý CCR, BCC a FDH DEA model orientovaný na vstupy, pretože počet operovaných pacientov je daný a nie je rozumné snažiť sa ho maximalizovať pre rôznu medicínsku, personálnu a technickú náročnosť liečby pacientov v jednodňovej zdravotnej starostlivosti. Nami použité metódy môžu slúžiť ako objektívny prvok pri rozhodovaní o pridelení finančných prostriedkov.

V druhej časti príspevku je uvedený zdroj dát, ich vymedzenie a dostupné analyzované ukazovatele.

2. Vymedzenie materiálu skúmania

Podkladom pre spracovanie DEA analýzy efektívnosti jednodňovej zdravotnej starostlivosti boli údaje „Ročného výkazu jednodňovej starostlivosti“ (J (MZ SR) 1 – 01) poskytnuté Národným centrom zdravotníckych informácií za roky 2009 – 2011.

Objektom skúmania sú všetky slovenské kraje, na území ktorých sa robí jednodenná zdravotná starostlivosť. Analyzované boli dostupné ukazovatele charakterizujúce jednodňovú zdravotnú starostlivosť pacientov za rok 2009 - 2011. Ako vstup je k dispozícii počet denných miest (postelí). Ako výstup máme počet operovaných osôb v dvoch vekových kategóriách – do 18 rokov („juniori“) a nad 18 rokov („seniori“).

V ďalšej časti príspevku sú stručne opísané použité analytické postupy.

3. Metódy skúmania

Okrem opisnej štatistiky sme pri analýze efektívnosti hospitalizovaných použili tri vstupovo orientované modely (CCR, BCC a FDH) z neparametrických DEA metód (Jablonský, 2004). CCR DEA model s konštantnými výnosmi z rozsahu bol historicky prvý DEA model (Charnes et al., 1978). BCC model s variabilnými výnosmi z rozsahu je opísaný v ďalšom článku (Banker et al., 1984). Na výpočet optimálnych hodnôt vstupov alebo výstupov sa v DEA modeloch väčšinou používa lineárna kombinácia niekoľkých jednotiek (u nás krajov). To v našom prípade vyvoláva otázku o reálnosti existencie takto „vzniknutého“ kraja s jednoduchou starostlivosťou.

Principiálne odlišné riešenie uvedenej základnej úlohy bolo uverejnené v roku 1984 (Deprins et al., 1984; Cooper et al., 2007). Pri ňom sa upúšťa od klasickej podmienky pri modelovaní produkčného procesu – konvexnosti množiny produkčných možností. Ďalším dôležitým rozdielom voči ostatným DEA modelom je to, že hodnotené jednotky sa porovnávajú iba so skutočnými efektívnymi jednotkami. Optimálne (dominantné) jednotky sú na tzv. FDH (angl. Free Disposal Hull) obale produkčnej množiny, ktorý je definovaný jednoducho ako

$$FDH(x_0, y_0) = \{(x, y) : x \geq x_0; y \leq y_0\}. \quad (1)$$

Jednotky produkčnej množiny sú porovnávané s optimálnou jednotkou na FDH tak, že žiadna nemá menší vstup a väčší výstup. Pre každé $(x, y) \in FDH(x_0, y_0)$ potom platí aspoň jedna z troch podmienok $x > x_0, y = y_0; x = x_0, y < y_0; x > x_0, y < y_0$. Optimálna jednotka teda produkuje rovnaký výstup pri menšom vstupe alebo väčší výstup pri rovnakom vstupe alebo väčší výstup pri menšom vstupe. Formálny zápis vstupovo orientovaného FDH modelu je

$$\min \theta, X\lambda \leq \theta x_0, Y\lambda \geq y_0, e\lambda = 1, \lambda \in \{0, 1\}, \quad (2)$$

kde θ je vstupná efektívnosť, X a Y sú vstupné a výstupné matice a λ je alternatívny znak s hodnotami nula alebo jedna. Výhoda FDH DEA metódy je v jednoduchosti výpočtu. Nie je potrebné používať optimalizačné programovacie metódy, stačí urobiť párové porovnania jednotiek pri zohľadnení daných podmienok. Jeho nevýhodou je možná existencia pseudoeфективných jednotiek spôsobená prítomnosťou tzv. sklzov, ale to je problém aj klasických radiálnych CCR a BCC DEA modelov. V našom prípade to však nemôže nastať, lebo máme len jeden vstup a jeden výstup.

Na štatistickú a grafickú analýzu dát bol použitý štatistický systém SPSS verzia 18. Na DEA modelovanie to bol DEA Solver (Cooper et al., 2007).

V nasledujúcej časti sú stručne interpretované štatistické parametre skúmaných ukazovateľov.

4. Výsledky opisnej štatistiky vybraných ukazovateľov

Tabuľka 1 obsahuje základné štatistické parametre skúmaných ukazovateľov, ktoré sme vybrali pre analýzu efektívnosti jednoduchovej starostlivosti za tri roky 2009 – 2011 (OJ = počet operovaných juniorov, OS = počet operovaných seniorov, PDMJ = počet denných miest juniorov, PDMS = počet denných miest seniorov, Priemer = aritmetický priemer, Smer. odch. = smerodajná odchýlka). Veľkosť súboru je 24 (osem krajov za tri roky).

Tabuľka 1: Štatistické parametre jednodňovej starostlivosti za roky 2009 -2011

Znak	Priemer	Medián	Smer. odch.	Min	Kraj	Max	Kraj
OJ	1 085	933	751.3	201	TC9	3 084	KI11
OS	10 551	8 914	5 017.0	4 233	TA9	22 398	KI11
PDMJ	32	28	17.4	5	TA9	67	PV11
PDMS	125	122	64.7	30	TA9	265	KI11

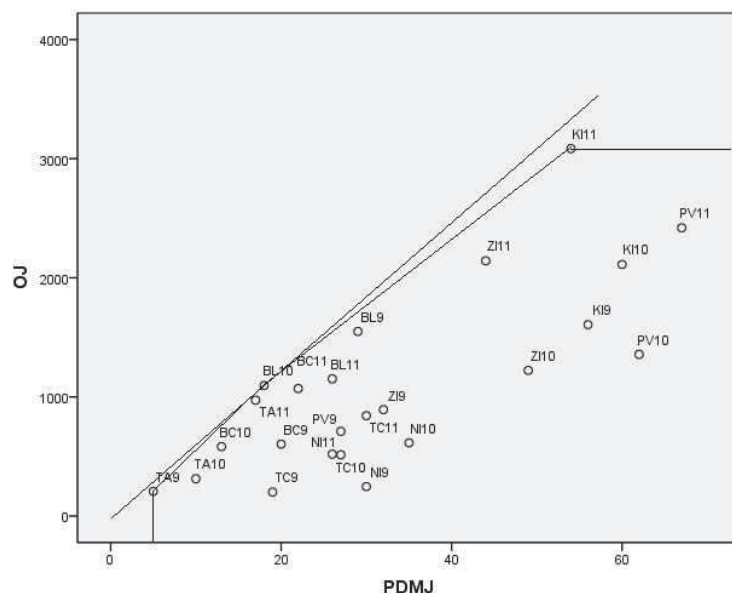
Priemerný počet operovaných juniorov v rámci jednodňovej starostlivosti je 1 085. Minimálny (201) bol v roku 2009 v Trenčianskom kraji, maximálny 3 084 (Košícký kraj rok 2011). Priemerný počet operovaných seniorov je 10 551 s minimom 4 223 v roku 2009 v Trnavskom kraji. Maximálny počet operovaných seniorov bol opäť v roku 2011 v Košickom kraji (22 398). Priemer počtu denných miest pre juniorov je 32 s minimom v Trnavskom kraji v roku 2009 (5) a maximom v Prešovskom kraji roku 2011 (67). Pre seniorov je priemer počtu denných miest 125, minimum v Trnavskom kraji roku 2009 (30), maximum v Košickom kraji (265).

Hodnoty mediánu sú len mierne menšie v porovnaní s aritmetickým priemerom, takže rozdelenie dát je zhruba symetrické bez extrémne odľahlých hodnôt.

V piatej časti uvedieme výsledky aplikovania DEA analýzy na ukazovatele jednodňovej starostlivosti.

5. Výsledky DEA analýzy

V našom prípade máme produkčný vzťah s jedným vstupom a jedným výstupom, takže je možné ho zobrazit' v bežnom bodovom grafe, na ktorom je vidieť vzájomnú polohu krajov pre DEA vzťah medzi počtom operovaných juniorov a počtom denných miest pre juniorov. Celkový prehľad výsledkov DEA analýzy za pacientov do 18 rokov je v tabuľke 2.



Graf 1: CCR a BCC DEA analýza závislosti počtu operovaných osôb do 18 rokov od počtu denných miest za kraje SR a roky 2009 - 2011

Z celkového počtu 24 jednotiek bol z hľadiska CCR DEA modelu jednodňovej zdravotnej starostlivosti pacientov do 18 rokov efektívny Bratislavský kraj v roku 2010 (BL10). Prechádza cezeň spojnicu s počiatkom, ktorá určuje CCR efektívnu produkčnú hranicu. Ostatné kraje by sa museli presunúť na CCR hranicu doľava v horizontálnom smere, aby boli efektívne na základe vstupu.

Na základe BCC modelu boli efektívne tri kraje: Bratislavský (2010), Košický (2011) a Trnavský (2009). BCC produkčná hranica je po častiach lineárna funkcia. Pre dosiahnutie vstupovej efektívnosti je potrebný analogický presun ako pre CCR model, ale na príslušnú BCC hranicu.

FDH hranica nie je zobrazená, ale v tabuľke 2 sú výsledky za všetky tri použité DEA modely (CCR, BCC a FDH) na efektívnosť jednodňovej starostlivosti juniorov.

FDH model je najkonzervatívnejší (obsahuje v priemere najviac efektívnych jednotiek). V našom prípade je deväť krajov efektívnych. V roku 2011 to bol kraj: Bratislavský, Košický, Trnavský, Žilinský. O rok predtým Banskobystrický, Bratislavský a Trnavský kraj. A za rok 2009 Bratislavský a Trnavský kraj. V stĺpci „Presun“ je uvedený zmysluplný presun rešpektujúci kauzalitu smerom k vzoru z predchádzajúceho roku. Napr. Banskobystrický kraj by bol efektívny v roku 2011, keby napodobnil efektívny Bratislavský kraj z roku 2010, ktorý mal o 18,2 percent menší počet denných miest.

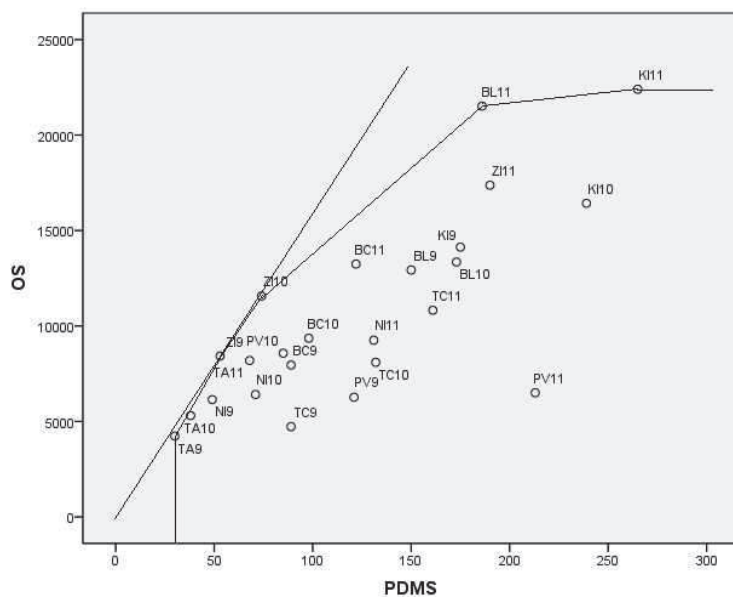
Tabuľka 2: Výsledky CCR, BCC a FDH DEA analýzy vstupnej efektívnosti počtu operovaných osôb do 18 rokov od počtu denných miest za kraje SR

Por.	Kraj	CCR ef.	Kraj	BCC ef.	Kraj	FDH ef.	Vzor	Presun
1	BL10	1	KI11	1	BL11	1	BL11	
2	TA11	0.940	TA9	1	KI11	1	KI11	
3	KI11	0.938	BL10	1	TA11	1	TA11	
4	BL9	0.878	TA11	0.953	ZI11	1	ZI11	
5	ZI11	0.800	BL9	0.904	BC10	1	BC10	
6	BC11	0.799	ZI11	0.840	BL10	1	BL10	
7	BC10	0.737	BC10	0.808	TA10	1	TA10	
8	BL11	0.728	BC11	0.801	BL9	1	BL9	
9	TA9	0.680	BL11	0.731	TA9	1	TA9	
10	PV11	0.593	TA10	0.655	BC9	0.850	TA11	
11	KI10	0.578	PV11	0.627	BC11	0.818	BL10	1
12	TA10	0.514	KI10	0.607	PV11	0.806	KI11	
13	BC9	0.496	BC9	0.540	KI9	0.786	ZI11	
14	KI9	0.471	KI9	0.487	KI10	0.733	ZI11	
15	TC11	0.461	TC11	0.477	PV9	0.630	TA11	
16	ZI9	0.458	ZI9	0.470	ZI10	0.592	BL9	2
17	PV9	0.432	PV9	0.458	TC11	0.567	TA11	
18	ZI10	0.410	ZI10	0.414	ZI9	0.531	TA11	
19	PV10	0.359	TC10	0.368	TC10	0.500	BC10	
20	TC10	0.328	PV10	0.367	NI10	0.486	TA11	
21	NI11	0.313	NI11	0.351	NI11	0.481	BC10	3
22	NI10	0.289	NI10	0.313	PV10	0.468	BL9	4
23	TC9	0.174	TC9	0.263	NI9	0.333	TA10	
24	NI9	0.136	NI9	0.187	TC9	0.263	TA9	

Na grafe 2 je zobrazené DEA riešenie efektívnosti operovaných dospelých pacientov. Tentoraz je z hľadiska CCR DEA modelu efektívny Žilinský kraj v roku 2009 (ZI9).

Na základe BCC modelu je efektívnych päť krajov: Bratislavský a Košický (2011), Žilinský (2010) a Trnavský a Žilinský (2009).

Pre FDH model je efektívnych až desať krajov.



Graf 2: CCR a BCC DEA analýza závislosti počtu operovaných osôb nad 18 rokov od počtu denných miest za kraje SR a roky 2009 - 2011

V tabuľke 3 sú výsledky za efektívnosť jednodňovej starostlivosti dospelých pacientov.

Tabuľka 3: Výsledky CCR, BCC a FDH DEA analýzy vstupnej efektívnosti počtu operovaných osôb nad 18 rokov od počtu denných miest za kraje SR

Por.	Kraj	CCR ef.	Kraj	BCC ef.	Kraj	FDH ef.	Vzor	Presun
1	ZI9	1	KI11	1	BC11	1	BC11	
2	ZI10	0.983	TA9	1	BL11	1	BL11	
3	TA9	0.887	BL11	1	KI11	1	KI11	
4	TA10	0.878	ZI10	1	BL10	1	BL10	
5	NI9	0.788	ZI9	1	TA10	1	TA10	
6	TA11	0.757	TA10	0.944	ZI10	1	ZI10	
7	BL11	0.727	NI9	0.826	KI9	1	KI9	
8	BC11	0.683	BC11	0.761	NI9	1	NI9	
9	PV10	0.634	TA11	0.760	TA9	1	TA9	
10	BC10	0.601	ZI11	0.733	ZI9	1	ZI9	
11	ZI11	0.575	PV10	0.635	ZI11	0.979	BL11	
12	NI10	0.568	BC10	0.604	PV10	0.871	ZI10	
13	BC9	0.562	BL9	0.596	BL9	0.813	BC11	
14	BL9	0.542	NI10	0.591	TA11	0.779	ZI9	1
15	KI11	0.531	KI9	0.588	KI10	0.778	BL11	
16	KI9	0.508	BC9	0.566	BC10	0.755	ZI10	
17	BL10	0.485	BL10	0.544	NI10	0.746	ZI9	2
18	NI11	0.444	KI10	0.538	BC9	0.596	ZI9	
19	KI10	0.432	NI11	0.447	NI11	0.565	ZI10	3
20	TC11	0.423	TC11	0.429	TC11	0.460	ZI10	4
21	TC10	0.386	TC10	0.388	PV9	0.438	ZI9	
22	TC9	0.334	TC9	0.368	TC9	0.427	TA10	
23	PV9	0.326	PV9	0.340	TC10	0.402	ZI9	5
24	PV11	0.192	PV11	0.199	PV11	0.249	ZI9	6

V závere zhrnieme získané výsledky.

6. Záver

Na základe údajov poskytnutých Národným centrom zdravotníckych informácií sme uskutočnili CCR, BCC a FDH DEA analýzu ukazovateľov jednodňovej zdravotnej starostlivosti po krajoch za roky 2009 – 2011 s cieľom posúdiť ich efektívnosť z pohľadu využitia vstupov. Z dostupných vhodných ukazovateľov sme ako vstup použili počet postelí. Výstupom bol počet operovaných pacientov do 18 a nad 18 rokov. Z hľadiska CCR DEA modelu bol v prípade pacientov do 18 rokov efektívny Bratislavský kraj v roku 2010. Na základe BCC modelu boli efektívne tri kraje: Bratislavský (2010), Košický (2011) a Trnavský (2009). Nad 18 rokov bol CCR efektívny Žilinský kraj v roku 2009 a na základe BCC modelu bolo efektívnych päť krajov: Bratislavský a Košický (2011), Žilinský (2010) a Trnavský a Žilinský (2009).

7. Literatúra

- 1 BANKER R. D. - CHARNES, A. - COOPER, W. W. 1984. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science* 1984; 30(9):1078–92.
2. CHARNES, A. - COOPER, W.W. - RHODES, E. 1978. Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research* 1978;2(6):429–44.
3. COOPER, W.W. - SEIFORD, L.M. - TONE, K. 2007. *Data Envelopment Analysis. A comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software*. Springer. ISBN-10:0-387-45281-8.
4. DEPRINS, D.- SIMAR, L. – Tulkens, H. 1984. Measuring Labor Efficiency in Post Offices. In: Marchand, M. – Pestieau, P – Tulkens, H. (eds) *The Performance of Public Enterprises*, 1984, p.243-267
5. JABLONSKÝ, J. – DLOUHÝ, M. 2004. *Modely hodnocení efektivnosti produkčních jednotek*. Praha : Professional publishing, 2004. ISBN: 8086419495

Príspevok prezentuje predbežné výsledky výskumu v súlade s podporeným projektom VEGA č. 1/1050/12 „Návrh systému merania výkonnosti v zdravotníckych zariadeniach na Slovensku a implementácia metrík výkonnosti.“

Adresy autorov:

RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Inštitút ekonomických vied
Ekonomická fakulta UMB
Cesta na amfiteáter 1
974 01 Banská Bystrica
Email: samuel.korony@umb.sk

Ing. Beáta Gavurová, PhD.
Katedra bankovníctva a investovania
Ekonomická fakulta TUKE
Němcovej 32
040 01 Košice
Email: beata.gavurova@tuke.sk

Metabolický syndróm a reumatoidná artritída a dna Metabolic syndrome and rheumatoid arthritis and gout

Mária Kovářová, Jozef Rovenský, Alena Tuchyňová, Andrej Trnka, Monika Bašová

Abstract: The metabolic syndrome (MS) is a cluster of risk factors (abdominal obesity (AO), atherogenic dyslipidemia/ hypolipidemic therapy, higher blood pressure (BP)/antihypertensive therapy, hyperglycemia) that moves the patient into higher level of risk category of cardio-vascular (CV) disease and the probability of type 2 diabetes mellitus manifestation [1]. Rheumatoid arthritis (RA) and gout belong to chronic inflammatory diseases. It is assumed that they are in close correlation with MS. They are associated with higher CV risk unlike other population, this is explained in the role of systemic inflammation, but also components of MS, in acceleration of atherosclerosis. Early detection and adequate treatment of MS and aggressive treatment of basic disease has by experts the influence for the improvement of prognosis of the patients with RA and with gout. Aim: We observed prevalence of MS in patients with RA and with gout. We were interested in significance of surveyed parameters for syndrom genesis and their interaction. Patient and methods: Group was constituted from 46 patients, 46 patients with RA and 20 patients with gout. The presence of MS we determined according to criteria of Czech Institute of metabolic syndrome (CIMS), o. p. s. (tab. 1). For the statistical analysis we used the program SPSS Modeler. Cluster analysis was made Ward Method. Results: MS occurred in 20% (43,48%) patients with RA and in 18 (90%) patients with gout. The most important parameters in the genesis of syndrome were in the subgroup with with RA and gout: low HDL-cholesterol (0,983; 0,994); in the all group: low HDL cholesterol (1.0) and diagnosis (1.0); in the all group (comorbidity: AH): low HDL-cholesterol (1.0). Cluster analysis divided the important parameters in three clusters: 1.: gender, HDL-cholesterol and total cholesterol, diastolic BP; 2.: age, duration of disease, systolic BP and arterial hypertension (AH); 3.: TG, waist circumference and body mass index (BMI). The most important parameters in the genesis of syndrome were in the subgroup with with RA and gout: low HDL-cholesterol (0,983; 0,994); in the all group: low HDL cholesterol (1.0) and diagnosis (1.0); in the all group (comorbidity: AH): low HDL-cholesterol (1.0). Conclusion: We founded a high prevalence of MS in RA and in gout.

Abstrakt: Metabolický syndróm (MS) predstavuje klaster rizikových faktorov (abdominálna obezita (AO), aterogénna dyslipidémia/hypolipidemická terapia, zvýšený tlak krvi (TK)/antihypertenzná terapia, hyperglykémia), ktoré zaraďujú pacienta do zvýšeného rizika rozvoja kardio-vaskulárneho ochorenia (KVO) a diabetes mellitus 2. typu (DM2) [1]. Predpokladá sa, že v úzkej korelácii s MS sú chronické zápalové ochorenia, reumatoidná artritída (RA) a dna. Sú spojené s vyšším kardiovaskulárnym (KV) rizikom oproti bežnej populácii, vysvetľuje sa to úlohou systémového zápalu v akcelerácii aterosklerózy. Podľa odborníkov má včasná detekcia MS a adekvátne liečba v súvislosti s agresívnou liečbou základného ochorenia vplyv na zlepšenie prognózy pacientov s RA a s dnou. Cieľ: V rámci nášho výskumu sme sledovali výskyt MS u pacientov s RA a s dnou. Zaujímali nás i význam sledovaných parametrov pre vznik syndrómu a ich vzájomná súvislosť. Súbor a metódy: Súbor tvorilo 66 pacientov, 46 pacientov s RA a 20 pacientov s dnou. Prítomnosť MS sme hodnotili podľa kritérií Českého Inštitútu Metabolického syndrómu (ČIMS), o. p. s. (tab. 1). Pre štatistickú analýzu sme použili program SPSS Modeler. Zhlukovú analýzu sme realizovali Wardovou metódou. Výsledky: MS sa vyskytoval u 20 (43,48%) pacientov s RA a 18 (90%) pacientov s dnou. Najdôležitejšie parametre v genéze syndrómu boli v podsúbore s RA a s dnou: znížený HDL-cholesterol (0,983; 0,994); v celom súbore: znížený HDL-cholesterol (1,0) a diagnóza (1,0); v celom súbore (komorbidita: AH): znížený HDL-cholesterol (1,0). Zhluková analýza rozdelila významné parametre do troch zhlukov: 1.: pohlavie, diastolický

TK, HDL-cholesterol a celkový cholesterol; 2.: vek, dĺžka trvania choroby, systolický TK a arteriálna hypertenzia (AH); 3.: TG, obvod pásu a body mass index (BMI). Záver: Zistili sme vysoký výskyt MS pri RA a pri dne.

Key words: Metabolic syndrome, rheumatoid arthritis, gout, chronic inflammation, insulin resistance

Kľúčové slová: Metabolický syndróm, reumatoidná artritída, dna, chronický zápal, inzulínová rezistencia

JEL classification: C0, C38, I0

Úvod

MS možno charakterizovať ako súbežný výskyt viacerých klinických príznakov, v ktorého jadre sú AO a IR [2]. MS zvyšuje riziko aterosklerózy až 3-krát a DM2 2- až 5-krát [3]. Prvýkrát ho definoval prof. G. Reaven. Prvá formalizovaná definícia MS vznikla pod záštitou World Health Organization (WHO) v roku 1998, ale nie je často citovaná [4]. V príprave nového doporučeného postupu pre diagnostiku a liečbu MS z januára 2010 sa podieľali členovia ČIMS, o. p. s. pod vedením prof. Rosolovej (tab. 1) [5].

Tab. 1: MS podľa ČIMS, o. p. s. z roku 2010 [6]

Tri a viac z uvedených rizikových faktorov:
AO – pás $\geq 102/88$ cm*
TG $\geq 1,7$ mmol/l alebo hypolipidemická terapia
HDL-cholesterol $< 1,0/< 1,3$ mmol/l* alebo hypolipidemická terapia
TK $\geq 130/\geq 85$ mm Hg alebo antihypertenzná terapia
glykémia nalačno $\geq 5,6$ mmol/l alebo PGT alebo DM2
*prvá hodnota platí pre mužov, druhá pre ženy
AO - arteriálna hypertenzia, TG - triglyceridy, HDL - high-density lipoprotein, TK - tlak krvi, PGT - porušená glukózová tolerancia, DM2 - diabetes mellitus 2. typu.

Patogenéza MS je v mnohom nejasná. Väčšina autorov sa zhoduje v tom, že IR predstavuje centrálny patofyziologický proces MS. Treba ale zdôrazniť, že príčiny MS sú v prvom rade v genetickej predispozícii, modifikovanej vplyvmi prostredia [7, 8]. Zložky MS majú vzájomnú väzbu, prítomnosť jednej zvyšuje pravdepodobnosť vzniku ďalších. Ako však ďalej uvádza Svačina [9], riziká vyplývajúce zo syndrómu nie sú vyššie než súčet rizík vyplývajúcich z jeho jednotlivých zložiek. Zásadný je ale jeho edukačný význam pre detekciu rizikového jedinca a určenie rizík populácie.

Predpokladá sa, že chronický zápal podporuje rozvoj zložiek MS a je pravdepodobne aj nezávislým KV rizikovým faktorom [10, 11, 12]. Na základe toho majú pacienti s reumatickými chorobami niekoľkonásobne vyššie riziko KV morbidita a mortality oproti bežnej populácii. Príčinou je akcelerácia aterosklerózy, v ktorej rozvoji hrajú úlohu nielen klasické rizikové faktory, ale podstatnú úlohu má aj systémový zápal. Korelácia zápalovej aktivity ochorenia s MS, zdokumentovaná mnohými štúdiami, poskytuje ďalší dôkaz pre spojenie medzi zápalom, metabolickými poruchami a KVO. Pacienti s RA majú oproti ostatnej populácii zvýšenú mortalitu a doba života je skrátená o 3-18 rokov. Príčinou smrti pritom nebýva vlastné reumatické ochorenie, ale pacienti najčastejšie zomierajú na KVO (hlavne ischemickú chorobu srdca), respiračné ochorenia, ochorenia obličiek a infekčné ochorenia. Predpokladá sa, že pri RA je KV mortalita zvýšená približne o 50% [13], pri dne o 30% [14]. Preto je dôležitý včasný záchyt MS, resp. prítomnosti jeho zložiek, u pacienta s RA

a s dnou, a toho považovať vo zvýšenej miere za rizikového. Agresívna liečba základnej choroby, detekcia a včasná terapeutická intervencia zložiek MS môže znížiť už aj tak vysoké KV riziko, vyplývajúce z diagnózy samotnej, a tým zlepšiť prognózu pacienta [12]. Nepostrádateľnou súčasťou liečby je i edukácia a zapojenie pacienta do liečebného procesu.

1. Materiál a metódy

Súbor predstavovalo 66 pacientov hospitalizovaných v Národnom ústave reumatických chorôb Piešťany. Pracovali sme s dvomi podsúbormi. V prvom podsúbore boli zahrnutí pacienti RA (n=46), v druhom pacienti s dnou (n=20). Zber dát sa uskutočnil v čase od októbra 2010 do februára 2011. K dispozícii sme mali kompletnú zdravotnú dokumentáciu hospitalizovaných pacientov. Zaujímali nás: anamnéza pacienta, antropometrická charakteristika pacienta, výsledky klinického a laboratórneho vyšetrenia realizovaného v čase prijmu pacienta, aktuálna farmakoterapia. U pacientov sa zhodnotili nasledovné parametre: pohlavie, vek, telesná hmotnosť, telesná výška, obvod pásu, BMI, dĺžka trvania choroby, TK, celkový cholesterol, HDL-cholesterol, TG, glykémia nalačno, urikémia, prítomnosť AH, hyperlipoproteinémie (HLP), DM2. Prítomnosť MS sa stanovila podľa doporučení ČIMS, o. p. s. z roku 2010 (tab. 1). Obvod pásu bol meraný pásovou mierou (krajčírskym metrom) horizontálne vo výške pupka, uprostred výdychu [15].

Významnosť komponentov MS, ale i ďalších sledovaných parametrov v genéze syndrómu sme analyzovali v rámci podsúborov, ale aj celého súboru. Na štatistické spracovanie dát sme použili program SPSS Modeler. Dôležitosť jednotlivých faktorov sme zisťovali cez tzv. FEATURE SELECTION algoritmus.

Na štatistické spracovanie dát sme sa rozhodli zároveň použiť zhukovú analýzu, ktorá tvorí významnú skupinu viacrozmerných štatistických metód. Zhuková analýza predstavuje súbor matematických a štatistických techník využívaných na identifikáciu skupín (zhlukov). Jednotlivé zhukovacie metódy rozdeľujú objekty štatistického súboru do zhlukov tak, že objekty patriace do toho istého zhuku sú si blízke, podobné a objekty patriace do rôznych zhlukov sú si vzdialené, odlišné, čo je vlastne aj cieľom zhukovej analýzy. Výsledné zhluky tvoria systém, ktorý je buď hierarchicky alebo nehierarchický. Hierarchické postupy nevyžadujú poznať počet zhlukov na začiatku analýzy a nehierarchické postupy vychádzajú z požiadavky znalosti o počte zhlukov na začiatku analýzy. Pri zhukovej analýze sa používa viacero zhukovacích metód. Každá skupina metód reprezentuje rozdielnú perspektívu pre vytváranie zhlukov a dosiahnuté výsledky pri aplikovaní rozdielnych metód na rovnaké dáta môžu byť rôzne [16].

Pre vykonanie zhukovej analýzy sme sa rozhodli použiť Wardovu metódu, ktorá je v praxi najpoužívanejšia kvôli odlišnému princípu ako všetky ostatné metódy. Jedná sa o hierarchickú metódu, t.j. nepoznáme počet zhlukov na začiatku analýzy. Zhluky sa vytvárajú maximalizáciou vnútrozhukovej homogenity, ktorej mierou je vnútrozhuková suma štvorcov odchýlok od priemeru zhuku. Z toho dôvodu majú vytvorené zhluky relatívne rovnakú veľkosť a tvar. V rámci dátového setu sme sledovali viaceré premenné a snažili sme sa zistiť podobnosť jednotlivých zhlukov.

2. Výsledky

Základná charakteristika podsúborov, ale i celého súboru je uvedená v tabuľkách 2-4. V podsúbore s RA (n=46) bolo zastúpených 10 (21,74%) mužov a 36 (78,26%) žien. Z celkového počtu 20 pacientov s dnou bolo 19 (95%) mužov a 1 (5%) žena. Celý súbor (n=66) tvorilo 29 (43,94%) mužov a 37 (56,06%) žien.

Tab. 2: Základná charakteristika podsúboru pacientov s RA

Pohlavie	n (%)
Muži	10 (21,74%)
Ženy	36 (78,26%)
Parameter (jednotka)	Priemer (min. - max.)
Dĺžka trvania choroby (roky)	14,12 (0,25 - 41)
Vek (roky)	58,02 (34 - 81)
BMI (kg/m ²)	28,05 (21,23 - 40,39)
Obvod pásu (cm)	99,63 (69 - 126,5)
TK (mm Hg)	130/81 (90/60 - 180/110)
HDL-cholesterol (mmol/l)	1,56 (0,83 - 2,84)
TG (mmol/l)	1,58 (0,86 - 4,51)
Glykémia nalačno (mmol/l)	5,08 (3,9 - 9,5)
Urikémia (μmol/l)	285,79 (126,4 - 486,8)
Komorbidity	n (%)
AH	29 (63,04%)
Antihypertenzná terapia	28 (60,87%)
HLP	15 (32,61%)
Hypolipidemická terapia	10 (21,74%)
DM2	4 (8,7%)

Počty sú uvedené v číslach a percentuálnom zastúpení znaku v podsúbore (n,%). Priemer - minimálne a maximálne hodnoty. BMI - body mass index, TK - tlak krvi, HDL - high-density lipoprotein, TG - triglyceridy, AH - arteriálna hypertenzia, HLP - hyperlipoproteinémia, DM2 - diabetes mellitus 2. typu

Tab. 3: Základná charakteristika podsúboru pacientov s dnou*n=20*

Pohlavie	n (%)
Muži	19 (95%)
Ženy	1 (5%)
Parameter (jednotka)	Priemer (min. - max.)
Dĺžka trvania choroby (roky)	17,3 (2 - 42)
Vek (roky)	58,25 (37 - 76)
BMI (kg/m ²)	30,87(23,24 - 39,44)
Obvod pásu (cm)	112,23 (86 - 132)
TK (mm Hg)	137/86 (110/80 - 160/100)
HDL-cholesterol (mmol/l)	1,09 (0,72 - 2,05)
TG (mmol/l)	2,47 (0,88 - 4,95)
Glykémia nalačno (mmol/l)	5,85 (4,4 - 8,3)
Urikémia (μmol/l)	524,95 (314,7 - 681)
Komorbidity	n (%)
AH	18 (90%)
Antihypertenzná terapia	15 (75%)
HLP	13 (65%)
Hypolipidemická terapia	4 (20%)
DM2	6 (30%)

Počty sú uvedené v číslach a percentuálnom zastúpení znaku v podsúbore (n,%). Priemer - minimálne a maximálne hodnoty. BMI - body mass index, TK - tlak krvi, HDL - high-density lipoprotein, TG - triglyceridy, AH - arteriálna hypertenzia, HLP - hyperlipoproteinémia, DM2 - diabetes mellitus 2. typu

Tab. 4: Základná charakteristika celého súboru pacientov

n=66

Diagnóza	n (%)
Reumatoidná artritída	46 (69,7%)
Dnová artritída	20 (30,3%)
Pohlavie	n (%)
Muži	29 (43,94%)
Ženy	37 (56,06%)
Parameter (jednotka)	Priemer (min. - max.)
Dĺžka trvania choroby (roky)	15,08 (0,25 - 42)
Vek (roky)	58,09 (34 - 81)
BMI (kg/m ²)	28,9 (21,23 - 40,39)
Obvod pásu (cm)	103,45 (69 - 132)
TK (mm Hg)	132/83 (90/60 - 180/110)
HDL-cholesterol (mmol/l)	1,42 (0,72 - 2,84)
TG (mmol/l)	1,85 (0,86 - 4,95)
Glykémia nalačno (mmol/l)	5,31 (3,9 - 9,5)
Urikémia (μmol/l)	358,26 (126,4 - 681)
Komorbidity	n (%)
AH	47 (71,21%)
Antihypertenzná terapia	43 (65,15%)
HLP	28 (42,42%)
Hypolipidemická terapia	14 (21,21%)
DM2	10 (15,15%)

Počty sú uvedené v číslach a percentuálnom zastúpení znaku v súbore spolu (n,%). Priemer - minimálne a maximálne hodnoty. BMI - body mass index, TK - tlak krvi, HDL - high-density lipoprotein, TG - triglyceridy, AH - arteriálna hypertenzia, HLP - hyperlipoproteinémia, DM2 - diabetes mellitus 2. typu

MS sa v podsúbore s RA vyskytoval u 20 (43,48%) pacientov, u 4 (40%) mužov a 16 (44,44%) žien. V skupine s MS boli u všetkých pacientov stanovené: zvýšený TK/antihypertenzná terapia a abdominálna obezita. Znížený HDL-cholesterol/hypolipidemická terapia a zvýšenú glykémiu nalačno/PGT, DM2 sme zaznamenali len v skupine pacientov s MS (80%; 30%) (tab. 5).

Tab. 5: Prehľad komponentov MS v podsúbore pacientov s RA*n=46*

Komponent MS	MS + n (%)	MS - n (%)
abdominálna obezita	20 (100%)	17 (65,38%)
↑ TG/hypolipidemická terapia	17 (85%)	4 (15,38%)
↓ HDL-cholesterol/hypolipidemická terapia	16 (80%)	-
↑ TK/antihypertenzná terapia	20 (100%)	20 (76,92%)
↑ glykémia nalačno/PGT, DM2	6 (30%)	-

Počty sú uvedené v číslach a percentuálnom zastúpení znaku v podsúbore (n,%). MS - metabolický syndróm, (+) - prítomný, (-) - neprítomný, (↑) - zvýšený(á, é), (↓) - znížený(á, é), TG - triglyceridy, HDL - high-density lipoprotein, TK - tlak krvi, PGT - porušená glukózová tolerancia, DM2 - diabetes mellitus 2.typu

Štatistickým spracovaním sme ako najdôležitejší faktor vzniku MS u pacientov s RA identifikovali znížený HDL-cholesterol (0,994). Zvýšená glykémia nalačno (0,939) a zvýšené TG (0,912) predstavovali hraničné hodnoty dôležitosti.

Kritéria MS v podsúbore s dnou splňalo 18 (90%) pacientov, z toho 18 (94,74%) mužov. Zvýšené TG/hypolipidemická terapia boli zistené u všetkých pacientov s MS. Prítomnosť zvýšených TG, zníženého HDL-cholesterolu/hypolipidemickej terapie a zvýšenej glykémie nalačno/PGT, DM2 sa v skupine bez MS nepreukázala (tab. 6).

Tab. 6: Prehľad komponentov MS v podsúbore pacientov s dnou*n=20*

Komponent MS	MS + n (%)	MS - n (%)
abdominálna obezita	14 (77,78%)	1 (50%)
↑ TG/ hypolipidemická terapia	18 (100%)	-
↓ HDL-cholesterol/hypolipidemická terapia	12 (66,67%)	-
↑ TK/antihypertenzná terapia	16 (88,89%)	2 (100%)
↑ glykémia nalačno/PGT, DM2	13 (72,22%)	-

Počty sú uvedené v číslach a percentuálnom zastúpení znaku v podsúbore (n,%). MS - metabolický syndróm, (+) - prítomný, (-) - neprítomný, (↑) - zvýšený(á, é), (↓) - znížený(á, é), TG - triglyceridy, HDL - high-density lipoprotein, TK - tlak krvi, PGT - porušená glukózová tolerancia, DM2 - diabetes mellitus 2.typu

V podsúbore pacientov s dnou sme rovnako zisťovali, ktoré faktory sú u nich dôležité pre vznik MS. Jediným dôležitým faktorom bol znížený HDL-cholesterol (0,983), pričom zvýšené TG zohrávali hraničnú úlohu (0,925). Ostatné faktory nevykazovali žiaden význam pre vznik skúmaného syndrómu.

MS bol teda v celom súbore (n=66) detegovaný u 38 (57,58%) pacientov, z toho u 22 (75,86%) mužov a u 16 (43,24%) žien. U pacientov s MS sa najčastejšie vyskytoval zvýšený TK/antihypertenzná terapia (94,74%). Len v skupine s MS sme zároveň zistili znížený HDL-cholesterol/hypolipidemická terapia a zvýšenú glykémiu nalačno/PGT, DM2 (73,68%; 50%) (tab. 7).

Tab. 7: Prehľad komponentov MS v celom súbore pacientov**n=66**

Komponent MS	MS + n (%)	MS - n (%)
abdominálna obezita	34 (89,47%)	18 (64,29%)
↑ TG/ hypolipidemická terapia	35 (92,11%)	4 (14,29%)
↓ HDL-cholesterol/hypolipidemická terapia	28 (73,68%)	-
↑ TK/antihypertenzná terapia	36 (94,74%)	22 (78,57%)
↑ glykémia nalačno/PGT, DM2	19 (50%)	-

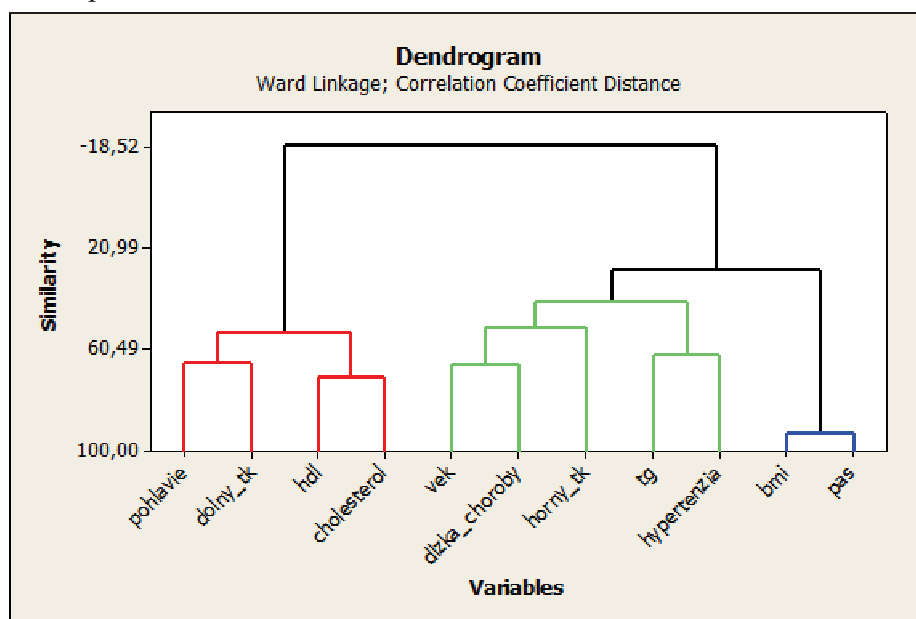
Počty sú uvedené v číslach a percentuálnom zastúpení znaku v súbore spolu (n,%). MS - metabolický syndróm, (+) - prítomný, (-) - neprítomný, (↑) - zvýšený(á, é), (↓) - znížený(á, é), TG - triglyceridy, HDL - high-density lipoprotein, TK - tlak krvi, PGT - porušená glukózová tolerancia, DM2 - diabetes mellitus 2.typu

Zajímal nás aj význam faktorov v rámci celého súboru. Ako najdôležitejšie faktory v genéze MS sa ukázali: znížený HDL-cholesterol (1,0), ako aj samotná diagnóza (1,0). Nasledujúcich 5 faktorov zohráva taktiež významnú rolu pri vzniku tohto syndrómu: zvýšená glykémia nalačno, zvýšené TG, pohlavie, prítomnosť DM2 a AH (0,999; 0,997; 0,982; 0,972; 0,951). Ostatné skúmané faktory nejavili žiadnu dôležitosť.

V celkovom súbore sme hodnotili pacientov nielen podľa diagnóz (dna a RA) ale aj podľa už diagnostikovanej AH. V tejto analýze sme identifikovali štyri dôležité a dva marginálne faktory pre vznik skúmaného syndrómu. Najdôležitejším faktorom bola znížený HDL-cholesterol (1,0). Diagnóza, zvýšená glykémia nalačno a zvýšené TG mali taktiež vysokú váhu dôležitosti (0,997; 0,995; 0,993). Prítomnosť DM2 a pohlavie zohrávali marginálnu úlohu (0,935; 0,907), zatiaľ čo ostatné sledované faktory nemali žiaden význam.

Výsledná zhľuková analýza (obr. 1) celého súboru pomocou Wardovej metódy rozdelila významné sledované premenné do troch zhľukov:

1. pohlavie, diastolický TK, HDL-cholesterol a celkový cholesterol
2. vek, dĺžka trvania choroby, systolický TK a AH
3. TG, obvod pásu a BMI

**Obr. 1: Vytvorený dendrogram**

3. Diskusia

Metabolický syndróm predstavuje praktický, výhradne klinický nástroj, založený na patofyziologických poznatkoch o kardiovaskulárnych dôsledkoch inzulinorezistencie a abdominálneho ukladania tuku [17]. Prevalencia MS v bežnej populácii je vysoká, stúpa s vekom, pričom sa očakáva jej dramatický nárast v nasledujúcich rokoch. Podľa odhadov postihuje až 25-40 % kaukazskej populácie [18, 19]. V prevalencii MS v populácii však existujú veľké geografické, pohlavné a etnické rozdiely, jeho frekvencia veľmi závisí aj na kritériách používaných k diagnostike [20]. Do roku 2010 bolo realizovaných 8 štúdií, sledujúcich výskyt MS pri RA, pričom sa jeho prevalencia pohybovala v rozmedzí 12,1-45,3 %, čomu zodpovedajú aj naše zistenia [21]. V súvislosti s dnou Choi et al. [22] uvádzajú, že v rámci National Health and Nutrition Examination Survey sa zistil MS u 62,8 % pacientov. Vazquez-Mellado et al. [23] hovoria až o 82% prevalencii MS u mexických mužov s dnou. Túto pozoruhodne vysokú prevalenciu MS pri dne naznačujú aj naše výsledky. Možný vzťah medzi dnou a MS bol už opakovane navrhnutý [24, 25], ale zatiaľ nie je dostatok údajov, ktoré by ho jednoznačne potvrdili. Navrhované spojenie bolo podporené práve pre úzku súvislosť medzi hyperurikémiou a MS [26, 27].

Abdominálna (androidná) obezita je označenie pre hromadenie viscerálneho tukového tkaniva v organizme [28]. Nepriaznivý vplyv abdominálnej obezity je sprostredkovaný mimo iného zmenami v produkcii adipocytokínov bunkami tukového tkaniva, ku ktorým dochádza pri výraznom rozvoji obezity. Adipocytokíny prispievajú k zhoršenej produkcii inzulínu, IR a endotelovej dysfunkcii. Spôsobujú chronický mierny zápal (zvýšená koncentrácia C-reaktívneho proteínu, kyseliny močovej v plazme) a podporujú rozvoj aterosklerózy [11, 29]. Obezita, predovšetkým abdominálna, je jedným z významných rizikových faktorov KVO. Pre RA nie je charakteristická, zatiaľ čo pri dne sa zvýšená telesná hmotnosť vyskytuje u 20% pacientov [13, 30]. Jej výskyt pri RA môže byť jednak následkom liečby základného ochorenia, ale i relatívnej nečinnosti pacienta na základe funkčného poškodenia kĺbov a ich bolestivosti [31], čo pravdepodobne vysvetľuje i jej značné zastúpenie u pacientov v našom výskume. Z pohľadu vplyvu obezity Rovenský et al. [12] uvádzajú, že celková a KV mortalita bola u skupiny RA pacientok s nízkym BMI ($< 20 \text{ kg/m}^2$) vyššia ako u skupiny s normálnym alebo vyšším BMI. Napriek tomu je vyššie BMI, ale hlavne abdominálna obezita, aj pri RA či dne podobne ako u bežnej populácie spojená s KV rizikovými faktormi, so zvýšeným rizikom výskytu IR, AH a dyslipidémie [13, 32, 33].

Pri MS je prítomná špecifická dyslipidémia, často označovaná ako diabetická alebo aterogénna. Je charakterizovaná kombináciou zníženého HDL-cholesterolu a zvýšených triglyceridov [34]. Pri RA sú pozorované niektoré zmeny v plazmatických hladinách lipidov v zmysle zvýšených TG, zníženého HDL-cholesterolu, čo podporujú i naše výsledky. Prítomné sú však i zmeny v pomeroch HDL k celkovému cholesterolu a k LDL-cholesterolu, ktoré môžu akcelarovat' aterosklerotické zmeny [12]. V akútnej fáze zápalových/infekčných ochorení sa mení lipidový profil proaterogénnym smerom, ale vplyvom terapie základného ochorenia sa zvyčajne upraví aj v súvislosti so znížením zápalovej aktivity, čo vedie k zvýšeniu HDL-cholesterolu a zlepšeniu aterogénneho indexu [13]. White et al. [35] sledovali, či existuje korelácia medzi úrovňou aktivity ochorenia a rôznymi frakciami lipidov v stabilnej vzorke populácie s RA. Preukázali štatisticky významnú súvislosť medzi zvýšenou zápalovou aktivitou ochorenia (FW a CRP) a zníženým HDL-cholesterolom. Santos et al. [36] zároveň zdôrazňujú i možnú spoločnú genetickú predispozíciu RA a dyslipidémie. Porucha metabolizmu lipidov je podľa Klennera et al. [30] prítomná až u 84% pacientov s dnou, čomu sa približujú i naše výsledky.

AH je ďalším významným KV rizikovým faktorom. Akcelaruje aterogenézu dvoj- až trojnásobne a zvyšuje riziko ischemickej choroby srdca, ktorá je jej najčastejším letálnym

následkom. AH sa pri MS vyskytuje v 60-70%. Mechanizmy jej vzniku pri MS sú stále predmetom diskusií [37]. Predpokladá sa pravdepodobný vplyv hormónov tukového tkaniva (ghrelín, rezistín, leptín), zvýšenej aktivity sympatického nervového systému a systému renín-angiotenzín [38]. Klener et al. [30] predpokladajú, že AH je druhým najčastejším ochorením asociovaným s dnou, vyskytuje sa približne v 60% prípadov. Podľa niektorých štúdií je pri RA výskyt AH vyšší než v bežnej populácii. Han et al. [39] uvádzajú 1,3-násobnú prevalenciu. Panoulas et al. [40] zistili v skupine pacientov s RA, s priemerným vekom 62 rokov, až 70% prevalenciu AH, ktorá však bola spojená s vyšším vekom, IR, BMI a fajčením.

Hyperglykémia je nezávislým rizikovým faktorom KV morbidity a mortality [41]. Zahŕňa kategóriu porúch glukózovej homeostázy (hraničná glykémia nalačno a porucha glukózovej tolerancie) a DM2. V patogenéze hyperglykémie zohráva významnú úlohu IR. U pacientov s chronickým zápalovým ochorením bývajú častejšie uvádzané poruchy metabolizmu glukózy, v súvislosti s IR, čoho podkladom sú vyššie bazálne hladiny inzulínu a nižší klírens glukózy. IR ako pravdepodobná primárna patofyziologická príčina MS, býva asociovaná so zápalovou aktivitou ale aj s ďalšími rizikovými faktormi [42]. Ako uvádzajú Swenson et al. [43] IR vyjadrená v aktívnom štádiu ochorenia sa po liečbe upravila [12].

Na základe uvedených skutočností a s podporou našich výsledkov usudzujeme, že vznik MS u pacientov s RA a s dnou je pravdepodobne v úzkej korelácii s aktivitou základného ochorenia a zmenami z neho vyplývajúcimi.

Sme si vedomí, že jediným kritériom pre výber pacientov do prezentovaných podsúborov bola diagnóza, čo pravdepodobne ovplyvnilo i výsledky našej štúdie. Volili sme tak preto, že nie všetky sledované komponenty MS sa pri uvedených diagnózach vyšetrujú štandardne, čo značne zúžilo i výber pacientov.

4. Záver

Záverom chceme zhrnúť, že naše výsledky v súlade s literárnymi údajmi, poukazujú na vysoký výskyt MS u pacientov s RA a s dnou.

5. Literatúra

Príspevok zvyčajne obsahuje zoznam použitej literatúry. Vzor bibliografického odkazu na knižnú publikáciu a aj článok sú:

- [1]ŠIMKOVÁ, A., BULAS, J., MURÍN, J. 2010. Metabolický syndróm a tuhosť aorty. Vnitřní lékařství. 2010, roč. 56, č. 9, s. 1000-1004. ISSN 0042-773X.
- [2]TKÁČ, I. 2005. Nové odporúčania panelu expertov. Diagnóza a možnosti liečebného ovplyvnenia metabolického syndrómu. Súčasná klinická prax. 2005, č. 1, s. 12-15. ISSN 1214-7036.
- [3]GRUNDY, S. M., CLEEMAN, J. I., DONATO, K. A. et al. 2005. Diagnosis and management of the metabolic syndrome: an American Heart Association/National Heart, Lung, and Blood Institute scientific statement. Circulation. 2005, roč. 112, s. 2735-2752. ISSN 0009-7322.
- [4]SVAČINA, Š., OWEN, K. 2003. Syndrom inzulínové rezistence. Praha : Triton, 2003. 182 s. ISBN 80-7254-353-9.
- [5]HAMOUZ, Z. 2010. Nová doporučení u metabolického syndromu. Medical Tribune. 2010. roč. 6, č. 7, s. D6. ISSN 1212-9445.
- [6]KAREN, I., SOUČEK, M., BLÁHA, V. et al. 2010. Metabolický syndrom - diagnostika a léčba. Doporučený diagnostický a léčebný postup pro všeobecné praktické lékaře. Novelizace 2010. Praha : Společnost všeobecného lékařství ČLS JEP, 2010. 12 s. ISBN 978-80-86998-38-1.
- [7]REAVEN, G. M. 1988. Role of insulin resistance in human disease. Diabetes. 1988, roč. 37, s. 1595-1607. ISSN: 0012-1797.

- [8] PELIKÁNOVÁ, T. 2009. Léčba diabetu při metabolickém syndromu. *Vnitřní lékařství*. 2009, roč. 55, č. 7&8, s. 637-645. ISSN 0042-773X.
- [9] SVAČINA, Š. 2008. Příčiny a diagnostika metabolického syndromu. *Medicína po promoci*. 2008, roč. 9, suppl. 2, s. 4-6. ISSN 1212-9445.
- [10] SATTAR, N., MCCAREY, D. W., CAPPEL, H. et al. 2003. Explaining how 'high-grade' systemic inflammation accelerates vascular risk in rheumatoid arthritis. *Circulation*. 2003, roč. 108, s. 2957–2963. ISSN 0009-7322.
- [11] ANDĚL, M., POLÁK, J., KRAML, P. et al. 2009. Chronický mírný zánět spojuje obezitu, metabolický syndrom, aterosklerózu a diabetes. *Vnitřní lékařství*. 2009, roč. 55, č. 7&8, s. 659-665. ISSN 0042-773X.
- [12] ROVENSKÝ, J., VLČEK, M., IMRICH, R. 2010. Kardiovaskulárne ochorenia u reumatoidnej artritídy. *Vnitřní lékařství*. 2010, roč. 56, č. 7, s. 721-723. ISSN 0042-773X.
- [13] ROVENSKÝ, J., VLČEK, M., IMRICH, R. 2009. Endokrinné a metabolické rizikové faktory vzniku kardiovaskulárných porúch u pacientov s reumatoidnou artritídou. *Rheumatologia : časopis pre otázky pohybového ústrojenstva a spojiva*. 2009, roč. 23, č. 4, s. 157-163. ISSN 1210-193.
- [14] KRISHNAN, E., SVENDSEN, K., NEATON, J. D. et al. 2008. Long-term Cardiovascular Mortality Among Middle-aged Men With Gout. *Archives of Internal Medicine*. 2008, roč. 168, č. 10, s. 1104-1110. ISSN 0888-2479.
- [15] HRČKA, J. 2009. Kapitoly zo športovej zdravotvedy vysokoškolačka. Žilina : Edis - vydavateľstvo Žilinskej univerzity, 2009. 134 s. ISBN 978-80-554-0096-9.
- [16] STANKOVIČOVÁ I., VOJTKOVÁ M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava : Iura Edition, 2007. 261 s., ISBN 978-80-8078-152-1.
- [17] SUCHARDA, P. 2010. Metabolický syndrom, jeho význam a používaní. *Medicína po promoci*. 2010, roč. 11, č. suppl. 1/10 Interna, s. 3. ISSN 1212-9445.
- [18] SOUČEK, M., NEVRLKA, J. 2008. Metabolický syndrom a kardiovaskulárny riziko. *Medicína po promoci*. 2008, roč.9, suppl. 2, s. 4-6. ISSN 1212-9445.
- [19] SIDIROPOULOS, P. I., KARVOUNARIS, S. A., BOUMPAS, D. T. 2008. Metabolic syndrome in rheumatic diseases: epidemiology, pathophysiology, and clinical implications. *Arthritis Research & Therapy*. 2008, roč. 10, č. 3, s. 207. ISSN 1478-6354.
- [20] SOUČEK, M., ŘIHÁČEK, I., FRÁŇA, P. et al. 2010. Léčba hypertenze v rámci metabolického syndromu. *Kardiologická revue*. 2010; roč. 12, č. 2, s. 73-76. ISSN 1212-4540.
- [21] DAO, H. H., DO, Q. T., SAKAMOTO, J. 2010. Increased frequency of metabolic syndrome among Vietnamese women with early rheumatoid arthritis: a cross-sectional study. *Arthritis Research & Therapy*. 2010, roč. 12, č. 6, s. R218. ISSN: 1478-6354.
- [22] CHOI, H. K., FORD, E. S., LI, CH. et al. 2007. Prevalence of the metabolic syndrome in patients with gout: The Third National Health and Nutrition Examination Survey. *Arthritis Care & Research*. 2007, roč. 57, č. 1, s.109–115. ISSN: 0893-7524.
- [23] VAZQUEZ-MELLADO, J., GARCIA, C. G., VAZQUEZ, S. G. et al. 2004. Metabolic syndrome and ischemic heart disease in gout. *Journal of Clinical Rheumatology*. 2004, roč. 10, č. 3, s. 105–109. ISSN 1536-7355.
- [24] FAM, A. G. 2002. Gout, diet, and the insulin resistance syndrome. *The Journal of Rheumatology*. 2002, roč. 29, s. 1350–1355. ISSN 1499-2752.
- [25] CHOI, H. K., MOUNT, D. B., REGINATO, D. B. 2005. Pathogenesis of gout. *Annals of Internal Medicine*. 2005, roč. 143, s. 499–516. ISSN: 1539-3704.
- [26] EMMERSON, B. 1998. Hyperlipidaemia in hyperuricaemia and gout. *Annals of the Rheumatic Diseases*. 1998, roč. 57, č. 9, s. 509–10. ISSN 1468-2060.
- [27] RATHMANN, W., FUNKHOUSER, W., Dyer, A. R. 1998. Relations of hyperuricemia with the various components of the insulin resistance syndrome in young black and white

- adults: the CARDIA study. *Annals of Epidemiology*. 1998, roč. 8, s. 250–261. ISSN 1873-2585.
- [28] HALUZÍK, M., TRACHTA, P., HALUZÍKOVÁ, D. 2010. Hormony tukové tkáně. *Vnitřní lékařství*. 2010, roč. 56, č. 10, s. 1028-1034. ISSN 0042-773X.
- [29] KRAHULEC, B. 2010. Patogenéza komplikací obezity. *Vnitřní lékařství*. 2010, roč. 56, č. 10, s. 1050-1052. ISSN 0042-773X.
- [30] KLENER, P. et al. 2006. *Vnitřní lékařství*. 3 preprac. a dopl. vyd. Praha : Galén, 2006. 1158 s. ISBN 80-7262-431-8.
- [31] BORIGINI, M. 2008. Metabolic Syndrome, Obesity, Diabetes and the worsening of Rheumatoid Arthritis. Zdroj: <http://www.healthcentral.com/rheumatoid-arthritis/c/53/29143/diabetes>
- [32] RHO, Y. H., CHOI, S. J., LEE, Y. H. et al. 2005. The prevalence of metabolic syndrome in patients with gout: a multicenter study. *Journal of Korean Medical Science*. 2005, roč. 20, s. 1029–1033. ISSN 1598-6357.
- [33] HALL, F. C., DALBETH, N. 2006. Re: Obesity and cardiovascular risk factors in rheumatoid arthritis. *Rheumatology*. 2006, roč. 45, č. 6, s. 782-783. ISSN 1462-0332.
- [34] ŠTULC, T., ČEŠKA, R. 2009. Léčba dyslipidémie u metabolického syndromu. *Vnitřní lékařství*. 2009, roč. 55, č. 7&8, s. 626-630. ISSN 0042-773X.
- [35] WHITE, D., FAYEZ, S., DOUBE, A. 2006. Atherogenic lipid profiles in rheumatoid arthritis. *The New Zealand medical journal*. 2006, roč. 119, č. 1240, s. U2125. ISSN: 1175-8716.
- [36] SANTOS, M. J., FERNANDES, D., CAETANO-LOPES, J. et al. 2011. Lymphotoxin- α 252 A>G Polymorphism: A Link Between Disease Susceptibility and Dyslipidemia in Rheumatoid Arthritis? *The Journal of Rheumatology*. 2011, roč. 38, č. 7, s. 1244-1249. ISSN 1499-2752.
- [37] BULAS, J., ILČÍK, M., KOZLÍKOVÁ, K. et al. 2010. Rizikový profil hypertonika. *Vnitřní lékařství*. 2010, roč. 56, č. 8, s. 8352-837. ISSN 0042-773X.
- [38] MAJERČÁK, I. 2006. Hypertenzie u metabolického syndromu a kardiovaskulárne riziko. *VIA Practica*. 2006, roč. 3, č. 6, s. 298–300. ISSN 1336-4790.
- [39] HAN, C., ROBINSON, D. W., HACKETT, M. V. et al. 2006. Cardiovascular disease and risk factors in patients with rheumatoid arthritis, psoriatic arthritis, and ankylosing spondylitis. *The Journal of Rheumatology*. 2006, roč. 33, č. 11, s. 2167-2172. ISSN 1499-2752.
- [40] PANOULAS, V. F., DOUGLAS, K. M., MILIONIS H. J. et al. 2007. Prevalence and associations of hypertension and its control in patients with rheumatoid arthritis. In: *Rheumatology (Oxford)*. 2007, roč. 46, č. 9, s. 1477-1482. ISSN 1462-0332.
- [41] RYDÉN, L., STANDL, E., BARTNIK, M. et al. 2007. Guidelines on diabetes, pre-diabetes, and cardiovascular diseases: executive summary The Task Force on Diabetes and Cardiovascular Diseases of the European Society of Cardiology (ESC) and of the European Association for the study of Diabetes (EASD). *European Heart Journal*. 2007, roč. 28, č. 1, s. 88-136. ISSN 1522-9645.
- [42] DESSEIN, P. H., JOFFE, B. I. 2006. Insulin resistance and impaired beta cell function in rheumatoid arthritis. *Arthritis & Rheumatism*. 2006, roč. 54, č. 9, s. 2765-2775. ISSN 1529-0131.
- [43] SWENSON, K. L., POLLARE, T., LITHELL, H. et al. 1988. Impaired glucose handling in active rheumatoid arthritis: relationship to peripheral insulin resistance. In: *Metabolism*. 1988, roč. 37, č. 2, s. 125-130

Adresy autorov:

prof. MUDr. Mária Kovářová, CSc.
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave
Inštitút fyzioterapie, balneológie a liečebnej
rehabilitácie
Nám. J. Herdu 2, 971 01 Trnava
Maria.Kovarova@seznam.cz

MUDr. Alena Tuchyňová, CSc.
Národný ústav reumatických chorôb
Nábřežie I. Krasku 4, 921 12 Piešťany
tuchynova@nurch.sk

Bc. Monika Bašová
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave
Inštitút fyzioterapie, balneológie a liečebnej
rehabilitácie
Nám. J. Herdu 2, 971 01 Trnava

prof. MUDr. Jozef Rovenský, DrSc., FRCP
Národný ústav reumatických chorôb
Nábřežie I. Krasku 4, 921 12 Piešťany
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave
Inštitút fyzioterapie, balneológie a liečebnej
rehabilitácie
Nám. J. Herdu 2, 971 01 Trnava
rovensky@nurch.sk

Ing. Andrej Trnka, PhD.
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave
Fakulta masmediálnej komunikácie
Nám. J. Herdu 2, 971 01 Trnava
andrej.trnka@ucm.sk

Záznam medicínskych dát sledovania účinnosti liečby **Recording of medical data for checking effectiveness of therapy**

Ján Luha, Karol Hornáček

Abstract: In this article we dealt with practical aspects of entering medical data for checking effectiveness of therapy into electronic form. Applications are provided by concrete examples. Recording data we illustrate in Excel.

Abstrakt: V článku sa zaoberáme s praktickými otázkami záznamu medicínskych sledovania účinnosti liečby dát do elektronickej podoby. Aplikácie sú prezentované na konkrétnych príkladoch.. Záznam dát ilustrujeme v Exceli.

Key words: statistical units, statistical variables, identifiers, demographical variables, entering data, checking effectiveness of therapy, phase of therapy.

Kľúčové slová: štatistické jednotky, štatistické znaky, identifikačné znaky, demografické znaky, záznam dát, sledovanie účinnosti liečby, etapy liečby.

JEL Classification: C1, I1.

1. Úvod

Problematike správneho elektronického záznamu dát a ich príprave na štatistické spracovanie sa venujú mnohé publikácie a príručky štatistického softvéru. Na pôde konferencie MedStat sa tejto problematike venujeme od vzniku konferencie. Teoreticko-metodologické aspekty sú riešené napríklad v práci Luha J.(2010b): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420. Pokračovaním je práca Luha J. (2011): Záznam medicínskych dát. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420. Ďalším pokračovaním je práca Luha J. (2012): Spracovanie medicínskych dát do elektronickej podoby FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.

V tomto príspevku sa venujeme špecifickým otázkam záznamu dát sledovania účinnosti liečby. Dôležité je uvedomiť si čo je skúmaný súbor a štatistické jednotky, skúmané premenné - štatistické znaky.

Ilustratívny príklad je z výskumu, ktorý je dokumentovaný v práci: Hornáček K., Bučková K., Čájiová Z., Halická Z., Lobotková J., Luha J. (2011): Sledovanie pôsobenia dynamizácie obuvi na funkciu nôh. Prednáška: IX. Košické vertebrologické dni 7. – 8. IV. 2011.

V príspevku prezentujeme záznam dát pomocou Excelu, ktorý má k dispozícii takmer každý, kto má PC.

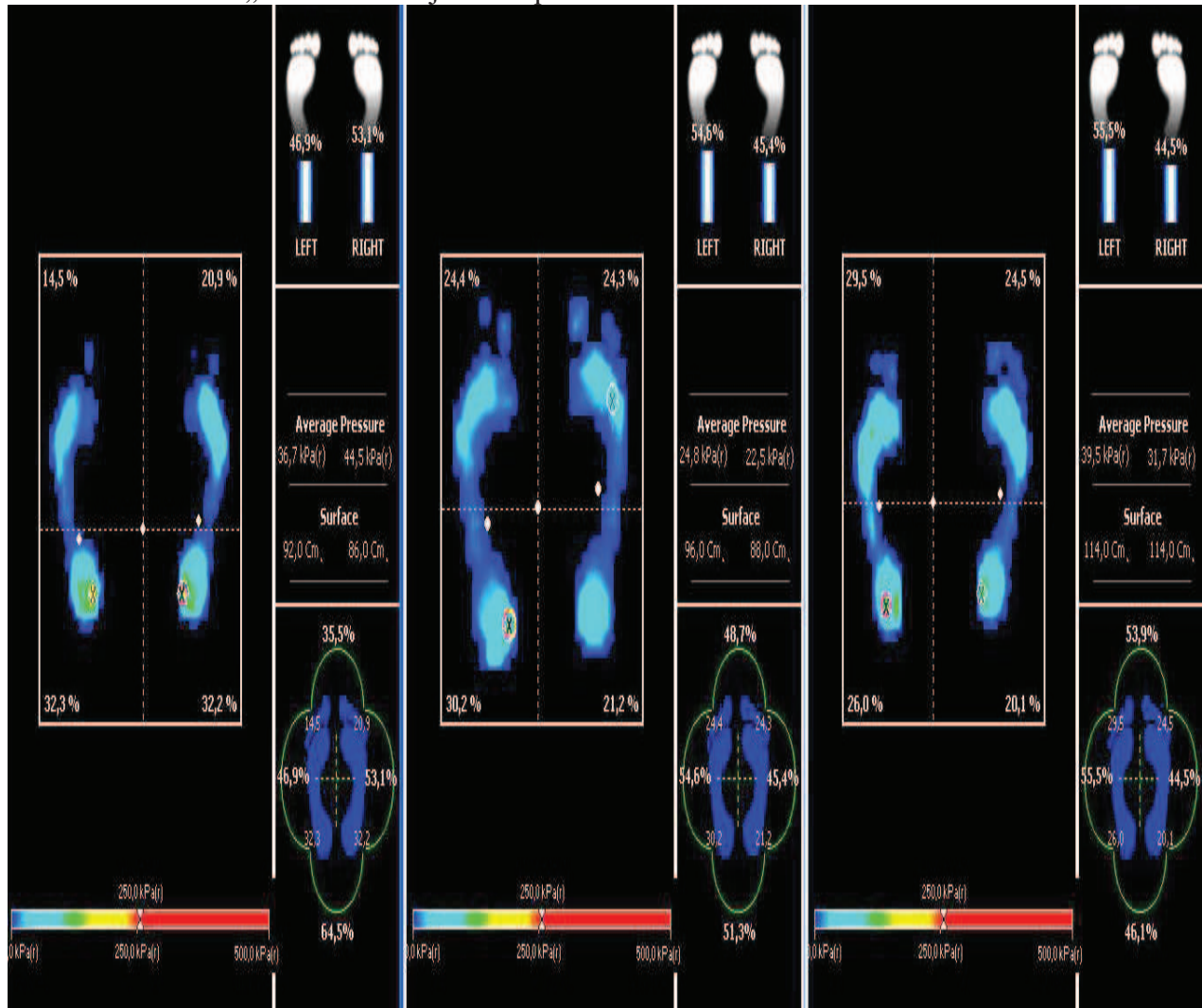
V citovaných prácach autora sú riešené niektoré špecifiká, ktoré súvisia s typom skúmaných premenných. V našom príspevku sa budeme venovať konkrétnemu súboru dát, na ktorom budeme i inom príspevku ilustrovať riešenie vybraných štatistických úloh. V prípade záujmu budú vysvetlené vybrané špecifické aspekty elektronického záznamu dát v nasledovných ročníkoch konferencie Medstat.

2. Charakterizácia dátového súboru

Ako sme už uviedli hore, na ilustráciu záznamu dát využijeme, so súhlasom autorov dáta, ktoré boli prezentované v práci: Hornáček K., Bučková K., Čájiová Z., Halická Z., Lobotková J., Luha J. (2011): Sledovanie pôsobenia dynamizácie obuvi na funkciu nôh. Prednáška: IX. Košické vertebrologické dni 7. – 8. IV. 2011. Okrem zámeru prezentovať záznam dát sledovania účinnosti liečby, môžeme tu ilustrovať neštandardný príklad na záznam dát.

Príklad neštandardného „záznamu“ dát jedného probanda (pacienta) je na obrázku 1. Na obrázku je obrázok chodidla na začiatku sledovanie a pri následných dvoch kontrolách, v obrátenom poradí.

Obrázok 1. Príklad „záznamu“ dát jedného probanda



Podľa citovanej práce bolo úlohou výskumu sledovať pôsobenie dynamizujúcej obuvi na funkciu nohy a stoj a cieľom zlepšenie zdravotného stavu populácie s bolesťami dolných končatín a chrbta.

Na výskume sa celkom zúčastnilo 20 dobrovoľníkov, ktorí nosili špeciálnu dynamizujúcu obuv, 5x týždenne, 4 hodiny, ako je napríklad na obrázku 2. Kontrola po 1 a po 5 mesiacoch.

Na chodidle boli sledované premenné: plocha chodidiel; klenba nôh pozdĺžna i priečna; nepriamo orientačné postavenie panvy; tlak nôh do podložky v kPa; poloha ťažiska; stabilometria.

Obrázok 2. Dynamizujúca obuv



Na *identifikáciu* sme použili číslo respondenta, v originálnom súbore aj meno respondenta, v ilustratívnom príklade ho vynecháme.

V príklade boli sledované *demografické znaky* pohlavie a vek respondenta. V rámci prípravy dát na štatistické spracovanie sme vek kategorizovali (1=do 40 rokov (vrátane), 2= nad 40 rokov. Ďalej sme vytvorili premennú sub na identifikáciu podsúborov, podľa toho, ktoré merania proband absolvoval, kód 1=absolvoval merania 1,2,3; 2= absolvoval merania 1,2 a 3= absolvoval merania 1,3.

Na doplnenie charakterizácie probandov sme zaznamenali aj dobu od prvého po druhé meranie (doba1_2); dobu od druhého po tretie meranie (doba2_3) a aj ich súčet ako celkovú dobu sledovania probanda.

Nasledujú premenné, ktoré zaznamenávajú výsledky pri prvom meraní. Ich podrobný zoznam a charakteristika je v popise hárku Metadáta (tabuľka 3.).

Nepodarilo sa nám, žiaľ z obrázkov jednotlivých probandov, presne „odčítať“ polohu ťažiska a tak sme ich nemohli zaznamenať.

Ilustratívny dátový súbor je jednoduchým príkladom na záznam dát, ale dovoľuje poukázať na niektoré dôležité úskalía pre elektronický záznam dát sledovania účinnosti liečby.

3. Záznam dát

Ako sme už uviedli budeme postupovať pri zázname dát a metadát štandardizovaným spôsobom. V excelovskom súbore vytvoríme dva hárky: hárk Dáta a hárk Metadáta.

Dáta zásadne zaznamenávame do dátovej matice, v prvom riadku sú názvy skúmaných štatistických znakov, *vrátane identifikácie* a demografických znakov a potom v každom riadku zaznamenávame údaje za každý prípad (pacienta, probanda, respondenta a pod.).

Metadáta definujú sledované štatistické znaky a ich hodnoty. Podrobnejšie sa teoreticko-metodologickými otázkami záznamu medicínskych dát a princípmi ich kontroly možno oboznámiť v práci Luha J. (2010b).

Popríklad môžeme vytvoriť **tretí hárk** s vysvetľujúcimi poznámkami.

Pred prípravou zaznamenaných dát je potrebné na štatistické spracovanie realizovať ich *kontrolu a čistenie dát a potom prípadné transformácie*, ako napríklad kategorizácie numerického znaku uvádzame kategorizáciu veku.

Pripomínáme niektoré zásady záznamu dát, podrobne sú publikované napríklad v prácach Luha J. (2010b), Luha J. (2011) a Luha J. (2012).

Pri zázname dát musíme rešpektovať všetky typy štatistických znakov, ktoré sú v skúmanom súbore. Treba zdôrazniť nutnosť **identifikovať jednotlivé záznamy**, obyčajne stačí poradové číslo záznamu, napr. číslo pacienta, kód vzorky, a nezabudnúť na identifikáciu chýbajúcich údajov.

Základné typy štatistických znakov - nominálne, ordinálne, numerické a „multiresponse“ (viacznačné). Špecifické sú nominálne znaky s dvojprvkovou množinou hodnôt, tieto obyčajne kódujeme pomocou čísel 0 a 1 (nula môže označovať neprítomnosť daného javu a 1 jeho prítomnosť).

Jednoznačne uprednostňujeme číselné kódovanie „hodnôt“ štatistických znakov.

Chýbajúce dáta – možno „zaznamenať“ dvomi spôsobmi. Prvý je, že nezaznamenáme nič, príslušné políčka dátovej zostanú prázdne, druhý spôsob spočíva vo vytvorení špeciálneho kódu v závislosti od typu znaku.

Kontrola dát je podstatný krok pred akýmkoľvek vyhodnocovaním dát. Takmer pri každom zázname dát sú chyby – tieto musíme nájsť, identifikovať a opraviť.

Dôležitou súčasťou bývajú **demografické znaky**. Niekedy ich tiež priradíme ku identifikácii. Podľa škály môžu byť demografické znaky nominálne, ordinálne, numerické alebo kategorizované, preto ich záznam robíme, tak ako je popísané pri príslušných typoch znakov.

Záznam nominálnych znakov – ku menu „hodnoty“ znaku nájdeme príslušný numerický kód a ten zaznamenáme. Podobne postupujeme aj pri zázname ordinálnych a kategorizovaných znakov.

Záznam numerických znakov - numerické znaky sú samozrejme vyjadrené číselne. Záznam realizujeme jednoducho zaznamenaním numerickej hodnoty do príslušného políčka dátovej tabuľky. Pri dátach s desatinnou čiarkou treba zaznamenať vhodne počet desatinných miest. Čo je vhodný počet desatinných miest závisí od konkrétneho znaku a rozsahu hodnôt.

Po kontrole a čistení dát, ich **pripravujeme na štatistickú analýzu**. Príprava dát na štatistické spracovanie znamená okrem primárnych dát pripraviť aj transformácie ako napríklad indexy, podiely, ale aj kategorizácia napríklad veku, agregácie znakov. Príklady sú zrejme z definície dát a metadát.

4. Príklad

Prezentujeme realizáciu záznamu dát súboru opísaného v kapitole 2. V tabuľke 2. je dátová tabuľka, tak ako sme dáta zaznamenali z obrázkov dát jednotlivých probandov. Na ilustráciu uvádzame prvých 10 z 20-tich záznamov, tabuľku sme museli rozdeliť na 4 časti.

Na ilustráciu prípravy dát na štatistickú analýzu uvádzame príklad kategorizácie veku je zrejme z frekvenčnej tabuľky v tabuľke 1.

Tabuľka 1. Frekvenčná tabuľka kategorizovaného veku

vek_kat

		Frequenc y	Percent	Valid Percent	Cumulati ve Percent
Valid	1 do 40	13	65,0	65,0	65,0
	2 nad 40	7	35,0	35,0	100,0
	Total	20	100,0	100,0	

Tabuľka 2. Hárrok Dáta:

1. časť

porcis	meno	pohl	vek	vek_kat	sub	doba1_2	doba2_3	doba
1		1	50	2	1	7	6	13
2		2	30	1	2	2		2
3		2	60	2	2	2		2
4		2	30	1	2	2		2
5		1	40	1	2	10		10
6		2	40	1	2	7		7
7		1	30	1	1	4	6	10
8		2	30	1	1	4	6	10
9		2	30	1	1	4	6	10
10		1	50	2	2	5		5

Tabuľka 2. Hárrok Dáta:

2. časť

porcis	m1	povrch_L1	povrch_P1	tlak_L1	tlak_P1	per_L_vz1	per_L_vp1	per_P_vz1	per_P_vp1	per_L1	per_P1	per_vz1	per_vp1
1	1	114	114	39,5	31,7	26,0	29,5	20,1	24,5	55,5	44,5	46,1	54,0
2	1	72	72	54,7	54,8	25,5	24,6	30,5	19,5	49,9	50,1	56,0	44,1
3	1	90	96	23,7	28,1	22,7	21,4	30,0	25,9	44,2	55,8	52,7	47,3
4	1	80	71	29,9	33,1	29,7	20,7	31,4	18,1	50,4	49,6	61,1	38,8
5	1	108	106	34,4	36,8	26,5	22,3	21,6	29,6	48,8	51,2	48,1	51,9
6	1	82	86	61,3	63,7	28,2	19,6	28,1	24,1	47,8	52,2	56,3	43,7
7	1	117	116	48,5	44,2	33,5	19,0	22,6	24,9	52,5	47,5	56,1	43,9
8	1	90	87	31,5	39,7	21,8	23,4	30,3	24,6	45,1	54,9	52,1	48,0
9	1	83	90	36,8	40,6	26,1	19,5	34,4	20,0	45,6	54,4	60,5	39,5
10	1	103	104	38,1	42,2	28,5	18,7	32,2	20,6	47,2	52,8	60,7	39,3

Tabuľka 2. Hárrok Dáta:

3. časť

porcis	m2	povrch_L2	povrch_P2	tlak_L2	tlak_P2	per_L_vz2	per_L_vp2	per_P_vz2	per_P_vp2	per_L2	per_P2	per_vz2	per_vp2
1	2	96	88	24,8	22,5	30,2	24,4	21,2	24,3	54,6	45,4	51,4	48,7
2	2	64	68	52,0	52,5	29,3	19,0	32,1	19,6	48,3	51,7	61,4	38,6
3	2	101	93	32,7	40,6	22,3	24,4	23,7	29,6	46,7	53,3	46,0	54,0
4	2	82	75	35,1	28,8	41,6	15,6	21,4	21,5	57,1	42,9	63,0	37,1
5	2	113	106	50,6	49,6	29,2	22,8	27,9	20,0	52,1	47,9	57,1	42,8
6	2	72	82	58,7	44,8	35,4	18,1	30,6	15,9	53,5	46,5	66,0	34,0
7	2	109	119	26,8	38,0	21,6	17,7	37,7	23,0	39,3	60,7	59,3	40,7
8	2	81	78	32,5	34,1	34,6	15,1	27,9	22,4	49,7	50,3	62,5	37,5
9	2	76	80	37,8	44,1	33,8	11,1	29,4	25,7	44,9	55,1	63,2	36,8
10	2	107	107	38,5	39,7	27,5	21,7	34,8	16,0	49,2	50,8	62,3	37,7

Tabuľka 2. Hárak Dáta:

4. časť

porcis	m3	povrch_L3	povrch_P3	tlak_L3	tlak_P3	per_L_vz3	per_L_vp3	per_P_vz3	per_P_vp3	per_L3	per_P3	per_vz3	per_vp3
1	3	92	86	36,7	44,5	32,3	14,5	32,2	20,9	46,9	53,1	64,5	35,5
2	3												
3	3												
4	3												
5	3												
6	3												
7	3	103	111	26,2	53,0	21,8	18,3	35,5	24,4	40,1	59,9	57,3	42,7
8	3	86	81	27,6	35,3	22,0	23,4	31,2	23,4	45,4	54,6	53,2	46,8
9	3	98	108	19,7	19,1	30,9	17,5	29,9	21,7	48,3	51,7	60,8	39,2
10	3												

V tabuľke 3. uvádzame hárak metadát, kvôli úspore miesta sme neuviedli popisy premenných pre druhé a tretie merania.

Tabuľka 3. Hárak Metadáta:

premenná		text premennej
	kód odpovede	text odpovede
porcis		poradové číslo pacienta
meno		meno pacienta
pohlavie		pohlavie pacienta
	1	muž
	2	žena
vek		vek pacienta
	v rokoch	
vek_kat		vekové kategórie pacienta
	1	do 40 rokov
	2	nad 40 rokov
sub		súbor
	1	merania 1,2,3
	2	merania 1,2
	3	merania 2,3
doba1_2		doba od počiatku po prvú kontrolu
	v mesiacoch	
doba2_3		doba od prvej kontroly po druhú
	v mesiacoch	

doba		doba sledovania spolu
	v mesiacoch	
m1		pomocná premenná začiatku (1.) merania
	1	iba pomocný kód pre orientáciu v súbore - pri vyhodnotení sa nepoužíva
povrch L1		plocha chodidla ľavej nohy, 1. meranie
	v cm ²	
povrch P1		plocha chodidla pravej nohy, 1. meranie
	v cm ²	
tlak L1		tlak ľavej nohy do podložky, 1. meranie
	v kPascaloch	
tlak P1		tlak pravej nohy do podložky, 1. meranie
	v kPascaloch	
per_L_vz1		percento tlaku ľavej nohy vzadu, 1. meranie
	v percentách	
per_L_vp1		percento tlaku ľavej nohy vpred, 1. meranie
	v percentách	
per_P_vz1		percento tlaku pravej nohy vzadu, 1. meranie
	v percentách	
per_P_vp1		percento tlaku pravej nohy vpred, 1. meranie
	v percentách	
per_L1		percento tlaku ľavej nohy spolu, 1. meranie
	v percentách	
per_P1		percento tlaku pravej nohy spolu, 1. meranie
	v percentách	
per_vz1		percento tlaku vzadu spolu (súčet per_L_vz1 a per_P_vz1), 1. meranie
	v percentách	
per_vp1		percento tlaku vpred spolu (súčet per_L_vp1 a per_P_vp1), 1. meranie
	v percentách	
m2		pomocná premenná začiatku (2.) merania
	2	iba pomocný kód pre orientáciu v súbore - pri vyhodnotení sa nepoužíva
nasledujú rovnaké premenné s indexom 2, pre druhé meranie		

m3		pomocná premenná začiatku (3.) merania
	3	iba pomocný kód pre orientáciu v súbore - pri vyhodnotení sa nepoužíva
nasledujú rovnaké premenné s indexom 3, pre druhé meranie		

6. Záver

Záznam dát je stále aktuálna otázka, najmä pre začínajúcich “analytikov“, preto je potrebné neustále otázky korektného záznamu dát pripomínať, čo realizujeme aj v tomto príspevku. Tentoraz sme prezentovali možnosti záznamu dát sledovania účinnosti liečby na konkrétnom príklade. Zároveň ilustrujeme aj záznam netradičných dá, ktoré sú primárne zaznamenané na obrázku.

7. Literatúra

- [1]Böhmer, D., Brašňová D., Luha, J.(2009): Špecifiká záznamu a spracovania dát z Národného registra pacientov s vrodenou vývojovou chybou. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [2]Hornáček K., Bučková K, Čájirová Z., Halická Z., Lobotková J., Luha J. (2011): Sledovanie pôsobenia dynamizácie obuvi na funkciu nôh. Prednáška: IX. Košické vertebrologické dni 7. – 8. IV. 2011.
- [3]Chajdiak J.(2007): Štatistika v exceli 2007. Statis, Bratislava 2009, ISBN 978-80-85659-49-8.
- [4] Luha J.(2008): Metodologické aspekty zberu a záznamu dát otázok s možnosťou viac odpovedí. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
- [5]Luha J.(2010a): Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [6]Luha J.(2010b): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [7]Luha J. (2011): Záznam medicínskych dát. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420.
- [8]Luha J. (2012): Spracovanie medicínskych dát do elektronickej podoby FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
- [9]Pecáková I.(2008): Statistika v terénnych průzkumech. Proffessional Publishing, Praha 2008. ISBN 978-80-86946-74-0.
- [10] Řezanková A.(2007): Analýza dat z dotazníkových šetření. Proffessional Publishing, Praha 2007. ISBN 978-80-86946-49-8.

Adresy autorov:

Ján Luha, RNDr., CSc.
Ústav lekárskej biológie, genetiky a
klinickej genetiky LF UK a UN
Sasinkova 4, Bratislava
jan.luha@fmed.uniba.sk

Karol Hornáček, doc., MUDr., PhD.
Fyziatricko – rehabilitačné oddelenie,
Ružinovská poliklinika a. s., Bratislava
hornacekk@stonline.sk

Štatistická analýza medicínskych dát skúmania účinnosti liečby Statistical analysis of medical data for checking effectiveness of therapy

Ján Luha, Karol Hornáček

Abstract: We study analysis of medical data for checking effectiveness of therapy. This tasks are very frequent in statistical analysis of medical data. Applications are provided by concrete examples.

Abstrakt: Študujeme analýzu medicínskych dát skúmania účinnosti liečby. Tieto úlohy sú veľmi časté pri štatistickej analýze medicínskych dát. Aplikácie sú na konkrétnom príklade.

Key words: checking effectiveness, therapy, dynamic shoes, medical data.

Kľúčové slová: skúmanie efektívnosti liečby, liečba, dynamizácia obuvi, medicínske dáta.

JEL Classification: C1, C12, I1.

1. Úvod

V príspevku „Luha J., Hornáček K. (2013): Záznam medicínskych dát sledovania účinnosti liečby. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013. SŠDS Bratislava 2013. ISSN 1336-7420.“ sa zaoberáme aspektmi záznamu medicínskych dát sledovania účinnosti liečby. Často potrebujeme analyzovať medicínske dáta, ktoré skúmajú účinnosť liečby. Najjednoduchšia úloha je zistiť zmenu po ukončení liečby oproti stavu pred začatím liečby. V uvedenom príspevku je aj ukážka dát pochádzajúcich z neštandardného zdroja, ktorým bol obrázok z prístroja zaznamenávajúceho chodidlo probanda (pacienta). Využijeme tieto konkrétne dáta na ilustráciu štatistických metód analýzy dát skúmania účinnosti liečby v troch fázach sledovania. Výskum, z ktorého čerpáme dáta je popísaný v príspevku „Hornáček K., Bučková K., Čájiová Z., Halická Z., Lobotková J., Luha J. (2011): Sledovanie pôsobenia dynamizácie obuvi na funkciu nôh. Prednáška: IX. Košické vertebrologické dni 7. – 8. IV. 2011.”.

Pri štatistickom spracovaní dát je nevyhnutným prvým krokom prvotná štatistická analýza týchto dát, je dôležitá ako prvý krok kontroly a pre navigáciu ku ďalšej štatistickej analýze.

V príspevku sa venujeme metódam štatistickej analýzy dát podľa troch fáz sledovania probandov (pacientov). Vzhľadom na to, že ide o špecifický výskum nejde v pravom zmysle slova o liečbu, ale môžeme na ňom ilustrovať aplikácie štatistických metód na skúmanie účinnosti liečby.

Cieľom výskumu bolo zistiť vplyv dynamizujúcej (nestabilnej) obuvi na držanie tela pacienta (zaťaženie zadnej a prednej časti nohy, vplyv na veľkosť balančných výchyliek trupu, rýchlosť výchyliek, poloha ťažiska, rotácia panvy) a na úpravu funkcie jeho nohy (veľkosť nohy a rozloženie tlakov na ňu).

2. Dáta a prvotná štatistická analýza dát

Záznam dát skúmaného súboru je podrobne uvedený v citovanom príspevku Luha J., Hornáček K. (2013). V skúmanom súbore bolo 5 mužov (25%) a 15 žien (75%). Vekové rozpätie bolo 25-60 rokov, priemer bol 40,25 roka. Vo vekovej kategórii do 40 rokov (vrátane) bolo 13 probandov (65%) a nad 40 rokov 7 probandov (35%).

Ako je to pri medicínskych štúdiách dosť časté, nie sú v priebehu výskumu „dostupní“ všetci zúčastnení. Na začiatku skúmania bolo 20 osôb, na druhej fáze sa zúčastnilo 19 osôb a na tretej fáze 7 osôb. Z 20 zúčastnených osôb sa na všetkých troch fázach výskumu zúčastnilo 6 osôb, spoločne na prvej a druhej fáze bolo 13 a na prvej a tretej fáze spoločne sa zúčastnila 1 osoba, takže *pre párové komparácie medzi* prvou a druhou fázou výskumu môžeme použiť

dáta za 19 osôb u 20-tich, na komparáciu medzi druhou a treťou fázou 6 osôb z 20-tich a na komparáciu medzi prvou a treťou fázou 7 osôb z 20-tich..

Doba účasti na sledovaní medzi prvou a druhou fázou bola v rozmedzí 2-13 mesiacov, priemer 5,20 mesiaca, medzi druhou a treťou fázou bola doba v sledovaní 6 mesiacov u každej zúčastnenej osoby a celková doba v sledovaní bola v rozmedzí 2-13 mesiacov, priemer 7,50 mesiaca.

Premenné charakterizujúce priebeh „liečenia“ na začiatku sledovania, v druhej fáze sledovania a v tretej fáze sledovania sú v tabuľke 1, kde uvádzame názov premennej v dátach a ich význam v metadátach. Kvôli úspore miesta v tabuľke uvádzame iba premenné na začiatku merania. Premenné za druhé merania majú na konci názvu číslo 2 a podobne za tretie merania majú na konci názvu číslo 3.

Tabuľka 1. Zoznam premenných za prvé merania

názov	význam
povrch_L1	plocha chodidla ľavej nohy, 1. meranie
povrch_P1	plocha chodidla pravej nohy, 1. meranie
povrch1	plocha chodidiel oboch nôh spolu, 1. meranie
tlak_L1	tlak ľavej nohy do podložky, 1. meranie
tlak_P1	tlak pravej nohy do podložky, 1. meranie
tlak1	tlak nôh do podložky spolu, 1. meranie
per_L_vz1	percento tlaku ľavej nohy vzadu, 1. meranie
per_L_vp1	percento tlaku ľavej nohy vpredu, 1. meranie
per_P_vz1	percento tlaku pravej nohy vzadu, 1. meranie
per_P_vp1	percento tlaku pravej nohy vpredu, 1. meranie
per_L1	percento tlaku ľavej nohy spolu, 1. meranie
per_P1	percento tlaku pravej nohy spolu, 1. meranie
per_vz1	percento tlaku vzadu spolu (súčet per_L_vz1 a per_P_vz1), 1. meranie
per_vp1	percento tlaku vpredu spolu (súčet per_L_vp1 a per_P_vp1), 1. meranie

Pri prvotnej štatistickej analýze pomáhajú frekvenčné tabuľka, ale aj základné deskriptívne štatistiky skúmaného súboru. Po kontrole dát na „rozsah“ nasleduje kontrola pomocou „krostabelácií“ a logická kontrola dát. Dáta na štatistickú analýzu sú už skontrolované a preto tento krok tentoraz vynechávame.

Vzhľadom na to, že premenné charakterizujúce merania sú kvantitatívne, ako prvý krok sme skúmali normalitu týchto premenných. Okrem premennej tlak_L2, nezamietame hypotézu o normalite rozdelenia u všetkých ostatných premenných. Pri aplikácii štatistických testov môžeme teda aplikovať parametrické testy. Odpovedajúce neparametrické testy nebudeme kvôli úspore miesta ilustrovať, iba ich spomenieme.

Základné štatistické charakteristiky premenných meraní v jednotlivých fázach výskumu sú v tabuľke 2.

Problémom pri analýze dát a medicínskych zvlášť sú chýbajúce údaje. Na prvej fáze výskumu sa zúčastnilo všetkých 20 osôb, na druhej fáze sa nezúčastnila jedna osoba a na tretej fáze sa zúčastnilo iba 7 osôb. Tieto okolnosti sťažujú možnosti komparácie. Pri párovom (závislom) porovnaní medzi prvou a druhou fázou môžeme využiť dáta za 19 osôb, pri párovej komparácii medzi druhou a treťou fázou sú k dispozícii dáta za 6 a pri komparácii medzi

prvou a tretou fázou máme dáta za 7 osôb. Na komparáciu podľa všetkých troch fáz výskumu je možno na porovnanie použiť údaje za 6 osôb.

Existuje možnosť využiť všetky údaje na komparácie použitím nezávislých testov, ktoré sú majú však menšiu silu ako závislé testy. Kvôli úplnosti vypočítame na ilustráciu aj tieto testy.

V rámci prvej štatistickej analýzy sme vypočítali frekvenčné tabuľky a základné štatistické charakteristiky kvantitatívnych premenných. Charakteristiky premenných za fázy merania sú v tabuľke 2.

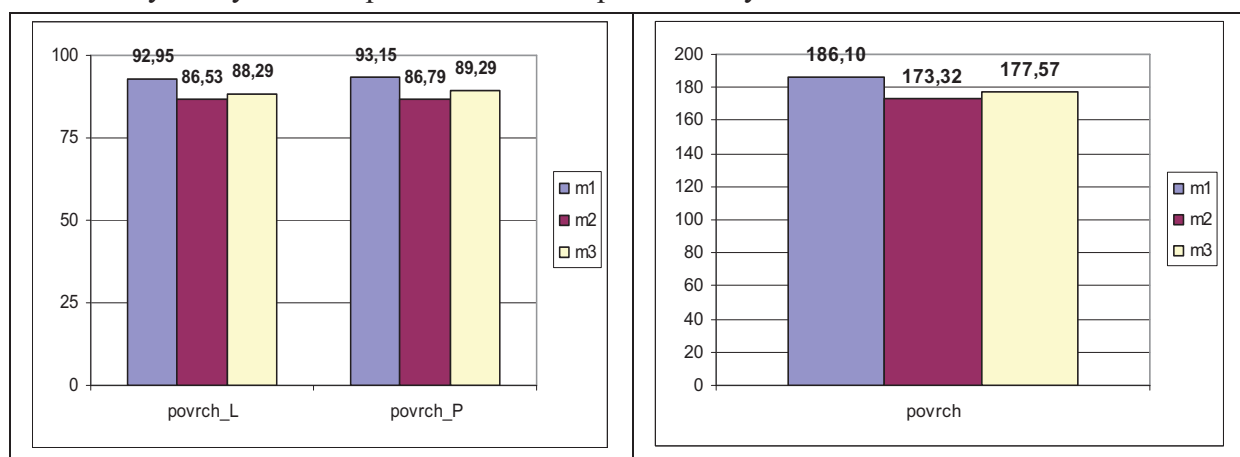
Tabuľka 2. Základné štatistické charakteristiky premenných za tri fázy výskumu

premenná	N	Minim	Maximum	Mean	Std. Deviation	premenná	N	Minim	Maximum	Mean	Std. Deviation	premenná	N	Minim	Maximum	Mean	Std. Deviation
povrch_L1	20	67	130	92,95	17,06	povrch_L2	19	57	113	86,53	16,31	povrch_L3	7	59	103	88,29	14,84
povrch_P1	20	71	117	93,15	15,02	povrch_P2	19	63	119	86,79	16,14	povrch_P3	7	57	111	89,29	20,52
povrch1	20	139	243	186,10	31,04	povrch2	19	120	228	173,32	31,23	povrch3	7	116	214	177,57	34,91
tlak_L1	20	23,7	69,7	42,24	13,05	tlak_L2	19	24,7	60,3	38,39	12,40	tlak_L3	7	18,4	36,7	26,27	7,59
tlak_P1	20	23,9	63,7	40,37	12,54	tlak_P2	19	21,9	65,1	38,14	11,38	tlak_P3	7	15,0	53,0	31,97	14,51
tlak1	20	51,8	132,8	82,61	24,93	tlak2	19	47,3	125,4	76,53	22,92	tlak3	7	33,4	81,2	58,24	20,78
per_L_vz1	20	21,0	33,5	27,50	3,54	per_L_vz2	19	19,5	41,6	30,48	5,58	per_L_vz3	7	21,8	39,8	29,41	6,26
per_L_vp1	20	13,0	34,0	23,54	5,27	per_L_vp2	19	11,1	28,8	19,34	4,55	per_L_vp3	7	14,5	23,4	18,61	3,33
per_P_vz1	20	20,1	34,4	26,63	4,61	per_P_vz2	19	21,2	37,7	28,33	4,78	per_P_vz3	7	23,6	35,5	30,76	3,71
per_P_vp1	20	16,6	29,6	22,37	3,88	per_P_vp2	19	15,9	33,1	21,85	4,38	per_P_vp3	7	16,0	24,4	21,21	2,69
per_L1	20	44,2	59,8	51,02	4,49	per_L2	19	39,3	57,1	49,82	4,32	per_L3	7	40,1	56,0	48,00	4,89
per_P1	20	40,2	55,8	48,98	4,49	per_P2	19	42,9	60,7	50,18	4,32	per_P3	7	44,0	59,9	52,00	4,89
per_vz1	20	41,9	64,9	54,13	6,01	per_vz2	19	46,0	66,3	58,81	6,35	per_vz3	7	53,2	64,5	60,16	3,82
per_vp1	20	35,1	58,1	45,89	6,03	per_vp2	19	33,4	54,0	41,18	6,37	per_vp3	7	35,5	46,8	39,84	3,82

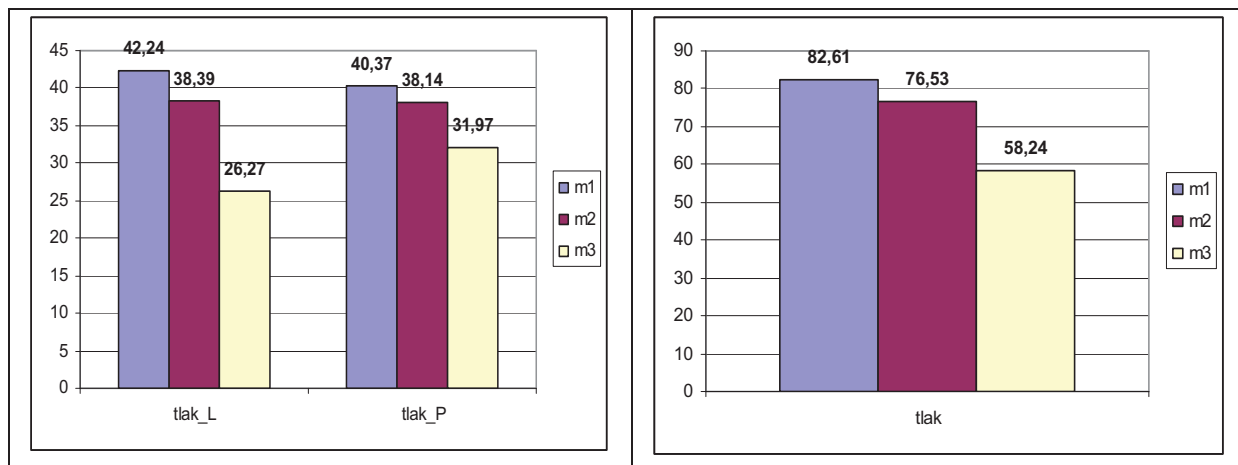
Keď chceme využiť všetky namerané výsledky za jednotlivé fázy výskumu, použijeme nezávislé testy, tak, že fázy merania budú faktor. Dáta za jednotlivé fázy merania ale musíme transformovať do tabuľky „pod seba“.

Uvedieme na ilustráciu výsledky uvedených parametrických testov. Výsledky prezentujeme kvôli lepšej prehľadnosti v grafoch. Uvádzame v nich priemery sledovaných premenných podľa fáz výskumu.

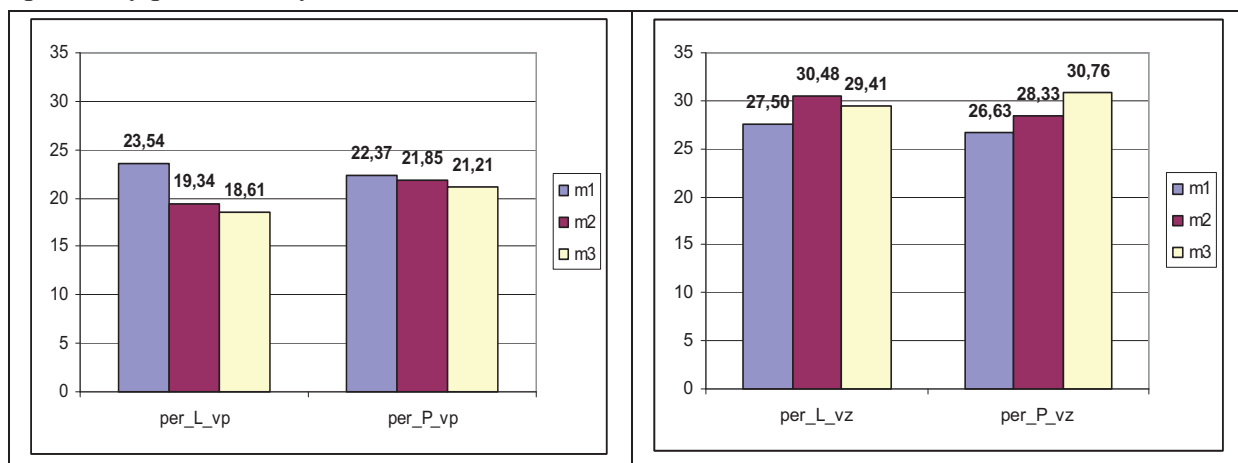
Graf 1. Výsledky merania povrchu chodidla podľa fáz výskumu



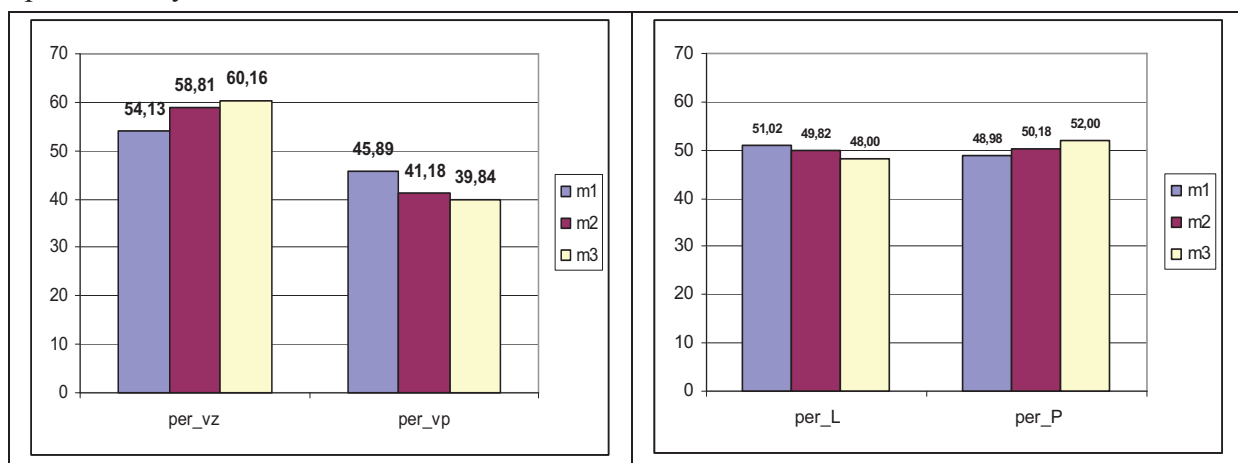
Graf 2. Výsledky merania tlaku nôh do podložky podľa fáz výskumu



Graf 3. Výsledky merania rozloženia tlaku nôh (v kombinácii ľavá-pravá a vpredu-vzadu) do podložky podľa fáz výskumu



Graf 4. Výsledky merania rozloženia tlaku nôh (ľavá-pravá; vpredu-vzadu) do podložky podľa fáz výskumu



Vzhľadom na to, že tieto premenné, okrem premennej tlak_L2, môžeme považovať za normálne rozdelené môžeme použiť parametrické testy. Na overenie hypotézy, ktorá tvrdí, že priemery sledovanej premennej sú v každej fázy výskumu rovnaké použijeme parametrický

test ANOVA a na komparáciu podľa dvojíc fáz merania t-test. Taktiež môžeme použiť odpovedajúce neparametrické testy – Kruskal-Wallisov, resp. Mann-Whitneyov.

Výsledky testov, príslušné P-hodnoty, uvádzame v prehľadnej tabuľke 3. Výsledok testovania je signifikantný, keď P-hodnota je menšia ako 0,05. Výsledky testov sú ovplyvnené dvomi skutočnosťami. Chýbajúce záznamy v druhej a tretej fáze výskumu a menšia sila týchto testov oproti závislým testom. Podľa výsledkov ANOVA (analýzy rozptylu) signifikantne odlišné priemery podľa fáz výskumu za premennú tlak_L a za tlak spolu, ďalej per_L_vz, per_vz a per_vp. Komparácia podľa dvojíc fáz výskumu, pomocou t-testu, v podstate potvrdzuje a spresňuje tieto výsledky.

Tabuľka 3. Prehľadné výsledky testov, P-hodnoty

Premenná	ANOVA	t-test, m1-m2	t-test, m2-m3	t-test, m1-m3
povrch_L	0,470	0,238	0,805	0,527
povrch_P	0,482	0,210	0,748	0,599
povrch	0,452	0,208	0,768	0,550
tlak_L	0,017	0,352	0,024	0,006
tlak_P	0,313	0,565	0,266	0,155
tlak	0,074	0,434	0,077	0,029
per_L_vz	0,173	0,052	0,678	0,326
per_L_vp	0,012	0,012	0,704	0,030
per_P_vz	0,120	0,264	0,238	0,043
per_P_vp	0,791	0,701	0,723	0,477
per_L	0,303	0,399	0,368	0,146
per_P	0,303	0,399	0,368	0,146
per_vz	0,020	0,023	0,606	0,021
per_vp	0,020	0,023	0,609	0,021

Ako sme už spomenuli v príspevku Luha J., Hornáček K. (2013), nepodarilo sa zaznamenať údaje o súradniciach ťažiska, ktoré sú dôležité z hľadiska kontroly stabilizácie chôdze.

Na skúmanie účinnosti liečenia považujeme za vhodnejšie použiť závislé testy, najmä párové testy. Tieto budeme ilustrovať v nasledovnej kapitole.

3. Skúmanie liečenia podľa fáz sledovaného obdobia

Vzhľadom na charakter získaných dát máme pre komparácie menší počet záznamov. Postupne budeme prezentovať výsledky komparácií.

Kvôli úplnosti sme komparovali všetky tri fázy výskumu simultánne, čo umožňuje porovnať výsledky s výsledkami predošlej kapitoly. Zároveň ilustrujeme problematickosť výskumov s chýbajúcimi záznamami vo fázach výskumu.

Simultánne komparácie za všetky tri fázy výskumu. V tomto prípade máme k dispozícii iba 6 záznamov, čo samozrejme ovplyvňuje základné štatistické charakteristiky sledovaných premenných podľa fáz výskumu.

Tabuľka 4. Základné štatistické charakteristiky skúmaných premenných na simultánne porovnanie podľa všetkých troch fáz výskumu

premenná	N	Min	Max	Mean	St.Dev.	premenná	N	Min	Max	Mean	St.Dev.
povrch_L1	6	83,00	117,00	99,33	15,13	per_L_vz1	6	21,80	33,50	27,72	4,62
povrch_L2	6	76,00	109,00	89,00	12,43	per_L_vz2	6	21,60	34,60	30,33	5,00
povrch_L3	6	82,00	103,00	93,17	8,01	per_L_vz3	6	21,80	32,30	27,68	4,67
povrch_P1	6	86,00	117,00	101,67	15,42	per_L_vp1	6	19,00	34,00	24,25	6,18
povrch_P2	6	78,00	119,00	91,00	16,42	per_L_vp2	6	11,10	26,60	18,57	5,85
povrch_P3	6	74,00	111,00	94,67	16,19	per_L_vp3	6	14,50	23,40	19,02	3,46
povrch1	6	171,00	233,00	201,00	30,14	per_P_vz1	6	20,10	34,40	26,65	5,42
povrch2	6	156,00	228,00	180,00	28,19	per_P_vz2	6	21,20	37,70	28,52	5,77
povrch3	6	156,00	214,00	187,83	24,04	per_P_vz3	6	29,90	35,50	31,95	2,13
tlak_L1	6	29,80	48,50	38,07	6,96	per_P_vp1	6	16,60	24,90	21,42	3,72
tlak_L2	6	24,80	37,80	29,25	4,96	per_P_vp2	6	18,70	25,70	22,62	2,40
tlak_L3	6	19,70	36,70	27,58	7,40	per_P_vp3	6	16,00	24,40	21,35	2,92
tlak_P1	6	23,90	44,20	34,70	7,99	per_L1	6	45,10	59,80	51,97	5,72
tlak_P2	6	21,90	44,10	30,43	9,64	per_L2	6	39,30	54,60	48,87	5,89
tlak_P3	6	19,10	53,00	34,80	13,62	per_L3	6	40,10	51,00	46,67	3,71
tlak1	6	53,70	92,70	72,77	12,59	per_P1	6	40,20	54,90	48,03	5,72
tlak2	6	47,30	81,90	59,68	13,87	per_P2	6	45,40	60,70	51,13	5,89
tlak3	6	38,80	81,20	62,38	19,34	per_P3	6	49,00	59,90	53,33	3,71
						per_vz1	6	46,10	62,00	54,37	6,28
						per_vz2	6	51,40	64,90	58,85	5,90
						per_vz3	6	53,20	64,50	59,62	3,88
						per_vp1	6	38,00	54,00	45,67	6,31
						per_vp2	6	35,20	48,70	41,18	5,91
						per_vp3	6	35,50	46,80	40,38	3,88

Žiaľ, rozsah súboru pre simultánne komparácie je malý, čo relativizuje zistené výsledky. Na simultánnu komparáciu použijeme exaktný Friedmanov neparametrický test, pretože obdobný parametrický test nemáme. Výsledky testovania sú prehľadne v tabuľke 5. Pri využití a interpretácii výsledkov musíme použiť aj vecné aspekty sledovaných premenných. Vzhľadom na menšiu reliabilitu tejto analýzy grafickú prezentáciu aj kvôli úspore priestoru neuvádzame.

Tabuľka 5. Výsledky simultánneho testovania

trojica	Friedman	ANOVA
povrch_L1 povrch_L2 povrch_L3	0,029	0,470
povrch_P1 povrch_P2 povrch_P3	0,184	0,482
povrch1 povrch2 povrch3	0,052	0,452
tlak_L1 tlak_L2 tlak_L3	0,072	0,017
tlak_P1 tlak_P2 tlak_P3	0,430	0,313
tlak1 tlak2 tlak3	0,430	0,074
per_L_vz1 per_L_vz2 per_L_vz3	0,430	0,173
per_L_vp1 per_L_vp2 per_L_vp3	0,008	0,012
per_P_vz1 per_P_vz2 per_P_vz3	0,252	0,120
per_P_vp1 per_P_vp2 per_P_vp3	0,956	0,791
per_L1 per_L2 per_L3	0,430	0,303
per_P1 per_P2 per_P3	0,430	0,303
per_vz1 per_vz2 per_vz3	0,029	0,020
per_vp1 per_vp2 per_vp3	0,029	0,020

Kvôli porovnaniu výsledkov testovania s výsledkami z tabuľky 3. uvádzame v tabuľke 5. aj P-hodnoty testu ANOVA. Výsledky sa v niektorých prípadoch líšia, čo je zapríčinené najmä tým, že testu sú realizované na rozličných podsúboroch.

Párové komparácie. Ako sme už uviedli prv, pri párových komparáciach sú na porovnanie k dispozícii nasledovné počty: *prvá fáza oproti druhej fáze 19 osôb, druhá fáza oproti tretej 6 osôb a prvá fáza oproti tretej 7 osôb*. Výsledky budeme prezentovať za jednotlivé sledované premenné.

Plocha chodidiel nôh.

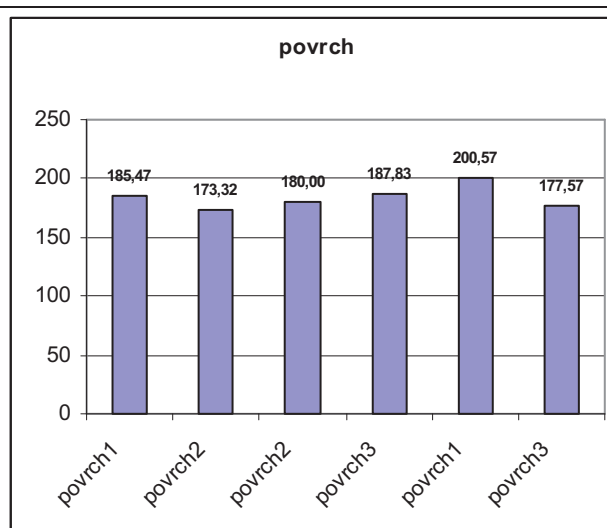
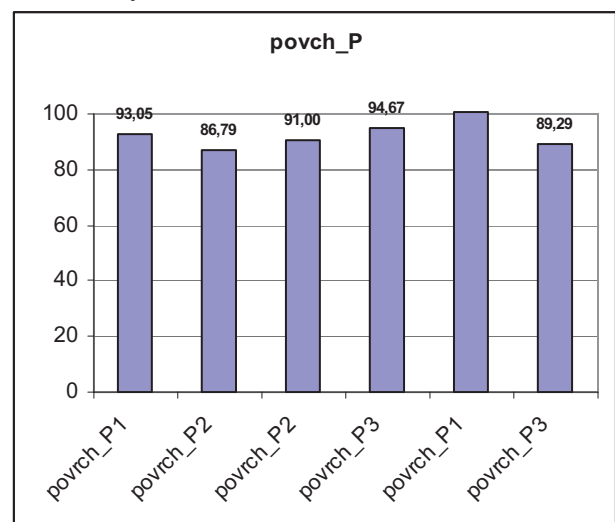
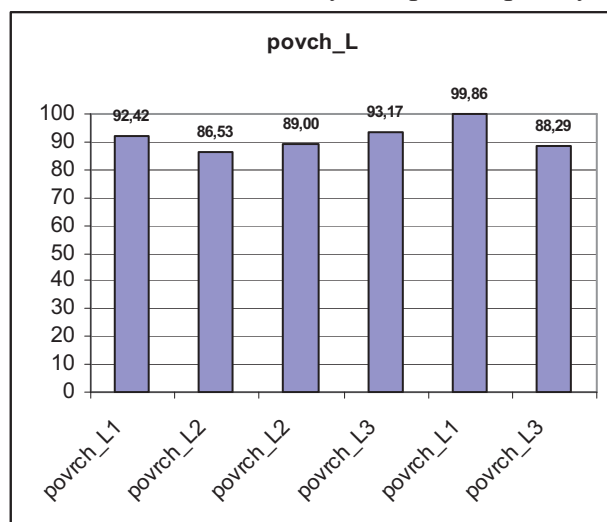
Výsledky v grafe 5. ukazujú samozrejmu skutočnosť, ktorá vyplýva z toho, že komparácie sme mohli robiť na rozdielnych podsúboroch. Pri komparácii plochy chodidla ľavej nohy za prvú a druhú fázu výskumu bola priemerná hodnota v prvej fáze 92,42, kým pri podobnom porovnaní prvej a tretej fázy výskumu bola táto priemerná hodnota v prvej fáze až 99,86.

Napriek uvedeným problémom skúsený výskumník dokáže získané výsledky objektivizovať.

Ideálne by bolo, keby sa na výskume zúčastnili vo všetkých fázach všetci probandi.

Výsledky párového testovania pomocou t-testu sú v tabuľke 6. Odpovedajúci neparametrický test je Wilcoxonov test.

Graf 5. Priemerné hodnoty komparácií plochy chodidla nohy



Plocha chodidla sa medzi prvou a druhou fázou zmenšila, pri ľavej aj pravej nohe signifikantne. Tieto výsledky párových komparácií považujeme za reliabilné. Komparácie medzi druhou a tretou fázou a medzi prvou a tretou fázou sú na menšom rozsahu probandov a preto sú viac ilustračné.

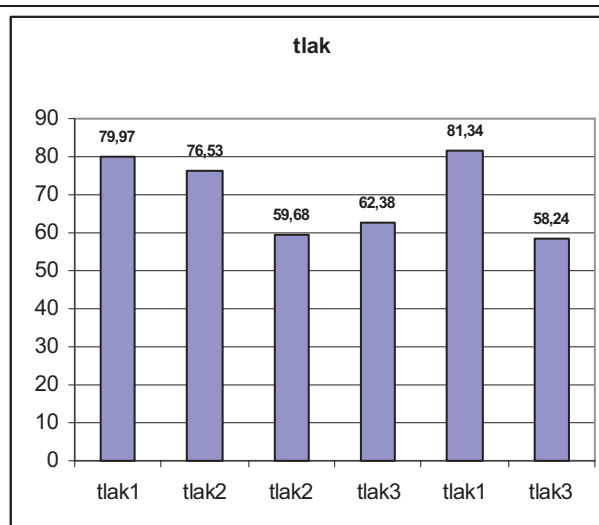
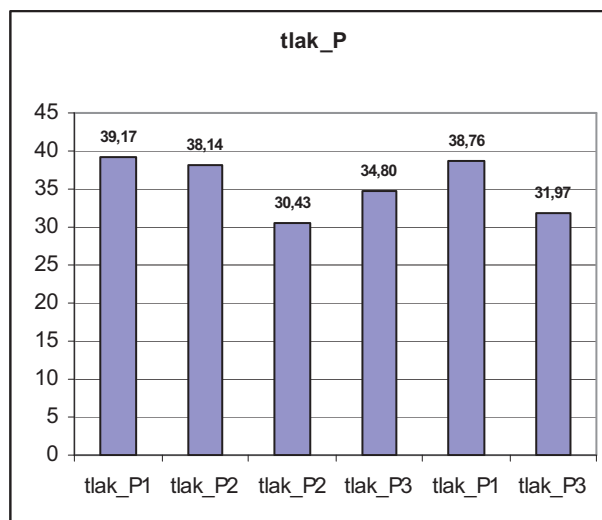
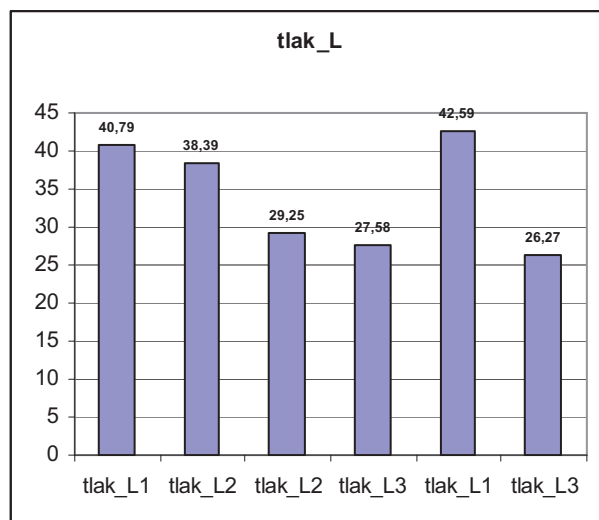
Tabuľka 6. Výsledky párového t-testu plochy chodidiel

párový t-test	P-hod.	párový t-test	P-hod.	párový t-test	P-hod.
povrch_L1 povrch_L2	0,012	povrch_P1 povrch_P2	0,004	tlak_L1 tlak_L2	0,251
povrch_L2 povrch_L3	0,353	povrch_P2 povrch_P3	0,520	tlak_L2 tlak_L3	0,732
povrch_L1 povrch_L3	0,145	povrch_P1 povrch_P3	0,142	tlak_L1 tlak_L3	0,044

Tlak nôh do podložky.

Výsledky premenných hodnôt tlaku nôh do podložky sú prehľadne v grafe 6. Výsledky testov v tabuľke 7. Podrobnejšiu analýzu, kvôli úspore miesta nerobíme.

Graf 6. Priemerné hodnoty komparácií tlaku nôh na podložku



Ako sme už uviedli za reliabilné považujeme párové komparácie. Pri komparácii tlaku medzi prvou a druhou fázou došlo ku jeho zníženiu, nie však štatisticky signifikantnému.

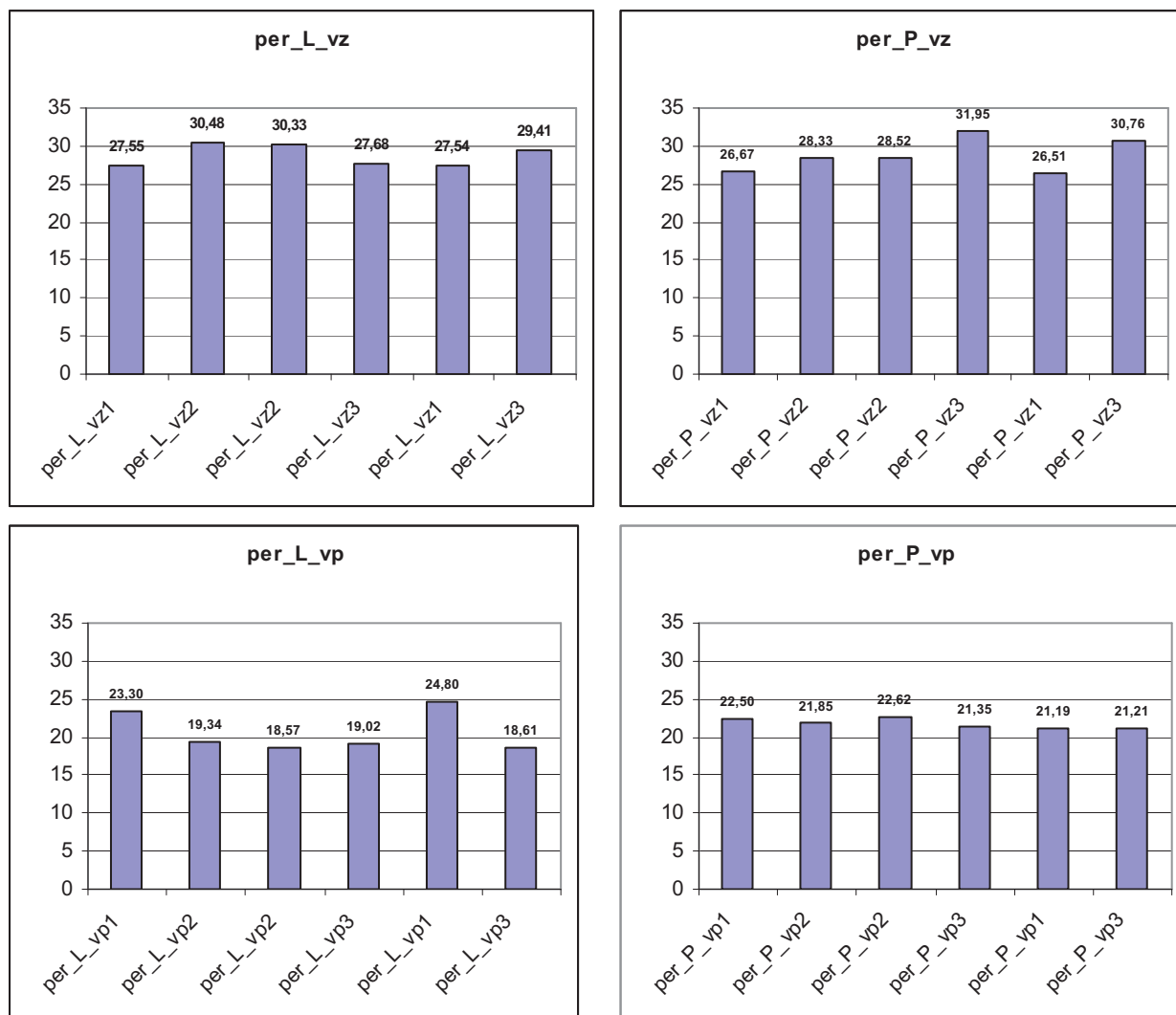
Tabuľka 7. Výsledky párového t-testu tlaku nôh na podložku

párový t-test	P -hod.	párový t-test	P -hod.	párový t-test	P -hod.
tlak_L1 tlak_L2	0,251	tlak_P1 tlak_P2	0,596	tlak1 tlak2	0,344
tlak_L2 tlak_L3	0,732	tlak_P2 tlak_P3	0,561	tlak2 tlak3	0,823
tlak_L1 tlak_L3	0,044	tlak_P1 tlak_P3	0,440	tlak1 tlak3	0,150

Rozloženie tlaku nôh na podložku.

Najprv skúmame rozloženie tlaku nôh na podložku za všetky 4 možnosti ľavá noha vzadu, ľavá noha vpredu, pravá noha vzadu a pravá noha vpredu. Výsledky prezentujeme v grafoch 7. a výsledky testov v tabuľke 8.

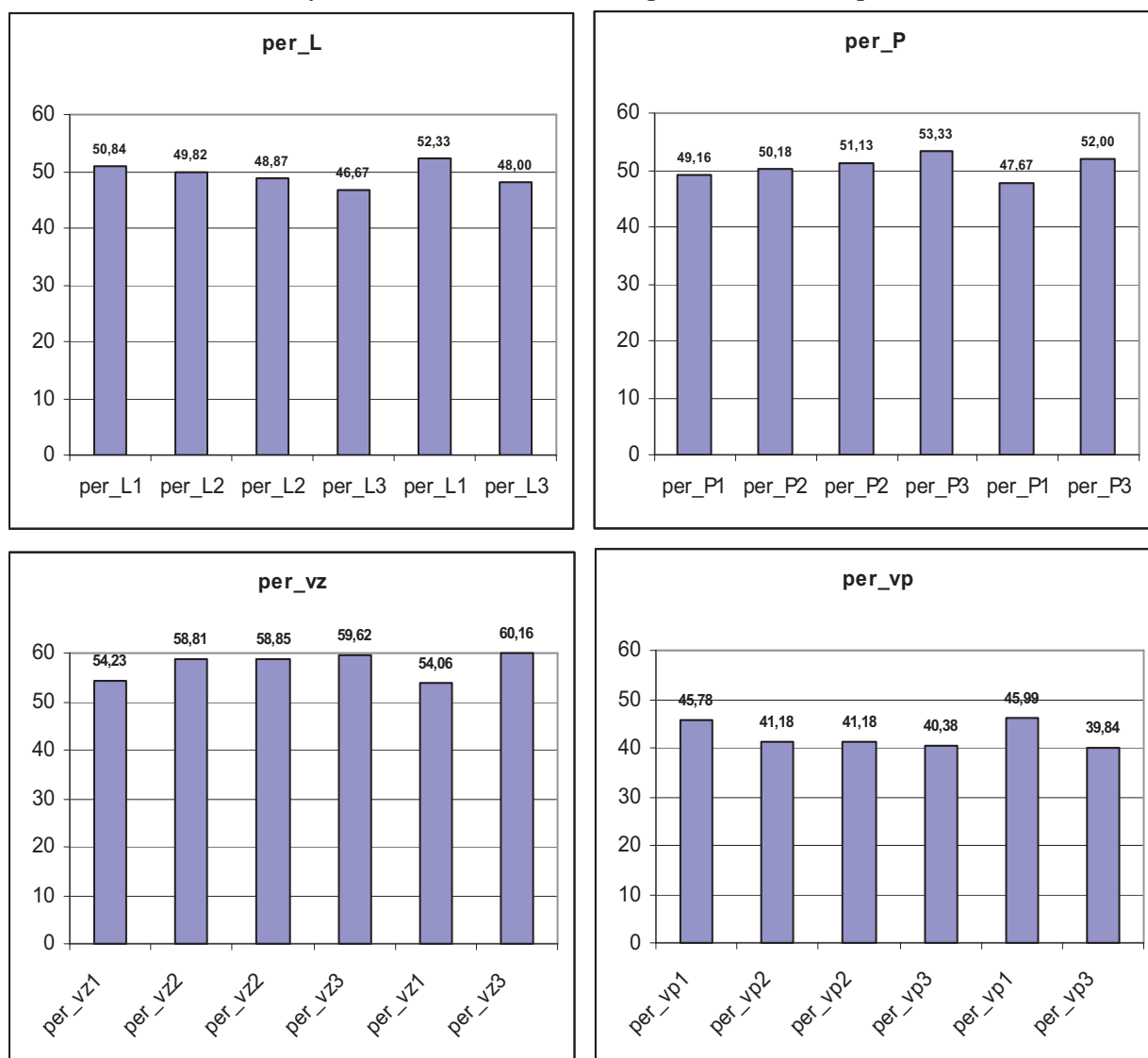
Graf 7. Priemerné hodnoty rozloženia tlaku vľavo – vpravo oproti vzadu - vpredu



Tabuľka 8. Výsledky párového t-testu rozloženia tlaku vľavo – vpravo oproti vzadu - vpredu

párový t-test	P-hod.	párový t-test	P-hod.	párový t-test	P-hod.	párový t-test	P-hod.
per_L_vz1 per_L_vz2	0,045	per_P_vz1 per_P_vz2	0,289	per_L_vp1 per_L_vp2	0,002	per_P_vp1 per_P_vp2	0,527
per_L_vz2 per_L_vz3	0,272	per_P_vz2 per_P_vz3	0,186	per_L_vp2 per_L_vp3	0,875	per_P_vp2 per_P_vp3	0,416
per_L_vz1 per_L_vz3	0,548	per_P_vz1 per_P_vz3	0,164	per_L_vp1 per_L_vp3	0,039	per_P_vp1 per_P_vp3	0,975

Graf 8. Priemerné hodnoty rozloženia tlaku vľavo – vpravo a vzadu - vpredu



Tabuľka 9. Výsledky párového t-testu rozloženia tlaku vľavo – vpravo a vzadu - vpredu

párový t-test	P -hod.	párový t-test	P- hod.	párový t-test	P- hod.	párový t-test	P- hod.
per_L1 per_L2	0,409	per_P1 per_P2	0,409	per_vz1 per_vz2	0,006	per_vp1 per_vp2	0,006
per_L2 per_L3	0,227	per_P2 per_P3	0,227	per_vz2 per_vz3	0,835	per_vp2 per_vp3	0,829
per_L1 per_L3	0,100	per_P1 per_P3	0,100	per_vz1 per_vz3	0,077	per_vp1 per_vp3	0,076

4. Závery

Výskum ukázal, že vplyvom nosenia dynamizujúcej obuvi sa znižuje plocha chodidiel – čo je odrazom pozitívneho vplyvu na klenbu nôh. Tlak nôh na podložku sa stáva vyváženejší, presúva sa na zadnú časť chodidiel, čím unížujeme preťažovanie svalstva chrbta, osobitne v driekovo-krížovej oblasti. Percentuálne rozloženie tlaku nôh na podložku sa tiež presúva na zadnú stranu chodidla. Zmenšenie veľkosti balančných výchyliek trupu v jej hornej časti a zrýchlenie rýchlosti výchyliek v jej dolnej časti, poukázali na zlepšenie mechanizmov zabezpečujúcich rovnováhu človeka.

V príspevku prezentujeme špecifické úlohy štatistickej analýzy dát za fázy sledovania, čo je v medicínskom výskume častá úloha. Príklad, ktorý sme vybrali zároveň ukazuje značne špecifickú úlohu. Často sa tiež vyskytuje problém s chýbajúcimi dátami. V príspevku prezentujeme problémy spojené s chýbajúcimi záznamami za skúmané osoby v niektorej fáze výskumu. Najlepšie je plánovať výskum tak aby sme tieto javy minimalizovali, pretože vysoký podiel chýbajúcich záznamov v niektorej z fáz výskumu značne znižuje reliability výsledkov.

5. Literatúra

- [1] Bland M. (2000): Introduction to Medical Statistics, 3rd Edition, Oxford University Press 2000.
- [2] Feinstein A. R.(2002): Principles of Medical Statistics. Boca Raton London New York Washington, D.C.© 2002 by Chapman & Hall/CRC.
- [3] Hornáček K., Bučková K., Čájiiová Z., Halická Z., Lobotková J., Luha J. (2011): Sledovanie pôsobenia dynamizácie obuvi na funkciu nôh. Prednáška: IX. Košické vertebrologické dni 7. – 8. IV. 2011.
- [4] Chajdiak, J.(2003): Štatistika jednoducho. Statis Bratislava 2003, ISBN 808565928-X.
- [5] Chajdiak J.(2007): Štatistika v exceli 2007. Statis, Bratislava 2009, ISBN 978-80-85659-49-8.
- [6] Luha J.(2003): Skúmanie súboru kvalitatívnych dát. EKOMSTAT 2003. SŠDS Bratislava 2003.
- [7] Luha J.(2010a): Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [8] Luha J.(2010b): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.

- [9] Luha J. (2011): Záznam medicínskych dát. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
- [10] Luha J. (2012): Spracovanie medicínskych dát do elektronickej podoby.
- [11] Luha J., Hornáček K. (2013): Záznam medicínskych dát sledovania účinnosti liečby. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013. SŠDS Bratislava 2013. ISSN 1336-7420.
- [12] Riffenburg R. H. (2005): Statistics in Medicine, Second Edition. Academic Press 2005.
- [13] Rosner B. (2000): Fundamentals of Biostatistics. Fifth Edition, Harvard University. Duxbury Press 2000.
- [14] Woodward M. (2005): Epidemiology. Study design and data analysis. Second Edition. Chapman and Hall/CRC 2005.

Adresy autorov:

Ján Luha, RNDr., CSc.
Ústav lekárskej biológie, genetiky a
klinickej genetiky LF UK a UN
Sasinkova 4, Bratislava
jan.luha@fmed.uniba.sk

Karol Hornáček, doc., MUDr., PhD.
Fyziatricko – rehabilitačné oddelenie,
Ružinovská poliklinika a. s., Bratislava
hornacekk@stonline.sk

Nadváha a obezita v tretej dekáde života: populačná hrozba Overweight and obesity in the third decade of life: population treat

Milan Luliak

Abstrakt: Meraním telesnej hmotnosti a výšky sa získali hodnoty indexu telesnej hmotnosti (BMI) 463 dospelých mužov a žien vo veku od 18 do 30 rokov. Priemerná hodnota BMI mužov je 24,9 kg/m², priemerná hodnota BMI žien je 22,5 kg/m². Relatívne početnosti troch kategórií BMI podľa WHO sa dokladujú osobitne pre mužov a ženy, tri vzdelanostné stupne a fajčiarsky status. Podľa WHO definície pre BMI (≥ 30 kg/m²) má obezitu 12,1 % mužov a 9,1 % žien. Nadváhu ($25 < 30$ kg/m²) má 28,6 % mužov a 10,3 % žien. Normálne hodnoty BMI (< 25 kg/m²) má 59,3 % mužov a 80,6 % žien. Obezita prevláda medzi ženami so základným vzdelaním (19,6 %), žiadna obezita sa nezistila medzi vysokoškolsky vzdelanými ženami. Vysokú prevalenciu obezity majú vysokoškolsky vzdelaní mladí muži (29,6 %). Medzi mužmi sa zaznamenal nižší výskyt obezity u nefajčiarov (6,9 %) než u fajčiarov (16,1 %). Normálny BMI má signifikantne viac mužských nefajčiarov (66,3 %) než fajčiarov (53,8 %). Výskyt štyroch sledovaných komorbidít (dyslipidémia, hypertenzia, kardiovaskulárna choroba a diabetes) je u osôb s normálnym BMI od 0 do 3,7 % a v kategórii nadváhy sa pohybuje od 0 do 8,3 %. Jednotlivé komorbidity postihujú 7,1 až 17,9 % mužov a 4,6 až 28,6 % žien s obezitou.

KLúčové slová: obezita, nadváha, prevalencia, index telesnej hmotnosti, komorbidita.

Abstract: Body Mass Index (BMI) values of 463 adult men and women aged 18 to 30 years were acquired by measurements of their body weight and height. Mean BMI in men is 24,9 kg/m², mean BMI in women is 22,5 kg/m². Relative percentages of three BMI categories as defined by WHO are documented separately for men and women, three education levels and smoking status. According to the WHO definition for BMI (≥ 30 kg/m²), 12,1 % men and 9,1 % women are obese. Overweight ($25 < 30$ kg/m²) is found in 28,6 % men and 10,3 % women. Normal BMI values (< 25 kg/m²) have 59,3 % men and 80,6 % women. Obesity prevails in women with basic education (19,6 %), no obesity is recorded in women with university education. High percentage of obesity is noted in men with university education (29,6 %). Lower prevalence of obesity is found in male nonsmokers (6,9 %) than in smokers (16,1 %). Normal BMI is seen in significantly more male nonsmokers (66,3 %) than smokers (53,8 %). Prevalence of four monitored comorbidities (dyslipidemia, hypertension, cardiovascular disease and diabetes) reaches in persons with normal BMI 0 to 3,7 % and varies from 0 to 8,3 % in overweight category. The particular comorbidities encounter in 7,1 to 17,9 % men and 4,6 to 28,6 % women with obesity.

Key words: obesity, overweight, prevalence, body mass index, comorbidity.

Úvod

Obezita je z dnešného pohľadu závažná chronická choroba, ktorá sa podieľa na zvýšenej chorobnosti a úmrtnosti postihnutej osoby. Z populačného nadhľadu predstavuje obezita vážnu civilizačnú hrozbu s negatívnymi verejno-zdravotníckymi a ekonomickými dopadmi. Podstatou obezity je nahromadenie tukového tkaniva v tele do takej miery, že môže nepriaznivo ovplyvniť zdravotný stav a skrátiť dĺžku života. Nadváhu a obezitu možno objektivizovať nenáročným meraním niektorých parametrov telesnej stavby: hmotnosti, výšky, obvodov pása a bokov (tabuľka 1). Dnes sa používajú najmä tri systémy klasifikácie obezity, ktoré zaviedli a podporujú popredné svetové zdravotnícke ustanovizne: WHO (World Health Organization 2000), NCEP ATP III (National Cholesterol Education Program, Adult Treatment Panel III 2004) a IDF (International Diabetes Federation 2005). Prognostická hodnota týchto troch systémov je navzájom porovnateľná (Eddy a spol. 2008, Knecht a spol. 2008, Minderico a spol. 2008).

metóda	parameter	referencia
hmotnosť tela	kg	
index telesnej hmotnosti BMI Body Mass Index	$\geq 30 \text{ kg/m}^2$	Quetelet 1850 Keys 1972
obvod pása / obvod bedier WHR Waist-to-Hip Ratio	$\geq 0,90$ muži $\geq 0,85$ ženy	WHO 1999
obvod pása WC Waist Circumference	$\geq 102 \text{ cm}$ muži $\geq 88 \text{ cm}$ ženy $\geq 94 \text{ cm}$ muži $\geq 80 \text{ cm}$ ženy	NCEP ATP III 2004 IDF 2005
výška / obvod pása ICO Index of Central Obesity	$\geq 0,5$	Parikh 2007

Tabuľka 1: Prehľad antropometrických parametrov obezity.

Index telesnej hmotnosti (BMI – Body Mass Index) (kg/m^2) sa matematicky vypočítava ako podiel telesnej hmotnosti (kg) a štvorca telesnej výšky (m). Tento numerický index s postačujúcou presnosťou aproximuje množstvo telesného tuku pre potreby populačných štúdií (Keys a spol. 1972). Definované rozsahy a nomenklatúru BMI kategórií (WHO 2006, Balkon a spol. 2011) pre potreby epidemiologického skúmania zobrazuje tabuľka 2. Podľa definície WHO je obézny ten, koho BMI prevyšuje arbitrárnych 30 kg/m^2 (WHO 2000) a nadváhu má ten, koho BMI sa nachádza v intervale $25 < 30 \text{ kg/m}^2$.

kategória	BMI (kg/m^2)	riziko
podváha	$< 18,5$	zvýšené
normálna váha	$18,5 < 25$	normálne
nadváha	$25 < 30$	zvýšené
obezita	≥ 30	vysoké
I (mierna)	$30 < 35$	vysoké
II (ťažká)	$35 < 40$	veľmi vysoké
III (extrémna)	≥ 40	extrémne vysoké

Tabuľka 2: Kategórie telesnej hmotnosti s príslušnými rozsahmi BMI.

V mladej dospelosti vo vekovom rozpätí 18 až 30 rokov sa upevňujú pozitívne, ale aj negatívne návyky, ktoré sa o niekoľko dekád neskôr môžu prejaviť charakteristickým obrazom morbidity. Vedeckých zdrojov o epidemiológii obezity dospelých je síce nadostač, väčšinou však ignorujú vplyv biologického starnutia. Ak sa totiž zlievajú dohromady údaje pochádzajúce z viacerých decénií života, arteficiálne sa tým podporuje ilúzia o homogénnosti celej dospeléj populácie. Pritom je veľmi dobre známe, že samotný vek je významný rizikový faktor mnohých súdobých masových civilizačných chorôb, ako je diabetes typu II, obezita a koronárny syndróm (Lewington a spol. 2002). Starnutie je sprevádzané detrimentálnymi intravaskulárnymi zmenami, metabolizmus je preťažený tonami spracovaného jedla za uplynulé roky. Prevalencia vyššie spomenutých moderných pliaň kulminuje v šiestom a siedmom decéniu života. To však neznamená, že tieto choroby nie sú prítomné aj v skoršom veku. Naopak, za ostatných niekoľko

desaťročí pribudlo mnoho alarmujúcich signálov o ich narastajúcom výskyte medzi mladšími dospelými osobami. Početné veľké populačné štúdie kládli príliš malý dôraz na vekom podmienené rozdiely, skôr mali tendenciu spriemerniť riziká naprieč celým trvaním dospelého života. Niet dostatok poznatkov o reálnom výskyte rizikových faktorov a civilizačných chorôb medzi mladými dospelými do veku 30 rokov. Je to prekvapivé, keďže životné návyky vypestované v mladej dospelosti môžu mať prediktívnu hodnotu vo vzťahu k budúcim poruchám zdravia.

Prvotným cieľom tejto práce je priniesť nové originálne poznatky o prevalencii nadváhy a obezity medzi mladými dospelými obyvateľmi Slovenskej republiky vo vekovom rozpätí od 18 do 30 rokov prostredníctvom merania indexu telesnej hmotnosti (BMI). Druhotným cieľom práce je popísať kvantifikovať BMI v podskupinách diferencovaných na základe pohlavia, nadobudnutého vzdelania, fajčenia a prítomnosti závažných komorbidít.

Metodika

Výskumu sa zúčastnili osoby obidvoch pohlaví vo veku od 18 do 30 rokov, ktoré v stanovenom čase spontánne navštívili svojho všeobecného lekára a súhlasili s poskytnutím svojich údajov do dotazníka. Zaznamenávali sa nasledovné demografické a klinické údaje: vek, pohlavie, najvyššie dosiahnuté vzdelanie (základná, stredná alebo vysoká škola), fajčenie (áno alebo nie) a prítomnosť špecifikovaných komorbidít (diabetes, hypertenzia, dyslipidémia a/alebo srdcovocievne ochorenie). Spolupracujúci všeobecní lekári odmerali telesnú výšku (m), a telesnú hmotnosť (kg) probandov. Zozbieralo sa spolu 463 vyhodnotiteľných dotazníkov od 76 náhodne vybraných všeobecných lekárov z územia celej republiky (38 okresov). Získané údaje sa spracovali štatistickým programom SPSS, pričom študovaný súbor probandov sa hodnotil vcelku a v jeho podjednotkách podľa pohlavia, dosiahnutého vzdelanostného stupňa, fajčenia a prítomných komorbidít. Výsledky sú zobrazené v tabuľkách a obrázkových grafoch.

Výsledky

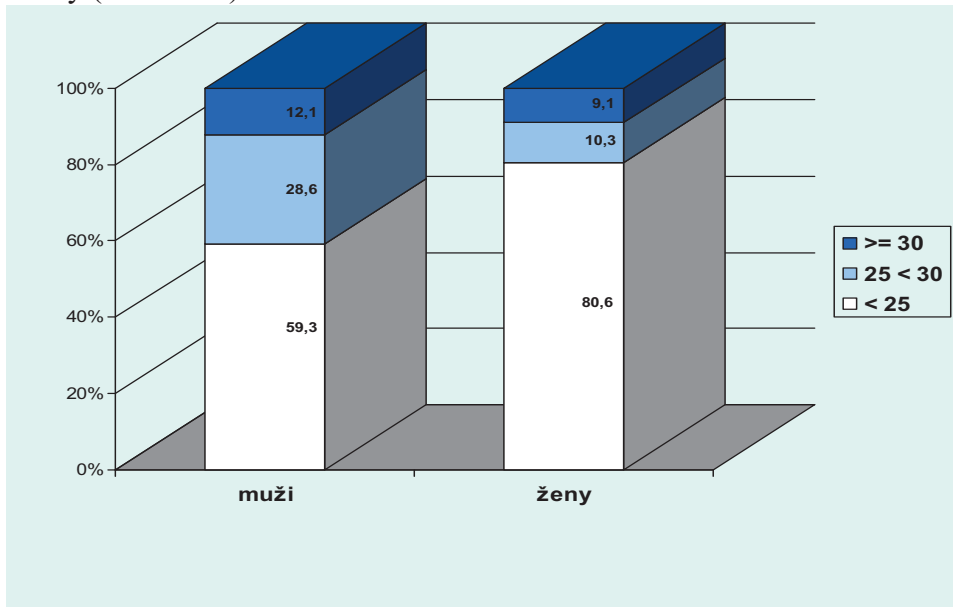
Súbor probandov tvorí 463 osôb vo veku od 18 do 30 rokov, z toho 231 mužov a 232 žien (tabuľka 3). Podľa najvyššieho dosiahnutého školského vzdelania sa sledované osoby členia do podskupín so základným (ZŠ), stredoškolským (SŠ) a vysokoškolským (VŠ) vzdelaním. Medzi mužmi aj ženami súboru dominujú osoby so stredoškolským vzdelaním (62,9 %) a vysokoškolsky vzdelaných je 14,4 %. Podiel osôb so základným školským vzdelaním je 22,7 %, pričom približne každý štvrtý muž (25,5 %) a každá piata žena (19,8 %) majú ukončenú len základnú školu. Nefajčiari tvoria o niečo viac ako polovicu sledovaného súboru (54,6 %). Podiel nefajčiarov medzi mužmi je 43,7 % a medzi ženami 65,0 %. Medzi fajčiarmi je prevaha mužov (56,3%) nad ženami (34,5 %).

		muži	ženy	spolu
celý súbor	n (%)	231 (50,0)	232 (50,0)	463 (100,0)
základné vzdelanie	n (%)	59 (25,5)	46 (19,8)	105 (22,7)
stredoškolské vzdelanie	n (%)	144 (62,3)	147 (63,4)	291 (62,9)
vysokoškolské vzdelanie	n (%)	28 (12,2)	39 (16,8)	67 (14,4)
nefajčiari	n (%)	101 (43,7)	152 (65,5)	253 (54,6)
fajčiari	n (%)	130 (56,3)	80 (34,5)	210 (45,4)

Tabuľka 3: Základná charakteristika sledovaného súboru.

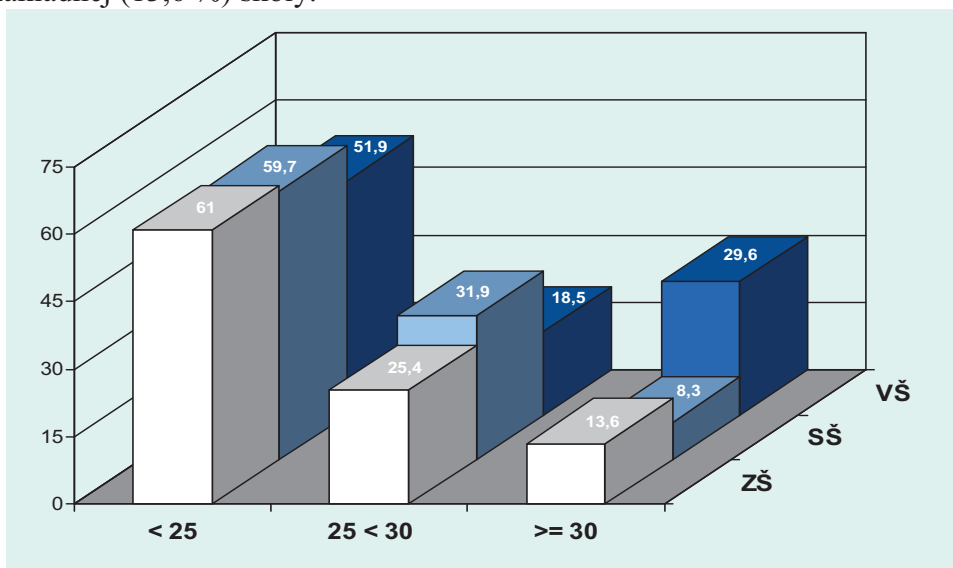
Priemerný BMI mužov sledovaného súboru je $24,9 \pm 4,4 \text{ kg/m}^2$, čo je síce ešte v rámci arbitrárneho rozsahu pre kategóriu normálnej telesnej hmotnosti, ale tesne sa približuje k spodnej hranici kategórie nadváhy podľa WHO definície. Priemerný BMI žien ($22,5 \pm 4,7 \text{ kg/m}^2$) patrí zreteľne do kategórie normálnej hmotnosti.

Normálnu hmotnosť ($\text{BMI} < 25 \text{ kg/m}^2$) má 59,3 % mužov a 80,6 % žien súboru (obrázok 1). Nadváhu ($25 < \text{BMI} < 30 \text{ kg/m}^2$) má 28,6 % osôb mužského a 10,3 % ženského pohlavia, obéznych ($\text{BMI} \geq 30 \text{ kg/m}^2$) je 12,1 % mužov a 9,1 % žien. Približne 40 % mužov a 20 % žien súboru nemá normálnu telesnú hmotnosť podľa kritérií WHO a patrí buď do kategórie nadváhy alebo obezity (obrázok 1).



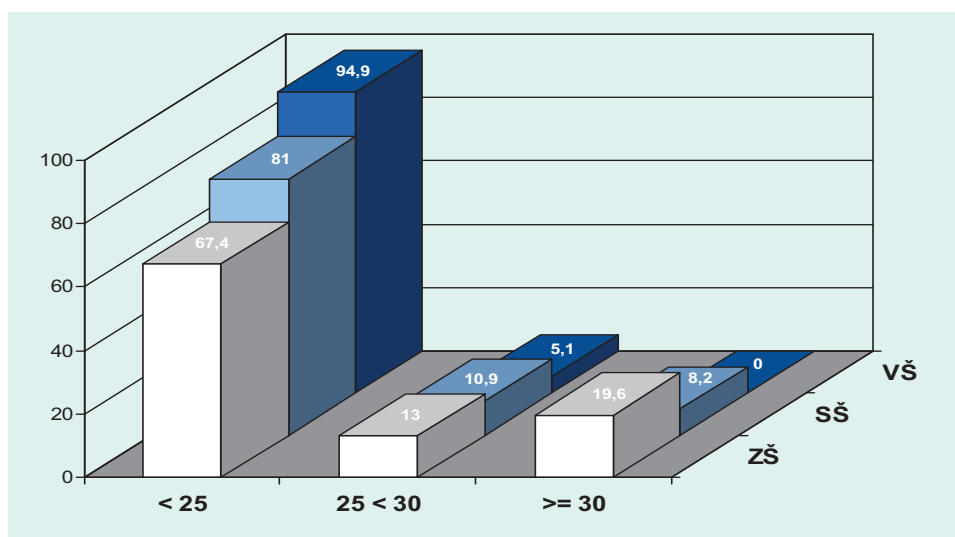
Obrázok 1: Relatívne početnosti kategórií BMI pre obidve pohlavia.

Distribučný vzorec BMI v mužskej časti súboru (obrázok 2) je nepravidelný a rozdielnosti medzi jeho kategóriami nedosahujú úroveň štatistickej významnosti ($p=0,0807$). Normálnu hmotnosť má 61 % mužov so základným vzdelaním, 59,7 % stredoškolsky vzdelaných a 51,9 % vysokoškolsky vzdelaných mužov. Do kategórie nadváhy patrí 26,4 % mužov so základnou, 31,9 % so strednou a 18,5 % s vysokou školou. Vysokoškolsky vzdelaní muži sledovaného súboru majú pomerne vysokú prevalenciu obezity (29,9 %), vyššiu než absolventi strednej (8,3 %) alebo základnej (13,6 %) školy.



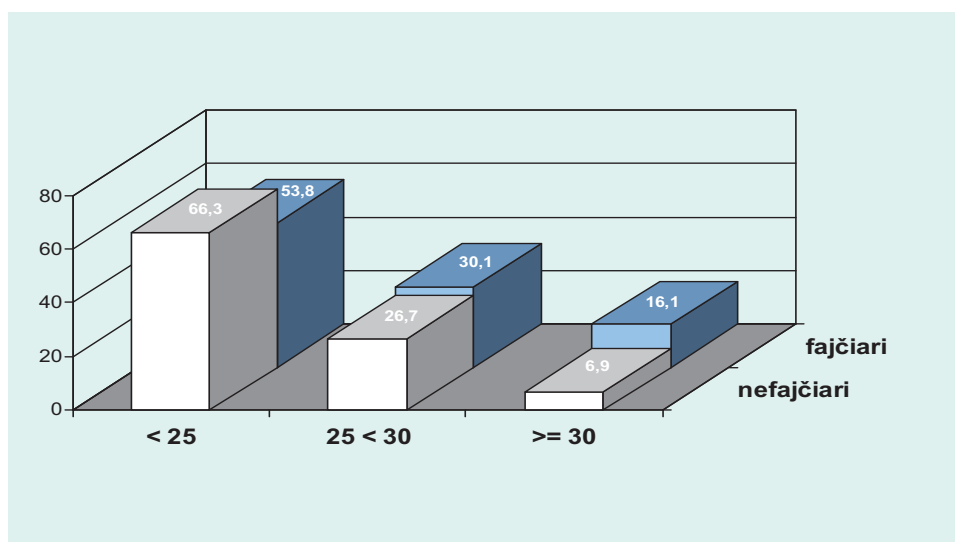
Obrázok 2: Kategórie BMI mužov s rôznym stupňom školského vzdelania.

Percentuálny podiel žien s normálnou hmotnosťou stúpa so vzdelaním: kým u základného je 67,4 %, u stredoškolského je už 81 % a u vysokoškolského dokonca 94,9 %. Výskyt ženskej nadváhy (BMI $25 < 30 \text{ kg/m}^2$) a obezity (BMI $\geq 30 \text{ kg/m}^2$) signifikantne klesá so zvyšujúcim sa vzdelaním, kdežto výskyt normálnej hmotnosti má protichodnú tendenciu (obrázok 3). Rozdiely medzi vzdelanostnými stupňami sú štatisticky významné ($p=0,0117$), pričom najvyšší podiel mladých žien s normálnou telesnou hmotnosťou je v segmente vysokoškolsky vzdelaných (94,9 %). Prevalencia ženskej obezity v podskupine so základným vzdelaním (ZŠ) je taktiež zreteľná (19,6 %).



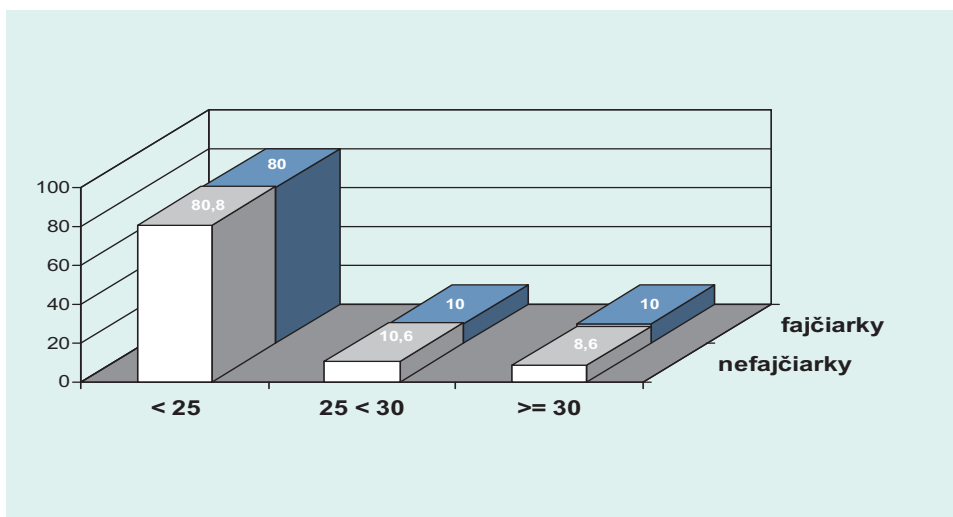
Obrázok 3: Kategórie BMI žien s rôznym stupňom školského vzdelania.

Dve tretiny mužov nefajčiarov (66,3 %) majú normálnu hmotnosť, ďalšia štvrtina (26,7 %) má nadváhu a 6,9 % je obéznych. U fajčiarov je odstupňovanie medzi BMI kategóriami menej strmé ($p = 0,0116$). Normálnu hmotnosť má niečo vyše polovice fajčiarov (53,8 %), 30,1 % má nadváhu a 16,1 % je obéznych (obrázok 4).



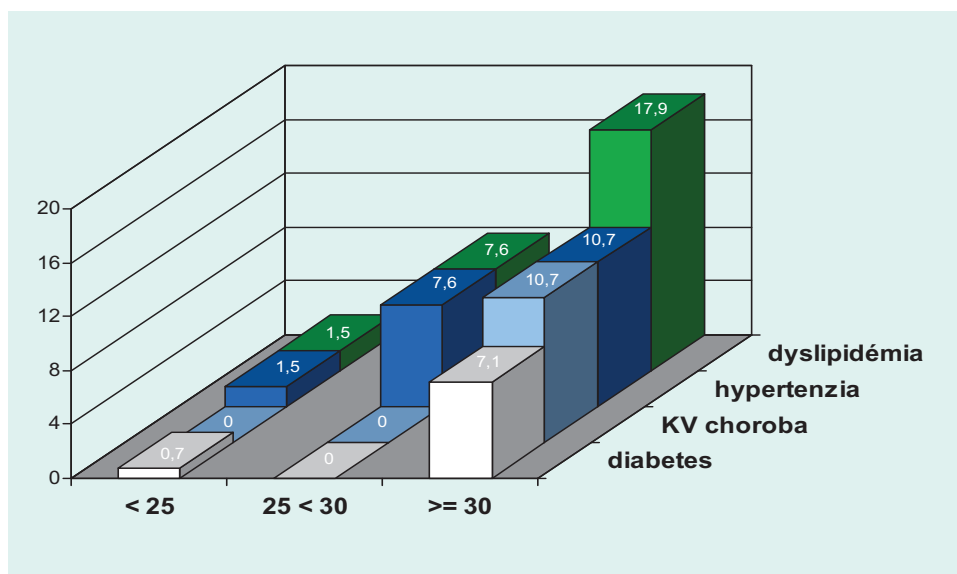
Obrázok 4: BMI kategórie fajčiarov a nefajčiarov.

V rozložení ženského BMI niet významnej rozdielnosti medzi nefajčiarkami a fajčiarkami (obrázok 5). Približne 80 % žien má normálnu hmotnosť, 10 % má nadváhu a ďalších 10 % je obéznych.



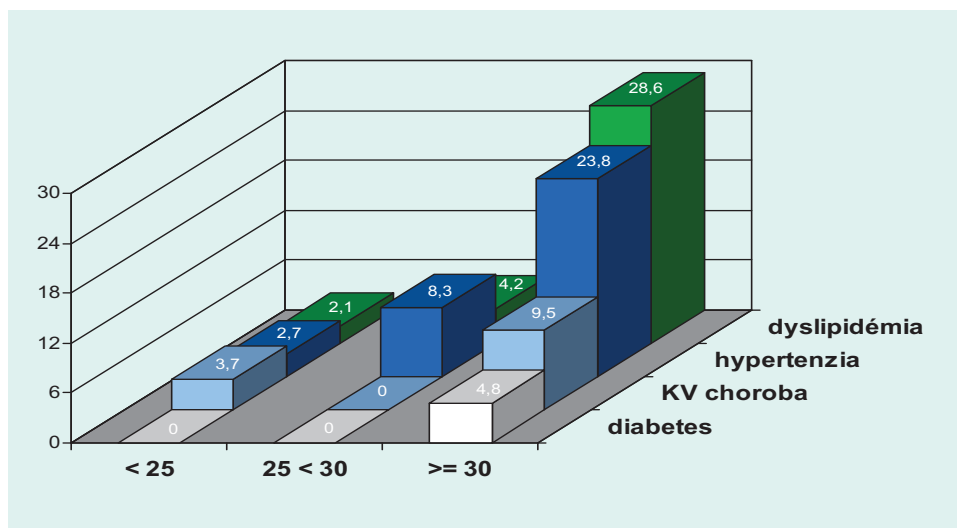
Obrázok 5: BMI kategórie fajčiarok a nefajčiarok.

Výskyt štyroch sledovaných komorbidít (dyslipidémia, hypertenzia, kardiovaskulárna choroba a diabetes) sa u mužov s normálnym indexom BMI pohybuje od 0 do 1,5 % a v kategórii nadváhy dosahujú dve komorbidity (dyslipidémia a hypertenzia) prevalenciu 7,6 %. Obézni muži majú najvyšší výskyt všetkých štyroch komorbidít: diabetes 7,1 %, hypertenzia a kardiovaskulárna choroba rovnako po 10,7 % a dyslipidémia 17,9 % (obrázok 6). Najstrmšiu rastovú krivku (na viac ako desaťnásobok) vykazuje výskyt dyslipidémie (z 1,5 cez 7,6 na 17,9 %).



Obrázok 6: Komorbidity mužov v jednotlivých kategóriách BMI.

Ženská časť súboru má vo všetkých kategóriách BMI o niečo vyšší výskyt komorbidít než muži. Ženy s normálnym indexom BMI majú prevalenciu komorbidít od 0 do 3,7 % a v kategórii nadváhy dosahujú vyššie hodnoty dve komorbidity (dyslipidémia 4,2 % a hypertenzia 8,3 %). Obézne ženy majú najvyšší výskyt všetkých štyroch komorbidít: diabetes 4,8 %, kardiovaskulárna choroba 9,5 %, hypertenzia 23,8 % a dyslipidémia 28,6 %. Aj u žien vidno viac ako desaťnásobný nárast výskytu dyslipidémie u obéznych v porovnaní s normálnou hmotnosťou. Výskyt prevyšujúci 20 % sa zaznamenal pri dyslipidémii a hypertenzii obéznych žien (obrázok 7).



Obrázok 7: Komorbidity žien v jednotlivých kategóriách BMI.

Diskusia

Až do polovice 20. storočia sa obezita vyskytovala zriedkavo (Haslam 2007). Postupný nárast telesného vzrastu a objemu, ktorý so sebou ako vedľajší produkt priniesla priemyslová revolúcia v 19. storočí, sa po svetových vojnách 20. storočia pretavil do rastu hmotnosti. Hlad z vojnových rokov bol vystriedaný dlhým neprerušným obdobím čoraz ľahšej dostupnosti požívatín najrôznejšieho druhu a pôvodu, čoraz sofistikovanejšie technologicky upravovaných. Medzi rokmi 1971 a 2000 narástla prevalencia obezity v USA na viac ako dvojnásobok: z 14,5 % na 30,9 % (Flegal a spol. 2002). Projekt NHANES (National Health and Nutrition Examination Survey) porovnal výskyt obezity v USA z dvoch období (1976-1980 a 1999-2002): prevalencia nadváhy narástla o 40 % a obezity až o 100% (Ford a spol. 2003). Takmer $\frac{1}{3}$ dospeléj populácie USA trpí obezitou a ďalšia $\frac{1}{3}$ má nadváhu (Flegal a spol. 2002). Poznatky z NHANES III (The Third National Health and Nutrition Examination Survey) vypovedajú o relatívnom náraste abdominálnej obezity u amerických mužov o 28,5% (z 29,5 % na 36,9 %) a u žien o 18% (z 46,7 % na 55,1 %) za 10 rokov (Ogden a spol. 2006). Prevalencia metabolického syndrómu amerických mužov aj žien vo veku nad 60 rokov dosahuje 40% (Alexandre a spol. 2003).

Nadváha a obezita už nie sú príznačné len pre bohaté industriálne krajiny, stávajú sa charakteristické aj pre rozvojový svet (Tsigosa a spol. 2008) a sú dnes problémom každého svetového kontinentu. V roku 1990 bola prevalencia obezity v Európe 15-25 % (muži) a 10-35% (ženy), pričom najvyššie podiely dosahovali východoeurópania. Tieto vekovo štandardizované zistenia o prevalencii obezity pochádzajú z projektu Monitoring Trends and Determinants in Cardiovascular Disease (MONICA) (Molarius a spol. 2000). Svetová zdravotnícka organizácia odhaduje, že obezitou trpí viac než 10 % dospeléj populácie sveta a preto ju uznala v roku 1997 za globálnu epidémiu (Caballero 2007). Výskyt obezity rastie s pribúdajúcimi rokmi veku a vrcholu dosahuje v šiestej dekáde života. Ľudia čoraz viac akceptujú obezitu ako normálny stav, čo predstavuje ďalšie nebezpečenstvo jej šírenia (Johnson a spol. 2008). S tým môže súvisieť aj rastúci počet prípadov extrémnej morbidnej obezity, pozorovaný najmä v severnej Amerike (Sturm 2007). Znepokojujúci je aj stúpajúci podiel obéznych detí predškolského a školského veku (Minárik a spol. 2002, Mikulecký a spol. 2004, James a Lobstein 2009).

Neprimerane vysoký príjem energie potravou a nedostatok telesného pohybu stojí za väčšinou individuálnych prípadov nadváhy a obezity. Podieľajú sa na nich však aj niektoré sociálne faktory, ako sú napríklad ľahká dostupnosť jedla, moderné dopravné prostriedky a mechanizovaná práca (James 2008). Telesnú hmotnosť do určitej miery ovplyvňuje aj fajčenie,

pričom najmä zanechanie fajčenia sa odrazí v náraste hmotnosti o 4,4 kg u žien a 5,0 kg u mužov v časovom horizonte 10 rokov (Flegal a spol. 1995).

V epidemiologickej a štatistickej praxi sa na rozpoznávanie populačných trendov ako nenáročný nástroj klasifikácie osôb s priemerným zložením tela a so sedavým spôsobom života (fyzicky neaktívnych) zatiaľ najuniverzálnejšie uplatnil index telesnej hmotnosti BMI (Keys a spol. 1972). Aj Svetová zdravotnícka organizácia akceptuje a používa BMI ako osvedčený štandard, ktorý dokáže s uspokojivou presnosťou priradiť väčšinu meraných osôb do jednej z preddefinovaných hmotnostných kategórií. Mnohé faktory ovplyvňujúce telesnú hmotnosť: z nich najdôležitejšie sú veľkosť svalovej hmoty (muskulatúra) a telesná konštitúcia (habitus, veľkosť kostry), však BMI nezohľadňuje. U osôb s geneticky alebo fenotypicky podmienenou hypersténiou alebo asténiou (napr. siloví športovci, ťažko fyzicky pracujúci, deti, zošíl starci a pod.) nie je klasifikácia prostredníctvom BMI úplne spoľahlivá. Odborníci zatiaľ nenašli všeobecnú zhodu v tom, či novšie postulované konjugované konglomeráty rizikových faktorov (ako napr. metabolický syndróm, Alberti a spol. 2005, Grundy a spol. 2005) majú pre individuálneho pacienta aditívnu prognostickú hodnotu v porovnaní s etablovanými izolovanými parametrami ako je BMI (Ford 2005).

Kvantifikácia abdominálnej adipozity štandardizovaným meraním obvodu pásu a BMI bola cieľom veľkej medzinárodnej prierezovej štúdie IDEA (International Day for the Evaluation of Abdominal Obesity), ktorú naprojektovali Wittchen a spol. (2006). Tento projekt spracoval parametre 168 000 pacientov zo 63 krajín a poskytol cenné údaje o globálnej geografickej a etnickej distribúcii nadváhy a obezity. Obéznych ($BMI \geq 30 \text{ kg/m}^2$) bolo 24% mužov a 27% žien, nadváhu ($BMI 25\text{--}30 \text{ kg/m}^2$) malo 40% mužov a 30% žien (Balkau a spol. 2007). Vo východnej Európe bol priemerný BMI mužov $27,5 (\pm 4,8) \text{ kg/m}^2$ a žien $27,6 (\pm 6,0) \text{ kg/m}^2$. Severo-západní Európania mali priemerný BMI mužov $27,2 (\pm 4,6) \text{ kg/m}^2$ a žien $26,4 (\pm 5,6) \text{ kg/m}^2$. Južní Európania mali priemerný BMI mužov $28,2 (\pm 4,5) \text{ kg/m}^2$ a žien $27,9 (\pm 5,6) \text{ kg/m}^2$. Dukát a spol. (2006, 2007, 2008), ako aj Krahulec a spol. (2010) zverejnili časť výsledkov slovenskej populácie z medzinárodného observačného projektu IDEA. Normálnu telesnú hmotnosť mala necelá tretina osôb (31,6%), približne každý tretí pacient (34,5%) bol v pásme nadváhy a obézni tvorili viac ako štvrtinu súboru (28,6%). Takmer dve tretiny subjektov (63,1%) boli obézni alebo mali nadhmotnosť.

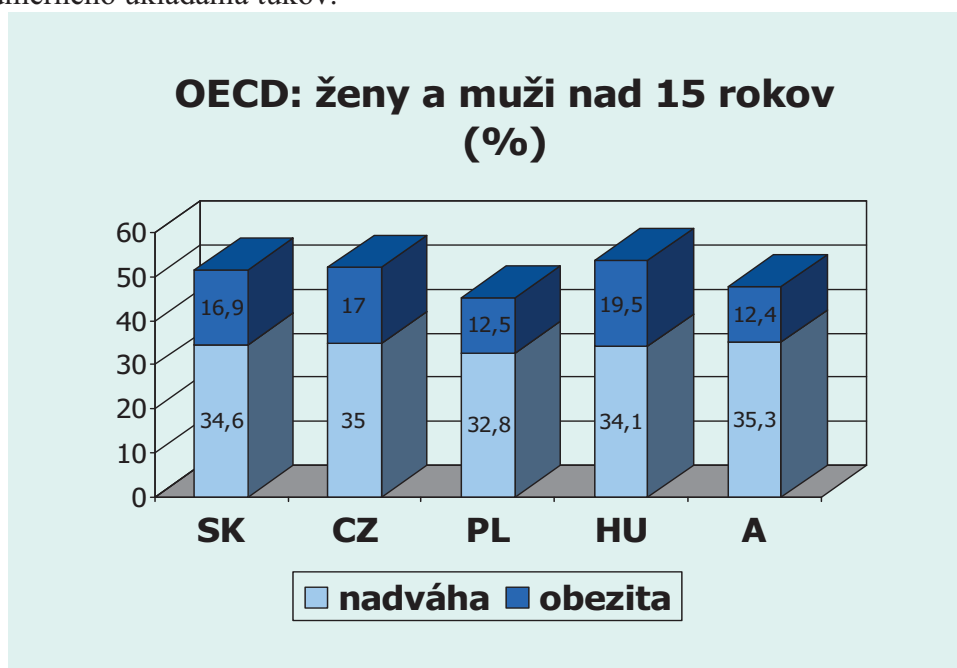
Slovenská Asociácia Aterosklerózy (SAA) uskutočnila v roku 2003 pilotný skrining závažných dyslipoproteínemií u slovenských štyridsiatnikov (Fábryová a Rašlová 2004). Vyšetřili 2 323 osôb (978 mužského a 1 345 ženského pohlavia), z ktorých malo nadváhu 48,1 % (30,5%) a obezitu 14,1 % (16,1%) mužov (žien). V rokoch 2003 až 2005 sledovali Galajda a spol. (2008) 1 625 dospelých osôb navštevujúcich slovenské diabetologické centrá. Podľa kritérií NCEP/ATP III bola úhrnná prevalencia obezity v tomto súbore 29,7% (z toho muži 22% a ženy 36,8%).

Český observačný projekt ATLET hodnotil 12-mesačný progres BMI u osôb s rizikom kardiovaskulárneho ochorenia. Býma a spol. (2006) zistili v súbore 7 512 pacientov s priemerným vekom 62,2 rokov normálne hodnoty indexu telesnej hmotnosti u 14% mužov a 19% žien, nadváhu malo 52% mužov a 42% žien, obéznych bolo 36% mužov a 39% žien. V porovnaní s mužmi mal väčší počet žien primeranú hmotnosť, ale zároveň viac ich prináležalo medzi obézne. Podiel pacientov s nadváhou gradoval až do 55. roku, po tomto veku sa zaznamenal jeho mierny pokles.

Dnešná globálna epidémia nadváhy a obezity (York a spol. 2004, Ogden a spol. 2006) je negatívny civilizačný trend podmienený najmä nadmerným príjmom potravy a nízkou telesnou činnosťou. Obezite sa pripisuje zvýšené riziko srdcovocievnej chorobnosti a cukrovky (Dagenais a spol. 2005). Rozsiahla medzinárodná štúdia (27 000 účastníkov) kontrolovaných prípadov INTERHEART (Yusuf a spol. 2004, Yusuf a spol. 2005) potvrdila význam obezity, najmä abdominálnej adipozity, ako potentného rizikového faktora srdcového infarktu. Pacienti s nadváhou a najmä obezitou majú progresívne vyššiu morbiditu a mortalitu (Adams a spol. 2006).

Súčasný globálny nárast kvality života môže mať niektoré významné negatívne prejavy. Neustále rastúci výskyt nadváhy a obezity, ako aj s nimi súvisiacich kardiovaskulárnych a metabolických chorôb je závažný populačný fenomén dnešných čias. Z epidemiologického pohľadu patrí obezita medzi namasovejšie negatívne verejno-zdravotnícke javy súčasnosti. Tento trend znepokojuje nielen zdravotníckych odborníkov, ale aj sociológov a politikov. Pre svoju pandemickú prevalenciu, nákladovosť a pridruženú chorobnosť sa nadváha a obezita stávajú čoraz závažnejším problémom verejného zdravia a zdravotníckej politiky. Obezita významne prispieva k výskytu ochorení srdca a ciev, ale aj iných závažných medicínskych stavov, komplikuje a predražuje zdravotnú starostlivosť, takže má nielen individuálne zdravotné dopady, ale aj výrazné sociálne a finančné dôsledky.

Podľa údajov Medzinárodnej asociácie pre štúdium obezity (IASO 2007) na svete dnes žije asi pol miliardy obéznych dospelých ($\text{BMI} \geq 30 \text{ kg/m}^2$) a viac ako miliarda osôb s nadváhou ($\text{BMI} 25 < 30 \text{ kg/m}^2$). Znie to paradoxne, ale týchto ľudí je na Zemi viac ako tých, ktorí trpia podvýživou. Štatistika Organizácie pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (OECD 2011) hovorí, že nadváhu má tretina a obezitu šestina dospelaj stredoeurópskej populácie vrátane Slovenska (obrázok 8). Každý druhý dospelý je teda nositeľom zdravotných rizík vyplývajúcich z nadmerného ukladania tukov.



Obr. 8: Nadváha a obezita na Slovensku a v jeho susedstve podľa štatistiky OECD.

Štyria z desiatich slovenských mužov a dve z desiatich slovenských žien majú už vo veku 18 – 30 rokov telesnú hmotnosť nad limitom, ktorý WHO uznáva ako populačnú normu pre dospelých. Jeden z desiatich mužov a jedna z desiatich žien sú už vážne chorí (majú potvrdenú obezitu). Nadváha mladšej generácie je skutočnou populačnou hrozbou pre jej negatívne dopady vo vzdialenejšej budúcnosti. Nadvýživa a neskromnosť v stravovaní, sprevádzaná chudobou telesného pohybu škodí ľuďom aj spoločnosti. (obrázok 9). Ak považujeme nadváhu za medzistupeň s väčšou pravdepodobnosťou zvrhnúť sa smerom k obezite než sa vrátiť k norme, potom ďalším trom mužom a jednej žene hrozí obezita. Čo bude s nimi o 20 – 30 rokov? Ak bude pokračovať súčasný trend, za štvrt'storočie bude mať normálny BMI len jeden z desiatich, piati budú mať nadváhu a štyria obezitu. Siedmi z desiatich budú hypertonici, šiesti budú mať kardiovaskulárne ochorenie a traja budú diabetici. Boj s obezitou si vyžaduje značnú individuálnu a spoločenskú angažovanosť s cieľom znížiť energetický príjem a podporiť telesný pohyb. Pokračujúca pandémia obezity je žiaľ dôkazom, že jednotlivci aj spoločnosť sú stále slabí

v zavádzaní účinných opatrení. Nadišiel už čas individuálnej aj spoločenskej mobilizácie, aby sa zastavila táto populačná hrozba?



Obr. 9: Vysoká kvalita života dnešných mladých dospelých má aj odvrátenú stranu.

Literatúra

1. ADAMS KF, SCHATZKIN A, HARRIS TB et al. Overweight, obesity, and mortality in a large prospective cohort of persons 50 to 71 years old. *N Engl J Med*. 2006;355:763-778.
2. ALBERTI KGM, ZIMMET P, SHAW J. The metabolic syndrome – a new worldwide definition. *Lancet*. 2005;366:1059-1062.
3. ALEXANDRE CM, LANDSMAN PB, TEUTSCH SM et al. NCEP-Defined Metabolic Syndrome, Diabetes and Prevalence of Coronary Heart Disease Among NHANES III Participants Age 50 Years and Older. *Diabetes*. 2003; 52: 1210-1214.
4. BALKAU B, DEANFIELD JE, DESPRÉS J-P et al. International day for the evaluation of abdominal obesity (IDEA). A study of waist circumference, cardiovascular disease, and diabetes mellitus in 168 000 primary care patients in 63 countries. *Circulation*. 2007;116:1942-1951.
5. BALKON N, BALKON C, ZITKUS, BS. Overweight and obesity: pharmacotherapeutic considerations. *J Am Acad Nurse Pract*. 2011;23(2):61-66.
6. BÝMA S, DOSEDEĽ M, HERBER O et al. Léčebně preventivní péče všeobecných praktických lékařů u nemocných se zvýšeným rizikem onemocnění aterosklerotickým kardiovaskulárním onemocněním. *Practicus*. 2006;6:256-261.
7. CABALLERO B. The global epidemic of obesity: an overview. *Epidemiol Rev* 2007;29:1-5.
8. DAGENAIS GR, YI Q, MANN JF et al. Prognostic impact of body weight and abdominal obesity in women and men with cardiovascular disease. *Am Heart J*. 2005;149:54-60.
9. DUKÁT A, LIETAVA J, KRAHULEC B et al. IDEA – prvé výsledky o prevalencii abdominálnej obezity na Slovensku. *Via pract*. 2006;3(12):554-558.
10. DUKÁT A, LIETAVA J, KRAHULEC B et al. Prevalencia abdominálnej obezity na Slovensku. Štúdia IDEA Slovakia. *Vnitř Lék*. 2007;53(4):326-332.
11. DUKÁT A, LIETAVA J, LULIAK M et al. Epidemiológia nadváhy a obezity na Slovensku. *Via pract*. 2008;5(3):111-114.
12. DUKÁT A, ČAPRNDA M, VACULA I et al. Sex differences in the prevalence of abdominal obesity in Slovakia. Poster at 7th congress of European Federation of Internal Medicine. Rome, Italy, May 2008.
13. EDDY DM, SCHLESSINGER L, HEIKES K. The metabolic syndrome and cardiovascular risk: implications for clinical practice. *Int J Obesity*. 2008;32:S7-S10.
14. FÁBRYOVÁ Ľ, RAŠLOVÁ K. za riešiteľov projektu. Pilotný projekt vyhľadávania závažných dyslipoproteinémií v slovenskej populácii 40-ročných – dizajn štúdie. *Via Practica*. 2004;2, 123-128.

15. FLEGAL KM, TROIANO RP, PAMUK ER et al. The influence of smoking cessation on the prevalence of overweight in the United States. *N Engl J Med.* 1995;333(18):1165-70.
16. FLEGAL KM, CARROLL MD, OGDEN CL et al. Prevalence and trends in obesity among US adults, 1990-2000. *JAMA.* 2002;288:1723-1727.
17. FORD ES, MOKDAD AH AND GILES WH. Trends in waist circumference among U.S. adults. *Obes Res.* 2003;11:1223-1231.
18. FORD ES. Risks for all-cause mortality, cardiovascular disease, and diabetes associated with the metabolic syndrome: a summary of the evidence. *Diabetes Care.* 2005;28:1769-1778.
19. GALAJDA P, MOKÁŇ M, PRÍDAVKOVÁ D et al. Prevalencia diabetu a metabolického syndrómu na Slovensku. *Via Pract.* 2008;21:13.
20. GRUNDY SM, CLEEMAN JI, DANIELS SR et al. Diagnosis and management of the metabolic syndrome: an American Heart Association / National Heart, Lung, and Blood Institute scientific statement. *Circulation.* 2005;112:2735-2752.
21. HASLAM D. Obesity: a medical history. *Obes Rev* 2007;8(Suppl. 1):31-6.
22. INTERNATIONAL DIABETES FEDERATION. The IDF consensus worldwide definition of the metabolic syndrome 2005. <http://www.idf.org/webdata/docs/MetSyndrome>.
23. JAMES WP. The fundamental drivers of the obesity epidemic. *Obes Rev.* 2008;9(suppl. 1):6-13.
24. JAMES WPT, LOBSTEIN T. BMI screening and international surveillance: an international perspective. *Pediatrics.* 2009;124:S42-S49.
25. JOHNSON F, COOKE L, CROKER H et al. Changing perceptions of weight in Great Britain: comparison of two population surveys. *BMJ* 2008;337:a494.
26. KEYS A, FIDANZA F, KARVONEN M et al. Indices of relative weight and obesity. *J Chron Dis* 1972;25(6-7):329-43.
27. KNECHT S, ELLGER T, LEVINE JA. Obesity in neurobiology. *Prog Neurobiol.* 2008;84(1):85-103.
28. KRAHULEC B, MINÁRIK P, LULIAK M. Obesity and selected diseases in the Slovak Republic – national survey. Poster at the International Congress of Obesity. Stockholm, 2010.
29. KRAHULEC B, MINÁRIK P, LULIAK M. Epidemiológia obezity vo vzťahu k diabetu melitu na Slovensku. *DMEV.* 2010;13(suppl.1):37.
30. LEWINGTON S, CLARKE R, QIZILBASH N et al. Age-specific relevance of usual blood pressure to vascular mortality: a meta-analysis of individual data for one million adults in 61 prospective studies. *Lancet.* 2002;360:1903-13.
31. MIKULECKÝ M, MINÁRIK P, MICHÁLKOVÁ D. Insulin Gene Profile Cycles with Season of Birth of Future Diabetic Children and their Relatives. *J. Pediatric Endocrinol. Metab.* 2004;17: 727-730.
32. MINÁRIK P, TOMÁŠKOVÁ N, KOLLÁROVÁ M et al. Malate Dehydrogenase – Structure and Function. *Gen. Physiol. Biophys.* 2002;21:257-265.
33. MINDERICO CS, SILVA AM, KELLER K et al. Usefulness of different techniques for measuring body composition changes during weight loss in overweight and obese women. *Br J Nutr.* 2008;99(2):432-41.
34. MOLARIUS A, SEIDELL JC, SANS S et al. Educational level, relative body weight, and changes in their association over 10 years: an international perspective from the WHO MONICA project. *Am J Public Health.* 2000;90:1260-1268.
35. NATIONAL INSTITUTES OF HEALTH. The third report of the National Cholesterol Education Program expert panel on detection, evaluation and treatment of high blood cholesterol in adults (Adult Treatment Panel III). Executive summary. Bethesda. National Institutes of Health, National Heart, Lung and Blood Institute. 2001. NIH publ. No.01-3670.
36. OECD Factbook 2011-2012. Economic, environmental and social statistics. OECD 2011. ISBN 9789264124189 (HTML).
37. OGDEN CL, CARROLL MD, CURTIN LR et al. Prevalence of overweight and obesity in the United States 1999-2004. *JAMA.* 2006;295:1549-1555.
38. STURM R. Increases in morbid obesity in the USA: 2000-2005. *Public Health.* 2007;121(7):492-6.
39. THIRD REPORT OF THE NATIONAL CHOLESTEROL EDUCATION PROGRAM (NCEP) expert panel on detection, evaluation, and treatment of high blood cholesterol in adults (Adult Treatment Panel III) final report. *Circulation.* 2002;106:3143.
40. TSIGOSA C, HAINER V, BASDEVANT A et al. Management of obesity in adults: European clinical practice guidelines. *Eur J Obesity* 2008;1(2):106-16.
41. WITTCHEN H-U, BALKAU B, MASSIEN C et al. International Day for the Evaluation of Abdominal Obesity: rationale and design of a primary care study on the prevalence of abdominal obesity and associated factors in 63 countries. *Eur Heart J Suppl.* 2006;8(suppl B):B26-B33.
42. WORLD HEALTH ORGANIZATION. Obesity: preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO consultation. WHO Tech Rep Ser. 2000;894:1-253.

43. WORLD HEALTH ORGANIZATION. Global database on Body Mass Index, 2006, (<http://www.who.int/bmi/index>).
44. YORK DA, ROSSNER S, CATERSON I et al. American Heart Association prevention conference VII. Obesity, a worldwide epidemic related to heart disease and stroke: group I: worldwide demographics of obesity. *Circulation*. 2004;110:e463-e470.
45. YUSUF S, HAWKEN S, OUNPUU S et al. Effect of potentially modifiable risk factors associated with myocardial infarction in 52 countries (the INTERHEART study): a case-control study. *Lancet*. 2004;364:937-952.
46. YUSUF S, HAWKEN S, OUNPUU S et al. Obesity and the risk of myocardial infarction in 27 000 participants from 52 countries (the INTERHEART study): a case-control study. *Lancet*. 2005;366:1640-1649.

Adresa autora:

Milan Luliak, doc., MUDr., PhD.

Inštitút fyzioterapie, balneológie a liečebnej rehabilitácie v Piešťanoch

Univerzity sv. Cyrila a Metoda v Trnave

Hypovitaminóza vitamínu D u pacientov so sclerosis multiplex Hypovitaminosis of vitamine D in patients with sclerosis multiplex

Štefan Madarász, Jana Rohaľová

Abstract: In the last decades it was found out, that apart from the impact on metabolism of bones, has D-vitamin also an irretrievable role in many others celule functions, such as cell division, differentiation, which means cell metabolism. There are receptors on vitamin D (VDR) in many cells of human beings and there are more than 30 types of adenoblasts. The results of clinical studies indicate the connection between the shortage of vitamin D and different serious diseases. In the article authors monitored the level of vitamin D in patients with sclerosis multiplex, and they compared it to the level of patients from neurological klinik, who did not suffer from sclerosis multiplex. The hypotesis was confirmed, that in the group of patients and in the half of patients in controlled group was found hypovitaminosis.

Abstrakt: V posledných desaťročiach sa zistilo, že okrem vplyvu na metabolizmus kostí vitamín D má aj nenahraditeľnú úlohu v mnohých ďalších funkciách buniek, ako je napr. delenie, diferenciácia resp. metabolizmus buniek. Existujú receptory na vitamínu D (VDR) v rôznych bunkách ľudského tela a nachádzajú sa vo viac ako 30 druhoch tkanív. Výsledky klinických štúdií naznačujú, súvislosť medzi nedostatočnou hladinou vitamínu D a vznikom rôznych ochorení. V práci autori sledovali hladinu vitamínu D u pacientov so sclerosis multiplex, a porovnávali s hladinou u pacientov neurologickej kliniky ktorí sclerosis multiplex nemali. Potvrdila sa hypotéza, že tak v skupine pacientov ako aj v kontrolnej skupine u viac ako polovici pacientov bola prítomná hypovitaminóza.

Key words: D vitamin, receptors on D vitamin, sclerosis multiplex.

Kľúčové slová: D vitamín, receptory na vitamín D, sclerosis multiplex.

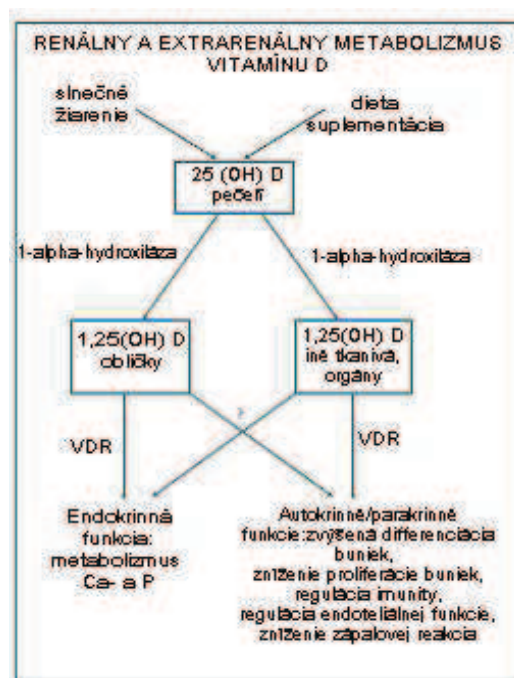
JEL classification: I19.

1. Úvod

O vitamíne D vieme už storočia, a doteraz sme jeho účinky dávali do súvislosti najmä s metabolizmom kostí, metabolizmom vápnika, fosforu. Už v roku 1822, Sniadecki prišiel na významnú rolu slnka pri prevencii a liečbe krivice (rachitis). Palm rozšíril pozorovania Sniadeckeho a v roku 1890 začal systémové využívanie „slnečného kúpeľa“ na prevenciu krivice. V roku 1919 Huldschinski zistil, že vystavenie dieťaťa účinkom horského slnka po dobu jednej hodiny 3 krát týždenne má účinok pri liečbe krivice. (Holick, 2006). V roku 1918, Mellanby et al. vykonali prevenciu krivice u šteniatok podávaním oleje z tresčej pečene s úspechom. McCollum et al. nazvali tento nový „výživový faktor“ ako vitamín D. (Holick, 2006).

V posledných rokoch, desaťročiach sa menil záujem o D – vitamín. Zistilo sa, že existujú receptory na vitamínu D (VDR) v rôznych bunkách ľudského tela sa nachádza vo viac ako 30 druhoch tkanív ako sú napr. hladké svalstvo, β -bunky pankreasu, monocyty, bunky prištítnych teliesok, štítnej žľazy, srdcového svalu, hladkej svaloviny cievnych stien, osteoblastov, chondrocytov, priečnepruhovaného svalstva, oesophagu, čriev, žalúdka, pečee, obličiek, mužských semenníkov, ovária, maternice, T a B buniek, kostnej drene, tymu, alveolárnych buniek pľúc, keratocytov kože, neurónov atď. (Kiss et al., 2010).

Ten enormne zvýšený záujem vedeckej obce znázorňuje aj napr. zistenie až 27870 odborných a vedeckých publikácií za posledných 10 rokov súvisiace aj s vitamínom D len jednom časopis, v časopise Journal of Clinical Endocrinology and Metabolism.



Obr. č. 1. Renálny a extrarenálny metabolizmus vitamínu D (podľa Nagy et al., 2010)

Podľa výsledkov novších a najnovších výskumov D vitamín má popri úlohe a význame kostného metabolizmu nenahraditeľnú úlohu aj v mnohých ďalších funkciách buniek, ako je napr. delenie a diferenciácia resp. metabolizmus buniek (Fehér, 2011).

Zistilo sa, že v dôsledku zmenených životných podmienok väčšina obyvateľstva v priemyselne vyspelých štátoch trpí nedostatkom vitamínu D. (Palla, S., 2011). Aj tým je vysvetliteľné, že narastá počet rôznych ochorení, ktoré sú navzájom výrazne odlišné, ako sú napr. civilizačné ochorenia, autoimúnne, ochorenia, ochorenia neurodegeneratívne, cardiovaskulárne, ale aj diabetes mellitus, osteoporóza a nádorové ochorenia (Fehér, 2011).

Hypovitaminóza D sa zistila napr. pri: karcinóme prostaty, pri mnohopočetnom myelóme, pri karcinóme hrubého čreva, pri karcinóme prsníka atď. (Abbas et al. 2008, Vashi et al, 2010, WU et al., 2007). Mondul et. al. v prospektívnej štúdii u fajčiarov zistili nižšie sérové hladiny 25 (OH) D, ktoré boli spojené so zvýšeným rizikom rakoviny močového mechúra (Mondul et al. 2010). Neuhouser a spol. zo 790 žien s ca prsníka (75,6%) malo nízke sérové koncentrácie 25 (OH) D. Celková priemerná hladina bola 24,8 - 10,4 ng / ml, pri tom nižšie hodnoty boli namerané u afroameričanek a hispánkach (Neuhouser et al, 2008). Úroveň resp. fázu postihnutia ochorenia nezávisle predpovedala pri tom sérová hladina 25 (OH) D (Neuhouser et al, 2008).

Klinické štúdie naznačujú, že vitamín D ovplyvňuje **prevalenciu, riziká a prežitie rakoviny** (Vashi et al, 2010). Výsledky štúdií svedčia o inhibícii karcinogenézy hrubého čreva v prípade vyššej sérovej hladiny vitamínu D (Feskanich et al., 2004, Pritchard et al. 1996). Prevalencia ischemickej choroby srdca, srdcového zlyhania, a zlyhania periférnych tepien

sa významne zvyšuje pri sérovej hladine 25OHD na úrovni menej ako 30 - 20 ng / ml, čiže zníženej sérovej hladiny vitamínu D (KIM et al, 2008, Adams, 2010), Kiss et al. 2010). U nás Furková a kol. zistili u detí, že u 77,7 % vyšetrených pacientov bola znížená koncentrácia vitamínu D. Priemerná fyziologická koncentrácia bola len vo vekovej skupine do 2 rokov, kedy deti dostávajú vitamín D vo forme Vigantolu (Furková a kol., 2010). Pri tom najnižšie koncentrácie vitamínu D sú v období prepuby, puberty a adolescencie. Najnižšie koncentrácie vitamínu D sú v zimných a skorých jarných mesiacoch, a nie sú významnejšie rozdiely pri jednotlivých nefrologických diagnózach (Furková a kol., 2010).

V CHIANTI populačnej štúdií vykonané v Taliansku v rokoch 1998 a 2006 tri roky sledovali vývoj kognitívnych zmien u 858 pac. 65 a viac ročných: Nízke hladiny vitamínu D boli spojené s podstatným zhoršením kognitívnych funkcií u starších pacientov v štúdiu, v ktorej boli pacienti sledovaní po dobu 6 rokov. (Annweiler et al., 2009, Llewellyn et al., 2010).

Taktiež sa našli nízke hladiny vitamínu D u pacientov s Parkinsonovou chorobou (Evatt et al, 2011, DeLuca et al., 2011), a u pacientov so sclerosis multiplex (Langer-Gould et al, 2011, Solomon, 2012, Lopez et al, 2012).

Nedostatok vitamínu D je bežné aj u starších mužov, obzvlášť u obéznych, so sedavým spôsobom života a u mužov žijúcich vo vyšších zemepisných šírkach (Orwoll et al., 2009). Niekoľko štúdií preukázalo, nízke hladiny vitamínu D u starších hospitalizovaných pacientov, rovnako ako aj u pacientov v ambulantnej starostlivosti a u mladších dospelých ľudí, žijúcich v mestách (Diez, 2008).

Table 1. Health Implications of Various Levels of Serum 25(OH)D

25(OH)D Level (ng/mL)	25(OH)D Level (nmol/L)	Health Implications
<20	<50	Deficiency
20-32	50-80	Insufficiency
32-100	80-250	Sufficiency
54-90	135-225	Normal in sunny countries
>100	>250	Excess
>150	>325	Intoxication

Obr. č. 2 Hodnotenie hladiny vitamínu D (Grant and Holick, 2005)

Na hodnotenie nedostatku vitamínu D boli určené normatívne hodnoty ako je to vidieť na obr. č. 2.

2. Výskum

A: HYPOTÉZA

- I. Predpokladali sme, že aj v populácii pacientov Neurologickej kliniky ÚVN SNP FN zistíme hypovitaminózu u pacientov.
- II. Predpokladali sme, že aj medzi pacientami so závažnou diagnózou ako je sclerosis multiplex bude prítomná hypovitaminóza vitamínu D u väčšiny pacientov.

B. METÓDA

1. Vitamin D sa vyšetroval v biochemickom laboratóriu ÚVN SNP FN Ružomberok
2. Referenčné hodnoty laboratória: 20 – 42,9 ug/l.
3. Do skupiny boli zaradení pacienti centra pre SM NK ÚVN SNP FN s dg G35 a do kontrolnej skupina s dg inou ako G35 podľa MKCH. Zbieranie dát prebehlo v dobe od 1.3.2012 do 31.5.2012 v poradí, ako prichádzali na kliniku resp. na ambulanciu kliniky.
4. Štatistická analýza bola vykonaná pomocou programového balíka MS Office, excel 2007.

Tab. č. 1 Súbor pacientov s diagnózou inou ako je S35

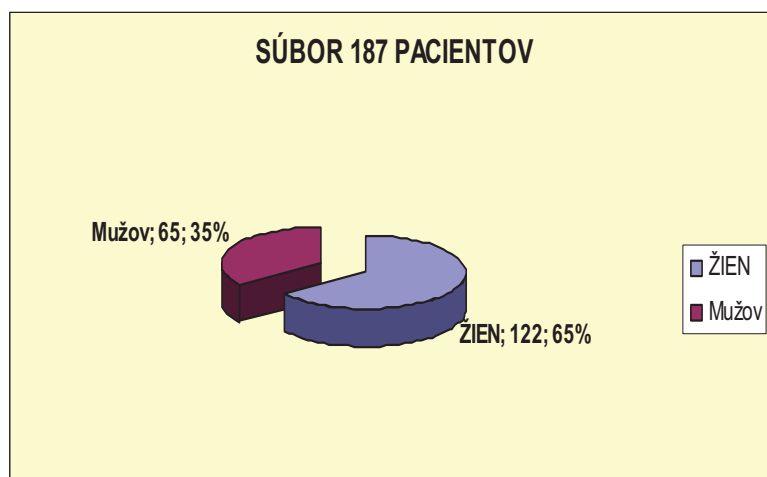
Súbor 187 pacientov v kontrolnej skupine																													
ID	pohlaví	vek	D (ug/l)																										
1	M	61	15,91	31	M	49	12,92	61	F	59	5,50	91	M	62	5,42	121	M	21	28,30	151	M	51	7,71	181	Ž	29	31,62		
2	F	70	6,80	32	F	67	15,70	62	M	37	8,27	92	M	59	4,40	122	Ž	66	14,15	152	Ž	30	26,86	182	M	40	14,81		
3	M	73	18,66	33	F	45	12,76	63	M	22	12,37	93	M	27	4,86	123	Ž	70	15,83	153	Ž	32	20,74	183	M	28	7,88		
4	F	69	9,93	34	F	82	20,69	64	M	83	4,15	94	M	44	7,18	124	Ž	72	10,42	154	Ž	32	20,74	184	Ž	59	30,26		
5	F	81	8,18	35	F	67	20,44	65	Ž	77	4,40	95	Ž	26	18,90	125	M	78	15,1	155	Ž	48	21,74	185	Ž	55	15,18		
6	M	69	26,13	36	F	46	12,58	66	M	52	17,29	96	M	79	14,54	126	M	24	10,25	156	Ž	43	11,43	186	Ž	29	12,26		
7	F	83	8,46	37	M	68	12,98	67	M	19	38,10	97	Ž	61	8,46	127	Ž	35	15,17	157	M	47	12,46	187	Ž	45	20,22		
8	F	54	12,45	38	F	84	5,34	68	Ž	21	33,20	98	M	55	9,52	128	Ž	37	7,42	158	Ž	28	40,72						
9	M	60	19,65	39	M	84	10,79	69	Ž	69	14,81	99	Ž	18	5,60	129	Ž	51	6,22	159	Ž	29	14,39						
10	F	65	28,24	40	F	79	6,62	70	Ž	72	7,88	100	Ž	56	7,25	130	M	59	10,98	160	Ž	27	24,00						
11	F	67	22,10	41	F	70	26,85	71	M	65	30,26	101	Ž	29	23,60	131	Ž	48	5,45	161	Ž	47	19,00						
12	F	46	17,30	42	F	68	7,89	72	Ž	43	15,18	102	M	61	28,25	132	Ž	60	38,97	162	Ž	48	5,45						
13	M	72	8,53	43	F	77	20,96	73	Ž	47	12,26	103	M	62	30,20	133	M	33	20,22	163	Ž	50	38,97						
14	M	61	15,55	44	F	48	35,48	74	Ž	55	12,30	104	Ž	70	40,10	134	Ž	24	19,73	164	Ž	33	20,22						
15	M	74	18,25	45	M	64	8,71	75	Ž	24	31,27	105	Ž	74	11,30	135	Ž	48	21,74	165	Ž	24	19,73						
16	F	33	10,75	46	F	73	5,61	76	M	19	22,80	106	M	26	7,10	136	Ž	43	16,01	166	Ž	37	15,83						
17	F	46	16,25	47	F	81	16,37	77	M	30	11,14	107	Ž	68	6,50	137	M	48	12,11	167	Ž	37	10,42						
18	F	67	8,95	48	F	84	5,91	78	Ž	58	7,80	108	Ž	39	4,44	138	M	27	16,31	168	M	40	15,1						
19	M	79	19,75	49	F	82	9,86	79	M	89	5,50	109	M	22	8,21	139	Ž	46	17,47	169	Ž	39	10,25						
20	F	80	7,99	50	F	69	54,49	80	M	40	5,95	110	M	80	10,10	140	Ž	29	14,39	170	Ž	59	15,17						
21	F	70	3,90	51	F	67	3,90	81	M	33	14,19	111	Ž	20	9,62	141	Ž	27	24	171	Ž	39	7,42						
22	F	85	6,90	52	M	64	17,79	82	Ž	41	8,78	112	Ž	52	17,80	142	Ž	47	19,02	172	M	33	4,17						
23	F	64	8,16	53	F	90	3,90	83	Ž	50	34,57	113	Ž	32	16,66	143	Ž	50	8,78	173	Ž	30	9,80						
24	F	50	8,43	54	F	60	5,30	84	Ž	51	24,05	114	M	69	31,10	144	Ž	65	10,99	174	M	21	12,50						
25	M	64	6,91	55	F	69	18,55	85	M	58	21,36	115	M	62	20,20	145	Ž	56	10,23	175	Ž	44	7,30						
26	M	51	13,81	56	F	62	17,47	86	Ž	79	31,62	116	M	75	11,54	146	M	33	4,00	176	Ž	42	14,19						
27	M	74	18,91	57	M	22	14,25	87	Ž	19	14,81	117	Ž	81	7,85	147	Ž	24	19,73	177	Ž	50	8,78						
28	F	65	29,23	58	M	52	5,90	88	Ž	27	13,15	118	M	26	4,45	148	M	37	19,99	178	Ž	23	34,57						
29	F	61	22,17	59	M	61	5,10	89	Ž	33	22,10	119	Ž	49	4,00	149	Ž	57	5,64	179	Ž	29	24,05						
30	M	64	4,99	60	F	58	3,10	90	M	37	10,06	120	Ž	73	8,70	150	M	36	18,95	180	Ž	63	21,36						

Tab. č. 2 Súbor pacientov s diagnózou S35

Pacienti so sclerosis multiplec										
1.	Ž		48	5,45		30.	Ž		29	14,39
2.	Ž		60	38,97		31.	Ž		27	24,00
3.		M	33	20,22		32.	Ž		47	19,00
4.	Ž		24	19,73		33.	Ž		48	5,45
5.	Ž		48	21,74		34.	Ž		50	38,97
6.	Ž		43	16,01		35.	Ž		33	20,22
7.		M	48	12,11		36.	Ž		24	19,73
8.		M	27	16,31		37.	Ž		37	15,83
9.	Ž		46	17,47		38.	Ž		37	10,42
10.	Ž		29	14,39		39.		M	40	15,1
11.	Ž		27	24		40.	Ž		39	10,25
12.	Ž		47	19,02		41.	Ž		59	15,17
13.	Ž		50	8,78		42.	Ž		39	7,42
14.	Ž		65	10,99		43.		M	33	4,17
15.	Ž		56	10,23		44.	Ž		30	9,80
16.		M	33	4,00		45.		M	21	12,50
17.	Ž		24	19,73		46.	Ž		44	7,30
18.		M	37	19,99		47.	Ž		42	14,19
19.	Ž		57	5,64		48.	Ž		50	8,78
20.		M	36	18,95		49.	Ž		23	34,57
21.		M	51	7,71		50.	Ž		29	24,05
22.	Ž		30	26,86		51.	Ž		63	21,36
23.	Ž		32	20,74		52.	Ž		29	31,62
25.	Ž		32	20,74		53.		M	40	14,81
26.	Ž		48	21,74		54.		M	28	7,88
27.	Ž		43	11,43		55.	Ž		59	30,26
28.		M	47	12,46		56.	Ž		55	15,18
29.	Ž		28	40,72		57.	Ž		29	12,26

C. ŠTATISTICKÉ VYHODNOTENIE

Graf č. 1. Súbor pacientov v kontrolnej skupine



Tab. č. 3. hladiny vit. D. v kontrolnej skupine

Celkom	187
min. vek	18 r.
priem. vek	51,91 r.
max.	90 r.
min. hl. D	3,1 ug/l
priem. hl. D	15,13 ug/l
max. hl. D	54,49 ug/l
% patol. hladiny D vit. v súbore 187 pacientov	75,40%

V kontrolnom súbore bolo 187 pacientov, z toho 65 mužov t.j. 35% a 122 mužov, čo je 65%. Minimálny vek v súbore bol 18 r., priemerný vek bol 51,91 r., max. vek bol 90 r. Minimálna hodnota hladiny vitamínu D v súbore bolo 3,1 ug/l, priemerná hodnota hladiny vitamínu D bol 15,13 ug/l, a max. hladina 54,49 umol/l. Patologické hodnoty hladiny vitamínu D sa našli u 75,40% Pacientov v kontrolnom súbore.

Tab. č. 4. hladiny vit. D. v skupine 122 žien v kontrolnej skupine

min. vek	18 r.
priem. vek	52,39 r.
max. vek	90 r.
min. hl. D	3,10 ug/l
priem. hl. D	15,77 ug/l
max. hl. vit. D	54,49 ug/l
% patol. hladiny D vit. v súbore 187 pacientov	71,30%

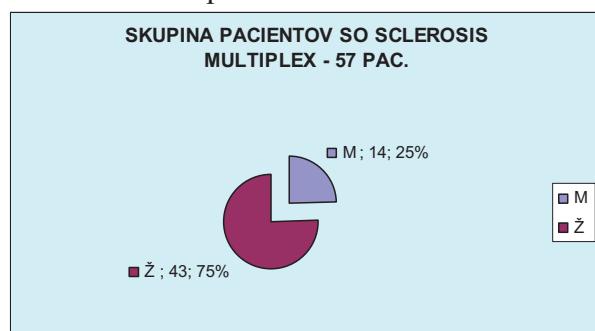
Tab. č. 5. hladiny vit. D. v skupine 65 mužov kontrolnej skupiny

minimálny vek	19 r.
priemerný vek	51 r.
maximálny vek	89 r.
min. hl. D	4,00 ug/l
priemerná hl. D	13,92 ug/l
max. hl. D.	38,10 ug/l
% patol. hladiny D vit. v súbore 65 mužov	83,08%

- Zo súboru 187 pacientov kontrolnej skupiny patologické hodnoty vitamínu D malo 141 pacientov, t.j. 75,4%,
- Zo súboru 122 žien kontrolnej skupiny patologické hodnoty serovej hladiny vitamínu D malo 71,30% žien
- A zo súboru 65 mužov v kontrolnej skupine patologicky nízke hladiny vitamínu D malo 54 mužov, t.j. 83,08%.

Ako to bolo s pacientmi so sklerosis multiplex?

Graf č. 2. Skupina pacientov so sclerosis multiplex

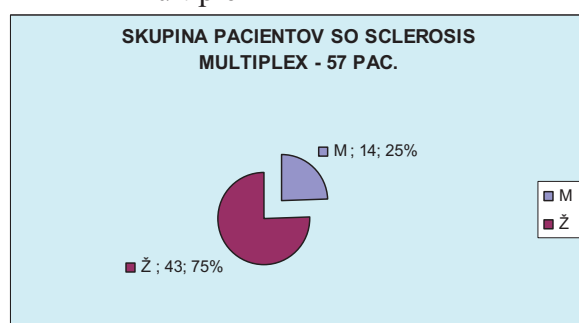


Tab. č. 6. hladiny vit. D. v skupine pacientov so sclerosis multiplex

vek min.	21 r.
vek priem.	39,88 r.
vek max.	65 r.
hladina vit. D. - min.	4,00 ug/l
hladina vit. D. - priem.	16,78 ug/l
hladina vit. D. - max.	40,72 ug/l
% patol. hladiny D vit. u žien s SM	71,93%

- V súbor 57 pacientov so sclerosis multiplex sa zistila priem. hl. vit. D 16,78 ug/l, a z celého súboru 71,93% pacientov malo hypovitaminózu.

Graf č. 3. Skupina žien so sclerosis multiplex

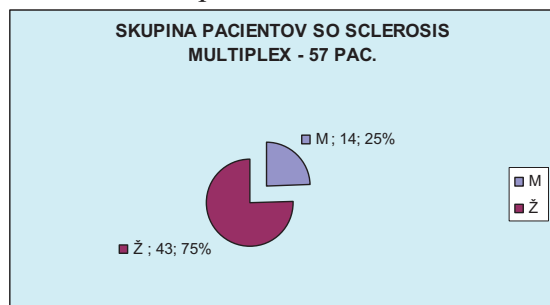


Tab. č. 7. hladiny vit. D. v skupine 43 žien so sclerosis multiplex

vek min.	23 r.
vek priem.	40,9 r.
vek max.	65
hladina vit. D. - min.	5,45 ug/l
hladina vit. D. - priem.	18,14 ug/l
hladina vit. D. - max.	40,72 ug/l.
% patol. hladiny D vit. u žien s SM	47,37%

- V súbore 43 (75%) žien so sclerosis multiplex sa zistila primeraná hladina vit. D 18,14 ug/l, a z celého súboru 47,37% pacientiek malo hypovitaminózu

Graf č. 4. Skupina 14 mužov so sclerosis multiplex



Tab. č. 7. hladiny vit. D. v skupine 14 so sclerosis multiplex

vek min.	21
vek priem.	35,7
vek max.	51
hladina vit. D. - min.	4,00
hladina vit. D. - priem.	11,87
hladina vit. D. - max.	20,22
% patol. hladiny D vit. u mužov s SM	92,86%

- V súbore 14 (25%) mužov so sclerosis multiplex sa zistila primeraná hladina vit. D 11,87 ug/l, a z celého súboru až 92,86% pacientov malo hypovitaminózu

3. Súhrn

V súbor 187 pacientov sa zistila priem. hl. vit. D 15,13 ug/l, čo je ťažká hypovitaminóza vit. D, a z celého súboru 75,40% pacientov malo hypovitaminózu. U žien priemerná hodnota hladiny vit. D bola 15,77 ug/l, a v súbor žien 71,30% pacientiek malo hypovitaminózu, kým u mužov priemerná hladina vit. D bola 13,92 ug/l, a hypovitaminózou trpelo 83,08% pacientov.

Potvrdila a I. hypotéza v súlade s literárnymi údajmi podľa ktorých väčšina obyvateľstva trpí hypovitaminózou vitamínu D.

V súbore 57 pacientov s SM (43 Ž a 14 M) taktiež priemerná hladina vitamínu D bola patologická, 16,78 ug/l, a v skupine 71,93% pacientov malo patologické hladiny vitamínu D. V prípade žien priemerná hladina vit. D bola 18,14 ug/l, a 47,37% pacientiek malo patol hladina, u mužov priemerná hladina vit. D bola 11,87 ug/l, a až 92,86% pacientov zo súboru malo patologicky znížené hladiny vitamínu D.

Potvrdila sa aj II. hypotéza v súlade s literárnymi údajmi (Langer-Gould et al, 2011, Solomon, 2012, Lopez et al, 2012) podľa ktorých väčšina pacientov s SM trpí hypovitaminózou vitamínu D.

4. Záver

Hypovitaminóza vitamnu D nadobúda epidemický charakter aj u nás. Vzhľadom k predpokladaným a už potvrdeným údajom podľa literárnych údajov o význame v prevencii civilizačných ochorení bolo by vhodné minimálne 1x ročne vyšetriť u každého hladiny vitamínu D a pri nedostatočnej hladine vhodnými prostriedkami doplniť (slnečné žiarenie, podávanie rybieho oleja, potravinových doplnkov atď).

5. Literatúra

ABBAS, S., LINSEISEN, J., SLANGER, T., KROPP, S., MUTSCHELKNAUSS, EJ. ET AL. 2008. Serum 25-hydroxyvitamin D and risk of post-menopausal breast cancer—results of a large case-control study. *Carcinogenesis* vol.29 no.1 pp.93–99.

ADAMS, JS., HEWISON, M. 2010. Update in Vitamin D. *J Clin Endocrinol Metab* 95: 471–478, 2010. ISSN: 0021-972X.

ANNWEILER, C., ROLLAND, Y., SCHOTT, AM., BLAIN, H., VELLAS, B., FRANÇOIS R HERRMANN, FR., BEAUCHET, O. 2013. Higher Vitamin D Dietary Intake Is Associated With Lower Risk of Alzheimer's Disease: A 7-Year Follow-up. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. [online]. [cit. 2013. jan 17.]. Dostupné na internete: in: <http://biomedgerontology.oxfordjournals.org/content/early/2012/04/13/gerona.gls107.full.pdf+html>.

DELUCA HF., PRAHL, JM., PLUM, LA. 2011. 1,25-Dihydroxyvitamin D is not responsible for toxicity caused by vitamin D or 25-hydroxyvitamin D. *Archives of Biochemistry and Biophysics* 505 (2011) 226–230. ISSN 0003-9861.

DIEZ,GJR., FASSI, J., CRUCELEQUI, S., NUÑEZ, HR, TRILLINI, M. ET AL. 2008. 25-Hydroxy Vitamin D Levels in Hemodialysis-Requiring End-Stage Renal Disease Patients. *Dialysis & Transplantation*, Volume 37, Issue 10, p. 388-390, October 2008. ISSN 0931-0509.

EVATT, M. Studies shedding light on vitamin D - Parkinson's link. [online]. [cit. 2011. feb. 21.]. Dostupné na internete: in: <http://whsc.emory.edu/soundscience/archives/evatt.htm.l>

EVATT, ML., DELONG,MR., KHAZAI,N., ROSEN,A., TRICHE, SRN., TANGPRICHA,V. 2008. Prevalence of Vitamin D Insufficiency in Patients With Parkinson Disease and Alzheimer Disease. *Arch Neurol*. 2008;65(10):1348-1352. ISSN 0003-9942.

FEHÉR, J., KOVÁCS, I., BALACCO-GABRIELI, C. 2011. Csukamájolaj - Egy természetes D-vitamin az egészség megőrzésére. *Orv. Hetil.*, 2011, 152, 323–330. ISSN 0030-6002.

FESKANICH, D., MA, J., FUCHS, CS., KIRKNER, GJ., HANKINSON, SE. ET AL. 2004. Plasma Vitamin D Metabolites and Risk of Colorectal Cancer in Women. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 2004;13:1502-1508. ISSN: 1055-9965.

FURKOVÁ, K., HRACHOVÁ, J., NAJDEKOVÁ, I., WSOLOVÁ, L. 2010. Koncentrácie vitamínu D u detí a adolescentov sledovaných v nefrologickej ambulancii. *Lek Obz*, 59, 2010, č. 6, 216 – 220. ISSN 0457-4214.

GRANT, WB., HOLICK, MF. 2005. Benefits and Requirements of Vitamin D for Optimal Health: A Review. *Alternative Medicine Review*, 2005, Volume 10, Number 2, p. 94-111. ISSN 1089-5159.

HOLICK, MF. 2006. Resurrection of vitamin D deficiency and rickets. *J. Clin. Invest.* 116:2062–2072, 2006. ISSN 0021-9738.

HOLICK, F.M., CHEN, CF. Vitamin D deficiency: a worldwide problem with health consequences. *Am J Clin Nutr* 2008;87(suppl):1080S– 6S. ISSN: 1541-7786.

KIM, DH, SABOUR S, SAGAR UN, ADAMS S, WHELLAN DJ. 2008. Prevalence of hypovitaminosis D in cardiovascular diseases (from the National Health and Nutrition Examination Survey 2001 to 2004). *Am J Cardiol* 102:1540–1544. ISSN 0002-9149.

KISS, I., KULCSÁR, I., BARABÁS, N., KERKOVITS, L. 2010. A D-vitamin-receptor szerepe és a D-vitamin-receptoragonista gyógyszerek kockázatsökkentő hatása krónikus veseelégtelenségben. *Hypertonia és Nephrologia* 2010;14(5):217-22. ISSN 1418 477X.

LANGER-GOULD, A., HUANG, S., VAN DEN EEDEN SK., GUPTA, R., LEIMPETER, AD., ALBERS, KB. 2011. Vitamin D, pregnancy, breastfeeding, and postpartum multiple sclerosis relapses. *Archives of Neurology*. 2011;68(3):310–313. ISSN 0003-9942.

- LLEWELLYN, DJ., LANG, IA., LANGA, KM., MUNIZ-TERRERA, G., PHILLIPS, CL.** et al. 2010. Vitamin D and Risk of Cognitive Decline in Elderly Persons. *Arch Intern Med.* 2010;170(13):1135-1141. ISSN 0003-9926.
- LOPEZ, GL., GRANADA, ML., RAICH, D., NARANJO, M., BORRAS, FE., CACERES, M., TELLO, CR.** 2012. Regulatory role of vitamin D in T-cell reactivity against myelin peptides in relapsing-remitting multiple sclerosis patients. *BMC Neurology* 2012, 12:103. ISSN 1471-2377.
- MONDUL, AM., WEINSTEIN, SJ., MÄNNISTÖ, S., SNYDER, K., HORST, RL.** et al. 2010. Serum Vitamin D and Risk of Bladder Cancer. *Cancer Res*; 2010, 70(22); 9218–23. ISSN: 1541-7786.
- NAGY, JUDIT., KOVÁCS, T., KÖVESDY, C.** 2010. A D-vitamin pleiotrop hatásai, különös tekintettel a cardiovascularis rendszerre. *Hypertonia és Nephrologia* 2010;14(6):265-72. ISSN 1418 477X.
- NEUHOUSER, ML., SORENSEN, B., HOLLIS, BW., AMBS, A., ULRICH, CM.** et al. 2008. Vitamin D insufficiency in a multiethnic cohort of breast cancer survivors. *Am J Clin Nutr* 2008;88:133–9. ISSN: 1541-7786.
- ORWOLL, E., NIELSON, CM., MARSHALL, LM, LAMBERT, L., HOLTON, KF.** et al. 2009. Vitamin D Deficiency in Older Men. *J Clin Endocrinol Metab* 94: 1214–1222, 2009. ISSN: 0021-972X.
- PALLA, S.** 2011. Csukamájolaj a korszerű terápiájában. [online]. [cit. 2011. máj 03.]. Dostupné na internete: in: <http://www.webdoki.hu/cikk.php?tfom=hirlevel&cid=65323>.
- PRITCHARD, RS., BARON, JA., GERHARDSSON DE VERDIER, M.** Dietary Calcium, Vitamin D, and the Risk of Colorectal Cancer in Stockholm, Sweden. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1996;5:897-900. ISSN: 1055-9965.
- SOLOMON, AJ.** Multiple sclerosis and vitamin D. *Neurology* 2011;77:e99. ISSN 0028-3878.
- ŚNIADECKI, J.** 2012. Wikipedia. . [online]. [cit. 2012-02-21]. Dostupné na internete: http://pl.wikipedia.org/wiki/J%C4%99drzej_%C5%9Aniadecki.
- VASHI, PG., TRUKOVA, K., LAMMERSFELD, KA., BRAUN, DP., GUPTA, D.** 2010. Impact of oral vitamin D supplementation on serum 25-hydroxyvitamin D levels in oncology. *Nutrition Journal* 2010, 9:60. ISSN 1475-2891.
- WU, K., FESKANICH, D., FUCHS, CS., WILLETT, WC., HOLLIS, BW.** et al. A Nested Case – Control Study of Plasma 25-Hydroxyvitamin D Concentrations and Risk of Colorectal Cancer. *J Natl Cancer Inst* 2007;99: 1120 – 9. ISSN 0027-8874.

Adresy autorov:

Štefan Madarász, MUDr., PhD.
Neurologická klinika, ÚVN SNP FN
Gen. Miloša Vesela 21
034269 Ružomberok
madarasz@gmail.com

Jana Rohal'ová, MUDr.
Neurologická klinika, ÚVN SNP FN
Gen. Miloša Vesela 21
034269 Ružomberok
jana.rohalova@gmail.com

Sledovanie výskytu chlamýdiových infekcií na kožno- imunologickej ambulancii

Monitoring of occurrence of chlamydia infection in skin-immunological clinic

Emília Madarászová, Alexandra Madarászová, Štefan Madarász

Abstract: Nowadays, Chlamydia infections are considered as one of the most extended bacteria diseases in Europe. Authors in the introduction show a short historical overview on discovery of chlamydia infections and describe main characteristics of particular founders of chlamydia. In the next part they evaluate the occurrence of Chlamydia infections in skin allergic clinic and also evaluate the effect of treatment in the anthology of 79 patients.

Key words: chlamydia, infections caused by chlamydia, the occurrence of chlamydia infections in skin-immunological clinic.

Abstrakt: Chlamýdiové infekcie sa považujú v súčasnej dobe za jedno z najrozšírenejších bakteriálnych ochorení v Európe. Autorky v úvode príspevku podávajú krátky historický prehľad o objavení chlamýdiových infekcií a popisujú základné charakteristiky jednotlivých predstaviteľov chlamýdií. V ďalšej časti štatisticky hodnotia výskyt chlamýdiových infekcií v kožno alergologickej ambulancii a hodnotia efekt liečby v súbore 79-tich pacientov.

Kľúčové slová: chlamýdie, infekcie chlamýdiami, výskyt chlamýdiových infekcií na kožno-alergologickej ambulancii.

JEL classification: I19.

1. Úvod

V súčasnej dobe sa chlamýdiové infekcie považujú za jedno najrozšírenejších bakteriálnych infekčných ochorení vo svete. Ich vysoký výskyt, závažné komplikácie a následky predstavujú vážny medicínsky, ekonomický a sociálny problém. Skorou diagnostikou, správnu liečbou môžeme zabrániť vzniku komplikácií, ktoré môžu mať vážne zdravotné následky.

Slovo „Chlamys“ je gréckeho pôvodu a znamená plášť omotaný okolo časti tela (ramena). Názov vyjadruje vzhľad inklúzii baktérie v bunke okolo jadra [1], [2].

Chlamýdie sú baktérie, ktoré žijú vnútri ľudských buniek, čiže vnútrobunkové parazity. Tieto postihujú dýchací systém, napádajú bunky mandlí, hrdla, priedušiek a pľúc. Spôsobujú zápal slizníc močovo-pohlavnou alebo dýchacou ústrojenstvom [1].

Chlamýdie majú radi vlhké prostredie, ktoré podporuje ich šírenie a prežívanie. Rizikové sú klimatizované priestory, lietadlá, letiskové haly, nákupné centrá a hypermarkety. Tým, že ľudia veľa cestujú a premiestňujú sa medzi štátmi, kontinentmi a mestami epidemiologický vektor prenosu a šírenie je prakticky nekontrolovateľný [3].

2. Krátka história chlamýdiových infekcií a ich diagnostiky

Starovek - Trachóm – očné ochorenie bol opísaný na papyrusoch už v Číne a v starom Egypte.

1907 Stanislaus von Prowazek a L. Halberstaedter objavili inklúzne telieska u pacientov s trachómom.

1909 Objav potvrdili pokusom na zvierati a etiologické agens nazvali Chlamydozoa.

1909 Fritsch, Hofstetter a Lindner preukázali sexuálny prenos medzi mužom a ženou a tiež medzi infikovanou matkou a novorodencom. Od tohto okamihu sú inklúzna konjunktivitída, trachóm, cervicitída, uretritída považované za ochorenia šírené pohlavným

stykom.

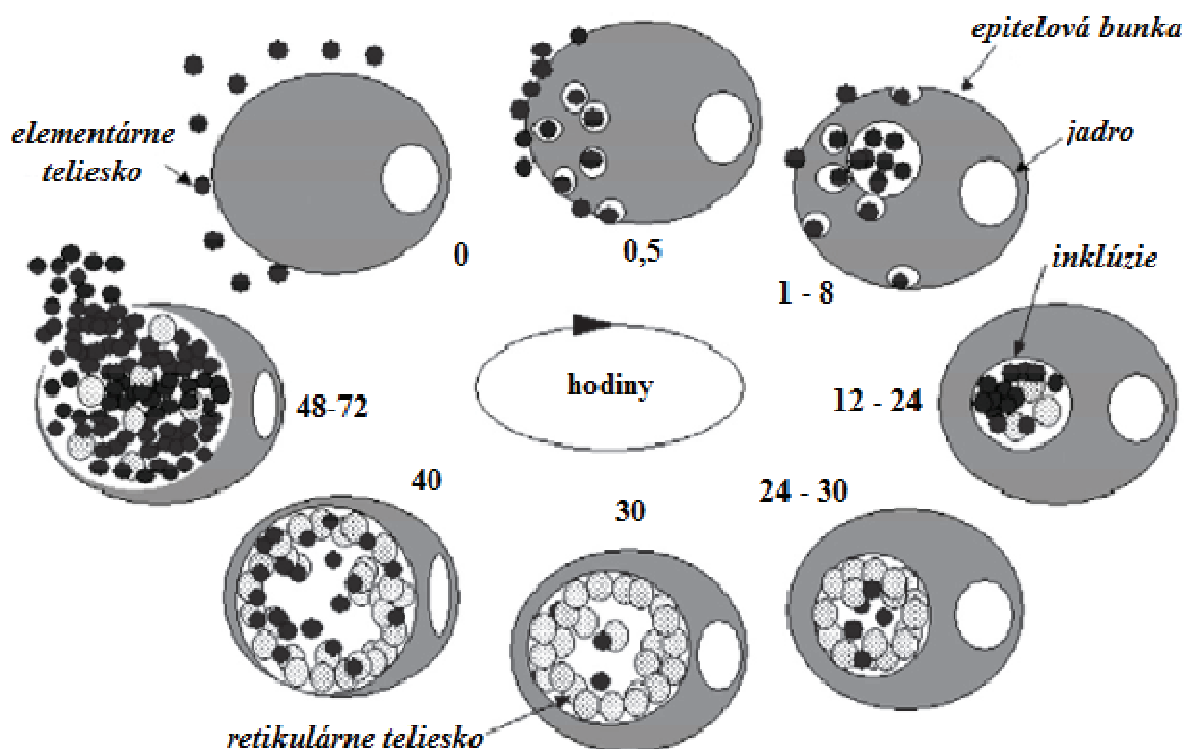
- 1930 Bedson a spol. preukázali, že chlamýdie vyvolávajú ornitózu Miyagawa a spol. izolovali chlamýdie od ženy s lymphogranuloma venereum.
- 1959 Jones izoloval *Ch. trachomatis* z cervixu matky dieťať s ophthalmia neonatorum.
- 1963 Chlamýdia *trachomatis* (číta sa: klah-MIH-dee-ah trah-ko-MAH-tis) bola izolovaná v roku 1963, ale nevedelo sa že spôsobuje sexuálne prenosné ochorenia.
- 1989 Grayston popísal *Chlamydia pneumoniae* ako tretie *Chlamydia* spp.
- 1996 Chlamýdie boli izolované z aterosklerotických plátov a začína sa o nich uvažovať ako o možnom spoluiniciátorovi vzniku ischemickej choroby srdca. [1] [2] [4].

3. Druhy chlamýdií

Čeľaď *Chlamydiaceae* zahrňuje jediný rod *Chlamydiae*, ktorý má štyri druhy. Z hľadiska humánnych ochorení sú najvýznamnejšie druhy :

- *Chlamydia trachomatis*, ktorá vyvoláva očné a urogenitálne formy ochorení a *lymfogranuloma venerum*;
- *Chlamydia (Chlamydophila) pneumoniae*, ktorá spôsobuje infekcie respiračného systému;
- *Chlamydia psittaci*, ktorá spôsobuje ornitózu a psitakózu;
- *Chlamydia pecorum* [5]

Obrázok 1. Vývojový cyklus chlamýdií. [5]



Vývojový cyklus chlamýdií

Vývojový cyklus chlamýdií môžeme zhrnúť do nasledujúcich bodov:

- infekčné elementárne teliesko sa fagocytózou dostane dovnútra hostiteľskej bunky;
- premení sa na rýchlo sa množiacie retikulárne teliesko, z ktorého

- následne vznikne veľké množstvo elemetárnych teliesok
- Celý proces, ktorý trvá približne 48 – 72 hodín, väčšinou zabije hostiteľskú bunku. Takýto životný cyklus chlamýdií je pri akútnej infekcii. Pri chronickej infekcii sa môže retikulárne teliesko premeniť na perzistujúce teliesko, ktoré je väčšie má alterovanú expresiu génov, zvýraznená je expresia génov pre stresovú reakciu, ako u chlamýdií, tak i hostiteľa. Rozdiel v životnom cykle *C. pneumoniae* a *C. trachomatis* nie je veľký, líšia sa iba v spôsobe fagocytózy. [5]

a. Chlamydia trachomatis

Chlamydia trachomatis je najčastejšou bakteriálnou sexuálne prenosnou infekcie v Európe. [8]. Napr. v Škótsku. Mnoho tisíce prípadov stále nie je diagnostikovaných. V populačnej štúdii, ako je napríklad NATSAL a v štúdii CLASS sa odhaduje prevalencia infekcie na 2-6%. V pilotných štúdiách Portsmouthu a Wirral sa odhaduje, že 1 z 10 ľudí vo veku menej ako 25 rokov vo vybraných zdravotníckych zariadeniach trpelo touto infekciou. [6]. Prevalencia nákaz urogenitálneho traktu v štátoch bývalého Československa nie je známa, nakoľko chlamydiálne infekcie nikdy nepatrili k povinne hláseným sexuálne prenosným ochoreniam a preto tiež neexistoval ich systematický skrining. [4]. *C. trachomatis* je v európskej populácii 4-krát častejšia ako kvapavka a 30-krát častejšia ako syfilis. [5]. Stále platí výstižná charakteristika urogenitálnych chlamydióz, ktorú Kazar publikoval už pred vyše 15 rokmi. Podľa tejto charakteristiky Chlamydia trachomatis:

- môže pôsobiť ako primárny patogén vyvolávajúci akútne infekcie, ale často dochádza k vytvoreniu určitej rovnováhy medzi hostiteľom a mikroorganizmom, ktorá vedie k dlhodobej inaparentnej infekcii, pričom narušenie tejto rovnováhy rozličnými faktormi môže spôsobiť aktiváciu replikácie chlamýdií, nasledovanú exacerbáciou choroby;
- protilátky, ktoré sa tvoria sa pri chlamýdiovej infekcii, majú slabý protektívny účinok a v dôsledku toho často vznikajú reinfekcie;
- klinický obraz genitourinárnej chlamydiózy môže byť modifikovaný pridruženou infekciou, najčastejšie mykoplazmami, ureaplazmami, gonokokmi, trichomonádami a vírusom herpes simplex II, pričom tieto patogény môžu samy vyvolať podobné príznaky;
- dostatočne dlhá liečba vhodnými antibiotikami vedie k eliminácii chlamýdií, zatiaľ čo nenáležitá liečba môže síce potlačiť chorobné prejavy, ale dovoľuje chlamýdiám perzistovať v bunkách hostiteľa;
- vysoká kontagiozita *Ch. trachomatis* a spôsob prenosu nechráneným pohlavným stykom pri rozšírenej promiskuite podmieňuje vysokú premorenosť populácie. [7]

Urogenitálne chlamýdiové infekcie rozdeľujeme na nekomplikované a komplikované. Medzi nekomplikované infekcie patrí u žien chlamýdiová uretritída, cervicitída a proktitída, u mužov chlamýdiová proktitída a ku komplikovaným infekciám patrí chlamýdiová prostatitída, epidymitída u mužov, u žien sú to salpingitída, ooforitída a zrasty v malej panve a brušnej dutine, pričom často vzniká perihepatitída a perisplenitída (tzv. Fitzov-Hughov-Curtisov syndróm). Chlamýdiové infekcie sú častou príčinou sterility – u mužov vzniká pri chronickej infekcii porucha morfológie spermií (najmä zalomenie bičíka), vyšší je aj titer antispermatických protilátok. U žien k sterilitě vedie najmä chronická salpingitída (tzv. tubárny faktor sterility) a zrasty v malej panve. Infekcie spôsobené *Ch. trachomatis* môžu mať systémové prejavy – najznámejší je tzv. Reiterov syndróm, ktorý zahŕňa triádu – uretritída, konjunktivitída a artritída. Možný je i prenos z matky na novorodenca počas pôrodu, najčastejšie komplikácie sú konjunktivitída a pneumónia so závažnou prognózou. [8]. Infekcia *Ch. trachomatis* je všeobecne považovaná za rizikový faktor gravidity.

Prítomnosť tohto patogenu koreluje v skorších štádiách tehotnosti so zvýšenou frekvenciou

spontánných potratov, krvácaním, bolesťami v podbrušku, v pokročilejšej gravidite sú chlamýdie príčinou odtoku plodovej vody, kontrakcii a predčasného pôrodu [11].

b. Chlamydia psittaci

C. psittaci je etiologickým agensom psitakózy (horúčka z papagájov)). Aj keď bolo ochorenie pôvodne prenesené od papagájov, prirodzeným rezervoárom pre *C. psittaci* môže byť akýkoľvek vtáčí druh. Ochorenie sa nazývalo aj ornitóza, čo je odvodené z gréckeho slova pre slovo „vták“. Ročne sa vyskytne v USA približne 50 - 100 prípadov psitakózy s väčšinou infekcií u dospeljej populácie. Prenášajú ho aj iné zvieratá ako mačky alebo dobytok. Týmto ochorením sú ohrození veterinári, pracovníci v zoo, v obchodoch so zvieracími miláčikmi a pracovníci v hydinárňach. [9].

c. Chlamydia pneumoniae

V roku 1989 ako prví popísali tento druh chlamýdií Grayston a Saikk a zdôraznili, že túto infekciu prekoná každý človek vo svojom živote opakovane. Môže prebiehať ako silná alebo difúzne symptomatologická infekcia a častokrát prechádza do chronickej infekcie s ťažkými následkami. *Chlamydia pneumoniae* spôsobuje infekcie hornej a dolnej časti respiračného (dýchacieho) systému ako sinusitídy, faryngitídy, bronchitídy aj pneumónie. Odhaduje sa, že je celosvetovo zodpovedná za 5 - 15 % pneumónií získaných v kolektíve. Pribeh infekcie je prevažne asymptomatický až mierny, klinický význam je v navodení chronickej zápalovej reakcie, ktorá vytvára podmienky pre prechod do chronickej bronchitídy, chronickej obštrukčnej pľúcnej choroby, sarkoidózy a astmy.

Asociácia civilizačných ochorení ako je ateroskleróza, akútny infarkt myokardu, skleróza multiplex, reumatoidná artritída, Alzheimerova choroba a chronický únavový syndróm s infekciou *Chlamydia pneumoniae* je diskutovaná od roku 1988, kedy Saikku a kol. prezentoval koreláciu výskytu protilátok v spojitosti s kardiovaskulárnymi ochoreniami. [10].

d. Chlamydia pecorum

Chlamýdie pecorum sú obligátne intracelulárne bakteriálne patogény. Nachádzajú sa u hovädzieho dobytku a iných prežúvavcov, ošípaných, a koaly a ďalších vačkovcov a spôsobujú množstvo rozmanitých ochorení s významným ekonomickým dopadom. Kmeň *C. pecorum* boli oddelené od ostatných kmeňov chlamýdií v roku 1992 na základe DNA imunologických odlišností. *C. pecorum* vyvolávajú u oviec, kôz, hovädzieho dobytku, koní, ošípaných polyartritídu, zápal pľúc, urogenitálneho traktu, potraty, zápal spojiviek, mastitídy, encefalomyelitídu, enteritídu, pleuritídu, a perikarditídu atď. [12].

4. Diagnostika

Dokaz a diferenciálna diagnostika chlamydievej infekcie sú často problematike. Klinické prejavy nie sú vyhranené a nemôžu sa preto stať hlavným vodidlom pre určenie diagnózy. Ani bežne laboratórne parametre nám infekciu jednoznačne nepotvrdia. Nešpecifické zápalové markery (sedimentácia, leukocyty, hladina C-reaktívneho proteínu) u chlamydióz často neprekračujú hranice normy. [11].

Priame detekčné metódy – mikroskopia, imunofluorescenčne a hybridizačne testy, sú nespoľahlivé. Kultivácia na bunkových kultúrach alebo kuracích embryách, pre svoju nákladnosť nenašla v našich podmienkach širšie uplatnenie. Preto sa najrozšírenejšou metódou diagnostiky *Ch. trachomatis* v posledných rokoch stali **metódy molekulárnej biológie**, predovšetkým polymerázová reťazová reakcia. V prípade, že priamy dokaz nie je úspešný a klinické príznaky svedčia o možnej chlamydievej infekcii, je metódou voľby opakovane stanovenie titra špecifických protilátok. [4] [11] [13] [14].

5. Liečba

Chlamydia nemá bunkovú stenu – mnohé ATB (penicilin, cefalosporin), ktorých miestom účinku je práve bunková stena, nie sú v liečbe účinné.

Odporúčania súčasná liečba: doxycyklin, makrolidy (azitromycín), fluorochinolony. Dĺžka liečby 10 – 21 dni je stále diskutabilná, keďže podľa iných autorov by liečba nemala byť kratšia ako 4 – 6 týždňov. Pri predčasnom ukončení liečby je tendencia k recidívam. [14] [15]. V Európe mnohé odporúčania preferujú ako liek prvej voľby betalaktamové antibiotiká. [17].

Vzhľadom k veľkému rozšíreniu chlamýdiových infekcií a ich následkov sú dôležité preventívne opatrenia a možnosti rýchlej a vhodnej diagnostiky týchto infekcií. Cieľový screening a liečba žien a mužov s potvrdenou chlamýdiovou infekciou a ich sexuálnych partnerov v prípade infekcie vyvolanej Chlamýdiou trachomatis zabráni rozvoju dlhodobých komplikácií a vážnych zdravotných následkov. [16].

6. Výskum

A: HYPOTÉZA

I. Predpokladali sme, že výskyt pacientov s chlamýdiovými infekciami na kožno-imunologickej ambulancii bude v súlade z literárnymi údajmi, a bude sa pohybovať v rozmedzí 2-10%.

II. Predpokladali sme že chlamýdiové infekcie sa v terajšej dobe dajú dobre liečiť a vyliečiť aj v našich podmienkach.

III. Predpokladali sme, že aj naši pacienti veľmi pozitívne budú reagovať na liečbu Azitromycínom, a že liekom voľby pri liečbe chlamýdiových infekcií je Azitromycín.

IV. Predpokladali častejší výskyt infekcií Chlamýdiou pneumonie v kožno-imunologickej ambulancii.

V. Predpokladali sme že najčastejším klinickým prejavom chlamýdiových infekcií je kašeľ.

B. METÓDA

Diagnóza chlamýdiových infekcií sa stanovovali na základe laboratorných výsledkov biochemického laboratória UNB v Bratislave a klinických prejavov.

Do retrospektívnej štúdie boli zaradení pacienti kožno-imunologickej ambulancie ktorí absolvovali vyšetrenie na ambulancii v dobe od 1.2.2011 do 31.1.2013.

Štatistická analýza bola vykonaná pomocou programového balíka MS Office, excel 2007.

V retrospektívnej štúdii sme zisťovali v zdravotných dokumentáciách pacientov kožno-imunologickej ambulancie výskyt chlamýdiových infekcií. Celkový počet pacientov v ambulancii v období od 1. 2. 2011 do 31. 1. 2013 bolo 2817, z toho mužov bolo 1125 (39,94%) a žien 1692 (60,06%).

CELKOVÝ POČET SLEDOVANÝCH PACIENTOV V DOBE OD 1.2.2011
DO 31.1.2013 NA KOŽNO-IMUNOLOGICKEJ AMBULANCI

■ počet žien; 1692;
60,06%

■ Počet mužov; 1125;
39,94%

Tab. č. 1. Základné údaje o 1-39 pacientoch u ktorých sa zistila diagnóza chlamýdiovkej infekcie

p.č.	IN.	M	Ž	ma x	pr.	mi n.	vek M	ma x	pr.	mi n.	vek Ž	A- M	A- Ž	CH- M	CH- Ž	AZ- M	AZ- Ž	KL- M	KL- Ž	CI- M	CI- Ž	CH- P-M	CH- P-Ž	Ch.T- M	Ch.T- Ž	K- M	K- Ž	T- M	T- Ž	Ú- M	Ú- Ž	M C- M	M C- Ž	B-M	B-Ž	K- M	K- Ž		
1.	B.A		1								51		1				1						1				1										1		
2.	B.M	1					38					1				1						1				1	1		1						1				
3.	B.J	1					47					1				1						1				1				1					1				
4.	B.Ja	1					66							1												1													
5.	B.S.		1								62				1							1					1						1						
6.	B.S.		1								37				1							1				1		1											
7.	B.L.	1					23					1								1				1									1		1				
8.	C.K	1					68							1								1																	
9.	C.K-		1								67		1			1							1				1	1		1							1		
10.	C.M.		1								35		1			1							1				1	1									1		
11.	C.J.	1					34							1		1						1				1								1		1			
12.	D.I.		1								36		1						1				1														1		
13.	D.B		1								56				1								1																
14.	D.L.		1								56		1			1							1				1	1									1		
15.	D.Z.		1								24		1			1							1				1	1									1		
16.	F.E.		1								65		1			1							1				1										1		
17.	F.Z.		1								47				1								1																
18.	F.H.		1								40		1			1							1				1										1		
19.	H.V		1								65		1			1							1				1	1	</										

p.č.	IN.	M	Ž	ma x pr.	mi n.	vek M	ma x pr.	mi n.	vek Ž	A- M	A- Ž	CH- M	CH- Ž	AZ- M	AZ- Ž	KL- M	KL- Ž	CI- M	CI- Ž	CH. P-M	CH. P.-Ž	Ch.T- M	Ch.T- Ž	K- M	K- Ž	T- M	T- Ž	Ú- M	Ú- Ž	M C- M	M C- Ž	B-M	B-Ž	K-IX-Ž	
1.	B.A		1						51		1				1						1				1									1	
2.	B.M	1				38				1				1						1				1		1		1					1		
3.	B.J	1				47				1				1						1				1				1					1		
4.	B.Ja	1				66						1											1												
5.	B.S.		1						62				1								1				1					1					
6.	B.S.		1						37				1								1				1										
7.	B.L.	1				23				1								1				1									1		1		
8.	C.K	1				68						1								1															
9.	C.K-		1						67		1				1						1				1		1				1			1	
10.	C.M.		1						35		1				1						1				1		1							1	
11.	C.J.	1				34						1		1						1					1								1	1	
12.	D.I.		1						36		1						1				1													1	
13.	D.B		1						56				1								1														
14.	D.L.	1							56		1				1						1				1		1							1	
15.	D.Z.	1							24		1				1						1					1		1						1	
16.	F.E.		1						65		1				1						1					1								1	
17.	F.Z.		1						47				1								1														
18.	F.H.		1						40		1				1						1					1								1	
19.	H.V.		1						65		1				1						1					1		1						1	
20.	H.P.	1				42				1							1				1				1									1	
21.	H.J.	1				31				1							1				1				1		1							1	
22.	K.P.	1				23				1								1				1									1		1		
23.	K.P.	1				41				1								1			1				1		1								1
24.	K.J.	1				41				1				1						1														1	
25.	H.I.		1						48				1								1				1										
26.	H.P.	1				70						1								1					1										
27.	K.D		1						55				1								1				1										
28.	K.J.		1						56				1								1														
29.	KP.	1							28				1								1					1									
30.	KZ.		1						42				1								1					1									
31.	KK.		1						38		1				1						1					1		1						1	
32.	KP.	1				61						1								1					1										
33.	KR.		1						42		1				1										1		1								1
34.	KK.		1						49				1								1														
35.	KL		1						35				1								1														
36.	KM	1				26				1				1								1										1		1	
37.	KO		1						43				1								1					1									
38.	JL	1				32						1								1					1										
39.	JZ		1						28				1								1														

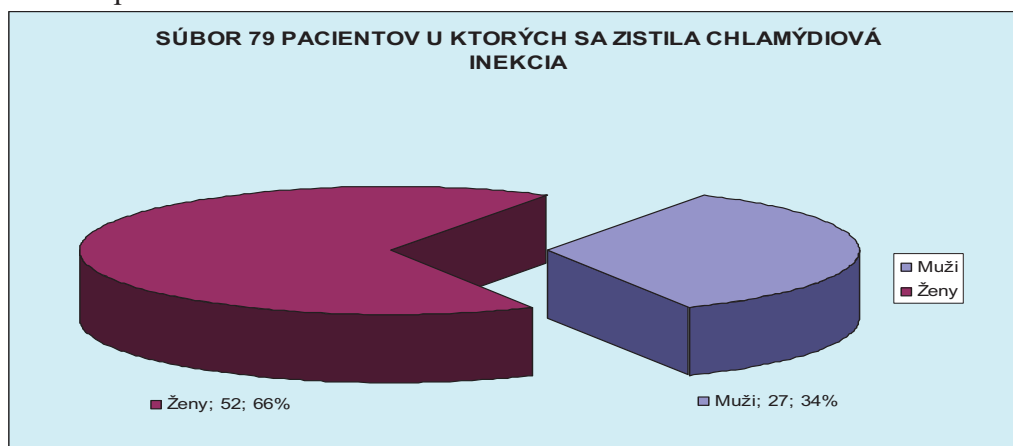
Tab. č. 2. Základné údaje o 39 - 81 pacientoch u ktorých sa zistila diagnóza chlamýdiovkej infekcie

p.č.	IN.	M	Ž	ma x	pr.	mi n.	vek M	ma x	pr.	mi n.	vek Ž	A- M	A- Ž	CH- M	CH- Ž	AZ- M	AZ- Ž	KL- M	KL- Ž	CI- M	CI- Ž	CH- P-M	CH- P-Ž	Ch.T- M	Ch.T- Ž	K- M	K- Ž	T- M	T- Ž	Ú- M	Ú- Ž	M C- M	M C- Ž	B-M	B-Ž	K-M	K-Ž			
40.	JM	1					32							1								1				1		1		1							1			
41.	MH		1								39				1								1					1			1									
42.	MM	1					46							1								1				1														
43.	MD		1								65				1								1				1													
44.	MA		1								59				1								1				1													
45.	MH		1								54		1				1						1				1		1							1				
46.	MM	1					24							1								1				1														
47.	ME		1								55		1									1		1					1							1				
48.	MN		1								39				1								1														1			
49.	NM		1								52				1								1				1					1								
50.	PL	1					62							1									1			1														
51.	PJ		1								65		1										1				1		1											
52.	PJ		1								51		1				1						1				1		1		1					1				
53.	RJ	1					43							1								1				1														
54.	RO		1								56		1				1								1									1		1				
55.	RM		1								45		1				1						1					1		1						1				
56.	SZ		1								63		1				1						1				1									1				
57.	SI	1					55							1								1									1									
58.	SS		1								51				1								1				1					1								
59.	SD	1					36							1								1				1														
60.	SG		1								48				1								1				1													
61.	SA		1								70		1				1						1				1		1							1				
62.	SM		1								52		1				1						1				1		1		1					1				
63.	SR		1								43		1										1			1		1			1									
64.	SS	1					66					1				1						1				1									1					
65.	ŠM	1					32					1				1						1				1		1							1					
66.	ŠL	1					39							1								1				1														
67.	ŠB	1					42							1								1				1														
68.	ŠZ		1								35		1				1						1				1				1					1				
69.	TE		1								56				1								1				1													
70.	TŠ	1					67					1				1							1			1									1					
71.	VI		1								38				1								1			1		1												
72.	VE		1								65				1								1				1													
73.	VM		1								57				1								1				1													
74.	VL		1								44				1								1				1					1								
75.	ZL		1								46		1				1						1				1					1				1				
76.	ZD		1								53				1								1				1													
77.	ZK		1								53		1				1						1				1									1				
78.	ZM		1								28		1				1						1				1					1				1				
79.	PD		1								36		1				1						1				1		1							1				
			27	52	70	44	23			70	49	24				12	26	15	26	8	22	2	1	3	1	23	50	3	3	21	42	5	13	5	16	3	1	12	24	3

V zdravotnej dokumentácii 2817 pacientov kožno-imunologickej ambulancie v období od 1.2.2013 do 31.1.2013 sa zistila chlamýdiová infekcia celkom u 79 t.j. 2,8%-ový výskyt pacientov s chlamýdiovou infekciou na kožno-imunologickej ambulancii. **Potvrdila sa prvá hypotéza v ktorej sme predpokladali, že výskyt pacientov s chlamýdiovými infekciami bude v súlade s literárnymi údajmi, kde sa udáva 2-10% výskyt v populácii.**

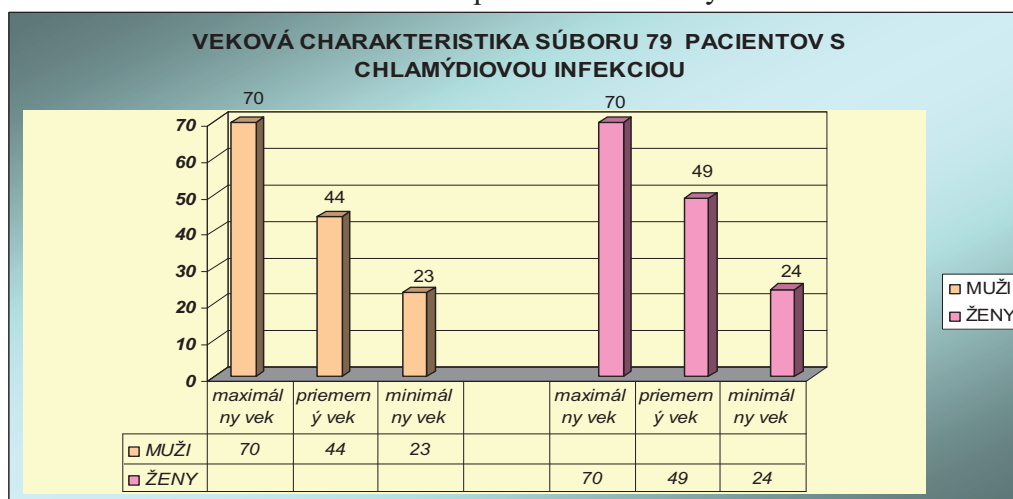
V súbore pacientov s anamnézou infekcie chlamýdiami bolo celkom 27 (34%) mužov a 52 (66%) žien.

Graf č. 2 Súbor 79 pacientov u ktorých sa zistila chlamýdiová infekcia z celkového počtu 2817 pacientov

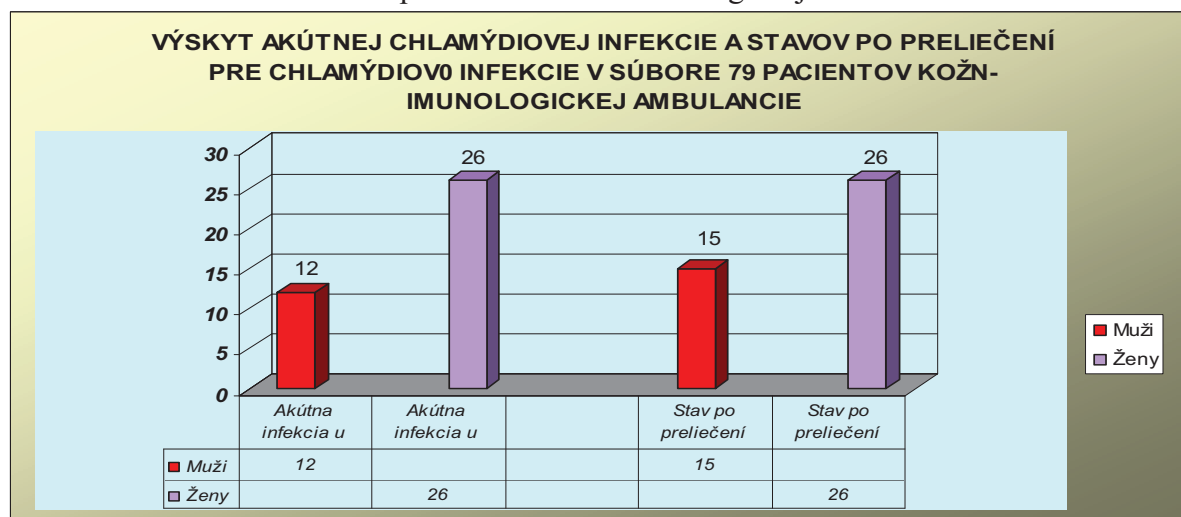


Vekový priemer u mužov bol 44 rokov a u žien 49 rokov. Maximálny vek v skupine mužov ako aj žien bol 70 rokov, minimálny vek v skupine mužov bol 23 r. a v skupine žien 24 rokov.

Graf č. 3 Veková charakteristika súboru 79 pacientov s chlamýdiovou infekciou

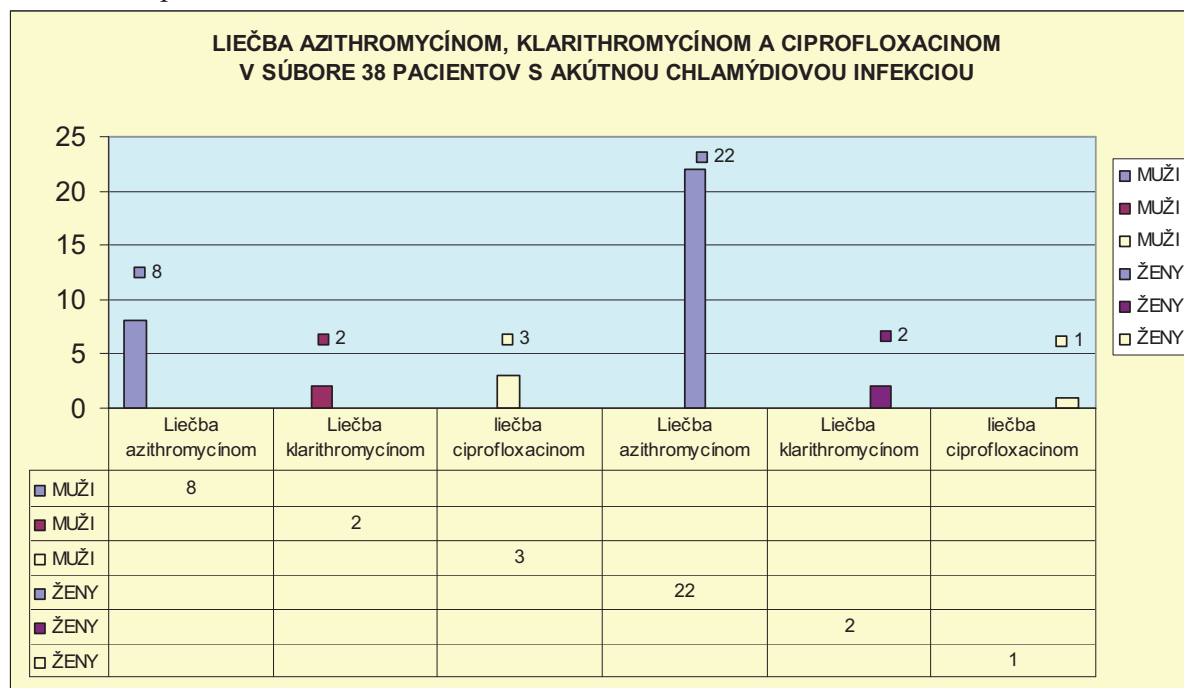


Graf č. 4. Výskyt akútnej chlamýdiovkej infekcie a stavov po preliečení pre chlamýdiovú infekciu v súbore 79 pacientov kožno-imunologickej ambulancie



Vsúbore 79 pacientov s prítomnosťou chlamýdiovkej infekcie akútnu infekciu malo 12 (15,19%) mužov a 26 (32,91%) žien. 15 (18,99%) mužov a 26 (32,91%) žien už boli preliečení v minulosti a mali pozitívne serologické hodnoty svedčiacie pre kontakt s chlamýdiou infekciou v minulosti.

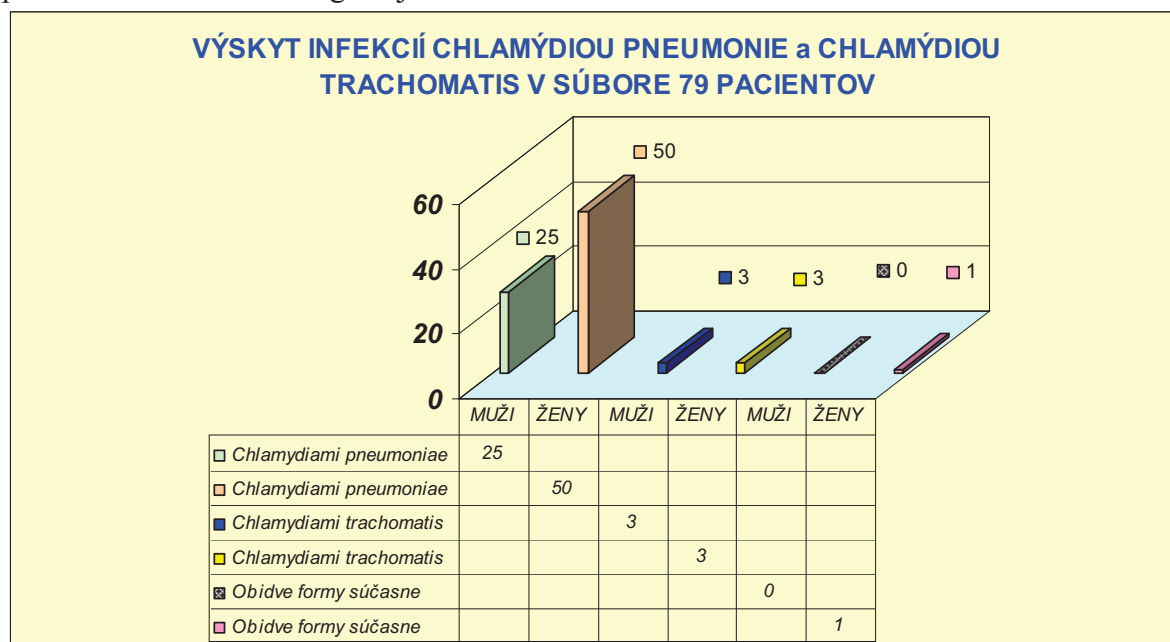
Graf č. 5. Preliečenie akútnych pacientov Azithromycínom, Klarithromycínom resp. Ciprofloxacinom



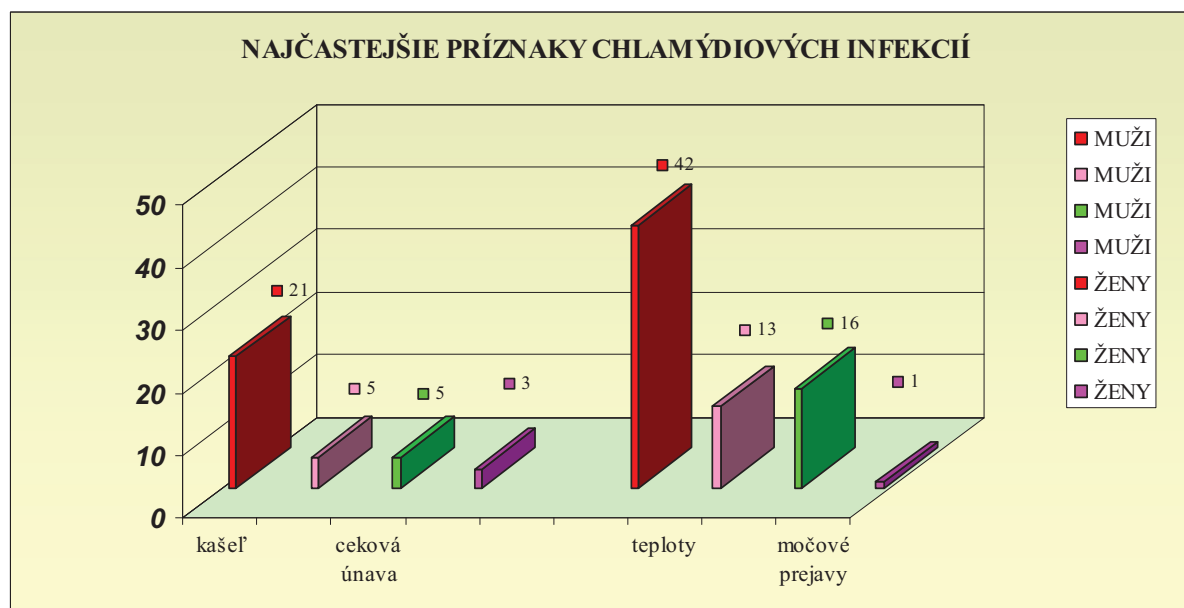
Z 38 (48,10%) pacientov s akútnou infekciou, z ktorých 13 (16,46%) bolo mužov a 25 (31,65%) bolo žien, všetci pacienti boli preliečení antibiotikami. Azitromycínom bolo preliečených 8 mužov a 22 žien, celkový počet Azitromycínom preliečených pacientov bolo 30, t.j. 78,94% zo skupiny ktorý boli pre chlamýdiou infekciu preliečení. Klarithromycínom sa liečili 2 muži a 2 ženy, celkove 10,53% z preliečených pacientov, a Ciprofloxacinom sa liečili 3 muži a 1 žena, čiže 10,53% z preliečených pacientov. Len traja (7,89% zo súboru preliečených pacientov) muži museli byť preliečení pre neúčinnosť základnej liečby a to 2x Azitromycínom po neúspešnej liečbe Ciprofloxacinom a jedenkrát Klarithromycínom pre neúspešnú liečbu Azitromycínom. Po druhom preliečení pacienti ostali bez klinických prejavov. **Potvrdila sa naša druhá hypotéza, podľa ktorej chlamýdiové infekcie sa v terajšej dobe dajú vyliečiť aj v našich podmienkach.**

Pri liečbe chlamýdiových infekcií najčastejšie sa používal Azitromycínom s veľmi dobrým efektom. Len v jednom prípade t.j. 3,33% z 30 Azitromycínom preliečených pacientov efekt liečby nebol dostatočný, a pacient musel byť preliečený ďalším liekom, Klarithromycínom. Je to v súlade s literárnymi údajmi a **potvrdzuje aj našu tretiu hypotézu, podľa ktorej sme predpokladali, že aj naši pacienti veľmi pozitívne budú reagovať na liečbu Azitromycínom, a že liekom voľby pri liečbe chlamýdiových infekcií je Azitromycínom.** V súbore 79 pacientov s chlamýdiovými infekciami na kožno-imunologickej ambulancii sme zistili, že prevažná väčšina pacientov bola infikovaná Chlamydiou pneumoniae, t.j. 75 pacientov (94,94%), a len 4 pacienti mali infekciu Chlamydiou trachomatis, t.j. 5,06%. Dve pacientky mali súčasne infekciu Chlamydiou pneumoniae aj

Graf č. 6 Výskyt infekcií Chlamýdiou pneumonie a Chlamýdiou trachomatis v súbore 79 pacientov kožno-imunologickej ambulancie



Graf č. 7 Najčastejšie klinické príznaky chlamýdiových infekcií



Chlamýdiou trachomatis. Tento nález potvrdzuje aj štvrtú našu hypotézu, podľa ktorej sme predpokladali častejší výskyt infekcií Chlamýdiou pneumonie.

Z klinických príznakov sme u pacientov zaznamenali kašeľ, teploty, celkovú únavu a príznaky zo zápalu močových ciest. V súbore 79 pacientov kožno-imunologickej ambulancie sa u 21 mužov a u 42 žien sa vyskytol kašeľ, teploty malo 5 mužov a 13 žien, na celkovú únavu sa sťažovalo 5 mužov a 16 žien a príznaky zápalu močových ciest udávali 3 muži a jedna žena. **Potvrdila sa aj naša posledná, piata hypotéza, podľa ktorej sme predpokladali najčastejší klinický príznak pri infekcii Chlamýdiou pneumonie kašeľ.**

7. Súhrn

Chlamýdové infekcie sú závažnými infekčnými ochoreniami, ktoré môžu postihnúť rôzne orgány tela, a môžu vyvolať až multiorgánové postihnutie so závažnou klinickou symptomatológiou. Dobre reagujú na liečbu Azitromycínom, Klarithromycínom alebo Ciprofloxacínom, pri tom liekom voľby v súlade s literárnymi údajmi aj v našom súbore bol Azitromycínom, makrolidové antibiotikum. V našom súbore 2817 pacientov výskyt chlamýdiových infekcií bol 2,8%-ný. Potvrdil sa predpoklad, že výskyt infekcií Chlamýdiou pneumonie bol častejších, kým infekcia Chlamýdiou trachomatis sa vyskytol len sporadicky. Infekcia chlamýdiou pneumonie klinicky sa prejavil u väčšiny pacientov kašľom, teplotami, celkovou únavou, prejavmi zápalu močových ciest, pri tom najčastejšou klinickou symptomatológiou v našom súbore bol tak u mužov ako aj u žien kašeľ.

8. Záver

Problematika diagnostiky a liečby chlamýdiových infekcií je veľmi rozsiahla. Chlamýdové infekcie sa liečia antibiotikami. Pre ich dlhý replikačný cyklus a striedanie vývojových štádií krátkodobá ATB terapia infekciu síce potláča, ale neodstraňuje chronickú infekciu. Preto sa odporúča dlhodobá, až trojtýždenná liečba. I po dlhodobej liečbe však chlamýdie môžu prežívať v infikovaných monocytoch. Nesmú sa podávať sulfónamidy, penicilín a ampicilín - pre ich bakteriostatické pôsobenie, ktoré je často po ukončení liečby sprevádzané návratom choroby k predošlému stavu s pneumóniou.

9. Používané skratky

A-M	akútna infekcia u mužov
A-Ž	akútna infekcia u žien
AZ-M	liečba azithromycínom u mužov
AZ-Ž	liečba azithromycínom u žien
B-M	po preliečení bez ťažkostí u mužov
B-Ž	po preliečení bez ťažkostí u žien
CI-M	liečba ciprofloxacínom u mužov
CI-Ž	liečba ciprofloxacínom u žien
Ch-M	pacient - muž po preliečení pre chlamýdióvu infekciu v minulosti
Ch-Ž	pacient - žena po preliečení pre chlamýdióvu infekciu v minulosti
CH.P. - M	Chlamýdia pneumonie u mužov
CH.P. - Ž	Chlamýdia pneumonie u žien
CH.T. - M	Chlamýdia trachomatis u mužov
CH.T. - Ž	Chlamýdia trachomatis u žien
KL-M	liečba klarithromycínom u mužov
KL-Ž	liečba klarithromycínom u žien
K-M	kašeľ muži
K-Ž	kašeľ ženy
MC-M	príznaky postihnutia močových ciest u mužov
MC-Ž	príznaky postihnutia močových ciest u žien
max.	max. vek v súbore mužov resp. žien
pr.	priemerný vek v súbore mužov resp. žien
min.	min. vek v súbore mužov resp. žien.
T-M	teploty muži
T-Ž	teploty ženy

Ú-M	celková únava muži
Ú-Ž	celková únava ženy
X-M	viac krát preliečení muži
X-Ž	viac krát preliečené ženy

9. Literatúra

- [1] **STUPPACHEROVÁ, B.** 2013. Chlamýdie útočia zhora aj zdola. [online]. [cit. 2013. jan17.]. Dostupné na internete: in: <http://zdravie.pravda.sk/zdravie-a-prevencia/clanok/12679-chlamydie-utocia-zhora-aj-zdola>
- [2] **CHLAMÝDIOVÉ INFEKCIE.** 2013. [online]. [cit. 2013. feb. 21.]. Dostupné na internete: in: <http://www.edusan.sk/pacient/choroby/chlamydie.htm>
- [3] **CHLAMÝDIOVÉ INFEKCIE.** 2012. [online]. [cit. 2012. dec. 21.]. Dostupné na internete: in: <http://stromzdravia.sk/zdrave-dychanie/chlamydiove-infekcie/>
- [4] **ŠIMKO, J., LANGŠANDL, L., JARČUŠKA, P.** 2013. Chlamýdiové infekcie urogenitálneho traktu - ich klinické prejavy, diagnostika a možnosti terapie. [online]. [cit. 2013. jan. 17.]. Dostupné na internete: in: <http://www.roche-diagnostics.cz/download/la/odborne/chlamydie.pdf>
- [5] **JARČUŠKA, P., BALOGOVÁ, L., ŠULEKOVÁ, L., VOLOŠINOVÁ, D.** 2009. Infekcie vyvolané chlamýdiami. 2009. *Via pract.*, 2009, 6(4): 147–152. ISSN 1336-4790.
- [6] **SCOTTISH INTERCOLLEGIATE GUIDELINES NETWORK.** 2009. Management of genital Chlamydia trachomatis infection. A national clinical guideline.
- [7] **ŠIMKO, J.** 2010. Diagnostika a terapia urogenitálnych chlamydióz u žien. *Via pract.*, 2010, 7 (6): 284–287. ISSN 1336-4790.
- [8] **JARČUŠKA, P., LIPTÁKOVÁ, A.** 2005. Pohlavné choroby v ambulancii praktického lekára. *Via pract.*, 2005, roč. 2 (7–8): 286–289. ISSN 1336-4790.
- [9] **MAYER, G.** 2013. Chlamýdie a chlamydoфілы. [online]. [cit. 2013. jan. 11.]. Dostupné na internete: in: <http://www.microbiologybook.org/Slovak/slovak-bact-chapter20.htm>.
- [10] **KOPILOVÁ, T.** 2013. Choroby dýchacích ciest – zápalы. Chlamýdiové zápalы. . [online]. [cit. 2013. mar. 11.]. Dostupné na internete: in: <http://www.hpl.sk/ochoreliste/povodcovia/chlamydia>
- [11] **ŠIMKO, J.** 2005. Chlamýdiové infekcie z pohľadu gynekológa. *Via pract.*, 2005, roč. 2 (4): 204–205. ISSN 1336-4790.
- [12] **MOJICA, S., CREASY, HH., DAUGHERTY, S., READ, TD., KIM, T., KALTENBOECK, B. ET AL.** 2011. Genome Sequence of the Obligate Intracellular Animal Pathogen *Chlamydia pecorum* E58. *J. Bacteriol.* 2011, 193(14):3690, ISSN: 0021-9193.
- [13] **FEKETEOVÁ, A.** 2008. Liečba infekcií dolných dýchacích ciest u detí. Ambulantna terapia, 2008, roč. 6 (1): 33 – 35. ISSN 1336-6750.
- [14] **HOFFMANN, J., BLÁŠKO, M., HLADÍK, M., KERTES, P.** 2007. Infekcie dolných močových ciest. *Via pract.*, 2007, roč. 4 (9): 400–406. ISSN 1336-4790.
- [15] **FARAH, J., TKAČOVÁ, R., SOMOŠ, A.** 2006. Chlamýdiová pneumónia – kazuistika. *Via pract.*, 2006, roč. 3 (12): 586–587. ISSN 1336-4790.
- [16] **MIKULOVÁ, J., HULJAKOVÁ, M., SZÖVENYIOVÁ, I., FANDÁKOVÁ, R., DANKOVČÍK, R., OSTRÓ, A., MIKULOVÁ, M.** Detekcia antigénu *Chlamydia trachomatis* Clearview Chlamydia testom. *Prakt. Gyn* 2007; 11(5). ISSN, 1211-6645
- [17] **ŠPILÁKOVÁ, N., JARČUŠKA, P., PARALIČOVÁ, Z., ŠTÚR, I., SCHRÉTER, I., LIPTÁKOVÁ, A., BALOGOVÁ, L.** 2005. Závažná infekcia s multiorgánovým zlyhaním spôsobená *Chlamydia pneumoniae*. *Via pract.*, 2005, roč. 2 (10): 421–423. ISSN 1336-4790.

Adresy autorov:

Emília Madarászová, PhD.

Vysoká

Wolkrová 33/24

85104 Bratislava

madaraszovaemilia@gmail.com

Vysoká škola zdravotníctva a sociálnej práce

sv. Alžbety v Bratislave

Alexandra Madarászová

Wolkrová 33/24

85104 Bratislava

madaraszova.alexandra@gmail.com

VŠE Fakulta medzinárodných vzťahov,

Praha

Štefan Madarász, MUDr., PhD.

IFBLR Piešťany, UCM

v Trnavemadaraszs@gmail.com

Včasný karcinóm prsníka u žien v postmenopauzálnnej vekovej kategórii Early breast cancer in the postmenopausal age group of women

Marta Marcinová, Andrej Vrzgula, Vanda Lieskovská

Abstrakt: Karcinóm prsníka je najčastejším systémovým zhubným nádorovým ochorením a hlavnou príčinou smrti žien medzi 40-55 rokom života. V posledných desaťročiach sa podstatne zvýšila identifikácia prognosticky výhodnejších (neinvazívnych) foriem a včasných štádií karcinómu prsníka s negatívnymi lymfatickými uzlinami, ktoré vedú až v 80 % takmer k 10r. bezrelapsovému prežívaniu, čo sa v neposlednom rade odráža aj v ekonomických nákladoch podstatne efektívnejšej chirurgickej liečby. Tieto aspekty viedli k prehodnoteniu rozsahu chirurgického výkonu na prsníku a stanoveniu indikačných kritérií pre prsník šetriace výkony. Axilárna disekcia je zlatým štandardom pri určovaní stagingu a plánovaní onkologickej liečby, upresňuje však skôr anatomické pomery malígneho ochorenia. Aké je teda súčasné postavenie a opodstatnenie axilárnej disekcie v primárnej chirurgickej liečbe včasného karcinómu prsníka?

Abstract: Breast cancer is the most common system malignant disease and the main case of death in women of age 40-55. In last decade the identification of noninvasive stages and early stages with negative lymph nodes rates increased and 10 year survival in 80% cases, this fact is reflected in economic costs of more effective surgery. Therefore, the extent of surgery has been reevaluated and new criteria for limited breast surgery have been created. Axillary dissection is still a gold standard, which clarifies the exact stage and is useful in planning oncological treatment, states rather anatomical relation of the malignant disease. What is the real position and warrant of axillary dissection in the treatment of early breast cancer?

Key words: breast cancer, conserving breast surgery, axillary dissection.

Kľúčové slová: disekcia axilárnych lymfatických uzlín, včasné štádium karcinómu prsníka.

JEL classification: I11, I29

1. Úvod

Karcinóm prsníka je podľa Fischerovej hypotézy systémovým ochorením. Za metastatickú disemináciu, ktorej indikátorom sú pozitívne lymfatické uzliny, sú zodpovedné skôr biologické charakteristiky tumorózneho procesu, než anatomické faktory (Fischer, 2002). Základným princípom novodobej onkochirurgie, je snaha o maximálnu lokálnu kontrolu nad malígnym ochorením, minimalizáciu funkčných porúch spôsobených operáciou a získanie nevyhnutných informácií potrebných k stratégii onkologickej liečby. Včasné štádium karcinómu prsníka definoval Van Dongen ako ochorenie lokalizované v prsníku a proximálnej časti spádových lymfatických uzlín, spĺňajúce kritériá operability. Iní autori považujú za včasné štádium I.-II. štádium podľa TNM klasifikácie (Lippert, 1999). Riziko lokoregionálnej recidívy rastie s veľkosťou tumoru. Lokálna recidíva v ponechanom prsníku, pri prsník šetriacej terapii, má lepšiu prognózu ako recidíva v hrudníkovej stene po mastektómii. Výsledky liečby sú ovplyvnené komplexom interakcií medzi pacientom a nádorovým procesom. Široké pole variácií lokoregionálnej terapie pravdepodobne podstatne neovplyvňuje prežívanie.

2. Prsník šetriaca terapia a axilárna lymfadenektómia

Klasická axilárna lymfadenektómia (axilárna disekcia – AD) ako súčasť prsník šetriacej terapie zahŕňa odstránenie axilárnych lymfatických uzlín (ALU) I. a II. etáže (primárnej spádovej oblasti metastáz karcinómu prsníka). Je spojená s vývojom včasného postoperačného axilárneho tkanivového syndrómu (AWS), ktorý bol prvý krát v literatúre popísaný v r. 2001 Moskovitzom. AWS je charakterizovaný viditeľným a palpovateľným povrazovitým zhrubnutím tkaniva v axile pri

maximálnej abdukcií. Je spojený s bolestivosťou a limitovanou hybnosťou v oblasti ramenného kĺbu (Leidenius, 2003). Hyperkoagulabilita ako dôsledok povrchovej venózne stázy, lymfovenózna trauma, prerušenie lymfatických ciev a poranenie mäkkého spojivového tkaniva, hrajú dôležitú úlohu v patogenéze AWS (Moskovitz, 2001). AD je predovšetkým operácia slúžiaca k upresneniu štádia, presnejšie anatomických pomerov rozsahu malígneho ochorenia, nie je však regulátorom celkovej doby prežívania. V dobe diagnostikovania karcinómu prsníka má takmer 25 % žien klinicky detekovateľné metastatické postihnutie ALU a u ostatných 75 % žien je histopatologický nález v ALU negatívny. Inak vyjadrené, za upresnenie stagingu platia až 2/3 žien exenteráciou fyziologickej regionálnej oblasti lymfatických uzlín prsníka a hornej končatiny. Axilárna disekcia má však ako profylaktická procedúra, odstraňujúca prevažne negatívne lymfatické uzliny prevažne u postmenopauzálnych pacientok s T1N0M0 tumormi, rozsiahly neblahý vplyv na kvalitu každodenného života pacientky. Úroveň axilárneho relapsu v populácii postmenopauzálnych pacientok s karcinómom prsníka (T1-2, N0, M0) je ďaleko nižšia ako sa pôvodne očakávalo. Z toho takmer u 1/3 pacientok s histologicky negatívnym nálezom v oblasti ALU, možno už detekovať mikrometastázy v kostnej dreni. Okultné mikrometastázy ($0,2 \geq 2$ mm) v ALU sú pravidelným nálezom u pacientok, zaradených pri rutinnom vyšetrení, do skupiny s negatívnymi ALU. Len minimálny počet mikroembolických metastáz je však klinicky aktívnych. Upustenie od AD u pacientok s T1N0M0 tumormi nemá nepriaznivý efekt ani na lokoregionálnu recidívu malígneho ochorenia ani na celkovú dĺžku bezrelapsového prežívania. Signifikantným pokrokom v oblasti molekulárnej biológie nádorov sa zvyšuje množstvo informácií o povahe nádorového ochorenia, ktoré tvorí racionálne jadro optimálneho liečebného postupu. Adjuvantná onkologická liečba u pacientok v postmenopauzálnom veku (>50 rokov), by mala byť preto založená skôr na biologickej charakteristike správania sa tumoru ako na postihnutí lymfatických uzlín.

3. Unicentrická retrospektívna štúdia

Cieľom unicentrickej retrospektívnej štúdie je:

- stanoviť percento negatívnych odstránených ALU u pacientok so včasným štádiom karcinómu prsníka (T1N0M0) a klinicky negatívnymi ALU;
- identifikovať parameter alebo kombináciu parametrov, ktoré by boli prediktormi charakteristiky správania sa primárneho tumoru voči hostiteľovi;
- peroperačne predpovedať postihnutie ALU a následne identifikovať subpopuláciu pacientok, u ktorých by bolo možné upustiť od klasickej AD v primárnej chirurgickej liečbe karcinómu prsníka bez ovplyvnenia rizika lokoregionálnej rekurencie karcinómu prsníka;
- retrospektívne analyzovať vybrané prognosticko-prediktívne parametre verifikovateľné zobrazovacími vyšetrovacími metódami, klinickým a peroperačným vyšetrením (veľkosť a histologický typ primárnej lézie, grade, charakter správania sa malígnej lézie v zmysle pozitivity endovaskulárnej a endolymfatickej invázie, počet metastatických ALU a status steroidných receptorov) vo vzťahu k menopauzálnemu statusu.

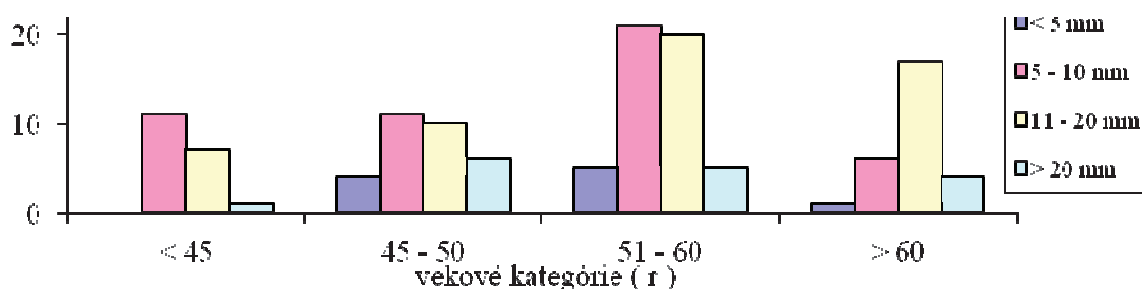
4. Materiál a metodika

Do súboru bolo zaradených 140 postmenopauzálnych pacientok so včasným štádiom karcinómu prsníka (staging: 0, I a II; T0-1, N0-1, M0) bez hmatnej a sonograficky potvrdenej lymfadenopatie - z databázy III. chirurgickej kliniky SZU, Nemocnice Košice-Šaca a.s., 1. súkromnej nemocnice; ktoré podstúpili limitovaný chirurgický výkon s klasickou axilárnou disekciou (I. a II. etáže ALU) v období od 01.01.1998 do 31.12.2005. Výsledný súbor bol následne rozdelený do vekových skupín v korelácii so sledovanými prognosticko-prediktívnymi parametrami a štatisticky vyhodnotený. V informačnom protokole pacientok bol zaznamenaný: typ chirurgického výkonu,

veková kategória, veľkosť tumoru, histologický typ lézie, grading, endolymfatická a endovaskulárna invázia, výsledný stav postihnutia ALU, pozitivita steroidných receptorov (ER, PR), klinické štádium. Prognosticko-prediktívne faktory boli vyhodnotené metódami indukčnej a deskriptívnej štatistiky.

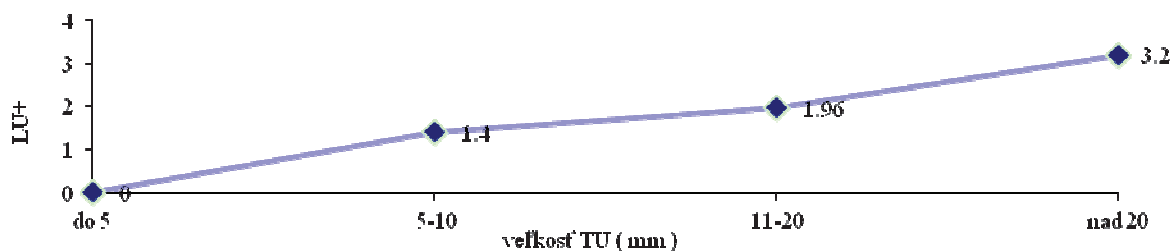
5. Biologické charakteristiky tumoru vo vzťahu k vekovým kategóriám

Vzájomný vzťah veľkosti tumoru vo vekových kategóriách bol vyhodnotený pomocou gama korelačného koeficientu (0,124) a analýzou rozptylu, kde hodnota $P=0,034$ ($P<0,05$) nadobúda štatistickú významnosť. Z uvedeného vyplýva, že staršie pacientky prichádzali na primárnu diagnostiku častejšie s priemerne väčšími malígnymi léziami (graf 1). Najväčší výskyt invazívnych karcinómov sme zaznamenali vo vekovej kategórii 51-60 rokov.



Graf 1 Veľkosť primárnej lézie v sledovaných vekových kategóriách ($P<0,05$).

U všetkých pacientok bola v rámci limitovaného chirurgického výkonu prsníka realizovaná aj diskontinuitná AD. U 136 pacientok sme odstránili spolu 1626 LU, u jednej pacientky bolo odstránených priemerne $11,96 \pm 5,15$ LU. Celkovo bolo histologicky pozitívnych spolu 219 LU u 40 pacientok (29,41 %), priemerne mali pacientky s karcinómom prsníka v analyzovanom súbore $1,61 \pm 3,47$ pozitívnych LU. Ak sme porovnávali všetky skupiny veľkostí tumorov ($n=131$) vo vzťahu k histologicky pozitívnym LU, gama korelačný koeficient nadobúdal hodnotu 0,278 a hodnota $P=0,001$; čo svedčí o signifikantnej závislosti a vysoko významnom vzťahu medzi sledovanými prognostickými parametrami. Veľkosť primárnej malígnej lézie svedčí o invazivite správania sa malígnej lézie, čo sa prejavuje progresívnym rastom počtu pozitívnych LU (graf 2). Priemerný počet pozitívnych lymfatických uzlín bol: v skupine tumorov <5 mm 0 ± 0 ; v skupine tumorov 5-10 mm bol $1,4 \pm 3,221$; v skupine s veľkosťou 11-20 mm bol $1,96 \pm 4,057$ a v skupine >20 mm bol $3,2 \pm 3,61$.



Graf 2 Počet pozitívnych lymfatických uzlín vzhľadom k veľkosti primárnej lézie ($P<0,01$).

Na základe metódy logistickej regresie sme dospeli k záveru, že pacientky s negatívnou endolymfatickou inváziou (ELI) mali v 21,9 % pozitívne LU, pričom pacientky s pozitívnou ELI mali

v 39,4 % pozitívneLU, Cramerovo $V=0,160$ a hodnota $P=0,088$. Prítomnosť ELI ($n=128$) nevykazovala ani v rámci vekových kategórií výraznejšie rozdiely, hodnota $P=0,261$ svedčí o štatisticky málo významnom vzťahu. Priemerný vek pacientok s negatívnou ELI (25 %) bol $52,6 \pm 7,326$ rokov oproti $54,5 \pm 8,777$ rokom u pacientok s pozitívnou ELI (75 %). ELI bola vyhodnotená ($n=120$) aj vzhľadom k veľkosti primárnych lézií ($P=0,45$). Priemerná veľkosť lézií bez ELI bola $12,33 \pm 7,201$ mm voči $13,26 \pm 5,651$ mm v skupine pacientok s pozitívnym nálezom. Pri štatistickom hodnotení korelácie ELI vo vzťahu ku gradingu primárneho malígneho ložiska, sa potvrdila stredná závislosť s vysokou štatistickou významnosťou sledovaných prognosticko-prediktívnych parametrov, Cramerov kontingenčný koeficient $V=0,381$ ($P=0,001$). Z uvedeného vyplýva, že tumory s vyšším histologickým gradingom sa vyznačujú invazívnejším charakterom správania sa voči hostiteľovi, ktorý koreluje s progresívnym rastom pozitívnej endolymfatickej invázie prevažne u tumorov s G2.

Pri hodnotení endovaskulárnej invázie (EVI) ($n=132$) vzhľadom k vekovým kategóriám sme nezaznamenali štatisticky významné rozdiely, hodnota $P=0,537$. Priemerný vek pacientok s negatívnou EVI bol $53,62 \pm 8,082$ oproti $54,79 \pm 9,673$ u pacientok s pozitívnym nálezom EVI. Priemerný vek pacientok s negatívnou EVI bol $53,62 \pm 8,082$ oproti $54,79 \pm 9,673$ u pacientok s pozitívnym nálezom EVI. So stúpajúcou veľkosťou primárnych nádorových lézií v analyzovanom súbore ($n=122$) mierne stúpa aj počet pozitívnych nálezov EVI (Cramerovo $V=0,2$ a hodnota $P=0,15$). Priemerná veľkosť tumorov s negatívnou EVI bola $12,7 \pm 5,9$ mm oproti $14,9 \pm 5,9$ mm u tumorov s pozitívnym nálezom. Vzostup pozitívnych nálezov EVI koreluje so stúpajúcim histologickým gradingom (predovšetkým v skupine G2-3) v analyzovanom súbore ($n=115$). Ide o štatisticky významný vzťah Cramerov kontingenčný koeficient $V=0,288$ pričom hodnota $P=0,027$.

Nález pozitívnej EVI v analyzovanom súbore ($n=130$) priamoúmerne koreluje s nálezom (aj počtom) pozitívnych ALU, Cramerovo $V=0,385$; hodnota $P=0,000$; čo svedčí o štatisticky vysoko významnom vzťahu oboch sledovaných prognosticko-prediktívnych parametrov. Pacientky s negatívnou EVI mali v 25 % pozitívne LU ($1,06 \pm 2,618$), pričom pacientky s pozitívnou EVI mali v 75 % pozitívne LU ($4,38 \pm 5,420$) (tab. 1).

Tab. 1 Endovaskulárna invázia a počet pozitívnych lymfatických uzlín.

Endovaskulárna invázia	minimum	maximum	n=130	medián	štandardná odchýlka
-	0	17	106	1,06	2,168
+	0	25	24	4,38	5,420
spolu	0	25	130	1,67	3,534

Expresia steroidných receptorov (ER a PR) bola vyhodnotená pri definitívnom histopatologickom vyšetrení metódou imunohistochemickej analýzy. Pacientky ($n=119$) boli následne rozdelené do skupín podľa expresie ER+ (ak ER mono BioGenex.HS>100) a pozitivity expresie PR+ (ak PR mono BioGenex. HS>40) a ich vzájomných kombinácií, 21 pacientok nemalo z ekonomických dôvodov primárne vyšetrené steroidné receptory. Expresia steroidných receptorov vzhľadom k vekovým kategóriám nenadobúda štatistickú významnosť, Cramerovo $V=0,225$ ($P=0,259$). Aj keď

pacientky postmenopauzálného veku sú vybavené vyššou expresiou estrogénových receptorov, ktoré ich predurčujú k vyššej senzitivite na adjuvantnú hormonálnu liečbu ($P=0,022$), priemerný vek pacientok s ER- bol $51,92 \pm 7,672$ rokov voči $55,46 \pm 8,930$ v skupine pacientok s expresiou ER+. Korelácia expresie PR a vekových kategórií nebola štatisticky významná ($P=0,101$), priemerný vek pacientok s PR- bol $52,55 \pm 8,1$ rokov oproti $55,28 \pm 9,016$ rokov s PR+.

6. Diskusia

Rozsiahlou retrospektívnou analýzou sme dospeli k záveru, že kombinácia nezávislých biologických parametrov (ako EVI a ELI) a patologických parametrov (ako veľkosť tumoru a grading) hodnotených peroperačne v spojení s ultrasonografickým vyšetrením neovaskularizácie malígnej lézie (hodnotenie prietoku v centre a na periférii tumoru), sa javí ako alternatívna metóda na posúdenie klinického štádia malígneho ochorenia prsníka. Veľkosť tumoru je významným prediktorom stupňa metastatického postihnutia axilárnych lymfatických uzlín ($P<0,01$). Korelácia lymfonodstatusu a gradingu primárnej lézie sa pohybuje na hranici štatistickej významnosti ($P=0,049$). Priemerný vek pacientok s ELI bol $54,51 \pm 8,777$ v porovnaní s $52,56 \pm 7,326$ u pacientok bez ELI. Štatisticky významná je korelácia ELI vo vzťahu ku gradingu tumoru ($P<0,01$), tesne nad hranicou štatistickej významnosti sa pohybuje korelácia medzi expresiou steroidných receptorov a ELI ($P=0,064$). ELI však nie je prediktorom stupňa metastatického postihnutia ALU. Veľkosť tumoru vo vzťahu k ELI nenadobúda v našom súbore štatistickú významnosť ($P=0,45$). EVI signifikantne koreluje so stupňom postihnutia ALU ($P<0,01$), priemerný počet pozitívnych ALU v skupine pacientok s pozitívnou EVI bol $4,38 \pm 5,420$ oproti $1,06 \pm 2,168$ v skupine pacientok bez EVI. Signifikantný vzťah sme verifikovali aj medzi EVI a gradingom tumoru ($P=0,027$). Priemerný počet pozitívnych ALU v skupine pacientok s pozitívnou EVI inváziou bol $4,38 \pm 5,42$ versus $1,06 \pm 2,618$ v skupine bez EVI ($P<0,01$). Pacientky v postmenopauzálnom veku vykazujú signifikantne vyššiu expresiu ER, ktorá v konečnom dôsledku zlepšuje ich odpoveď na adjuvantnú systémovú hormonálnu liečbu ($P=0,022$). Priemerný vek pacientok s expresiou ER bol v analyzovanom súbore $55,46 \pm 8,9$ versus $51,92 \pm 7,672$ v skupine pacientok s negatívnymi ER.

Logistickou regresiou sme dospeli k záveru, že na základe kombinácie týchto prognosticko-prediktívnych parametrov: vek pacientky ($P=0,021$), veľkosť tumoru ($P=0,001$) a endovaskulárna invázia ($P=0,000$), histologický typ a grading tumoru; možno predpovedať stupeň postihnutia axilárnych lymfatických uzlín a použiť ich na selekciu postmenopauzálnych pacientok s včasným karcinómom prsníka, vhodných pre upustenie od klasickej axilárnej disekcie event. následnú cieľnú terapeutickú AD. Postmenopauzálna pacientky s dobrými biologicko-patologickými prognostickými parametrami (ako tumor do veľkosti 10-15 mm, s nízkym gradingom I, bez prejavov EVI a ELI, s dostatočným zachovným lemom a expresiou ER), sú dostatočne zabezpečené lymfoscintigrafiou s biospiou sentinelovej lymfatickej uzliny v kombinácii s adjuvantnou systémovou hormonálnou liečbou (zvýšená expresia steroidných receptorov zlepšuje úspešnosť tejto liečby) a adjuvantnou rádioterapiou axilárnej oblasti. Biopsia sentinelovej LU je miniinvazívna stagingová metóda umožňujúca identifikáciu pacientok s histopatologicky negatívnymi LU, u ktorých je možné eliminovať AD a tým minimalizovať morbiditu spojenú so stagingom. Úspešnosť detekcie sa pohybuje u karcinómu prsníka od 68-98 %, pričom falošne negatívne výsledky sa pohybujú od 1-15 % a predikcia axilárneho statusu dosahuje 95-100 % (Veronesi, 2002). Absencia steroidných receptorov ($P=0,036$) a prítomnosť lymfovaskulárnej invázie ($P=0,002$) sú nezávislými prediktormi pozitivity sentinelovej uzliny u pacientok so skorým štádiom malígneho ochorenia. Histopatologický typ tumoru, nukleárny grading, diferenciácia tumoru ba ani expresia HER-2/neu a p 53 nie sú prediktormi statusu sentinelovej uzliny. Vzhľadom k týmto zisteniam, by mala byť biopsia

sentinelovej lymfatickej uzliny voľbou predovšetkým pre pacientky s proporcionálne malými tumormi a klinicky negatívnymi ALU (Caywood, 2005). Vzrastajúca veľkosť primárneho tumoru, prítomnosť peritumorálnej lymfatickej invázie a väčší priemer mikrometastáz v sentinelovej uzline (≥ 2 mm) signifikantne koreluje s prítomnosťou metastáz v ostatných regionálnych lymfatických uzlinách. Naproti tomu axilárna rekurencia je takmer nulová u pacientok s negatívnym nálezom sentinelovej lymfatickej uzliny a raritná (0,07 %) u pacientok s detekovanými mikrometastázami (0,2-2 mm). Informácie získané z biopsie sentinelovej lymfatickej uzliny zvyšujú percento pacientok s včasným karcinómom prsníka, vhodných pre adjuvantnú onkologickú liečbu založenú na biologickej charakteristike primárneho tumoru až na 37 % (Ollila, 1998).

7. Záver

Vyššie uvedené výsledky našej retrospektívnej longitudinálnej analýzy sú dôkazom, že na základe kombinácie parametrov biologickej charakteristiky malígnych lézií prsníka (ELI a EVI, status steroidných receptorov) a patologických parametrov (ako veľkosť tumoru, grading a negativita resekčných okrajov) vzhľadom k vekovej kategórii, je možné peroperačne identifikovať subpopuláciu pacientok s tumormi s dobrou prognózou, u ktorých je možné upustiť od AD v primárnej chirurgickej liečbe. Veľkosť tumoru (T1a-T1b), grading (I), neprítomnosť endovaskulárnej aj endolymfatickej invázie, čisté resekčné okraje; svedčia pre dobrú prognózu malígneho ochorenia s nízkym metastatickým potenciálom ako aj nízkym rizikom lokoregionálnej recidívy u postmenopauzálnych skupiny pacientok s T1N0M0. Naše výsledky poukazujú na to, že elektívna AD môže byť považovaná za zbytočne prehnanú liečbu u postmenopauzálnych pacientok s T1 tumormi (prevažne T1a-T1b), klinicky negatívnymi ALU a neprítomnosťou angiolymfatickej invázie, pretože percento metastatického postihnutia ALU je veľmi nízke (1,7-2 %), kým u pacientok s T1c-T2 tumormi (10-18 %) podstatne stúpa. Percento vzdialených metastáz v skupine pacientok s T1a-T1b tumormi je len 6 %, zatiaľ čo v skupine pacientok T1c vzrastá na 15 % a v skupine T2 až na 34 %. Tieto nálezy demonštrujú, že patobiologické parametre (veľkosť tumoru, grading, EVI a ELI, status steroidných receptorov, overexpresia HER-2/neu a expresia laminin receptora) primárnych malígnych lézií prsníka u postmenopauzálnych skupiny pacientok s T1N0M0 tumormi liečených bez AD sú štatisticky aj klinicky významné a sú zároveň vhodnými prediktormi metastatického rizika (Greco, 2000). Naviac odložená AD je osvedčená efektívna liečba u pacientok s relapsom malígneho ochorenia v ALU, ktorú je možné bezpečne vykonať bez technických problémov (aj po aplikovaní event. adjuvantnej rádioterapie axilárnej oblasti). Záverom možno konštatovať, že individuálnou selekciou pacientok pre PŠT bez AD, na základe vopred stanovených indikačných kritérií hodnotenia prognosticko-prediktívnych parametrov odrážajúcich biologickú povahu karcinómu prsníka, možno dosiahnuť ekvivalentné bezpríznakové prežívanie v porovnaní s limitovaným chirurgickým výkonom v kombinácii s AD, ktorá podstatne zvyšuje morbiditu pacientok. Aplikácia adjuvantnej systémovej hormonálnej liečby u postmenopauzálnych pacientok, ktoré vykazujú ďaleko vyššie percento pozitivity ER, zostáva naďalej neoddeliteľnou súčasťou onkochirurgickej liečby predlžujúcou bezrelapsové prežívanie. Aplikácia adjuvantnej rádioterapie u postmenopauzálnych pacientok s pozitívnym nálezom sentinelovej lymfatickej uzliny a dobrými prognosticko-prediktívnymi parametrami pri upustení od axilárnej disekcie, sa javí ako rovnako vhodná metóda. Malý počet klinických štúdií zameraných na adjuvantnú rádioterapiu axilárnej oblasti však zatiaľ nedovoľuje vysloviť jednoznačné závery jej uplatnenia z hľadiska dlhodobého zabezpečenia axilárnej oblasti u tejto skupiny pacientok. Manažment terapie volíme prísne individuálne s ohľadom na multimodálny prístup tak, aby sme zachovali kritériá onkochirurgickej radikality s výsledným dobrým kozmetickým efektom, a aby sme pacientku vrátili podľa možností, čo najskôr do plnohodnotného života a znížili jej utrpenie.

8. Literatúra

- [1] CAYWOOD, J., GRAY, R. J., Entz, J., POCKAJ, B. A. Older age independently predicts lower risk of sentinel lymph node metastasis in breast cancer. In: *Ann Surg Oncol*, č. 12, 2005, s. 1061-1065.
- [2] GRECO, M., ROBERT, A., CASCINELLI, N., et al. Breast Cancer Patients Treated Without Axillary Surgery. Clinical Implications and Biologic Analysis. In: *Annals of Surgery*, č. 232, 2000, s. 1-7.
- [3] FISCHER, B., JEONG, J. H., BRYANT, J., et al. Findings from two decades of National Surgical Adjuvant breast and Bowel Project clinical trials involving breast cancer patients with negative axillary nodes. In *San Antonio TX(abstr.)*. San Antonio Breast Cancer Symposium, December 11-14, 2002, s. 46.
- [4] LIPPERT, H., FAHLKE, J. Brusterhaltende mammachirurgie bei benignen und malignen Erkrankungen. In: *Der Chirurg Abstract*, č. 5, 1999, s. 615-625.
- [5] MOSKOWITZ, A., ANDERSON, B., YEUNG, R., et al. Axillary web syndrome after axillary dissection. In: *Am J Surg*, č. 181, 2001; s. 434-439.
- [6] OLLILA, D. W., BREANNAN, M. B., GIULIANO, A. E. Therapeutic effect of sentinel lymphadenectomy in T1 breast cancer. In: *Arch Surg*, č. 133, 1998, s. 647-651.
- [7] VERONESSI, U., et al. TWENTY – year follow – up of a randomised study comparing breast – conserving surgery with radical mastectomy for early breast cancer. In: *N Engl J Med*, č. 347, 2002, s. 1227.

Adresy autorov:

MUDr. Marta Marcinová, PhD.
Nemocnica Košice-Šaca
Chirurgická klinika UN LP
1. súkromná nemocnica a.s., Nemocnica Košice - Šaca
Lúčna č. 57 040 15 Košice Šaca
marcinova.marta@gmail.com

MUDr. Andrej Vrzgula, PhD.
Prednosta III. Chirurgickej kliniky Nemocnice Košice-Šaca
Chirurgická klinika UN LP
1. súkromná nemocnica a.s., Nemocnica Košice - Šaca
Lúčna č. 57 040 15 Košice Šaca
avrzgula@nemocnicasaca.sk

prof. Ing. Vanda Lieskovská, PhD.
prodekanka pre vedu a výskum
EU PHF Košice
Tajovského 13, 040 00 Košice
Vanda.lieskovska@euke.sk

Štatistické testovanie základných genetických parametrov vybraných génov v populácii - možnosti interpretácie výsledkov

Statistical testing of basic genetic parameters of selected genes in the population - possibilities of results interpretation

Vladimír Meluš, Zdenka Krajčovičová

Abstrakt: V predkladanej retrospektívnej štúdii sme skúmali populačné genetické parametre vybraných rizikových alel pre kardiovaskulárne ochorenia s pomocou chí-kvadrátového testu a rozdiely vo veku jednotlivých genotypov s pomocou nepárového t-testu. Cieľom analýzy bolo odhadnúť mieru selekcie voči menovaným parametrom. Výsledky ukázali, že selekčný tlak daný zmenou genetickej rovnováhy je nevýznamný (gén *F2*: $n=309$, $p=0,83$; gén *F5*: $n=311$, $p=0,22$; gén *MTHFR*: $n=214$, $p=0,97$) a neovplyvňuje ani priemerný vek jednotlivých genotypov. Z výsledkov vyplýva potreba oveľa miernejšej interpretácie rizikovosti alel uvedených génov v kontexte ostatných genetických i epigenetických vplyvov.

Abstract: In this retrospective study, we investigated the populational genetic parameters of selected risk alleles for cardiovascular disease, with the use of the chi-square test, and differences in age between the genotypes using unpaired t-test. The aim was to assess the level of selection against the given parameters. Results showed that the selection pressure given by genetic balance change is low (gene *F2*: $n = 309$, $p = 0.83$, gene *F5*: $n = 311$, $p = 0.22$, gene *MTHFR* $n = 214$, $p = 0.97$) and does not affect the average age of the individual genotypes. The results suggest the need for a milder interpretation of alleles risk level for these genes in the context of other genetic and epigenetic influences.

Key words: chi-square test, risk alleles, cardiovascular diseases

Kľúčové slová: chí-kvadrátový test, rizikové alely, kardiovaskulárne ochorenia

JEL Classification: I12

1. Úvod

Aplikácie štatistických metód v biomedicínskych disciplínach sú v súčasnej dobe už nevyhnutnosťou. Vyžaduje ich predovšetkým multidisciplinárny charakter tejto oblasti. V genetike sa využívajú molekulovo-biologické laboratórne diagnostické metódy, ktoré sú schopné určiť prítomnosť rizikovej alely u daného jednotlivca. Podstatnou je však otázka, ako sa dá zistiť, že daná forma génu, alela, je pre svojho nositeľa rizikovým faktorom pre vznik určitého ochorenia. Z tohto uhla pohľadu sú lepším prípadom alely, ktorých výskyt je priamo spojený so vznikom ochorenia. Príkladom môže byť genetická determinácia hemoglobínu S v prípade kosáčikovitej anémie.

Podstatne komplikovanejšia situácia nastáva v prípade génov, ktorých alely boli overené ako rizikové až na základe populačných štúdií. Pri testovaní stoviek či tisícov jednotlivcov možno zistiť, že v skupine pacientov s určitou chorobou má jedna zo sledovaných alel vyššiu frekvenciu, ako u jedincov, ktorí chorobu nemajú. Medzi takéto prípady patria aj kardiovaskulárne ochorenia. Sú príkladom civilizačných ochorení, ktoré sú výrazným spôsobom ovplyvniteľné vonkajším prostredím jednotlivca. Preto majú na ne výrazný vplyv

stres, nedostatok spánku a pohybu, obezita, nesprávna strava, fajčenie, etylizmus, svojvoľne aplikovaná perorálna antikoncepcia a pod. Okrem pestrej palety zmienených vonkajších faktorov determinuje vznik kardiovaskulárnych ochorení aj množstvo génov, a to predovšetkým v dôsledku zložitosti metabolických dráh a ich regulácie.

Gény, ktoré kódujú koagulačné faktory FV, FII a enzým metyléntetrahydrofolátreduktázu (MTHFR) patria práve k uvedenej skupine. V súčasnosti sa už v klinickej praxi rutinne vyšetruje prítomnosť ich mutantných alel u pacientov s kardiovaskulárnymi problémami, a to predovšetkým so zvýšenou zrážanlivosťou krvi – tzv. trombofiliou [1]. Sledované sú predovšetkým rizikové alely, ktoré vznikli:

- tranzíciou G→A v nukleotidovej pozícii 20210 génu *F2*,
- tranzíciou G→A v nukleotidovej pozícii 1691 génu *F5* („*Leidenská*“ mutácia) a
- zámenou C→T v nukleotidovej pozícii 677 génu *MTHFR*.

Problémom býva správna interpretácia výsledku, ktorá by zohľadnila fakt, že vyšetrená alela je iba jeden z mnohých potenciálnych rizikových faktorov. Znenie výsledku, ktoré vraví iba o prítomnosti rizikovej alely pre trombofilné stavy bez rozumného zdôvodnenia jej štatistickej významnosti, je pre pacienta viac stresujúce, ako prospešné. Preto je nutné v súčasnosti zamerať zvýšenú pozornosť na korektnú interpretáciu výsledkov laboratórnych vyšetrovacích metód v zdravotníctve s dôrazom na štatisticky overené fakty.

2. Cieľ

V rámci štatistického hodnotenia súboru pacientov, u ktorých boli stanovené rizikové alely génov pre koagulačné faktory FII, FV a enzým MTHFR sme sa snažili overiť základné nulové hypotézy:

- predpokladáme prítomnosť selekcie voči uvedeným alelám v testovanej populácii v dôsledku nepriaznivého účinku na ich nositeľa,
- predpokladáme, že u jedincov, ktorí vo svojom genotype neobsahujú rizikové alely, vznikajú trombofilné stavy vo vyššom veku, ako dôsledok kumulatívneho pôsobenia ostatných faktorov, predovšetkým vonkajšieho prostredia.

Na základe výsledkov testovania uvedených hypotéz sa pokúsime o interpretáciu našich výsledkov, ktorá by reálne odrážala význam testovaných rizikových alel v našej populácii.

3. Materiál a metódy

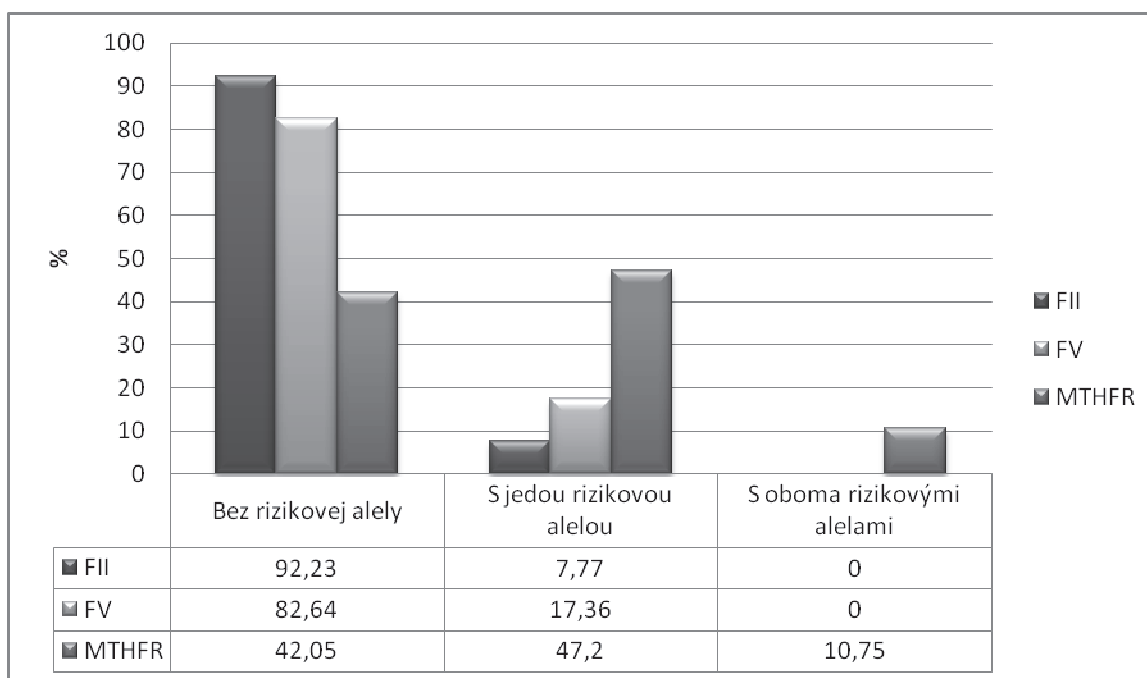
Vykonalí sme rozšírené štatistické testovanie pôvodných deidentifikovaných dát pacientov [2], u ktorých boli vykonané typizácie génov *F5* (lokácia 1q23; MIM: 612309), *F2* (lokácia 11q11; MIM: 176930) a *MTHFR* (lokácia 1p36.3; MIM: 607093) a u ktorých bol známy aj vek a pohlavie. Jediným selekčným kritériom pri tvorbe súboru pacientov bolo klinické potvrdenie prítomnosti trombofilie, na základe ktorého lekári požadovali genotypizáciu pacienta na prítomnosť uvedených rizikových alel. Celkovo bol testovaný homogénny súbor 363 pacientov, avšak nie u všetkých boli testované všetky gény súčasne. Dôvodom bol fakt, že neboli požadované od ordinujúcich lekárov, ako aj skutočnosť, že ide o retrospektívnu štúdiu. Pre lepšie porovnanie s očakávanými genotypovými frekvenciami pri absolútnych počtoch jednotlivých genotypov uvádzame aj ich percentuálne zastúpenie.

Prítomnosť genetickej rovnováhy sme overili vzhľadom k platnosti Hardyho-Weinbergovej rovnice s použitím chí-kvadrátového testu. Priemerný vek v rámci pohlaví i jednotlivých

genotypov sme overili pomocou parametrického nepárového t-testu, keďže populácia vykazovala prítomnosť normality distribúcie v tejto sledovanej premennej (Kolmogorov-Smirnov test) ako aj homoskedasticitu. Za štatisticky významné sme považovali výsledky testov, ktorých hladina významnosti bola menšia ako 0,05 [3-5].

4. Výsledky

Z celkového počtu 309 pacientov, u ktorých boli sledované alely génu *F2* sme zistili 285 homozygotov (92,23%) so štandardnými alelami a 24 heterozygotov (7,77%) s jednou rizikovou alelou. Gén pre faktor FV bol testovaný u 311 pacientov. Z nich 257 (82,64%) bolo homozygotov s oboma zdravými alelami a 54 (17,36%) heterozygotov s jednou rizikovou alelou. Typizácia pacientov pre gén *MTHFR* ukázala, že z 214 pacientov malo 90 (42,05%) vo svojom genotype iba štandardnú alelu, 101 (47,20%) bolo heterozygotov s jednou mutantnou alelou a 23 pacientov (10,75%) malo vo svojom genotype zastúpené obe mutantné alely (graf 1).



Graf 1 Zastúpenie jednotlivých genotypov v sledovanej populácii

Prítomnosť selekcie voči testovaným rizikovým alelám sme overili testovaním genetickej rovnováhy v populácii v zmysle Hardyho-Weinbergovho zákona (tabuľka 1). Z výsledkov v tabuľke 1 vyplýva, že ani u jedného z testovaných pacientov sme nedokázali neprítomnosť genetickej rovnováhy v zmysle Hardyho-Weinbergovej dikcie.

Tabuľky 2 - 5 ukazujú výsledky testovania rozdielov v priemernom veku medzi pohlaviami ako aj medzi genotypmi jednotlivých génov. Z výsledkov vyplýva, že štatisticky významné rozdiely sme zistili iba v prípade pohlavia, kde ženy vykazovali nižší priemerný vek v porovnaní s mužmi ($p=0,045$). Nezistili sme štatisticky signifikantné rozdiely vo veku medzi jednotlivými genotypmi.

Tabuľka 1 Testovanie genetickej rovnováhy v populácii

Gén	Počty alel		Frekvencie					HW		
			zistené alelové		očakávané genotypové			χ^2	d.f.	p
<i>F2</i>	G	A*	G	A	G/G	G/A	A/A	0,047	1	0,83
	594	24	96,12	3,88	92,39	7,46	0,15			
<i>F5</i>	G	A*	G	A	G/G	G/A	A/A	3,034	2	0,22
	568	54	91,32	8,68	83,39	15,85	0,76			
<i>MTHFR</i>	C	T*	C	T	C/C	C/T	T/T	0,052	2	0,97
	281	147	65,65	34,35	92,23	96,51	25,26			

Legenda: HW – testovanie genetickej rovnováhy v populácii v zmysle platnosti Hardyho-Weinbergovho vzťahu; χ^2 – testová charakteristika chí-kvadrátového testu; d.f. – počet stupňov voľnosti; p – hladina významnosti výsledku testu.

* - hviezdičkou sú označené rizikové alely: tranzícia G→A v nukleotidovej pozícii 20210 génu *F2*; tranzícia G→A v nukleotidovej pozícii 1691 génu *F5* („*Leidenská*“ mutácia); záměna C→T v nukleotidovej pozícii 677 génu *MTHFR*.

Tabuľka 2 Priemerný vek u mužov a žien

Pohlavie	N	X	SD	p
Muzi	128	51,58	17,26	0,045
Zeny	235	47,55	18,69	

Legenda: N – počet pacientov, X – aritmetický priemer, SD - smerodajná odchýlka, p – hladina významnosti výsledku nepárového t-testu

Tabuľka 3 Priemerný vek u pacientov s jednotlivými genotypmi FII

Genotyp	N	X	SD	p
G/G	180	46,42	17,35	0,80
G/A	24	45,45	19,12	
A/A	0	-	-	

Legenda: N – počet pacientov, X – aritmetický priemer, SD - smerodajná odchýlka, p – hladina významnosti výsledku nepárového t-testu

Tabuľka 4 Priemerný vek u pacientov s jednotlivými genotypmi FV

Genotyp	N	X	SD	p
G/G	109	47,33	17,49	0,59
G/A	54	45,72	18,28	
A/A	0	-	-	

Legenda: N – počet pacientov, X – aritmetický priemer, SD - smerodajná odchýlka, p – hladina významnosti výsledku nepárového t-testu

Tabuľka 5 Priemerný vek u pacientov s jednotlivými genotypmi MTHFR

Genotyp	N	X	SD	p
C/C	90	49,94	17,11	0,995
C/T	101	50,03	18,97	
T/T	23	50,00	17,40	

Legenda: N – počet pacientov, X – aritmetický priemer, SD - smerodajná odchýlka, p – hladina významnosti výsledku nepárového t-testu

5. Diskusia

Overenie prítomnosti selekcie voči sledovaným alelám sme nepriamo vykonali pomocou testovania prítomnosti genetickej rovnováhy u vyšetrovaných pacientov. Vychádzali sme pritom z predpokladu, že manifestácia ochorenia je formou prejavu selekčného tlaku voči rizikovým

alelám. Ten by sa mal logicky prejavíť tým, že v testovanom súbore pacientov, ktorý je homogénny z hľadiska prejavu ochorenia – t.j. trombofilných stavov, bude genetická rovnováha pozmenená v prospech vyššej početnosti genotypov s rizikovou alelou. Je treba zdôrazniť, že klasické usporiadanie štúdie spolu s „kontrolným“ súborom pacientov bez tohto ochorenia by pre overenie našich hypotéz nemalo význam, pretože by dokázalo odpovedať iba na otázku, do akej miery je frekvencia rizikových alel vyššia u pacientov v porovnaní so zdravými jedincami.

Z výsledkov uvedených v tabuľke 1 vyplýva, že zistené genotypové frekvencie ani jedného zo sledovaných génov nie sú významne odlišné od tých, aké by sme očakávali v prípade genetickej rovnováhy, teda v prípade neexistencie selekčného tlaku voči niektorej z alel. Môžeme skonštatovať, že selekčný tlak voči mutantným alelám nie je takmer vôbec badateľný v prípade génov *F2* a *MTHFR*. Z grafu 1 vyplýva, že 92,23% pacientov s trombofilnými stavmi neobsahuje rizikovú alelu génu *F2* a riziková alela génu *F5* nie je prítomná u 82,64% pacientov.

V prípade mutantnej alely *FV_{Leiden}* génu *F5* je situácia predsa len trochu odlišná. Hoci genetická rovnováha ani v tomto prípade nie je štatisticky signifikantne narušená, je badať nižšie zastúpenie recesívnych homozygotov v porovnaní s očakávanými početnosťami. To by mohlo znamenať náznak selekčného tlaku voči recesívnym homozygotom s oboma mutantnými alelami, u ktorých môže byť manifestácia ochorenia výraznejšia. Na overenie tejto hypotézy však bude treba vyšetriť desaťnásobne vyšší počet pacientov.

Výsledky uvedené v tabuľkách 2 – 5 ukazujú, že v dôsledku nevýznamnej selekcie voči mutantným alelám sledovaných génov nie sú štatisticky signifikantné rozdiely vo veku medzi jednotlivými genotypmi, čím je zamietnutá aj naša druhá nulová hypotéza. Jedinou výnimkou je pohlavie, pretože priemerný vek žien bol štatisticky signifikantne nižší v porovnaní s mužmi ($p=0,045$). Jedným z dôvodov môže byť sledovanie a nastavenie užívania perorálnej antikoncepcie, ktorá je významným rizikovým faktorom prostredia.

6. Záver

Výsledky našej retrospektívnej štúdie ukazujú, že využitie štatistických testov v populačnej genetike pri testovaní frekvencie rizikových alel kardiovaskulárných ochorení vyžaduje aj správnu interpretáciu výsledkov. Testovanie súboru pacientov s trombofilnými stavmi ukázalo, že frekvencia recesívnych alel génov *F5*, *F2* a *MTHFR* nie je vysoká natoľko, aby mohli byť považované za výrazné rizikové faktory bez zohľadnenia vplyvu ostatných faktorov, najmä vonkajšieho prostredia. Napriek tomu však v súčasnej dobe je ich molekulárno-biologická diagnostika všeobecne rozšírená, pričom laboratória ich vo svojich príručkách často označujú ako „rizikové alely“ bez podrobnejšej charakteristiky miery ich rizika. Bolo by žiadúce, aby sa na celoštátnej úrovni určili jasné pravidlá ich diagnostiky, ktoré by zefektívnili využívanie obmedzených finančných zdrojov v skutočný prospech pacienta.

7. Literatúra

- 1 Meluš, V. – Kiricová, G. – Šimek, M. Laboratory testing of hereditary thrombophilia: Previous data in the face of verification. In: Bratisl lek Listy č. 1, roč. 110, 2009, s. 18-20
- 2 Luha, J. Spracovanie medicínskych dát do elektronickej podoby. In: Forum statisticum slovacum č. 2, roč. 8, 2012, s. 84-92.
- 3 Luha, J. Analýza asociácie medzi kvalitatívnymi znakmi. In: Forum statisticum slovacum č. 2, roč. 8, 2012, s. 93-104.
- 4 Chajdiak J., Rublíková E., Gudába M. 1997. Štatistické metódy v praxi. 2. vyd. Bratislava: STATIS, 1997. 314 s. ISBN 80-85659-08-5.

- 5 Chajdiak J. Štatistika v exceli 2007. Bratislava: STATIS, 2009, 304 s. ISBN 9788085659498.

Adresy autorov:

Vladimír Meluš, RNDr., PhD.
Fakulta zdravotníctva TnUAD
Novomeského 10
91108 Trenčín
vladimir.melus@tnuni.sk

Zdenka Krajčovičová, RNDr., PhD.
Fakulta zdravotníctva TnUAD
Novomeského 10
91108 Trenčín
zdenka.krajcovicova@tnuni.sk

Je zvyšovanie cien v sektore zdravotníctva na Slovensku únosné? Is the price rising in health care sector in Slovakia bearable?

Peter Poništ, Silvia Megyesiová, Tomáš Bačo

Abstract: Health care financing has undergone significant changes since the change of the communist regime, and these changes have touched each of inhabitants in Slovakia. The growth of inflation measured by the index of consumer prices is one of the macroeconomic indicators, which is very carefully and sensitively perceived by the inhabitants of a country. In our manuscript, we pay our attention not only to the development of the overall inflation, but also to the development of price changes in the division and groups *06 Health*. The prices of the Division of *Health* have increased in comparison with the overall inflation rates much more sharply. In particular, households of pensioners, households with young children, and the chronically ill persons are very negatively influenced due to the sharp price increase in the Division of *Health*.

Abstrakt: Financovanie zdravotníctva prešlo od revolúcie výraznými zmenami a tieto zmeny sa dotkli každého z nás. Rast cien meraný indexom spotrebiteľských cien je jedným z makroekonomických ukazovateľov, ktorý veľmi pozorne a citlivo vnímajú obyvatelia krajín. V príspevku sa venujeme nielen vývoju celkovej inflácie ale aj zmeny cien v rámci jedného odboru a to odboru *06 Zdravie*. Ceny odboru *Zdravie* sa zvyšovali v porovnaní s celkovou mierou inflácie oveľa prudšie. Zmeny priemerných cien lieku za jedno balenie sa dokonca v roku 2011 v porovnaní s rokom 1995 zvýšili o 5,656 Euro za kus, čo zodpovedalo zvýšeniu ceny za jedno balenie o 232,4 %. Hlavne domácnosti dôchodcov, domácnosti s malými deťmi a chronicky chorými osobami sú takýmto prudkými nárastmi cien liekov a inflácie odboru *Zdravie* silne zasiahnuté.

Key words: Consumer price index, Classification COICOP, consumption of medicines.

Kľúčové slová: index spotrebiteľských cien, klasifikácia COICOP, spotreba liekov.

JEL classification: E21, E31.

Úvod

Sledovanie zmeny cenovej hladiny je z pohľadu spotrebiteľa významným atribútom a to nie len v časoch hospodárskej krízy. Obyvateľstvo veľmi citlivo reaguje na zvyšovanie cien a to vzhľadom k tomu, že všeobecný rast inflácie znižuje ich kúpyschopnosť. Index spotrebiteľských cien tovarov a služieb vyjadruje priemernú mieru zmeny cien tovarov a služieb kupovaných za účelom spotreby v prevažnej väčšine domácností v SR. ŠÚ SR počíta Index spotrebiteľských cien pre všetky domácnosti, tento index charakterizuje cenový vývoj v celospoločenskom priemere a zároveň Indexy spotrebiteľských cien (životných nákladov) pre vybrané typy sociálnych skupín domácností. Spotrebiteľské ceny jednotlivých reprezentantov sa zisťujú na celom území SR vo vybranej sieti predajní a prevádzok služieb, kde obyvatelia obvykle nakupujú. Za cenové reprezentanty boli vybrané výrobky a služby, ktoré sa významne podieľajú na výdavkoch obyvateľstva a svojím rozsahom reprezentujú celú sféru spotreby.

1. Štruktúra spotrebného koša a vývoj spotrebiteľských cien z pohľadu odboru 06 Zdravie

V súlade s metodikou Eurostatu sa univerzálny spotrebný kôš, na základe ktorého sa sledujú zmeny cenovej hladiny v rámci SR člení na 12 odborov podľa klasifikácie COICOP. Index spotrebiteľských cien sa sleduje na univerzálnom koši vybraných druhov tovarov a služieb platených obyvateľstvom a zahŕňa približne 700 reprezentantov (počet sa v jednotlivých rokoch mení, od januára 2013 je počet reprezentantov 713), ktoré sa pravidelne každoročne

revidujú, aby odrážali aktuálnu výdavkovú vzorku a spotrebiteľské správanie, čo umožňuje zavedenie nových položiek resp. odstránenie zastaralých. Váhy jednotlivých reprezentantov sú vypočítané z údajov zistených štatistikou rodinných účtov, z pokladov štatistiky národných účtov a z údajov získaných z rôznych administratívnych zdrojov. Zvyšovanie podielu niektorých odborov v rámci celkového spotrebného koša je vnímané ako zvyšovanie jeho dôležitosti v rámci štruktúry výdavkov domácností. Zaujímalo nás ako sa v časovom horizonte menili váhy reprezentantov v odbore zdravie. Zdravie je pre každého jedinca veľmi citlivou a intímnu záležitosťou a výdavky na zdravie sú obyvateľstvom vnímané taktiež veľmi citlivo. Sledovali sme jednak vývoj váh odboru 06 *Zdravie* v spotrebnom koši SR ako aj vývoj cien, tak reťazových ako aj bázičkových tohto odboru. Výdavky na zdravotníctvo obyvateľov rastú, o čom svedčia aj zvyšujúce sa podiely váh reprezentantov v rámci celého spotrebného koša – vid' tab. 1. Odbor 06 *Zdravie* zahŕňa zdravotnícke a farmaceutické výrobky, terapeutické prístroje a zariadenia, lekárske služby, zubné lekárstvo, nemocničné služby a ostatné zdravotnícke služby iné ako nemocničné. Kým v roku 2005 boli stále váhy reprezentantov v odbore *Zdravie* na úrovni 16,429 %, v roku 2013 váhy tohto odboru dosiahli až hodnotu 45,087 %, čo znamenalo nárast vplyvu odboru *Zdravie* na výpočet celkového indexu spotrebiteľských cien o približne 28,7 promilového bodu. Z tohto porovnania vyplýva rastúci význam odboru *Zdravie* na výpočet zmeny celkovej hladiny cien, na strane druhej to však odzrkadľuje aj rastúce výdavky domácností práve tohto odboru. Vývoj váh odboru *Zdravie* ako aj jeho jednotlivých tried je zachytený v tabuľke 1.

Tab. 1: Vývoj váh reprezentantov odboru Zdravie v spotrebnom koši SR (v promile)

Klasifikácia	COICOP	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
6	ZDRAVIE	16,429	21,683	25,729	26,322	29,275	37,106	43,326	43,417	45,087
6.1	ZDRAVOTNÍCKE A FARMACEUTICKÉ VÝROBKY, TERAPEUTICKÉ PRÍSTROJE A	10,581	14,777	17,327	17,529	20,179	19,841	23,762	24,032	25,494
6.1.1	<i>Farmaceutické prípravky a produkty</i>	8,971	12,776	14,843	13,394	13,962	11,860	13,986	13,925	15,281
6.1.1.1	<i>Lieky predpísané lekárom</i>	4,132	8,093	9,382	8,238	3,375	5,252	7,729	7,959	8,432
6.1.1.2	<i>Lieky bez receptu</i>	4,051	3,865	4,636	4,347	9,884	5,933	5,211	5,932	5,700
6.1.1.3	<i>Iné farmaceutické preparáty a produkty</i>	0,787	0,818	0,825	0,809	0,703	0,675	1,046	0,034	1,149
6.1.2	<i>Iné zdravotnícke produkty</i>	0,238	0,295	0,460	0,365	1,686	3,526	4,673	5,022	5,114
6.1.3	<i>Terapeutické prístroje a zariadenia</i>	1,372	1,706	2,025	3,769	4,531	4,455	5,104	5,085	5,100
6.2	ZDRAVOTNÍCKE SLUŽBY INÉ NEŽ NEMOCNIČNÉ A ZDRAVOTNÍCKE POMOCNÉ A PODPORNÉ SLUŽBY	5,459	6,519	8,019	7,715	7,609	12,593	15,023	14,872	15,060

Zdroj: ŠÚ SR

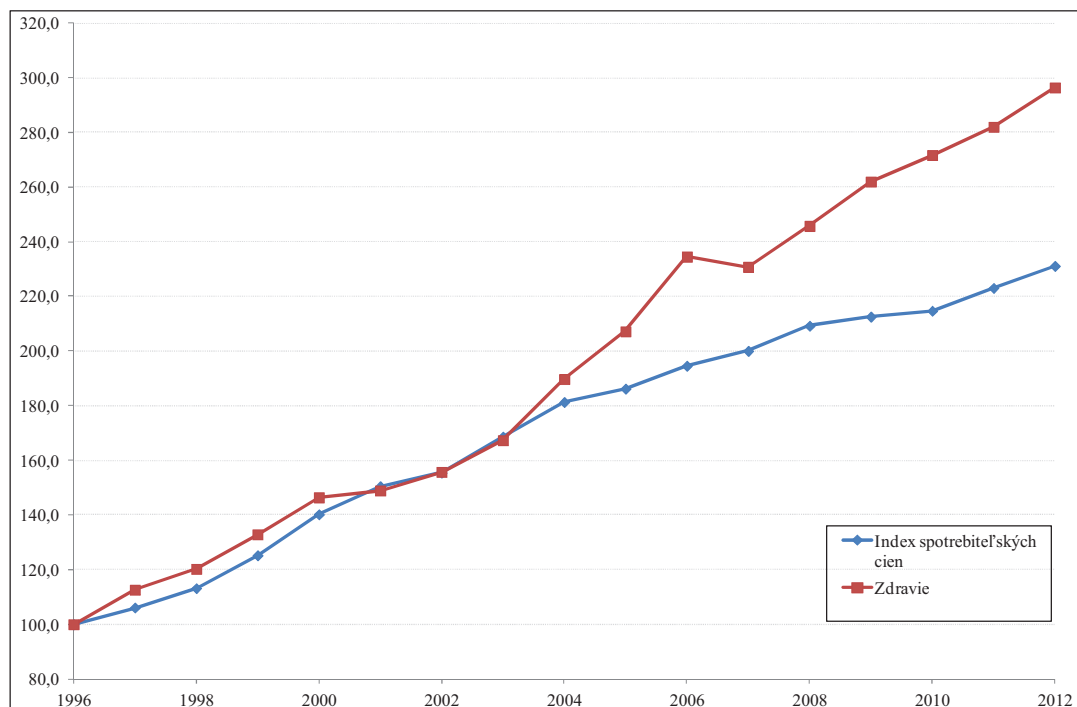
Sledovanie zmeny cien je zaujímavé nielen z pohľadu celkovej zmeny cenovej hladiny, ale aj z pohľadu zmeny cien jednotlivých odborov, skupín resp. tried podľa klasifikácie COICOP. Pretože sme sa sústredili na odbor *Zdravie* v nasledujúcej tabuľke je spracovaný prehľad tak zmeny celkovej inflácie ako aj zmeny cenovej hladiny odboru *Zdravie* vo forme reťazových indexov, teda indexov, ktoré určujú priemernú medziročnú zmenu cenovej hladiny a bázičkových indexov, ktoré sme prepočítali voči bázičnému obdobiu roku 1996. Už pri pohľade na medziročné zmeny cien úhrnného indexu a indexu odboru *Zdravie* je evidentné, že ceny odboru *Zdravie* rástli rýchlejšie než tomu bolo pri celkovom indexe spotrebiteľských cien. K najvýraznejšiemu rastu cien odboru *Zdravie* došlo v roku 2004, kedy ceny tohto odboru medziročne vzrástli až o 13,4 %. Medziročné rasty cien v odbore *Zdravie* nad 10 percent však neboli žiadnou výnimkou. Viac než o 10 percent medziročne vzrástli ceny

v rámci tohto odboru aj v rokoch 1997, 1999, 2000, 2004, 2006. Po miernom poklese v roku 2007 sa ceny tohto odboru stabilizovali a vykazovali miernejšie tempá rastu.

Tab. 2: Vývoj spotrebiteľských cien spolu a odboru Zdravie

Obdobie	Úhrn Zdravie		Úhrn Zdravie	
	romr = 100		1996=100	
1996	-	-	100,0	100,0
1997	106,1	112,6	106,1	112,6
1998	106,7	106,8	113,2	120,3
1999	110,6	110,5	125,2	132,9
2000	112,0	110,2	140,2	146,4
2001	107,3	101,7	150,5	148,9
2002	103,3	104,6	155,4	155,8
2003	108,5	107,4	168,6	167,3
2004	107,5	113,4	181,3	189,7
2005	102,7	109,2	186,2	207,2
2006	104,5	113,2	194,6	234,5
2007	102,8	98,4	200,0	230,8
2008	104,6	106,5	209,2	245,8
2009	101,6	106,6	212,6	262,0
2010	101,0	103,7	214,7	271,7
2011	103,9	103,8	223,1	282,0
2012	103,6	105,1	231,1	296,4

Zdroj: Databáza Slovstat, ŠÚ SR (romr – rovnaké obdobie minulého roka)



Obr. 1: Vývoj inflácie a cien odboru Zdravie (1996=100)

Spotrebiteľské ceny sa na Slovensku v roku 2012 zvýšili v porovnaní s rokom 1996 o 131,1 %. Ceny odboru *Zdravie* za to isté obdobie sa však zvýšili až o 196,4 %. Nárast cien tohto odboru bol teda v porovnaní s celkovou zmenou cenovej hladiny výraznejší. Vývoj inflácie za zobrazený na obr. 1, z ktorého je zrejmé, že kým do roku 2003 sa vývoj celkovej cenovej hladiny a cien v odbore *Zdravie* vyvíjali približne rovnomerne, tak po tomto období dochádza k prudšiemu rastu práve cien v zdravotníctve, čo sa premietlo do roztvárania nožníc medzi vývojom celkových cien a cien odboru *Zdravie*, čo vyústilo do už spomínaného rozdielu rastu celkových cien a cien odboru *Zdravie* voči bázičnému roku 1996.

2. Spotreba liekov a ich priemerná cena

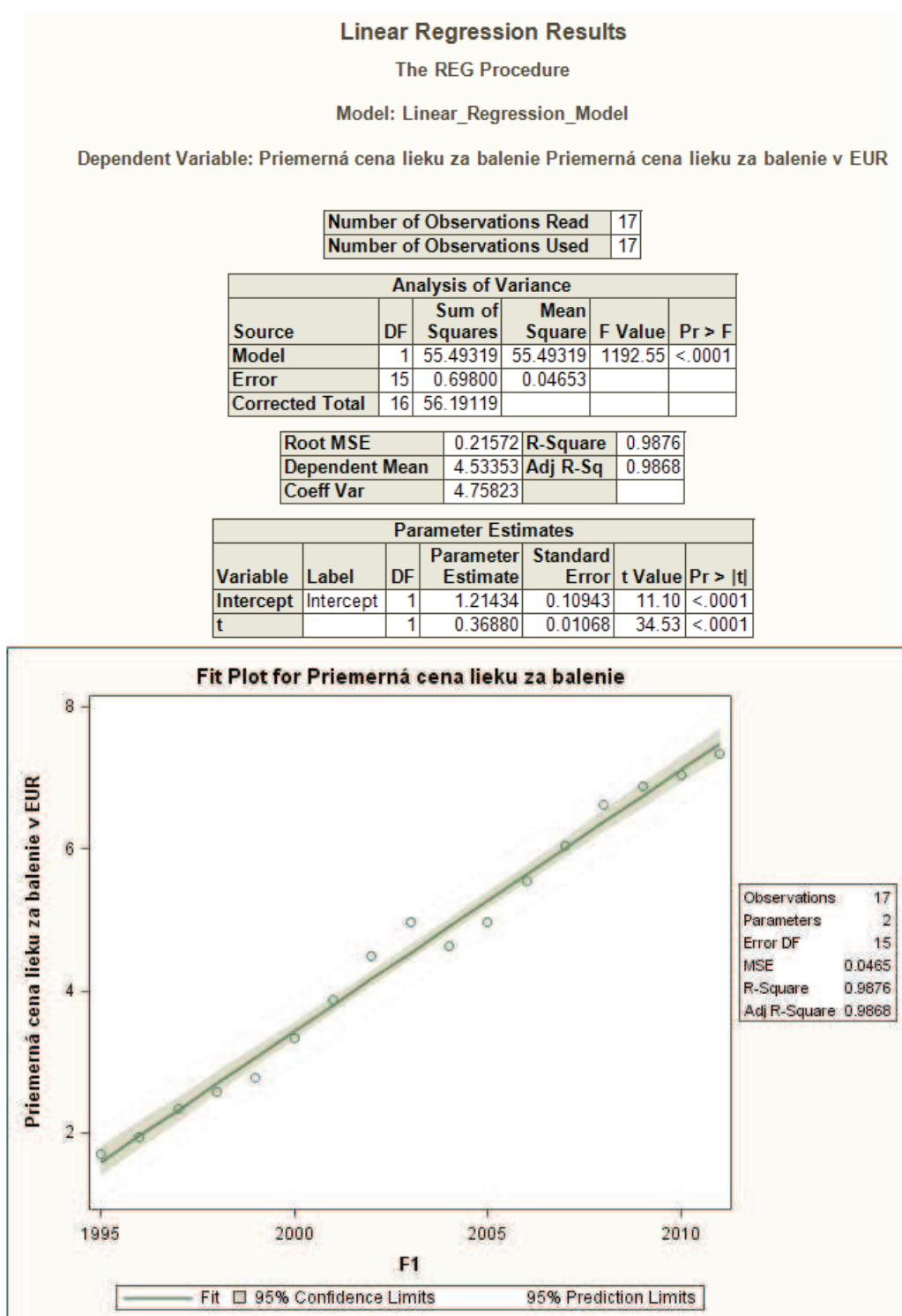
Vzhľadom k evidentnému rastu cien v odbore *Zdravie* sme v ďalšom texte sústredili svoju pozornosť k analýze spotreby liekov ako aj ich priemerných cien na Slovensku. V tabuľke 3 je uvedený prehľad vývoja počtu lekární ako aj spotreby liekov v baleniach, v prepočte na Eurá a v prepočte priemernej ceny jedného balenia. Na Slovensku po revolúcii nebol dostatočný počet lekární, po zmene spoločenského zriadenia sa dal samozrejme očakávať boom aj v tejto oblasti, ktorá sa často krát považuje za veľmi ziskovú. Kým v roku 1998 bolo na Slovensku 940 lekární, ich počet vzrástol do roku 2010 na 1567, počet lekární sa teda v sledovanom období zvýšil o 627. Spotreba liekov v mil. baleniach prudko vzrástla v roku 1996, kedy oproti predchádzajúcemu roku sa ich počet zvýšil o 39 mil., v ďalších obdobiach sa striedajú roky s miernym rastom resp. poklesom spotreby liekov v mil. baleniach. Prudko sa však zvyšovala spotreba liekov sledovaná v mil. Eurách, z čoho vyplýva aj prudký rast priemernej ceny lieku za jedno balenie – vid' tab. 3.

Tab. 3: Spotreba liekov, ich priemerná cena a počet lekární v SR

Obdobie	Lekárne	Spotreba liekov v mil. baleniach	Spotreba liekov v mil. EUR	Priemerná cena lieku za balenie v EUR
1995	-	122,3	207,76	1,7
1996	-	161,3	312,09	1,94
1997	-	168,5	394,61	2,34
1998	940	166,2	429,4	2,58
1999	992	162,7	450,91	2,77
2000	1 031	151,6	505,81	3,34
2001	1 033	157,4	608,98	3,87
2002	1 044	159,7	716,09	4,48
2003	1 037	153,1	761,27	4,97
2004	1 099	144,5	668,69	4,63
2005	1 162	150,1	743,81	4,96
2006	1 302	149,5	828,72	5,54
2007	1 514	159,8	964,52	6,04
2008	1 305	158,7	1 053,01	6,63
2009	1 417	159,0	1 094,34	6,88
2010	1 567	158,7	1 118,90	7,05
2011	-	153,5	1 128,60	7,35

Zdroj: Databáza Slovstat, ŠÚ SR

Kým v roku 1995 bola priemerná cena lieku na úrovni 1,70 Eur, v roku 2011 dosiahla priemerná cena lieku rekordnú hodnotu 7,35 Eur. Cena jedného balenia teda v sledovanom období vzrástla o 5,65 Eura resp. o 232,4 %.



Obr. 2: Regresná analýza vývoja priemernej ceny lieku za balenie

Takýto prudký nárast priemerných cien lieku za balenie však môže mať veľmi negatívne dôsledky hlavne v domácnostiach dôchodcov, domácnostiach, ktoré majú malé deti, domácnostiach s osobami chronicky chorými, kde je spotreba balení liekov nadpriemerná a teda vysoko nadpriemerné budú aj ich výdavky spojené s ich zaobstarávaním. Aj z tohto titulu je možné, že budú vznikať v blízkej budúcnosti nepokoje súvisiace s nárastom nákladov domácnosti spojených s odborom *Zdravie* a hlavne s prudkým nárastom cien balení liekov, ktoré sú často krát pre mnoho ľudí životu nevyhnutné.

Prudký nárast priemernej ceny lieku za balenie v sledovanom čase nás viedol k tomu, že sme uskutočnili regresnú analýzu časového radu vývoja priemernej ceny liekov. Po zavedení umelej časovej premennej $t = 1, 2, \dots, 17$, sme získali regresnou analýzou výsledky uvedené na obr. 2. Model ako aj jeho koeficienty sú štatisticky významné, zvoleným model sa podarilo vysvetliť až 98,8 % variability hodnôt časového radu. Na základe regresného koeficienta b_1 môžeme skonštatovať, že pri raste časového obdobia o jednu jednotku, teda o jeden rok, dôjde k zvýšeniu priemernej ceny lieku za jedno balenie v priemere o 0,37 Eur.

3. Záver

Inflácia, ktorá ovplyvňuje reálne príjmy domácností je často prezentovanou ekonomickou charakteristikou. Všeobecný rast cien sme v analýze doplnili o zmeny cien v odbore 06 *Zdravie* a zistili sme, že rast cien v danom odbore bol oveľa rýchlejší než rast celkovej inflácie. Rast cien v zdravotníctve negatívne ovplyvňuje hlavne domácnosti s malými deťmi, domácnosti dôchodcov a domácnosti s chronicky chorými osobami.

Príspevok bol spracovaný v rámci projektu VEGA č. 1/0906/11.

4. Literatúra

- [1] CHAJDIÁK, J.: Štatistika jednoducho. Bratislava, STATIS 2010. ISBN 978-80-85659-60-3.
- [2] LÖSTER, T. – ŘEZANKOVÁ, H. – LANGHAMROVÁ, J. 2009. Statistické metody a demografie. 1. vydanie. VŠEM, Praha. s. 297. ISBN 978-80-86730-43-1.
- [3] LUHA, J. 2009. Matematicko-štatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. In: Forum Statisticum Slovaccum 3/2009. SŠDS Bratislava. 2009. ISSN 1336-7420.
- [4] ŠÚ SR: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=4>
- [5] Databáza Slovstat: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=95>

Adresy autorov:

Peter Poništ, MUDr.
doktorand

Podnikovohospodárska fakulta Ekonomickej
univerzity v Bratislave so sídlom v Košiciach
Tajovského 13, 041 30 Košice
peter.ponist@euke.sk

Silvia Megyesiová, Ing., PhD.

Podnikovohospodárska fakulta Ekonomickej
univerzity v Bratislave so sídlom v Košiciach
Tajovského 13, 041 30 Košice
megyesiova@euke.sk

Tomáš Bačo, Ing., PhD.

Podnikovohospodárska fakulta Ekonomickej
univerzity v Bratislave so sídlom v Košiciach
Tajovského 13, 041 30 Košice
baco@post.sk

**Arteriálny stiffness ako rizikový faktor cievnych mozgových príhod
v skupine pacientov Neurologickej kliniky**
**Arterial stiffness as a risk factor of stroke in a group of patients in Dept. of
Neurology**

Rohaľová Jana, Madarász Štefan, Koleda Peter

Abstract: Cievne mozgové príhody sú stále častou príčinou smrti, ako aj príčinou invalidizácie pacientov. Aj preto je primárna prevencia cerebrovaskulárnych ochorení veľmi dôležitá. Táto primárna prevencia spočíva vo vyšetrovaní rizikových faktorov. Arteriálna tuhosť vyjadruje poškodenie ciev aterosklerózou lepšie ako doteraz používané hodnoty krvného tlaku. Tento článok približuje stručne arteriálny stiffness (arteriálnu tuhosť), hlavne pojmy a približuje princíp vyšetrovania arteriálnej tuhosti. Autori prezentujú skupinu pacientov Neurologickej kliniky, u ktorých boli vyšetrované klasické aj novšie rizikové faktory cievnych mozgových príhod, vrátane arteriálnej tuhosti.

Kľúčové slová: cerebrovaskulárne ochorenia, arteriálna tuhosť, ateroskleróza, rýchlosť pulzovej vlny, augmentačný index.

Abstract: Stroke is one of the leading cause of death and invalidization of patients. That is the reason why the primary prevention of stroke is so important. This primary prevention lies in examination of risk factors. Arterial stiffness express the damage of vessel walls by atherosclerosis better than up to now used values of blood pressure. This publication explains shortly main terms, principles in investigation of arterial stiffness, way of investigation. Authors present the group of patients in Dept. of Neurology, which have been investigated classical and modern risk factors of stroke, including arterial stiffness.

Key words: cerebrovascular diseases, arterial stiffness, atherosclerosis, pulse wave velocity, augmentation index.

Úvod

Cerebrovaskulárne ochorenia svojím častým výskytom okrem vysokej mortality zaťažujú spoločnosť aj ekonomicky pri liečbe prežívajúcich pacientov, ktorí sú často krát dlhodobo práceneschopní, alebo sú v polovičnom prípadne na trvalom invalidnom dôchodku. Postihujú vo vysokom percente ľudí v najefektívnejšej fáze života. Približne 50% pacientov, ktorí prežijú, má trvalý neurologický deficit a viac ako 25% vyžaduje chronickú starostlivosť. Preto skúmanie príčin, mechanizmov vzniku a hľadanie najoptimálnejších spôsobov prevencie ostáva úlohou vysoko aktuálnou. (Vestenická, 2002)

Vieme, že jednou z najčastejších príčin chorôb obehového systému a taktiež cerebrovaskulárnych ochorení je ateroskleróza a arterioskleróza. Je to dlhodobý proces, ktorý často krát začína už v prvej - druhej dekáde života. Hlavné rizikové faktory aterosklerózy (hypertenzia, diabetes, fajčenie, hyperlipidémia, obezita, sedavý spôsob života) podporujú tvorbu aterosklerotických plátov a tým stenózu/oklúziu kraniálnych, koronárnych a periférnych artérií. (Gogolák, 2008) Jedným z najdôležitejších prostriedkov na zníženie závažných následkov a vysokej úmrtnosti na cievne mozgové príhody je práve primárna prevencia, pretože cievna mozgová príhoda (CMP) je u viac ako 70% pacientov prvou manifestáciou cerebrovaskulárneho ochorenia. (Goldstein et al., 2006; Sacco et al., 2006) Dôležitým nástrojom primárnej prevencie je podpora efektívneho skríningu vysoko rizikových pacientov. (Gogolák, 2008) Vzhľadom k multifaktoriálnej etiopatogenéze cievnych mozgových príhod je veľmi dôležité stanoviť u symptomatických osôb absolútne individuálne riziko a to na základe zhodnotenia prítomnosti a závažnosti hlavných známych rizikových faktorov. (Goldstein et al, 2006, Sacco et al. 2006, Gorelick, 2008).

Epidemiologické údaje

Podľa údajov Svetovej zdravotníckej organizácie (WHO) kardiovaskulárne (KVO) a (CVO) cerebrovaskulárne ochorenia zapríčiňujú takmer 30% úmrtia obyvateľstva vo svetovom meradle. (Madarász, 2007) Na základe demografických štúdií vieme, že v rozvinutých krajinách sveta morbidita a mortalita cerebrovaskulárnych ochorení obsadzuje popredné miesto medzi ostatnými ochoreniami. Kým začiatkom 20. storočia celková úmrtnosť na choroby obehovej sústavy (CHOS) predstavovala cca 10%, v súčasnosti dosahuje okolo 50%. (Madarász, 2008)

V rokoch 2005-2009 počet hospitalizovaných pacientov na CHOS na Slovensku vykazuje mierny nárast a dosahuje okolo 3400/100 000 obyvateľov. Úmrtnosť v tom istom roku na CHOS u mužov bola 46,8% a u žien 60,5%. (ZŠ-5/2010).

V roku 2006 dosiahla incidencia CMP (štandardizovaná na umelú európsku populáciu) v celej populácii SR mieru 441/100 000 u mužov a 314/100 000 u žien. Zmeny v miere štandardizovanej incidencii u oboch pohlaví vykazovali v roku 2006 v porovnaní so sledovanými rokmi len minimálny pokles. Tento nepriaznivý stav je, napriek pozvoľnému poklesu CMP u 25 – 64 ročných (a to o 12, 8% v roku 2006 u mužov /289,3/100 000/ a 6 % u žien /175/100 000/) oproti ich 10 ročnému priemeru v r. 1996–2005, odrazom vzostupu incidencie u 65 a viacročných, najmä u žien.

Diagnostika aterosklerózy - „arteriálny stiffness“

V rámci snáh o včasnú diagnostiku aterosklerózy boli v poslednej dobe navrhnuté viaceré metodiky, ktoré sa však v drvivej väčšine pre svoju náročnosť na lekára, ale aj na pacienta, v ambulantnom využití nepresadili.

V posledných rokoch sa objavilo veľa prác zaoberajúcich sa neinvazívnym meraním arteriálnej tuhosti tzv. „arterial stiffness“, ktorá je podľa posledných výskumov nezávislým, samostatne využiteľným rizikovým faktorom kardiovaskulárnych a cerebrovaskulárnych ochorení, a ktorej meraním je možné aj ambulantne určiť stav artérií.

Meranie arteriálnej tuhosti sa už dnes v niekoľkých štátoch používa v rámci skríningu a určovania celkového kardiovaskulárneho rizika, ako aj v rámci medicínskych a farmakologických štúdií a to pri sledovaní ich efektu na stav cievnej steny. (Wöstmann, 2008)

Arteriálny stiffness vyjadruje poškodenie cievnych stien rizikovými faktormi lepšie ako doteraz používané hodnoty krvného tlaku a to v podstatne dlhšom časovom úseku /roky/. Hodnoty krvného tlaku (TK) kolíšu a nemusia odrážať stupeň poškodenia cievnej steny. (Farský, 2009).

Z pohľadu neurológa je najdôležitejšie, že zvýšená arteriálna tuhosť je spojená s vyšším rizikom cievnej mozgovej príhody, hlavne zvýšený centrálny pulzový tlak je nepriaznivým faktorom, ktorý podporuje remodeláciu extra a intrakraniálnych tepien, tvorbu a ruptúru plakov a vznik lézií v bielej hmote mozgovej.

Najsilnejším a nezávislým prediktorom kardiovaskulárnych a cerebrovaskulárnych komplikácií v rôznych populáciách je aortálna PWV (pulse wave velocity – rýchlosť šírenia tlakovej vlny) – odvodená pri vyšetrovaní arteriálnej tuhosti. Pri vypudení krvi do aorty srdcovou aktivitou vzniká tlaková (ejekčnej) vlna (P1), ktorá smeruje do periférie. Z periférie sa odráža späť. Táto odrazená (vracajúca sa, retrográdna) vlna (P3) sa stretáva s ďalšou vypudenou (ejekčnou) vlnou (P2). A sumáciou týchto dvoch vln vznikne výsledná tlaková pulzová vlna. A nás zaujíma rýchlosť jej šírenia – PWV. Všeobecne platí, že čím je vyššia tuhosť cievnej steny, tým je vyššia rýchlosť šírenia pulzovej vlny.

Arteriálna tuhosť závisí okrem veku aj od ďalších faktorov, ako je napr. aktuálny TK – čím vyšší je TK, tým vyššia je tuhosť. Vyšší arteriálny tlak môže byť spôsobený aj silnejšou ejekciou ľavej komory, rýchlejšou tepovou frekvenciou, vyššou periférnou rezistenciou a zvýšenou a skoršou „reflektovanou“ vlnou. (Farský, 2009)

Periférna rezistencia môže byť zvýšená už v prvej fáze vývoja aterosklerózy - v štádiu endoteliálnej dysfunkcie, teda aj u mladších jedincov. Pomocou arteriálneho stiffnessu sa z centrálnej tlakovej krivky vypočítava aj tzv. augmentačný index (Aix) a jeho zvýšená hodnota signalizuje zvýšené riziko vývoja ďalších fáz aterosklerotického procesu. /tab.1/. (Madarász, 2007). V prítomnosti aterosklerózy je zvýšené PWV aj Aix. V štádiu endotelovej dysfunkcie je zvýšené iba Aix, bez zvýšenia PWV. (Illyés, 2005)

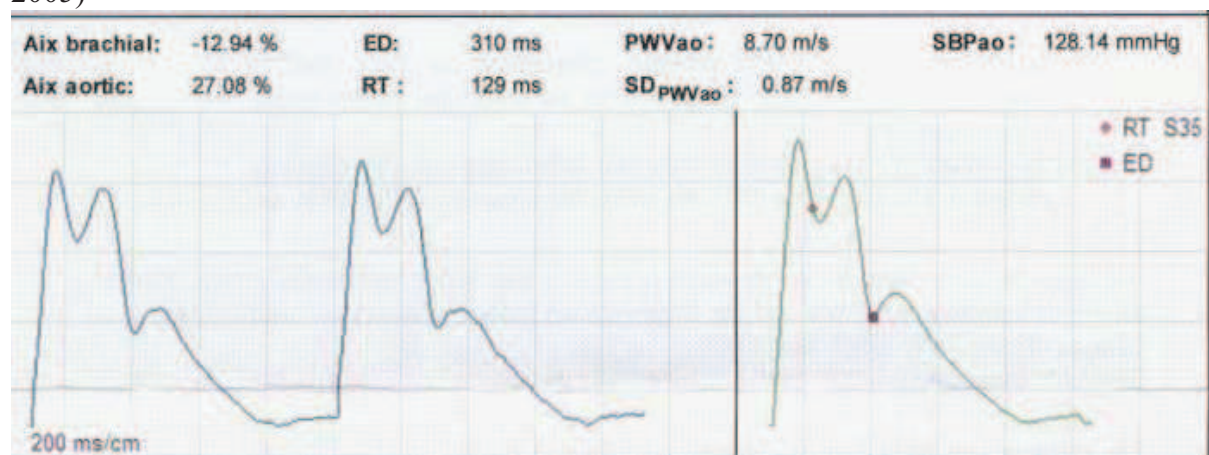
NORMATÍVA NAMERANÝCH VÝSLEDKOV POMOCOU ARTERIOGRAPHU			
Aix na a. brachialis		PWV na aorte	
Menej ako -30%	Optimálna hodnota	Menej ako 7 m/s	Optimálna hodnota
medzi -30% a -10%	Normálna hodnota	Medzi 7m/s a 9,7 m/s	Normálna hodnota
Medzi -10% a +10%	Zvýšená hodnota	Medzi 9,7 m/s a 12 m/s	Zvýšená hodnota
Nad +10%	Jednoznačne patologická hodnota	Nad 12 m/s	Jednoznačne patologická hodnota

Tab.1. Normálne hodnoty PWV a Aix stanovené výrobcom prístroja Arteriograph (Madarász, 2007).

Výšetrenie arteriálneho stiffness prístrojom „Tensiomed RTERIOGRAPH“

Pri vyšetrovaní arteriálnej tuhosti Arteriografom sa pacientovi nasadí na rameno manžeta, podobná ako pri bežnom meraní tlaku a funguje ako senzor. Po zmeraní TK sa manžeta natlakuje najmenej o 35 mmHg nad aktuálny systolický TK / tzv. suprasystolický TK/ a pri zastavenom toku krvi sa na hornom okraji manžety vytvorí akoby membrána v a. brachialis, na ktorú sa prenášajú obe systolické vlny (P1, P2) a diastolická vlna (P3). Tieto zmeny tlaku vyvolajú v manžete veľmi malé objemovo-tlakové zmeny, ktoré sa zaregistrujú vysoko citlivým tlakovým senzorom a sú ďalej filtrované a zosilnené. (Illyés, 2005) Metóda je veľmi citlivá na maximálny pokoj počas vyšetrenia, dokonca vo fáze registrácie sa odporúča na krátko zastaviť dýchanie a používa sa čo najmenšia manžeta (často detská) a hadička vedúca od manžety k prístroju sa nemá dotýkať hrudníka, aby tlakové signály neovplyvnili pohyby hrudníka. Signály sú bezdrôtovo prenášané do počítača a softwarovo spracované.

Obr. 1. Tlaková krivka získaná pri vyšetrení artériografom (Illyés, 2005)



Klinický význam vyšetřovania arteriálnej tuhosti

Hlavný význam vyšetřovania arteriálnej tuhosti u pacientov s hypertenziou spočíva v tom, že sa preukázala jej vysoká prediktívna hodnota pre vznik kardiovaskulárnych komplikácií, kardiovaskulárnej i celkovej mortality (Laurent et al., 2001, Boutouyrie et al., 2002). Hodnoty PWV > 12 m/s u osôb stredného veku sú ekvivalentom poškodenia cieľových orgánov podobne ako hypertrofia ľavej komory alebo IMT na a. carotis > 0,9 mm a to aj pri chýbaní akýchkoľvek klinických príznakov (Guidelines for Management of Arterial Hypertension, 2007). Centrálny Aix a pulzový TK sú takisto nezávislými prediktormi celkovej mortality u pacientov s renálnym poškodením (London et al., 2001, Safar et al., 2002) a kardiovaskulárnych príhod u pacientov indikovaných ku koronárnej intervencii (Weber et al., 2005, Chirinos et al., 2005). V longitudinálnej populačnej štúdii STRONG bol centrálny pulzový TK v silnejšom vzťahu k cievnej hypertrofii, rozsahu aterosklerózy a kardiovaskulárnym príhodám ako brachiálny TK (Roman et al., 2007).

Už v Miláne v r. 2007 bolo vyšetrenie rýchlosti pulzovej vlny (PWV) zaradené medzi hlavné diagnostické procedúry po prijatí nových odporúčaní Európskej hypertenziologickej spoločnosti (Guidelines for Management of Arterial Hypertension, 2007).

Výskum

Predpokladali sme pozitívnu koreláciu patologického nálezu arteriálneho stiffnessu s ostatnými rizikovými faktormi v súbore 62 pacientov vyšetrených na našej neurologickej klinike od februára 2010 do decembra 2012.

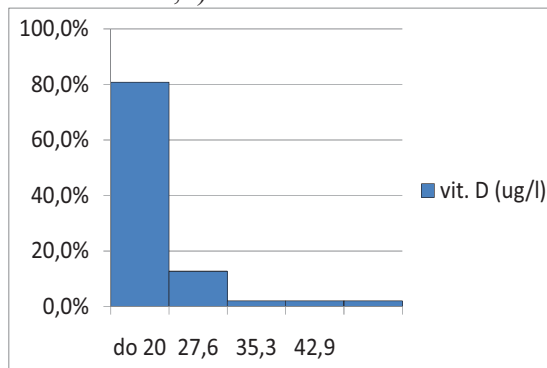
Súbor pacientov

Našu vyšetřovanú skupinu tvorilo 62 pacientov (vyšetřených od februára 2010 do decembra 2012) a to nielen po cievnych mozgových príhodách ale aj mladších pacientov, ešte bez klinických prejavov aterosklerózy (teda v možnom štádiu endoteliálnej dysfunkcie) s priemerným vekom 65,6 rokov (min 22, max 90 rokov).

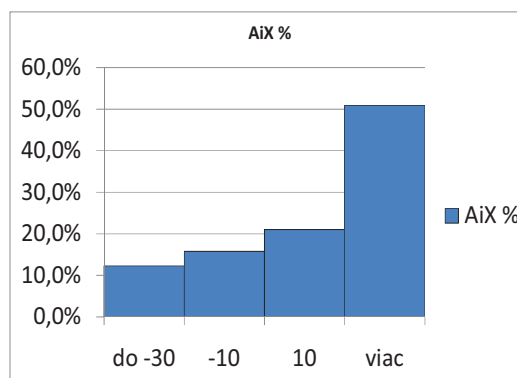
Pri vyšetřovaní jednotlivých rizikových faktorov, sme zistili, že najvyššia miera nesúlady s odporúčanými hodnotami je pri vitamíne D, pri ktorom vyše 80 % respondentov nedosahuje dolnú hranicu hodnoty. Druhým parametrom najintenzívnejšie prekračujúcim odporúčanú hodnotu je parameter AiX, u ktorého vyše 50 % presahuje hornú hodnotu!!!!

Prostredníctvom frekvenčnej tabuľky alebo histogramu máme zjednodušenú predstavu o početnosti výskytu niektorých hodnôt v analyzovanom súbore.

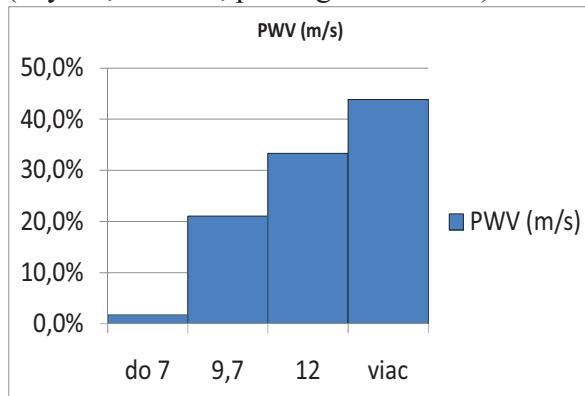
HISTIOGRAM ROZDELENIA VIT.D
(norma 20 - 42,9)



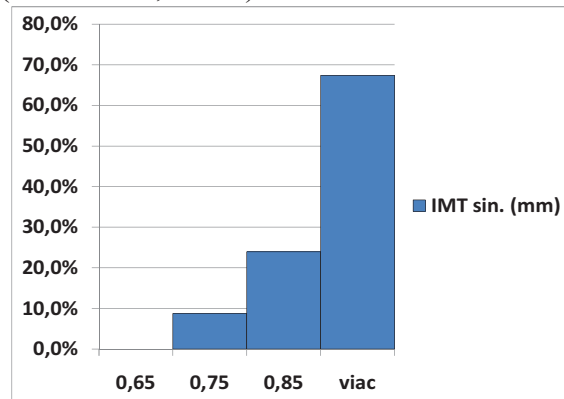
HISTOGRAM ROZDELENIA AiX %
(zvýš. hodnota -10% až +10%
patolog. hodnota nad +10%)



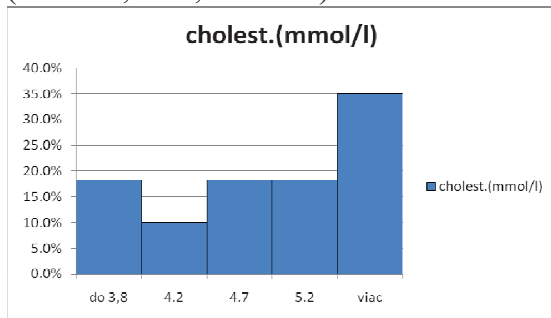
HISTOGRAM ROZDELENIA PWV
(zvýš. 9,7-12m/s, patolog. nad 12m/s)



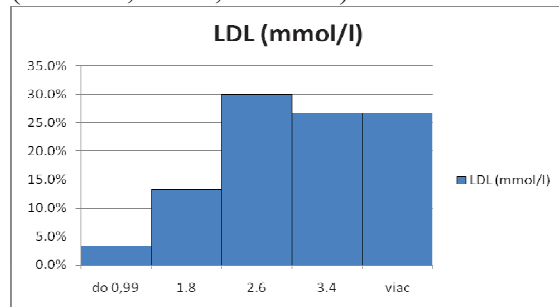
HISTOGRAM ROZDELENIA IMT l.sin.
(norma do 0,85mm)



HISTOGRAM ROZDELENIA cholesterol
(norma 3,8 – 5,2 mmol/l)



HISTOGRAM ROZDELENIA LDL
(norma 0,99 – 3,4 mmol/l)



Metodika

Arteriálny stiffness sme vyšetrovali ateriographom s dodržaním podmienok šandardizácie vyšetrenia. Súčasne sa v rámci vyšetrenia u každého respondenta zisťovali hodnoty kvantitatívnych medicínskych parametrov (tradičných aj modernejších, novšie uznávaných aj zvažovaných rizikových faktorov) ako sTK, dTK, cholesterol, TAG, LDL, BMI, hrúbka IMT karotíd, vitamín D, CRP, kreatinín, mineralogram (Ca, Mg, Na, Cl). Laboratórne odbery boli vyšetrované v našom biochemickom laboratóriu s použitím referenčných hodnôt tohto laboratória. Na vyšetrenie hrúbky intimomediálneho komplexu (IMT) karotíd sme použili ultrazvukový prístroj Aloka 7 s 12 MHz lineárnou sondou s vysokým rozlíšením. Na monitore ultrazvukového prístroja sme archivovali maximálne zväčšený obraz intimo-medie pri maximálnej ostrosti a pri najvyššej možnej kvalite obrazu. Počas vyšetrenia IMT sme postupovali podľa odporúčaní Mannheim Intima-Media Thickness Consensus z r. 2004 a 2006. Meranie hrúbky IMT sme uskutočnili na archivovaných snímkach semiautomatickou metódou pomocou softvéru IMT LAB ESAOTE 1.1 s presnosťou na desať tisícinu mm a zaokrúľovali sme jednotlivé výsledky na tisícinu mm. Vyšetrenie sme realizovali samostatne trikrát na pravej a trikrát na ľavej a. carotis communis a použili sme najvyššiu z nameraných hodnôt. Týmto metodikami v súčasnosti vyšetrujeme ďalších pacientov

Výskum

Na vyjadrenie miery vzájomnej závislosti medzi hodnotami dvoch ukazovateľov sme použili koeficient korelácie r (Pearsonov). K rozhodnutiu o prijatí alebo zamietnutí hypotézy nám

slúži p-hodnota (p-value). Treba však zobrať na vedomie, že ako uvádza Chajdiak (2010) štatisticky významná závislosť nič nehovorí o intenzite tejto závislosti („slabá“, „stredná“, „silná“).

V prípade, že analyzujeme závislosť medzi dvojicami hodnôt viacerých parametrov, môžeme koeficienty korelácie usporiadať do korelačnej matice. Naša korelačná matica obsahuje 136 koeficientov korelácie. Z nich 17 má štatisticky významnú hodnotu koeficienta.

Následujúca tabuľka ukazuje koreláciu AiX a PWV s ostatnými vyšetrovanými rizikovými faktormi.

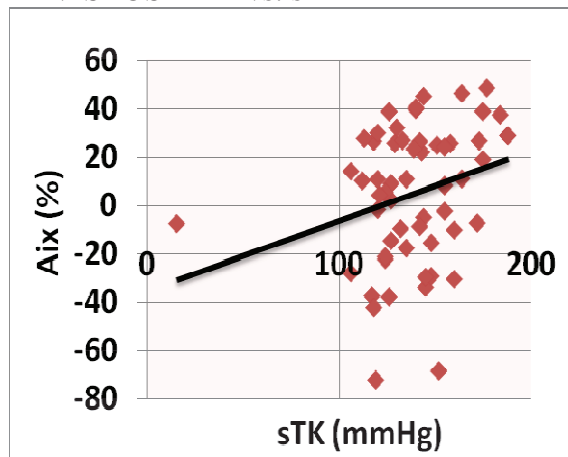
Tab. 1. Korelácia Aix a PWV s vyšetrovanými RF

Hodnoty p-hodnota počet vyšetrení		koeficientov						korelácie
vek		BMI	cholest	LDL	TG	glucose	creat	vitD
AiX	0.20	-0.20	0.21	0.18	0.00	-0.29	0.04	0.21
	0.12	0.12	0.11	0.16	0.97	0.02	0.71	0.16
	57	57	55	55	55	56	57	43
PWV	0.13	-0.09	0.21	0.18	0.07	-0.11	0.16	0.02
	0.31	0.49	0.11	0.17	0.57	0.41	0.21	0.86
	57	57	55	55	55	56	57	43

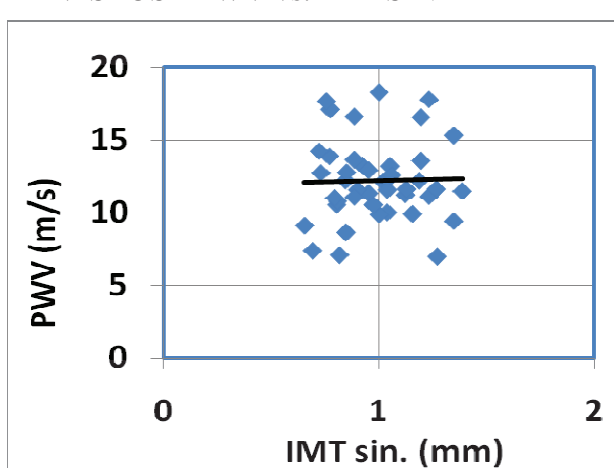
Ca		Mg	CRP	sBP	dBP	IMTdx	IMTsin	AiX	PWV
AiX	0.08	0.04	-0.48	0.29	0.23	0.09	0.07	1.00	0.53
	0.55	0.76	0.00	0.02	0.07	0.52	0.61		<.001
	54	46	55	57	57	43	43	57	57
PWV	0.02	-0.09	-0.33	0.19	0.24	0.09	0.02	0.53	1.00
	0.85	0.53	0.01	0.14	0.06	0.52	0.86	<.001	
	54	46	55	57	57	43	43	57	57

Najvyššia miera **vzájomnej závislosti** je logicky medzi LDL a cholesterolom (0,91), sBP a dBP (0,74) a IMT d a IMTsin (0,41). Zaujímavé sú **nepriame závislosti** medzi Mg a IMT l.sin (-0,31), CPR a PWV (-0,33), Aix a glukóza (-0,29), Aix a CRP (-0,48). Zaujímavé je, že premenné Ca a vitamín D sú v **nezávislosti** so všetkými ostatnými premennými. Zvýšeného zreteľa sú hodné premenné IMT l.sin a tiež Aix (viď tab. 1.), ktoré majú najviac spárovaných premenných so štatisticky významnou koreláciou.

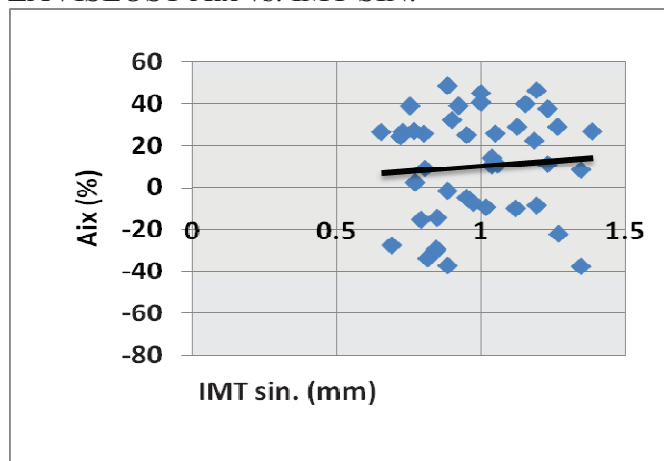
ZÁVISLOSŤ Aix vs. sBP



ZÁVISLOSŤ PWV vs. IMT SIN



ZÁVISLOSŤ Aix vs. IMT SIN.



Záver

Pacienti, ktorí prekonalí TIA alebo ischemickú CMP by mali mať vyšetrenú aortu a koronárne, extrakraniálne a intrakraniálne artérie. Vyšetrenie arteriálnej tuhosti najlepšie vyjadruje poškodenie cievnych stien rizikovými faktormi v dlhom časovom úseku. Každé identifikované potenciálne riziko je potom potrebné ovplyvniť liečebnými stratégiami, pokiaľ také existujú. Lekár musí starostlivo zvážiť pomer riziko/prínos pre každý zvolený postup. Zlepšenie prevencie vyžaduje hlbšie poznanie patogenetických mechanizmov CMP a hlavne identifikáciu nových rizikových faktorov a vyvinutie nových diagnostických metód na identifikáciu osôb s vysokým rizikom vzniku CMP. (Gogolák, 2008).

Z tabuľky publikovanej v doporučení ESC/ESH vyplýva, že určenie „arterial stiffness“ meraním PWV je metódou s veľkou prediktívnou hodnotou pre vznik kardiovaskulárnych a cerebrovaskulárnych komplikácií vedúcich k invalidizácii a celkovej mortalite a vyšetrenie arteriálneho stiffnessu by malo byť ďalším zo štandardne sledovaných rizikových faktorov cerebrovaskulárnych ochorení.

Nálezy svedčiace pre zvýšenú arteriálnu tuhosť by nemali zostať nepovšimnuté a ich význam obmedzený len na predpovednú hodnotu, ale práve naopak, mali by vstupovať do rozhodovacieho procesu v klinickej medicíne. Majú byť dôvodom pre agresívnejšiu liečbu nielen hypertenzie, ale aj sprievodnej dyslipoproteinémie, metabolického syndrómu a k ovplyvneniu všetkých ovplyvniteľných rizikových faktorov aterosklerózy.

Literatúra

Boutouyrie, P., Tropeano, A.I., Asmar, R. et al. Aortic stiffness is an independent predictor of primary coronary events in hypertensive patients: a longitudinal study. *Hypertension* 2002, 39:10-15.

Farský, Š. Vyšetrovanie arteriálnej tuhnosti. *Via pract.*, 2009, 6(4): 153–156.

Gogolák, I. Prevencia cievnych mozgových príhod. *Via practica* 2008, 5 (S4): 6 –11.

Goldstein, L.B., Adams, R., Alberts, M.J. et al. Primary prevention of ischemic stroke: A Guideline from the American Heart Association/ American Stroke Association Stroke Council. *Stroke* 2006; 37 (6): 1583–1633.

Gorelick, P.B. Primary prevention of stroke: Impact of healthy lifestyle. *Circulation* 2008; 118 (9): 904-906.

Guidelines for the management of arterial hypertension 2007, *European Heart Journal* (2007): 1462-1536

Chajdiak, J. Štatistika jednoducho. 3. vydanie. Bratislava: Statis 2010. 196 s. ISBN 80-85659-60-3.

Chirinos, J.A., Zambrano, J.P., Chakko, S. et al. Aortic pressure augmentation predicts adverse cardiovascular events in patient with established coronary artery disease. *Hypertension* 2005, 45:980-985.

Illyés, M. New rapid screening method for non-invasive measurement of complex hemodynamic parameters and arterial stiffness by means of simple arm cough. *Am J Hypert* 2005, 18: (5) 2nd part.

Laurent, S., Boutouyrie, P., Asmar, R. et al. Aortic stiffness is an independent predictor of all-cause and cardiovascular mortality in hypertensive patients. *Hypertension* 2001, 37:1236-1241.

London, G.M., Blacher, J., Pannier, B. et al. Arterial wave reflections and survival in endstage renal failure. *Hypertension* 2001, 38: 434-438.

Madarász, Š. Význam a spôsob merania augmentačného indexu a rychlosti šírenia pulzovej vlny aorty v prevencii kardiovaskulárnych a cerebrovaskulárnych ochorení. *Medicina Militaris Slovaca*, odborný časopis zdravotníckej služby ozbrojených síl Slovenskej republiky. 1. Vydavateľské oddelenie komunikačného odboru MOSR, ročník 8, 1/2007, str. 28 -32. ISSN 1335-5139.

Madarász, Š. Demografické údaje o chorobách obehovej sústavy a cievnych mozgových ochorobách v Slovenskej republike. *Medicina Militaris Slovaca*, odborný časopis zdravotníckej služby ozbrojených síl Slovenskej republiky. 1.Vydavateľské oddelenie komunikačného odboru MOSR, ročník 10, 1/2008, str. 48-52. ISSN 1335-5139.

Roman, M.J., Devereux, R.B., Kizer, J.R. et al. Central Pressure More Strongly Relates to Vascular Disease and Outcome Than Does Brachial Pressure: The Strong Heart Study. *Hypertension* 2007, 50:197-203.

Safar, M.E., Blacher, J., Pannier, B. et al. Central pulse pressure and mortality in end-stage renal disease. *Hypertension* 2002, 39: 735-738.

Sacco, R.L., Adams, R., Albers, G. et al. Guidelines for prevention of stroke in patients with ischemic stroke or transient ischemic attack. A statement for healthcare professionals from the American Heart Association/American Stroke Association Council on Stroke. *Stroke* 2006; 37(2): 577–617.

Štatistika hospitalizovaných v SR 2009. Národné centrum zdravotníckych informácií. Bratislava 2010. Ročník 2010. ZŠ-25/2010. s. 43.

Vestenická, V. Cievne mozgové príhody. *Neurologia pre prax*. 2002, 6: 294-298

Weber, T., Auer, J., O'Rourke, M.F. et al. Increased wave reflections predict severe cardiovascular events in patients undergoing percutaneous coronary interventions. *Eur Heart J* 2005, 26:2657-2663.

Wöstmann, X., László, W. „Arterial stiffness“- nezávislý rizikový faktor kardio-vaskulárných ochorení v ambulancii praktického lekára. 2008. in.: **Chyba! Neplatné hypertextové prepojenie.**

Adresy autorov:

Jana Rohaľová, MUDr.
Neurologická klinika, ÚVN SNP FN
Gen. Miloša Vesela 21
034269 Ružomberok
Vysoká škola zdravotníctva a sociálnej práce
sv. Alžbety v Bratislave

Štefan Madarász, MUDr., PhD.
Neurologická klinika, ÚVN SNP FN
Gen. Miloša Vesela 21
034269 Ružomberok
madaraszs@gmail.com
IFBLR Piešťany, UCM v Trnave
jana.rohalova@gmail.com

Koleda Peter, MUDr.
Neurologická kl. ÚVN-FN SNP Ružomberok
Vysoká škola zdravotníctva a sociálnej práce
sv. Alžbety v Bratislave
koledap@uvm.sk

Abeceda štatistiky: Výber testu pre centrálne hodnoty dvoch súborov

Alphabet of statistics: The selection of a test for the central tendencies of two groups

Peter Slavkovský

Abstrakt: Výber správneho testu je v štatistike základom správnej štatistickej interpretácie údajov. V práci sa zaoberáme tromi testami pre centrálne hodnoty dvoch súborov. Na základe analýzy (Ruxton 2006) uvádzame význam použitia t-testu s nerovnakými rozptylmi.

Abstract: Choosing the right statistics test is based on correct interpretation of statistical data. The paper deals with three tests for the central tendencies of the two files. Based on the analysis (Ruxton 2006) discloses the use of t-test with unequal variances.

Kľúčové slová: t-test test s nerovnakými rozptylmi, Studentov t-test, Mann–Whitneyho U test

Key words: the unequal variance t-test, Student's t-test, Mann-Whitney U test

Informačné technológie okrem iného prinášajú aj značné množstvo ľahko použiteľného programového vybavenia. Poloautomatizovaný systém nasmerovania používateľa k rýchlemu riešeniu (systém "klikací") je používateľský príjemný, ale napríklad v oblasti štatistických výpočtov býva často kontraproduktívny. Používateľ bez hlbších vedomostí zo štatistiky dokáže vyprodukovať pre neho jednoznačné výstupy a bez problémov výsledky publikuje vo svojich prácach. Je to časté pri písaní diplomových prác alebo publikácií počas doktorandského štúdia. Pri tvorbe publikácie sa často bez pochopenia podstaty metódy preberajú štatistické metódy použité v už publikovaných prácach na podobnú tému. Prichádza k paradoxu: nesprávne zvolená metóda v primárnej práci produkuje ďalšie práce s rovnako nesprávnou metódou. Stáva sa z toho lavína nesprávnych štatistických postupov. Pritom stačila pri primárnej práci konzultácia so štatistikom, odporúčaný výber správnej metódy a testu a následná správna interpretácia získaných výsledkov.

Základná úvaha pri začatí štatistickej analýzy predstavuje posúdenie, či je možné použiť normálne (Gaussove) rozdelenie a s ním súvisiace parametre (priemer, rozptyl), čo napríklad v medicíne nebýva časté. Najmä pri súboroch s menším rozsahom údajov sa o tom treba najskôr presvedčiť testom na overenie normality. Následné testovanie hypotéz pre stredné hodnoty je však možné použiť iba za určitých podmienok. Napríklad pri porovnávaní priemerov dvoch alebo viacerých skupín treba vedieť, či rozptyly týchto skupín sú alebo nie sú rovnaké.

V tejto práci vychádzame z publikácie (Ruxton 2006). Budeme uvažovať výber testu pre stredné hodnoty pre rovnaké resp. nerovnaké rozptyly. Autor publikácie (Ruxton 2006) vychádza z analýzy 130 prác z oblasti behaviorálnej ekológie. Práca je zaujímavou "propagáciou" t-testu s nerovnakými rozptylmi.

Úvod

V štúdiách behaviorálnej ekológie ako aj v iných vedeckých oblastiach požadujeme štatistické testy so zámerom zistiť, či sú centrálné tendencie (priemer alebo medián) dvoch skupín navzájom odlišné na základe vzoriek týchto dvoch skupín. Pri preskúmaní niektorých čísiel časopisu Behaviorálna ekológia (volume 16, výtlačky 1–5) zistili (Ruxton 2006), že zo 130 prác 33 používa aspoň jedno štatistické porovnanie tohoto druhu. V prácach boli použité tri rôzne testy: Studentov t-test (67 prípadov, 26 prác), Mann–Whitneyho U test (43 prípadov, 21 prác) a t-test test s nerovnakými rozptylmi (9 prípadov, 4 práce). Uvedené počty naznačujú, že t-test s nerovnakými rozptylmi nie je bežne používaný. V práci sú identifikované testy popísané jednoducho ako "t-testy" buď ako Studentov t-test alebo ako t-test s nerovnakými rozptylmi, pretože výpočet stupňov voľnosti z 2 výberov je pre obidva testy odlišný.

1. Porovnanie testov

Zanedbávanie posúdenia rovnosti rozptylov dvoch výberov v rámci t-testu môžeme vysvetliť rôznymi spôsobmi:

1. Autori si neuvedomujú, že Studentov t-test je nespoľahlivý, ak sú rozptyly (odchýlky) medzi populáciami odlišné (nerovnaké).
2. Autori si to uvedomujú, ale vždy prepokladajú, že ich výbery majú rozptyly (odchýlky) podobné (rovnaké).
3. Autori sa domnievajú, že Mann–Whitney U test môže efektívne nahradiť Studentov t-test, keď sú rozptyly (odchýlky) odlišné.
4. Pretože pre veľké výbery t rozdelenie smeruje k normálnemu rozdeleniu, autori môžu predpokladať, že rozsahy ich vzoriek sú dostatočne veľké a obavy z nerovnakých rozptylov a nenormality vzoriek môžu byť ignorované.

Štvrté tvrdenie vychádza z centrálnej limitnej vety a vyžaduje združenú veľkosť súborov najmenej 30 prvkov (Sokal a Rohlf 1987). Veľmi často sa však stáva, že združená veľkosť súborov je menšia než je hodnota 30.

Na preskúmanie prvého argumentu uvažujme dve výberové skupiny „1“ a „2“ s priermi μ_1 a μ_2 , rozptylmi (s_1^2 a s_2^2) a veľkosťami výberových skupín (n_1 a n_2). Pre nepárový Studentov t-test je t štatistika vypočítaná ako

$$t = (\mu_1 - \mu_2) / (s_p^2 \cdot \sqrt{(1/n_1 + 1/n_2)}), \quad (1)$$

pričom spoločný rozptyl (smerodajná odchýlka) je určený ako

$$s_p^2 = [(n_1-1) s_1^2 + (n_2-1) s_2^2] / (n_1 + n_2 - 2) \quad (2)$$

Združením odchýlok (rozptylov) dvoch výberov sa dosiahne najlepší odhad rozptylov dvoch populácií. Z toho vyplýva základný predpoklad: rovnaký rozptyl populácií v tomto teste. Studentov t-test sa správa nespoľahlivo, keď sú odchýlky (rozptyly) rozdielne, v zmysle chýb 1. druhu a 2. druhu (Zar 1996). Pritom nerovnaké rozptyly súborov sú napríklad v behaviorálnej ekológii časté. Je síce pravda, že nerovnaké rozptyly sú menej

problematické, ak je veľkosť súborov podobná, v praxi však máme často nerovnaké veľkosti súborov. Môžeme konštatovať, že Studentov t-test sa používa v behaviorálnej ekológii často, aj keď nie je jeden z jeho dôležitých predpokladov splnený a vtedy je jeho výpovedná hodnota nespoľahlivá.

t-test s nerovnakými rozptylmi nepožaduje rovnaké rozptyly. Coombs et al. (1996) prezentovali namerané chyby 1. druhu, ktoré získali simulovaním vzoriek z normálneho rozdelenia pre Studentov t-test a pre t-test s nerovnakými rozptylmi. V príkladoch zistili, že miera (výskytu) chyby 1. druhu t-testu s nerovnakými rozptylmi sa nikdy príliš neodchyľuje od nominálnej hodnoty 5%, zatiaľ čo miera (výskytu) chyby 1. druhu Studentovho t-testu bola viac než 3 krát väčšia ako nominálna hodnota, ak bol vyšší rozptyl spojený s menšou veľkosťou výberov a menej ako štvrtina nominálnej hodnoty, ak bol vyšší rozptyl spojený s väčšou veľkosťou výberov. Tieto výsledky sa zhodujú s inými štúdiami týchto dvoch testov (napríklad Zimmerman a Zumbo 1993). Všimnime si, že aj keď sú rozptyly rovnaké, tak t-test s nerovnakými rozptylmi je rovnako efektívny ako Studentov t-test z hľadiska chyby 1. druhu. Sila t-testu s nerovnakými rozptylmi je podobná Studentovmu t-testu aj keď sú rozptyly populácie rovnaké (napríklad Moser et al. 1989; Moser a Stevens 1992; Coombs et al. 1996). Preto tvrdíme, že t-test s nerovnakými rozptylmi poskytuje výsledky aspoň také ako Studentov t-test alebo lepšie než Studentov t-test z hľadiska kontroly chýb 1. a 2. druhu za predpokladu, že sú základné rozdelenia normálne.

Uvažujme teraz podmienky výpočtu: t-test s nerovnakými rozptylmi zahŕňa výpočet t štatistiky, ktorá sa porovnáva s vhodnými hodnotami v štandardných t tabuľkách. Testovacia štatistika pre t-test s nerovnakými rozptylmi (t') je trochu jednoduchšia než pre Studentov t-test:

$$t' = (\mu_1 - \mu_2) / \sqrt{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)}, \quad (3)$$

Výpočet stupňov voľnosti je komplikovanejší, ale nie obmedzujúci. Pre Studentov t-test $v = n_1 + n_2 - 2$; pre t-test s nerovnakými rozptylmi je (Moser and Stevens 1992)

$$v = (1/n_1 + u/n_2)^2 / [1/(n_1^2 \cdot (n_1 - 1)) + u^2/(n_2^2 \cdot (n_2 - 1))] \quad (4)$$

$$\text{kde } u = s_2^2 / s_1^2 \quad (5)$$

Spravidla bude mať v (výraz 4) neceločíselnú hodnotu; obvykle sa hodnota pred nahliadnutím do štandardných t tabuliek zaokrúhľuje smerom nadol na najbližšie celé číslo. Výpočet t-testu s nerovnakými rozptylmi je teda nekomplikovaný. Je k dispozícii v niekoľkých bežne používaných štatistických programových balíkoch: napríklad Excel, Minitab, SPSS, SAS a SYSTAT. Jednoduchosť výpočtu teda nie je dôvodom pre výber Studentovho t-testu v porovnaní s t-testom s nerovnakými rozptylmi.

Ak sú rozptyly výberov rovnaké, tak t-test s nerovnakými rozptylmi nemá žiadne výhody oproti Studentovmu t-testu. Preto môžeme uvažovať, že efektívny spôsob ako vykonávať analýzu je vypočítať iniciačný test homogenity rozptylu a potom vykonať buď Studentov t-test pre rovnaké rozptyly alebo t-test s nerovnakými rozptylmi, keď rozptyly rovnaké nie sú. Problém s týmto flexibilným prístupom je, že kombinácia predbežného testu a niektorého z následných testov kontroluje chybu 1. druhu menej dobre ako keď sa vždy vykoná iba t-test

s nerovnakými rozptylmi (Moser a Stevens 1992). To je jeden dôvod, prečo nie je rozumné realizovať jeden štatistický test na základe výsledku druhého (Zimmerman 2004). Existujú ďalšie dôvody prečo neodporúčať predbežné testy rozptylov (napríklad Markowski CA a Markowski EP 1990). Je namieste odporúčanie vyhnúť sa predbežným testom a vybrať t-test s nerovnakými rozptylmi pokiaľ argument založený na logickom, fyzikálnom alebo biologickom základe nepotvrdzuje, že sú rozptyly populácií pravdepodobne rovnaké.

Je dôležité si uvedomiť, že hoci je t-test s nerovnakými rozptylmi spoľahlivejší ako Studentov t-test v prípade porušenia predpokladu homogenity rozptylov, nie je však nevyhnutne spoľahlivejší ako Studentov t-test, ak nie je dodržaná normalita populácie. Zimmerman a Zumbo (1993) však tvrdia, že t-test s nerovnakými rozptylmi realizovaný na usporiadaných údajoch sa správa rovnako dobre ako Mann–Whitney U test (z hľadiska kontroly chyby 1. druhu), ak sú rozptyly rovnaké a výrazne lepšie ako U test, ak sú rozptyly rôzne. Toto správanie zistili pri testovaní populácií pochádzajúcich z 8 rôznych typov nenormálneho rozdelenia. Zimmerman a Zumbo (1993) odporučili, že t-test s nerovnakými rozptylmi môže účinne nahradiť Mann–Whitney U test, ak sú údaje pred uplatnením testu usporiadané. Existujú alternatívy k t-testu s nerovnakými rozptylmi, ktoré sú lepšie pri nenormalite populácií (napríklad Coombs et al. 1996; Keselman et al. 2004). Odporúčame však t-test s nerovnakými rozptylmi pretože má najlepšiu kombináciu výkonu a jednoduchosti použitia.

2. Záverečné poznámky

Použili sme názov t-test s nerovnakými rozptylmi z dôvodu, že je najviac používaný v literatúre. Môžeme tiež nájsť odkazy s názvom Welchov test odvodené od Welcha (1938, 1947). Welch vlastne navrhoval niekoľko spôsobov na výpočet stupňov voľnosti a metóda opísaná v rovnicach 4 a 5 je niekedy označovaná ako Welchov test aproximovaných stupňov voľnosti (APDF). Štatistické balíky môžu používať iné metódy na výpočet stupňov voľnosti. Môžeme sa stretnúť s t-testom s nerovnakými rozptylmi nazvaným jednoducho t-test s nezdruženými rozptylmi alebo Satterwaitov test alebo Welch–Satterwaitov test podľa Satterwaita (1946). Môžete tiež nájsť názov Smith-Welch-Satterwaitov test v práci Smitha (1936).

Ak chceme porovnať centrálnu tendenciu dvoch populácií na základe vzoriek nezávislých výberov, tak je treba prednostne použiť t-test s nerovnakými rozptylmi namiesto Studentovho t-testu alebo Mann–Whitney U testu. Pred použitím tohoto testu, najprv preskúmame typ rozdelenia dvoch výberov graficky. Ak existuje dôkaz o nenormalite v jednom alebo v oboch výberoch, tak usporiadame údaje. Na tieto údaje aplikujeme t-test s nerovnakými rozptylmi a urobíme závery na základe tohoto testu. Treba poznamenať, že niektoré štatistické balíky (napríklad SPSS) vykonávajú Studentov t-test a súčasne t-test s nerovnakými rozptylmi a poskytujú výstup pre obidva testy. Používateľ sa musí vopred rozhodnúť, ktorý test považuje za najvhodnejší a treba uvažovať iba výstup pre vybraný test a zároveň je nutné ignorovať druhý test.

Pri prezentovaní výsledkov t-testu s nerovnakými rozptylmi treba uviesť odkazy na test a jeho presnú formuláciu (napr. Moser et al. 1989) a uviesť priemer, rozptyl a počet vzoriek

v každom výbere, vypočítanú hodnotu t' , vypočítané stupne voľnosti (v) a samozrejme hodnotu p .

3. Literatúra

- [1]COOMBS, W.T. – ALGINA, J. – OLTMAN, D. 1996. Univariate and multivariate omnibus hypothesis tests selected to control type I error rates when population variances are not necessarily equal. In: *Rev Educ Res*, 1996, č. 66, s. 137 – 79.
- [2]JULIOUS, S.A. 2005. Why do we use pooled variance analysis of variance. In: *Pharm Stat*, 2005, č. 4, s. 3 – 5.
- [3]KASUYA, E. 2001. Mann-Whitney U-test when variances are unequal. In: *Anim Behav*, 2001, č. 61, s. 1247 – 9.
- [4]KESELMAN, H.J. – OTHMAN, A.R. – WILCOX, R.R. – FRADETTE, K. 2004. The new and improved two-sample t test. In: *Psychol Sci*, 2004, č. 15, s. 47 – 51.
- [5]KOZLÍKOVÁ, K. – MARTINKA, J. 2009. Základy spracovania biomedicínskych meraní II. Asklepios, Bratislava, 2009, 204 s.
- [6]MARKOWSKI C.A. – MARKOWSKI E.P. 1990. Conditions for the effectiveness of a preliminary test of variance. In: *Am Stat*, 1990, č. 44, s. 322 – 6.
- [7]MOSER, B.K. – STEVENS, G.R. 1992. Homogeneity of variance in the two-sample means test. In: *Am Stat*, 1992, č. 46, s. 19 – 21.
- [8]MOSER, B.K. – STEVENS, G.R. – WATTS, C.L. 1989. The two-sample t-test versus Satterwaite's approximate F test. In: *Commun Stat Theory Methodol*, 1989, č. 18, s. 3963 – 75.
- [9]NEUHAUSER, M. 2002. Two-sample tests when variances are unequal. In: *Anim Behav*, 2002, č. 63, s. 823 – 5.
- [10]RUXTON G.D. 2006. The unequal variance t-test is an underused alternative to Student's t-test and the Mann-Whitney U test. In: *Behavioral Ecology*, 2006, č. 17, s. 688 – 690.
- [11]SATTERWAITE, F.E. 1946. An approximate distribution of estimates of variance components. In: *Biometrics Bull*, 1946, č. 2, s. 110 – 4.
- [12]SMITH, H. 1936. The problem of comparing the results of two experiments with unequal errors. In: *J Counc Sci Ind Res*, 1936, č. 9, s. 211 – 2.
- [13]SOKAL, R.R. – ROHLF, F.J. 1987. Introduction to biostatistics. 2nd ed. New York: Freeman.
- [14]WELCH, B.L. 1938. The significance of the difference between two means when the population variances are unequal. In: *Biometrika*, 1938, č. 29, s. 350 – 62.
- [15]WELCH, B.L. 1947. The generalisation of students problem when several different population variances are involved. In: *Biometrika*, 1947, č. 34, s. 23 – 35.
- [16]ZAR, J.H. 1996. Biostatistical analysis. 3rd ed. London: Prentice Hall International.
- [17]ZIMMERMAN, D.W. – ZUMBO, B.N. 1993. Rank transformations and the power of the Student t-test and Welch t' -test for non-normal populations. In: *Can J Exp Psychol*, 1993, č. 47, s. 523 – 39.

Adresa autora:

Peter Slavkovský, RNDr., CSc.

Ústav patologickej fyziológie Lekárskej fakulty UK

Sasinkova 4, 811 08 Bratislava

peter.slavkovsky@fmed.uniba.sk

Analýza kvantitatívnej premennej pomocou krabicového grafu a jeho tvorba

Analysis of quantitative variable with box plot and its creation

Andrej Trnka

Abstract: Box plot is a suitable graphical way of representation of numeric variable. In normal conditions of MS-Excel use, its development is more difficult, compared to the commonly used graphs. The paper introduces ways how the box plot can be developed in MS-Excel. The final plot image is designed upon the former auxiliary calculations and various methods of formatting of an auxiliary graph. On the other hand, article opens several questions on the appropriateness of using the plot in such a way. It is illustrated on a concrete example. It compares the MS Excel outputs and professional statistical software SPSS Statistics 21 and Minitab 16.

Abstrakt: Krabicový graf je vhodným grafickým spôsobom reprezentácie číselnej premennej. V bežných podmienkach použitia MS Excel-u je jeho tvorba náročnejšia v porovnaní s bežne používanými grafmi. Článok zoznamuje so spôsobom, akým je možné tento graf vytvoriť v MS Excel-i. Finálnemu zobrazeniu grafu predchádzajú pomocné výpočty a rôzne metódy formátovania pomocného grafu. Na druhej strane článok otvára niekoľko otázok o vhodnosti použitia takto vytvoreného grafu na konkrétnom príklade. Porovnáva výstupy MS Excel a profesionálnych štatistických softvérov SPSS Statistics 21 a Minitab 16.

Key words: numeric variable, boxplot, MS Excel, SPSS Statistics, Minitab.

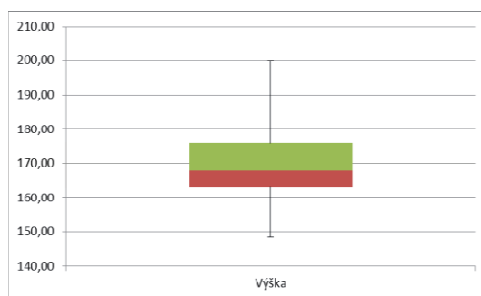
Kľúčové slová: číselná premenná, krabicový graf, Excel, SPSS Statistics, Minitab.

JEL classification: C20

1. Úvod

Pomocou krabicového grafu môžeme zobrazit' viacej opisných charakteristík číselnej premennej zo štatistického súboru. Tento graf sa zaraďuje do exploračnej (predbežnej) analýzy údajov. Zobrazuje minimálnu hodnotu, maximálnu hodnotu, medián a dolný a horný kvartil. V niektorých prípadoch zobrazuje aj aritmetický priemer. Ďalej sa z neho môžeme dozvedieť šikmosť rozdelenia a zistiť prítomnosť odľahlých hodnôt. Pre potreby tohto článku sme zvolili dátový súbor s 394 záznamami o výške respondentov.

Krubicový graf sa skladá z obdĺžnika a z dvoch úsečiek, ktoré vychádzajú z obdĺžnika. Graf môže byť otočený horizontálne alebo vertikálne. V MS Excel je jeho zostrojenie náročnejšie ako pri bežne používaných grafoch (stĺpcový, koláčový...). Najskôr si musíme zistiť vstupné hodnoty, z ktorých následne vypočítame hodnoty pomocné a na ich základe zostrojíme skladaný stĺpcový graf s miernou úpravou parametrov tak, aby sme docielili zobrazenie krubicového grafu (obr. 1).



Obr. 1: Krubicový graf zostrojený v MS Excel

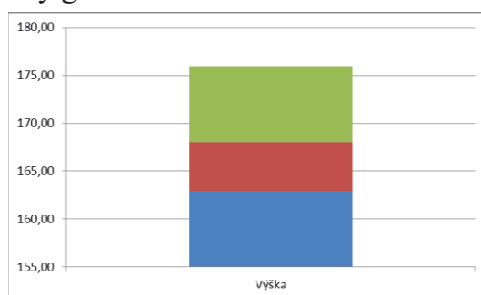
2. Tvorba krabicového grafu v MS Excel

Prvý krok na vytvorenie krabicového grafu je zistenie minima, maxima, mediánu, prvého kvartilu a tretieho kvartilu zo štatistického súboru a následný výpočet veľkostí jednotlivých oblastí (obr. 2).

Popisné štatistiky		Hranice oblastí	
minimum	148,50	1. kvartil	163,00
1. kvartil	163	medián	5,00
medián	168,00	3. kvartil	8,00
3. kvartil	176	minimum	14,50
maximum	200,00	maximum	24,00

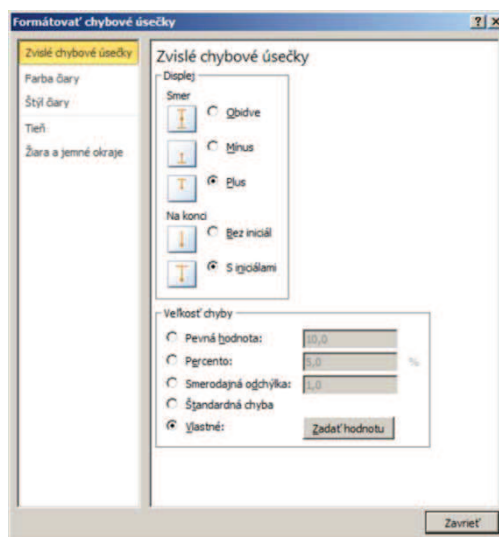
Obr. 2: Popisné štatistiky a vypočítané hranice oblastí

Z vypočítaných hodnôt veľkostí oblastí 1. kvartilu, mediánu a 3. Kvartilu zostrojíme stĺpcový skladaný graf (obr. 3). Vzniknutý graf zatiaľ nemusíme formátovať.



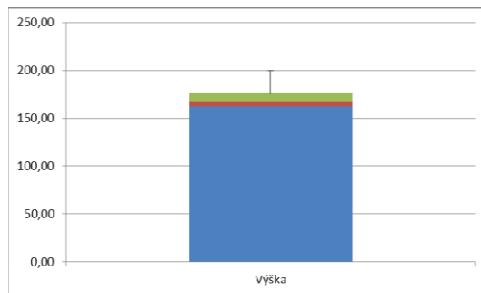
Obr. 3: Stĺpcový graf – základ pre krabicový graf

Vzniknutý graf posluží ako základ pre ďalšiu prácu na tvorbe krabicového grafu. Teraz je potrebné doplniť úsečky znázorňujúce hodnoty minima a maxima. Vo vygenerovanom grafe klikneme na časť 3. kvartilu (zelená oblasť). V menu „Nástroje pre grafy“ zvolíme „Rozloženie“ a v kategórii „Analýza“ vyberieme „Chybové úsečky“. Každú úsečku je potrebné vytvoriť samostatne. Pre zobrazenie úsečky maxima zvolíme „Ďalšie možnosti chybových úsečiek...“. V okne „Formátovať chybové úsečky“ (obr. 4) vyberieme „Smer – Plus“ a „Veľkosť chyby – Vlastné“. Klikneme na tlačidlo „Zadať hodnotu“. Otvorí sa okno „Vlastné chybové úsečky“.



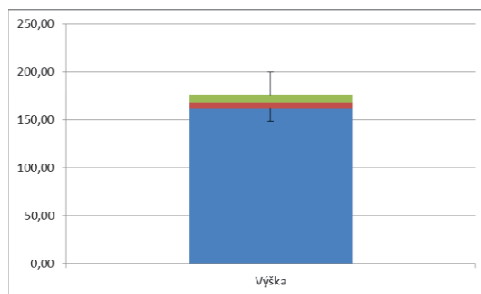
Obr. 4: Pridanie minima a maxima

„Kladná chybová hodnota“ predstavuje vypočítanú veľkosť oblasti pre maximum. Hodnotu „Záporná chybová hodnota“ zatiaľ nevypĺňame. Po potvrdení sa v grafe zobrazí úsečka charakterizujúca maximum (obr. 5).



Obr. 5: Zobrazenie úsečky pre maximum

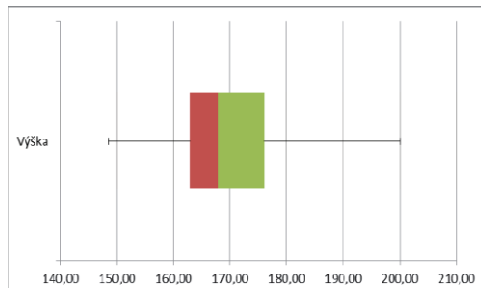
Podobným postupom vytvoríme aj úsečku pre minimum. Klikneme do oblasti zobrazujúcej 1. kvartil (modrá oblasť). Už popísaným postupom sa dostaneme k dialógovému oknu „Formátovať chybové úsečky“, v ktorom teraz zvolíme hodnotu „Smer – Mínus“. V okne „Vlastné chybové úsečky“ tentoraz vyplníme hodnotu „Záporná chybová hodnota“ a ako obsah vložíme vypočítanú veľkosť oblasti pre minimum (obr.6).



Obr. 6: Doplnenie úsečky pre minimum

Je zrejmé, že oblasť 1. kvartilu (modrá oblasť) v krabicovom grafe nemá čo robiť. Odstránime ju dodatočným formátovaním. Klikneme na ňu a v menu „Nástroje pre grafy“ zvolíme „Formát“. V kategórii „Štýly tvarov“ vyberieme možnosť „Výplň tvaru“. Z ponúknutých možností vyberieme „Bez výplne“. Nakoniec doformátujeme os y tak, aby nezačínala od hodnoty 0. Výsledný krabicový graf je zobrazený na obr.1.

Krabicový graf môžeme vytvoriť aj pomocou skladaného pruhového grafu. Výsledok je zrejmý z obr. 7. Výpovedná hodnota oboch prezentovaných krabicových grafov je rovnaká.



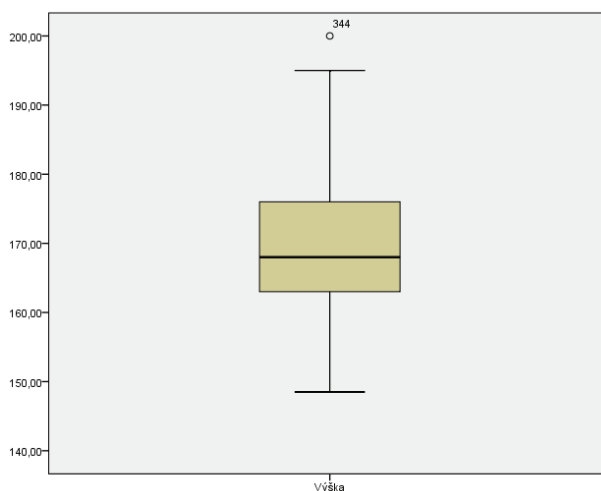
Obr. 7: Iný pohľad na krabicový diagram

3. Analýza číselnej premennej

Na grafickú reprezentáciu číselnej premennej môžeme použiť viacero typov grafov. Jedným z nich je krabicový graf. Pri tvorbe krabicového grafu pomocou MS Excel sa ale môže vynoriť niekoľko otázok:

- Má naozaj takto zobrazený graf pre nás výpovednú hodnotu?
- Neobsahuje dátový súbor hodnoty, ktoré by mohli byť odľahlé alebo vzdialené?
- Nezaznamenal respondent nepravdivú hodnotu?

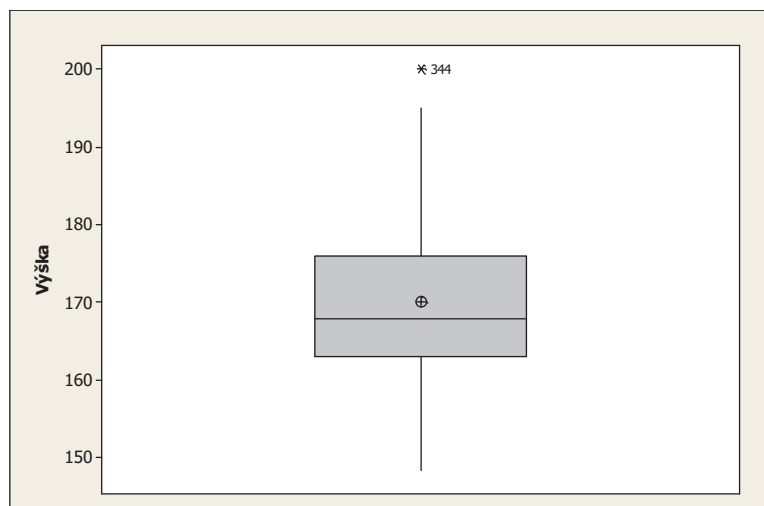
Takto zostrojený krabicový graf na tieto otázky zodpovie len veľmi ťažko. Nie je z neho možné odčítať odľahlé a vzdialené pozorovania, ktoré môžu byť užitočné pre ďalšie skúmanie. Preto odporúčame použiť profesionálny štatistický softvér a MS Excelu použiť len vo výnimočných situáciách. Pre porovnanie uvádzame aj krabicový graf vytvorený v štatistickom softvéri SPSS Statistics 21 (obr. 8). Pohodnosť tvorby grafu je neporovnateľne vyššia a to isté sa týka aj výpovednej hodnoty grafu.



Obr. 8: Krabicový graf vytvorený v SPSS Statistics 21

V krabicovom grafe na obr. 8 vidíme, že veľkosť čiary pre maximum je na rozdiel od krabicového grafu na obr. 1 menšia. Je to spôsobené tým, že SPSS Statistics dokáže na základe tzv. Z zóny určiť oblasti v ktorých sa nachádzajú odľahlé a vzdialené pozorovania. Z takto zobrazeného grafu už vieme ľahšie identifikovať niektoré problémové hodnoty. V našom prípade to bol respondent č. 344. V ďalšom sa vieme na tento záznam pozrieť priamo v dátovej matici a posúdiť je ďalšie zaradenie do štatistických analýz.

Podobný výsledok dostaneme aj s použitím štatistického softvéru Minitab 16 (obr. 9).



Obr. 9: Krabicový graf vytvorený v Minitab 16 (s vyznačeným aritmetickým priemerom)

4. Záver

MS Excel poskytuje okrem bežne používaných grafov aj tvorbu grafov, ktoré sa nedajú zhotoviť priamo. Ako vidieť z predchádzajúceho, MS Excel je možné použiť aj na tvorbu krabicového grafu, pomocou ktorého môžeme analyzovať číselnú premennú. V našom prípade sme analyzovali výšku respondentov. Dátový set obsahoval 394 záznamov. Z nich však jeden záznam bol preklasifikovaný ako odľahlý. Táto identifikácia sa však podarila až použitím profesionálneho štatistického softvéru.

Môžeme konštatovať, že MS Excel je vhodný na základný štatistický rozbor dátového súboru (tab. 1), ale pre niektoré štatistické operácie nie je vhodný. Nie vždy je však profesionálny štatistický softvér k dispozícii a preto v prípade nutnosti môžeme použiť aj MS Excel, ktorý je súčasťou skoro každého PC s operačným systémom Windows.

Tab. 1: Základný štatistický rozbor

Výška [cm]	
Mean	170,123
Standard Error	0,463
Median	168,000
Mode	163,000
Standard Deviation	9,189
Sample Variance	84,441
Kurtosis	-0,111
Skewness	0,581
Range	51,500
Minimum	148,500
Maximum	200,000
Sum	67028,350
Count	394,000

Porovnaním výstupov z MS Excel a profesionálneho štatistického softvéru je jasné, že v dátovom súbore sa vyskytuje jedna odľahlá hodnota, ktorá môže byť významná z hľadiska ďalšieho skúmania.

5. Literatúra

- [1]CHAJDIAK J. Štatistika v Exceli 2007. Statis, 2009. 304 s., ISBN 978-80-85659-49-8
- [2]CHAJDIAK J. Štatistika jednoducho. Statis, 2010. 194 s., ISBN 978-80-85659-60-3
- [3]RIMARČÍK M. Štatistika pre prax. 2007. 200 s., ISBN 978-80-969813-1-1
- [4]PACÁKOVÁ V., et al. Štatistické metódy pre ekonómov. Iura Edition, 2009. 411 s., ISBN 978-80-8078-284-9
- [5]Štatistické funkcie. [online]. Dostupné na: <http://office.microsoft.com/sk-sk/excel-help/statisticke-funkcie-odkaz-HP010342920.aspx>
- [6]HORÁLEK Vratislav, et al. Základní statistické výpočty s podporou Microsoft Excel. Česká společnost pro jakost, 2001. 176 s., ISBN 80-02-01427-8

Adresa autora:

Andrej Trnka, Ing. PhD.
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave
Fakulta masmediálnej komunikácie
Nám. J. Herdu 2, 917 01 Trnava
andrej.trnka@ucm.sk

Záchytnosť ochorení počas komplexných preventívnych prehliadok **Early disease detection during comprehensive preventive examinations**

Lucia Vitárius, Ján Luha

Abstrakt: Komplexné preventívne prehliadky zahŕňajú širšie spektrum diagnostikovaných oblastí ako preventívne prehliadky, uhrádzané z verejného zdravotného poistenia. Umožňujú včasnú diagnostiku mnohých ochorení v čase bez klinickej manifestácie. Z 308 pacientov, ktorí v roku 2012 absolvovali KPP MAXI v poliklinikách siete ProCare sme len u 29 pacientov nezaznamenali žiadne novozistené ochorenie alebo symptóm. Včasný záchyt známych rizikových faktorov ochorení alebo chorobných zmien umožňuje aktívny zásah do chorobného procesu s významným vplyvom na kvalitu života. Nesporný je aj ekonomický význam včasnej diagnostiky a liečby ochorení.

Abstract: Comprehensive preventive examinations (CPE) include a wider range of medical concerns for diagnosis than preventive checks-ups, covered by the public health insurance. They allow for an early diagnosis of many diseases in time preceeding their clinical manifestations. In only 29 individuals out of 308 patients who underwent the CPE MAXI in ProCare health centers in 2012, no newly detected disease or symptom was identified. Early detection of diseases' known risk factors or pathological changes enables an active intervention in the pathological process with significant impact on the quality of life. Similarly, the economic importance of early diagnosis and treatment of diseases is beyond dispute.

Kľúčové slová: komplexná preventívna prehliadka, prevencia, novozistené ochorenie

Key words: complex preventive examination, preventive care, early disease detection

JEL Classification: C1, C12, C14, J1.

1. Úvod

Komplexné preventívne prehliadky (ďalej „KPP“) sú zamerané na rozsiahle vyšetrenie funkcií organizmu mužov a žien. V poliklinikách siete ProCare poskytujeme 9 druhov štandardných KPP podľa druhu a rozsahu požadovaných vyšetrení. Najrozsiahlejšou z hľadiska diagnostiky je KPP MAXI, ktorá zahŕňa vyšetrenie takmer všetkých orgánových systémov, ktoré je dostupné ambulantne. V roku 2012 bolo v poliklinikách siete ProCare realizovaných 5386 KPP, z toho najviac predstavovali neštandardné KPP, nakonfigurované na základe požiadavky korporátnych klientov. Vzhľadom na najširšie a porovnateľné spektrum výsledkov vyšetrení sme sa v tejto práci zamerali na analýzu výsledkov vyšetrení u pacientov, ktorí absolvovali KPP MAXI.

Cieľom práce je zistiť charakteristiku a početnosť ochorení, resp. symptómov, ktoré boli novodiagnostikované u pacientov s KPP MAXI v roku 2012 v sieti polikliník ProCare.

2. Materiál a metodika

V roku 2012 absolvovalo KPP MAXI 308 pacientov, z toho 232 (75,3%) mužov a 76 (24,7%) žien. Z uvedeného počtu bolo 176 pacientov korporátnych a 132 retailových vo veku od 18 do 74 rokov. Priemerný vek za sledovaný súbor bol 41,6 rokov, vo vekovej kategórii 18-39 rokov bolo 49 sledovaných osôb (48,5%) a vo vekovej kategórii 40-74 rokov bolo 158 (51,5%). Skúmali sme, aký podiel z vyšetrených pacientov mal počas KPP novodiagnostikované ochorenie alebo symptómy, o ktorých pacient dovtedy nevedel, teda tento údaj nám neposkytol anamnesticky.

Sledovali sme tieto parametre:

- BMI (body mass index)
- Zvýšená hladina celkového cholesterolu
- Zvýšená hladina triacylglycerolov
- Znížená hladina HDL cholesterolu
- Zvýšená hladina LDL cholesterolu
- Nameraný zvýšený tlak krvi
- Hepatopatia
- Tyreopatia
- Zväčšená prostata u mužov
- Výsledky USG prsníkov u žien
- Výsledky cytologie z krčka maternice u žien

3. Výsledky základnej štatistickej analýzy

Pri KPP sme sledovali záchytnosť vybraných veličín. Prvotné výsledky sú uvedené v tabuľke 1 po rekódovaní 1= pozitívny výsledok a 0= negatívny výsledok. Priemer (mean) zároveň znamená podiel pozitívnych zistení pri jednotlivých premenných. Až v 52% prípadov bola novozistená zvýšená hladina cholesterolu a v 50% zvýšená hladina LDL. Izolovanú hypercholesterolémiu sme zaznamenali u 33% pacientov, hepatopatiu a tyreopatiu zhodne u 28%, zvýšenú hladinu triacylglycerolov malo 24% pacientov. Ďalšie premenné boli zistené v menej ako 20% prípadoch.

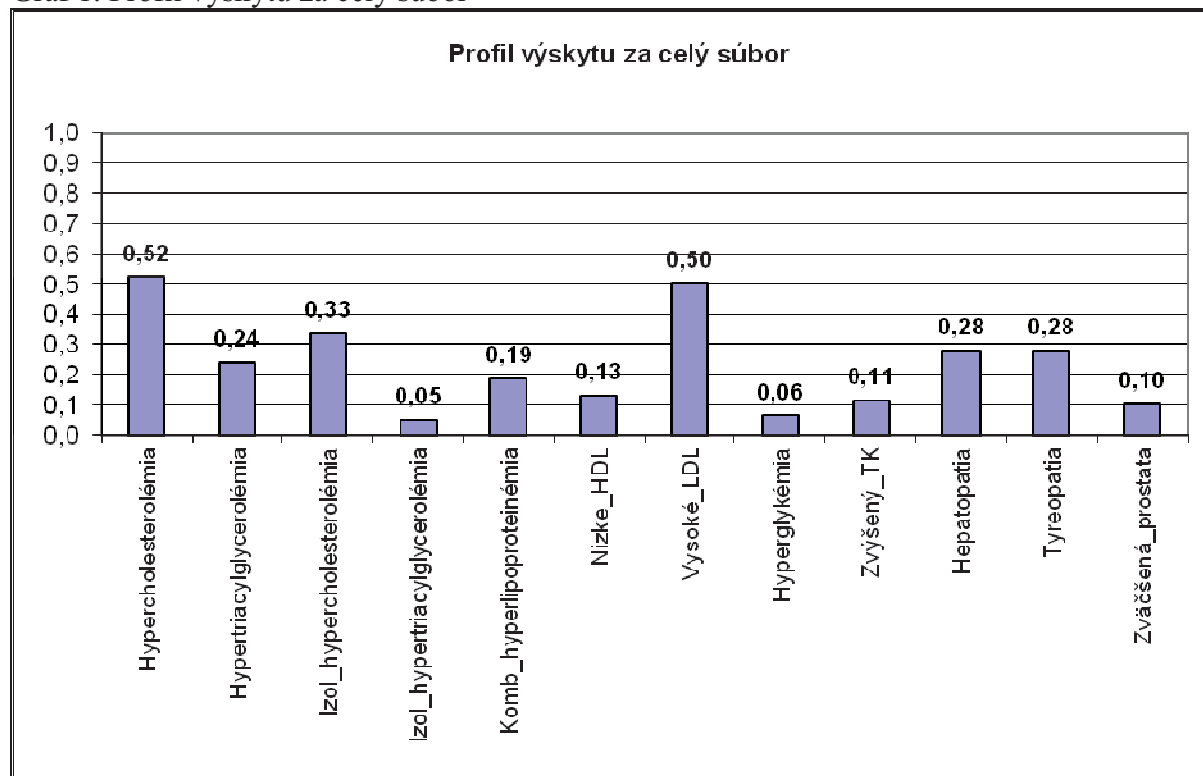
Tabuľka 1. Premenné sledované pri preventívnych prehliadkach

Premenná	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Hypercholesterolémia	308	0	1	,52	,500
Hypertriacylglycerolémia	308	0	1	,24	,428
Izolovaná hypercholesterolémia	308	0	1	,33	,473
Izolovaná hypertriacylglycerolémia	308	0	1	,05	,222
Kombinovaná hyperlipoproteinémia	308	0	1	,19	,392
Nízke HDL	308	0	1	,13	,337
Vysoké LDL	308	0	1	,50	,501
Hyperglykémia	308	0	1	,06	,247
Nameraný zvýšený tlak krvi	308	0	1	,11	,318
Hepatopatia	306	0	1	,28	,450
Tyreopatia	298	0	1	,28	,449
Zväčšená prostata	224	0	1	,10	,304
Sonografia prsníkov	69	0	1	,10	,304
Cytológia z krčka maternice	52	0	0	,00	,000

Keďže v súbore je prevažujúci podiel mužov, je zrejmé, že počet osôb so sonografickým vyšetrením prsníkov bude nižší, vzhľadom na nižší počet pozitívnych novodiagnostikovaných nálezov však túto premennú ďalej nesledujeme. Tiež počet pozorovaní pri premennej Cytológia z krčka maternice je malý a túto premennú podrobnejšie ďalej tiež neskúmame.

Žiadnu patológiu v sledovaných parametroch sme nezaznamenali len u 15 žien (4,8% všetkých pacientov, ktorí absolvovali KPP), z toho vo vekovej kategórii 18 až 39 rokov ich bolo 9 a nad 40 rokov 6. U ďalších 14 pacientov sme zaznamenali len odchýlku vo výške BMI v zmysle nadváhy alebo obezity.

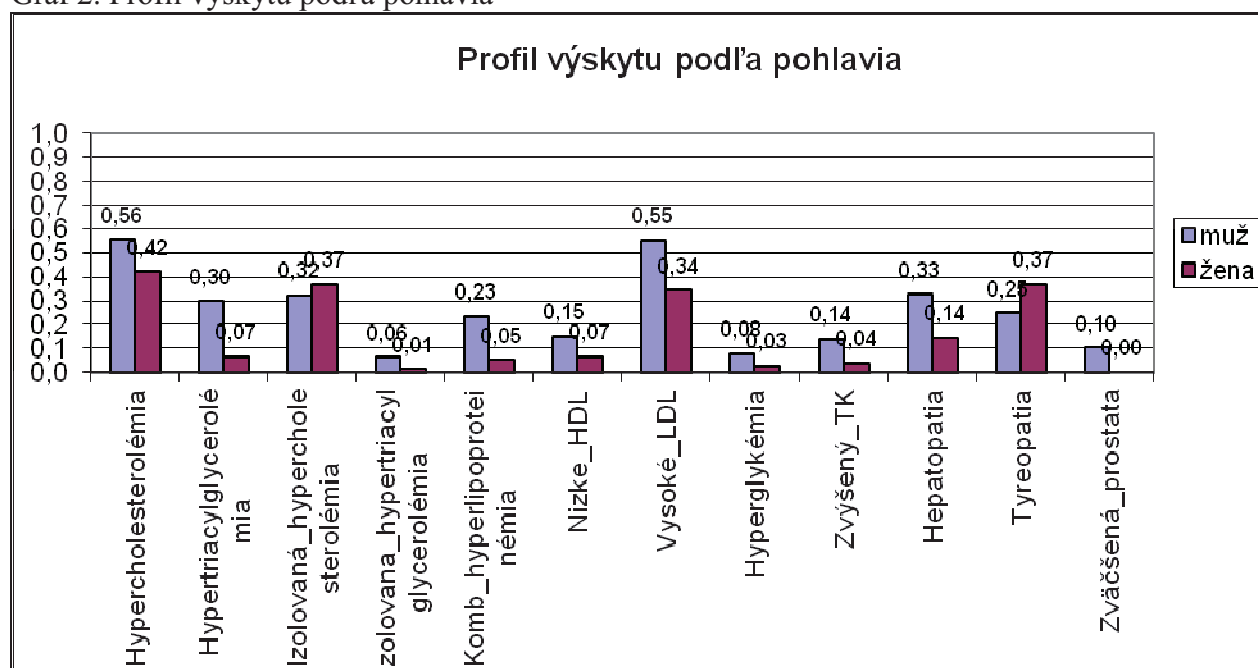
Graf 1. Profil výskytu za celý súbor



4. Komparácie podľa pohlavia, vekových kategórií a kategórií BMI

Komparáciou podľa pohlavia sme zistili signifikantný rozdiel v poruche metabolizmu lipidov, u mužov prevažovala novozistená zvýšená hladina cholesterolu, triacylglycerolov, LDL, ako aj kombinovaná porucha metabolizmu lipidov, signifikantne vyšší bol aj rozdiel pri nameraní zvýšeného krvného tlaku a novozistených hepatopatiách. Na hranici štatistickej signifikantnosti bol vyšší výskyt tyreopatií a nižšieho HDL u žien, graf 2 a tabuľka 2.

Graf 2. Profil výskytu podľa pohlavia

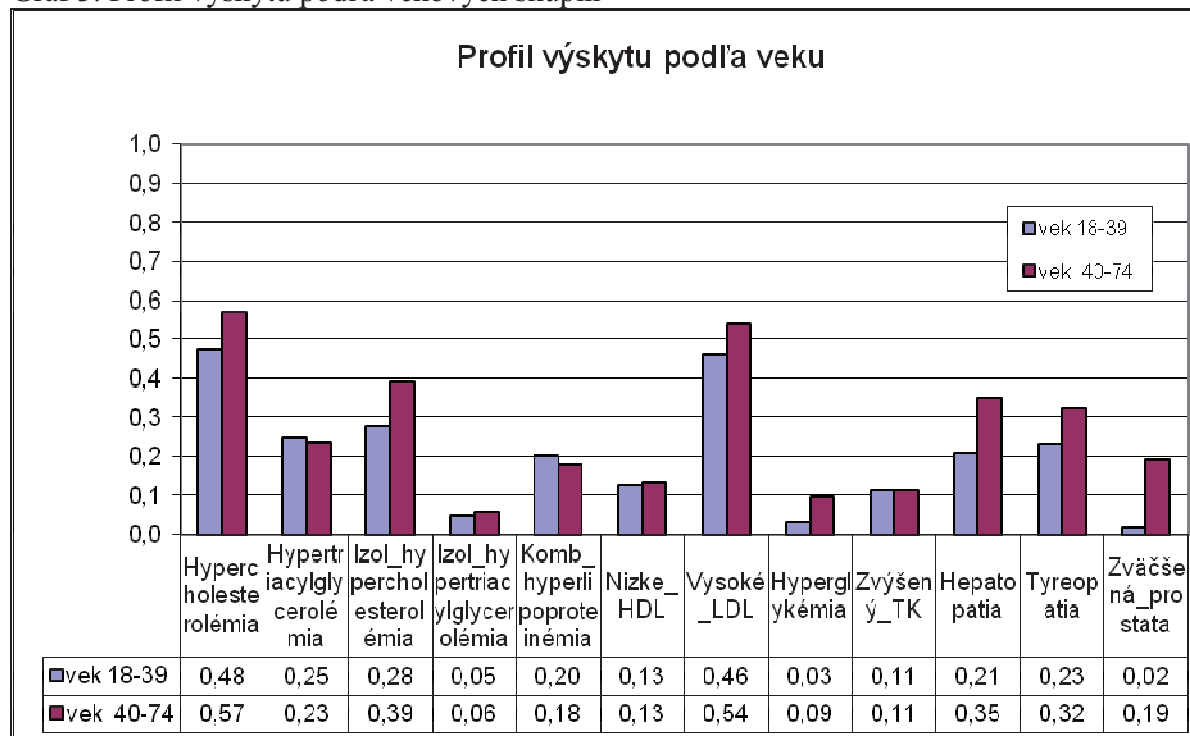


Tabuľka 2. Komparácia podľa pohlavia

premenná	Pohlavie		P-hodnota
	muž	žena	
Hypercholesterolémia	0,56	0,42	0,047
Hypertriacylglycerolémia	0,30	0,07	0,000
Izolovaná hypercholesterolémia	0,32	0,37	0,486
Izolovaná hypertriacylglycerolémia	0,06	0,01	0,132
Kombinovaná hyperlipoproteinémia	0,23	0,05	0,000
Nízke HDL	0,15	0,07	0,075
Vysoké LDL	0,55	0,34	0,002
Hyperglykémia	0,08	0,03	0,178
Nameraný zvýšený tlak krvi	0,14	0,04	0,021
Hepatopatia	0,33	0,14	0,002
Tyreopatia	0,25	0,37	0,054
Zväčšená prostata	0,10	0,00	-

Komparácie podľa veku. Signifikantne vyššiu záchytnosť sme zaznamenali vo vekovej skupine 40 a viac rokov len pri hyperglykémii, hepatopatii a zväčšení prostaty, na hranici významnosti bol nález novozistených tyreopatií v tejto vekovej skupine, v ostatných ukazovateľoch sme nezaznamenali štatisticky významný rozdiel v záchytnosti ochorení v sledovaných vekových skupinách, čo svedčí o význame včasnej diagnostiky ochorení aj v mladšom veku, graf 3, tabuľka 3.

Graf 3. Profil výskytu podľa vekových skupín

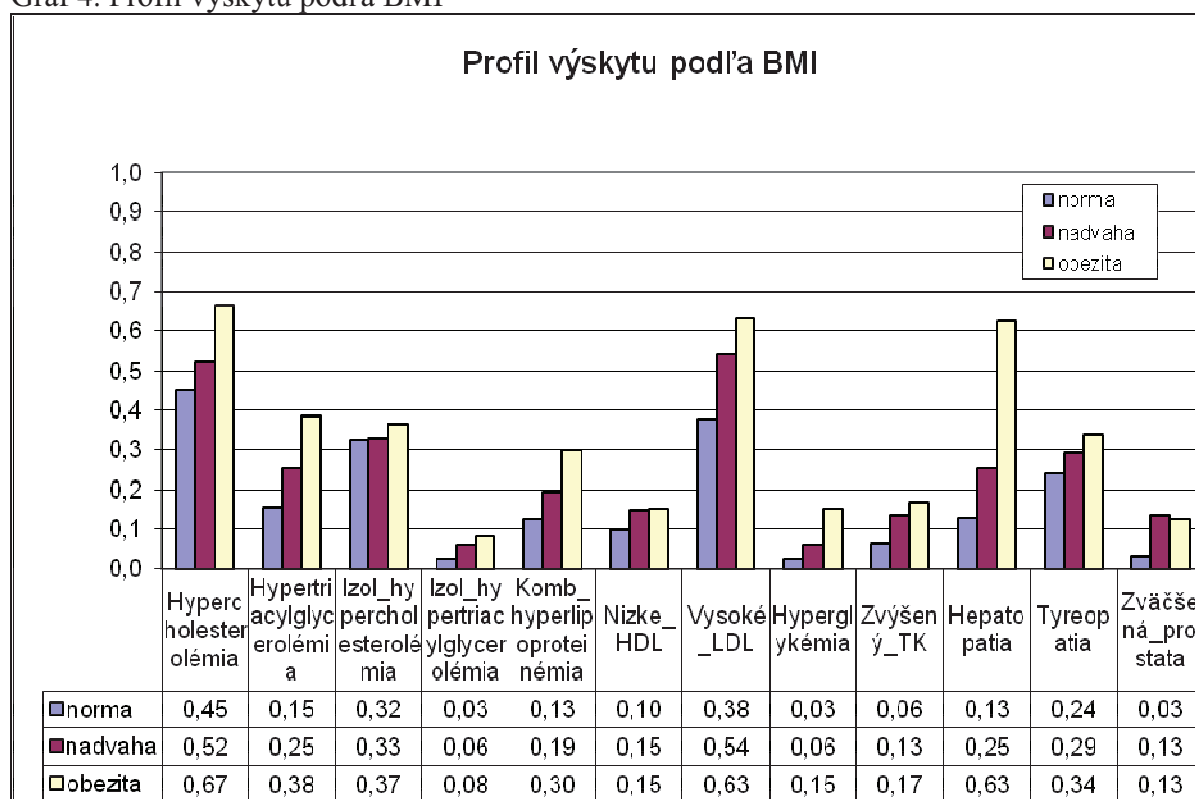


Tabuľka 3. Komparácia podľa vekových skupín

premenná	vek 18-39	vek 40-74	P- hodnota
Hypercholesterolémia	0,48	0,57	0,111
Hypertriacylglycerolémia	0,25	0,23	0,791
Izolovaná hypercholesterolémia	0,28	0,39	0,400
Izolovaná hypertriacylglycerolémia	0,05	0,06	0,800
Kombinovaná hyperlipoproteinémia	0,20	0,18	0,662
Nizke HDL	0,13	0,13	1,000
Vysoké LDL	0,46	0,54	0,210
Hyperglykémia	0,03	0,09	0,037
Nameraný zvýšený tlak krvi	0,11	0,11	1,000
Hepatopatia	0,21	0,35	0,007
Tyreopatia	0,23	0,32	0,092
Zväčšená prostata	0,02	0,19	0,000

Zaujímavé výsledky priniesla aj **komparácia pacientov podľa BMI**, kde bol dokázaný štatisticky významnejší výskyt novozistenej hypercholesterolémie a hypertriacylglycerolémie, ako aj kombinovanej hyperlipoproteinémie, zvýšenej hladiny LDL a glykémie u pacientov s nadváhou. U pacientov s vyšším BMI bola zistená aj častejšia hepatopatia (nealkoholová tuková choroba pečene). Na hranici významnosti bola závislosť nameranej vyššej hodnoty tlaku a zväčšenej prostaty u pacientov s vyšším BMI.

Graf 4. Profil výskytu podľa BMI



Tabuľka 4. Komparácia podľa BMI

premenná	nadváha	norma	obezita	P-hodnota
Hypercholesterolémia	0,52	0,45	0,67	0,027
Hypertriacylglycerolémia	0,25	0,15	0,38	0,004
Izolovaná hypercholesterolémia	0,33	0,32	0,37	0,843
Izolovaná hypertriacylglycerolémia	0,06	0,03	0,08	0,230
Kombinovaná hyperlipoproteinémia	0,19	0,13	0,30	0,023
Nízke HDL	0,15	0,10	0,15	0,442
Vysoké LDL	0,54	0,38	0,63	0,003
Hyperglykémia	0,06	0,03	0,15	0,010
Nameraný zvýšený tlak	0,13	0,06	0,17	0,073
Hepatopatia	0,25	0,13	0,63	0,000
Tyreopatia	0,29	0,24	0,34	0,364
Benígna prostatická hyperplázia	0,13	0,03	0,13	0,068

Normálnu hmotnosť podľa BMI malo vo vyšetrovanom súbore 111 pacientov (36%), až 194 pacientov (63%) spadá podľa BMI do pásma nadváha, resp. obezita. Hodnota BMI sa pohybovala u žien od 18,3 po 41,7 a u mužov od 19,4 po 42.

Porucha metabolizmu lipidov: Dyslipoproteinémie predstavujú skupinu metabolických ochorení hromadného výskytu, nakoľko postihujú desiatky percent dospeléj populácie vo vyspelých krajinách s vysokým dopadom na kardiovaskulárnu a cerebrovaskulárnu morbiditu a mortalitu.

Zvýšenú hladinu cholesterolu sme novodiagnostikovali u viac ako polovice pacientov (161), z toho 103 pacientov malo zistenú izolovanú hypercholesterolémiu. Zvýšenú hladinu triacylglycerolov sme zdiagnostikovali u 74 pacientov, z toho 16 malo hladinu celkového cholesterolu v norme. Zvýšenú hladinu cholesterolu aj triacylglycerolov malo počas KPP zistených 58 pacientov. Nízke HDL bolo namerané u 40 pacientov, z toho 18 malo súčasne zvýšenú hladinu LDL. Jednalo sa hlavne u mužov s nadváhou vo vekovej skupine nad 40 rokov.

Hyperglykémia: Z celkového počtu pacientov, ktorí absolvovali KPP MAXI a anamnesticky neuviedli hyperglykémiu, malo zvýšenú hladinu cukru v krvi zistených 20 pacientov. Taktiež prevažovali muži vo vekovej skupine 40-64 rokov.

Nameraný zvýšený tlak krvi: Anamnesticky uviedlo 43 pacientov (14%), že sa lieči na vysoký tlak krvi. Zvýšený tlak krvi (nad 140/90 mmHg) sme namerali u ďalších 35 pacientov, ktorých anamnéza z hľadiska hypertenzie bola negatívna. Šťastí sa môže jednať o hypertenziu bieleho plášťa. V tomto súbore prevažovali muži, 16 mužov do 40 rokov malo nameraný zvýšený tlak krvi a takisto 16 mužov nad 40 rokov malo nameraný zvýšený krvný tlak, rozdiel v zachytnosti podľa vekových skupín však nebol štatisticky významný. Nameraný vyšší krvný tlak vyžaduje dodiagnostikovanie domácim meraním, príp. meraním pomocou Holtera.

Hepatopatia: Na odhalenie ochorení pečene sme vyšetrovali pečeňové enzýmy a morfológicky vyšetrovali pečeň pomocou ultrazvuku. Patologické hodnoty sme zaznamenali u 85 pacientov, ktorí anamnesticky ochorenie pečene neuviedli, čo predstavuje 28%

vyšetrených pacientov. Ochorenie sme odhalili u 33% mužov a 15% žien. Prevažoval charakteristický ultrazvukový obraz steatózy pečene, ktorý sme zistili u 67 mužov a 7 žien.

Nealkoholová tuková choroba pečene (ďalej „NATCHP“) predstavuje závažný celospoločenský medicínsky problém, je jednou z najčastejších chronických chorôb pečene, vo vyspelých krajinách sa vyskytuje u 25 - 33% dospeléj populácie. Hoci sa považuje za chorobu s pomerne priaznivým priebehom, ktorá podstatne nemení zdravotný stav pacienta a neovplyvňuje dĺžku prežívania, nebezpečenstvo predstavuje jej prechod do steatohepatitídy, ktorá u 20-25% populácie progreduje do cirrózy pečene. Primárna NATCHP je stav spojený s obezitou, diabetes mellitus a hyperlipidémiou, t. j. jedná sa o poškodenie pečene pri metabolickom syndróme a často prebieha asymptomaticky. Diferenciálna diagnostika poškodenia pečene vyžaduje vylúčiť iné typy poškodenia pečene pátraním po etiológii ochorenia vylúčením signifikantnej konzumácie alkoholu a iných známych príčin poškodenia pečene.

Tyreopatia: Ochorenia štítnej žľazy patria spolu s cukrovkou, obezitou a metabolickými osteopatiami medzi najčastejšie endokrinopatie a metabolické poruchy. Postihujú 10-15% dospeléj populácie (vrátane asymptomatických foriem). Vzhľadom na čoraz lepšiu techniku (sonografické prístroje, laboratórne parametre) je v súčasnosti možné odhaliť patologický nález na štítnej žľaze aj u relatívne zdravých jedincov ako subklinické formy ochorení. Na zistenie funkcie štítnej žľazy sme vyšetrovali hormóny hypofyziárno-tyreoidálnej osi (TSH, fT4), ale aj protilátky proti peroxidáze – ATPO) a morfológické zmeny sme vyšetrovali pomocou sonografie.

Novozistené ochorenie štítnej žľazy sme odhalili v 83 prípadoch (28% vyšetrených pacientov), z toho bolo 55 mužov a 28 žien. Z celkového počtu vyšetrených žien však malo novozistenú tyreopatiu 37 % oproti štvrtine vyšetrených mužov, čo zodpovedá vyššiemu výskytu ochorení štítnej žľazy u žien.

Odchýlky v laboratórnych parametroch sme zaznamenali u 16 žien a 19 mužov. Prevažovala zvýšená hladina TSH a pozitivita ATPO. Morfológické zmeny na štítnej žľaze sme zdiagnostikovali u 25 žien a 44 mužov, a to najmä nodozity, pseudocysty, ale aj charakteristický obraz autoimunitnej tyreoiditídy. U 9 žien a 5 mužov koregovoval morfológický obraz aj s patologickými hodnotami laboratórnych parametrov, v ostatných prípadoch bola štítna žľaza eufunkčná.

Abnormality v laboratórnych alebo morfológických ukazovateľoch štítnej žľazy vyžadujú endokrinologické vyšetrenie s ďalšou diferenciálnou diagnostikou a prípadnou dispenzarizáciou.

Zväčšená prostata: Z celkového počtu 224 vyšetrených mužov sme zväčšenú prostatu ako novodiagnostikovaný symptóm zaznamenali u 23 pacientov, čo predstavuje 7,5 %. Najvyšší podiel novodiagnostikovanej zväčšenej prostaty bol vo vekovej skupine nad 50 rokov, ale ochorenie sme zaznamenali aj u 35, resp. 39 ročného pacienta.

Nezhubné zväčšenie prostaty je najčastejší zdravotný problém starnúcich mužov a celkovo najčastejšie nezhubné nádorové ochorenie u mužov. Hoci nepatrí medzi život ohrozujúce ochorenia, dlhodobo nerozpoznaná a neliečená klinická manifestácia môže vo výraznej miere ovplyvňovať a znižovať kvalitu života pacientov a ako progresívne ochorenie môže viesť k akútnemu zastaveniu močenia a v najhoršom prípade sa končiť zlyhaním obličiek. Pomalá progresia ochorenia a málo obťažujúce prvotné príznaky majú často za následok, že pacient príznaky pripisuje len procesu starnutia a lekára vyhľadá až v klinickom štádiu progresie. Asi u 50% mužov sa BPH prejaví klinicky, a to ťažkosťami pri močení.

Sonografické vyšetrenie prsníkov u žien. Takmer všetky sonografické vyšetrenia prsníkov žien boli záverované na škále BI RADS I až III. Odhalili sme však tumorózne ložisko v štádiu BI RADS 4C u 52 ročnej pacientky, ktorá absolvovala mamografické vyšetrenie pred 2 rokmi. Bola odoslaná na mamografiu a histologizáciu na vyššie pracovisko. Z hľadiska štatistických meraní je tento záchyt nevýznamný, z medicínskeho hľadiska je však každá včasná diagnostika prvoradým predpokladom úspešnej liečby.

Cytológia z krčka maternice: V skupine žien, ktoré absolvovali v roku 2012 KPP MAXI sme nezaznamenali pozitivitu cytologického vyšetrenia z krčka maternice. Treba však poznamenať, že mnoho žien gynekologické vyšetrenie odmietlo s tým, že pravidelne absolvuje preventívne prehliadky u svojho gynekológa, s ktorým má podpísanú dohodu o poskytovaní zdravotnej starostlivosti.

5. Závery

Účelom preventívnej prehliadky je predchádzať resp. odhaliť chorobné príznaky skôr, ako dôjde k ich klinickým prejavom. V prípade záchytu známych rizikových faktorov ochorení alebo chorobných zmien môžeme aktívne zasiahnuť do chorobného procesu a významne ovplyvniť kvalitu života. Nesporný je aj ekonomický význam včasného záchytu a liečby ochorení. Bonusom pre pacienta je možnosť absolvovať všetky vyšetrenia za jeden deň a na jednom pracovisku.

Rozsah kompletných preventívnych prehliadok je podstatne bohatší ako rozsah preventívnych prehliadok, uhrádzaných z verejného zdravotného poistenia, čím je väčšia aj ich výpovedná lehota, lebo sa dotkne mnohých oblastí integrálneho zdravia súčasne. Príkladom je vyšetrenie štítnej žľazy, ktoré nie je náplňou zákonných preventívnych prehliadok a asymptomatický pacient si musí vyšetrenie uhradiť u endokrinológa, ktorých sieť je poddimenzovaná a čakacie doby niekoľkomesačné. V rámci KPP sme odhalili zväčšenú prostatu aj u pacientov do 40 rokov, pričom z verejného zdravotného poistenia je urologická preventívna prehliadka uhrádzaná až od 40, resp. 50 rokov. Porucha metabolizmu lipidov bola zaznamenaná u pacientov vo veku 26 rokov a viac, všeobecný lekár má však kompetenciu preventívne vyšetrovať hladinu cholesterolu a triacylglycerolov pacientom nad 40 rokov.

Analýza poukázala na vysoký výskyt nadváhy a obezity u pacientov, keď normálnu hmotnosť malo len 36% vyšetrovaných pacientov, alarmujúcim je vysoký podiel nadváhy u pacientov do 40 rokov. Pacienti s BMI nad normou mali signifikatne vyšší záchyt dyslipoproteinémií, hyperglykémie a na hranici signifikantnosti bol záchyt zväčšenej prostaty. Z 308 pacientov, ktorí v roku 2012 absolvovali KPP MAXI v poliklinikách siete ProCare sme len u 29 pacientov nezaznamenali žiadne novozistené ochorenie alebo symptóm. Pacientom, ktorí absolvujú KPP samozrejme v prípade potreby zabezpečíme ďalšie dodiagnostikovanie a následnú terapiu. Je veľmi dôležité, aby sme rozpoznali naše zdravotné riziká včas, včasná diagnostika mnohokrát zachráni život.

Limitáciou tohto príspevku je menšia početnosť analyzovaného súboru s prevahou mužov, ktorá vyplývala z reálnej požiadavky pacientov na výber konkrétnej KPP v sledovanom roku. Nakoľko sme sledovali len novozistené ochorenia a príznaky a nie prevalenciu uvedených parametrov, nezamerali sme sa na skúmanie ďalších možných súvisiacich znakov medzi premennými.

6. Literatúra

- [1] Kanji G. K. (2006): 100 Statistical Tests. 3rd Eddition. SAGE 2006.
- [2] Luha, J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. STV Bratislava 1985.
- [3] Luha J. (2009): Matematicko-štatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [4] FÁBRYOVÁ, Ľ. 2006: Diagnostika a liečba dyslipidémií v ambulancii praktického lekára. In *Medical practice*, 2006, roč. 1, č.2, s.62. ISSN 1336-8109
- [5] Oravec, S. (2012): Hyperlipoproteinémie úvod do problematiky porúch metabolizmu lipoproteínov. Univerzita Komenského Bratislava. ISBN 978-80-223-3290-3
- [6] Podoba, J. (2005): Najčastejšie tyreopatie v ambulancii praktického lekára. In *Via practica*, 2005, roč. 2 (5): 230-235
- [7] Zima, M. (2008): Nealkoholová tuková choroba pečene. In *Via practica*, 2008, roč. 5 (4/5): 166-169
- [8] Koller, T. (2007): Diagnostika a manažment pacientov s nealkoholovou tukovou chorobou pečene. *Čes a Slov Gastroent a Hepatol* 2007; 61(2): 96-102
- [9] Blaško, M., Hladík, M., Hoffmann, J., Kertes, P.: Súčasný stav diagnózy a liečby benígnej prostatickej hyperplázie

Adresy autorov:

Lucia Vitárius, MUDr., MPH
ProCare, a.s.
Einsteinova 23-25, 851 01 Bratislava
vitarius.lucia@procare.sk

Ján Luha, RNDr., CSc.
Ústav lekárskej biológie, genetiky
a klinickej genetiky LF UK a UNB,
Bratislava
jan.luha@fmed.uniba.sk

Počet drogovzo závislých na Slovensku a súvisiace faktory Patients drug addicted and factors affecting their occurrence

Robert Zavacký, Vanda Lieskovská, Marta Marcinová

Abstract: The problem of drug use and their impact is the matter of the whole society. This paper considers the development under the terms of the number of treated drug users. The focus is on the alternatives of risk elimination of using drugs in the form of implementing the principle of harm reduction.

Abstrakt: Problematika užívania drog, ale aj ich dopadov je celospoločenským problémom. Príspevok sa venuje vývoju z hľadiska počtu užívateľov drog liečených zo závislosti. Sústreďuje pozornosť aj na štatistické analyzovanie vzťahov medzi počtom drogovzo závislých osôb na Slovensku v roku 2011 a vybranými ekonomickými, sociálnymi, demografickými a geografickými faktormi okolia drogovzo závislých osôb.

Kľúčové slová: drogová závislosť, harm reduction, závislosť.

Key words: drug addiction, harm reduction, addiction.

JEL classification: J11, L31.

Úvod

Od roku 1995 zodpovedá za tvorbu a napĺňanie protidrogovej politiky Slovenskej republiky vláda Slovenskej republiky. V rámci protidrogovej politiky vláda schvaľuje národnú stratégiu, definuje jej ciele, zásady a princípy, vrátane vytvárania príslušného legislatívneho prostredia. Na základe návrhu ministerstva zdravotníctva by sa mal poradný aparát vládneho kabinetu v najbližšom období rozšíriť o Radu vlády pre protidrogovú politiku. Nová Rada by mala plniť koordinačné a odborné úlohy v oblasti protidrogovej politiky a problematiky nelegálnych a legálnych drog. Zároveň má okrem iného garantovať, že sa budú realizovať priority a ciele jednotlivých oblastí Národnej protidrogovej stratégie.

1. Drogová závislosť a jej evidencia na Slovensku

Príčiny vzniku drogovej závislosti, ako jedného z najzávažnejších problémov spoločnosti, sú patofyziologické (chemické pôsobenie látky) a psychosociálne („samoliečba“ a podľahnutie okoliu). Národné centrum zdravotníckych informácií v edícii Zdravotnícka štatistika vydala v roku 2012 publikáciu *Drogová závislosť – liečba užívateľa drog v SR 2011* vybrané štatistické informácie o liečených užívateľoch drog, ktoré nám slúžili pre popis východiskového stavu. Od roku 2001 je evidovaný v rámci Slovenska vývoj hlásených drogovzo závislých pacientov podľa pohlavia a hlavných skupín užívanej primárnej drogy. Kým v roku 2001 bolo hlásených 2559 drogovzo závislých pacientov, v roku 2002 bol zaznamenaný ich pokles o 448. Výraznejší rast oproti predchádzajúcemu obdobiu bol zaznamenaný v rokoch 2004 kedy pribudlo 179 a v roku 2010 pribudlo oproti predchádzajúcemu roku dokonca až 357 drogovzo závislých pacientov, ako uvádzajú údaje v tab. č. 1.

Tabuľka č. 1: Vývoj počtu drogovzo závislých v štruktúre podľa pohlavia

rok	počet pacientov	muži	ženy	heroín
2001	2559	2005	554	1871
2002	2111	1657	454	1288
2003	2136	1651	485	1050
2004	2315	1833	482	936
2005	2078	1656	422	857
2006	1927	1509	418	755
2007	1985	1586	399	694
2008	2056	1682	374	747
2009	1909	1525	384	543
2010	2266	1859	407	594
2011	2313	1896	417	536

Zdroj: Spracované podľa NCZI: Drogová závislosť-liečba užívateľa drog v SR 2011

Kým v roku 2001 bolo 1871 užívateľov heroínu, v roku 2011 klesol počet ich užívateľov na 536. Zvyšoval sa percentuálny podiel užívateľov drog mužského pohlavia. V roku 2001 predstavovali muži z celkového počtu užívateľov drog 78,4 %, v roku 2011 to bolo takmer 82 %. Čo sa týka vekovej štruktúry užívateľov drog bola najpočetnejšou skupinou v rokoch 2001 až 2009 skupina 20 – 24 ročných. V rokoch 2001 – 2005 absentovalo úplne zastúpenie vekovej štruktúry starších ako 40 ročných užívateľov drog. V roku 2011 sa posunula najvyššia početnosť užívateľov do vekovej kategórie 25 – 29 rokov. Od roku 2006 sa zvyšujú aj počty pacientov vo vekových kategóriách nad 40 rokov.

Situácia ohľadom problematiky drogovzo závislých bola na Slovensku v roku 2011 nasledovná. Evidovaných bolo 2 313 užívateľov drog, čo je nárast oproti roku 2010 o 47 osôb. Mužov bolo 1 896 a žien 417. Najvyšší podiel, až 70 % boli liečení užívatelia drog vo veku od 20 do 34 rokov. Vo vekovej skupine 15- až 19-ročných bolo v roku 2011 liečených 302 osôb a 14 detí vo veku do 14 rokov. V roku 2011 bol najčastejšie užívanou primárnou drogou pervitín (614 mužov a 145 žien) a heroín získaný na ulici, ktorý užívalo 362 mužov a 100 žien. Zvyšoval sa aj počet liečených pacientov (88) užívajúcich drogy patriace do skupiny hypnotík a sedatív. Na území Slovenska malo trvalý pobyt 2 307 pacientov liečených z drogovej závislosti, z toho najviac osôb bolo z Bratislavského kraja (684) s najvyšším počtom v okrese Bratislava 5 (190) a z Nitrianskeho kraja (371) s najvyšším počtom v okrese Nové Zámky (109). Z pohľadu úrovne vzdelania najpočetnejšiu skupinu tvorili pacienti s neukončeným a ukončeným stredným vzdelaním (1 192 osôb) a so základným vzdelaním (872 prípadov). Priemerný vek liečených drogovzo závislých pacientov užívajúcich primárnu drogu bol 28 rokov. Najvyšší počet zo závislosti liečených osôb podľa pracovného stavu bol v kategórii nezamestnaných (1 300 osôb).¹

Okrem informácií o počte a štruktúre drogovzo závislých sú dostupné aj štatistiky z regiónov, v ktorých drogovzo závislí žijú. Jednou z psychosociálnych príčin vzniku drogovej závislosti je práve vplyv okolia. Vzhľadom na dostupnosť týchto informácií vzniká priestor na štatistickú analýzu a vyvodenie záverov, vzťahov medzi počtom drogovzo závislých a vybranými prvkami okolia.

¹ *Drogová závislosť – liečba užívateľa drog v SR 2011*. Bratislava: Národné centrum zdravotníckych informácií, 2012, s. 7. [online], [cit. 15/01/2013]. Dostupné na internete: <<http://www.nczisk.sk/Documents/publikacie/2011/zs1244.pdf>>.

2. Štatistická analýza počtu drogovu závislých a vybraných faktorov

Na správanie človeka vplýva množstvo rôznorodých faktorov. Niektoré z nich môžu dokonca vo výraznej miere kreovať podmienky pre vyššiu pravdepodobnosť vzniku drogovej závislosti. Pre účely predloženého príspevku sme vybrali určité atribúty o ktorých sa domnievame, že môžu súvisieť s počtom drogovu závislých osôb.

Územie Slovenska sme rozdelili podľa krajov, za rok 2011 sme uviedli za každý kraj počet evidovaných drogovu závislých ľudí, následne sme sledovali podľa krajov nezamestnanosť, príjmy na jedného člena domácnosti a hustotu osídlenia na kilometer štvorcový. Údaje sú prezentované v tabuľkách 2, 3.

Tabuľka 2 - Vybrané ekonomické faktory okolia v jednotlivých krajoch za rok 2011

Kraj	Drogovo závislí	Faktory		
		Nezamestnanosť	Príjmy na jedného člena domácností	Osoby pod hranicou chudoby
Bratislavský	684	5,41%	452,51 €	42 956
Trnavský	301	8,88%	376,65 €	52 547
Trenčiansky	250	9,95%	364,55 €	54 484
Nitriansky	371	13,27%	361,81 €	102 400
Žilinský	197	11,91%	356,26 €	75 524
Banskobystrický	196	19,83%	349,62 €	100 898
Prešovský	83	18,95%	327,08 €	164 347
Košický	225	18,76%	330,44 €	106 904

Zdroje:

1. *Drogová závislosť – liečba užívateľa drog v SR 2011*. Bratislava: Národné centrum zdravotníckych informácií, 2012, s. 19-21. [online], [cit. 15/01/2013]. Dostupné na internete:

<<http://www.nczisk.sk/Documents/publikacie/2011/zs1244.pdf>>.

2. Databáza regionálnej štatistiky

Pri štatistickej analýze vybraných faktorov okolia sme zamerali pozornosť na zisťovanie závislostí medzi počtom drogovu závislých a jednotlivými faktormi okolia v rámci všetkých ôsmich krajov Slovenskej republiky.

Keďže udávané údaje v tabuľkách sú metrického charakteru, tak zvoleným ukazovateľom na zistenie miery intenzity závislostí bol jednoduchý korelačný koeficient, a to Pearsonov korelačný koeficient.

Tabuľka 3 - Vybrané sociálne a demografické faktory okolia v jednotlivých krajoch za rok 2011

Kraj	Drogovo závislí	Sociálne faktory		Demografický faktor
		Počet trestných činov	Výdavky SP	Hustota osídlenia: Počet obyvateľov /km ²
Bratislavský	684	19 354	836 432 €	295
Trnavský	301	8 957	626 916 €	134
Trenčiansky	250	7 775	730 324 €	132
Nitriansky	371	9 501	787 545 €	109
Žilinský	197	10 240	739 254 €	101
Banskobystrický	196	12 052	758 318 €	69
Prešovský	83	10 152	786 427 €	91
Košický	225	14 565	829 367 €	117

Zdroje:

1. *Drogová závislosť – liečba užívateľa drog v SR 2011*. Bratislava: Národné centrum zdravotníckych informácií, 2012, s. 19-21. [online], [cit. 15/01/2013]. Dostupné na internete:

<<http://www.nczisk.sk/Documents/publikacie/2011/zs1244.pdf>>.

2. Databáza regionálnej štatistiky

Tabuľka 4 - Korelačná analýza medzi počtom drogovu závislých a vybranými faktormi okolia v roku 2011 podľa krajov

Korelácia medzi počtom drogovu závislých a:	Pearsonov korelačný koeficient	p-hodnota
mierou nezamestnanosti	-0,747	0,033
príjmom na jedného člena domácností	0,944	0,000
hustotou obyvateľov na km ²	0,917	0,001
počtom trestných činov	0,673	0,067
výdavkami Sociálnej poisťovne spolu	0,287	0,490
počtom osôb pod hranicou chudoby	-0,650	0,081

Zdroj: vlastné spracovanie

Ako vyplýva z uvedeného, faktory týkajúce sa počtu trestných činov, výdavkov Sociálnej poisťovne a počtu osôb pod hranicou chudoby sú vzhľadom na počet drogovu závislých osôb nevykazujú štatisticky významnú závislosť a to s pravdepodobnosťou 95 %. V ďalšom texte sa venujeme popisu tých faktorov, kde sa na hladine významnosti 0,05 preukázal silný lineárny vzťah medzi daným faktorom a počtom drogovu závislých v roku 2011.

Vplyv okolia na vznik drogovej závislosti je len jedným z mnohých faktorov, ktoré vplyvajú na závislosť a preto výsledky analýzy obsiahnutej v tejto práci nemožno pokladať za jediné, ktoré ovplyvňujú počet drogovu závislých osôb, a ktorých odstránenie, resp. stimulovanie by znížilo počet závislých na drogách. Ako ukázala analýza, určité faktory okolia majú priamu alebo nepriamu štatisticky významnú závislosť na počet drogovu závislých v roku 2011. Jedná sa o tieto konkrétne faktory a ich vplyvy:

- **miera nezamestnanosti** – medzi sledovanými ukazovateľmi existuje nepriama závislosť ($r_{xy} = - 0,747$), čo znamená, že v krajoch SR, kde je vyššia miera nezamestnanosti je nižší počet drogovu závislých a naopak;

- **príjem na člena domácnosti** – závislosť medzi príjmom na člena domácnosti a počtom drogovo závislých osôb v jednotlivých krajoch je štatisticky významná priama závislosť ($r_{xy} = 0,944$), čo znamená, že v krajoch SR, kde sú príjmy na člena domácností vyššie, je vyšší aj počet drogovo závislých a naopak;
- **hustota obyvateľstva na km²** – aj v tomto prípade bola koeficientom korelácie ($r_{xy} = 0,917$) preukázaná priama závislosť medzi počtom drogovo závislých a hustotou obyvateľstva v jednotlivých krajoch, čo znamená, že v krajoch SR s vyššou koncentráciou obyvateľstva je aj zvýšený výskyt drogovo závislých osôb.

V príspevku sme sledovali možný vplyv niektorých zvolených faktorov tak ekonomického ako aj sociálneho charakteru na počet drogovo závislých osôb v krajoch SR, z ktorých vyplynula štatisticky významná závislosť. Tieto výsledky zistenia môžu mať vplyv na aplikáciu následných aktivít súvisiacich s uplatňovaním harm reduction v práci s injekčnými užívateľmi drog v jednotlivých krajoch SR.

3. Záver

Nelegálne drogy sú považované za tretie najväčšie priemyselné odvetvie na svete. Ich zneužívanie prináša utrpenie jednotlivcovi a spoločnosti a stalo sa celosvetovým problémom. Drogová závislosť predstavuje aktuálny problém celospoločenského významu. Drogy poskytujú užívateľom dočasný stav spokojnosti a bezstarostnosti. Pravidelným užívaním vzniká závislosť, ktorá ohrozuje duševný aj fyzický stav závislého. Môže vyústiť až do trvalých následkov.

Čoraz viac členských štátov EÚ prijíma strategické a plánované prístupy k riešeniu problémov spojených s drogami. Prostredníctvom programov a projektov sa intenzívne rozvíja a upevňuje medzinárodná spolupráca zameraná najmä na oblasť znižovania ponuky a dopytu. Napriek dosiahnutému pokroku, drogový problém v jednotlivých jeho oblastiach naďalej predstavuje výzvu pre rozvoj národných politík a tvorbu efektívnych stratégií pre upevňovanie spolupráce. Základným dokumentom Slovenskej republiky v oblasti protidrogovej politiky sa stala Národná protidrogová stratégia na obdobie 2009 – 2012. Zamiera sa na ochranu verejného zdravia s dôrazom na zabezpečenie ochrany obyvateľov pred rizikom drogovej závislosti a zneužívaniu drog.

4. Literatúra

- [1] Databáza regionálnej štatistiky RegDat
- [2] DROGOVÁ ZÁVISLOSŤ – LIEČBA UŽÍVATEĽA DROG V SR 2011. Bratislava: Národné centrum zdravotníckych informácií, 2012, s. 19-21. [online], [cit. 15/01/2013].
- [3] EURÓPSKE MONITOROVACIE CENTRUM PRE DROGY A DROGOVÚ ZÁVISLOSŤ: Výročná správa 2010: Stav drogovej problematiky v Európe. Luxemburg: Úrad pre vydávanie publikácií Európskej únie, 2010. ISBN 978-92-9168-443-4.
- [4] JAVORKOVÁ, S.: *Prevenia blízka človeku alebo úvahy o prístupe harm reduction*. In: Kultúra a prevencia drogových závislostí. Bratislava: Národné osvetové centrum, roč. VIII, 2008.
- [5] CHAJDIK, J.: Štatistika jednoducho. Bratislava, STATIS 2010. ISBN 978-80-225-3047-7.
- [6] LUHA, J. 2009, Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. In: Forum Statisticum Slovaca 2/2006. SŠDS Bratislava. 2006. ISSN 1336-7420.
- [7] NÁRODNÁ PROTIDROGOVÁ STRATÉGIA, in: <http://www.slovanet.sk/ruvztt/old/formulare/NPDS.pdf>
- [8] <http://www.sme.sk/>

Adresy autorov

Mgr. Róbert Zavacký

Katolícka univerzita v Ružomberku

Pedagogická fakulta, Katedra sociálnej práce

Hrabovská cesta 1, 034 01 Ružomberok

Zavacky.robert@gmail.com

Prof. Ing. Vanda Lieskovská, PhD.

EU PHF Košice

Tajovského 13, 040 00 Košice

Vanda.lieskovska@euke.sk

MUDr. Marta Marcinová, PhD.

Chirurgická klinika ÚNLS

1. Súkromná nemocnica a.s.

Nemocnica Košice-Šaca

Lúčna 57

04015 Košice-Šaca

Marcinova.marta@gmail.com

OBSAH CONTENTS

	Foreword	1
	Predhovor	2
Berlanský P., Strešková E., Luha J.	Analýza vplyvu kondičného programu na rozvoj silových schopností a plaveckej rýchlosti vodných pólistov Analysis of impact fitness programme on development of strength abilities and swimming speed water polo players	3
Bieliková A. Ďurej V.	Chirurgické riešenie astigmatizmu rohovky Surgical treatment of cornea astigmatism	14
Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.	Vek matky a pohlavie embrya/plodu v databáze Abortus Mother's age and gender embryo/fetus in the Database Abortus	20
Böhmer D., Luha J., Braxatorisová T., Malová J.	Vek matky a vývojový stav (embryo/plod) v databáze Abortus Mother's age and evolutionary status (embryo/fetus) in the Database Abortus	25
Filan P., Luha J.	Štatistická analýza optimálneho bodu pre miniinvazívnu preparáciu „Henryho uzla“ Statistical analysis of optimal point for miniinvasive preparation of „Henry's knot“	31
Halenár R.	Spracovanie údajov o predaji liečiv procesmi ETL v reálnom čase Processing of drug sales data by real time ETL processes	38
Chajdiak J., Šlahorová K.	Opisná analýza súboru údajov v Exceli Descriptive analysis of data set in Excel	45
Šlahorová K., Chajdiak J., Šaffová A.	Deskripcia dimenzií kvality života pacientov so sclerosis multiplex Description of quality of life's dimensions in patients with sclerosis multiplex	56
Chajdiak J., Šlahorová K.	Štatistická analýza vzájomnej závislosti hodnôt kvality života Statistical analysis of dependence the quality of life variables	62
Šlahorová K., Chajdiak J.	Modelovanie kvality života v závislosti od vybraných ukazovateľov Modeling the quality of life in dependence on selected indicators	68
Chajdiak J., Šlahorová K.	Usporiadanie a analýza vplyvu úrovni faktorov prostredníctvom Excelu Sorting and analyzing influence of the factors impact in Excel	76
Šlahorová K., Chajdiak J.	Vplyv úrovni vybraných faktorov na variabilitu celkovej kvality života Impact of selected factors on variability of overall quality of life	81
Chajdiak J., Šlahorová K.	Ukážka testovania stredných hodnôt v Exceli Illustration testing of means in Excel	90
Koróny S., Gavurová B.	CCR DEA analýza efektívnosti hospitalizovaných v slovenských okresoch CCR DEA efficiency analysis of inpatients in Slovak districts	98
Koróny S., Gavurová B.	DEA analýza jednodňovej zdravotnej starostlivosti na Slovensku DEA analysis of one day health care in Slovakia	104

Kovářová M., Rovenský J., Tuchyňová A., Trnka A., Bašová M.	Metabolický syndróm a reumatoidná artritída a dna Metabolic syndrome and rheumatoid arthritis and gout	110
Luha J., Hornáček K.	Záznam medicínskych dát sledovania účinnosti liečby Recording of medical data for checking effectiveness of therapy	122
Luha J., Hornáček K.	Štatistická analýza medicínskych dát skúmania účinnosti liečby Statistical analysis of medical data for checking effectiveness of therapy	130
Luliak M.	Nadváha a obezita v tretej dekáde života: populačná hrozba Overweight and obesity in the third decade of life: population treat	142
Madarász Š., Rohaľová J.	Hypovitaminóza vitamínu D u pacientov so sclerosis multiplex Hypovitaminosis of vitamine D in patients with sclerosis multiplex	154
Madarászová E., Madarászová A., Madarász Š.	Sledovanie výskytu chlamýdiových infekcií na kožno- imunologickej ambulancii Monitoring of occurrence of chlamydia infection in skin-immunological clinic	163
Marcinová M., Vrzgula A., Lieskovská V.	Včasný karcinóm prsníka u žien v postmenopauzálnnej vekovej kategórii Early breast cancer in the postmenopausal age group of women	176
Meluš V., Krajčovičová Z.	Štatistické testovanie základných genetických parametrov vybraných génov v populácii - možnosti interpretácie výsledkov Statistical testing of basic genetic parameters of selected genes in the population - possibilities of results interpretation	183
Poništ P., Megyesiová S., Bačo T.	Je zvyšovanie cien v sektore zdravotníctva na Slovensku únosné? Is the price rising in health care sector in Slovakia bearable?	189
Rohaľová J., Madarász Š., Koleda P.	Arteriálny stiffness ako rizikový faktor cievnych mozgových príhod v skupine pacientov Neurologickej kliniky Arterial stiffness as a risk factor of stroke in a group of patients in Dept. of Neurology	195
Slavkovský P.	Abeceda štatistiky: Výber testu pre centrálné hodnoty dvoch súborov Alphabet of statistics: The selection of a test for the central tendencies of two groups	204
Trnka A.	Analýza kvantitatívnej premennej pomocou krabicového grafu a jeho tvorba Analysis of quantitative variable with box plot and its creation	210
Vitarius L., Luha J.	Záchytnosť ochorení počas komplexných preventívnych prehliadok Early disease detection during comprehensive preventive examinations	216
Zavacký R., Lieskovská V., Marcinová M.	Počet drogozo závislých na Slovensku a súvisiace faktory Patients drug addicted and factors affecting their occurrence	225
	OBSAH CONTENTS	231

Pokyny pre autorov

Jednotlivé čísla vedeckého recenzovaného časopisu FORUM STATISTICUM SLOVACUM sú prevažne tematicky zamerané zhodne s tematickým zameraním akcií SŠDS. Príspevky v elektronickej podobe prijíma zástupca redakčnej rady na elektronickej adrese uvedenej v pozvánke na konkrétne odborné podujatie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Akceptujeme príspevky v slovenčine, češtine, angličtine, nemčine, ruštinu a výnimočne po schválení redakčnou radou aj inom jazyku. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko_nazovakcie.doc resp. docx**

Forma: Príspevky písané výlučne len v textovom editore MS WORD, verzia 6 a vyššia, písmo Times New Roman CE 12, riadkovanie jednoduché (1), formát strany A4, všetky okraje 2,5 cm, strany nečíslovať. Tabuľky a grafy v čierno-bielom prevedení zaradiť priamo do textu článku a označiť podľa šablóny. Bibliografické odkazy uvádzať v súlade s normou STN ISO 690 a v súlade s medzinárodnými štandardami. Citácie s poradovým číslom z bibliografického zoznamu uvádzať priamo v texte.

Rozsah: Maximálny rozsah príspevku je 6 strán.

Príspevky sú recenzované. Redakčná rada zabezpečí posúdenie príspevku oponentom.

Príspevky nie sú honorované, poplatok za uverejnenie akceptovaného príspevku je minimálne 30 €. Za každú stranu navyše je poplatok 5 €.

Štruktúra príspevku: (Pri písaní príspevku využite elektronickú šablónu: <http://www.ssds.sk/> v časti Vedecký časopis, Pokyny pre autorov.). **Časti v angličtine sú povinné!**

Názov príspevku v slovenskom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Názov príspevku v anglickom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Vynechať riadok

Meno1 Priezvisko1, Meno2 Priezvisko2 (štýl normálny: Time New Roman 12, centrovať)

Vynechať riadok

Abstrakt: Text abstraktu v slovenskom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Abstract: Text abstraktu v anglickom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Kľúčové slová: Kľúčové slová v slovenskom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

Key words: Kľúčové slová v anglickom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

JEL classification: Uviesť kódy klasifikácie podľa pokynov v:

<http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php>

Vynechať riadok a nastaviť si medzery odseku pre nadpisy takto: medzera pred 12 pt a po 3 pt. Nasleduje vlastný text príspevku v členení:

1. **Úvod** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)
2. **Názov časti 1** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)
3. **Názov časti 1. . .**
4. **Záver** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)

Vlastný text jednotlivých častí je písaný štýlom Normal: písmo Time New Roman 12, prvý riadok odseku je odsadený vždy na 1 cm, odsek je zarovnaný s pevným okrajom. Riadky medzi časťami a odsekmi nevynechávajú. Nastavte si medzi odsekmi medzeru pred 0 pt a po 3 pt.

5. **Literatúra** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)

[1] Písať podľa normy STN ISO 690

[2] GRANGER, C.W. – NEWBOLD, P. 1974. Spurious Regression in Econometrics. In: Journal of Econometrics, č. 2, 1974, s. 111 – 120.

Adresa autora (-ov): Uved'te svoju pracovnú adresu!!! (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, adresy vpísať do tabuľky bez orámovania s potrebným počtom stĺpcov a s 1 riadkom):

Meno1 Priezvisko1, tituly1 (študenti ročník)
Pracovisko1 (študenti škola1)
Ulica1, 970 00 Mesto1
meno1.priezvisko1@mail.sk

Meno2 Priezvisko2, tituly2 (študenti ročník)
Pracovisko2 (študenti škola2)
Ulica2, 970 00 Mesto2
meno2.priezvisko2@mail.sk

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

vedecký recenzovaný časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

Vydavateľ:

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Redakcia:

Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Fax:

02/39004009

e-mail:

chajdiak@statis.biz
jan.luha@fmed.uniba.sk

Registráciu vykonal:

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Registračné číslo:

3416/2005

Evidenčné číslo:

EV 3287/09

Tematická skupina:

B1

Dátum registrácie:

22. 7. 2005

Objednávky:

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24
Slovenská republika
IČO: 178764
DIČ: 2021504276
Číslo účtu: 0011469672/0900

Redakčná rada:

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *vedecký tajomník*

členovia:

Prof. RNDr. Jaromír Antoch, CSc.
Ing. František Bernadič
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.
Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Prof. RNDr. Gejza Dohnal, CSc.
Ing. Anna Janusová
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Doc. Dr. Jana Kubanová, CSc.
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.
Mgr. Michaela Potančoková, PhD.
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.
Ing. Marek Radvanský
Prof. Ing. Hana Řezanková, CSc.
Doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Doc. Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

Ročník:

IX.

Číslo:

2/2013

ISSN 1336-7420

Cena výtlačku: 30 EUR

Ročné predplatné: 120 EUR