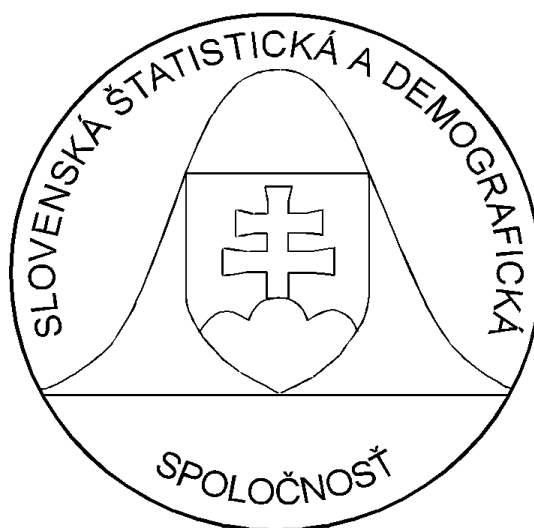


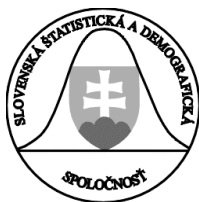
1/2011

FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420





**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 2011

12. 4. 2011, Bratislava, Aula EU

Nitrianske štatistické dni 2011

12. – 13.5. 2011, UKF Nitra

EKOMSTAT 2011, 25. škola štatistiky

29. 5. - 3. 6. 2011, Trenčianske Teplice

Aplikácie metód na podporu rozhodovania vo vedeckej, technickej a spoločenskej praxi.

13. - 14. 9. 2011, STU Bratislava

FERNSTAT 2011

6. – 7. 10. 2011, UMB Banská Bystrica

13. Slovenská demografická konferencia “Mesto a vidiek”

19. – 21. 10. 2011, Nitriansky kraj

20. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika

1. – 2. 12. 2011, Infostat Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

1. 12. 2011, Infostat Bratislava

Regionálne akcie

priebežne

ÚVOD

Vážené kolegyne, vážení kolegovia,

prvé číslo siedmeho ročníka vedeckého recenzovaného časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS) je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou II. Celoslovenskej konferencie medicínskej štatistiky MEDSTAT 2011. Táto akcia sa uskutočnila pod záštitou primátora mesta Ružomberok Dr. Jána Pavlíka v dňoch 28. až 30. januára 2011 v Ružomberku.

Akciu z poverenia Výboru SŠDS, zorganizoval:

Programový výbor: Prezident konferencie - Prof. MUDr. Bartko Daniel, MD., PhD., DSc., FAAN, FRSM, FAHA; MUDr. Madarász Štefan, PhD.; doc. Ing. Chajdiak Jozef, CSc.; RNDr. Luha Ján, CSc.; Prof., MUDr. Kovařová Mária, PhD.; PaedDr. Barbora Bunová, PhD.; Ing. Vojtková Mária, PhD.; doc. MUDr. Böhmer Daniel, PhD.; RNDr. Koróny Samuel, PhD. a

Organizačný výbor:

MUDr. Madarász Štefan, PhD. – predseda; doc. Ing. Chajdiak Jozef, CSc. – podpredseda; RNDr. Luha Ján, CSc.; Prof., MUDr. Kovařová Mária, PhD.; PaedDr. Barbora Bunová, PhD.; Ing. Iveta Stankovičová, PhD.; MUDr. Beňačka Jozef, PhD.; Ing. Andrej Trnka, PhD.; Mgr. Kubovičová Katarína; MUDr. Rohaľová Jana; Mgr. Priesolová Viera; Mgr. Priesolová Zuzana .

Vedecká sekretárka:

PaedDr. Bunová Barbora, PhD.

Na príprave a zostavení tohto čísla participovali: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc. , MUDR Štefan Madarász, PhD.

Recenziu príspevkov zabezpečili: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Samuel Koróny PhD.

Výbor SŠDS

Meranie efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení v jednotlivých okresoch Slovenskej republiky

Measuring efficiency of health care operations in individual districts of the Slovak republic

Martin Bod'a, Viera Roháčová

Abstract: The aim of the paper is to stress out a possibility of application of data envelopment analysis in measuring efficiency of medical facilities and their operation. For this purpose, the input oriented SBM model allowing for undesired outputs and under the assumption of variable returns to scale is utilized, and the analysis is conducted with respect to data available for most districts of the Slovak republic and pertaining to the year 2009.

Key words: health care facilities, technical efficiency, SBM model, undesirable output, variable returns to scale.

Kľúčové slová: zdravotnícke zariadenia, technická efektívnosť, SBM model, nežiaduci výstup, variabilné výnosy z rozsahu.

JEL classification: C02, C67, I19

1. Úvod

Problematika efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti je neustále aktuálnou témou, ktorá sa neraz redukuje na otázku efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení, ktoré ju poskytujú. Zdravotnícke zariadenia v procese hodnotenia efektívnosti možno vnímať ako isté produkčné jednotky, ktoré transformujú vstupy na požadované výstupy a vzhľadom na ich napojenie na systém verejných financií (ak sú prevádzkované verejným sektorom), alternatívne na financie súkromného sektora (ak sú prevádzkované súkromným sektorom) sa vyžaduje pri ich činnosti efektívnosť. Túto možno ponímať a hodnotiť minimálne dvojakým spôsobom:

- buď možno hodnotiť alokačnú efektívnosť a porovnávať finančné prostriedky vynaložené pri činnosti zdravotníckych zariadení (premietnuté do úrovne nákladov) s ocenenými úžitkami vyjadrenými obvykle vhodnými dosiahnutými ekonomickými výsledkami (premietnutými do úrovne výnosov a od nich odvodených veličín),
- alebo možno hodnotiť technickú (produkčnú) efektívnosť a dávať do vzájomného vzťahu spotrebované (nie nutne finančné) vstupy s vyprodukovanými (nie nutne finančnými) výstupmi.

Tradičné prístupy uplatňované pri hodnotení efektívnosti zdravotníckych zariadení sa obvykle sústreďujú na hodnotenie ich alokačnej efektívnosti prostredníctvom ekonomických nákladových analýz (CBA: cost-benefit analysis, CEA: cost-effectiveness analysis, CUA: cost-utility analysis, CMA: cost-minimization analysis). Poznámky k tomuto prístupu možno nájsť napr. u Babel'u et al. (2008) a Medveďa et al. (2005, s. 275-283). Alternatívne prístupy na hodnotenie alokačnej efektívnosti aj technickej efektívnosti spočívajú v aplikácii obalovej analýzy dát (DEA: data envelopment analysis). Zhruba od 90. rokov 20. storočia sa začali v zahraničí proliferovať pri hodnotení efektívnosti zdravotníckych zariadení rôzne modely obalovej analýzy dát, najprv vo forme akademických štúdií a neskôr sa etablovali na uznávané a všeobecne akceptované metódy. V česko-slovenských podmienkach možno použitie metód obalovej analýzy dát nájsť napr. v článkoch Dlouhého et al. (2007), Novosádovej a Dlouhého (2007a, 2007b), Novosádovej (2008) a Frisovej (2010).

Uvedené štúdie sa koncentrujú na hodnotenie technickej efektívnosti nemocničných zariadení pomocou rudimentárnych modelov obalovej analýzy dát. Pri analýze väčšinou uvažujú aj vstupne orientované modely (ktoré vychádzajú z predpokladu, že technickú efektívnosť konkrétneho, v tomto prípade zdravotníckeho zariadenia možno zvýšiť znížením vstupov a že výstupy zdravotníckeho zariadenia nemôže veľmi ovplyvniť) aj výstupne orientované modely (ktoré postulujú, že technickú efektívnosť možno získať predovšetkým zvýšením výstupov, v tomto prípade zdravotníckeho zariadenia a že vstupy sú pre zdravotnícke zariadenie v podstate ťažko ovplyvniteľné) a pokusne implementujú predpoklad konštantných výnosov z rozsahu (CCR model obalovej analýzy dát, pri ktorom zvýšenie/zníženie vstupov vedie k proporcionálnemu zvýšeniu/zníženiu výstupov) aj

variabilné výnosy z rozsahu (BCC model obalovej analýzy dát, pri ktorom zvýšenie/zníženie vstupov je sprevádzané neproporcionálnym zvýšením/znížením výstupov, v tomto prípade zdravotníckeho zariadenia). Tieto modely obalovej analýzy dát nedokážu merať (celú) technickú efektívnosť, iba jej slabú (Farrellovu) formu.

Domnievame sa, že na skúmanie a hodnotenie technickej efektívnosti je vhodný „pokročilejší“ model obalovej analýzy dát so vstupnou orientáciou a pri predpoklade variabilných výnosov z rozsahu. Typickými vstupmi technickej analýzy sú evidenčný stav zdravotníckeho personálu (lekárov a zdravotných sestier) a výstupmi počet pacientov (hospitalizovaných a ambulantných). Je zjavné, že zdravotnícke zariadenie nemôže pri danom stave zdravotníckeho personálu rozumne zvyšovať počet pacientov, nakoľko počet pacientov je z väčšej miery ovplyvňovaný inými, externými veličinami (napr. chorobnosťou obyvateľstva) a je nezávislý od vôle zdravotníckeho zariadenia. Takisto nie je zaručené, že plošné zvýšenie stavu zdravotníckeho personálu o, povedzme, 5 %, povedie k zvýšeniu počtu hospitalizovaných pacientov o 5 %. Ak sa neuskutočnia ďalšie organizačné zásahy do teritoriálnej štruktúry zdravotníckych zariadení alebo administratívne zásahy do ich kompetencií, nemožno očakávať, že zvýšenie stavu zdravotníckeho personálu povedie vôbec k zvýšeniu počtu pacientov. V dôsledku toho je vhodné pozornosť sústrediť na model so vstupnou orientáciou, pri ktorom zdravotnícke zariadenie môže ovplyvniť stav personálu a iné vstupy, ktoré používa, a fundovať na predpoklade variabilných výnosov z rozsahu.

Úvahy je možné rozšíriť i o nežiaduce výstupy, ktoré sú vedľajším (a nevítaným) efektom činnosti, v tomto prípade zdravotníckeho zariadenia. Typickým nežiaducim výstupom zdravotníckeho zariadenia je počet exitov, alternatívne možno uvažovať počet nevyliečených pacientov.

Na základe týchto úvah a dostupných údajov aplikujeme v článku vstupne orientovaný SBM model obalovej analýzy dát s nežiaducimi výstupmi vychádzajúceho z predpokladu variabilných výnosov z rozsahu, ktorý využívame na hodnotenie technickej efektívnosti zdravotníckych zariadení podľa okresov Slovenskej republiky. Nedostatkom nášho prístupu je, že tento model predpokladá, že možno ovplyvňovať uvažovaný nežiaduci výstup: počet exitov. Je zjavné, že zdravotnícke zariadenia nemajú možnosť smerodajne pôsobiť na tento nežiaduci ukazovateľ.

2. Dátová základňa

K dispozícii boli dáta z voľne dostupnej publikácie Národného centra zdravotníckych informácií (Štatistika hospitalizovaných v SR 2009), v ktorom sú uverejnené vybrané sumárne údaje za Slovenskú republiku v členení pre okresy Slovenskej republiky za rok 2009. Z dostupných dát sme zvolili za vstupy a výstupy relativizované veličiny uvedené v tabuľke č. 1.

Tabuľka č. 1. Premenné použité pri analýze (Zdroj: vlastné spracovanie.)

Premenná	Merná jednotka	Želaná hodnota
Vstupy		
Počet postelí na 1 lekárske miesto [†]	Počet	Minimálna
Priemerný ošetrovací čas [‡]	Dni	Minimálna
Žiaduci výstup		
Počet hospitalizovaných na 1 lekárske miesto [†]	Počet	Maximálna
Nežiaduci výstup		
Počet zomretých na 1 lekárske miesto [‡]	Počet	Minimálna

[†] Prevzaté z tabuľky T13 Štatistiky hospitalizovaných v SR 2009, s. 40-41.

[‡] Zahŕňa zomretých v dôsledku smrti príčinou choroby v II., IX, X., XI. a XII. kapitole podľa Medzinárodnej klasifikácie chorôb 10 (ICD-10), skonštruované podľa dát tabuľky T15 Štatistiky hospitalizovaných v SR 2009, s. 47-50.

Výber vstupov korešponduje s poňatím produkčného procesu a jeho efektívnosti, keď je cieľom s minimálnym objemom vstupov dosiahnuť maximálne možný výstup. Produkčnou jednotkou v tomto poňatí sú zdravotnícke zariadenia v sledovanom príslušnom okrese Slovenskej republiky.

Analýzu by alternatívne bolo možné založiť aj na nerelativizovaných ukazovateľoch (tzn. počet postelí, počet hospitalizovaných a počet zomretých), ale neprihliadalo by sa na potenciál okresu a jeho

vybavenosť lekáarskymi miestami. Domnievame sa, že analýza založená na takto relativizovaných ukazovateľoch má vyššiu výpovednú schopnosť ako v prípade nerelativizovaných ukazovateľov. Použité dáta pre analýzu sú spolu s výsledkami súčasťou tabuľky č. 2, z ktorej vyplýva, ktoré okresy sa zúčastnili analýzy. Chýbajúci údaj je vyznačený symbolom „×“. Okresy, pre ktoré neboli dostupné všetky údaje pre premenné uvedené v tabuľky č. 1, pri analýze neboli uvažované.

3. Metodológia a výsledky

Myšlienkou DEA analýzy je pre každú produkčnú jednotku ohodnotiť technickú efektívnosť globálnym ukazovateľom, ktorý sa konštruuje ako pomer

$$\frac{\text{virtuálny výstup}}{\text{virtuálny vstup}}, \quad (1)$$

a ohraničuje sa hodnotami na intervale $[0,1]$ tak, aby hodnotu 1 dosiahol v prípade, že produkčná jednotka je (plne) technicky efektívna. Prívlastok „virtuálny“ v (1) označuje skutočnosť, že miesto jedného výstupu a vstupu sa spravidla uvažuje viacero výstupov a viacero vstupov s rôznymi mernými jednotkami a tieto sa napriek rôznym merným jednotkám lineárne kombinujú, resp. „virtualizujú“ do podoby v určitom slova zmysle optimálneho výstupu a optimálneho vstupu. Produkčná jednotka, ktorá dosahuje hodnoty ukazovateľa (1) menšie ako 1, je technicky neefektívna a má sklzy (rezervy) vo svojej činnosti. Je pre ňu možné identifikovať sklzy na strane vstupov, teda prekročenia vstupov nad optimálnu úroveň spôsobujúce technickú neefektívnosť a sklzy na strane výstupov, teda nedostatky vo výstupoch pod optimálnu úroveň spôsobujúce technickú neefektívnosť. Ak ľubovoľný vstup produkčnej jednotky má nulový sklz, znamená to, že produkčná jednotka je v danom vstupe technicky efektívna. Vo všeobecnosti možno definovať neefektívnosť ľubovoľného vstupu produkčnej jednotky vzťahom

$$\frac{\text{skutočný vstup} - \text{identifikovaný sklz}}{\text{skutočný vstup}}, \quad (2)$$

ktorý sa ohraničuje hodnotami na intervale $[0,1]$ a ktorý nadobúda hodnotu 1, ak je produkčná jednotka v danom vstupe technicky efektívna. Podobne sa definuje neefektívnosť ľubovoľného výstupu a zavádza sa ako

$$\frac{\text{skutočný výstup} + \text{identifikovaný sklz}}{\text{skutočný výstup}}, \quad (3)$$

nadobúdajúc hodnoty na intervale $[1,\infty[$. Ak je produkčná jednotka technicky efektívna v príslušnom výstupe, má pre daný výstup nulový sklz a ukazovateľ (3) nadobúda hodnotu 1.

SBM model definuje mieru efektívnosti v podobe tzv. miery založenej na sklzoch (SBM: slack-based measure, odtiaľ názov modelu „SBM“) pomerom

$$\rho = \frac{\text{priemerná technická neefektívnosť vstupov}}{\text{priemerná technická neefektívnosť výstupov}}. \quad (4)$$

Zrejme, ak je produkčná jednotka technicky neefektívna čo len v jednom vstupe, čitateľ je menší než 1, a ak je technicky neefektívna čo len v jednom výstupe, menovateľ je väčší než jedna. Táto úvaha implikuje, že vo vzťahu (4) nadobúda hodnotu 1 vtedy, ak je produkčná jednotka (plne) technicky efektívna a hodnotu menšiu ako 1 pre technicky neefektívne produkčné jednotky. Vo všeobecnosti sa ukazovateľ ρ pohybuje na intervale $[0,1]$.

Pri vstupnej orientácii SBM modelu sa zanedbáva menovateľ ukazovateľa (4) a vzťah (4) prechádza do priemernej technickej neefektívnosti vstupov.

Pre exaktnú formuláciu SBM modelu predpokladajme, že pracujeme s n produkčnými jednotkami, pričom ľubovoľná produkčná jednotka o , $o \in \{1, \dots, n\}$, produkuje z m vstupov g žiaducich výstupov a b nežiaducich výstupov. Hodnoty vstupov, ktoré používa, sú reprezentované vektorom $\mathbf{x}_o = (x_{o1}, \dots, x_{om})'$, hodnoty žiaducich výstupov vektorom ${}^+\mathbf{y}_o = ({}^+y_{o1}, \dots, {}^+y_{og})'$ a hodnoty nežiaducich výstupov ${}^-\mathbf{y}_o = (y_{o1}, \dots, y_{ob})'$. Elementy všetkých troch vektorov sú kladné. Jednotlivým

vstupom, žiaducim výstupom a nežiaducim výstupom zodpovedajú vektory potenciálnych sklzy $\mathbf{s}_o^x = (s_{o1}^x, \dots, s_{om}^x)'$, $\mathbf{s}_o^y = (s_{o1}^y, \dots, s_{og}^y)'$ a $\mathbf{s}_o^- = (s_{o1}^-, \dots, s_{ob}^-)'$. Tieto sklzy treba obalovou analýzou dát identifikovať a na základe nich ohodnotiť efektívnosť príslušnej produkčnej jednotky o .

Pre každú produkčnú jednotku o , $o \in \{1, \dots, n\}$, sa rieši úloha lineárneho programovania SBM modelu so vstupnou orientáciou a s predpokladom variabilných výnosov z rozsahu

$$\rho_o(\lambda, \mathbf{s}^x, \mathbf{s}^y, \mathbf{s}^-) = 1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_{oi}^x}{x_{oi}} = ! \min,$$

pri podmienkach

$$\begin{aligned} \mathbf{s}^x &= \mathbf{x}_o - \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda\}_i \mathbf{x}_i \\ \mathbf{s}^y &= \mathbf{y}_o - \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda\}_i \mathbf{y}_i \\ \mathbf{s}^+ &= \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda\}_i \mathbf{y}_i - \mathbf{y}_o \\ \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda\}_i &= 1 \\ \lambda &\geq 0, \mathbf{s}^x \geq 0, \mathbf{s}^- \geq 0, \mathbf{s}^+ \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

Symbol „ $\geq$ “ pri vektore denotuje, že príslušné elementy vektora sú nezáporné a aspoň jeden element je nenulový.

V tomto prípade sú produkčnou jednotkou všetky zdravotnícke zariadenia v okrese Slovenskej republiky, do optimalizácie vstupuje 66 produkčných jednotiek ($n = 66$), uvažujú sa 2 vstupy ($m = 2$), jeden žiaduci výstup ($g = 1$) a jeden nežiaduci výstup ($b = 1$).

Výsledky aplikácie SBM modelu obalovej analýzy dát (5) sú obsiahnuté v tabuľke č. 2. Symbol „--“ označuje, že príslušný okres bol pre absenciu dát vyňatý z hodnotenia efektívnosti a optimalizačná úloha (5) pre neho nebola vykonaná.

4. Diskusia

Z tabuľky č. 2 vyplýva, že možno identifikovať 7 (plne) technicky efektívnych okresov vzhľadom k činnosti zdravotníckych zariadení: Bánovce nad Bebravou, Bratislava III, Bratislava V, Levoča, Košice II, Košice IV, Stará Ľubovňa, Svidník a Tvrdošín. Ukazovateľ efektívnosti ρ týchto okresov je 1 (a majú nulové sklzy). Technicky najneefektívnejšie okresy s ukazovateľom efektívnosti ρ menším ako 0.50 sú (zoradené od efektívnejších po najmenej efektívne): Žiar nad Hronom, Zlaté Moravce, Sobrance, Šaľa, Revúca, Hlohovec, Detva, Gelnica a Pezinok. Priemerovaním ukazovateľom efektívnosti cez jednotlivé okresy je možné stanoviť technickú efektívnosť krajov, najefektívnejším z hľadiska činnosti zdravotníckych zariadení je Žilinský kraj (s priemernou efektívnosťou 0.823) a najneefektívnejším je Nitriansky kraj (s priemernou efektívnosťou 0.659). Medzi krajinami Slovenskej republiky z hľadiska efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení neboli teda zistené veľmi výrazné rozdiely. Priemerná technická efektívnosť krajov Slovenskej republiky je vyjadrená skóre 0.728.

Je možné interpretovať sklzy v tabuľke č. 2 ako odporúčania pre jednotlivé okresy a kraje Slovenskej republiky, aby sa stali technicky efektívne. V dikcii uvedeného by bolo potrebné v zdravotníckych zariadeniach napr. okresu Bratislava II znížiť počet postelí na 1 lekárske miesto o 0.8, priemerný ošetrovací čas skrátiť o 1.5 dňa, počet zomretých na 1 lekárske miesto znížiť o 1.311 a počet hospitalizovaných na 1 lekárske miesto zvýšiť o 24.6, aby sa stal v porovnaní s ostatnými okresmi Slovenskej republiky (na základe údajov za rok 2009) technicky efektívnym. Sklzy napr. indikujú, že okres Ružomberok s nulovými sklzmi pre počet zomretých a počet hospitalizovaných na 1 lekárske miesto je vzhľadom k svojim výstupom technicky efektívny.

Sme názoru, že vypovedaciu schopnosť v tomto prípade majú skôr iba samotné skóre ukazovateľa efektívnosti, ktoré umožňujú zostaviť akýsi „rebríček“ okresov Slovenskej republiky. Na to, aby sa mohli robiť závery z konkrétnych (nenulových) hodnôt sklzy, by bolo potrebné vykonať túto analýzu pre súbor konkrétnych zdravotníckych zariadení. Tiež nie je evidentne možné posúdiť implementovateľnosť týchto odporúčaní na úrovni krajov.

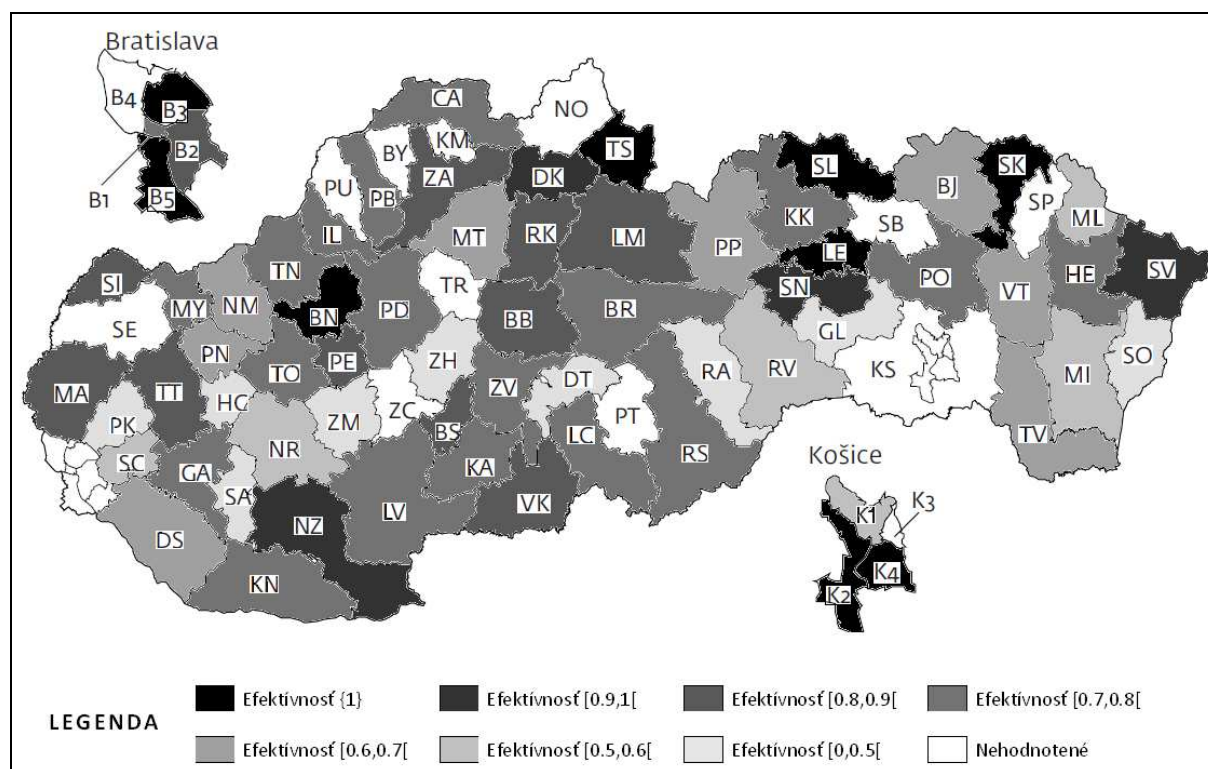
Tabuľka č. 2. *Dáta použité pri analýze a dosiahnuté výsledky* (Zdroj: vlastné spracovanie.)

Územie	Vstupné údaje				Koeficient efektívnosti (p)	S k l z y			
	# postelí na 1 lekárske miesto	Priemerný ošetrovací čas v dňoch	# hospitalizovaných na 1 lekárske miesto	Počet zo- mretých na 1 lekárske miesto		# postelí na 1 lekárske miesto	Priemerný ošetrovací čas v dňoch	# hospitalizovaných na 1 lekárske miesto	Počet zo- mretých na 1 lekárske miesto
Slovenská republika	6.3	8.4	181.8	8.79	0.728*	264.192**	190.247**	24.600**	1455.389**
Bratislavský kraj	4.2	8.6	118	4.22	0.743*	24.287**	40.539**	24.600**	266.650**
Bratislava I	4.6	8.6	121.4	2.91	0.789	1.135	1.506	0	0.911
Bratislava II	4.3	8.1	117.3	3.78	0.814	0.8	1.5	24.6	1.311
Bratislava III	3.4	7	113.8	1.40	1	0	0	0	0
Bratislava IV	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Bratislava V	3.2	7.2	109.8	2.70	1	0	0	0	0
Malacky	6	6.9	198.7	22.46	0.832	1.510	0.587	0	17.149
Pezinok	19.1	39	146.8	15.84	0.178	15.515	32.425	0	13.128
Senec	13.5	10.4	346.5	250.00	0.585	5.327	4.521	0	234.151
Trnavský kraj	7	7.4	206.3	14.10	0.676*	25.958**	18.198**	0.000**	226.952**
Dunajská Streda	10.7	8	238	18.73	0.624	5.525	1.886	0	11.447
Galanta	8.5	7.3	253.4	15.30	0.734	3.057	1.264	0	7.246
Hlohovec	13.5	19.4	126.5	199.00	0.314	9.950	12.304	0	196.367
Piešťany	9.4	7.5	248.5	16.20	0.689	4.042	1.439	0	8.391
Senica	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Skalica	9.3	6.3	302.6	11.11	0.802	2.965	0.481	0	0
Trnava	4	7.4	146.6	6.20	0.892	0.418	0.824	0	3.501
Trenčiansky kraj	7.5	7.8	220.1	13.50	0.776*	18.781**	8.070**	0.000**	92.176**
Bánovce nad Bebravou	14.5	6.6	453.9	33.79	1	0	0	0	0
Ilava	11.7	6.6	275.9	31.06	0.698	5.865	0.678	0	21.875
Myjava	8.7	7.1	232.8	12.61	0.725	3.616	0.960	0	5.588
Nové Mesto nad Váhom	8.3	9.7	218.4	54.67	0.611	3.467	3.487	0	48.364
Partizánske	8.3	6.1	312.9	19.08	0.860	1.820	0.365	0	8.041
Považská Bystrica	6.9	7.8	231.7	9.07	0.761	1.835	1.654	0	2.101
Prievidza	6.8	7.2	206.3	11.90	0.776	2.178	0.926	0	6.208
Púchov	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Trenčín	6.8	9.1	185.7	6.36	0.706	2.177	2.441	0	0
Nitriansky kraj	7.6	9	216.7	13.58	0.659*	26.604**	26.361**	0.000**	280.176**
Komárno	9.1	6.6	309.9	25.32	0.789	2.673	0.850	0	14.425
Levice	9.5	11	227.9	16.32	0.706	2.177	2.441	0	0
Nitra	6.7	10.9	165.1	6.63	0.589	2.796	4.417	0	2.999
Nové Zámky	6.5	7.3	249.6	13.46	0.896	0.756	0.673	0	0.000
Šaľa	12.6	19.2	225.6	236.97	0.358	7.641	13.023	0	230.311
Topoľčany	8.4	6.6	271.3	14.94	0.793	2.645	0.655	0	5.983
Zlaté Moravce	12.8	10.5	221.3	32.91	0.486	7.916	4.302	0	26.459
Žilinský kraj	691.04	6.2	250	31.61	0.832*	9.102**	7.875**	0.000**	17.510**
Bytča	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Čadca	8.5	8	300.4	16.17	0.731	2.238	2.202	0	5.758
Dolný Kubín	7.2	6.8	244.5	6.67	0.917	0.948	0.237	0	0
Kysucké Nové Mesto	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Liptovský Mikuláš	6.1	6.8	204.2	12.48	0.838	1.514	0.515	0	6.894
Martin	6.2	9.1	165.1	4.48	0.671	2.296	2.617	0	0.847
Námestovo	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Ružomberok	6	8	165.9	4.17	0.833	1.316	0.910	0	0
Turčianske Teplice	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Tvrdošín	6.3	7	214.5	4.60	1	0	0	0	0
Žilina	5.3	7.7	199.9	9.39	0.835	0.789	1.393	0	4.012
Banskobystrický kraj	7.2	8.6	203.5	10.65	0.675*	56.419**	42.488**	0.000**	332.011**
Banská Bystrica	4.9	7.4	161.4	3.54	0.831	1.060	0.899	0	0.092
Banská Štiavnica	4.9	8.6	189.1	13.61	0.892	0	1.861	0	7.618
Brezno	9	6.7	253.4	19.71	0.753	3.557	0.664	0	11.656
Detva	29.2	21.1	360.8	266.67	0.296	20.185	15.125	0	248.428
Krupina	9.2	6.5	210.4	25.96	0.736	4.506	0.247	0	20.060
Lučenec	7.6	7.1	221.3	12.26	0.758	2.716	0.902	0	5.808
Poltár	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Revúca	19.3	17.7	266.6	20.51	0.316	13.627	11.731	0	11.785
Rimavská Sobota	8.9	7.7	282.1	14.59	0.716	2.957	1.809	0	5.093
Veľký Krtíš	5.2	7	205.4	25.24	0.891	0.593	0.721	0	19.587
Zvolen	7.4	9.2	218.2	7.84	0.751	1.668	2.508	0	0
Žarnovica	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Ziar nad Hronom	10.5	12.2	225.2	8.53	0.489	5.548	6.021	0	1.884
Prešovský kraj	8.1	8.5	219.1	8.53	0.798*	29.889**	14.482**	0.000**	73.803**
Bardejov	8.3	9	238.1	12.28	0.651	3.124	2.887	0	4.992
Humenné	8.4	7.7	247.3	9.52	0.712	3.063	1.633	0	1.766
Kežmarok	7.3	7	226.8	17.26	0.782	2.321	0.830	0	10.536
Levoča	9.6	8.3	296.6	6.78	1	0	0	0	0
Medzilaborce	18.5	8	251.1	58.52	0.524	13.097	1.952	0	50.576
Poprad	10.7	9.9	206	4.18	0.672	4.408	2.409	0	0
Prešov	6	8.6	174	5.02	0.794	1.299	1.679	0	0
Sabinov	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Snina	11.3	6.9	372	24.34	0.973	0	0.366	0	0
Stará Ľubovňa	6.6	5.7	319.8	11.39	1	0	0	0	0
Stropkov	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Svidník	9.5	6.7	345.1	12.09	1	0	0	0	0
Vranov nad Topľou	7.2	9	206.3	11.63	0.670	2.578	2.726	0	5.934
Košický kraj	5.8	8.6	167.9	6.96	0.661*	73.553**	32.519**	0.000**	172.044**
Gelnica	55.7	15	335	104.67	0.261	48.205	9.198	0	90.739
Košice I	8.3	10.5	154.9	19.76	0.536	4.573	3.966	0	16.639
Košice II	3.5	6.6	141.9	2.47	1	0	0	0	0
Košice III	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Košice IV	4.2	8.5	123.5	1.37	1	0	0	0	0
Košice-okolie	x	x	x	x	--	--	--	--	--
Michalovce	10	10.1	246.8	12.63	0.567	4.672	4.031	0	4.902
Rožňava	11.3	13.2	252.9	14.26	0.594	3.788	6.287	0	0
Sobrance	13.1	11.4	263.3	63.57	0.477	7.485	5.414	0	55.017
Spišská Nová Ves	6.2	6.5	258.6	9.59	0.909	0.666	0.490	0	1.276
Trebišov	9.5	9.2	247.3	11.22	0.611	4.163	3.133	0	3.472

* Priemerný údaj za príslušný kraj, resp. za celú Slovenskú republiku.

** Celkový (sumárny) údaj za príslušný kraj, resp. za celú Slovenskú republiku.

Teritoriálne rozloženie technickej efektívnosti pre jednotlivé kraje Slovenskej republiky približuje kartogram v obrázku č. 1. Okresy Slovenskej republiky boli roztriedené podľa dosiahnutého skóre vyjadrené ukazovateľom efektívnosti ρ do siedmich skupín. Tmavšia farba vyjadruje vyššiu efektívnosť, biela farba označuje pre nedostatok dát nehodnotené okresy Slovenskej republiky.



Obrázok č. 1. Rozloženie technickej efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení po okresoch Slovenskej republiky v roku 2009 (Zdroj: vlastné spracovanie.)

5. Záver

Článok poukazuje na možnosť aplikácie obalovej analýzy dát pri hodnotení technického aspektu celkovej efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení a možno ho vnímať ako augmentáciu doterajšej aplikácie obalovej analýzy dát v tejto oblasti v česko-slovenských podmienkach. Doterajší výskum v tejto oblasti sa opieral o základné modely obalovej analýzy dát, ktoré umožňovali merať iba slabú (Farrellovu) formu technickej efektívnosti. Meranie skutočnej efektívnosti, resp. silnej (Paretovej-Koopmansovej) formy technickej efektívnosti si vynucuje použitie komplikovanejších modelov, medzi ktoré možno zaradiť neradiálny SBM model. Pri analýze efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení v Slovenskej republike na základe dát z roku 2009 bol aplikovaný vstupne orientovaný SBM model pri predpoklade variabilných výnosov z rozsahu zohľadňujúci aj nežiaduci výstup zdravotníckych zariadení, počet exitov, ktorý bol v analýze vyjadrený ako počet zomretých na lekárske miesto. Na vstupy sa využil kapacitný ukazovateľ počet postelí vyjadrený v relativizovanej podobe na lekárske miesto a ukazovateľ priemerného ošetrovacieho času v dňoch. Vysoké hodnoty vstupov a nežiaduceho výstupu sa negatívne premietajú do hodnotenia efektívnosti zdravotníckych zariadení v príslušnom okrese. Ako žiaduci výstup bol uvažovaný počet hospitalizácií pripadajúci na lekárske miesto, ktorý je z hľadiska efektívnosti činnosti zdravotníckeho zariadenia želané maximalizovať. Výsledkom analýzy je identifikovaných 7 okresov Slovenskej republiky, v ktorých zdravotnícke zariadenia v roku 2009 operovali pri plnej technickej efektívnosti, a pre každý okres s technicky neefektívnymi prevádzkovanými zdravotníckymi zariadeniami boli zistené zdroje technickej neefektívnosti.

Hoci považujeme získané výsledky za preukazné a vierohodné, je potrebné podotknúť, že ďalší výskum v tejto oblasti možno sústrediť na dôslednejšie rozlíšenie vstupov, resp. výstupov, ktoré sú zdravotníckymi zariadeniami neovplyvniteľné a sú pre ne viac alebo menej exogénne dané (ako je

napr. počet exitov v azda väčšine prípadov). Ďalšou možnosťou je aplikovať pri optimalizácii (5) váhy na rozlíšenie významu vstupov pri dosahovaní uvažovaných výstupov, teda aplikovať vážený SBM model, a samozrejme, je potrebné túto metodológiu aplikovať aj na jednotlivé zdravotnícke zariadenia, nielen na ich súbory na úrovni okresu. Kritickou z hľadiska využitia týchto výsledkov je skutočnosť, že zistenia v tabuľke č. 2 merajú „iba“ technickú efektívnosť, na pomer medzi výstupmi a vstupmi, pričom neprihliadajú na ceny spotrebúvaných vstupov a ocenenie dosahovaných výstupov, teda nemerajú alokačnú efektívnosť. Z hľadiska zriaďovateľa, z pohľadu verejných či súkromných financií je zrejme hodnotnejší tento pohľad.

Článok vznikol v rámci grantu VEGA č. 1/0828/10 Dynamické modelovanie ekonomických procesov.

Zoznam použitej literatúry

- [1] BABELA, R. et al. 2008. Ekonomické hodnotenie v systéme zdravotnej starostlivosti. In *Via Practica*. 2008. Roč. 5. Č. 6. S. 270-1. ISSN 1336-930x.
- [2] COOPER, W. W. et al. 2007. *Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver software*. 2. vyd. New York: Springer, 2007. 490 s. ISBN 0-387-45281-8.
- [3] DLOUHÝ, M., JABLONSKÝ, J., NOVOSÁDOVÁ, I. 2007. Využití analýzy obalu dat pro hodnocení efektívnosti českých nemocnic. In *Politická ekonomie*. 2007. Roč. 11. Č. 1. S. 60-71. ISSN 0032-3233.
- [4] FRISOVÁ, S. 2010. Technická efektívnosť lôžkových zariadení na Slovensku. In *Zdravotná politika*. Roč. 5. Č. 9 (november 2010). S. 6-9. ISSN 1338-1172.
- [5] MEDVEĎ, J. et al. 2005. *Verejné financie*. Bratislava: Sprint vfra, 2005. 462 s. ISBN 80-89085-32-3.
- [6] NOVOSÁDOVÁ, I., DLOUHÝ, M. 2007a. Hodnotenie technickej efektívnosti nemocníc a odmeňovanie zdravotníkov. In *Ekonomický časopis*. 2007. Roč. 55. Č. 783-792. ISSN 0013-3035.
- [7] NOVOSÁDOVÁ, I., DLOUHÝ, M. 2007b. Hodnotenie efektívnosti ve verejnom sektore: príklad liečební dlhodobo chorých [online]. Príspevok prednesený na XII. medzinárodnej konferencii Teoretické a praktické aspekty verejných financií konanej 13.-14.4.2007 na Vysokej škole ekonomickej v Prahe. [cit. 01-01-2011.] Dostupné na <http://kvf.vse.cz/wp-content/uploads/2010/06/1180482158_sb_novosadova_dlouhy.pdf>.
- [8] NOVOSÁDOVÁ, I., 2008. Technická efektívnosť a odmeny zdravotníckeho personálu v zdravotníctve [online]. Príspevok prednesený na XIII. medzinárodnej konferencii Teoretické a praktické aspekty verejných financií konanej 11.-12.4.2007 na Vysokej škole ekonomickej v Prahe. [cit. 01-01-2011.] Dostupné na <http://kvf.vse.cz/wp-content/uploads/2010/06/1218124047_sb_novosadov.pdf>.
- [9] Štatistika hospitalizovaných v SR 2009 [online]. Edícia zdravotnícka štatistika – 25/2010. Bratislava: Národné centrum zdravotníckych informácií, 2010. 57 s. [cit. 01-01-2011.] Dostupné na <<http://data.nczisk.sk/publikacie/zs1025.pdf>>.

Adresa autorov

Martin Bod'a, Ing. et Bc.
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Ekonomická fakulta / Fakulta prírodných vied
KKMIS / KM
Tajovského 10 / Tajovského 40
975 90 / 974 01 Banská Bystrica
martin.boda@umb.sk

Viera Roháčová, Ing.
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Ekonomická fakulta
KKMIS
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
viera.rohacova@umb.sk

Vek rodičov pri pôrode živonarodených novorodencov s vrodenou vývojovou chybou

Parents age at the birth of live-born newborns with congenital anomalies

Daniel Böhmer, Ján Luha, Daniela Brašeňová, Milan Žirko

Abstract: This article describe distribution of parents age of both newborns with congenital anomaly and all live-born newborns in period 1996 – 2009 in Slovakia.

Key words: parents age, live-born newborn, congenital anomalies.

Kľúčové slová: vek rodičov, živonarodený novorodenec, vrodené vývojové chyby.

JEL Classification: C1, C12, C14, I1.

1. Úvod

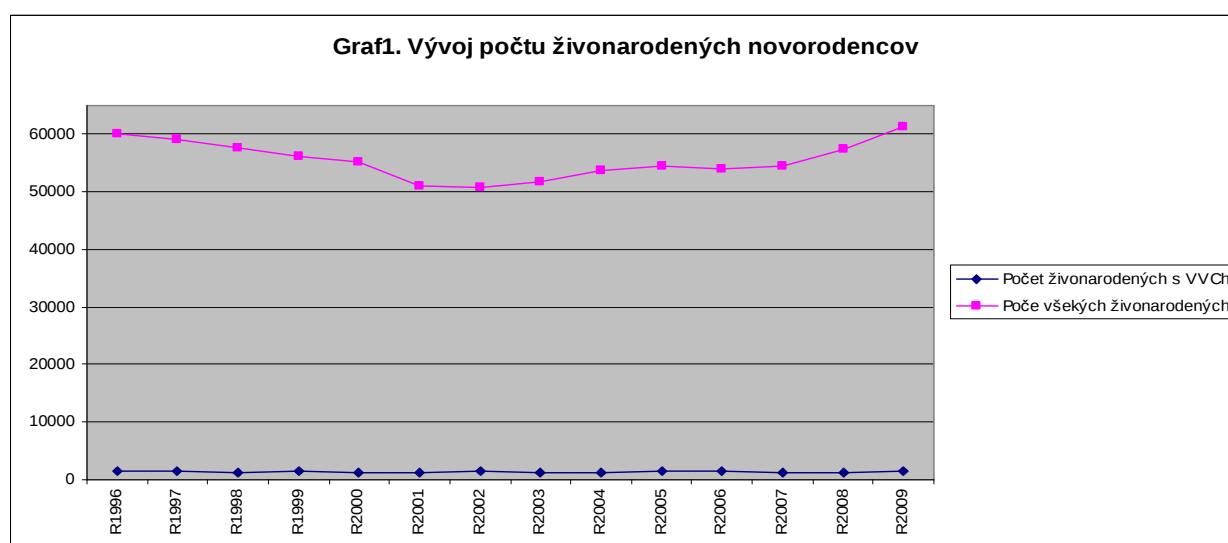
V príspevku skúmame vek rodičov pri narodení živonarodených detí (novorodencov) a živonarodených detí s vrodenou vývojovou chybou (VVCh) za obdobie rokov 1996 až 2009. Žiaľ, nie je možné získať odpovedajúce dáta za deti bez VVCh, pričom takáto komparácia so súborom s VVCh by bola relevantnejšia.

V príspevku sa venujeme výsledkom za živonarodených novorodencov, pretože je to z medicínskeho hľadiska vhodnejšie a navyše – podiel mŕtvonarodených novorodencov je malý, v súbore všetkých narodených predstavuje za sledované obdobie priemerne 0,4% a v súbore s VVCh 1,2%.

Za obdobie 1996 až 2009 sa spolu narodilo 776962 živonarodených novorodencov, z toho 19096 malo VVCh, čo dokumentuje tabuľka 1 a graf 1.

Tabuľka 1. Vývoj počtu živonarodených detí a živonarodených detí s VVCh

Rok	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Spolu
Počet živonarodených s VVCh	1512	1427	1322	1374	1349	1294	1409	1320	1335	1377	1416	1282	1252	1427	19096
Počet všetkých živonarodených	60123	59111	57582	56223	55151	51136	50841	51713	53747	54430	53904	54424	57360	61217	776962



Priemerný vek matky pri pôrode v súbore všetkých živonarodených detí bol 26,40 roka a priemerný vek otca 29,71 roka. Rozsah veku matky bol od 12 do 54 rokov. Údaj o veku otca je približný, pretože vek otca bol zistený len u 603519 prípadov zo všetkých 776962, čo je v 77,682 % prípadov. Rozsah veku otca bol od 16 do 100 rokov.

Priemerný vek matky pri pôrode v súbore živonarodených detí s VVCh bol 26,86 roka a priemerný vek otca 29,81 roka. Vek matky bol zistený v 19084 prípadoch z 19096, čiže v 99,40%. Rozsah veku matky bol od 14 do 52 rokov. Údaj o veku otca je taktiež približný, pretože vek otca bol zistený u 16596 prípadov zo všetkých 19096, čo je v 86,91 % prípadov. Rozsah veku otca bol od 15 do 70 rokov.

Určitá inkonzistencia sa pri štatistických zisťovaniach vždy objaví – napríklad vek 100 rokov veku otca pri pôrode dieťaťa. Mierne vyššia inkonzistencia je pri výsledkoch za mužov. Miera inkonzistencie však podstatne neovplyvňuje zistené výsledky.

Poznámka ku terminológii: Autori zaoberajúci sa problematikou VVCh používajú dva termíny a to vrodená vývojová chyba a vrodená vývinová chyba. Podľa Jazykovedného ústavu Ľudovíta Štúra SAV prídavné mená vývinový a vývojový majú rovnaký význam a v lekárskej terminológii sa používajú termíny vrodené vývinové chyby aj vrodené vývojové chyby, na pomenovanie toho istého javu. Autori tohto príspevku používajú termín vrodená vývojová chyba, tak ako je to na stránke Národného centra zdravotníckych informácií (http://www.nczisk.sk/buxus/generate_page.php?page_id=492).

2. Vek rodičov živonarodených novorodencov a živonarodených novorodencov s VVCh

V sledovanom období rokov 1996 až 2009 sme zaznamenali rastúci trend veku rodičov pri pôrode, v súbore všetkých živonarodených novorodencov a tiež v súbore živonarodených novorodencov s VVCh. **Vek rodiča pri pôrode nezávisí od pohlavia dieťaťa.** Za súbor všetkých živonarodených bol priemerný vek matky v danom období pri narodení mužského potomka 26,40 rokov, pri narodení ženského potomka 26,40 rokov. Pri otcoch bol priemerný vek 29,71 rokov pri narodení dieťaťa mužského pohlavia a 29,71 rokov. Za súbor živonarodených s VVCh bol priemerný vek matky v danom období pri narodení mužského potomka 26,83 rokov, pri narodení ženského potomka 26,89 rokov. Pri otcoch bol priemerný vek 29,82 rokov pri narodení dieťaťa mužského pohlavia a 29,81 rokov pri narodení ženského potomka.

Už v úvode bolo konštatované, že údaje o veku otca sú približné, pretože podiel chýbajúcich údajov je značný. V súbore všetkých živonarodených kolíše tento podiel v rozmedzí od 14,02% až po 31,57%, s rastúcim trendom a v súbore detí s VVCh kolíše podiel nezisteného veku otca od 5,95% po 24,81% a taktiež s rastúcom trendom. Údaje o veku matky za súbor všetkých živonarodených sú úplné a takmer úplné aj za súbor s VVCh, v tomto súbore chyba za celé sledované obdobie iba 12 údajov o veku matky pri pôrode, preto v tabuľke 3 ich podiel neuvádzame.

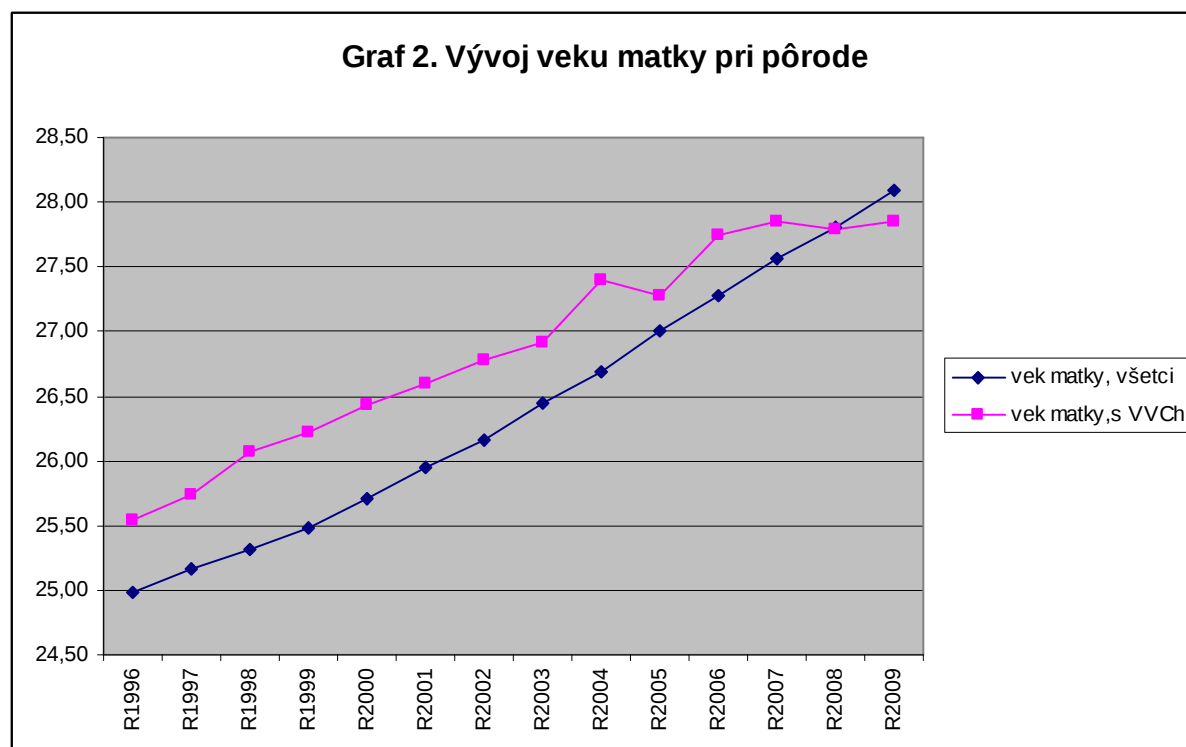
Charakterizácia vývoja veku rodičov za obdobie rokov 1996 až 2009 v súbore všetkých živonarodených detí je komplexne v tabuľke 2 a za súbor živonarodených detí s VVCh sú

údaje v tabuľke 3. Grafické vyjadrenie vývoja veku matky je v grafe 2 a vývoja veku otca v grafe 3 v súbore všetkých živonarodených a v súbore živonarodených s VVCh.

Tabuľka 2. Vývoj veku rodičov u všetkých živonarodených detí

Rok	vek matky	n	vek otca	n	n- chýbajúci	podiel chýbajúcich
R1996	24,99	60123	28,03	51693	8430	14,02
R1997	25,16	59111	28,28	50188	8923	15,10
R1998	25,31	57582	28,44	48755	8827	15,33
R1999	25,49	56223	28,65	46743	9480	16,86
R2000	25,71	55151	28,92	45082	10069	18,26
R2001	25,95	51136	29,28	41031	10105	19,76
R2002	26,16	50841	29,62	39857	10984	21,60
R2003	26,45	51713	29,95	39640	12073	23,35
R2004	26,69	53747	30,22	40428	13319	24,78
R2005	27,01	54430	30,54	40294	14136	25,97
R2006	27,28	53904	30,87	39084	14820	27,49
R2007	27,57	54424	31,27	38758	15666	28,79
R2008	27,81	57360	31,49	40073	17287	30,14
R2009	28,09	61217	31,78	41893	19324	31,57
Spolu	26,40	776962	29,71	603519	173443	22,32

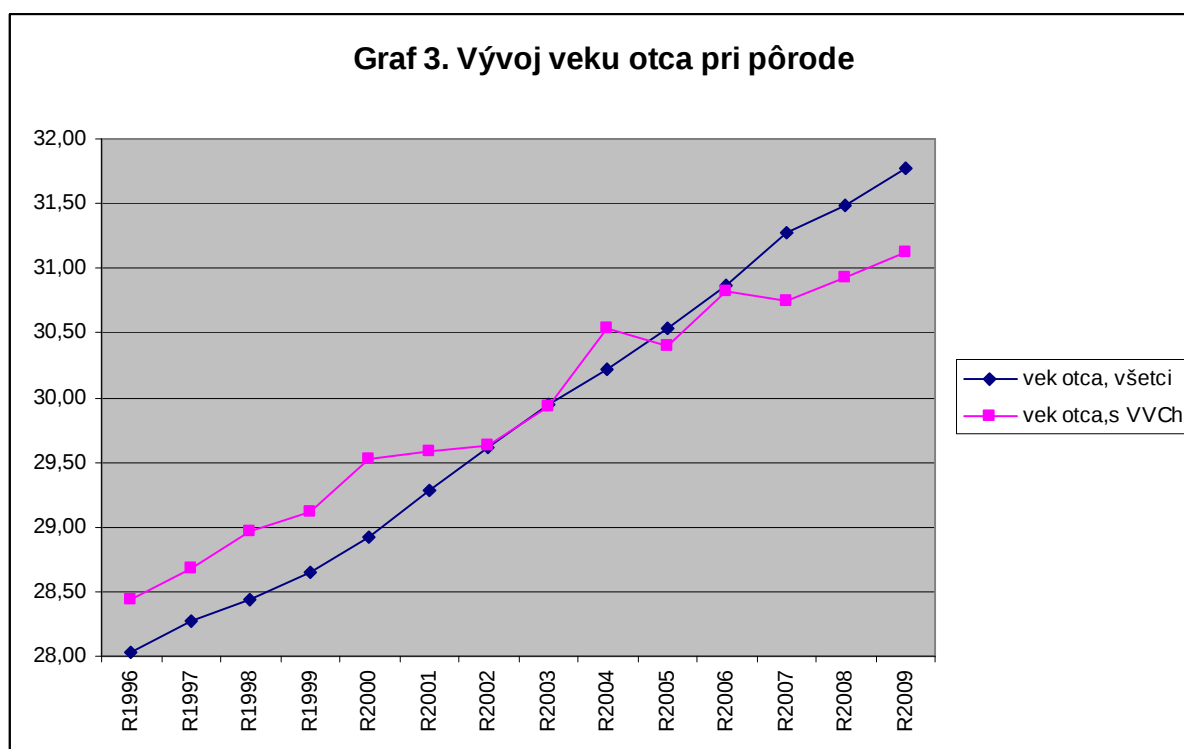
Z uvedených údajov je rastúci trend priemerného veku matky pri pôrode evidentný. Možno predpokladať, že to súvisí so zmenami v spoločnosti a odsúvaním tehotenstva do vyššieho veku ženy. Priemerný vek otca sa tiež zvyšuje.



Tabuľka 3. Vývoj veku rodičov u živonarodených detí s VVCh

ROK	vek matky	n platné	n	vek otca	n platné	n - chýbajúci	podiel chýbajúcich
R1996	25,54	1506	1512	28,44	1422	90	5,95
R1997	25,73	1425	1427	28,68	1336	91	6,38
R1998	26,07	1318	1322	28,97	1233	89	6,73
R1999	26,22	1374	1374	29,12	1256	118	8,59
R2000	26,43	1349	1349	29,53	1239	110	8,15
R2001	26,60	1294	1294	29,58	1171	123	9,51
R2002	26,78	1409	1409	29,63	1267	142	10,08
R2003	26,92	1320	1320	29,93	1165	155	11,74
R2004	27,39	1335	1335	30,53	1166	169	12,66
R2005	27,28	1377	1377	30,4	1117	260	18,88
R2006	27,74	1416	1416	30,82	1152	264	18,64
R2007	27,85	1282	1282	30,75	1017	265	20,67
R2008	27,80	1252	1252	30,93	982	270	21,57
R2009	27,85	1427	1427	31,13	1073	354	24,81
Spolu	26,86	19084	19096	29,81	16596	2500	13,09

Takmer za celé obdobie bol vek matky u detí s VVCh vyšší ako u všetkých živonarodených detí, s výnimkou rokov 2008 a 2009 kedy sme zaznamenali nižší vek matky v súbore detí s VVCh.



Vývoj priemerného veku otca v oboch súboroch má tiež rastúci trend. Spočiatku je vek otca vyšší u živonarodených s VVCh, ale ku koncu sledovaného obdobia je to naopak.

3. Záver

Vývoj veku rodičov za obdobie rokov 1996 až 2009 vykazuje rastúci trend v súbore všetkých živonarodených detí aj v súbore živonarodených detí s VVCh. Tento demografický jav dokumentuje „odklad“ rodičovských povinností do vyššieho veku matky a tiež otca. Rovnaký trend je aj v súbore živonarodených detí s VVCh, pričom sme zaznamenali vyšší priemerný vek u rodičov detí s VVCh.

4. Literatúra

- [1] Böhmer, D., Šticová, A. (1997): Priestorová diferencovanosť územia Východného Slovenska z hľadiska výskytu vrodených vývojových chýb, 6. Demografická konferencia Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti: Pôrodnosť a vybrané aspekty reprodukcie obyvateľstva, Domaša, 1997, Zborník prednášok in extenso, str. 118-123.
- [2] Böhmer, D. (2002): Autoreferát dizertačnej práce, Ústav lekárskej biológie a genetiky, Lekárska fakulta UK v Bratislave, Bratislava, 2002.
- [3] Böhmer, D. (2003): Samovoľné reprodukčné straty a vrodené vývojové chyby ako súčasť reprodukčnej biológie človeka, habilitačná práca, Bratislava, 2003, s. 177.
- [4] Böhmer, D. (2004): Analýza výskytu vrodených vývojových chýb u živonarodených novorodencov v Slovenskej republike, Gynekológia pre prax, roč. 2, č. 1, 2004, s. 34-36.
- [5] Böhmer, D., Luha J., Martináková J. (2009a): Distribúcia vrodených vývojových chýb na Slovensku v rokoch 1997 – 2005. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 5/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [6] Böhmer, D., Brašeňová D., Luha, J. (2009b): Špecifiká záznamu a spracovania dát z Národného registra pacientov s vrodenou vývojovou chybou. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [7] Böhmer D., Luha J., Martináková J., Repiská V. (2009c): Vrodené vývojové chyby v SR (1997-2005). BIOMEDICÍNSKE ŠTÚDIE III. Editori : Prof. MUDr. Ladislav Badalík, DrSc., Doc. RNDr. Igor M. Tomo, CSc., MPH. Slovenská biologická spoločnosť SAV, Slovenská spoločnosť pre vzdelávanie pracovníkov v zdravotníctve 2009. ISBN: 978-80-89451-00-5, EAN 9788089225-74.
- [8] Luha J. (2003): Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003, SŠDS, Bratislava 2003, ISBN 80-88946-32-8.
- [9] 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.
- [10] Luha J. (2009): Korelácia javov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [11] Martináková J. (2009): Časová a priestorová diferenciácia vrodených vývojových chýb na Slovensku. Diplomová práca. Prírodovedecká fakulta UK Bratislava 2009.
- [12] Manuály SPSS for Windows ver. 15.
- [13] Medzinárodná klasifikácia chorôb - MKCH-10.
- [14] Zdravotnícka štatistika, Vrodené chyby na Slovensku v roku 2009. Národné centrum zdravotníckych informácií a štatistiky v Bratislave.
- [15] http://www.nczisk.sk/buxus/generate_page.php?page_id=555.
- [16] <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=6602>.

Adresa autora (-ov):

Daniel Böhmer, Doc., MUDr., PhD.
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej
genetiky LF UK a UNB Bratislava
daniel.bohmer@fmed.uniba.sk

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

Daniela Brašeňová, PhD.
Národné centrum zdravotníckych informácií
Bratislava
daniela.brasenova@nczisk.sk

Milan Žirko, Mgr.
Višňová 14, Bratislava
mzirko@chello.sk

Práca bola podporená grantom VEGA 1/0135/09.

Výskyt deglutinačných porúch u pacientov v akútnom štádiu CMP

Occurrence of deglutition disorders in patients in the acute stroke

Barbora Bunová¹, Štefan Madarász¹, Daniel Bartko^{1,2}

1, Neurologická klinika ÚVN SNP- FN Ružomberok

2, Ústav medicínskych vied a neurovied ÚVN SNP-FN Ružomberok

Abstrakt:

Cievna mozgová príhoda (CMP) spôsobuje zmenu kvality života pacienta, prináša so sebou mnoho komplikácií. Jednou z nich sú deglutinačné poruchy alebo dysfágia. Dysfágia je porucha príjmu a /alebo transportu jedla do žalúdka. Najčastejšou komplikáciou dysfágie je aspirácia, zvlášť tichá aspirácia. Ako hovoria zahraničné štatistiky, asi 50 % pacientov v akútnom štádiu ochorenia na CMP má dysfágiu, z toho asi 2/3 z nich trpia tichou aspiráciou. Zaujímalo nás, aké je % výskytu dysfágie u pacientov s CMP na Slovensku, aký jej stupeň sa vyskytuje najčastejšie a pri akej lokalizácii lézie. Ale aj to, aké percento výskytu tichej aspirácie je u pacientov s CMP v akútnom štádiu ochorenia .

Materiál: výskumnú vzorku tvorilo 113 pacientov ,ležiacich na Neurologickej klinike ÚVN –SNP FN v Ružomberku v období od 1.2.- 1.10.2009. Túto výskumnú vzorku sme rozdelili na dve skupiny, na skupinu pacientov s ischemickou CMP a na skupinu ostatných.

Metódy: Ako výskumné metódy sme použili špeciálne vyšetrenie prehĺtania ,videofluoroskopiu a jej následnú analýzu a na spracovanie výsledkov výskumu sme použili štatistické metódy.

Záver: u 87,7 % pacientov s ischemickou CMP sme zistili výskyt dysfágie, z toho ťažkú dysfágiu malo 12,1% pacientov , strednú 22,7 % pacientov a ľahkú dysfágiu 53% pacientov. Bez dysfágie bolo 12,1% pacientov.

Čo sa týka ložiskovej lézie , najviac pacientov s ischemickou CMP malo kortikálnu a subkortikálnu léziu (55) a len 11 pacientov malo léziu v mozgovom kmeni.

Videofluoroskopicky sme potvrdili tichú aspiráciu u 15,1% pacientov s ischemickou CMP.

Kľúčové slová: dysfágia, aspirácia, videofluoroskopia, tichá aspirácia

Abstract:

The stroke results in a changed life quality of patient and is accompanied by many complications. These can be for example deglutition disorders or dysphagia. Dysphagia is a disorder of the

ingestion/transport of food into the stomach. The most common complication related to dysphagia is the aspiration, especially the silent aspiration. As reported in foreign statistics, approximately 50% of patients in the acute stage of the stroke suffer from dysphagia, out of these some 2/3 suffer from the silent aspiration.

We have focused on the percentage of dysphagia occurrence in patients with stroke in Slovakia: what stage occurs most often and in relation with what lesion localization. We have also studied the percentage of the silent aspiration in patients with stroke in the acute stage.

JEL Classification: C1, I1.

Material: the investigative sample consisted of 113 patients hospitalized at the Neurological Clinics ÚVN – SNP FN in Ružomberok from 1st February to 1st October 2009. This investigative sample was split into two groups – patients with the ischemic stroke and others.

Methods: We applied the videofluoroscopy, as a special swallowing examination, and its consecutive analysis. The results of the research were processed by the use of statistical methods .

Conclusion: in 87.7 % of patients with the ischemic stroke the occurrence of dysphagia was discovered, out of these severe dysphagia occurred in 12,1% of patients, moderate dysphagia in 22,7 % of patients, mild dysphagia in 53% of patients. 12,1% of patients had no dysphagia.

With regards to the focal lesion, most patients with the ischemic stroke had cortical or subcortical lesions (55) and only 11 patients had a lesion in the brain stem.

The videofluoroscopy proved the silent aspiration in 15,1% of patients with the ischemic stroke.

Key words: dysphagia, aspiration, videofluoroscopy, silent aspiration

Priemerná úmrtnosť na náhle cievne mozgové prihody (NCMP) sa na Slovensku pohybuje okolo 100/100 000 obyvateľov . NCMP sú dlhodobo treťou najčastejšou príčinou smrti. Napriek miernemu poklesu mortality patrí Slovensko naďalej medzi krajiny s trvale vysokou mortalitou. Incidencia mozgových infarktov stúpa s vekom, ale neustále sa zvyšuje aj výskyt v nižších vekových skupinách pred 45. rokom veku. NCMP sú najčastejším akútnym neurologickým ochorením, spôsobujú zmenu kvality života pacientov, prinášajú so sebou mnoho komplikácií. Jednou z nich sú deglutinačné poruchy alebo dysfágia. Dysfágia je porucha príjmu a /alebo transportu jedla do žalúdka. Komplikácie, ktoré z deglutinačných porúch vznikajú, sú malnutícia, dehydratácia, aspirácia potravy a z toho vznikajúca bronchopneumónia, často končiaca smrťou pacienta. Zahraničné štatistiky udávajú, že v akútnej fáze NCMP trpí dysfágiou 30-50 % pacientov, z toho dve tretiny sú tzv. „ silent aspiration“ (t.j. tiché, bez reflexu kašľa). Riziko pneumónie je asi 11-krát vyššie pre tých pacientov,

u ktorých sa ťažká dysfágia spája s prítomnosťou aspirácie (Martino, 2009). Na dôsledky aspiračnej pneumónie po NCMP každoročne umiera viac pacientov ako na následky zhubného nádoru hlavy a krku (Tedla, 2009). Avšak včasná detekcia aspirácie, zvlášť „silent aspiration“, znižuje pľúcne komplikácie, čo má vplyv nielen na zníženie rizika mortality pacienta, ale aj na dĺžku jeho hospitalizácie a na výšku ekonomických nákladov na jeho liečbu. Guidelines, venujúce sa problematike NCMP, zdôrazňujú význam včasnej detekcie dysfágie, a to používaním validizovaného skríningu a špeciálneho prístrojového vyšetrenia, ktoré zachytí práve tichú aspiráciu. Čo sa týka lokalizácie NCMP, Robbins a Levin (in Prosiegel, 2007) zistili, že pacienti s ľavostrannou mozgovou léziou mali oveľa výraznejšie ťažkosti v orálnej fáze a ťažkosti s koordináciou pohybu než pacienti s pravostrannou mozgovou léziou. U pacientov s ľavostrannou léziou prítomnosť orálnej alebo verbálnej apraxie korelovala s dysfagickými ťažkosťami. Pacienti s pravostrannou mozgovou léziou mali ťažkosti vo faryngeálnej fáze prehltávania, redukovanú faryngeálnu peristaltiku a narastajúcu incidenciu aspirácie. Daniels et al., (in Daniels 2009) objavili, že anteriórna lézia insulárneho kortexu spôsobí redukciu veľkosti senzorického „inputu“ a zvýšenie prahu pre aktiváciu faryngeálneho prehltávania, výsledkom čoho je oneskorenie pôsobenia reflexu prehltnutia. Obojstranné mozgové infarkty alebo krvácania môžu viesť k najťažším dysfágiam , zvlášť vtedy, keď sa jedná o oblasť tzv. kortikálnych centier prehltávania- napr. pri **syndróme bilaterálneho anteriórneho opercula (Foix- Chavany- Marie –syndróm)**. V takom prípade ide o najťažšiu dysfágiu, spojenú s plégiou žuvacieho svalstva, jazyka, faciálneho a laryngeálneho svalstva a veľmi ťažkou prognózou (Buchholz & Prosiegel in Bartolome, 2006). Na Slovensku nie je zatiaľ štatisticky zmapovaný výskyt dysfágie a jej následnej komplikácie, aspirácie u pacientov v akútnom štádiu CMP aj napriek tomu, že práve títo pacienti sú najviac ohrození tzv. tichou aspiráciou. Preto sme sa rozhodli zistiť výskyt dysfágie a aspirácie práve u týchto pacientov aspoň v jednej nemocnici na Slovensku. Zároveň nás zaujímalo, aký stupeň dysfágie sa vyskytuje pri rôznych lokalizáciách lézie v mozgu .

Materiál: výskumnú vzorku tvorilo 113 pacientov, ležiacich na Neurologickej klinike ÚVN –SNP FN v Ružomberku v období od 1.2.- 1.10.2009. Túto výskumnú vzorku sme rozdelili na dve skupiny, na skupinu pacientov s ischemickou CMP (iCMP), ktorých bolo 66 a na skupinu ostatných (ostatní- 47) pretože ako sme vyššie uviedli, najčastejšie sa dysfágia vyskytuje u pacientov s CMP.

Metódy: Ako výskumné metódy sme použili špeciálne vyšetrenie prehltania , videofluoroskopiu a jej následnú analýzu a na spracovanie výsledkov výskumu sme použili štatistické metódy.

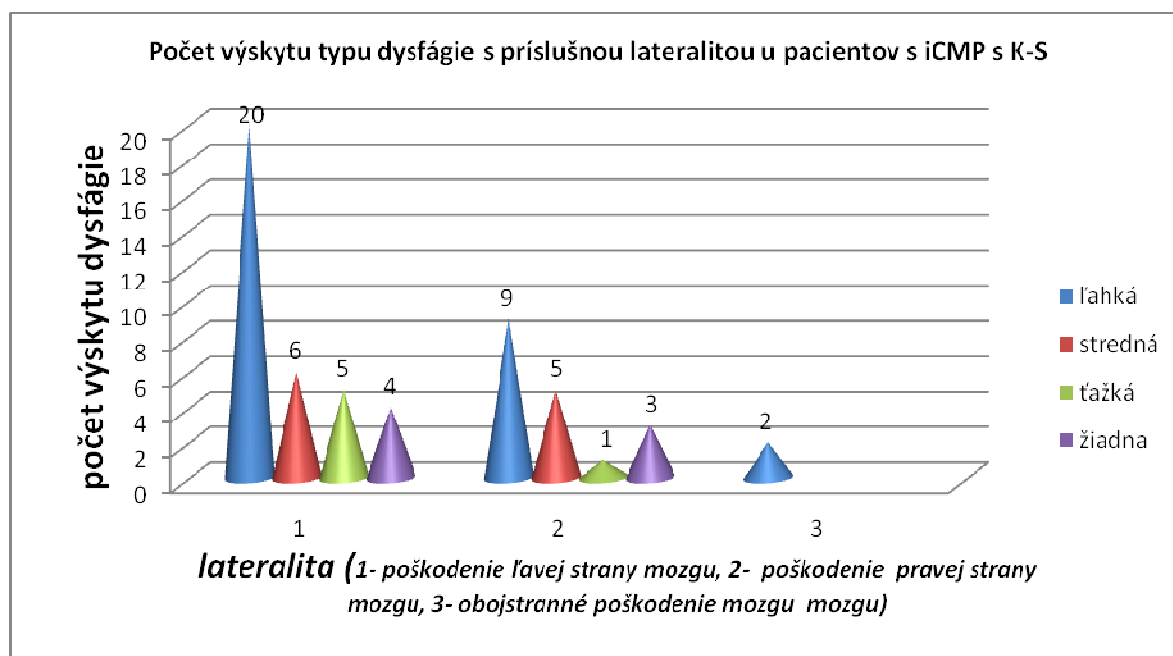
Výsledky: vo výskumnom súbore 113 pacientov sme porovnávali dve skupiny- skupinu pacientov s iCMP so skupinou s ostatnými neurologickými chorobami. V tabuľke č. 1 je skupina 66 pacientov (iCMP), ktorí sa člení na 55 pacientov s kortikálnou alebo subkortikálnou léziou (K-S) a 11 pacientov s lokalizáciou lézie v mozgovom kmeni (MK). Z 55 pacientov prvej skupiny (iCMP) má kortikálnu alebo subkortikálnu ľavostrannú léziu 35 pacientov, 18 má pravostrannú a dvaja

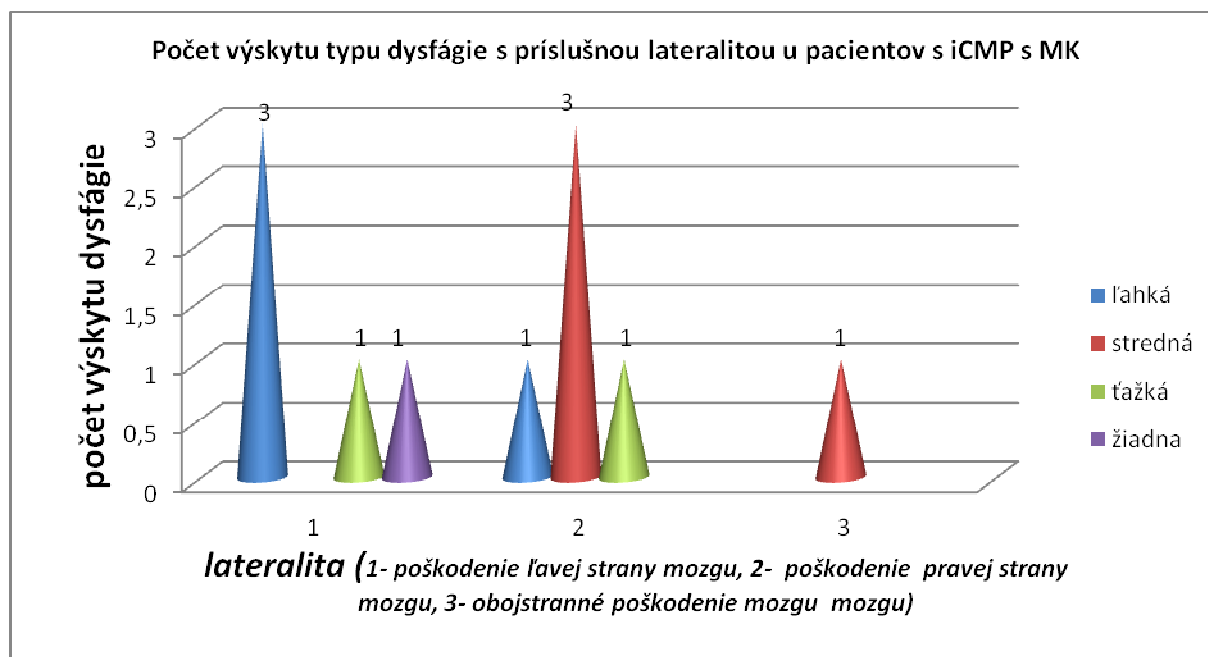
obojsstrannú léziu (graf č. 1). Z 11 pacientov prvej skupiny (iCMP) s léziou v mozgovom kmeni, má 5 pacientov ľavostrannú léziu, 5 pacientov pravostrannú léziu a jeden pacient má obojsstrannú léziu (graf č. 2).

Tabuľka č.1 Výsledky viacstupňového triedenia podľa etiológie poškodenia mozgu, lokalizácie a laterality lézie v mozgu a typu dysfágie

Počet			Typ dysfágie				
Etiológia pošk. mozgu	lok.v mozgu	lateralita	ľahká	stredná	ťažká	žiadna	Celkový súčet
iCMP		1	20	6	5	4	35
	K- S	2	9	5	1	3	18
		3	2				2
	K- S celkom		31	11	6	7	55
		1	3		1	1	5
	v MK	2	1	3	1		5
		3		1			1
	v MK celkom		4	4	2	1	11
iCMP celkom			35	15	8	8	66

Graf č. 1 Výskyt dysfágie vo vzťahu k laterality lézie v mozgu



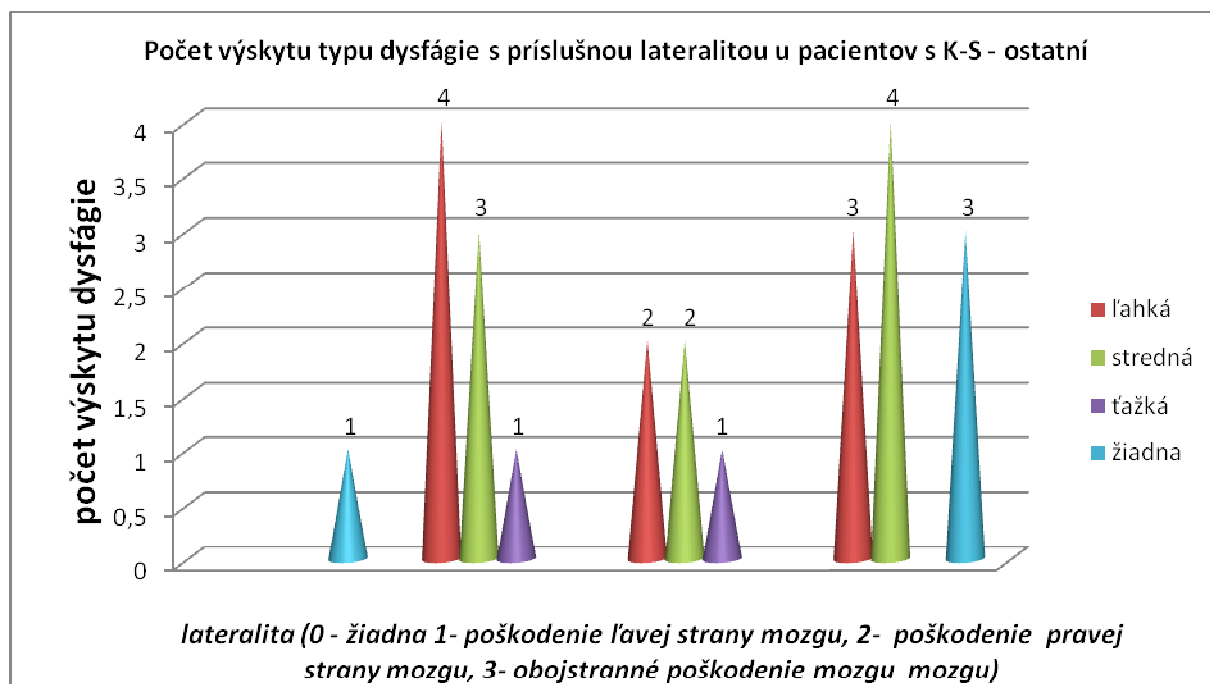
Graf č. 2 Výskyt dysfágie u pacientov s iCMP s léziou v MK

Druhá skupina (ostatní) 47 pacientov sa člení na 24 pacientov s K-S léziou, 6 pacientov má léziu v MK a 7 nemá žiadne mozgové poškodenie. Z 24 pacientov druhej skupiny (ostatní) s K-S léziou má ľavostrannú léziu 8 pacientov, 5 má pravostrannú a desať obojstrannú léziu a jeden má neudané hodnoty. Zo 6 pacientov druhej skupiny s léziou v mozgovom kmeni, majú dvaja pacienti ľavostrannú, dvaja pacienti pravostrannú a dvaja pacienti obojstrannú léziu (tabuľka č. 2) a grafy č. 3 a 4.

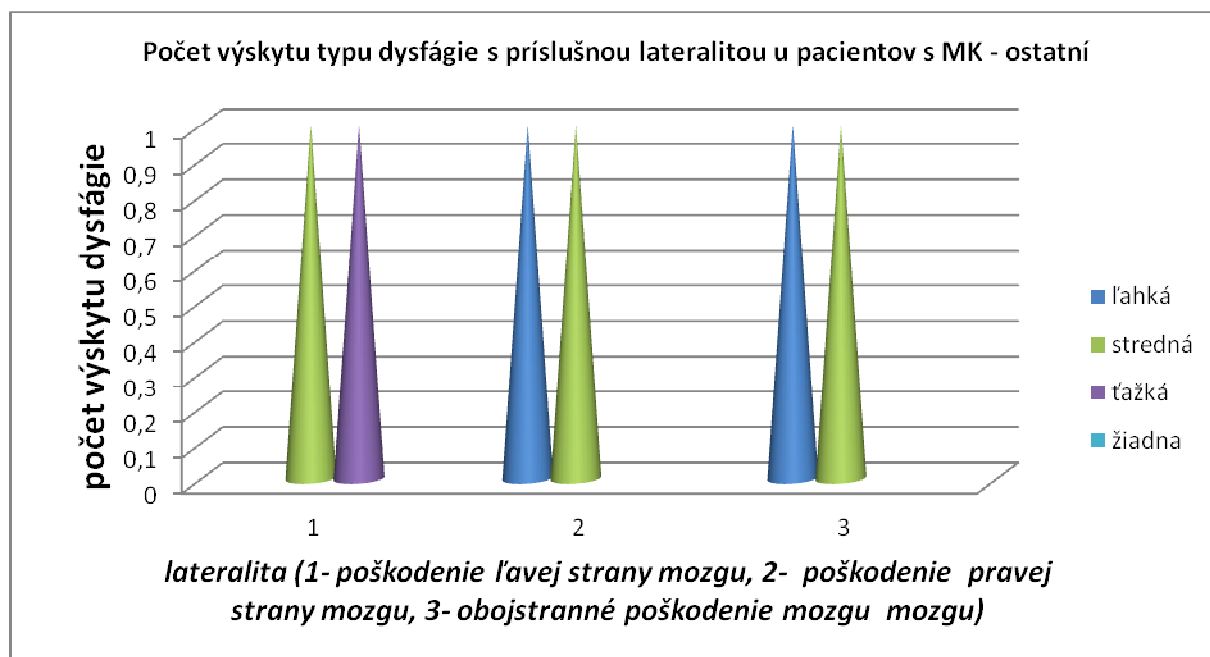
Tabuľka č. 2 Výsledky viacstupňového triedenia podľa etiológie poškodenia mozgu, lokalizácie a laterality lézie v mozgu a typu dysfágie

Počet			Typ dysfágie				
Etiológia pošk. mozgu	lok.v mozgu	lateralita	ľahká	stredná	ťažká	žiadna	Celkový súčet
ostatní		0				1	1
		1	4	3	1		8
	K- S	2	2	2	1		5
		3	3	4		3	10
	K- S celkom		9	9	2	4	24
	v MK	1		1	1		2
		2	1	1			2
		3	1	1			
	v MK celkom		2	3	1		6
Žiaden nález			3			7	10

Graf č. 3 Výskyt dysfágie u skupiny ostatní s K-S léziou



Graf č. 4 Výskyt dysfágie u skupiny ostatní s MK léziou



Z vyššie uvedených údajov vyplýva, že u pacientov prvej skupiny (iCMP) vidíme vyšší výskyt dysfágie čo do počtu výskytu, ako aj jej stupňa než u pacientov druhej skupiny (ostatní).

Ďalej nás zaujímal vzťah dysfágie a aspirácie. Na grafe č. 5 je prezentovaný výsledok dvojstupňového triedenia podľa typu dysfágie (bez typu „žiadna“) a podľa aspirácie. Výška stĺpcov

zodpovedá absolútnym početnostiam pacientov. Vidíme, že ľahká dysfágia je u aspirácie žiaden (0) jasne dominantná.

Graf č. 5 Vzťah dysfágie a aspirácie



Tabuľka č. 3 Výskyt aspirácie

Etiológia v mozgu	Údaje	0	1	2	3	4	5	13	14	15	25	Celk. súčet
iCMP	Počet	37	9	4	4	2	8			2		66
	% riadku	56,06%	13,64%	6,06%	6,06%	3,03%	12,12%	0,00%	0,00%	3,03%	0,00%	100,00%
Ostatní	Počet	33	3	1	4		2	2	1		1	47
	% riadku	70,21%	6,38%	2,13%	8,51%	0,00%	4,26%	4,26%	2,13%	0,00%	2,13%	100,00%
celkovo počet		70	12	5	8	2	10	2	1	2	1	113
Celkovo % riadku		61,95%	10,62%	4,42%	7,08%	1,77%	8,85%	1,77%	0,88%	1,77%	0,88%	100,00%

V tabuľke č. 3 sú výsledky triedenia súboru pacientov podľa etiológie mozgu a , prítomnosti aspirácie. Aspirácia je rozčlenená na penetráciu(1), predeglutinačnú(2), intradeglutinačnú(3), postdeglutinačnú(4) , tichú (5) aspiráciu a kombinácie postdeglutinačnej penetrácie(1,4), tichej penetrácie(1,5) a tichej predeglutinačnej aspirácie(2,5). Zistili sme, že v prvej skupine (iCMP) bolo

37(56,06%) pacientov bez aspirácie a teda 29(43,94%) s aspiráciou. V druhej skupine(ostatní) ich bolo 33(61,95%) bez aspirácie a 14(38,5%) s aspiráciou, z čoho vyplýva, že prvej skupine(iCMP) bolo viac pacientov s aspiráciou ako v druhej. V prvej skupine(iCMP) bolo 10 pacientov (15,1%) pacientov s tichou aspiráciou. V druhej skupine (ostatní) boli 3(6,36%) , čo je o viac ako o polovicu menej ako v prvej skupine.

ZÁVER

Údaje prítomnosti aspirácie u pacientov s iCMP v našom výskume vyšli oveľa vyššie ako v štúdií Daniels (2009), kde z 55 vyšetrených pacientov v akútnom štádiu NCMP malo aspiráciu 21 (38%) pacientov, kým v našom výskume sme zistili dysfágiu až u 58 pacientov s NCMP zo 66, čo je 87,7%.

V prvej skupine (iCMP) bolo 10 pacientov (15,1%) pacientov s tichou aspiráciou. V druhej skupine (ostatní) boli 3 (6,36%) , čo je o viac ako o polovicu menej ako v prvej skupine. Podľa údajov Daniels (2009), v jej štúdií aspirovalo ticho až 67% pacientov, čo je štvornásobne viac, ako v našej štúdií.

Naším výskumom sme potvrdili, že najohrozenejšou skupinou pacientov s neurogénou dysfágiou sú pacienti s náhlou cievnu mozgovou príhodou. Práve u nich sa dysfágia a jej komplikácia- aspirácia vyskytujú najčastejšie. Preto sa v oblasti poskytovania zdravotnej starostlivosti pacientom s náhlou cievnu mozgovou príhodou nesmie zabúdať na túto diagnózu, ktorá je na Slovensku ešte stále prehliadanou diagnózou a nevenuje sa jej veľká pozornosť.

POUŽITÁ LITERATÚRA

1. Bartolome, G., Buchholz, D.W., Feussner, H., Hannig, C., Neumann, S., Prosiegel, M., Schroeter-Morasch, H., Wuttge-Hannig, A.: Schluckstoerungen. Diagnostik und Rehabilitation. Urban/Fischer, Muenchen 1999. ISBN 3-437- 21320-2
2. Bartolome, G., Schroetter-Morasch, H. (Hrsg.): Schluckstoerungen. Diagnostik und Rehabilitation. Urban/Fischer, Muenschen 2006. ISBN-10: 3-437-47160-0
3. Daniels, S. K. et al.: The effects of verbal cue on bolus flow during swallowing. American Journal of Speech- Language Pathology, 2007, volume 16 (2), p. 140- 147
4. Daniels, S. K.: Neuroscientific and Physiological Principles of Normal and Disordered Swallowing. Kurz vo Wiesbadene, 2009
5. Chajdiak, J.: Štatistické ulohy a ich riešenie v exceli. Statis, Bratislava, 2005. ISBN 80-85659-39-5
6. Martino, R.: Dysphagia after Stroke. Kurs na 6. Karlsbdskom Dysphagieforum v

Karlsbade-Langensteinbachu, 13.-14.4. 2009

7. Prosiegel , M.: Neuroanatomy of Swallowing. Prednáška na 5. Dysphagieforum,
Karlsbad-Langensteinbach, 12.- 14.4.2007

8. Tedla a kol.: Poruchy polykání. Tobiaš, 2009. ISBN 978-80-7311-105-2

Adresy autorov:

Barbora Bunová, PaedDr. , PhD.
Neurologická klinika, ÚVN SNP FN
ul. gen. Miloša Vesela 21
034 26 Ružomberok
barbora.bunova@gmail.com

Štefan Madarász, MUDr., PhD.
Wolkrová 33/24
851 04 Bratislava
madaraszs@gmail.com

Daniel Bartko, Prof., MUDr., DrSc.
ÚVN SNP FN
ul. gen. Miloša Vesela 21
034 26 Ružomberok
bartkod@uvn.sk

Poissonovo rozdelenie – rozdelenia zriedkavých javov Poisson distribution – distribution rare event

Jozef Chajdiak

Abstract: Poisson distribution present one from cardinal probability distribution. It models present one out of discret rare myself appearance effect. Report contains style calculations probability come into being event $\Pr(X=x)$ and calculations values distributive functions $F(x) = \Pr(X \leq x)$ with exploitation system Excel.

Poissonovo rozdelenie predstavuje jedno z najdôležitejších rozdelení pravdepodobností. Modeluje rozdelenie diskretných zriedkavo sa vyskytujúcich javov. Príspevok obsahuje spôsob výpočtu pravdepodobnosti nastatia javu $\Pr(X=x)$ a výpočtu hodnoty distribučnej funkcie $F(x) = \Pr(X \leq x)$ s využitím system Excel.

Key words: Poisson distribution, λ , Excel, function Poisson.

Kľúčové slová: Poissonovo rozdelenie, λ , Excel, funkcia Poisson.

JEL classification: C10, C81

1. Poissonovo rozdelenie

Poissonovo rozdelenie pravdepodobnosti predstavuje jeden z najdôležitejších pilierov teórie pravdepodobnosti používaných na modelovanie javov reálneho života. Patrí do skupiny diskretných rozdelení.

Určuje pravdepodobnosť výskytu určeného počtu udalostí zvyčajne za jednotku času (resp. inak definovanú jednotku) pri priemernej intenzite udalostí vo veľkosti λ udalostí za príslušnú jednotku. Počet udalostí x za špecifikovanú jednotku predstavuje celé nezáporné číslo od nuly po plus nekonečno ($x = 0, 1, 2, \dots, n, \dots, +\infty$). Pri praktickom modelovaní sa zdá rozumné voliť jednotku, za ktorú sa vyskytuje x udalostí tak, aby počet udalostí x predstavoval jednociferné, zvyčajne, nižšie číslo.

Intenzitu vstupného prúdu udalostí λ odhadujeme ako priemerný (stredný; očakávaný) počet udalostí na jednu jednotku (jednotkou je zvyčajne čas, ale sú aj ďalšie jednotky).

Vstupný prúd udalostí (Poissonov proces) má tri podstatné aspekty:

- 1) **Nezávislosť** – počet udalostí x v čase t nezávisí od počtu udalostí v iných časových momentoch (v iných jednotkách),
- 2) **Stacionárnosť** – počet udalostí v intervaloch rovnakej dĺžky je rovnaký a nezávisí od ich polohy v čase (priestore),
- 3) **Ordinálnosť** – ($\Delta t \rightarrow 0$, λ - konšt.) – v jednom časovom okamihu môže nastať len jedna alebo žiadna udalosť.

Pravdepodobnosť nastania x udalostí za špecifikovanú jednotku $\Pr(x)$ vypočítame podľa (1).

$$\Pr(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} \quad (1)$$

kde je

$\Pr$ – pravdepodobnosť,

x – počet udalostí na jednotku ($= 0, 1, 2, \dots$),

$\Pr(x)$ – pravdepodobnosť nastatia x udalostí na jednotku,

- e - konštanta = +2.72 ($=\text{EXP}(1) = e^1$),
 λ - intenzita udalostí (počet udalostí na 1 jednotku),
 $x!$ - x faktoriál = $x! = x \cdot (x-1) \cdot (x-2) \cdot \dots \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1$,
 $0!$ - nula faktoriál = $0! = 1$.

Stredná hodnota Poissonovho rozdelenia $E[x] = \lambda$ a rozptyl $D[x] = \sigma^2 = \lambda$

2. Výpočty $\Pr(X=x)$ a $\Pr(X \leq x)$ v Exceli

K výpočtu pravdepodobnosti nastania práve x udalostí a hodnoty distribučnej funkcie v bode x sa v systéme Excel používa funkcia POISSON (obrázok 1).

EXCEL – funkcia POISSON

- počet udalostí X
- λ
- 0 $\rightarrow \Pr(x)$
- 1 $\rightarrow F(x) = \Pr(x \leq X)$
-

Function Arguments

POISSON

X 1 = 1

Mean 2 = 2

Cumulative 0 = FALSE

Returns the Poisson distribution.

Cumulative is a logical value; for the cumulative Poisson probability, use TRUE; for the Poisson probability mass function, use FALSE.

Formula result = 0,270670566

[Help on this function](#)

OK Cancel

výsledok $\Pr(=1)$

Poissonovo rozdelenie

Chajdiak-STATIS

21

Obrázok 1: Okno funkcie POISSON

V okienku X sa špecifikuje počet udalostí x . V okienku **Mean** sa špecifikuje hodnota λ (priemerná intenzita vstupného prúdu udalostí). Okienko **Cumulative** slúži na špecifikáciu, či chceme vypočítať pravdepodobnosť nastania x udalostí za jednotku – do okienka napíšeme hodnotu „0“ alebo FALSE; alebo, či chceme vypočítať pravdepodobnosť nastanie x alebo menej udalostí ako x za jednotku, t.j. hodnotu distribučnej funkcie v bode x ($F(x) = \Pr(X \leq x)$) – do okienka napíšeme hodnotu „1“ alebo TRUE. V okne POISSON sa na dvoch miestach objavuje priebežný výsledok z funkcie POISSON – príslušná pravdepodobnosť.

3. Ilustračné príklady

Príklad 1

Bortkiewicz skúmal desaťročné záznamy Pruských armádnych zborov. Zisťoval počty mŕtvych vojakov následkom úderu konského kopyta. V 200 armádnych zboroch zistil, že v 109 armádnych zboroch nenastal prípad úmrtia vojaka úderom konského kopyta. V 65 armádnych zboroch bolo po jednom mŕtvom, v 22 zboroch po dvoch mŕtvych, v troch zboroch po troch mŕtvych vojakoch a v jednom armádnom zbore dokonca 4 mŕtvi vojaci.

Uvedenú situáciu môžeme modelovať Poissonovým rozdelením. Udalosť predstavuje mŕtvy vojak úderom konského kopyta a jednotkou je armádny zbor.

Intenzitu vstupného prúdu λ vypočítame ako podiel počtu mŕtvych vojakov lomeno počet armádnych zborov:

$$\lambda = \frac{0 \times 109 + 1 \times 65 + 2 \times 22 + 3 \times 3 + 4 \times 1}{109 + 65 + 22 + 3 + 1} = \frac{122}{200} = 0.61$$

Pravdepodobnosť nastatia udalosti pre príslušný počet mŕtvych vojakov vypočítame podľa vzťahu (1) pomocou funkcie POISSON v Exceli. Do poľa X postupne budeme zadávať hodnoty 0, 1, 2, 3 a 4. Do poľa Mean zadáme vypočítanú hodnotu $\lambda = 0,61$. Keďže chceme vypočítať pravdepodobnosť individuálnej udalosti v poli Cumulative zadáme 0 (FALSE). Vypočítané pravdepodobnosti nastatia udalosti (príslušného počtu mŕtvych vojakov) sú v štvrtom stĺpci tabuľky 1. Z nich, pre násobením číslom 200 (počet armádnych zborov) dostaneme očakávané počty armádnych zborov pre príslušný počet mŕtvych vojakov.

Tabuľka 1: Údaje o počte mŕtvych vojakoch následkom úderu konským kopytom

udalosť	počet zborov	počet mŕtvych	pravdepodobnosť nastania udalosti	očakávaný počet zborov
x	n	n_x	$Pr(X=x)$	$200 \times Pr(X=x)$
0	109	0	0,5434	108,7
1	65	65	0,3314	66,3
2	22	44	0,1011	20,2
3	3	9	0,0206	4,1
4	1	4	0,0031	0,6
viac	0	0	0,0004	0,1
Spolu	200	122	1	200

Riadok „viac“ tabuľky 1 vypočítame nepriamo. Súčet pravdepodobností nastanie všetkých možných javov (0, 1, 2, 3, 4 a viac ako 4) sa rovná 1. Pravdepodobnosti nastania udalosti 0, 1, 2, 3 a 4 sme vypočítali podľa vzorca 1 pomocou funkcie POISSON. Pravdepodobnosť pre „viac“ resp. $X > 4$ vypočítame:

$$\begin{aligned} Pr(X > 4) &= 1 - \{Pr(X=0) + Pr(X=1) + Pr(X=2) + Pr(X=3) + Pr(X=4)\} = \\ &= 1 - \{0.5434 + 0.3314 + 0.1011 + 0.0206 + 0.0031\} = 0.0004 \end{aligned}$$

Príklad 2

Ľudstvo je bojovný živočíšny druh. Môžeme si položiť otázku aká je pravdepodobnosť, že storočie bude bez svetovej vojny, aká je pravdepodobnosť, že storočie bude s jednou svetovou vojnou, že storočie bude s dvoma svetovými vojnami, že storočie bude s tromi svetovými vojnami, že storočie bude so štyrmi a viac svetovými vojnami. Problémom je aká miera

militantnosti ľudstva vyjadrená prostredníctvom priemernej intenzity vstupného prúdu udalostí λ . Vychádzajúc z 20. storočia, môžeme odhadnúť, že $\lambda = 2$ (dve svetové vojny za storočie). Niektorí môžu povedať, že $\lambda = 1$ a iní, že $\lambda = 3$. Excel umožňuje zrátať príslušné pravdepodobnosti veľmi rýchlo a analytik a aj Človek sa má nad čím zamýšľať.

Tabuľka 2: Pravdepodobnosť výskytu storočia s x svetovými vojnami

$\lambda =$	1	2	3
x	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X=x)$
0	0,368	0,135	0,050
1	0,368	0,271	0,149
2	0,184	0,271	0,224
3	0,061	0,180	0,224
4 a viac	0,019	0,143	0,353
spolu	1	1	1

Tabuľka 3: Pravdepodobnosť výskytu storočia s x a nie viac ako x svetovými vojnami

$\lambda =$	1	2	3	1	2	3
x	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X \leq x)$	$\Pr(X \leq x)$	$\Pr(X \leq x)$
0	0,368	0,135	0,050	0,368	0,135	0,050
1	0,368	0,271	0,149	0,736	0,406	0,199
2	0,184	0,271	0,224	0,920	0,677	0,423
3	0,061	0,180	0,224	0,981	0,857	0,647
4 a viac	0,019	0,143	0,353	1	1	1
spolu	1	1	1			

Tabuľka 4: Vzorcový zápis tabuľky 2 a prvej časti tabuľky 3

$\lambda =$	1	2	3
x	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X=x)$	$\Pr(X=x)$
0	=POISSON(\$A3;B\$1;0)	=POISSON(\$A3;C\$1;0)	=POISSON(\$A3;D\$1;0)
1	=POISSON(\$A4;B\$1;0)	=POISSON(\$A4;C\$1;0)	=POISSON(\$A4;D\$1;0)
2	=POISSON(\$A5;B\$1;0)	=POISSON(\$A5;C\$1;0)	=POISSON(\$A5;D\$1;0)
3	=POISSON(\$A6;B\$1;0)	=POISSON(\$A6;C\$1;0)	=POISSON(\$A6;D\$1;0)
4 a viac	=1-SUM(B3:B6)	=1-SUM(C3:C6)	=1-SUM(D3:D6)
spolu	1	1	1

Tabuľka 5: Vzorcový zápis druhej časti tabuľky 3

	1	2	3
	$\Pr(X \leq x)$	$\Pr(X \leq x)$	$\Pr(X \leq x)$
	=POISSON(\$A3;E\$1;1)	=POISSON(\$A3;F\$1;1)	=POISSON(\$A3;G\$1;1)
	=POISSON(\$A4;E\$1;1)	=POISSON(\$A4;F\$1;1)	=POISSON(\$A4;G\$1;1)
	=POISSON(\$A5;E\$1;1)	=POISSON(\$A5;F\$1;1)	=POISSON(\$A5;G\$1;1)
	=POISSON(\$A6;E\$1;1)	=POISSON(\$A6;F\$1;1)	=POISSON(\$A6;G\$1;1)
1	1	1	1

V tabuľkách 2 až 5 v prvom riadku máme hodnoty intenzity vstupného prúdu udalostí λ . V druhom riadku je špecifikovaný typ pravdepodobnosti, ktorý počítame, t.j. pravdepodobnosť nastatia javu ($\Pr(X=x)$) a hodnotu distribučnej funkcie $\Pr(X \leq x)$ a v ďalších riadkoch sú tieto pravdepodobnosti pre príslušný počet svetových vojen za storočie vypočítané.

Z tabuľky 2 pre intezitu svetových vojen $\lambda = 2$ môžeme konštatovať, že storočie bez vojny sa vyskytne s pradepodonosťou 0,135 (t.j. zhruba každé 7 storočie ($1/0,135=7,4$)), storočie s jednou alebo dvoma vojnami s pravdepodobosťou 0,271 (t.j. zhruba každé 3,7 storočie ($1/0,271=3,7$)), storočie s troma vojnami s pravdepodobosťou 0,180 (t.j. zhruba každé 5,5 storočie ($1/0,180=5,5$)) a storočie so 4 a viac vijami s pravdepodobnosťou 0,143 (t.j. zhruba každé 7 storočie ($1/0,143=7,0$)).

Prežije ľudstvo rok 3000?

Na jednotke intenzívnej starostlivosti v priemere zomrú dvaja pacienti za mesiac. Predpokladajme, že intenzitu úmrtí predstavuje Poissonovský proces. Aká je pravdepodobnosť, že prebehne mesiac bez úmrtia na jednotke intenzívnej starostlivosti, prebehne mesiac s jedným, s dvoma, s troma a s štyrmi a viac úmrtiami? Odpoveď dáva tabuľka 2, stĺpec s $\lambda = 2$.

4. Záver

Poissonovo rozdelenie je dôležitý nástroj modelovania a analýzy zriedkavých diskrétnych javov. Pomocou funkcie POISSON možno pomerne rýchlo získať predstavu o konkrétnom správaní sa skúmaného procesu. Povzbudivo tiež pôsobí fakt, že pomocou jedného vzorca možno vyjadriť veľké množstvo rozličných skúmaných situácií.

5. Literatúra

- [1] CHAJDIK, J. 2010. Štatistika jednoducho. 3. vydanie Bratislava: Statistika 2010. 196 s. ISBN 80-85659-60-3.
- [2] Chajdiak J. (2009): Štatistika v Exceli 2007. STATIS, Bratislava, ISBN 80- 85659-49-8.
- [3] Luha, J. (2006): *Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov*. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2006. SŠDS Bratislava 2006. ISSN 1336-7420.
- [4]Luha J.: Prvotná štatistická analýza kvalitatívnych dát. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
- [5]Luha J.(2010): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č.1/0536/10 „Inovácia ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR“.

Adresa autora (-ov):

Jozef Chajdiak, Doc.Ing.CSc.
Ústav manažmentu STU
Bratislava
Jozef.chajdiak@stuba.sk

Základný štatistický rozbor Basic statistical analysis

Jozef Chajdiak

Abstract: Statistics is important tool of human knowledge. The paper presents the basic objectives of statistical analysis and appropriate numerical and graphical means. Samples are made on observations of blood pressure and other characteristics.

Štatistika je dôležitým nástrojom ľudského poznania. Príspevok prezentuje ciele základného štatistického rozboru a príslušné numerické a grafické prostriedky. Ukážky su realizované na pozorovaniach o krvných tlakoch a ďalších charakteristikách.

Key words: statistics, percentage, frequency table, histogram, correlation, scatter plot.

Kľúčové slová: štatistiky, percentil, frekvenčná tabuľka, histogram, korelácia, bodový graf.

JEL classification: C10, C81

1. Úvod

Štatistika je dôležitou súčasťou procesu ľudského poznania. Úlohou štatistiky je ukázať svet taký, aký je. Štatistika je súčasťou procesu poznania vo všeobecnosti, je súčasťou procesu poznania ako súčasti získania podkladov k rozhodovaniu a rozhodnutiu a tiež môže byť samotným nástrojom rozhodnutia.

Získať skúsenosť. Okolo nás prebieha život. Vedome alebo podvedome ho pozorujeme a vyhodnocujeme. Registrujeme, že časť javov sa opakuje a postupom času aj, presne, či menej presne, vyhodnocujeme frekvencie výskytu príslušných javov alebo stavovou proces, frekvencie dôsledkov pri určitých príčinách. Sme štatistickí, ktorým toto vzdelanie a schopnosti dal pán Boh alebo matka Príroda. Pozorujeme, zisťujeme, spracovávame a analyzujeme informácie z okolitého života a následne ich využívame pri svojom každodennom rozhodovaní.

Často nastane životná situácia, že sa musíme nejako rozhodnúť. Máme nedostatok podkladov k rozhodnutiu a na druhej strane sme si vedomí viacernosti potenciálnych dôsledkov nášho rozhodnutia. Zvyčajne, ešte pred rozhodnutím, máme snahu **získať podklady**, ktoré nám naše rozhodovanie uľahčia. Podkladmi môže byť odhad frekvencií výskytu jednotlivých javov či stavov procesov súvisiacich s naším rozhodnutím, podkladmi môžu byť ocenenia dôsledkov nastania týchto javov či stavov procesov. Opäť nás pán Boh alebo matka Príroda nadelili schopnosťou, či potrebou tieto podkladové informácie pre náš proces rozhodovania získať a využiť, opäť máme na svete potrebu štatistického remesla – potrebu jeho nositeľov a výsledkov ich práce.

Sú situácie, že sa nachádzame v nejakom stave nášho procesu (systému), len nevieme, ktorý stav z množiny potenciálnych stavov to je. K jeho presnejšej identifikácii môžeme použiť metódu **štatistického rozhodovania** (testovania). Na základe údajov, ktoré máme k dispozícii a na základe teoretických poznatkov, ktorými disponujeme môžeme rozhodnúť, ktorý zo stavov, ktoré sú potenciálne k dispozícii, je najviac podobný, stavu v ktorom sa nachádzame. Predstavuje to tretí okruh obsahu štatistiky - štatistické rozhodovanie.

Štatistika predpokladá, že to čo skúmame, popisujeme je **hierarchicky** usporiadané. Celok predstavuje „súbor“ a časťami sú „jednotky“ súboru. Súbor, aj jeho jednotky sú časove, priestorove a vecne vymedzené. V rámci presných štatistických analýz je žiaduca čo najpresnejšia definícia súboru a jeho jednotiek. U väčšiny užívateľov to vylováva občas

problémy. V praxi najpresnejšou špecifikáciu našej situácie je vyhodnotenie, či vieme konštatovať, či daná „jednotka“ (ľubovoľná) do súboru patrí alebo nie.

Jednotky a teda aj súbor sú nositeľmi vlastností. Stavby alebo hodnoty týchto vlastností vyjadrujeme hodnotami premenných, znakov, veličín, ukazovateľov. Premenné, a následne aj metódy, môžeme rozdeliť do troch skupín. Slovné, kvalitatívne, **nominálne** znaky nadobúdajú diskrétne hodnoty, ktoré sa nedajú usporiadať (napríklad pohlavie, národnosť). Poradové, **ordinálne** znaky nadobúdajú diskrétne hodnoty, ktorých podstata je v usporiadaní (napríklad stupne pri známikovaní v škole). Číselné, kvantitatívne, **kardinálne** znaky nadobúdajú numerické hodnoty, ktoré môžu byť spojité alebo diskrétne a dajú sa usporiadať (napríklad systolický tlak).

Štatistická práca prebieha v niekoľkých krokoch **štatistického skúmania**:

- formulácia cieľa,
- etapa štatistického zisčovania,
- etapa štatistického spracovania,
- etapa štatistického rozboru,
- formulovanie odporúčaní a realizácia záverov.

2. Základný štatistický rozbor

Pri číselných znakoch základný štatistický rozbor pozostáva z výpočtov alebo vypracovania:

- štatistík,
- frekvenčnej tabuľky,
- histogramu,
- bodového grafu a
- korelácie.

Uvedieme ilustráciu číselných alebo grafických výsledkov na príklade analýzy údajov o SYS (systolickom tlaku), D (diastolickom tlaku), roz (= SAS-D) a TEP (pulzová frekvencia srdca).

2.1 Numerický základný štatistický rozbor

Súbor nameraných hodnôt jedného znaku sa transformuje do niekoľkých štatistík (tab. 1) – rozsah súboru, minimálna a maximálna hodnota, priemer a medián, smerodajná odchýlka a úhrn (ak to má praktický zmysel). Pre rozdiely tlakov môžeme konštatovať, že sme mali 138 pozorovaní pri variačnom rozpätí tlakov od 18 po 78. Priemerný rozdiel hodnôt tlakov bol 48,0 a prostredný (medián) bol 47,5. Smerodajná odchýlka rozdielu tlakov bola 10,9. Hodnoty úhrnu nemajú praktickú interpretáciu. K výpočtu sa použili funkcie excelu COUNT, MIN, MAX, AVERAGE, MEDIAN, STDEV a SUM.

Tab. 1 Základné štatistiky pre systolický tlak, diastolický tlak, tep a rozdiel tlakov

štatistika	SYS	D	TEP	roz
n	138	138	138	138
min	108	65	52	18
max	173	128	78	78
priemer	146,3	98,3	59,5	48,0
medián	146,5	98	58	47,5
std	11,1	9,4	4,7	10,9
úhrn	20195	13567	8210	6628

Iný pohľad predstavuje použitie kvantilov – v našom prípade percentilov. Vybrané hodnoty percentilov sú uvedené v Tab. 2. K ich výpočtu sa použila funkcia PERCENTILE.

Tab.2 Hodnoty percentilov

percentil	SYS	D	TEP	roz
$x_{0,00}$	108	65	52	18
$x_{0,01}$	119,7	76,0	52,4	22,0
$x_{0,02}$	121,7	76,7	53,0	27,7
$x_{0,05}$	127,6	85,0	53,9	32,0
$x_{0,10}$	132,7	87,0	54,0	34,7
$x_{0,25}$	141,0	93,0	56,0	41,3
$x_{0,50}$	146,5	98,0	58,0	47,5
$x_{0,75}$	153,0	103,0	62,0	55,0
$x_{0,90}$	159,3	108,0	65,3	62,0
$x_{0,95}$	163,2	112,2	69,0	66,3
$x_{0,98}$	168,5	120,1	72,0	73,0
$x_{0,99}$	170,6	126,6	73,3	73,0
$x_{1,00}$	173	128	78	78

Pre rozdiel tlakov vidíme, že percentil $x_{0,00}$ sa rovná minimu (18) a percentil $x_{1,00}$ sa rovná maximu (78). Prostredná hodnota - percentil $x_{0,50}$ je zhodný s mediánom (47.5).

2.2 Frekvenčná tabuľka

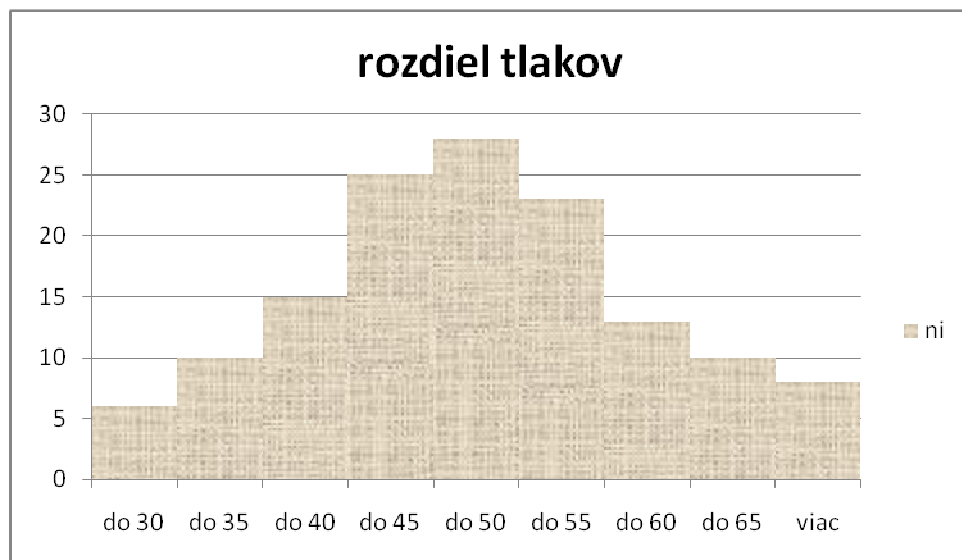
Premennú rozdiel tlakov sme **vytriedili** a usporiadali do frekvenčnej tabuľky (Tab. 3). K triedeniu sme použili funkcie FREQUENCY, ktorej výstupom sú absolútne triedne početnosti ni. Percentuálne početnosti fi a kumulatívne absolútne (kni) a percentuálne (kfi) sme vypočítali priamym výpočtom v exceli. V stĺpci treida sú uvedené horné hranice tried (dolnú hranicu predstavuje horná hranica predchádzajúcej triedy. Napríklad z riadku „do 50“ môžeme konštatovať, že 28 meraní dosiahlo rozdiel tlakov viac ako 45 a menej alebo rovno 50, čo predstavuje pätinu meraní (20,3%). Rozdiel tlakov menený alebo rovno 50 dosiahlo 84 meraní resp. 60.9%

Tab.3 Frekvenčná tabuľka pre rozdiel tlakov

trieda	ni	fi	kni	kfi
do 30	6	4,3%	6	4,3%
do 35	10	7,2%	16	11,6%
do 40	15	10,9%	31	22,5%
do 45	25	18,1%	56	40,6%
do 50	28	20,3%	84	60,9%
do 55	23	16,7%	107	77,5%
do 60	13	9,4%	120	87,0%
do 65	10	7,2%	130	94,2%
viac	8	5,8%	138	1
spolu	138	1		

2.3 Histogram

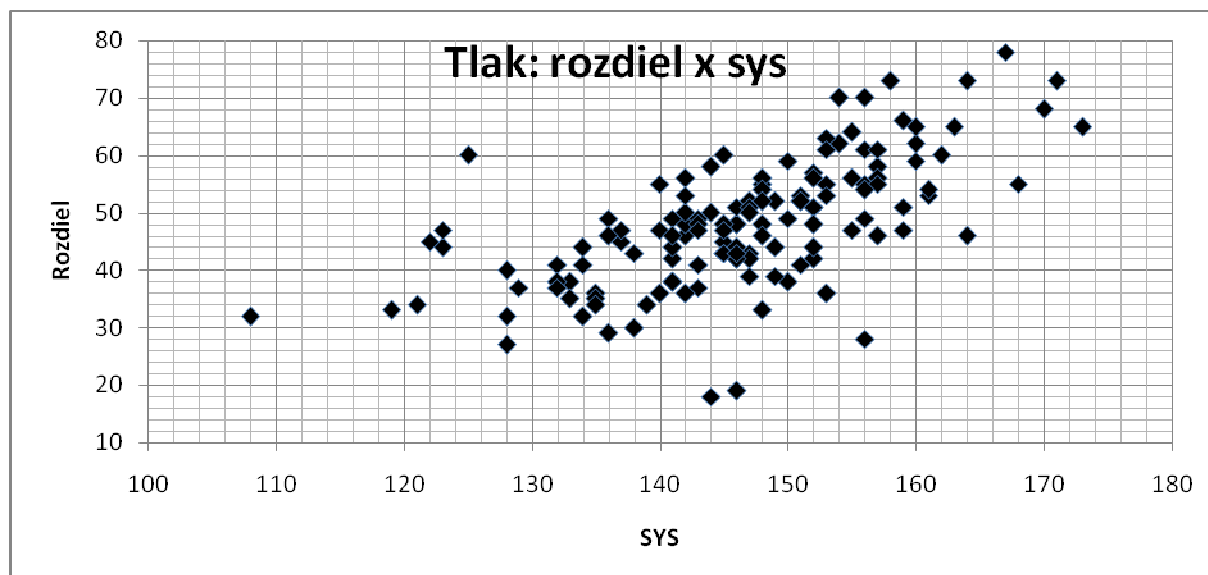
Histogram je stĺpcovým grafom zobrazujúcim absolútne (resp. relatívne) triedne početnosti skúmaného znaku. Histogram rozdielov tlakov je na obrázku 1.



Obrázok 1 Histogram rozdielov tlaku

2.4 Bodový graf

Poznanie a teda aj štatistika zvyčajne skúma hodnoty viacerých jedného znaku ale aj viac znakov naraz. Tradičné sú analýzy hodnôt dvoch znakov. Na obrázku 2 je bodový graf pričom pozorovanie (bod na grafe) reprezentuje hodnota systolického tlaku (os X) a rozdiel tlakov (os Y). Z grafu môžeme konštatovať, že rastom hodnôt systolického tlaku rastie aj rozdiel hodnôt tlaku. K jeho aktivácii sme v systéme excel použili graf Scatter.



Obrázok 2 Bodový graf: rozdiel tlakov x systolický tlak

2.5 Korelácia

Bodový graf poskytuje názornú predstavu o vzájomnej závislosti hodnôt systolického tlaku a hodnôt rozdielov tlaku. Mieru vzájomnej závislosti hodnôt dvoch premenných udáva koeficient korelácie. Nadobúda hodnoty od -1 po +1. Hodnoty -1 a +1 dostávame v situácii, že všetky body bodového grafu ležia na priamke (+1 – priama lineárna závislosť - rastúca priamka a -1 – nepriama lineárna závislosť - klesajúca priamka).

Nástroj excelu Korelace počíta hodnoty koeficientov korelácie pre všetky dvojice analyzovaných znakov. Keďže vzájomná závislosť medzi hodnotami znaku X a Y je taká istá ako medzi hodnotami znaku Y a X, na výstupe je zobrazený len spodný trojuholník korelačnej matice. Z hodnôt korelačnej matice vidíme, že najvyššia miera vzájomnej závislosti je medzi systolickým tlakom a rozdielom tlakov (+0,63). Naopak najväčšia nepriama závislosť je medzi diastolickým tlakom a rozdielom tlakov (-0,41).

	SYS	D	TEP	roz
SYS	1			
D	0,44	1		
TEP	0,11	0,16	1	
roz	0,63	-0,41	-0,02	1

Obrázok 3 Korelačná matica

3. Záver

Základný štatistický rozbor realizuje vedome či podvedome každý z nás. Použitie aparátu teórie štatistiky môže jeho informačnú hodnotu len zvýšiť a naše potenciálne rozhodnutia zefektívniť. Omocou jedného vzorca možno vyjadriť veľké množstvo rozličných skúmaných situácií.

4. Literatúra

- [1] CHAJDIK, J. 2010. Štatistika jednoducho. 3. vydanie Bratislava: Statistika 2010. 196 s. ISBN 80-85659-60-3.
- [2] Chajdiak J. (2009): Štatistika v Exceli 2007. STATIS, Bratislava, ISBN 80- 85659-49-8.
- [3] Luha J., Chajdiak J. (2000): Štatistická analýza dát krvného tlaku. Forum metricum Slovaca, Tom V. SŠDS Bratislava 2000. ISBN 80-889-16-6.
- [4] Luha, J. (2006): *Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov*. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2006. SŠDS Bratislava 2006. ISSN 1336-7420.
- [5] Luha J.: Prvotná štatistická analýza kvalitatívnych dát. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
- [6] Luha J.(2010): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č.1/0536/10 „Inovácia ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR“.

Adresa autora:

Jozef Chajdiak, Doc.Ing.CSc.
Ústav manažmentu STU Bratislava
Jozef.chajdiak@stuba.sk

Frekvencia výskytu depresíí u psychologicky vyšetrených pacientov po cievnej mozgovej príhode hospitalizovaných na NK ÚVN SNP-FN Ružomberok v roku 2010

Frequency of post-stroke depression in psychological examined patients hospitalized at NK ÚVN SNP-FN Ružomberok in year 2010

Jozef Chajdiak, Katarína Kubovičová, Ján Luha

Abstract: In this paper authors analyze the frequency of post-stroke depression in psychological examined patients hospitalized at NK ÚVN SNP-FN in Ružomberok during the year 2010. In the sample of 63 patients there are presented frequencies between age and sex, between occurrence of depressive disorder and rates of potential factors (sex, age, localization and type of stroke, antidepressive treatment, rate of functional deficit, rate of independence), such as frequencies between rate of functional deficit and independence. The paper also contains results of Fisher exact test of presented factors' influence on depression. Results prove that there is statistically significant measure of association between depression occurrence and localization of stroke ($P=0,039$), between depression and antidepressive treatment ($P=0,000$) and between depression and independence ($P=0,000$). There is no influence of sex ($P=1,000$) and type of stroke ($P=0,949$) on depression. The influence of age ($P=0,105$) and rate of functional deficit ($P=0,173$) is not statistically significant, but it may be due to the small sample. Results confirms the importance of psychological care about patients after stroke from the view of improving their quality of life.

Key words: depression, stroke, factors of influence, psychological care, Excel, Fisher exact test, frequency table

Kľúčové slová: depresia, cievna mozgová príhoda, faktory vplyvu, psychologická starostlivosť, Excel, Fisherov exaktný test, frekvenčná tabuľka

JEL Classification: C1, C12, C14, I1.

1. Úvod

Cievne mozgové príhody (CMP) sa podľa údajov Svetovej zdravotníckej organizácie celosvetovo nachádzajú na popredných miestach v rebríčku najčastejších príčin vedúcich k mortalite a chronickej morbidite, zvlášť u staršej vekovej populácie (7). Na ilustráciu môžeme uviesť príklad, že v r. 2000 zo 17 mil. úmrtí približne 5,5 mil. nastalo v dôsledku ochorenia mozgových ciev. Na Slovensku je úmrtnosť na kardiovaskulárne a cerebrovaskulárne ochorenia v porovnaní s vyspelými štátmi západnej Európy takmer dvojnásobná (9).

Pacienti po CMP môžu trpieť celým radom somatických a/alebo psychických komplikácií, čo si vyžaduje multidisciplinárnu komplexnú starostlivosť. Jednou z pomerne častých komplikácií je práve depresívna porucha. Depresia sa môže vyvinúť ako dôsledok organického poškodenia príslušného mozgového centra, ale tiež v súvislosti s poruchami adaptácie na náhle vzniknuté funkčné či kognitívne postihnutie, v súvislosti so zníženou

schopnosťou vykonávať aktivity bežného života, stratou nádeje do budúcnosti, inštitucionalizáciou, sociálnou osamelosťou a ďalšími psychosociálnymi faktormi (1).

Literárne pramene odhadujú prevalenciu depresie po CMP na 20 – 60 %. Depresia sa môže vyskytnúť už v akútnom štádiu, ale oveľa častejšie sa objavuje následne v období 1 – 6 mesiacov po ikte. Riziko rozvinutia depresívnej poruchy však pretrváva až dva roky po príhode (1).

V zahraničnej literatúre nachádzame veľké množstvo štúdií, ktoré skúmali vzťah medzi depresiou po CMP a ďalšími premennými. V štúdiách sa potvrdili štatisticky významné pozitívne korelácie medzi depresiou a lokalizáciou mozgovej lézie vo frontálnych oblastiach ľavej hemisféry, závažnejším motorickým a kognitívnym poškodením, ako aj zhoršenou schopnosťou vykonávania bežných denných činností a vyšším stupňom závislosti od pomoci druhého človeka. Morris et al. (1993) zistili, že pacienti po prekonanej náhlej CMP, ktorí trpeli depresiou, mali 3-krát menšiu šancu na prežitie v priebehu 10 rokov po ikte v porovnaní s nedeprésvnými pacientmi (10).

V našej práci skúmame vzťah medzi výskytom depresie u pacientov po CMP a niekoľkými ďalšími faktormi, ktoré bližšie špecifikujeme v nasledujúcej kapitole.

2. Výskumná vzorka

V roku 2010 na Neurologickej klinike ÚVN SNP-FN v rámci psychologickej starostlivosti bolo vyšetrených 63 pacientov po CMP. U jednotlivých pacientov sme okrem iného zisťovali tieto hodnoty:

- pohlavie (muž, žena),
- veková skupina (40, 50, 60, 70, 80 – stredy desaťročných vekových intervalov),
- depresia (prítomná, neprítomná),
- typ CMP (ischemická, hemoragická, TIA),
- lokalizácia CMP (sin – ľavá hemisféra, dx – pravá hemisféra, bilat – obidve hemisféry),
- antidepresívna liečba (áno, nie),
- stupeň funkčného deficitu (0 – bez deficitu, 1 – ľahké postihnutie, 2 – stredne ťažké postihnutie, 3 – ťažké funkčné postihnutie),
- hodnoty samostatnosti (úplne samostatný, čiastočne samostatný, nesamostatný).

Štruktúra vzorky podľa pohlavia a vekovej skupiny je uvedená v tabuľke 1. V tabuľke sú uvedené absolútne triedne početnosti a relatívne (percentuálne) triedne početnosti počítané podľa riadkov, stĺpcov a celku tabuľky. Z celkových údajov vidíme, že máme približne rovnaký počet mužov (33) a žien (30). Najpočetnejšia veková skupina je 70-ročných (vo veku od 65 po 74 rokov). Najmladší respondent mal 36 rokov, najstarší 90 rokov.

Tabuľka 1: Štruktúra respondentov podľa pohlavia a vekových skupín

Údaje	Vekové skupiny	POHL		
		muž	žena	Spolu
Počet respondentov	40	1	2	3
	50	5	3	8
	60	9	9	18
	70	12	10	22
	80	6	6	12
Štruktúra podľa pohlavia	40	33,3%	66,7%	100,0%
	50	62,5%	37,5%	100,0%
	60	50,0%	50,0%	100,0%
	70	54,5%	45,5%	100,0%
	80	50,0%	50,0%	100,0%
Štruktúra podľa veku	40	3,0%	6,7%	4,8%
	50	15,2%	10,0%	12,7%
	60	27,3%	30,0%	28,6%
	70	36,4%	33,3%	34,9%
	80	18,2%	20,0%	19,0%
Percentuálny podiel na celku	40	1,6%	3,2%	4,8%
	50	7,9%	4,8%	12,7%
	60	14,3%	14,3%	28,6%
	70	19,0%	15,9%	34,9%
	80	9,5%	9,5%	19,0%
Počet respondentov		33	30	63
Štruktúra podľa pohlavia		52,4%	47,6%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		52,4%	47,6%	100,0%

3. Frekvencie výskytu depresie a faktorov, ktoré ju ovplyvňujú

Zaujíma nás predovšetkým výskyt depresívnych stavov u pacientov po prekonanej CMP. Z nasledujúcich tabuliek môžeme konštatovať, že vo vzorke sa depresívne prežívanie rozvinulo u 33 pacientov po CMP, u 30 pacientov nedošlo k rozvoju depresie.

V tabuľke 2 máme výsledky podvojného triedenia podľa stavu depresie a pohlavia. Vidíme zhruba rovnaký počet, a teda aj rovnaký percentuálny podiel mužov a žien majúcich a nemajúcich rozvíjajúce sa depresívne stavy.

Tabuľka 2 a ďalšie tabuľky majú v riadkoch Počet respondentov absolútne triedne početnosti, v riadkoch Štruktúra podľa pohlavia majú príslušné percentuálne početnosti vypočítané pre pohlavie. V riadkoch Štruktúra podľa depresie majú príslušné percentuálne početnosti vypočítané pre depresívne stavy. V riadkoch Percentuálny podiel na celku sú uvedené príslušné percentuálne početnosti vypočítané pre jednotlivé triedy z celkového počtu respondentov.

Tabuľka 2: Štruktúra respondentov podľa pohlavia a výskytu depresívneho prežívania

Údaje	POHL			
	DEPRES	muž	žena	Spolu
Počet respondentov	áno	17	16	33
	nie	16	14	30
Štruktúra podľa pohlavia	áno	51,5%	48,5%	100,0%
	nie	53,3%	46,7%	100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno	51,5%	53,3%	52,4%
	nie	48,5%	46,7%	47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno	27,0%	25,4%	52,4%
	nie	25,4%	22,2%	47,6%
Počet respondentov		33	30	63
Štruktúra podľa pohlavia		52,4%	47,6%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		52,4%	47,6%	100,0%

V tabuľke 3 sú uvedené výsledky podvojného triedenia podľa stavu depresie a vekových skupín. Vidíme, že najpočetnejšia depresívna skupina sú 70-roční a najmenej depresívna skupina sú 60-roční. V tabuľke sú uvedené zodpovedajúce riadkové, stĺpcové a celkové percentuálne početnosti.

Tabuľka 3: Štruktúra respondentov podľa vekových skupín a výskytu depresívneho prežívania

Údaje	VEKOVÉ SKUPINY						
	DEPRES	40	50	60	70	80	Spolu
Počet respondentov	áno	2	2	8	16	5	33
	nie	1	6	10	6	7	30
Štruktúra podľa veku	áno	6,1%	6,1%	24,2%	48,5%	15,2%	100,0%
	nie	3,3%	20,0%	33,3%	20,0%	23,3%	100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno	66,7%	25,0%	44,4%	72,7%	41,7%	52,4%
	nie	33,3%	75,0%	55,6%	27,3%	58,3%	47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno	3,2%	3,2%	12,7%	25,4%	7,9%	52,4%
	nie	1,6%	9,5%	15,9%	9,5%	11,1%	47,6%
Počet respondentov		3	8	18	22	12	63
Štruktúra podľa veku		4,8%	12,7%	28,6%	34,9%	19,0%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		4,8%	12,7%	28,6%	34,9%	19,0%	100,0%

V tabuľke 4 sa nachádzajú výsledky podvojného triedenia podľa výskytu depresie a lokalizácie CMP. Z hľadiska lokalizácie sa najčastejšie vyskytuje poškodenie ľavej hemisféry. Pri súčasnom pohľade na vyskytujúcu sa depresiu a lokalizáciu CMP vidíme približne rovnaké rozdelenie na sin (14 prípadov) a dx (13 prípadov), pri polovičnom počte bilat. (6 prípadov). Významným zistením je, že u všetkých pacientov s bilaterálnym mozgovým poškodením v našej vzorke sa manifestovalo depresívne prežívanie.

Tabuľka 4: Štruktúra respondentov podľa výskytu depresívneho prežívania a lokalizácie mozgového poškodenia

Údaje	LOKALIZÁCIA				
	DEPRES	bilat.	dx.	sin.	Spolu
Počet respondentov	áno	6	13	14	33
	nie		12	18	30
Štruktúra podľa lokalizácie	áno	18,2%	39,4%	42,4%	100,0%
	nie	0,0%	40,0%	60,0%	100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno	100,0%	52,0%	43,8%	52,4%
	nie	0,0%	48,0%	56,3%	47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno	9,5%	20,6%	22,2%	52,4%
	nie	0,0%	19,0%	28,6%	47,6%
Počet respondentov		6	25	32	63
Štruktúra podľa lokalizácie		9,5%	39,7%	50,8%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		9,5%	39,7%	50,8%	100,0%

V tabuľke 5 sú uvedené výsledky podvojného triedenia podľa výskytu depresie a typu CMP. Z pohľadu typu CMP sa najčastejšie vyskytuje ischemická cievna mozgová príhoda (iCMP) – 49 prípadov zo 63 respondentov, pričom rozdelenie na depresívnych a nedepratívnych pacientov je približne rovnaké (26 depresívnych, 23 nedepratívnych).

Tabuľka 5: Štruktúra respondentov podľa výskytu depresívneho prežívania a typu CMP

Údaje	TYP CMP					
	DEPRES	ATS cerebri	hCMP	iCMP	TIA	Spolu
Počet respondentov	áno	1	3	26	3	33
	nie		4	23	3	30
Štruktúra podľa typu CMP	áno	3,0%	9,1%	78,8%	9,1%	100,0%
	nie	0,0%	13,3%	76,7%	10,0%	100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno	100,0%	42,9%	53,1%	50,0%	52,4%
	nie	0,0%	57,1%	46,9%	50,0%	47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno	1,6%	4,8%	41,3%	4,8%	52,4%
	nie	0,0%	6,3%	36,5%	4,8%	47,6%
Počet respondentov		1	7	49	6	63
Štruktúra podľa typu CMP		1,6%	11,1%	77,8%	9,5%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		1,6%	11,1%	77,8%	9,5%	100,0%

V tabuľke 6 sú uvedené výsledky podvojného triedenia podľa výskytu depresie a užívania antidepresívnej liečby. Vidíme pomerne jednoznačný výsledok. Nedepratívni respondenti neužívali antidepresíva, spomedzi 33 depresívnych pacientov 21 bolo nastavených na antidepresívnu liečbu a 12 bolo bez tejto liečby.

Tabuľka 6: Štruktúra respondentov podľa výskytu depresívneho prežívania a indikácie antidepresívnej liečby

Údaje	ANTIDEPR.			
	DEPRES	áno	nie	Spolu
Počet respondentov	áno nie	21	12 30	33 30
Štruktúra podľa antidepr.liečby	áno nie	63,6% 0,0%	36,4% 100,0%	100,0% 100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno nie	100,0% 0,0%	28,6% 71,4%	52,4% 47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno nie	33,3% 0,0%	19,0% 47,6%	52,4% 47,6%
Počet respondentov		21	42	63
Štruktúra podľa antidepr.liečby		33,3%	66,7%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		33,3%	66,7%	100,0%

V tabuľke 7 sú uvedené výsledky podvojného triedenia podľa výskytu depresie a stupňa funkčného deficitu. Opäť vidíme pomerne jednoznačný výsledok. Nedepresívni pacienti majú celkovo nižšie stupne funkčného deficitu, zatiaľ čo depresívni pacienti majú celkovo vyššie stupne funkčného deficitu. Z tabuľky vyplýva, že najčastejší stupeň funkčného deficitu u depresívnych pacientov je 1, t.j. ľahké funkčné postihnutie (13 pacientov), a najpočetnejší stupeň u nedepresívnych je 0, t.j. bez funkčného deficitu (15 pacientov). Zreteľný je rozdiel u 2 a 3 stupňa funkčného deficitu, kde depresívni pacienti majú výrazne vyššie početnosti výskytu (6 a 5) oproti nedepresívnym (3 a 1).

Tabuľka 7: Štruktúra respondentov podľa výskytu depresívneho prežívania a stupňa funkčného deficitu (ST.F.D.)

Údaje	ST.F.D.					
	DEPRES	0	1	2	3	Spolu
Počet respondentov	áno nie	9 15	13 11	6 3	5 1	33 30
Štruktúra podľa st.funkč.def.	áno nie	27,3% 50,0%	39,4% 36,7%	18,2% 10,0%	15,2% 3,3%	100,0% 100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno nie	37,5% 62,5%	54,2% 45,8%	66,7% 33,3%	83,3% 16,7%	52,4% 47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno nie	14,3% 23,8%	20,6% 17,5%	9,5% 4,8%	7,9% 1,6%	52,4% 47,6%
Počet respondentov		24	24	9	6	63
Štruktúra podľa st.funkč.def.		38,1%	38,1%	14,3%	9,5%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		38,1%	38,1%	14,3%	9,5%	100,0%

V tabuľke 8 sú uvedené výsledky podvojného triedenia podľa výskytu depresie a hodnôt samostatnosti. Nedepresívni pacienti majú celkovo vyššiu úroveň samostatnosti v porovnaní s depresívnymi, u ktorých sa najčastejšie vyskytuje nižšia úroveň samostatnosti. 25 pacientov bez depresie je úplne samostatných, na druhej strane, 8 depresívnych pacientov vykazuje veľmi vysokú mieru závislosti od okolia a 13 vykazuje čiastočnú mieru závislosti.

Tabuľka 8: Štruktúra respondentov podľa výskytu depresívneho prežívania a hodnôt samostatnosti

Údaje	SAMOST				
	DEPRES	áno	čiastočne	nie	Spolu
Počet respondentov	áno	12	13	8	33
	nie	25	4	1	30
Štruktúra podľa hodnôt samostatnosti	áno	36,4%	39,4%	24,2%	100,0%
	nie	83,3%	13,3%	3,3%	100,0%
Štruktúra podľa depresie	áno	32,4%	76,5%	88,9%	52,4%
	nie	67,6%	23,5%	11,1%	47,6%
Percentuálny podiel na celku	áno	19,0%	20,6%	12,7%	52,4%
	nie	39,7%	6,3%	1,6%	47,6%
Počet respondentov		37	17	9	63
Štruktúra podľa hodnôt samostatnosti		58,7%	27,0%	14,3%	100,0%
Štruktúra podľa depresie		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		58,7%	27,0%	14,3%	100,0%

4. Asociácia medzi stupňami funkčného deficitu a hodnotami samostatnosti respondentov

Zaujímavú situáciu predstavuje súčasná analýza stupňa funkčného deficitu a hodnôt samostatnosti respondentov. Prakticky možno predpokladať, že vysoký stupeň funkčného postihnutia sa spája s vyššou mierou závislosti pacienta.

Výsledky v tabuľke 9 tento predpoklad praxe potvrdzujú. Máme 20 respondentov samostatných a zároveň bez funkčného deficitu, 15 respondentov samostatných a s ľahkým stupňom funkčného postihnutia. Žiadny samostatný respondent nemá najťažší stupeň funkčného postihnutia, na druhej strane máme 5 nesamostatných respondentov s najvyšším stupňom funkčného deficitu.

Tabuľka 9: Štruktúra respondentov podľa stupňa funkčného deficitu a miery samostatnosti

Údaje	ST.F.D.					Spolu
	SAMOST	0	1	2	3	
Počet respondentov	áno	20	15	2		37
	častočne	2	8	6	1	17
	nie	2	1	1	5	9
Štruktúra podľa st.funkč.def.	áno	54,1%	40,5%	5,4%	0,0%	100,0%
	častočne	11,8%	47,1%	35,3%	5,9%	100,0%
	nie	22,2%	11,1%	11,1%	55,6%	100,0%
Štruktúra podľa hodnôt samostatnosti	áno	83,3%	62,5%	22,2%	0,0%	58,7%
	častočne	8,3%	33,3%	66,7%	16,7%	27,0%
	nie	8,3%	4,2%	11,1%	83,3%	14,3%
Percentuálny podiel na celku	áno	31,7%	23,8%	3,2%	0,0%	58,7%
	častočne	3,2%	12,7%	9,5%	1,6%	27,0%
	nie	3,2%	1,6%	1,6%	7,9%	14,3%
Počet respondentov		24	24	9	6	63
Štruktúra podľa st.funkč.def.		38,1%	38,1%	14,3%	9,5%	100,0%
Štruktúra podľa hodnôt samostatnosti		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Percentuálny podiel na celku		38,1%	38,1%	14,3%	9,5%	100,0%

5. Štatistické testovanie vplyvu faktorov na depresiu

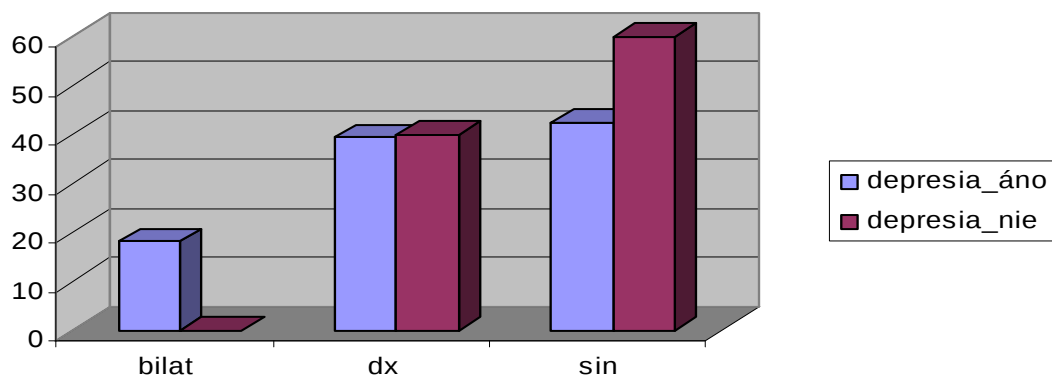
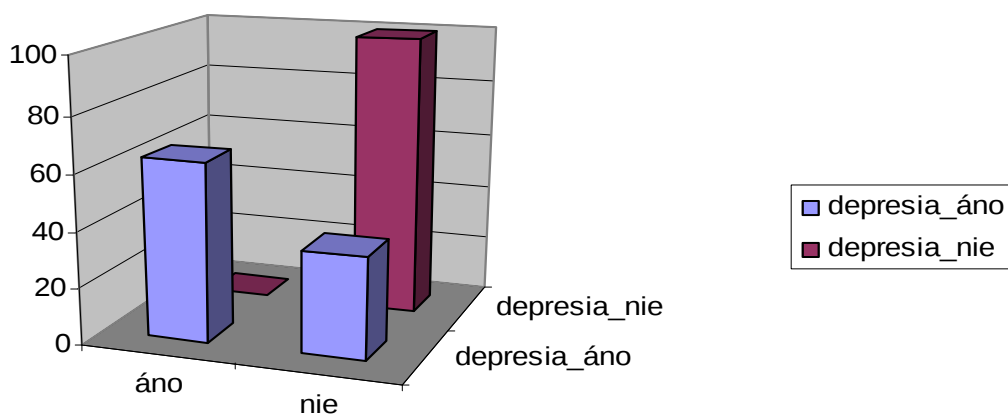
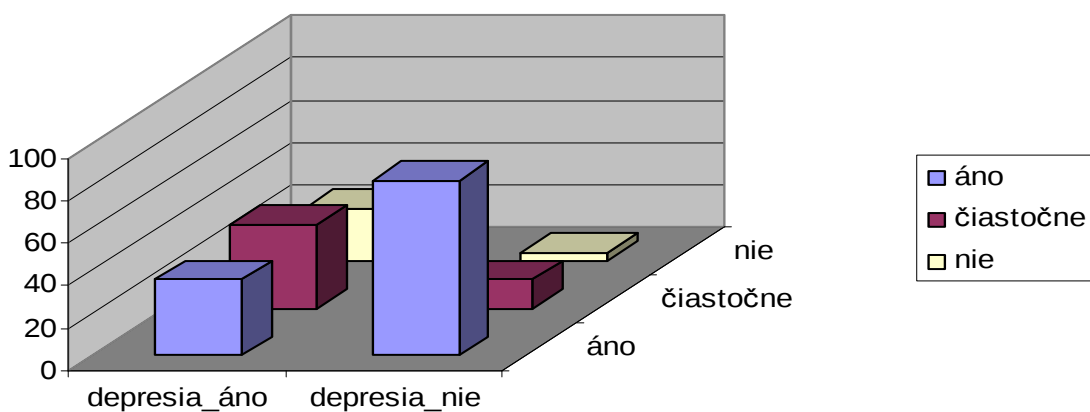
Na overenie vplyvu faktorov (pohlavie, vek, lokalizácia CMP, typ CMP, stupeň funkčného deficitu a hodnota samostatnosti) skúmaných v kapitole 3 sme použili Fisherov exaktný test kontingenčných tabuliek. Výsledky sú uvedené v tabuľke 10.

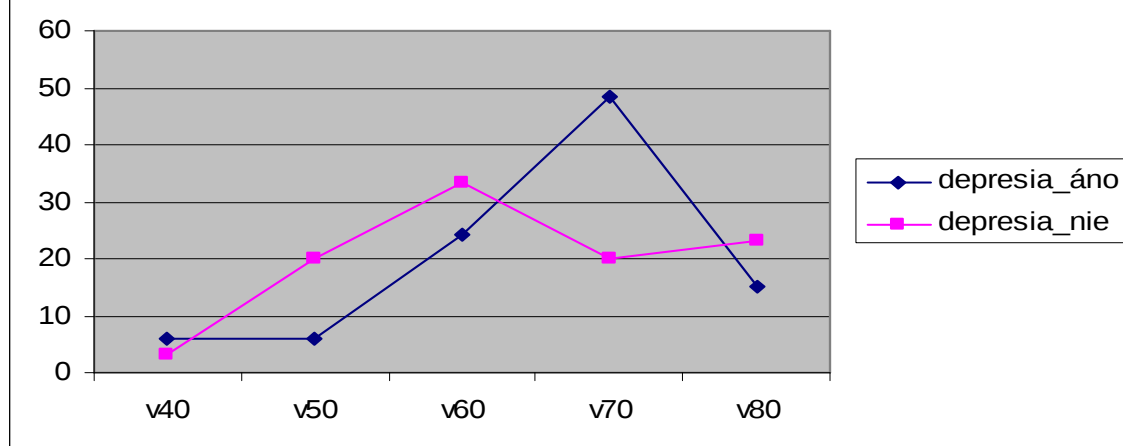
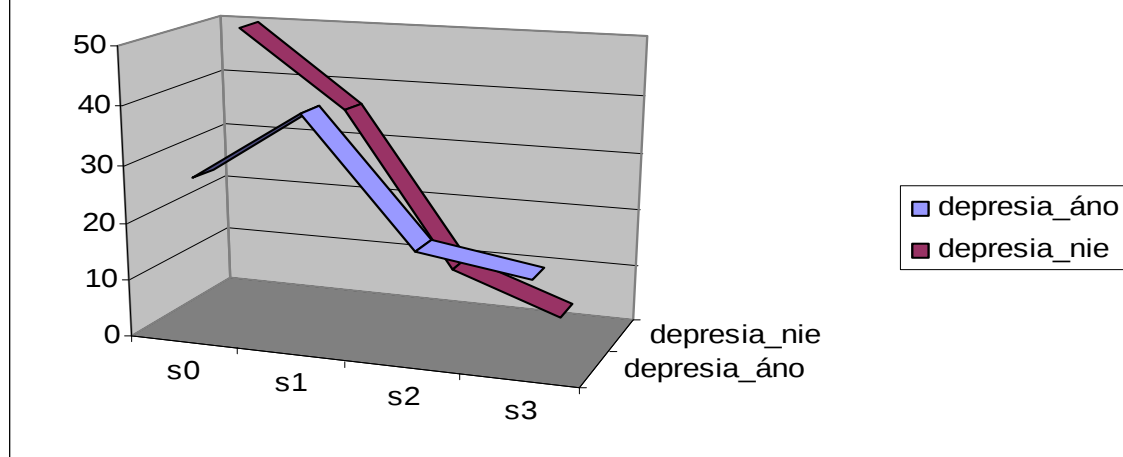
Tabuľka 10: P-hodnoty Fisherovho exaktného testovania vplyvu skúmaných faktorov na depresiu

Faktor	P-hodnota
Pohlavie	1,000
Veková skupina	0,105
Lokalizácia CMP	0,039
Typ CMP	0,949
Antidepresíva	0,000
Stupeň funkčného deficitu	0,173
Hodnoty samostatnosti	0,000

Výsledky dokazujú závislosť depresie od lokalizácie CMP ($P=0,039$), antidepresív ($P=0,000$) a samostatnosti ($P=0,000$). Nepreukázal sa vplyv pohlavia ($P=1,000$) a typu CMP ($P=0,949$). Štatisticky nepreukazný je aj vplyv veku ($P=0,105$) a stupňa funkčného deficitu ($P=0,173$), čo môže ale súvisieť aj s malým rozsahom skúmaných súborov.

Vplyv skúmaných faktorov na depresiu ilustrujeme plastickejšie graficky. Uvádžame najprv gragy pre signifikantné faktory a kvôli úplnosti aj za vek a stupeň funkčného deficitu.

Graf 1: Vplyv lokalizácie na depresiu**Graf 2: Vplyv antidepresív na depresiu****Graf 3: Vplyv samostatnosti na depresiu**

Graf 4: Vplyv veku na depresiu**Graf 5: Vplyv stupňa funkčného deficitu na depresiu**

6. Záver

Depresia je závažný faktor znižujúci kvalitu života pacientov po CMP. Skúmaný súbor potvrdzuje, že pohlavie, vek ani typ CMP nevplyvajú štatisticky významne na vznik depresívnych stavov u pacientov po CMP, na druhej strane lokalizácia CMP a úroveň samostatnosti ich vznik štatisticky významne ovplyvňujú. Praktickým záverom je, že pacienti vo vyššom veku, s bilaterálnym mozgovým poškodením, ťažším funkčným deficitom a nižšou mierou samostatnosti vyžadujú zvýšenú psychologickú starostlivosť.

7. Literatúra

- [1] Anders, M., Uhrová, T., Roth, J. et al. 2005. *Depresivní porucha v neurologické praxi*. První vydání. Praha : Galén, 2005. 280 s. ISBN 80-7262-306-0.
- [2] Chajdiak, J. 2003. *Štatistika jednoducho*. Bratislava: Statis, 2003. 194 s. ISBN 80-85659-28-X.
- [3] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statis, 2009. ISBN 80- 85659-49-8.

- [4] Luha, J. 2006. Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM* 2/2006. SŠDS Bratislava, 2006. ISSN 1336-7420.
- [5] Luha, J. 2008. Prvotná štatistická analýza kvalitatívnych dát. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM* 2/2008. SŠDS Bratislava, 2008. ISSN 1336-7420.
- [6] Luha, J. 2010. Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. *FORUM STATISTICUM SLOVACUM* 1/2010. SŠDS Bratislava, 2010. ISSN 1336-7420.
- [7] Madarász, Š. 2008. Demografické údaje o chorobách obehovej sústavy a cievnych mozgových chorobách v Slovenskej republike. *Medicina Militaris Slovaca*, odborný časopis zdravotníckej služby ozbrojených síl Slovenskej republiky, ročník 10, 1/2008, s. 48-52. ISSN 1335-5139.
- [8] Madarász, Š. 2008. Primárna prevencia cerebrovaskulárnych ochorení. *Medicina Militaris Slovaca*. Odborný časopis zdravotníckej služby ozbrojených síl Slovenskej republiky, ročník 10, 1/2008, s. 43-47. ISSN 1335-5139.
- [9] Madarász, Š. 2007. Význam a spôsob merania augmentačného indexu a rýchlosti šírenia pulzovej vlny aorty v prevencii kardiovaskulárnych a cerebrovaskulárnych ochorení. *Medicina militaris Slovaca*. Odborný časopis zdravotníckej služby ozbrojených síl Slovenskej republiky, roč. 9, 1/2007, s.28-32. ISSN 1335-5139.
- [10] Robinson, G.R., Spalleta, G. 2010. Poststroke Depression: A Review. *The Canadian Journal of Psychiatry* [online]. June 2010, Vol. 55, No. 6, pp 341-349. ISSN 07067437.

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č.1/0536/10 „Inovácia ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR“.

Adresa autora (-ov):

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

Katarína Kubovičová, Mgr.
Neurologická klinika ÚVN SNP-FN
Ružomberok
katka.kubovicova@gmail.com

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

Záznam medicínskych dát Entering of medical data

Ján Luha

Abstract: Article dealt with basic principles of entering medical data respecting variable type. Applications are provided by concrete examples.

Key words: statistical set, statistical units, statistical variables, identifiers, demographical variables, entering data, checking and cleaning data.

Kľúčové slová: štatistický súbor, štatistické jednotky, štatistické znaky, identifikačné znaky, demografické znaky, záznam dát, dáta, kontrola a čistenie dát.

JEL Classification: C1, I1.

1. Úvod

Prvý krok ku korektnej štatistickej analýze sú správne zaznamenané a samozrejme aj skontrolované dáta. Až príliš často sa stretávame s problematickými záznamami dát vo forme rozličných tabuliek, často sú to čiastočné predspracované výsledky, ktoré neumožňujú komplexné štatistické spracovanie danej úlohy.

Dôležité je uvedomiť si čo je skúmaný súbor a štatistické jednotky, skúmané premenné (štatistické znaky). Pri štatistických znakoch sa často stretávame s problematikou nejednoznačnosti, lepšie povedané viacznačnosti, napríklad jeden pacient môže mať viac diagnóz, a aj takéto aspekty je nutné riešiť už pri plánovaní výskumu a samozrejme aj pri zázname dát.

Záznam dát možno realizovať rôznymi spôsobmi. Profesionálne agentúry majú systémy umožňujúce elektronický záznam dát napríklad skenovaním, internetovým zisťovaním a pod. V príspevku prezentujeme záznam dát pomocou Excelu, ktorý má k dispozícii takmer každý, kto má PC.

Zdroje dát pri výskume v medicíne sú rozmanité, niektoré z nich sú uvedené v práci (Luha J., 2010a). **Základné zásady záznamu dát sú napríklad v článku Luha J.(2010b).**

Záznam dát ilustrujeme na „výreze“ z databázy Abortus tvorenej na Ústave lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava.

Ďalšie otázky záznamu dát ako sú napríklad záznamy pred liečením a po liečení, prípadne zložitejšie aspekty záznamu dát „v čase“ budú riešené na ďalších konferenciách MedStat.

2. Motivácia záznamu medicínskych dát

Motívom výskumníka a aj praktika pre skutočný záujem o štatistické riešenia, vrátane správneho záznamu dát, je vlastný výskumný problém a tým najmä vlastné dáta výskumníka a či výskumníkov.

Ilustrujeme motiváciu pre záznam medicínskych dát na príklade databázy Abortus, ktorá vznikla na Ústave lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava v roku 1992. Obsahuje výsledky získavané v spolupráci s gynekologicko-pôrodnickými klinikami a oddeleniami bratislavského regiónu. Vyšetrované sú materiály zo samovoľných potratov, indukovaných potratov a z predčasných pôrodov. Cieľom bolo posúdiť prítomnosť

vývojových chýb a stanoviť karyotyp a morfológiu skúmaných embryí a plodov. Z výsledkov sú poskytované gynekológovi informácie o perspektívnosti gravidity, príčine potratu a prognóze pre ďalšiu tehotnosť.

Dáta sú anonymizované a keďže ide iba o „výrez“ nie sú výsledky ich analýzy reprezentatívne, slúžia iba na ilustráciu záznamu medicínskych dát a prácu s nimi. Reprezentatívne výsledky z databázy Abortus majú oprávnenie prezentovať iba „autorizované osoby“.

3. Dáta a metadáta

V databáze Abortus identifikáciu zabezpečuje číslo protokolu, v našom príklade sme ho kvôli anonymizácii nahradili poradovým číslom záznamu porcis. Porcis uvádzame na ilustráciu identifikácie záznamov.

Štandardizovaným spôsobom, ktorý reprezentujú dáta a ich popisky formou metadát zabezpečíme presný záznam, ako aj identifikáciu „významu“ skúmaných štatistických znakov a jednotlivých údajov.

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). Dáta budú uvedené v dátovej matici, kde v hlavičke je názov štatistického znaku a potom jednotlivé záznamy. Metadáta spresňujú obsah názvu štatistického znaku ako aj hodnoty jednotlivých znakov.

V tomto príspevku sa zaoberáme praktickou stránkou záznamu na konkrétnom príklade a preto uvedieme štatistické znaky, ktoré bude potrebné zaznamenať a ich popisky formou metadát.

Záznam dát budeme prezentovať pomocou Excelu. Odporúčame vytvoriť dva hárky, v prvom budú zaznamenávané dáta a v druhom popisky dát – metadáta.

Dáta: Anonymizovaný "výrez" z databázy Abortus

V tabuľke 1 je zoznam sledovaných znakov, dáta ktorých budeme zaznamenávať.

Tabuľka 1: Dáta, zoznam štatistických znakov

porcis Morf Morfol1 Morfol2 Morfol3 Morfol4 Morfol5 Morfol6 Morfol7 Morfol8

Kar Karyotyp1 Karyotyp2 Karyotyp3 Trimester tyzden pohl vyv_stav vek_matky

Morf_kat Kar_kat vek_m_kat

Metadáta: Príklad z databázy Abortus

V tabuľke 2 sú metadáta sledovaných znakov. **Neuvádzame úplný zoznam textových charakteristík morfológie a karyotypov**, nielen kvôli úspore miesta, ale aj preto, lebo tieto sú majetkom Ústavu lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB Bratislava. Na ilustráciu je uvedený iba výber kódov textových charakteristík, tak aby sčasti „odkryli“ ich význam v dátach.

Tabuľka 2: Metadáta sledovaných štatistických znakov

Morf		Morfológia embrya, resp. plodu
kód	názov	úplný názov
1	IeS	nepoškodené plodové vajce bez embryonálnych tkanív – anembryomola
2	RS	prasknuté plodové vajce bez embryonálnych štruktúr
3	DE	dezorganizované embryo – anomálna diferenciácia embrya alebo rudimentárne embryo
4	EF	embryo s fokálnymi anomáliami orgánov či orgánových systémov
5	FF	plod s fokálnymi anomáliami orgánov, či orgánových systémov
6	F	nekompletná vzorka obsahujúca deciduu s časťami trofoblastu
7	RSC	prasknuté plodové vajce bez embryonálneho materiálu s úponom pupočníka, amnionu alebo so žltkovým vakom
8	EN	kompletné embryo bez vonkajších malformácií
9	FN	kompletný plod bez vonkajších malformácií
10	IE	nekompletné embryo, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu
11	IF	nekompletný plod, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu

Morfol1 až Morfol8 Výber zo Zoznamu kódov textových charakteristík morfológie

kód	typ	názov
1	I. 1.	acranius
2	I. 2.	anencefalus
3	I. 3.	cranioschisis
4	I. 4.	spina bifida
5	I. 4. 1.	spina bifida occulta
6	I. 5.	rachischisis
7	I. 6.	hydrocefalus
8	I. 7.	dilatácia mozgovej komory
9	I. 7.1.	dilatácia postranných komôr
10	I. 7. 2.	dilatácia III.mozg.komory

21	I. 14. 2.	skafocefália
----	-----------	--------------

48	II. 3. 4. 3.	priečny rázštep tváre
----	--------------	-----------------------

54	II. 6.	aurikulo-labiálny syndróm
----	--------	---------------------------

59	III. 1.	hygroma colli cysticum
----	---------	------------------------

84	VII. 5.	associatio Vateri
----	---------	-------------------

Kar Karyotyp

kód	názov
0	neúspešná kultivácia
1	normálny
2	trizómia autozómov
3	trizómia gonozómov
4	monozómia gonozómov
5	triploidia
6	tetraploidia

7		štruktúrová prestavba
8		nešpecifikovaná trizómia
9		mozaika Norm_Anom
10		mozaika Anom_Anom
11		monozómia autozómov
12		iné

Karyotyp1

až

Karyotyp3**Výber zo Zoznamu kódov textových charakteristík karyotypov**

kód		názov
0		neúspešná kultivácia
1		2n
2		normálny ženský
3		normálny mužský
4		2n MHC
5		XX, MHC
6		XY, MHC

7		trizómia nešpecifikovaná
8		trizómia G

97		iná mozaika (aj viacnásobná)
----	--	------------------------------

Trimester**vek embrya, resp. plodu v trimestroch**

kód		názov
1		I.trimester
2		II.trimester
3		III.trimester

tyzden**vek embrya, resp. plodu v týždňoch****pohlavie****pohlavie embrya, plodu**

kód		názov
1		mužské
2		ženské

vyv_stav**vývojový stav**

kód		názov
1		embryo
2		plod

vek_matky**v rokoch****Morf_kat****definícia****kategoritované morfológie**

1	2+6+7+10+11	neinformatívne
2	8+9	normálne

3	1+3+4+6.	patologické
---	----------	-------------

Kar_kat	definícia	kategorizovaný karyotyp
1	0	neúspešná kultivácia
2	1	normálny
3	2 až 12	iný

vek_m_kat	kategorizovaný vek matky
1	15-25
2	16-35
3	36-54

V tabuľke 2 sú uvedené aj príklady agregovaných znakov, ktoré sa využívajú pri štatistickej analýze. Tieto nie je potrebné zaznamenávať priamo – výhodnejšie je ich vypočítať.

4. Záznam dát podľa typu štatistického znaku

Elektronický formulár by mal rešpektovať všetky typy štatistických znakov. Predpokladáme, že máme dáta zaznamenané určitou formou „na papieri“, prípadne elektronicky, avšak „podobne“ ako je písomný záznam. Príkladom sú záznamy lekára v PC, výsledky vyšetrení písomne aj v PC, ktoré ale nie je možné automaticky transformovať do dátovej tabuľky.

Pri zázname dát je primárne jedno-jednoznačné označenie jednotlivých záznamov, ďalej je dôležité mať jedno-jednoznačné identifikátory záznamov – napr. číslo pacienta, kód vzorky, a nezabudnúť na identifikáciu chýbajúcich údajov!

Záznam dát budeme ilustrovať **podľa typov štatistických znakov**. Ilustračný súbor obsahuje typy znakov: nominálne, „multiresponse“ (viacznačné) a numerické. Ordinálne znaky nepotrebujú špeciálne vysvetlenie, pri ich zázname postupujeme podobne ako pri zázname nominálnych znakov. Špecifické sú nominálne znaky s dvojprvkovou množinou hodnôt, tieto obyčajne kódujeme pomocou čísel 1 a 2 alebo 0 a 1 (nula označuje napríklad neprítomnosť daného javu a 1 prítomnosť).

Dôležitý je pri medicínskom výskume aj záznam dát pred (na začiatku sledovania) a po (po ukončení). A tiež záznam dát v čase. Záznamom dát časových radov sa budeme zaoberať v niektorom z ďalších pokračovaní MedStatu. Pri zázname „pred-po“ je dôležité, či skúmame kvantitatívne alebo kvalitatívne znaky.

Treba poznamenať, že **výhodné je číselné kódovanie dát** a preto ho uprednostňujeme a bude prezentované aj pri definovaní metadát.

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 znak. Pri nominálnych, ordinálnych a kategorizovaných znakoch môžeme chýbajúce dáta označiť číselným kódom, ktorý sa „nenachádza v množine hodnôt znaku, napríklad, keď kódy znaku sú v rozsahu 1 až 7, kód pre chýbajúci znak môže byť číslo 8, prípadne 0 a pod. Pri numerických znakoch taktiež musíme kód pre chýbajúce dáta zvoliť hodnotu mimo rozsahu hodnôt znaku. Autor tohto príspevku uprednostňuje prvý spôsob záznamu chýbajúcich dát, pretože na štatistickú analýzu uprednostňuje softvér SPSS, ktorý takto označené chýbajúce dáta v analýzach rieši korektne. Pri štatistickom spracovaní je nutné prihliadať na chýbajúce dáta.

Identifikácia

Na identifikáciu jednotlivých záznamov potrebujeme jedno-jednoznačný znak. Vo väčšine prípadov stačí poradové číslo záznamu. Je dôležité aby identifikácia bola zaznamenaná priamo v dátovom súbore, nemôžeme sa spoľahnúť na automatické číslovanie riadkov aké je napríklad v Exceli. Stačí aby sme aspoň raz sortovali dáta a už nemáme platnú identifikáciu a tým prideme o možnosť kontroly dát.

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

Pri populačných výskumoch sú dôležitou súčasťou **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.

Definície typov znakov sú v každej slušnej učebnici štatistiky. Uprednostňujeme definície z práce Luha J. (1985). V príspevku sa venujeme praktickým otázkam záznamu dát a tak podrobné definície typov znakov neuvádzame.

Záznam nominálnych znakov

V tabuľke 2 sú metadáta, ktoré definujú štatistické znaky databázy Abortus. Znaky Morf (morfológia), Kar (karyotypy) a pohlavie sú nominálne. Agregáciou dostaneme ich kategorizovanú podobu Morf_kat a Kar_kat, ktoré slúžia na ďalšie štatistické analýzy.

Teraz je už záznam jednoduchý – k 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.

Záznam otázok s viacerými možnosťami odpovede (multiresponse)

Multiresponse znaky môžu mať vopred stanovenú škálu odpovedí alebo môžu byť otvorené, teda respondent formuluje odpovede sám. V druhom prípade je potrebné pred záznamom dát vytvoriť kódovací kľúč, kde zhľukujeme určité „podobné“ typy odpovedí a priradíme im kód a názov, ktorý tieto odpovede reprezentuje. Dôležité je pred záznamom dát mať k dispozícii „finálnu“ škálu odpovedí (kódovací kľúč, metadáta).

Kódovanie a záznam multiresponse môžeme realizovať dvomi spôsobmi:

Prvý spôsob: okódujeme všetky možnosti odpovedí od 1 po r a na záznam vytvoríme toľko stĺpcov, koľko je maximálny počet dovolených odpovedí, napr. m . Kódy v rozmedzí od 1 po r zaznamenávame do m stĺpcov.

V **databáze Abortus** máme dva multiresponse znaky. Na ich záznam využívame prvý spôsob záznamu. Pri znaku Morfol1 až Morfol8 je $m=8$ a $r=179$ a pri znaku Karyotyp 1 až Karyotyp3 máme $m=3$ a $r=97$. **Záznam kódov je podobný ako pre nominálne znaky – príslušnému menu „hodnoty“ priradíme kód a ten zaznamenáme do dátovej tabuľky.**

Chýbajúci záznam pre multiresponse otázku identifikujeme, ak v príslušnom riadku nie sú odpovede vo všetkých stĺpcoch.

Druhý spôsob: Na záznam multiresponse otázky pripravíme r , stĺpcov kde r je maximálne možný počet odpovedí a zaznamenáme kód 1 v každom stĺpci pre záznam príslušnej odpovede, ak si túto respondent vybral, a kód 0, keď si túto možnosť nevybral (takto sú definované indikátorové premenné). Aj v tomto prípade **chýbajúci údaj** znamená, že sme od daného respondenta nezískali na túto otázku žiadnu odpoveď. Môžeme použiť aj **modifikáciu**: v i -tom stĺpci pre i -tu odpoveď zaznamenáme kód i , ak respondent volil túto odpoveď a kód 0, keď nie. Pre štatistické vyhodnotenie je to ale menej výhodné ako pomocou indikátorových premenných.

Pre záznam multiresponse znakov v databáze Abortus je druhý spôsob zrejme nevhodný.

Príprava dát na štatistické spracovanie

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.

5. Príklad

„Výrez“ databázy Abortus bude využitý aj na demonštráciu spracovania dát v Exceli v iných príspevkoch. Na tomto mieste uvádzame časť dátovej tabuľky v tabuľke 3 a časť metadát v tabuľke 5. Tabuľka 4 ilustruje tvar dátovej tabuľky v SPSS s menami kódov.

Tabuľka 3: Príklad hárku dát v Exceli

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	U	V	W
	porcis	Morf	Morf1	Morf2	Morf3	Morf4	Morf5	Morf6	Morf7	Morf8	Kar	Karyotyp1	Karyotyp2	Karyotyp3	Trimester	tyzden	pohl	vyv_st	vek_matky	Morf_kat	Kar_kat	vek_m_kat	
1																							
2	1	9									1	3			2	17	1	2	26	2	2	2	
3	2	6									0				1					1			
4	3	6									0				1					1	1		
5	4	6									1	3			1		1		26	1	2	2	
6	5	6	161								9	97			1		2		23	1	3	1	
7	6	5	130	21							0	0			2	24		2		3	1		
8	7	11									0				1	9		2		1	1		
9	8	9									0				2	21		2		2	1		
10	9	5	59								0	0			1	12		2		3	1		
11	10	9	152								2	8			2	19	1	2	43	2	3	3	
12	11	8									1	3			1	5	1	1	21	2	2	1	
13	12	3									0				1	4		1		3	1		
14	13	2									6	82			1	5	9	1		1	3		
15	14	2									0				1	6		1		1	1		
16	15	2									4	41			1	7	2	1	27	1	3	2	
17	16	6									0				1					1	1		
18	17	5	54	48							0	0			1	10		2		3	1		
19	18	6									0				3			2		1	1		
20	19	6									0				2			2		1	1		
21	20	6									0				1	8		1		1	1		
22	21	9									0				3	32		2		2	1		
23	22	5	84								1	3			2	23	1	2	20	3	2	1	
24	23	6									0				1					1	1		
25	24	2									8	7			1	9	9	2		1	3		
26	25	1	161								1	1			1	9	9	2		3	2		
27	26	6									0				1					1	1		
28	27	6									0				1					1	1		
29	28	6	160								1	2			1		2		32	1	2	2	
30	29	9									1	3			2	24	1	2	38	2	2	3	
31	30	6									0				1					1	1		
32	31	9									0				1	10		2		2	1		
33	32	2									0				1	9		2		1	1		
34	33	1									9	76			1	5	2	1	21	3	3	1	
35	34	2									1	2			1	10	2	2	26	1	2	2	
36	35	1									0				1	5		1		3	1		
37	36	6									0				2			2		1	1		
38	37	1									9	76			1	5	2	1	28	3	3	2	

Tabuľka 4: Príklad dát s menami kódov v SPSS

SPSS Data Editor window showing a dataset with 29 rows and 23 variables. The variables are: porcis, Morf, Morfol1, Morfol2, Morfol3, Morfol4, Morfol5, Morfol6, Morfol7, Morfol8, Kar, Karyotyp1, Karyotyp2, Karyotyp3, Trimester, tyzden, pohl, vyvstav, vekmatky, Morfat, Karakat, and vekatka. The data is displayed in a grid format with column headers and row numbers.

Tabuľka 5: Príklad hárku metadát v Exceli

Microsoft Excel window showing a metadata sheet. The sheet contains two tables. The first table lists various embryonic and fetal conditions with their codes and names. The second table lists morphological characteristics of embryos and fetuses with their codes and names.

kód	názov	úplný názov
1	leS	nepoškodené plodové vajce bez embryonálnych tkanív – anembryomola
2	RS	prasknuté plodové vajce bez embryonálnych štruktúr
3	DE	dezorganizované embryo – anomálna diferenciácia embrya alebo rudimentárne embryo
4	EF	embryo s fokálnymi anomáliami orgánov či orgánových systémov
5	FF	plod s fokálnymi anomáliami orgánov, či orgánových systémov
6	F	nekompletná vzorka obsahujúca deciduu s časťami trofoblastu
7	RSC	alebo so žltkovým vakom
8	EN	kompletné embryo bez vonkajších malformácií
9	FN	kompletný plod bez vonkajších malformácií
10	IE	nekompletné embryo, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu
11	IF	nekompletný plod, pri ktorom nie je možné dokázať normalitu ani patológiu

kód	typ	názov
1	I. 1.	acranus
2	I. 2.	anencefalus
3	I. 3.	cranioschisis
4	I. 4.	spina bifida
5	I. 4. 1.	spina bifida occulta
6	I. 5.	rachischisis
7	I. 6.	hydrocefalus
8	I. 7.	dilatácia mozgovej komory
9	I. 7. 1.	dilatácia postranných komôr
10	I. 7. 2.	dilatácia III. mozg. komory
21	I. 14. 2.	skafocéfalia

Výskumník má pred záznamom pri nominálnych, ordinálnych, kategorizovaných multiresponse znakoch nemá kódov ako ukazuje tabuľka 4. Tieto má obyčajne v menej kompaktnej forme, ale musí najst ku menám kódov správne číselné kódy v metadátach (tabuľka 5) a tie zaznamenať v dátach (tabuľka 3).

6. Záver

V príspevku sa venujeme praktickému aspektu záznamu dát. Základné teoretické princípy záznamu a kontroly dát sú napríklad v práci Luha J.(2010b). Problém správneho záznamu dát je, žiaľ denno - denne aktuálny a preto sa ním musíme stále zapodievať. Pri importe takto zaznamenaných dát napríklad do SPSS využijeme metadáta na vytvorenie syntaxe pre popisky (labele) a tieto potom využijeme vo výstupoch, čo umožňuje vytvoriť zrozumiteľnejšie tabuľky aj grafy ako výsledky štatistických analýz.

7. Literatúra

- [1]Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Repiská V., Totková A., Vojtaššák J. (2009a): 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.
- [2]Böhmer, D., Brašňová D., Luha, J.(2009b): Špecifiká záznamu a spracovania dát z Národného registra pacientov s vrodennou vývojovou chybou. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [3]Böhmer D., Braxatorisová T., Luha J., Malová J., Repiská V., Vojtaššák J. (2010): Morfológia a karyotypy databázy Abortus. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [4]Chajdiak J.(2005): Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. STATIS, Bratislava, ISBN 80-85659-39-5.
- [5] Chajdiak J.(2007): Štatistika v exceli 2007. Statis, Bratislava 2009, ISBN 978-80-85659-49-8.
- [6]Luha J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. Vydal Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR. Bratislava 1985.
- [7]Luha J.(2003a): Skúmanie súboru kvalitatívnych dát. EKOMSTAT 2003. SŠDS Bratislava 2003.
- [8] Luha J.(2003b): Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003, SŠDS, Bratislava 2003. ISBN 80-88946-32-8.
- [9]Luha J.(2008a): Prvotná štatistická analýza kvalitatívnych dát. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
- [10] Luha J.(2008b): Metodologické aspekty zberu a záznamu dát otázok s možnosťou viac odpovedí. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 7/2008. SŠDS Bratislava 2008. ISSN 1336-7420.
- [11] Luha J.(2010a): Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [12] 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.

- [13] Luha J. (2010c): Úloha rozsahu výberu pri teste nezávislosti v 2x2 kontingenčných tabuľkách pomocou Fisherovho exaktného testu. Zborník z vedeckej konferencie FERNSTAT_CZ. Ústí nad Labem, 2010. ISBN: 978-80-7414-284-0.
- [14] Pecáková I.(2008): Statistika v terénnych průzkumech. Proffessional Publishing, Praha 2008. ISBN 978-80-86946-74-0.
- [15] Řezanková A.(2007): Analýza dat z dotazníkových šetření. Proffessional Publishing, Praha 2007. ISBN 978-80-86946-49-8.

Adresa autora:

Ján Luha, RNDr., CSc.

Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LF UK a UNB

Sasinkova 4, Bratislava

jan.luha@fmed.uniba.sk

Práca bola podporená grantom VEGA 1/0135/09.

Využitie 2x2 kontingenčných tabuliek v medicínskom výskume Use of 2x2 Contingency tables in the medical research

Ján Luha

Abstract: In this article we present use of 2x2 Contingency tables in medical research. Briefly are described: 2x2 contingency tables, space of contingency tables, testing the basic hypotheses, the use of diagnostic tests and the ROC curve. Illustrations are made on concrete examples.

Key words: 2x2 contingency tables, diagnostic tests, sensitivity, specificity, testing of hypothesis, ROC curve.

Kľúčové slová: 2x2 kontingenčné tabuľky, diagnostické testy, senzitivita, špecificita, testovanie hypotéz, ROC krivka.

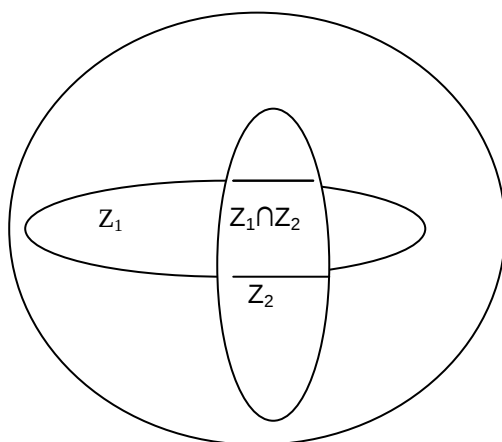
JEL Classification: C1, C12, C14, I1.

1. Úvod

2x2 kontingenčné tabuľky majú široké uplatnenie pri riešení štatistických úloh. Sú základnou schémou pre testovanie štatistických hypotéz aj pri skúmaní závislosti javov a i. V medicínskom výskume okrem toho nachádzajú ďalšie uplatnenia, napríklad pri diagnostických testoch, testovaní úspešnosti liečby, analýze ROC krivky a i. Priestor hypotéz aj pri najjednoduchších kontingenčných tabuľkách, akými sú 2x2 kontingenčné tabuľky, môže byť veľký, bližšie sa o tom zmienime v kapitole 3.

Vzťah dvoch javov reprezentovaných znakmi Z_1 a Z_2 môžeme vyjadriť pomocou 2x2 kontingenčnej tabuľky ale aj množinovo či graficky. Javy majú rôzne schémy zvislosti, ktoré vidno z rozličných možností vzájomných prienikov. Uvedieme malú ilustráciu. V priestore Ω máme javy Z_1 a Z_2 s prienikom $Z_1 \cap Z_2$. Množinové vyjadrenie obvykle znázorňujeme obrázkom - napríklad:

Obrázok 1: Množinové znázornenie vzťahu dvoch javov



Kvôli názornosti možno použiť znázornenie, ktoré zohľadňuje veľkosti prienikov zodpovedajúce početnostiam v kontingenčnej tabuľke, teda napríklad:

Obrázok 2: Plošné vyjadrenie vzťahu dvoch javov

	Z_2	Z_2'
Z_1	$Z_1 \cap Z_2$	$Z_1 \cap Z_2'$
Z_1'	$Z_1' \cap Z_2$	$Z_1' \cap Z_2'$

Kde $Z_i' = \Omega - Z_i$, $i = 1, 2$. Pričom Z_i označuje prítomnosť javu i a zase Z_i' neprítomnosť daného javu, pre $i = 1, 2$.

Príklad 1: Znak Z_1 nech reprezentuje pohlavie (s hodnotami Z_1 =muž a Z_1' =žena), znak Z_2 ja LTP - celoživotnej prevencie drog ($Z_2=0$ =neužil drogu v živote a $Z_2'=1$ =užil drogu, aspoň raz v živote). Na ilustráciu uvádzame príklad kontingenčnej tabuľky závislosti pohlavia a prevencie.

Tabuľka 1: Ilustračný príklad kontingenčnej tabuľky

			LTP		Total
			0	1	
Pohlavie respondenta:	1 muž	Počet	314	163	477
		% podľa pohlavia	65,8%	34,2%	100,0%
		% podľa LTP	41,9%	64,4%	47,6%
		% z celku	31,3%	16,3%	47,6%
	2 žena	Počet	436	90	526
		% podľa pohlavia	82,9%	17,1%	100,0%
		% podľa LTP	58,1%	35,6%	52,4%
		% z celku	43,5%	9,0%	52,4%
Total	Počet	750	253	1003	
	% podľa pohlavia	74,8%	25,2%	100,0%	
	% podľa LTP	100,0%	100,0%	100,0%	
	% z celku	74,8%	25,2%	100,0%	

2. 2x2 kontingenčné tabuľky

2x2 kontingenčné tabuľky sú najjednoduchším vyjadrením vzťahu dvoch znakov. Napriek svojej jednoduchosti poskytujú široký priestor pri overovaní rozličných hypotéz. Kontingenčná tabuľka zaznamenáva početnosť spoločného výskytu dvoch binárnych znakov Z_1 , Z_2 , možno ju zostaviť v tvare tabuľky 2, kde uvádzame vyjadrenie v absolútnych aj relatívnych početnostiach.

Tabuľka 2: 2x2 kontingenčná tabuľka, absolútne a relatívne početnosti

Z_1 / Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	Spolu		Z_1 / Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	Spolu
Z_1	n_{11}	n_{12}	$n_{1.}$		Z_1	p_{11}	p_{12}	$p_{1.}$
$\Omega - Z_1$	n_{21}	n_{22}	$n_{2.}$		$\Omega - Z_1$	p_{21}	p_{22}	$p_{2.}$
Spolu	$n_{.1}$	$n_{.2}$	n		Spolu	$p_{.1}$	$p_{.2}$	1

Kde $n_{2.} = n - n_{1.}$, $n_{.2} = n - n_{.1}$, $n = n_{11} + n_{12} + n_{21} + n_{22} = n_{1.} + n_{2.} = n_{.1} + n_{.2}$.

Zrejme tiež platí: $n_{12} = n_{1.} - n_{11}$; $n_{21} = n_{.1} - n_{11}$; $n_{22} = n - n_{1.} - n_{.1} + n_{11}$.

Vzťahy pre relatívne početnosti, $p_{ij} = n_{ij}/n$, $i=1,2$ 2x2 kontingenčnej tabuľky sú zrejmé. Platí: $p_{2.} = 1 - p_{1.}$, $p_{.2} = 1 - p_{.1}$, $1 = p_{11} + p_{12} + p_{21} + p_{22} = p_{1.} + p_{2.} = p_{.1} + p_{.2}$, a tiež: $p_{12} = p_{1.} - p_{11}$; $p_{21} = p_{.1} - p_{11}$; $p_{22} = 1 - p_{1.} - p_{.1} + p_{11}$.

Za predpokladu, že marginálne početnosti oboch znakov ($n_{1.}$, $n_{2.}$ a $n_{.1}$, $n_{.2}$) sú fixné a tým aj rozsah výberu n , pre náhodný výber vypočítame pravdepodobnosť kontingenčnej tabuľky pomocou exaktného vzťahu:

$$P((n_{11}, n_{12}, n_{21}, n_{22})) = ((n_{1.}! n_{2.}! n_{.1}! n_{.2}!) / (n! n_{11}! n_{12}! n_{21}! n_{22}!)).$$

Za uvedeného predpokladu fixných marginálnych početností oboch znakov môžeme zostrojiť **priestor všetkých možných kontingenčných tabuliek** a vypočítať ich pravdepodobnosti. Ľahko môžeme vypočítať počet všetkých možných kontingenčných tabuliek pre dané marginálne početnosti $n_{1.}, n_{2.}, n_{.1}, n_{.2}$. Nech kontingenčná tabuľka je usporiadaná tak, že $n_{1.}$ je najmenšia marginálna početnosť, potom počet všetkých kontingenčných tabuliek priestoru určeného danými marginálnymi početnosťami je $n_{1.} + 1$. Keď ďalej predpokladáme, že $n_{.1}$ je menšia alebo rovná $n_{2.}$, tak priestor všetkých kontingenčných tabuliek je daný početnosťami $n_{11}, n_{12}, n_{21}, n_{22}$ takto:

$$n_{11} = i, n_{12} = n_{1.} - i; n_{21} = n_{.1} - i, n_{22} = n - n_{1.} - n_{.1} + i, \text{ pre } i=0, 1, \dots, n_{1.} + 1.$$

Príklad 1: Uvažujme kontingenčné tabuľky s fixnými marginálnymi početnosťami $n_{1.}, n_{2.}, n_{.1}, n_{.2} = 4, 4, 4, 4$, teda $n=8$. Potom priestor všetkých kontingenčných tabuliek s rovnakými marginálnymi početnosťami je 5 tabuliek. Okrem tabuliek uvádzame aj ich pravdepodobnosti, P-hodnoty jednostranného a dvojstranného Fisherovho exaktného testu a korelačný koeficient.

i	0	1	2	3	4																				
	<table><tr><td>0</td><td>4</td></tr><tr><td>4</td><td>0</td></tr></table>	0	4	4	0	<table><tr><td>1</td><td>3</td></tr><tr><td>3</td><td>1</td></tr></table>	1	3	3	1	<table><tr><td>2</td><td>2</td></tr><tr><td>2</td><td>2</td></tr></table>	2	2	2	2	<table><tr><td>3</td><td>1</td></tr><tr><td>1</td><td>3</td></tr></table>	3	1	1	3	<table><tr><td>4</td><td>0</td></tr><tr><td>0</td><td>4</td></tr></table>	4	0	0	4
0	4																								
4	0																								
1	3																								
3	1																								
2	2																								
2	2																								
3	1																								
1	3																								
4	0																								
0	4																								

Pravdepodobnosti jednotlivých tabuliek:

P(i)	0,0143	0,2286	0,5143	0,2286	0,0143
-------------	--------	--------	--------	--------	--------

P-hodnoty dvojstranného a jednostranného Fisherovho exaktného testu nezávislosti tabuliek:

P_1(i)	0,0143	0,2429	0,7571	0,2429	0,0143
P_2(i)	0,0286	0,4857	1,0000	0,4857	0,0286

Korelačné koeficienty javov príslušných kontingenčných tabuliek:

R(i)	-1	-0,5	0	0,5	1
-------------	----	------	---	-----	---

Vidno, že iba tabuľky pre $i=0$ a 4 sú „signifikantné“, čo znamená závislosť dvoch znakov, resp., odlišnosť podielov, keď komparujeme výsledky za podsúbory jedného znaku voči druhému. Každá iná tabuľka z tohto priestoru ukazuje nezávislé znaky, resp. pri komparácii podielov ich zhodu.

Príklad 2: Uvažujme kontingenčné tabuľky s fixnými marginálnymi početnosťami $n_{1.}, n_{2.}, n_{.1}, n_{.2} = 7, 15, 8, 14$, teda $n=22$. Potom priestor všetkých kontingenčných tabuliek s rovnakými marginálnymi početnosťami je 8 tabuliek. Znovu, okrem tabuliek, uvádzame aj ich pravdepodobnosti, P-hodnoty jednostranného a dvojstranného Fisherovho exaktného testu a korelačný koeficient.

Tento priestor kontingenčných tabuliek obsahuje viac možností pre signifikantné výsledky.

i	0		1		2		3		4		5		6		7	
	0	7	1	6	2	5	3	4	4	3	5	2	6	1	7	0
	8	7	7	8	6	9	5	10	4	11	3	12	2	13	1	14
P(i)	0,0201		0,1409		0,3287		0,3287		0,1494		0,0299		0,0023		0,0000	
P_1(i)	0,0201		0,1610		0,4897		0,5103		0,1816		0,0322		0,0023		0,0000	
P_2(i)	0,0225		0,1932		1,0000		1,0000		0,3426		0,0524		0,0023		0,0000	
R(i)	-0,516		-0,314		-0,111		0,092		0,295		0,498		0,7008		0,9037	

3. Testovanie hypotéz pri 2x2 kontingenčných tabuľkách

Pri mnohých aplikáciách v medicíne a bioštatistike, napríklad aj v diagnostických testoch, obvykle označujeme početnosti v kontingenčnej tabuľke nasledovne:

Tabuľka 2: 2x2 kontingenčná tabuľka, alternatívny zápis absolútnych početností

Z_1 / Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	Spolu
Z_1	a	b	a+b
$\Omega - Z_1$	c	d	c+d
Spolu	a+c	b+d	n

Zápis z tabuľky 2 využijeme aj pre základnú schému testovania hypotéz. Nech $jav\ Z_1$ označuje výsledok testu, ktorým je prijatie nulovej hypotézy H_0 ($jav\ Z_1$ znamená prijatie H_1) a nech Z_2 zase označuje platnosť nulovej hypotézy H_0 ($jav\ Z_2$ znamená platnosť H_1) v skutočnosti. V tabuľke 3 uvádzame základnú schému testovania hypotéz.

Tabuľka 3: Základná schéma testovania hypotéz

Výsledok testu	Skutočnosť-platí:	
	H_0	H_1
H_0	$1 - \alpha$	β
H_1	α	$1 - \beta$

V tejto schéme sú podstatné pojmy **pravdepodobnosť chyby I. druhu** α (prijatie alternatívnej hypotézy H_1 , keď platí H_0 , čo je vlastne zamietnutie platnej hypotézy H_0), a pojmy **pravdepodobnosť chyby II. druhu** β (prijatie hypotézy H_0 , keď neplatí). **Sila testu** je $1 - \beta$ pravdepodobnosť prijatia alternatívnej hypotézy, keď neplatí nulová hypotéza – čo je správne rozhodnutie a správne rozhodnutie je prijatie nulovej hypotézy, keď platí, pravdepodobnosť takéhoto rozhodnutia je $1 - \alpha$.

Veľkosť α a β (sesp. sily testu) závisí od testovaných hypotéz a od rozsahu výberu. Obyčajne sa zvolí α (hladina významnosti testu), napríklad 0,05 a podľa testovacieho kritéria sa vypočíta sila testu pre rozličné rozsahy výberu. Sila testu $1 - \beta$ by mala byť čo najvyššia, aspoň 0,80.

O spoločnom rozdelení početností dvoch znakov môžeme vytvoriť viac hypotéz. Všetky možné hypotézy v 2×2 kontingenčných tabuľkách tvoria veľký **priestor hypotéz**.

Priestor hypotéz v 2×2 kontingenčných tabuľkách je rozsiahly, je veľmi ťažké ho popísať. **Uvedieme najčastejšie z nich.** Základná hypotéza je o nezávislosti dvojice znakov. Táto hypotéza je ekvivalentná hypotéze homogenity – resp. rovnakého rozdelenia početností za podsúbory.

Hypotéza nezávislosti $H_0: p_{ij} = p_{i.} \cdot p_{.j}$, $i, j = 1, 2$. Pre 2×2 kontingenčné tabuľky je túto hypotézu možno vyjadriť vzťahom: $H_0: p_{11} = p_{1.} \cdot p_{.1}$,

alternatívne hypotézy: $H_1: p_{11} \neq p_{1.} \cdot p_{.1}$, $H_1: p_{11} > p_{1.} \cdot p_{.1}$, $H_1: p_{11} < p_{1.} \cdot p_{.1}$.

Testovacia štatistika: χ^2 , Fisherov exaktný test.

Hypotéza homogenity $H_0: p_{11} = p_{21}$ a $p_{12} = p_{22}$,

alternatívne hypotézy: H_1 : opak H_0 .

Testovacia štatistika: χ^2 , Fisherov exaktný test.

Hypotéza o zhode marginálnych početností $H_0: p_{1.} = p_{.1}$, resp. $H_0: p_{12} = p_{21}$,

alternatívne hypotézy: $H_1: p_{1.} \neq p_{.1}$, $H_1: p_{1.} > p_{.1}$, $H_1: p_{1.} < p_{.1}$.

Testovacia štatistika: McNemar. (Yatesova korekcia.)

$$\chi^2 = \frac{(|b - c| - 0.5)^2}{b + c}.$$

Ak možno pre oba znaky považovať množinu hodnôt za usporiadanú, tak možno vysloviť nulovú hypotézu:

Hypotéza linearity H_0 : s rastom početností (poklesom) prvého znaku rastie početnosť (klesá) aj druhého znaku.

alternatívna hypotéza: H_1 : opak H_0 .

Testovacia štatistika: Linear-by-Linear Association.

$H_0: p_{11} > p_{22}$, $p_{1.} < p_{.1}$.

Uvedené hypotézy a tiež ďalšie overujeme pri aplikáciách 2×2 kontingenčných tabuliek v rozličných štúdiách.

Rozlišujeme **tri spôsoby získania výberových súborov na analýzu 2×2 kontingenčných tabuliek komparatívnych štúdií**.

I. spôsob – prierezové (cross-sectional) štúdie - náhodným výberom vyberieme pevne daný rozsah n osôb u ktorých sledujeme výskyt, resp. absenciu dvoch javov reprezentovanýchmi znakmi Z_1, Z_2 .

Príklad: (prevzaté z práce Fleiss J.L., Levin B., Myunghee Ch.P. (2003)) **Z_1 je vek matky**, kategorizovaný takto 1= vek ≤ 20 rokov; 2= vek nad 20 rokov, **Z_2 je hmotnosť plodu pri narodení** - s kategóriami 1= hmotnosť ≤ 2500 gramov a 2= hmotnosť nad 2500 gramov. Uvažujme hypotetický náhodný výber o rozsahu $n=200$ pôrodov na určitej klinike. Hypotetický výsledok je v kontingenčnej tabuľke:

Tabuľka 4: Kontingenčná tabuľka cross-sectional štúdie

Z_1 / Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	Spolu
Z_1	10	40	50
$\Omega - Z_1$	15	135	150
Spolu	25	175	200

Obyčajne vychádzame z predpokladu, že nielen rozsah n , ale aj obe marginálne početnosti sú fixné. Za tohto predpokladu môžeme počítať exaktné pravdepodobnosti a aplikovať Fisherov exaktný test, prípadne iné testy ako napríklad χ^2 , McNemarov test a i.

Rozlišujeme ešte ďalšie možnosti – fixný je rozsah výberu n a marginálna početnosť jedného znaku a keď je fixný iba rozsah výberu n a marginálne početnosti znakov nie. V praxi ale tieto prípady riešime aproximácie rovnako ako prípad s oboma fixnými marginálnymi početnosťami.

II. spôsob – prospektívne a retrospektívne (Prospective and Retrospective) štúdie – náhodným spôsobom vyberieme n_1 osôb z tých čo majú jav Z_1 a n_2 z tých čo nemajú jav Z_1 a sledujeme výskyt, resp. absenciu javu Z_2 .

Pričom pre prospektívne štúdie zostavíme dva nezávislé výbery a skúmame prítomnosť a absenciu skúmaného javu Z_2 , napríklad chorobu, ako príklad využijeme skúmanie vzťahu veku matky a hmotnosti plodu uvedeného hore. Zostavíme dva náhodné výbery každý o rozsahu 100. Výsledok je v kontingenčnej tabuľke.

Tabuľka 5: Kontingenčná tabuľka prospektívnej štúdie

Z_1 / Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	Spolu
Z_1	20	80	100
$\Omega - Z_1$	10	90	100
Spolu	30	170	200

Zostávajú zachované proporcie javov ako v pôvodnom príklade. 20 % mladých matiek (jav Z_1) rodí deti s menšou pôrodnou hmotnosťou a 10 % matiek vo vyššom veku (jav opačný ku Z_1) rodí deti s menšou pôrodnou hmotnosťou.

Retrospektívne (case-control) štúdie sú logicky síce obdobné ale skúmajú javy z iného pohľadu. Skúmame výber osôb so sledovanou vlastnosťou a výber ako kontrolnú skupinu. Využijeme znovu hypotetický príklad, ktorý môžeme skúmať aj retrospektívne. Znovu zostavíme dva nezávislé výbery o rozsahu 100 avšak za jav Z_2 . Výsledkom je kontingenčná tabuľka, ktorá zachováva proporcie javu Z_1 z pôvodnej tabuľky.

Tabuľka 6: Kontingenčná tabuľka retrospektívnej štúdie

Z_1 / Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	Spolu
Z_1	40	23	63
$\Omega - Z_1$	60	77	137
Spolu	100	100	200

Keď uvažujeme hypotézu nezávislosti alebo ekvivalentnú hypotézu homogénosti dostávame **pre rovnaké rozsahy výberov** potenciálne rozdielne výsledky testov podľa troch typov štúdií:

Pre prierezovú štúdiu je $\chi^2=3,429$, a P-hodnota Fisherovho exaktného testu $P=0,083$, teda výsledok nie je signifikantný, aj pre jednostrannú alternatívu, keď $P=0,058$.

Pre prospektívnu štúdiu je $\chi^2=3,922$, a P-hodnota Fisherovho exaktného testu $P=0,073$, teda výsledok nie je signifikantný, ale pre jednostrannú alternatívu je $P=0,037$.

Pre retrospektívnu štúdiu je $\chi^2=6,697$, a P-hodnota Fisherovho exaktného testu $P=0,015$, teda výsledok je signifikantný a pre jednostrannú alternatívu je $P=0,007$.

III. spôsob – znáhodnené klinické experimenty (Randomized Controlled Trials) – náhodným spôsobom vyberieme n_1 osôb liečených daným spôsobom a taktiež náhodne vyberieme n_2 osôb liečených iným spôsobom (znak Z_1), prípadne kontrolnú skupinu osôb a sledujeme výskyt alebo absenciu choroby – znak Z_2 .

Špeciálnou aplikáciou 2x2 kontingenčných tabuliek sú diagnostické testy, ktoré bližšie skúmame v nasledovnej kapitole.

4. 2x2 kontingenčné tabuľky a diagnostické testy

Pri diagnostických testoch je obvyklé nasledovné označovanie početností 2x2 kontingenčnej tabuľky:

Tabuľka 7: Dve verzie kontingenčnej tabuľky diagnostického testu

Výsledok testu	Skutočnosť			Výsledok testu - znak A	Skutočnosť - znak B		
	+	-	Spolu		chorá osoba	zdravá osoba	Spolu
+	a	b	a+b	pozitívny	a true-positive	b false-positive	a+b
-	c	d	c+d		c false-negative	d true-negative	c+d
Spolu	a+c	b+d	n	Spolu	a+c	b+d	n

Správne sú teda dva výsledky: true-positive a true-negative – čiže správne určenie chorej osoby pozitívnym testom a správne určenie zdravej osoby negatívnym výsledkom testu.

Taktiež sú **dva nesprávne výsledky:** false-positive – nesprávny pozitívny výsledok testu pre zdravú osobu a false-negative – nesprávny negatívny výsledok testu pre chorú osobu.

Výsledok diagnostického testu môže byť (+)=pozitívny (označme ako jav A) a (-)=negatívny (označme ako komplement symbolom A'), pričom skutočnosť, teda prítomnosť diagnostikovanej choroby môže byť (+)=pozitívny výskyt (jav B) a (-)=negatívny, čiže osoba je zdravá (komplement javu B označujeme ako B'). Život je samozrejme zložitejší a nemusí byť vždy jednoznačný ani výsledok testu a ani skutočnosť.

Pri skúmaní najjednoduchšej schémy komparácií, ktorou je 2x2 kontingenčná tabuľka, v výhodou aplikujeme Bayesovu vetu, ktorá využíva podmienené pravdepodobnosti. Najjednoduchšia schéma však skrýva veľa úskalí. Najprv definujeme základné podmienené pravdepodobnosti pre 2x2 kontingenčnú tabuľku.

Podmienená pravdepodobnosť pozitívneho výsledku testu, za predpokladu, že osoba je chorá je **Sens**= $P(A/B)=a/(a+c)$, čo tiež označujeme ako **senzitivitu**. Ďalej $P(A/B')$ je pravdepodobnosť pozitívneho výsledku testu zdravej osoby.

Podmienená pravdepodobnosť komplementárnych javov **Spec**= $P(A'/B')=d/(b+d)$ nazývame **špecificitu**. Čím je pravdepodobnosť $P(A/B')$ menšia, resp. ekvivalentne $P(A'/B')$ väčšia, tým je test viac špecifický.

Podmienená pravdepodobnosť $P(B/A)$ sa nazýva aj **pozitívna prediktívna hodnota** (PPV). Platí:

$$PPV = P(B/A) = (P(A/B) \cdot P(B)) / P(A) = a/(a+b).$$

Podmienená pravdepodobnosť $P(B'/A')$ sa nazýva **negatívna prediktívna hodnota** (NPV) a platí:

$$NPV = P(B'/A') = (P(A'/B') \cdot P(B')) / P(A') = (P(A'/B') \cdot (1-P(B))) / (1-P(A)) = d/(c+d).$$

Prevalencia choroby je $\Pi = P(B) = (a+c)/n$.

Z uvedeného môžeme vyjadriť vzťahy:

$$PPV = (Sens \cdot \Pi) / (Sens \cdot \Pi + (1-Spec) \cdot (1-\Pi)),$$

$$NPV = (Spec \cdot (1-\Pi)) / (Spec \cdot (1-\Pi) + (1-Sens) \cdot \Pi)$$

Prehľadne a s využitím obvyklého značenia sú pravdepodobnosti diagnostického testu v tabuľke (s obvyklými anglickými názvami):

False negative: $c/(a+c)$	Sensitivity: $a/(a+c)$	Predictive value for positive test: $a/(a+b)$
False positive: $b/(b+d)$	Specificity: $d/(b+d)$	Predictive value for negative test: $d/(c+d)$

Ďalšou charakteristikou je **index validity** $Iv = (a+d)/n$, ktorý udáva podiel správnych odpovedí. **Youdenov index** sa taktiež snaží merať prediktívnu presnosť: $J = a/(a+d) + b/(b+d) - 1 = \text{senzitivita} + \text{špecificita} - 1$.

Na ilustráciu využijeme priestor kontingenčných tabuliek z príkladu 1.

Príklad 3: Senzitivita, špecificita a prevalencia kontingenčných tabuliek z príkladu 1

i	0	1	2	3	4																				
	<table><tr><td>0</td><td>4</td></tr><tr><td>4</td><td>0</td></tr></table>	0	4	4	0	<table><tr><td>1</td><td>3</td></tr><tr><td>3</td><td>1</td></tr></table>	1	3	3	1	<table><tr><td>2</td><td>2</td></tr><tr><td>2</td><td>2</td></tr></table>	2	2	2	2	<table><tr><td>3</td><td>1</td></tr><tr><td>1</td><td>3</td></tr></table>	3	1	1	3	<table><tr><td>4</td><td>0</td></tr><tr><td>0</td><td>4</td></tr></table>	4	0	0	4
0	4																								
4	0																								
1	3																								
3	1																								
2	2																								
2	2																								
3	1																								
1	3																								
4	0																								
0	4																								

Vypočítame preň senzitivitu, špecificitu a prevalenciu:

Sens(i)	0,0	25,0	50,0	75,0	100,0
Spec(i)	0,0	25,0	50,0	75,0	100,0
$\Pi(i)$	50	50	50	50	50

Tento umelý príklad názorne ukazuje prípad rovnakej prevalencie 50% a rôzne hodnoty senzitivity a špecificity. Najhorší je z hľadiska diagnostického testu príklad kontingenčnej tabuľky pre $i=0$, kedy sa nepodarilo nič správne určiť a najlepší je výsledok pre $i=4$, keď je absolútna úspešnosť hypotetického testu.

Uvedieme ešte jeden príklad priestoru kontingenčných tabuliek, tak ako je v predošlej kapitole. Tento príklad pre rovnakú prevalenciu 36,4% uvádza viac potenciálnych výsledkov testov, pričom test pre $i=0$ predstavuje najhoršiu možnosť a test pre $i=7$ zase najlepšiu.

Príklad 4: Senzitivita, špecificita a prevalencia kontingenčných tabuliek z príkladu 2

i	0		1		2		3		4		5		6		7	
	0	7	1	6	2	5	3	4	4	3	5	2	6	1	7	0
	8	7	7	8	6	9	5	10	4	11	3	12	2	13	1	14
Sens(i)	0,0		12,5		25,0		37,5		50,0		62,5		75,0		87,5	
Spec(i)	50,0		57,1		64,3		71,4		78,6		85,7		92,9		100,0	
Π(i)	36,4		36,4		36,4		36,4		36,4		36,4		36,4		36,4	
PPV(i)	0,00		14,29		28,57		42,86		57,14		71,43		85,71		100,00	
NPV(i)	46,67		53,33		60,00		66,67		73,33		80,00		86,67		93,33	

Ďalšie dôležité charakteristiky sú **šance** (odds), **pomer šancí** (odds ratio).

Na stránke <http://www.medcalc.com/bayes.html> je výborný kalkulátor všetkých charakteristík 2x2 kontingenčných tabuliek. Využijeme výstup z tohto kalkulátora na ilustráciu výpočtu charakteristík 2x2 kontingenčnej tabuľky aj s redundantnými ich definíciami v angličtine.

Príklad 5: Výpočet charakteristík 2x2 kontingenčnej tabuľky

MedCalc: Bayesian Analysis Model

Enter **PREVALENCE**, **SENSITIVITY**, and **SPECIFICITY**:

PREV: SENS: SPEC:

Or enter **TP**, **FN**, **TN**, and **FP**:

N = 125	Disease	No Disease
Positive Test	TP: 25	FP: 18
Negative Test	FN: 7	TN: 75

Positive Predictive Value =

Negative Predictive Value =

Positive Likelihood Ratio =

Pre-test Probability = (prevalence)

Negative Likelihood Ratio =

Post-test Probability =

Remember:

Sensitivity = $TP / (TP+FN)$

Specificity = $TN / (FP+TN)$

Prevalence = $(TP+FN) / (TP+FN+FP+TN)$

Predictive value positive = $TP / (TP+FP)$

Predictive value negative = $TN / (FN+TN)$

Positive Likelihood Ratio = $SENS / (1-SPEC)$

Negative Likelihood Ratio = $(1-SENS) / SPEC$

Pre-test Probability = Prevalence

Pre-test Odds = Pre-test Prob / (1 - Pre-test Prob)

Post-test Odds = Pre-test Odds x Likelihood Ratio

Post-test Probability = Post-test Odds / (1 + Post-test Odds)

5. ROC krivka

Receiver operating characteristic curve umožňuje porovnať dva a viac diagnostických testov. Slúži tiež na zisťovanie, ako dobre možno predpovedať hodnotu dichotomického znaku (tj. takého, ktorý nadobúda dve rôzne hodnoty, napríklad 0 a 1) pomocou numerického, alebo kategorizovaného znaku. ROC krivka znázorňuje závislosť **senzitivity** a **špecificity** – pre rôzne zvolené hranice, kde senzitivita vyjadruje percento správnych pozitívnych predpovedí zo všetkých skutočných pozitívnych hodnôt, špecificita vyjadruje percento správnych negatívnych predpovedí zo všetkých skutočne negatívnych hodnôt. Pre lepšiu prehľadnosť sa na vodorovnú os nanáša hodnota **1-špecificity** a na zvislú **senzitivity**.

Na dosiahnutie dobrej predpovede musia mať senzitivita a 1-špecificita čo najväčšiu hodnotu. Tvar ROC krivky veľmi dobre znázorňuje ako dobre možno predpovedať výsledok dichotomického znaku. Model je tým lepší, čím je krivka viac nad diagonálou. Keď je krivka blízko diagonály, model nie je vhodný a keď je krivka pod diagonálou, model vyjadruje obrátený vzťah. Rekódovaním môžeme získať graf nad diagonálou.

Plocha pod ROC krivkou po diagonálu meria kvalitu modelu (AUC). Dvojnásobok tejto plochy je Giniho index. Hodnoty má od 0 po 1. Čím je jeho hodnota bližšie ku 1, tým je predpoveď kvalitnejšia.

Konštrukciu ROC krivky budeme ilustrovať na príklade testovania činnosti štítnej žľazy. Príklad možno nájsť na stránke <http://faculty.vassar.edu/lowry/roc1.html> Ústavu rádiológie, Kurt Rossmann Laboratories, University of Chicago.

V tabuľke sú výsledky vyšetrení 125 subjektov. 32 z nich má zvýšenú činnosť štítnej žľazy (**Hypothyroid**) a 93 má normálnu činnosť štítnej žľazy (**Euthyroid**). Objekty sú zaradené podľa úrovne testu T4 (tyroxín). V tabuľke sú štyri úrovne tyroxínu: T4<5.1; T4=5.1 to 7.0; T4=7.1 to 9.0; T4>9.0.

Tabuľka 8: Výsledky vyšetrení činnosti štítnej žľazy

T4 value	Hypothyroid	Euthyroid
T4<5.1	18	1
T4=5.1 to 7.0	7	17
T4=7.1 to 9.0	4	36
T4>9.0	3	39
Total	32	93

Ak by sme za indikáciu zvýšenej činnosti štítnej žľazy zobrali úroveň $T4 < 5.1$, tak vidíme, že 18 pacientov je true-positives a 1 je false-positive a teda senzitivita je $18/32=0,56$ a 1-špecificita je $1/93=0,01$. Špecificita = 0,99. Môžeme zostaviť 2x2 kontingenčnú tabuľku pre deliaci bod (cutpoint) 5.

Tabuľka 9: 2x2 kontingenčná tabuľka pre deliaci bod 5

T4 value	Hypothyroid	Euthyroid	Total
5 or less	18	1	19
> 5	14	92	106
Total	32	93	125

Postupne vytvárame 2x2x kontingenčné tabuľky pre ďalšie deliace body 7 a 9

Tabuľka 10: 2x2 kontingenčné tabuľky pre deliace body 7 a 9

T4 value	Hypothyroid	Euthyroid	Total
7 or less	25	18	43
> 7	7	75	82
Total	32	93	125

T4 value	Hypothyroid	Euthyroid	Total
< 9	29	54	83
9 or more	3	39	42
Totals	32	93	125

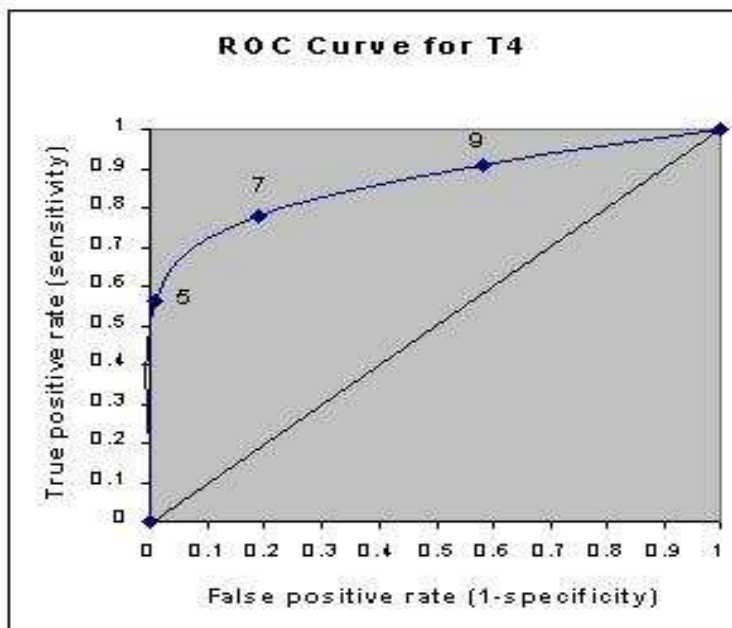
Pre 2x2 kontingenčnú tabuľku s deliacim bodom 7 je senzitivita 0,78 a špecificita 0,81 a pre ďalšiu kontingenčnú tabuľku s deliacim bodom 9 je senzitivita 0,91 a špecificita 0,42.

Tabuľka 11: Senzitivita a špecificita pre jednotlivé deliace body

Cutpoint	True Positives/ Sensitivity	False Positives / 1-specificity	Specificity
5	0.56	0.01	0.99
7	0.78	0.19	0.81
9	0.91	0.58	0.42

Vidíme, že môžeme zvyšovať senzitivitu posúvaním deliaceho bodu ku vyšším hodnotám tyroxínu T4 a obrátene zase môžeme zvyšovať špecificitu znižovaním deliaceho bodu testu T4. Tieto dve tendencie nás dovedú ku kompromisu na určenie deliaceho bodu testu. V našom prípade za kompromis môžeme zvoliť deliaci bod 7.

Na ilustráciu grafického vyjadrenia ROC krivky využijeme obrázok z citovaného zdroja.

Obrázok 3: Iustratívny graf ROC krivky

Pre náš príklad ROC krivky je plocha pod krivkou $AUC = 0.72$, čo signalizuje slušnú predikčnú schopnosť modelu.

6. Záver

2x2 kontingenčné tabuľky predstavujú, napriek zdanlivej jednoduchosti, významný a nakoniec aj zložitý analytický nástroj. V príspevku sme ukázali ich využitie v medicínskom výskume a súvislosti s testovaním hypotéz, diagnostickými testami, ktoré sú dôležitým nástrojom analýzy klinických experimentov. Pri malých rozsahoch výberu je priestor možných kontingenčných tabuliek malý a tým je obmedzený aj priestor na významné výsledky. Zaujímavým a „signifikantným“ pokračovaním analýzy diagnostických testov a 2x2 kontingenčných tabuliek je ROC krivka (Receiver Operating Characteristic curve).

Na internete možno nájsť veľa materiálov o 2x2 kontingenčných tabuľkách. Upozorniť možno napríklad dva kalkulatory <http://www.medcalc.com/bayes.html> a <http://faculty.vassar.edu/lowry/roc1.html>. Prvý umožňuje vypočítať takmer všetky koeficienty definované pre 2x2 kontingenčné tabuľky a druhý je užitočný pri skúmaní ROC kriviek.

7. Literatúra

- [1] Bland M.: Introduction to Medical Statistics, 3rd Edition, Oxford University Press 2000.
- [2] Feinstein A. R.: Principles of Medical Statistics. Boca Raton London New York Washington, D.C.© 2002 by Chapman & Hall/CRC.
- [3] Fleiss J.L., Levin B. , Myunghee Ch.P. (2003): Statistical Methods for Rates and Proportions. 3ed. Wiley , New York 2003.

- [4] Greenberg R.S., Daniels S.R., Flanders W.D., Eley J.W., Boring J.R. III.: Medical Epidemiology. Fourth Edition, McGraw-Hill 2005.
- [5] Chajdiak, J.(2003): Štatistika jednoducho. Statis Bratislava 2003, ISBN 808565928-X.
- [6] Chajdiak J. (2005): Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. STATIS, Bratislava, ISBN 80- 85659-39-5.
- [7] Chajdiak J.(2007): Štatistika v exceli 2007. Statis, Bratislava 2009, ISBN 978-80-85659-49-8.
- [8] Kendall M. G., Stuart A. (1973): The Advanced Theory of Statistics, Volume 2, Inference and Relationship. Charles Griffin. London. Ruský preklad: Statističeskije vyvody i svjazi. Nauka Moskva 1973.
- [9] Luha J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. Vydal Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR. Bratislava 1985.
- [10] Luha J.(2003): Skúmanie súboru kvalitatívnych dát. EKOMSTAT 2003. SŠDS Bratislava 2003.
- [11] Luha J.(2009): Korelácia javov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [12] Luha J.(2010a): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [13] Luha J.(2010b): 2x2 kontingenčné tabuľky a diagnostické testy. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [14] Luha J.(2010c): Úloha rozsahu výberu pri teste nezávislosti v 2x2 kontingenčných tabuľkách pomocou Fisherovho exaktného testu. Zborník z vedeckej konferencie FERNSTAT_CZ. Ústí nad Labem, 2010.
- [15] Riffenburg R. H.: Statistics in Medicine, Second Edition. Academic Press 2005.
- [16] Rosner B.: Fundamentals of Biostatistics. Fifth Edition, Harvard University. Duxbury Press 2000.
- [17] Sheskin D. J.: *Handbook of* PARAMETRIC and NONPARAMETRIC STATISTICAL PROCEDURES. THIRD EDITION, CHAPMAN & HALL/CRC 2004.
- [18] Woodward M.: Epidemiology. Study design and data analysis. Second Edition. Chapman and Hall/CRC 2005.

Adresa autora:

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

Práca bola podporená grantom VEGA 1/0135/09.

HISTORICKÝ VÝVOJ ŠTATISTIKY

I. HISTORIA DEMOGRAFIE OD PRVOPOČÍATKU PO 20. STOROČIE

THE HISTORIC DEVELOPMENT OF STATISTICS

I. THE HISTORY OF THE DEMOGRAPHY FROM THE VERY BEGINNING TO THE EARLY 20TH CENTURY

Štefan Madarász, Emília Madarászová

Abstract: Author in his work tries to explain, without demands on completeness, the historic development of statistics, which took a couple of centuries, especially demography as a subject field from era of Egyptian pharaohs, Sumers and Chinese dynasties, involving the era of antiquity and middle ages to the early 20th century. In his conclusion shows the options of using programme packages to resolve the statistical tasks and reasons for the birth of MedStat conference.

Key words: statistics, the history of statistics, the history of demography

Kľúčové slová: štatistika, história štatistiky, história demografie.

JEL classification: B19

1. Úvod

Keby sme si položili otázku, kde všade sa v živote stretávame so štatistikou, môžeme povedať že často krát, a takmer všade. V bežnom živote pravidelne máme možnosť vnímať štatistické údaje v médiách (TV, noviny, časopisy, atď.), na internete, na uliciach v rámci rôznych reklám, ale aj v bežnej domácnosti, na školách, fakultách, vedeckých inštitúciách a v rôznych ďalších činnostiach a informáciách. Niet divu, že bez štatistiky nie je možné si predstaviť moderný život, vedu, výskum, a taktiež nie je možné medicínu a všeobecne zdravotníctvo. Štatistika a demografické údaje nás oslovujú na každom kroku, aj na tých najmenej očakávaných miestach.

2. Definícia štatistiky a demografie



Obr. č. 1. Churchill

Podľa mnohých literárnych a publikačných zdrojov bývalý vojak, dôstojník, historik, politik, štátnik a nositeľ Nobelovej ceny za literatúru v r. 1953, Sir Winston Leonard Spencer **Churchill (1874-1965)**, bývalý ministerský predseda Veľkej Británie raz údajne prehlásil že „**verím len tej štatistike, ktorú som ja sfalšoval**“. [2] [3] [4] [5] Aj keď jednoznačne nie je tento výklad autorizovaný, a sú indície o tom, že výrok je „sfalšovaný“ (citát, ktorý novinári verejnosti opakujú, sa nenachádza napr. v renomovaných slovníkoch citátov ako je Columbia či Bartlett's, a nie je ani v Concise Oxford Dictionary of Quotations, verzia 1997 [5], objavuje sa opakovane v tlači v súvislosti s jeho menom ako to vidíme napr. na stránkach v denníku SME alebo

Pravdy [2] [3] [4]. Či už je to jeho výrok alebo nie je, a keď áno, či to povedal ironicky alebo vážne je nám jasné, že na základe tohto prehlásenia by sa nemohlo o štatistike hovoriť ako o samostatnej vednej disciplíne, ktorou štatistika určite je a zasahuje do mnohých oblastí života.

Minimálne vedomosti zo štatistiky sú pre správne pochopenie množstva informácií s ktorými každý z nás denne prichádza do kontaktu sú nevyhnutné. Preto štatistika sa vyučuje na takmer každej vysokej škole [11], a to bolo príčinou a cieľom aj založenia konferencie MedStat.

Chajdiak štatistiku definuje ako odbor, ktorý sa zaoberá zhromažďovaním analýzou a interpretáciou údajov získaných z pozorovaní, alebo experimentov. [6]. Rusnák štatistiku definuje ako vedu, ktorej predmetom sú výsledky hromadných pozorovaní, ich zber, analýza a využitie pre rozhodovanie a predpovedanie. [8]. Podľa ďalšej autorky štatistika je vedná disciplína, ktorej úlohou je vyhodnotiť hromadné javy v prírode a spoločnosti na základe poznatkov z teórie pravdepodobnosti. Umožňuje preniknúť k podstate neprehľadného množstva získaných údajov a tým lepšie poznať zákony objektívnej reality. Zaoberá sa takými javmi, ktoré sa vyskytujú vo veľkom počte prípadov, či jedincov, alebo javmi ktoré sa opakujú v čase [12].

Žák štatistiku definuje ako vedeckú disciplínu, ktorá sa zaoberá študovaním dát popisujúcich existujúce variability (zaujímajú nás rozdiely i podobnosti hromadných javov) a hodnotením hypotéz ktoré tieto dáta vysvetľujú. Dnes táto vedecká disciplína zahrnuje veľmi širokou škálu kvantitatívnych metód umožňujúcich zisťovať „stav“ vecí a pomeru v rozličných štruktúrach. Delí ju na štatistiku popisnú alebo aplikovanú a na štatistiku matematickú. Aplikovaná štatistika zabezpečuje a poskytuje informácie - číselné aj slovné údaje - o javoch hromadnej povahy v oblasti ekonomiky a spoločnosti. Matematická štatistika je obor teoretickej matematiky a spracováva a rozoberá informácie – číselné aj slovné údaje – o javoch hromadnej povahy v oblasti ekonomiky, spoločnosti a prírodných vied [13].

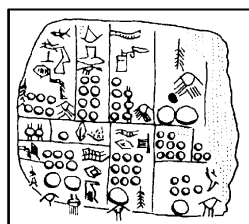
Demografia je grécke slovo a znamená doslova popis obyvateľstva (demos - lid, obyvateľstvo; grafein - popisovať). Prvý, kto pre vedu o obyvateľstve použil termín demografie, bol v roku 1855 Francúz **Achille Guillard** (1799 -1876), ktorý ju definoval ako prírodnú a spoločenskú vedu o ľudskom rode [35].

Vojtovič demografiu vníma ako spoločenskú vedu zaoberajúcu sa štúdiom reprodukcie ľudských populácií [36].

3. Historický prehľad

Názov štatistika vznikol z latinského názvu "status" = štát a pôvodne označoval vedu zaoberajúcu sa zberom informácií o štáte, počtu obyvateľov, ekonomike a pod. Pôvodne sa jednalo len o stav nejakej zemi alebo štátu a štatistikou sa rozumela činnosť spočívajúca v zisťovaní tohoto stavu. Neskôr sa pole pôsobnosti štatistiky značne rozšírilo, štatistika navyše prestala byť len praktickou činnosťou a stala sa vysoko prepracovanou vedeckou náukou, disciplínou. [12] [13].

Medzi prvými písomnými dokladmi o používaní štatistiky v počiatočných formách sa stretávame v spoločenstve **Sumérov** v období pred našim letopočtom okolo roku 3000, kedy vznikali prvé údaje o spočítaní obyvateľstva na tabuliach najprv s protosumérskym písmom (obr. č. 2), a neskôr klinovým písmom. Mali vyvinuté skladové hospodárstvo a vykonávali finančné účtovníctvo. Mali rozvinutú matematiku a geometriu.



Obr. č. 2 – údaje o spočítaní obyvateľstva na tabuliach protosumérskym písmom

Základom matematických výpočtov Sumérov bol systém 6-kový. Zo štatistického hľadiska sa jednalo hlavne o záznamy o časových intervaloch, počtoch osôb, kusov domácich zvierat a o úrode. [1] [12] [13].

Staroveké ríše boli finančne celkom závislé na úspešnom výbere daní či už sa jednalo o dávky naturálne alebo peňažné. Pre tieto účely existovali už prepracované „štatistické metodiky“ a z početných písomných pamiatok sme schopní si vytvoriť predstavu o systéme v vtedajšej štátnej správe a o nakladaní s informáciami. Napríklad v Egypte od roku 2850 pr.n.l. pravidelne raz za dva roky sa robil súpis dobytky, od roku 2000 pr.n.l. sa vyberala rovná daň na hlavu. Na realizáciu tohoto výberu dane museli mať aktualizované sčítanie obyvateľstva.



Taktiež výška dane z pôdy vyžadovala z presne zameranej rozlohy pôdy a zo znalosti výdatnosti záplav na tom ktorom mieste. [13]

Faraón **Ahmose II.** (grécky Αμασις – **Amasis**, 570 - 526 pr. n. l.) panovníkom 26. dynastie starovekého Egypta ktorý je považovaný za posledného významného vládcu samostatného Egypta inicioval spočítanie obyvateľstva a sledovanie úmrtnosti. Výsledky sčítania boli využívané panovníkmi najmä na vojenské a finančné účely[1] [7] [8].

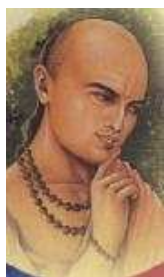
Obr. č. 3. Socha Faraona Amasisa II. (Egyptian Museum of Berlin)

V Číne už pred viac ako 4000 rokmi spočítali obyvateľstvo, zmerali a hodnotili hnutelný a nehnuteľný majetok. Čínsky cisár **Yao** p.n.l. 2358-2258, dal spočítať hustotu obyvateľstva. [1] [27].



Obr. č. 4. Čínsky cisár Yao, (Wikipedia, maľba na hodvábe)

Ani Indiu neobišla „štatistika“ v antických časoch. V 4. storočí pred Kristom minister zakladateľ a ríše resp. dynastie Maurja, kráľ Csandraguptu (p.n.l. 313-289) **Kautilya** alebo (**Cāṇakya**) (p.n.l. cca. 350-283) vo svojom diele Arthashastra vypracoval základy riadenia štátu, hospodárstva a vojenskej vedy, vytvoril a založil základné princípy zdaňovania, obchodovania a vytvoril teóriu hodnoty, odhadovania [9] [10] [15].



Obr. č. 5. – Kautilya (**Cāṇakya**, cca. p.n.l. 350-283)

Podľa Biblie aj Mojzes spočítal starších ako 20 ročných mužov svojho ľudu. Veľa demografických údajov obsahuje moysesová štvrtá kniha. (1,1–4,49.) [27].

V starovekom Ríme mali systém evidencie, tzv. census. Census vykonávali pravidelne v päť ročných intervaloch. Na základe výsledkov týchto súpisov nemovitého majetku, neskôr aj otrokov ako aj dobytky boli vypočítané výšky daní pre jednotlivých občanov a rodiny a podľa výšky majetku boli zaradené do piatich spoločenských vrstiev. [13] [16]

V stredoveku súpisy sa robili najmä z dôvodov vymáhania daní a zabezpečenia vojnových činností. V roku 1086 Viliam I. Dobytateľ dal spísať pozemkové majetky v Anglicku. Súpisné dielo malo názov „**Domesday Book**“ obsahuje údaje z 13 418 usadlostí Anglicka[27].



Obr. č. 6. Strana z knihy „Domesday Book“ z r. 1086

V období raného stredoveku v Európe bola vysoká negramotnosť dokonca aj medzi panovníkmi. Lepšie na tom bola cirkev, ktorá bola schopná viesť evidenciu svojho majetku a jej zmien a členovia cirkevného rádu boli zamestnávaní aristokraciou a ako „štatistici“. Najstaršou zachovalou písomnosťou z tohoto obdobia napr. na terajšom českom území je súpis majetku litoměřického kostola z roku 1058, ktorý je súčasťou zakladacej listiny vydanej kniežat'om **Spytihněvem II.** [13].

V 14. storočí sa v Európe objavujú prvé cirkevné matriky, ktoré sú dnes cennými zdrojmi informácií o zložení a migrácii obyvateľstva vtedajšej dobe. [21].

Jednou z prvých štátovedných diel v stredoveku vyšlo v roku 1562 v Benátkach. Autor **Francesco Sansovina** napísal o vládě a správe v rôznych kráľovstvách. Do ekonomickej štatistiky tento pohľad vznáša pozorovacie hľadisko panovníka (štátu).

Najstaršie štatistiky spočívali v zobrazení daného zemepisného, hospodárskeho a politického stavu. Status je stav, ale taktiež štát, lebo štát je sám stav, stav spoločenstva. Do tohoto dáta ekonomickej javy boli vykladané skôr ako morálne či náboženské zásady predávané rodovou tradíciou, než niečo čo by bolo schopné exaktného overovania a porovnania. Posledné zbytky tejto najstaršej podoby štatistickej vedy ešte dnes nachádzame na prvých stránkach štatistických ročeniek viacerých štátov, kde sa uvádza rada geografických údajov, ako napr. dĺžka hraníc, počet ostrovov a ich rozloha, najvyššie horské vrcholy a miesta s najnižšou nadmorskou výškou, dĺžka tokov riek, klimatické údaje a pod. [14].

V roku 1583 vypukla na českých územiach epidémia moru. Na základe toho nechal **Rudolf II.** zistiť zdravotný stav populácie, ktorý mapoval vznik a rozvoj zhubných epidémií a mal umožniť preventívne opatrenia [13][21].

16. storočie je možné považovať za obdobie rozvoja popisnej štatistiky v novodobej Európe. Rozvíja sa spoločne s vedou o štáte a teóriami o riadení štátu. Termín „štatistica“ podľa Saxla prvýkrát vo svojej práci použil taliansky historik **Girolamo Ghilini** v roku 1589 na označenie pôvodne nenumерických znalostí o štáte, jeho obyvateľstve, životných podmienkach, práve a výrobe. Svoje dielo, v ktorom uviedol životopis cca. 5000 talianskych vedcov, umelcov a politikov „**Teatro d'Huomi Letterati**“ charakterizoval ako „civile, politica, statistica e militare scienza“. O používaní štatistiky vo vede o štáte sa intenzívne zaoberala aj kniha „**Nemecký knížecí stát**“ od **Veit Ludwig von Seckendorff** z roku 1662, ktorá viac krát bola vydaná aj v priebehu 17. a 18. storočia [13][15][17][18][21][32].

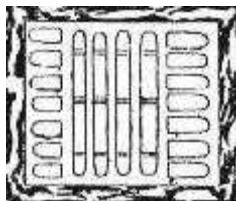
Teórie pravdepodobnosti je všeobecne spojené s menom **Blaise Pascala** a **Pierra Fermata**, ktorí v roku 1654 na popud **Gombaуда** (nebo Gombaulda) rytiera de Méré riešili vo svojej korešpondencii isté problémy týkajúce sa hier v kockách. Táto problematika ale sa vyskytovala aj v dávnych časoch, pri prvopočiatkových formách napr. kockových hier [22].



Prvopočiatky pravdepodobnosti ako empirickej vedy je možné že siahajú až do obdobia najstarších kockových hier, kedy kocky sa vyrábali z členkových kostí kopytníkov ako je to vidieť na obraze č. 7

Obr. č. 7

ktoré mali štyri nepravidelné plochy, a pri páde po nadhodení mohli zaujať štyri možné polohy. Tieto opracované „kocky“ sa našli pri vykopávkach už z obdobia pred 40000 rokmi v hojnom počte, z čoho archeológovia usudzujú, že sa používali na hry.



Obr. č. 8



Obr. č. 9.

Na egyptských maľbách z doby I. dynastie (3500 r. pred. Kristom.) sa kocky objavujú už ako nástroj doskových hier a hra spočívala v posúvaní figúriek. Zachovali sa celé hracie súpravy z doby 1900 pred . Kristom, ako je to vidieť na obr. č. 8. a č. 9.

„**Kráľovskú hru z URU**“ (hra sa našla v sumérskom meste Uru sa datuje zhruba do obdobia 2650 p.n.l. Kocky mali tvar pyramíd, a najvyšší počet bodov získal hod, pri ktorom padli všetky (štyri?) označené strany – o pravidlách hier existujú len dohady.

V antickom **Grécku** za vynálezcu kociek bol považovaný jeden z hrdinov trójskej vojny **Palomédés**, a boli určené k zabávaniu vojakov čakajúcich a nudiacich sa pred bránami Tróje. V tejto dobe sa kocky používali na hry o peniaze.



Obr. 10a, 10b, 10c. Sodatésova kocka, grécka keramika z 3. storočia pred Kristom



Jednotlivé strany kociek mali bodové ohodnotenie 1, 3, 4, 6, (pravdepodobnosť hodu podľa dochovaných napodobení sú 1/10 pre jednotku a pre 6 a 4/10 pre ostatné strany. O popularite kociek v Grécku svedčí aj to, že boli častými motívmi umeleckej tvorby, ako to ukazuje slávna **Sódatés** kocka (obr. č. 10a, 10b., 10c.) a keramika dvoch žien hrajúcich kockové hry (obr. č. 11.).

Obr. č. 11. Keramika dvoch žien hrajúce kockové hry - keramika cca. 300 r. pred Kristom



O význame kockových hier svedčí aj skutočnosť, že motívy kociek sa dostali aj na korintské mince. (Obr. č. 12a, 12b.)

Obr. č. 12a. a 12b. – motívy hracích kociek na korintských platidlách z cca 6 storočia pred Kristom



Rozšírenie kockových hier v Rímskej ríši za vlády cisárov bolo značné. Svedčia o tom aj napr. nástenné maľby v domoch v Pompejach. (Obr. č. 13)

Obr. č. 13 - Freska z Pompejí zobrazuje hráčov kockových hier



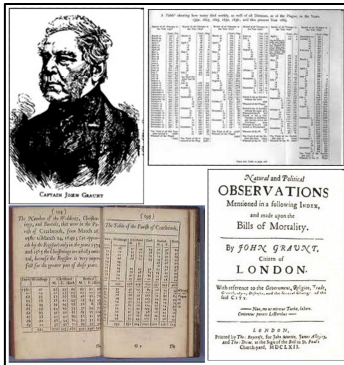
Veľmi rozšírené boli kockové hry aj v starovekej Indii. Od prehry v kockách sa odvíjal hlavná dejová línia **eposu Mahábhárata**, najrozsiahlejšieho eposu všetkých čias. Nie je presne známe kedy vznikol, ale predpokladá sa, že v písomnej forme okolo 4. storočia pred Kristom. Vo voľnom preklade znamená „Veľký boj potomkov Bharatu a obsahuje 100000 dvojriadkových veršov. (www.wikipedia.hu)

Obr. č. 14. - Mahábhárata – úryvok (Wikipedia)

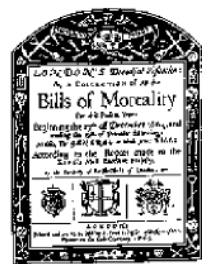
V súvislosti s týmito kockovými hrami nikde neboli nájdené žiadne explicitná zmienky o relatívnej početnosti vrhov určitých čísiel alebo ich kombinácií. Jednou z predpokladaných príčin, prečo sa o týchto možnostiach neuvažovalo v antickom svete, bol nedokonalý tvar kociek, čo nevysvetľuje jednoznačne príčinu absencie rozvíjania výpočtov v tomto smere, v smere výpočtov pravdepodobnosti[21].

V priebehu 17. storočia v Anglicku vzniklo odvetvie štatistiky ktoré nazvali **politická aritmetika**. Vychádzala z údajov o narodeniach a úmrtiach. Pokúšala sa na ich základe skúmať vývoj obyvateľstva v dlhších časových obdobiach. Jednalo sa teda o predchodcu demografie.

Za zakladateľa tejto disciplíny sa pokladá **John Graunt** (1620-1674) (obr. 15a.), londýnsky obchodník s galantériou, ktorý skúmal matriky novorodencov a zomretých v Londýne. Odhalil pomer medzi percentom mužov a žien v populácii a zistil vysokú úmrtnosť detí. Zistil, že počet novorodených chlapcov je vyšší než počet novorodených dievčat, a že úmrtnosť mužov je vyššia ako úmrtnosť žien. (obr. č. 15b. ukazuje tabuľku úmrtnosti v Anglicku v roku 1692). Výsledky svojej práce uverejnil v „Natural and Political Observations. Mentioned in a following Index and made upon the Bills of Mortality“ (obr. 15c. a 15d.) ktorá bola vydaná v roku 1662. Výnimočný je aj fakt, že po jej vydaní aj keď nezískal formálne vzdelanie prijali ho do Kráľovskej Spoločnosti Anglicka, ktorá pozostávala z najlepších vedcov tej doby. Bol prvým, ktorý popísal trendy vývoja niektorých ochorení, odhadol počet obyvateľov Londýna, popísal frekvencie výskytu mnohých príčin smrti a zbadal, že k lekárovi chodí viac žien ako mužov. [21] [23] [24]



Obr. č. 15a., 15b., 15c., 15d.



Do anglickej školy patrí aj **Edmund Halley** (1656-1742), anglický astronóm, ktorý skonštruoval prvé úmrtnostné tabuľky a prepájal štatistiku so vznikajúcim počtom pravdepodobnosti. Úmrtnostné tabuľky sa používali pre odhad rizika pri poistení a objavujú sa i snahy o vybudovaní všeobecnej teórie poistenia a rizík [21] [22] [31].

Obr. č. 16 Halleyho úmrtnostné tabuľky



Obr. č. 17 Edmund Halley (1656-1742)



William Petty (1623-1687), bol anglický ekonóm, štatistik, lekár, profesor hudby, námorník a vynálezca. Prednášal na univerzite „Politickú aritmetiku. Začínal pracovať s teóriou pravdepodobnosti, ktorá by bola schopná predvídať mnohé udalosti - štatistické zákonitosti [22].

Obr. č. 18 - William Petty (1623-1687)

Do línie „ politickej štatistiky“ patril aj **Gregory King** (1648–1712), ktorý s cieľom riešiť niektoré súvislosti používal tabuľky – napr. pri hodnotení úrody a zmeny cien zhrnul do tabuľky nasledovne[28]:

Miera poklesu úrody obilia	Zvýšenie cien obilia
1x	Trojnásobné
dvojnásobné	Osemnásobné
trojnásobné	Šestnásť násobné
Štvornásobné	Dvadsaťosem násobné
Päťnásobné	Štyridsaťpäť násobné



Zavedenie výučby štatistiky sa pripisuje **Hermannovi Conringovi** (1606 – 1681) historikovi, právnikovi, lekárovi a filozofovi, profesorovi na univerzite v Helmstedte. V roku 1660 začal na univerzite v Helmstadte prednášať vedu o štáte (Staatenkunde). [29] [30]

Obr. č. 19 Hermann Corning (1606-1681).



Za otca štatistiky je pokladaný **Gottfried Achenwall** (1719-1772), ktorý bol najvýznamnejším „štatistikom v nemeckej jazykovej oblasti. Bol profesorom najprv v Marburgu (1746) a potom v Göttingene. Achenwall už používa termín štatistika, ktorý podľa vlastného tvrdenia odvodzuje od talianskeho „statista“, čo znamená štátnik. Vo svojej práci nadväzuje na štátovednú príručku Veit Ludwig von Seckendorffa, „Nemecký knížecí stát“ [18] [30] [32].

Obr. č. 20 Gottfried Achenwall (1719-1772)

Z Nemecka sa výučba štatistiky šíri v šesťdesiatich rokoch 18. storočia do susedného Rakúska (1769) a po napoleonských vojnách v súvislosti s jeho územnými ziskami aj do Talianska (Pavie 1814, Padova 1815). V roku 1807 začína výučba štatistiky v Holandsku a o rok neskôr aj v Belgicku.



Nové otázky ktoré sa zaraďovali do skúmania demografickej reprodukcie súviseli s rozšírením pramennej základne okolo roku 1700 v Anglicku a vo Francúzku - daňové súpisy, lokálne súčty obyvateľov atď.

Johann Süssmilch (1707 - 1767) (obr. č. 21)- luteránsky duchovný, ovplyvnený Grauntovým dielom prvý sformuloval "zákonitosti čísiel", venoval sa štúdiu úmrtnosti a štatistických zákonitostí. Najväčšou jeho zásluhou je, že vzbudil široký záujem o najrôznejšie stránky demografickej reprodukcie[25]. Podľa neho sú všetky životné deje a štatistické zákonitosti výrazom božskej vôle ako o tom svedčí jeho dielo Božský rád [26].

Obr. č. 21.

Štúdium populačných otázok na konci 18. a po celom 19. storočí bol ovplyvňovaný rastúcim záujmom o ekonomické, sociálne a politické problémy, a to predovšetkým v Anglicku a vo Francúzku. Behom 19. storočia došlo k najväčšiemu pokroku vo výskume procesu úmrtnosti. Rozšírili sa znalosti o podmienkach, ktoré pôsobili na početnosť úmrtia a zlepšili sa i metódy ich analýzy. To viedlo k zavedeniu miery úmrtnosti podľa veku a pohlavia aj metódy priamej a nepriamej štandardizácie [25].



Thomas Robert Malthus (1766 - 1834) – bol pastorm anglikánskej cirkvi a profesorom nových dejín a ekonómie, symbol všetkých autorov, ktorí sa stavali nepriaznivo k výraznému rastu obyvateľstva. Problematikou demografickej reprodukcie sa hlbšie nezaoberal, len vyjadril a formalizoval vzťah medzi rastom užívaných prostriedkov a výrazným rastom populácie, a povýšil ho na zákon [26]. Tvrdil, že rýchlosť rastu populácie je rovná

Obr. č. 22. - Thomas Robert Malthus (1766 - 1834)

geometrickej postupnosti, kým rýchlosť rastu poživateľných potrieb je iba aritmetická, teda lineárne závislá. Týmto vysvetľoval preľudnenie v rôznych častiach sveta. Jeho tvrdenia sú napísané v najvýznamnejšom diele *An Essay on the Principle of Population as It Affects the Future Improvement of Society, with Remarks on the Speculations of Mr. Godwin, M. Condorcet, and Other Writers*, 1798. Mnoho demografov a ekonómov odmietalo jeho názory. Malthusov pohľad chápeme ako makroekonomický prístup k populačnému optimu [26]. Vďaka Malthusovi sa zvýšil celkový záujem o demografickú reprodukciu [13].

Finančná záťaž monarchií čím ďalej tým viac si vyžadujú nové peňažné zdroje a význam úradnej tabuľkovej štatistiky rastie. Rakúske školy sa stávajú štatistickými centrami, profesori štatistikmi a profesormi politických vied s pomocou miestne úrady zhromažďujú provinčné dáta, na ich základe sa vytvára štatistika celého štátu. Podobne je tomu v celej Európe. Roku 1800 vzniká v Paríži „Bureau de la Statistique Generale, Pruský štatistický úrad začína svoju činnosť v r. 1805 [17].



Veľkú zásluhu o rozvoj štatistiky a v historickom vývoji demografie má belgický astronóm **Adolf Lambert Quetelet** (1796 - 1874) Jeho zásluhou je spresnenie štatistického zisťovania demografických dát, vypracoval zásady moderného sčítavania ľudu, ktoré uplatnil pri belgickom sčítaní ľudu v roku 1846. V roku 1853 založil Medzinárodný štatistický ústav ktorý od roku 1911 má sídlo v Haagu. (Pôvodne Medzinárodný štatistický kongres so sídlom v Bruseli). V roku 1853 zorganizoval prvú medzinárodnú štatistickú konferenciu. Na

Obr. č. 23. - Adolf Lambert Quetelet (1796 - 1874)

základe merateľných vlastností obyvateľstva a bezprostredných nemerateľných ľudských vlastností, ktoré sa snažil merať nepriamo zaviedol tzv. **Queteletov index**: $QI = \frac{\text{hmotnosť}}{\text{kg} \cdot (\text{výška v m})^2}$. Ak je QI väčšie ako 30, je daná osoba obézna. Z údajov vo veľkých súboroch dát vypočítal rozmery „priemerného človeka“ a odchýlky jednotlivca od tohoto priemeru. Je duchovným ocom pojmov ako sú priemer, stredná hodnota, rozptyl a rozdelenie [12] [13] [25] [27] [34].

Jeho činnosť vyvolala množstvo súhlasných aj nesúhlasných reakcií. Viedla však k zakladaniu nových štatistických organizácií. Vznikli: Londýnska štatistická spoločnosť v roku 1834, Americká štatistická spoločnosť v roku 1839, Rakúsky štatistický úrad v roku 1840, Ruská zemepisná spoločnosť v roku 1849) a boli usporiadané prvé Medzinárodné štatistické kongresy v rokoch 1851 až 1876. Snahy o všeobecné zavedenie metrického systému ale boli korunované neúspechom [17].

Ku zmenám dochádza vo výučbe štatistiky aj na školách. V Belgicku výučba štatistiky v roku 1835 prechádza na fakultu filozofickú, a v roku 1849 je úplne zrušená a prednášky zostávajú len z pravdepodobnosti, ktoré prebiehajú od r. 1835 na fakulte prírodovedeckej. V Savojsku štatistika sa prednáša spoločne so zemepisom na filozofickej fakulte. Odtiaľ sa šíri do zjednoteného Talianska vyučuje V Spojených štátoch sa zahajuje výučba štatistiky v roku 1845 na virginskej univerzite v Charlottesville v rámci morálnej filozofie (etiky), v roku 1873 je nasledovaná Yaleskou univerzitou. Nový (nový predmet sa nazýval „Verejné financie a priemyslová štatistika. Do roku 1900 sa štatistika objavuje na aj na ďalších univerzitách, vrátane Harvardu. Obsahom bola štátna ekonómia, občianske záležitosti a právo a demografia[17].

Na prelome 19. a 20. storočia sa matematická štatistika rýchlo rozvíjala už ako samostatná vedná disciplína, s vlastnými postupmi, ako sú analýza rozptylu, korelačný počet a overovanie hypotéz, ktorá sa zaoberala hlavne hromadnými javmi[12].

Ďalšími významné osobnosti svetovej demografie v 18-20. storočí boli:

Achille GUILLARD (1799 -1876), Francúz - ako prvý použil pre vedu o obyvateľstve termín demografia v roku 1855 a definoval ju ako prírodnú a spoločenskú vedu o ľudskom rode[35]. Ďalšími významné osobnosti svetovej demografie boli:

Wilhelm LEXIS (1837 -1914), Angličan, koncepčne pripravil konštrukciu hrubej a čistej miery reprodukcie.

Axel Gustav SUNDBARG (1857-1917), Švéd. - publikoval klasifikáciu vekových štruktúr populácií (1900).

Alfréd James LOTKA (1880 - 949), Američan - skonštruoval modely stabilnej populácie (vo vzťahu k reprodukčným mieram).

Antonín BOHÁČ (1882 - 1950), zakladateľ demografie v Československu.

Louis HENRY (1911-1991), publikoval učebnice demografickej analýzy, techniky populačných projekcií.

Ronald PRESSAT (1923) sa zaoberal predovšetkým problematikou demografickej analýzy.

Gary Stanley BECKER (1930) Američan, použil matematicko-ekonomických modely v demografii a **Dirk van de KAA** (1933), Holanďan - vyhodnocuje aktuálne demografické zmeny v Európe [24][36].

Najvýznamnejšími osobnosťami slovenskej demografie sú:

Matej BEL (1684 -1749) - polyhistor, opisoval slovenské stolice (Prešporskéj, Turčianskej, Liptovskej, Novohradskej, Tekovskej, Nitrianskej), kde si všímal zvyky a životné spôsoby obyvateľstva.

Samuel TIMON (1675-1736) - polyhistor, zakladateľ kritickej historiografie.

Ján ČAPLOVIČ (1780-1847) - popisoval problematiku etník žijúcich na Slovensku.

Emil STODOLA (1862-1945) - zaoberal sa národnostnou problematikou obcí.

Štefan JANŠÁK (1886 - 1972) - študoval osídlenie Slovenska, použil dotazníkovú metódu.

Alojz J.CHURA (1899-1979) - analyzoval demografickú regresiu.

Ján SVETON (1905-1966) - rekonštruoval demografické údaje Slovenska z 18.-19. storočia, analyzoval príčiny a rozsah slovenského vysťahovalectva[24][36].

Časové aj finančná náročnosť zberania údajov vo veľkých súboroch viedli k úvahám v tejto dobe, či je skutočne nutné skúmať celú populáciu, alebo by postačilo vybrať len jej reprezentatívnu vzorku. Na základe týchto myšlienok sa počiatkom 20. storočia zrodila matematická štatistika, disciplína, ktorej charakteristickým rysom je hľadanie metód, ktoré by umožnili vytvorenie záverov o celku na základe výberu. Matematická štatistika ako samostatný obor vyššej matematiky si tak behom prvých desaťročíach 20. storočia vytvorila vlastný aparát s postupmi ako je analýza rozptylu, korelačný počet a overovanie hypotéz. [13].

4. Záver

Záverom je možné povedať, že štatistika ako vedná disciplína sa vyvíjala stáročia, až sa dostala do dnešnej podoby. V prípade štatistiky sa jedná o široko rozvetvenú vednú disciplínu, ktorá sa spolu s teóriou pravdepodobnosti uplatňuje takmer vo všetkých odboroch ako napr. v ekonómii, marketingu, medicíne, biológii, psychológii, sociológii, technike atď.

V posledných desaťročiach bola vyvinutá celá rada štatistických programových počítačových systémov napr. SPSS, Statistica, Statgraphics, S+, MS Office - programový balík so zameraním na riešenie problematiky štatistiky ktoré veľmi uľahčujú a urýchľujú každodennú prácu tak výskumníkom ako aj ostatným pracovníkom ktorý sú nútený využívať štatistické metódy vo svojej práci.

A práve možnosť využívania počítačových programov v riešení štatistických úloh nás viedli k organizovaniu konferencie MedStat, s cieľom priblížiť štatistiku ako takú kolegom v zdravotníctve a programový balík MS Office, excel ako užitočnú metódu v každodennej našej práci.

5. Literatúra

- [1] BORHI, L. 2003. "Dicsőségesen alkalmatlan", Winston Spencer Churchill, 1874-1965. História, 2003/07.
- [2] JANČÍK, L. 2007. Denník SME, [Spravodajstvo \(vydanie z 12.7.2007\)](http://www.sme.sk/c/3390721/smer-nie-je-strana-chudoby.html#ixzz1AIQWTDXc). Smer nie je strana chudoby.
<http://www.sme.sk/c/3390721/smer-nie-je-strana-chudoby.html#ixzz1AIQWTDXc>
- [3] ŠABATA, P. 2007. Názory. Pravda/15, 23.1.2007. [Spresnenia](http://spw.blog.sme.sk/c/179381/Verite-Churchillovi-ci-nasim-novinarom.html#ixzz1AU77NBrW) 23.1.2007.
in.: <http://spw.blog.sme.sk/c/179381/Verite-Churchillovi-ci-nasim-novinarom.html#ixzz1AU77NBrW>
- [4] ŠALGOVIČ, J. 2008. „Pociťovaná inflácia“ politickou hrozbou. Komentáre SME, 4. [6]. 2008.
- [5] ŠIPOŠ, G. 2009. Veríte Churchillovi či našim novinárom? Slovak Press Watch. Monitoring novinárskej práce. Piatok, 16. januára 2009.
- [6] CHAJDIK, J. 2003. Štatistika Jednoducho. Statis. Bratislava 2003, s. 194. ISBN 80-85659-28.
- [7] BARTA, Á. 2008. A sumér csereforma. Tudományos és kulturális folyóirat. XIII. évfolyam, 14. szám., 11.-17 oldal. ISSN 1454-9921.
- [8] RUSNÁK, M. Základy štatistiky. In.:
<http://www.healthnet.sk/texts/statistika/uvod/uvod.htm>
- [9] WALDAUER, CH., Zahka, W.J., Pal, S. Kautilya's Arthashastra: A Neglect Precursor to Classical Economics. Indian Economic Review, vol. XXXI. No. 1., 1996, p.p. 101-108. ISSN: 0019-4670.
- [10] HERBER, A., MARTOS, I., MOSS, L., TATÁR, CS., TISZA, L. 1995. Történelem 2. Kr. e. 500-tól Kr.u. 1000-ig. Kner Nyomda Rt., Gyomaendrőd 1995. Harmadik kiadás. 245 oldal. ISBN 963 04 3380 X.

- [11] RIMARČÍK., M. 2007. Štatistika pre prax. Vydané nákladom vlastným 2007, s. 200. ISBN 978-80-969813-1-1
- [12] SMOLÁROVÁ, V. 2008. Štatistika. KU v Ružomberku, Pedagogická fakulta 2008. s. 1-5.
- [13] ŽÁK, L. 2006. Historie statistiky a pravdepodobnosti. ÚM FSI v Brne, 14. listopadu 2006, s. 1-4. in.: <http://kubaz.cz/texty/VUTMIV.pdf>
- [14] PROCHÁZKA, K. 2003. O ekonomice. Marathon, Teoretický časopis věnovaný otázkám postavení člověka ve světě, ve společnosti, v současném dění. 2/2003, č. 45. ISSN 1211-8591. in:
- [15] BARCZY, M., ISPÁRY, M. 2010. Statisztika és az informatika-2010. Mi a statisztika és miért fontos egy informatikusnak? Komputerstatisztika kurzus. Informatikai Kar. Debreceni Egyetem. 2011. in: http://www.inf.unideb.hu/valseg/dolgozok/barczy/KompStatElo1_BM_IM.pdf
- [16] Péter, OM. Az állami népesedés- és szociálpolitika történeti kezdetei. A római kor. in: http://www.uni-miskolc.hu/~wwwjuris/szocialpolitika_jegyzet_rovid.pdf
- [17] Saxl I. 2004. Statistické myšlení a jeho výuka. In.: Vyuka statistiky v České republice II, Sborník prací semináře STAKAN konaného ve dnech 23.–25. května 2003 v Bystřici pod Hostynem. Česká statistická společnost: Praha, 2004, s. 1–16. ISBN: 80–239–4086–4.
- [18] PÓCSOVÁ, J. Rozvíjanie tvorivosti vo vyučovaní matematiky (so zameraním na vyučovanie štatistiky). Autoreferát dizertačnej práce. Košice, 2009, s. 18.
- [19] Antoch, J., Hlubinka, D., Saxl, I. Pravděpodobnost a statistika na střední škole. Martfyzpress, vydavatelství Matematicko-fyzikální fakulty Univerzity Karlovy v Praze, 2005. s. 207. ISBN 80-86732-23-1.
- [20] KELLERMAYER, M. Biostatisztika és Informatika Alapjai. A bizonyítékokon alapuló orvoslás. A matematikai logika szerepe a diagnosztikában. in.: <http://biofiz.sote.hu>
- [21] HRABÁK, P. Stručný výťah z počátku statistiky a pravdepodobnosti. 01DEM. in: <http://kmlinux.fjfi.cvut.cz/~balkolub/Vyuka/HrabakDEM.pdf>
- [22] SAXL, I. 2004. Pravdepodobnost ve starověku a středověku. In. Výuka statistiky v České Republice II. Sborník prací semináře STAKAN konaného ve dnech 23.–25. května 2003 v Bystřici pod Hostynem. Česká statistická společnost. Praha, 2004. s. 87-106. ISBN 80-239-4086-4
- [23] ROTHMAN, J.K. 2007. The rise and fall of epidemiology, 1950–2000 A.D. The rise and fall of epidemiology, 1950–2000 A.D. International Journal of Epidemiology. 2007; 36:708–710. ISSN - 0300-5771.
- [24] DEMOGRAFIA AKO VEDA. Štatistický úrad Slovenskej Republiky. in.: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=6601>
- [25] HŮLE, D. 2009. Demografické informace, analýzy a komentáře. Historie demografie. Demografické informační centrum. 2004-2009. ISSN 1801-2914 in: http://www.demografie.info/?cz_historie=
- [26] ONDRUŠ, B. 2002. Modely populačného optima. Diplomová práca. Bratislava, 2002. s.
- [27] RÓZSA, G. 2005. Statisztika és információs kultúra: a népszámlálás esete. Az információ, mint a népszámlálás nélkülözhetetlen forrása, és a népszámlálás, mint nélkülözhetetlen információk forrása. Doktori disszertáció. Budapest, 2005. p.
- [28] HÜTTL, A. 2003. A gazdasági mérés történetéről Adatok, elmélet, gazdaságpolitika. Közgazdasági Szemle, L. évf., 2003. február (164–182. o.) ISSN 1588-113X.
- [29] SAXL, I. Statistické myšlení a jeho výuka. In: Pravděpodobnost a statistika na střední škole. Martfyzpress, Praha, 2005, s. 207. ISBN 80-86732-23-1.
- [30] HERMANN CONRING. 2009. In: <http://picus.sns.it>
- [31] KELLERMAYER, M. Biostatistika és informatika alapjai. A bizonyítékokon alapuló orvoslás. A matematikai logika szerepe a diagnosztikában. in: <http://biofiz.sote.hu/>

- [32] PAVELOVÁ, J. 2008. Prvky statistiky na 1. stupni ZŠ-práce s údeji. Diplomová práce. Brno, 2008, s. 71.
- [33] ZENTRUM FÜR STATISTIK. History of Statistics in Göttingen.
in.: <http://zfs.uni-goettingen.de/index.php?id=71>
- [34] MURALIDHARA, DV. 2008. Body Mass Index and its Adequacy in Capturing Body Fat. Thai Journal of Physiological Sciences, Vol. 20 No. 2 Sep. 2007-Feb. 2008. ISSN 0857-5754.
- [35] AKADEMICKÝ BULLETIN. 2009. Česká demografická společnost. Demografie jako vědní disciplína.
in: <http://abicko.avcr.cz/cs/archiv/2001/9/obsah/ceska-demograficka-spolecnost.html>
- [36] VOJTOVIČ, S. Demografia a prognostika.
in: http://files.sobota-sp.webnode.sk/200000108-65d5066cf6/Demogr_Prognoz2RZS.doc

WEB:

<http://www.sme.sk/c/3390721/smer-nie-je-strana-chudoby.html#ixzz1AIQWTDXc>

<http://spw.blog.sme.sk/c/179381/Verite-Churchillovi-ci-nasim-novinarom.html#ixzz1AU77NBrW>

<http://www.healthnet.sk/texts/statistika/uvod/uvod.htm>

<http://kubaz.cz/texty/VUTMIV.pdf>

<http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:FKpmRsX4mEAJ:www.valencik.cz/marathon/03/mar0302.htm+Francesco+Sansovina&hl=sk&gl=sk&strip=1>

http://www.inf.unideb.hu/valseg/dolgozok/barczy/KompStatElo1_BM_IM.pdf

http://www.uni-miskolc.hu/~wwwjuris/szocialpolitika_jegyzet_rovid.pdf

<http://biofiz.sote.hu/>

<http://kmlinux.fjfi.cvut.cz/~balkolub/Vyuka/HrabakDEM.pdf>

http://www.demografie.info/?cz_historie=

<http://vz.truni.sk/Prednasky/Demografia/uvod.htm>

<http://hu.wikipedia.org/wiki/Mah%C3%A1bh%C3%A1rata>

http://hu.wikipedia.org/wiki/Domesday_Book

http://picus.sns.it/biblioteche_dei_filosofi/index.php?page=Filosofo&id=90&PHPSESSID=bkqppimcb&lang=en

<http://www.sote.hu>

<http://zfs.uni-goettingen.de/index.php?id=71>

http://www.learned.cz/userfiles/pdf/prednasky-cleny-odborne/jana.jureckova_0105.pdf

<http://abicko.avcr.cz/cs/archiv/2001/9/obsah/ceska-demograficka-spolecnost.html>

http://files.sobota-sp.webnode.sk/200000108-65d5066cf6/Demogr_Prognoz2RZS.doc

Adresa autora (-ov):

Štefan Madarász, MUDr., PhD.
Wolkrová 33/24
851 04 Bratislava
madarasz@gmail.com

Emília Madarászová, PhD.
Wolkrová 33/24
851 04 Bratislava
madaraszovaemilia@gmail.com

Krajiny EÚ z hľadiska medicínsko-demografických ukazovateľov EU countries in terms of medical-demographic indicators

Silvia Megyesiová, Zuzana Hajduová, Marek Andrejkovič, Lucia Bosáková

Abstract: Using the methods of multivariate statistical analysis, we serve to find similarities in the level of selected medical parameters that describes the state of healthcare in EU countries. Using the methods of cluster analysis, we created five groups of homogeneous countries, while we describe average characteristics of countries belonging to a particular cluster and also describe the positive and negative values of selected criteria.

Key words: Life expectancy at birth, infant mortality, total fertility rate, cluster analysis, principle component analysis

Kľúčové slová: Stredná dĺžka života pri narodení, dojčenská úmrtnosť, úhrnná plodnosť žien, zhluková analýza, metóda hlavných komponentov

JEL classification: J11, J13, I19

1. Úvod

Porovnanie krajín pomocou viac než jedného ukazovateľa umožňuje široký aparát viacrozmernej štatistickej analýzy. Krajiny EÚ sú často krát vzájomne porovnávané a sledované pri dosahovaní ich spoločne vytýčených cieľov.

Sledovať úroveň a kvalitu poskytovania zdravotnej starostlivosti je možné aj využitím charakteristík tej časti demografie, ktorú by sme mohli označiť pojmom *medicínska demografia*. Medzi najvšeobecnejšie ukazovatele medicínskej demografie patria také ukazovatele, ktoré sa venujú sledovaniu a analýze úmrtnosti, pôrodnosti, plodnosti, potratovosti, dosiahnutej strednej dĺžky života pri narodení resp. strednej dĺžky života x-ročných osôb. Dôležité je jednak sledovanie vývoja v čase týchto ukazovateľov, ako aj ich porovnávanie v medzinárodnom meradle, čo nám poskytne obraz o úrovni zdravotnej starostlivosti v porovnávaných krajinách..

2. Výber ukazovateľov pre medzinárodné porovnanie

Prvotný problém pri medzinárodných štúdiách spočíva vo výbere krajín, ktoré budeme navzájom porovnávať. Pri výbere krajín, ktoré zahrnieme do výskumu, sa neuplatňuje princíp náhodného výberu krajín, ale uprednostňuje sa výber zámerný. V štúdii sme sa venovali porovnaniu 27 krajín EÚ. Ukazovatele zodpovedajú medzinárodne dohodnutému štandardu, ktorý stanovil štatistický úrad Európskych spoločenstiev EUROSTAT. Z tohto titulu tieto ukazovatele spĺňajú potrebu rovnakého vecného vymedzenia ukazovateľov.

Sledované ukazovatele sú zistené za rok 2009, okrem počtu nemocničných lôžok na 100000 obyvateľov, ktoré sú napozorované za rok 2008. K porovnaniu sme zvolili sústavu nasledovných ukazovateľov:

- | | |
|----|---|
| A1 | Dojčenská úmrtnosť (infant mortality) |
| A2 | Stredná dĺžka života pri narodení – muži (<i>life expectancy at birth – males</i>) |
| A3 | Stredná dĺžka života pri narodení – ženy (<i>life expectancy at birth – females</i>) |
| A4 | Počet nemocničných lôžok na 100000 obyvateľov (<i>hospital beds per 100000 inhabitants</i>) |
| A5 | Úhrnná plodnosť žien (<i>total fertility</i>) |
| A6 | Priemerný vek žien v čase pôrodu (<i>mean age of women at childbirth</i>) |
| A7 | Živonarodení mimo manželstva (<i>live births outside marriage</i>) |

Hodnoty zvolených ukazovateľov sú vyjadrené v rôznych merných jednotkách. Tento problém sme pred samotnou analýzou vyriešili ich normovaním (*z-scores*). K hodnoteniu a porovnaniu krajín zvoleným súborom ukazovateľov sme zvolili metódu viacrozmernej štatistickej analýzy – zhukovú analýzu.

Zhluková analýza je názov pre celý rad výpočtových postupov, ktorých cieľom je rozklad daného súboru na niekoľko relatívne homogénnych podsúborov (zhlukov) a to tak, aby jednotky (objekty) vo vnútri jednotlivých zhlukov si bolo čo najviac podobné a jednotky (objekty) patriace do rôznych zhlukov si boli podobné čo najmenej. Každá jednotka je pritom popísaná skupinou znakov (premenných)¹. Samotná metóda predpokladá nekorelovanosť premenných a preto sme pred spustením procedúry zhukovej analýzy uskutočnili korelačnú analýzu nami zvolených premenných.

Tabuľka 1: Koefficienty korelácie

Correlations								
		A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7
A1	Pearson Correlation	1	-,679**	-,767**	,346	-,336	-,852**	-,034
	Sig. (2-tailed)		,000	,000	,077	,086	,000	,868
	N	27	27	27	27	27	27	27
A2	Pearson Correlation	-,679**	1	,918**	-,465*	,394*	,807**	-,107
	Sig. (2-tailed)	,000		,000	,015	,042	,000	,594
	N	27	27	27	27	27	27	27
A3	Pearson Correlation	-,767**	,918**	1	-,404*	,348	,847**	-,084
	Sig. (2-tailed)	,000	,000		,036	,076	,000	,678
	N	27	27	27	27	27	27	27
A4	Pearson Correlation	,346	-,465*	-,404*	1	-,247	-,495**	,081
	Sig. (2-tailed)	,077	,015	,036		,215	,009	,687
	N	27	27	27	27	27	27	27
A5	Pearson Correlation	-,336	,394*	,348	-,247	1	,357	,421*
	Sig. (2-tailed)	,086	,042	,076	,215		,068	,029
	N	27	27	27	27	27	27	27
A6	Pearson Correlation	-,852**	,807**	,847**	-,495**	,357	1	-,119
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,009	,068		,554
	N	27	27	27	27	27	27	27
A7	Pearson Correlation	-,034	-,107	-,084	,081	,421*	-,119	1
	Sig. (2-tailed)	,868	,594	,678	,687	,029	,554	
	N	27	27	27	27	27	27	27

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Z vyššie uvedenej tabuľky je zrejmé, že jednotlivé sledované ukazovatele sú silne kladne resp. záporne skorelované. Najsilnejšiu kladnú závislosť vidíme medzi dvoma ukazovateľmi strednej dĺžky života pri narodení – ukazovatele A2 a A3. Vzhľadom k tomuto problému nie je možné uskutočniť zhukovú analýzu priamo, ale budeme ju musieť uskutočniť na novým latentných, nezávislých premenných, ktoré získame ďalšou metódou viacrozmernej štatistiky a to pomocou analýzy hlavných komponentov.

Hlavné komponenty sú zoradené podľa dôležitosti, teda podľa klesajúceho rozptylu (od najväčšieho po najmenší). Väčšina informácií o variabilite pôvodných údajov je pritom sústredených do prvého komponentu a najmenej informácií je obsiahnutých v poslednom komponente. Hlavným cieľom analýzy hlavných komponentov je teda redukcia

¹ KŘOVÁK, J. – MAŠÁT, V.: Metody vícerozměrné statistické analýzy – možnosti aplikací a popis výpočetního postupu, Praha, VÚSEI, 1982, str. 13

pôvodného p -rozmerného priestoru pozorovaní do priestoru hlavných komponentov menšej dimenzie tak, aby nedošlo k podstatnej strate informácie o celkovom rozptyle premenných².

Tabuľka 2: Charakteristické čísla a podiely rozptylov hlavných komponentov

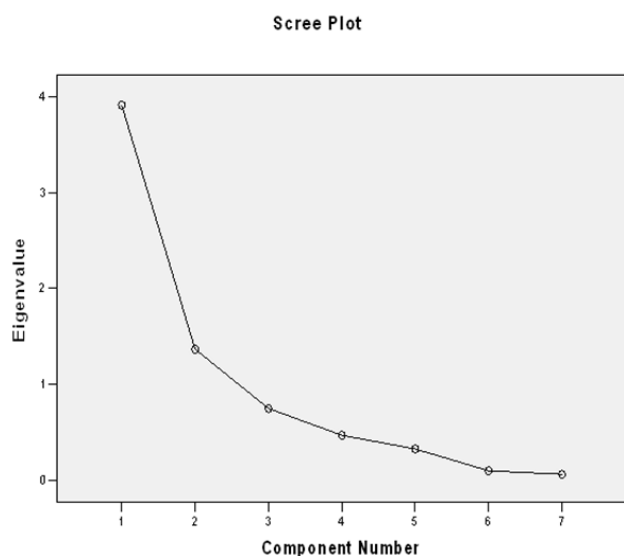
Total Variance Explained

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,908	55,828	55,828	3,908	55,828	55,828
2	1,367	19,532	75,361	1,367	19,532	75,361
3	,752	10,746	86,107	,752	10,746	86,107
4	,473	6,755	92,862			
5	,330	4,714	97,576			
6	,103	1,473	99,048			
7	,067	,952	100,000			

Vychádzajúc z *tabuľky 2* je možné rozhodnúť o potrebnom počte hlavných komponentov, ktoré by mali nahradiť naše pôvodné premenné:

- ❖ Z údajov v stĺpci „Total“ vyberáme také hlavné komponenty, ktorých vlastné číslo korelačnej matice je vyššie než 0,7. Na základe tohto pravidla by sme ako potrebný počet hlavných komponentov určili 3 hlavné komponenty.
- ❖ Pomocou pravidla o minimálnej strate informácií, ktoré sú obsiahnuté v pôvodných premenných by sme sa rozhodovali taktiež o potrebe 3 hlavných komponentoch. V prípade, že vyberieme 3 prvé hlavné komponenty dôjde k vyčerpaniu 86,107% celkového rozptylu pôvodných premenných, čo je podľa literatúry postačujúce.



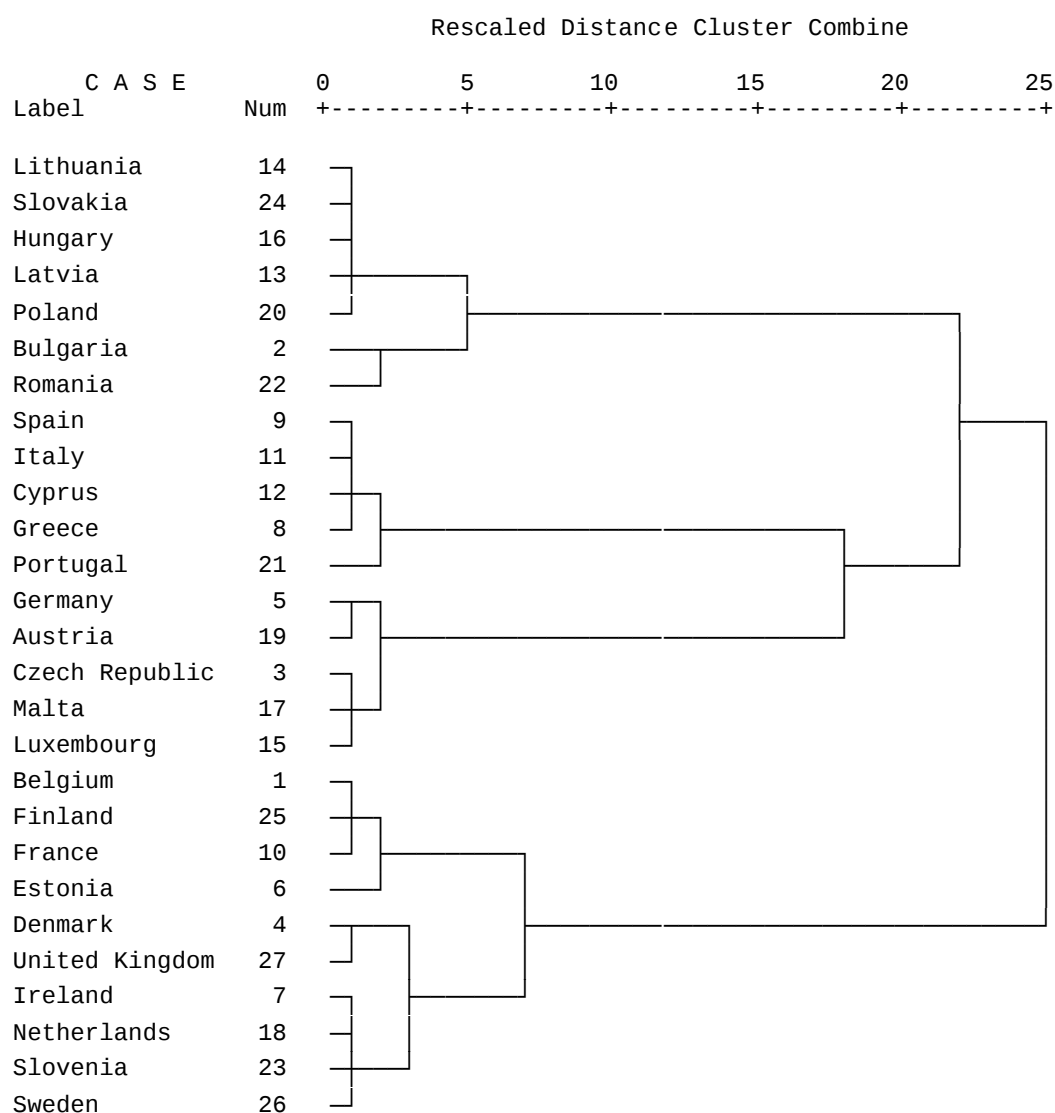
Obrázok 1: Graf charakteristických čísel korelačnej matice

² BAKYTOVÁ, H. – BODJANOVÁ, S. – RUBLÍKOVÁ, E.: Viacrozmerná analýza, Bratislava, VŠE, 1990, str. 225

Výber hlavných komponentov môžeme uskutočniť aj pomocou *grafu 1*, ktorý zachytáva jednotlivé charakteristické vlastné čísla. Pomocou tohto grafu zvolíme taký počet prvých hlavných komponentov, pri ktorých dochádza k výraznému zlomu, pretože nevýrazné hlavné komponenty graficky predstavujú akési vodorovné dno.

Výrazné hlavné komponenty sú teda oddelené zreteľným zlomovým miestom a hodnota indexu v bode zlomu na x-ovej osi udáva počet významných hlavných komponentov. Pomocou tohto grafu by sme určili ako významné 3 prvé hlavné komponenty. Pomocou týchto troch nezávislých, nových latentných premenných uskutočníme samotnú zhukovacíu procedúru.

Dendrogram using Ward Method



Obrázok 2: Dendrogram Wardovej metódy zhukovania

Určenie počtu zhukov je možné uskutočniť vizuálne pomocou dendrogramu, ktorý na jednej osi zobrazuje krajiny EÚ a na osi druhej hladiny spájania objektov do zhukov. Postup spájania jednotlivých objektov je zreteľný z grafu 2, teda z dendrogramu, stromu, ktorý zodpovedá aglomeratívne hierarchickému postupu – Wardovej metódy zhukovania. Týmto spôsobom sa nám podarilo 27 krajín EÚ rozdeliť do 5 homogénnych skupín, zhukov.

Tabuľka 3: Zhukové priemery jednotlivých kritérií

	K R I T É R I U M						
ZHLUK	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7
1. zhuk	5,8	69,8	78,9	690,4	1,4	28,6	32,8
2. zhuk	9,6	70,0	77,4	654,1	1,5	26,8	40,7
3. zhuk	3,5	77,6	83,1	548,7	1,4	30,2	28,2
4. zhuk	3,4	75,4	82,8	642,6	1,8	29,7	50,0
5. zhuk	3,4	77,7	82,4	437,2	1,9	30,4	46,3

Prvý zhuk

Tento zhuk je tvorený piatimi krajinami: Litva, Slovensko, Maďarsko, Lotyšsko a Poľsko. Typické pre krajiny, ktoré tvoria daný zhuk je vyššia miera dojčenskej úmrtnosti, veľmi nízka stredná dĺžka života pri narodení tak mužov ako aj žien, najvyššia priemerná úroveň počtu nemocničných lôžok na 100000 obyvateľov, veľmi nízka úhrnná plodnosť žien, podiel živonarodených detí mimo manželstva predstavuje približne 32,8%.

Druhý zhuk

Do tohto zhuku sa zaradili len dve krajiny: Bulharsko a Rumunsko. V priemere dosahujú tieto krajiny najvyššiu mieru dojčenskej úmrtnosti, pomerne nízke priemery strednej dĺžky života pri narodení, najnižší priemerný vek žien v čase pôrodu, podiel detí narodených mimo manželstva sa pohybuje na úrovni 40,7%.

Tretí zhuk

Tretí zhuk je najpočetnejším, väčšinou ho tvoria krajiny pôvodnej EU-15. Do tohto zhuku sme zaradili nasledovné krajiny: Španielsko, Taliansko, Cyprus, Grécko, Portugalsko, Nemecko, Rakúsko, Česká republika, Malta a Luxembursko. Tieto vyspelé krajiny EÚ dosahujú veľmi nízku dojčenskú úmrtnosť, stredná dĺžka života pri narodení je pre mužské pohlavie na úrovni 77,6 rokov a pre ženské pohlavie 83,1 rokov. Úhrnná plodnosť žien je na nízkej úrovni, priemerný vek žien v čase pôrodu dosiahol 30,2 a krajiny tohto zhuku vykazujú najnižší podiel živonarodených detí mimo manželstva, čo je dôsledkom hlavne krajín so silným vplyvom náboženstva, ako je tomu napríklad v Taliansku, Grécku, Španielsku a na Cypre.

Štvrtý zhuk

Vo štvrtok zhuku sa ocitli štyri krajiny: Belgicko, Fínsko, Francúzsko, Estónsko. Charakteristické pre tieto krajiny je vysoká stredná dĺžka života pri narodení pre obe pohlavia, nízka dojčenská úmrtnosť, druhá najvyššia miera úhrnnej plodnosti žien a najvyšší, až 50 percentný podiel živonarodených detí mimo manželstva.

Piaty zhuk

Tento zhuk je tvorený nasledovnými krajinami: Dánsko, Veľká Británia, Írsko, Holandsko, Slovinsko a Švédsko. Tieto krajiny v priemere dosahujú veľmi nízku mieru dojčenskej úmrtnosti, vysoké priemerné hodnoty strednej dĺžky života pri narodení, najvyššiu úhrnnú plodnosť žien, vysoký podiel detí narodených mimo manželstva, paradoxom týchto krajín však je, že v priemere pripadá v týchto krajinách na 100000 obyvateľov najnižší počet nemocničných lôžok. Tieto krajiny môžeme považovať za krajiny veľmi vyspelé tak ekonomicky ako aj v starostlivosti obyvateľstva o svoje zdravie a to môže byť dôvodom pre tak nízke hodnoty počtu nemocničných lôžok v prepočte na 100000 obyvateľov.

3. Záver

Použitie metód viacrozmernej štatistickej analýzy nám poslúžilo na hľadanie podobnosti v úrovni zvolených kritérií, ukazovateľov, ktoré popisujú istú oblasť stavu zdravotníctva v krajinách EÚ. Metódou zhlukovej analýzy sme vytvorili 5 homogénnych skupín krajín, pričom sme popísali priemerné hodnoty ukazovateľov krajín patriacich do konkrétneho zhluku, popísali ich pozitívne ako aj negatívne hodnoty zvolených siedmich kritérií. Slovenská republika sa hodnotami sledovaných kritérií umiestnila v prvom zhluku s ďalšími štyrmi krajinami, všetky tieto krajiny vstupovali do EÚ až v roku 2004. Za negatívum tejto skupiny krajín môžeme určite považovať najnižšie hodnoty strednej dĺžky života pri narodení, ako aj druhej najvyššej miery doženskej úmrtnosti.

Príspevok bol spracovaný v rámci projektu VEGA č. 1/0339/10.

4. Literatúra

- [1] ANDREJKOVIČ, M.- HAJDUOVÁ, Z.: Modely hodnotenia spokojnosti zamestnancov. In: Forum Statisticum Slovaca. 5/2010. ISSN N1336-7420
- [2] BAKYTOVÁ, H. – BODJANOVÁ, S. – RUBLÍKOVÁ, E.: Viacrozmerná analýza, Bratislava, VŠE, 1990
- [3] KŘOVÁK, J. – MAŠÁT, V.: Metody vícerozměrné statistické analýzy – možnosti aplikací a popis výpočetního postupu, Praha, VÚSEI, 1982
- [4] MEGYESIOVÁ, Silvia. Viackriteriálna analýza ekonomík krajín Európskej únie. In *Sborník příspěvků, Mezinárodní statisticko-ekonomické dny na VŠE v Praze, 3. ročník vědecké konference*. ISBN 978-80-86175-66-9. Zborník na CD
- [5] MEGYESIOVÁ Silvia. Štrukturálne ukazovatele hodnotenia Lisabonskej stratégie. In *Forum Statisticum Slovaca*. ISSN 1336-7420. Roč. 2, č.4 (2006), s. 139-145.
- [6] Stankovičová, I. : Štatistická analýza krajín sveta podľa vybraných demografických ukazovateľov v roku 1998. In: Demografické, zdravotné a sociálno-ekonomické aspekty úmrtnosti. - Bratislava: SŠDS, 1999. - ISBN 80-88946-00-X.
- [7] Vojtková, M.: Hodnotenie zamestnanosti v regiónoch krajín V 4. In: Ekonomické rozhľady. 2/2010, EU v Bratislave, s. 192-206. ISSN 0323-262X.
- [8] <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>

Adresa autora (-ov):

Silvia Megyesiová, Ing., PhD.
Ekonomická univerzita v Bratislave
Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach
Tajovského 13
040 01 Košice
megyesiova@euke.sk

Zuzana Hajduová, RNDr., PhD.
Ekonomická univerzita v Bratislave
Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach
Tajovského 13
040 01 Košice
Zuzana.hajduova1@gmail.com

Marek Andrejkovič, Ing., PhD.
Ekonomická univerzita v Bratislave
Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach
Tajovského 13
040 01 Košice
Andrejkovic.marek@gmail.com

Lucia Bosáková, Ing.
Ekonomická univerzita v Bratislave
Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach
Tajovského 13
040 01 Košice

Odhad genetického rizika kardiovaskulárných ochorení v populácii

Genetic risk assessment of cardiovascular diseases in population

Vladimír Meluš, Zdenka Krajčovičová

Abstract: Cardiovascular diseases (CVD) are caused by combination of genetical and epigenetical factors. Genes for fibrinogen (*FBG*; MIM: 134830) and fibrinogen platelet membrane glycoprotein receptor IIIa (*ITGB3*; MIM: 173470) include alleles, which can increase the risk for cardiovascular diseases. In our study we analysed 40 patients with CVD, 68 healthy individuals (control group) and 179 patients suffering from another diseases. The Hardy-Weinberg genetic equilibrium was tested with the chi-square test. We revealed genetic equilibrium in patients with CVD for both fibrinogen ($n=40$, $p=0,14$, d.f.=2) and GPIIIa ($n=40$, $p=0,93$, d.f.=2) genes. Our results also showed independent occurrence of alleles belonging to fibrinogen and GPIIIa genes ($p=0,60$, d.f.=2). We can conclude, that tested alleles of both genes don't belong to the major risk factors of cardiovascular diseases.

Key words: cardiovascular diseases, risk alleles, genetic equilibrium in population

Klíčové slová: kardiovaskulárne ochorenia, rizikové alely, genetická rovnováha v populácii

JEL classification: I12 Health Production

1. Úvod

V súčasnej dobe patria kardiovaskulárne ochorenia spolu s nádorovými a infekčnými ochoreniami medzi najfrekvencovanejšie. Predovšetkým vo vyspelých priemyselných krajinách sveta sú najčastejšou príčinou úmrtia obyvateľstva. Kardiovaskulárne ochorenia vedú často k zníženej pracovnej spôsobilosti, predčasnej invalidite a v krajnom prípade až k úmrtiu jedinca pred dosiahnutím priemerného veku dožitia v populácii. Taktiež predstavujú nielen zdravotnícky, ale aj ekonomický problém. Finančné straty spoločnosti sú dvojaké. Zvýšené náklady na zdravotnú starostlivosť o pacienta na jednej strane a zároveň znížený príjem daní a odvodov z dôvodu práceneschopnosti pacienta na strane druhej. Preto sa štúdiu ich príčin a možnostiam primárnej prevencie a terapie venuje veľká pozornosť.

2. Genetické príčiny kardiovaskulárných ochorení

Koncom minulého storočia začalo byť stále jasnejšie, že aj v prípade génov, ktoré sa zúčastňujú regulácie a udržiavania vnútorného prostredia človeka, tzv. homeostázy, existujú dôležité polymorfizmy. Polymorfizmus génu je existencia viacerých variánt toho istého génu, ktoré sa nazývajú alely a odlišujú sa v sekvencii nukleotidov DNA. Ak sú všetky alely plne funkčné, nepredstavuje z metabolického hľadiska takýto typ biologickej variability problém. Ak sa však bielkovinové produkty alel líšia, môže to mať vplyv na jedincov, ktorí ich zdedia.

Príkladom sú gény pre B- β -fibrinogén a trombocytárny membránový glykoproteín IIIa (GPIIIa). Gén pre B- β -fibrinogén (oficiálny názov: *fibrinogen beta chain*, *FGB*; MIM: 134830) sa nachádza na chromozóme č. 4, lokácia 4q28. Gén pre trombocytárny membránový glykoproteín IIIa (oficiálne názvy: *platelet glycoprotein IIIa*, *antigen CD61*, *integrin beta-3*, *ITGB3*; MIM: 173470) sa nachádza na chromozóme č. 17, lokácia 17q21.32. Proteínové produkty oboch uvedených génov sú dôležité pre udržanie stability vnútorného prostredia človeka. Akonáhle dôjde k jej narušeniu napr. poranením, spúšťa sa koagulačná kaskáda, ktorá vedie k vzniku krvnej zrazeniny. Tá zabráni

stratám vnútorných tekutín a pomáha znovu nastoliť homeostázu. Krvná zrazenina je tvorená predovšetkým fibrínovou sieťou, ktorá vzniká premenou fibrinogénu pôsobením trombínu a faktora XIII. Faktor XIII je protransglutamináza, ktorá stabilizuje fibrínovú sieť. GPIIIa je receptorom fibrinogénu na povrchu krvných doštičiek.

Oba gény majú viacero variánt – alel, ktoré sa líšia jediným nukleotidom v sekvencii DNA. V prípade génu pre B- β -fibrinogén sú najzaujímavejšie alely H1 a H2. Alela H1 predstavuje štandardnú alelu. Alela H2 sa líši od predchádzajúcej v pozícii nukleotidov DNA -455. Nachádza sa pred génom pre B- β -fibrinogén v jeho promótorovom úseku. V tomto mieste obsahuje DNA guanín namiesto pôvodného adenínu (1). V dôsledku zvýšenej koncentrácie plazmatického fibrinogénu u jedincov s touto alelou bola vo viacerých epidemiologických štúdiách zistená asociácia alely H2 s kardiovaskulárnymi chorobami (2,3).

Gén pre GPIIIa má taktiež viacero alel. Alela PI^{A1} je štandardná alela tohto génu. Alela PI^{A2} obsahuje v nukleotidovej pozícii DNA 1565 cytozín namiesto tymínu. V dôsledku tejto mutácie obsahuje proteínový receptor v aminokyselinovej pozícii 33 prolín namiesto pôvodného leucínu. Aj v tomto prípade štúdie poukázali na zvýšenú súvislosť s kardiovaskulárnymi ochoreniami (4).

3. Metódy odhadu genetického rizika

Odhad genetického rizika v populácii je možné stanoviť niekoľkými spôsobmi. Ak by bola súvislosť konkrétnej alely sledovaného génu s ochorením kauzálna, mohli by sme riziko v sledovanej populácii stanoviť štandardnými epidemiologickými ukazovateľmi. Patria k nim relatívne riziko, atributabilné riziko a tzv. odds ratio s príslušnými intervalmi spoľahlivosti.

Použitie týchto metód je však v genetike obmedzené iba na alely, ktoré sú priamou príčinou ochorenia, ako je to napríklad v prípade hereditárnej trombofilie (5). V prípade alel génov pre B- β -fibrinogén a GPIIIa však vplyv na kardiovaskulárne ochorenia nie je kauzálny, ale závisí od množstva iných faktorov. Patria sem predovšetkým interakcie s inými génmi, interakcie genotypu s prostredím a aj samotný vplyv vonkajšieho prostredia. Vhodnejším spôsobom sa preto javí overiť alelové a genotypové frekvencie v sledovanej populácii a určiť, či sa líšia medzi sledovanými skupinami a či je v populácii prítomná genetická rovnováha. Čím sú zistené rozdiely väčšie, tým významnejším rizikovým faktorom môžu byť sledované alely.

4. Alelové a genotypové frekvencie v populácii

Homeostáza i kardiovaskulárne ochorenia, ktoré vznikajú jej poruchami, sú ovplyvnené viacerými génmi. Sú preto multigénne. Prostredie má zásadný vplyv na ich prejav. Patrí sem napr. nedostatok pohybu, fajčenie, stres, etylizmus alebo aj perorálna antikoncepcia. Je preto dôležité overiť, či sa alelové i genotypové frekvencie v populácii približujú rovnovážnemu stavu, ktorý je daný rovnicou Hardyho-Weinbergovho zákona (6):

$$(p + q)^2 = p^2 + 2pq + q^2 = 1, \quad (1)$$

kde symboly p a q označujú frekvencie alel v sledovanej populácii. Pretože u každého jedinca sa gény nachádzajú v dvoch kópiách, budú existovať tri možnosti genotypov. Dva genotypy s oboma alelami rovnakými (p^2 , q^2) a jeden s rozdielnymi ($2pq$). Súčet ich početností sa musí rovnať jednej. Na štatistické overenie platnosti Hardyho-Weinbergovho zákona sa používa chí-kvadrátový test (7,8). Frekvencie oboch alel v testovanej populácii zistíme podľa vzťahov:

$$p = \frac{2D + H}{2N} \quad (2)$$

$$q = \frac{2R + H}{2N} \quad (3)$$

V oboch uvedených rovniciach je N celkový počet jedincov, D je počet dominantných homozygotov, t.j. jedincov, ktorí po oboch rodičoch zdedili tú istú „zdravú“ alelu. H je počet heterozygotov, ktorí pre sledovaný gén obašujú jednu „zdravú“ a jednu mutantnú alelu. R predstavuje počet recesívnych homozygotov, jedincov, ktorí obsahujú vo svojom genotype dve mutantné alely.

5. Výsledky a diskusia

V našej štúdii sme vykonali genotypizáciu 40 pacientov trpiacich na kardiovaskulárne ochorenia, 68 zdravých jedincov (kontrolná skupina) a 179 jedincov vyšetrených na iné diagnózy (t.j. nie choroby obehovej sústavy). Z nich sme však mali k dispozícii iba 164 jedincov, u ktorých boli vyšetrené genotypy oboch sledovaných génov. Spolu sme vyšetřili 272 pacientov, u ktorých boli stanovené oba gény. Genotypové početnosti sú uvedené v tabuľke 1.

Tabuľka 1 Počty genotypových tried sledovaných génov

Genotypy		Pacienti	Kontroly	Iní
Fibrinogén	H1/H1	29	41	117
	H1/H2	8	23	49
	H2/H2	3	4	13
X² test (stupne voľnosti)		3,92 (2)	0,38 (2)	3,80 (2)
p		0,14	0,83	0,15
GPIIIa	PI ^{A1} /PI ^{A1}	25	46	125
	PI ^{A1} /PI ^{A2}	12	21	40
	PI ^{A2} /PI ^{A2}	2	2	4
X² test (stupne voľnosti)		0,14 (2)	0,07 (2)	0,36 (2)
p		0,93	0,97	0,84

V prípade rozsahu vyšetrených jedincov, ktorých sme mali k dispozícii, sú očakávané počty najmenej početných tried genotypov menšie ako 5. Musíme však brať do úvahy, že chí-kvadrátový test, založený na Pearsonovom rozložení, má pri takýchto nízkych počtoch vyšetrených jedincov tendenciu k falošne pozitívnym výsledkom. Z tabuľky 1 vyplýva, že ani v jednom prípade sme nezistili štatisticky signifikantnú odchýlku jednotlivých početností genotypov od teoreticky očakávaných hodnôt, ktoré sú dané Hardyho-Weinbergovým zákonom. Z nášho pohľadu sa jedná iba o odhad genetických parametrov v sledovanej populácii. Z uvedených výsledkov vyplýva, že oba sledované gény nie sú dominantným rizikovým faktorom, ale sú skôr súčasťou komplexného pôsobenia genotypu jednotlivca a jeho vonkajšieho prostredia.

Tabuľka 2 udáva početnosti jednotlivých alel sledovaných génov v troch sledovaných súboroch.

Tabuľka 2 Frekvencie alel sledovaných génov

Genetické parametre		Súbory		
Gén	Alely	Pacienti	Kontroly	Iní
B-β-fibrinogén	p (H1)	0,83	0,77	0,79
	q (H2)	0,17	0,23	0,21
GPIIIa	p (PI ^{A1})	0,79	0,82	0,86
	q (PI ^{A2})	0,21	0,18	0,14

Frekvencia mutantnej alely H2 génu pre B-β-fibrinogén je paradoxne najnižšia u pacientov s kardiovaskulárnymi chorobami ($q = 0,17$) a najvyššia v kontrolnom súbore ($q = 0,23$). Naopak, frekvencia mutantnej alely PI^{A2} génu pre GPIIIa je najvyššia u pacientov s kardiovaskulárnymi chorobami ($q = 0,21$), nižšia v kontrolnom súbore ($q = 0,18$) a najnižšia u pacientov s inými ochoreniami ($q = 0,14$).

Z uvedených výsledkov vyplýva, že alely oboch génov nie sú kauzálnymi príčinami kardiovaskulárnych chorôb, ale výsledný efekt ich pôsobenia zrejme závisí od ich interakcií s ostatnými metabolickými faktormi ako aj s vonkajším prostredím.

Na posúdenie nezávislosti genotypovej distribúcie medzi oboma sledovanými génmi sme použili 3x2 kontingenčnú tabuľku (tabuľka 3). Vyplýva z nej, že kombinácie alel sledovaných génov do konkrétnych genotypov sú vzájomne nezávislé ($p=0,60$, d.f.=2). Pochopiteľne, aj tu sme limitovaní nižším počtom genotypov, ktoré obsahujú rizikové alely sledovaných génov.

Tabuľka 3 Kontingenčná tabuľka: testovanie nezávislosti alel oboch génov

Genotypy	Fibrinogén		Spolu
	H1/H1	H1/H2 + H2/H2	
GPIIIa			
PI ^{A1} /PI ^{A1}	123	71	194
PI ^{A1} /PI ^{A2}	49	21	70
PI ^{A2} /PI ^{A2}	5	3	8
Spolu	177	95	272

Chí-kvadrátový test, $\chi^2 = 1,60$, df=2, **p=0,60**

6. Záver

Z našich výsledkov vyplýva, že alely H2 a PI^{A2} nie sú samostatným významným rizikovým faktorom vzniku kardiovaskulárnych ochorení v našej populácii. U pacientov s kardiovaskulárnymi chorobami je frekvencia alely H2 génu pre B-β-fibrinogén iba 0,17 a frekvencia alely PI^{A2} génu pre GPIIIa je 0,21. Ak by obe alely naozaj mali nepriaznivé účinky na homeostázu a metabolizmus, tak prirodzený selekčný tlak pôsobí proti nim pravdepodobne už od narodenia jedincov, ktorí ich vo svojom genóme obsahujú. To by mohlo byť vysvetlením neprítomnosti výraznejších rozdielov v alelových i genotypových početnostiach medzi súbormi pacientov s kardiovaskulárnymi ochoreniami, zdravými jedincami a pacientov hospitalizovaných z iných príčin. Svedčí o tom aj prítomnosť genetickej rovnováhy. Hoci bielkovinové produkty oboch génov sú funkčne prepojené, ich genotypy majú v populácii vzájomne nezávislú distribúciu.

V prípade stanovovania miery rizika alel, ktoré nemajú kauzálny vplyv na ochorenie, sme so súčasnými bioštatistickými metódami na hraniciach našich možností. Presnejšiu predstavu o vzťahoch medzi jednotlivými faktormi nám môžu dať až viacrozmerné štatistické analýzy. Tie však

budú realizovateľné až po zavedení systému e-health, ktorý umožní spracovanie veľkého počtu dát a tvorbu matematických modelov vplyvu jednotlivých faktorov.

7. Literatúra

- [1] Pongrácz, E. – Andrikovicz, H. – Csornai, M. – Bernát, I.S. – Nagy, Z. 2006. Contribution of the -455G/A polymorphism at beta-fibrinogen gene and of the Leiden mutation to hemorheological parameters in ischemic stroke patients. In: Clinical Hemorheology and Microcirculation, č. 1-2, 2006, s. 75 – 82.
- [2] Galasso, G. – Santulli, G. – Piscione, F. – DeRosa, R. – Trimarco, V. et al. 2010. The GPIIIa PLA2 polymorphism is associated with an increased risk of cardiovascular adverse events. In: BMC Cardiovascular Disorders, č. 9, 2010, s. 41.
- [3] Komarova, A.G. – Zotova, T.L. – Miandina, G.I. – Kasapova, E.N. – Zotov, A.K. et al. 2010. The influence of GPIIIa gene polymorphism on the variability of standard electrocardiogram in patients with acute coronary syndrome. In: Klin Med, č.1, 2010, s. 22-24.
- [4] Melus, V. – Pullmann, R. – Hybenova, J. – Skerenova, M. – Pullmann, R.Jr. 1999. Je PlA/A2 polymorfizmus génu pre trombocytárny membránový glykoproteín IIIa rizikovým faktorom infarktu myokardu? In: Bratislavské lekárske listy, č. 11, 1999, s. 593 – 597.
- [5] Melus, V. – Kiricova, G. – Simek, M. 2009. Laboratory testing of hereditary trombophilia: Previous data in the face of verification. In: Bratislavské lekárske listy, č. 1, 2009, s. 18 – 20.
- [6] King, R.C. – Stansfield, W.D. – Mulligan, P.K. 2006. A dictionary of genetics. Seventh edition. New York: Oxford University Press, 2006. 596 s. ISBN 978-0-19-530761-0.
- [7] Chajdiak, J. – Rublíková, E. – Gudába, M. 1997. Štatistické metódy v praxi. 2. vyd. Bratislava: STATIS, 1997. 314 s. ISBN 80-85659-08-5.
- [8] Luha, J. 2010. 2x2 Kontingenčné tabuľky a diagnostické testy. In: Forum statisticum slovacum, č. 1, 2010 s.71 – 78.

Adresa 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

ANTROPOMETRICKÁ CHARAKTERISTIKA DONOSENÝCH RÓMSKYCH A NERÓMSKYCH NOVORODENCOV V OKRESE KEŽMAROK

Antropometric indicators in full-term neonates of Romanies (Gypsies) and Non-romanies from Kežmarok

Ivana Michalíková¹, Jana Čarnogurská¹, Ivan Bernasovský¹, Jarmila Bernasovská¹,
Iveta Boroňová¹

¹ Katedra biológie, Fakulta humanitných a prírodných vied Prešovskej univerzity, Ul. 17.
novembra č.1, 080 01 Prešov, e-mail: ivana.michali@post.sk

Abstrakt: *Antropometric indicators in full-term physiological neonates of Romanies (Gypsies) and Non-romanies from Kežmarok district.* Research of body parameters in neonates in precisely defined ethnic groups is important because permits follow-up variations in growth and development caused by genetic and enviromental factors. Romanies are the second nationality group in Slovakia. We have antropologically examined 288 full-term physiological neonates, 149 Romany neonates and 139 non-romany neonates. Control group of non-romany neonates consisted of 139 subjects, 64 boys and 75 girls. In the group Romanies newborns 72 boys and 72 girls. Statistically we have evaluated 4 anthropometric indicators: birth weight, birth length, head circumference, chest circumference. From our research we found that Romany neonates in both genders have significantly lower weight at birth and shorter body lenght than non-Romanies newborns. Also in head circumference and chest circumference of newborns Romany reached lower values.

Key words: *Romany and non-Romany neonates, Anthropometrical indicators, birth weight, birth length, head circumference , chest circumference.*

Kľúčové slová: rómski a nerómski novorodenci, antropometrické parametre, pôrodná hmotnosť, pôrodná dĺžka, obvod hlavy, obvod hrudníka .

Jel classification: C10, J10 , I10.

Úvod

Pôrod (narodenie) živého alebo mŕtveho dieťaťa ukončuje tehotenstvo, ktoré trvá dlhšie ako 28 týždňov. Pôrod živého dieťaťa znamená, že plod po narodení alebo vybratí z tela matky, bez ohľadu na dĺžku tehotenstva, dýcha, alebo prejavuje iné známky života: činnosť srdca, pulzácia pupočníka, aktívny pohyb kostrového svalstva. Prerúšením pupočníka sa začína novorodenecké obdobie trvajúce do 28. dňa života po narodení. Je významnou etapou v ontogenéze každého jedinca, nadväzuje na perinatálne obdobie, ktoré ho veľmi významne ovplyvňuje. Kritických je predovšetkým prvých 7 dní života, ktoré sa označujú ako

užšie novorodenecké obdobie. V ňom sa ukončuje adaptácia základných životných funkcií u všetkých fyziologických, aj patologických novorodencov. Umierajú iba tí, ktorí nie sú schopný popôrodnej adaptácie na dané podmienky prostredia. Užšie novorodenecké obdobie spolu s poslednými mesiacmi tehotenstva, t.j. od 28 týždňa ťarchavosti do konca 7. dňa života sa tiež označuje ako perinatálne obdobie. Venuje sa mu mimoriadna pozornosť ako jednému z kľúčových období ľudského života, ktorá súčasne odráža kvalitu starostlivosti o matku v tehotenstve, plod a novorodenca v adaptačnom období (Šagát, T., 2007).

Pôrodná hmotnosť a pôrodná dĺžka patria k ukazovateľom zrelosti a donosenosti novorodenca. Sú ovplyvňované množstvom interných (materských) a externých faktorov. Zaraďujeme k nim, napríklad zdravotný stav matky aj plodu, infekcie prekonané počas gravidity, výživa matky, genetické predispozície, tiež fajčenie, alkoholizmus, drogy, aj pôsobenie iných látok s negatívnym až teratogénnym účinkom.

Obvod hlavy práve narodeného novorodenca je 34 cm, pričom najrýchlejšie sa zväčšuje vo veku do 1 roka. Obvod hrudníka pri narodení dieťaťa je od 32 do 34 cm a je oveľa menší ako obvod hlavy. V 5. mesiaci dochádza k vyrovnaniu obvodu hlavičky a hrudníka, ktorý už neskôr rastie rýchlejšie.

Antropologickému výskumu telesných charakteristík novorodencov a detí vyhradených etnických skupín sa venuje v dnešnej dobe veľká pozornosť, lebo u nich môžeme sledovať dosť podstatné rozdiely v somatickom raste, ktoré sú vyvolané predovšetkým genetickými vplyvmi a taktiež socio-ekonomickými a vonkajšími faktormi okolitého prostredia.

Rómske obyvateľstvo predstavuje dôležitú súčasť slovenskej populácie. Rómovia predstavujú tretiu najpočetnejšiu národnostnú menšinu na našom území, v roku 2009 ich počet bol 1,8 %. Vďaka svojmu pôvodu zo strednej Indie, špecifickým zvykom a tradíciám v kombinácii s určitým stupňom izolácie od majoritnej populácie si Rómovia zachovávali celú škálu rozdielov v rôznych oblastiach spoločenského života. V posledných rokoch pozorujeme v rámci tejto etnickej skupiny 2,5-krát vyššie hodnoty dojčenskej úmrtnosti v porovnaní s celoslovenskou populáciou. Základnou príčinou vysokej perinatálnej úmrtnosti rómskych detí je pravdepodobne ich nízka pôrodná váha súvisiaca so zvýšenou incidenciou predčasných pôrodov, častejšie užívanie návykových látok, nevhodné životné podmienky tehotných žien a ďalšie faktory súvisiace predovšetkým so zlou zdravotnou situáciou rómskej populácie.

Súbor a metódy

Súbor predstavuje 288 rómskych a nerómskych novorodencov narodených v roku 2009 na novorodeneckom oddelení v Nemocnici Dr. Vojtecha Alexandra v Kežmarku, n.o. Z celkového počtu 288 novorodencov sa v danom roku v okrese Kežmarok narodilo 149 rómskych novorodencov, z toho 72 chlapcov a 77 dievčat. Celkový počet nerómskych novorodencov bol 139, t.j. 64 chlapcov a 75 dievčat.

Vyhodnocovali sa predovšetkým fyziologicky zdraví novorodenci. Do úvahy sa nebrali novorodenci narodení cisárskym rezom, tí, u ktorých išlo o kliešťový pôrod, vaginálny pôrod alebo o indukovaný pôrod. Do celkového súboru neboli zaradení ani deti s nízkou pôrodnou hmotnosťou pod 2500 g, alebo deti so závažnou anamnézou matky, matiek chorých na cukrovku poprípade iné infekčné ochorenia, ktoré by mohli ovplyvniť výsledky skúmanej skupiny novorodencov.

Informácie sme získavali z pôrodopisov novorodencov nachádzajúcich sa na novorodeneckom oddelení v nemocnici Dr. Vojtecha Alexandra v Kežmarku, kde išlo predovšetkým o údaje týkajúce sa matky, o jej: rok narodenia, telesnú výšku, predtehotenskú telesnú hmotnosť, hmotnostný prírastok počas gravidity, 4 panvové rozmery: *diameter bispinalis*, *diameter bicristalis*, *diameter bitrochanterica*, *conjugata externa*, ako aj informácie o novorodencovi: dátum narodenia, gestačný vek pri narodení, pohlavie, parita-

poradie narodenia dieťaťa, pôrodná hmotnosť, pôrodná dĺžka. Medzi ďalšie sledované antropometrické merania u novorodencov boli sledované tiež obvod hlavy a hrudníka.

Pri matematicko-štatistickom spracovaní údajov sme použili štatistické funkcie programu Microsoft Excel, kde základné štatistické spracovanie údajov zahŕňalo predovšetkým priemer ($\bar{x}$), smerodajnú odchýlku (s), variačné rozpätia (maximum a minimum) a rozptyl (σ). Získané údaje sme porovnávali s normou pre slovenskú a rómsku populáciu podľa Pospíšila (2002). Podľa tejto normy dosahujú normálni fyziologicky donosení novorodenci pôrodnú hmotnosť v priemere 3 350 g a priemernú pôrodnú dĺžku okolo 50 cm. Celkovo je na Slovensku priemerná pôrodná hmotnosť chlapcov 3 440 g, dievčat 3 310 g. Rómski novorodenci sú štatisticky ľahší v porovnaní s populačnou normou. Ich priemerné pôrodné hmotnosti u chlapcov dosahujú hodnotu cca 2956 g, u dievčat je to 2 846 g. Rómski novorodenci taktiež dosahujú nižšie hodnoty pôrodných dĺžok ako nerómski novorodenci. Na Slovensku je priemerná pôrodná dĺžka u nerómskych novorodencov u chlapcov v priemere 50,85 cm, kým u rómskych je to len 48,46 cm. Pôrodná dĺžka nerómskych dievčat dosahuje hodnotu 50,17 cm, u rómskych dievčat je to iba 47,95 cm.

Pre posúdenie odchýlky od normy (fyziologický novorodenci) bol použitý normalizačný index i (z -skóre, SD -skóre), umožňujúci porovnávanie ľubovoľného počtu znakov u jedincov rôzneho pohlavia a veku a štatistické zhodnotenie priemerných diferencií od normálu (Riegerová a Ulbrichová 1993).

$$\text{výpočet : } i = \frac{x - \bar{X}}{SD}$$

kde i = normalizačný index; x – hodnota jedinca (daného znaku)

$\bar{X}$ – priemer populácie (daného znaku); SD – smerodajná odchýlka populácie

Priemerné hodnoty pôrodných hmotností a pôrodných dĺžok fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov narodených na pôrodníckom oddelení Nemocnice Dr. Vojtecha Alexandra v okrese Kežmarok v roku 2009 sú uvedené v tabuľke č. 1.

Tabuľka č.1 :

Priemerné hodnoty pôrodných hmotností a pôrodných dĺžok fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov v okrese Kežmarok v roku 2009

		n	PH	s	σ
Rómski novorodenci	chlapci	72	3068,82	420,94	49,61
	dievčatá	77	3045,71	350,44	39,94
	spolu	149	3056,88	383,90	31,45
Nerómski novorodenci	chlapci	64	3315,47	405,21	50,65
	dievčatá	75	3139,47	393,92	45,49
	spolu	139	3128,42	398,53	33,80
		n	PD	s	σ
Rómski novorodenci	chlapci	72	49,54	2,104	0,248
	dievčatá	77	49,35	1,904	0,217
	spolu	149	49,44	2,001	0,164
Nerómski novorodenci	chlapci	64	51,33	1,957	0,245
	dievčatá	75	49,52	2,131	0,246
	spolu	139	50,18	1,913	0,162

n- počet jedincov v súbore, **PH**- priemerná pôrodná hmotnosť fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov v príslušnom roku, **PD**- priemerná pôrodná dĺžka fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov v príslušnom roku, **s**- smerodajná odchýlka, **σ** - variačné rozpätie

Tabuľka č.2 :

Priemerné hodnoty obvodov hlavy a obvodov hrudníka fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov v okrese Kežmarok v roku 2009

		n	OH	s	σ
Rómski novorodenci	chlapci	72	32,59	3,433	0,405
	dievčatá	77	32,45	3,300	0,376
	spolu	149	32,52	3,364	0,276
Nerómski novorodenci	chlapci	64	33,25	3,433	0,367
	dievčatá	75	32,64	3,300	0,311
	spolu	139	32,47	3,364	0,235
		n	OHR	s	σ
Rómski novorodenci	chlapci	72	33,28	2,440	0,288
	dievčatá	77	32,47	2,606	0,297
	spolu	149	32,87	2,526	0,207
Nerómski novorodenci	chlapci	64	34,09	2,565	0,321
	dievčatá	75	33,56	2,291	0,265
	spolu	139	33,80	2,405	0,204

n- počet jedincov v súbore, **OH**- priemerný obvod hlavy fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov v príslušnom roku, **OHR**- priemerný obvod hrudníka fyziologicky donosených rómskych a nerómskych novorodencov v príslušnom roku, **s**-smerodajná odchýlka, **σ** - variačné rozpätie

Tabuľka č. 3

Porovnanie priemernej pôrodnej hmotnosti a pôrodnej dĺžky rómskych a nerómskych chlapcov - novorodencov v okrese Kežmarok v roku 2009

	n	PH	s	σ
rómski novorodenci CH	72	3068,82	420,94	49,61
nerómski novorodenci-CH	64	3115,47	405,21	50,65
	n	PD	s	σ
rómski novorodenci CH	72	49,54	2,1	0,25
nerómski novorodenci-CH	64	51,33	1,96	0,25

Tabuľka č.4

Porovnanie priemernej pôrodnej hmotnosti a pôrodnej dĺžky rómskych a nerómskych dievčat - novorodencov v okrese Kežmarok v roku 2009

	n	PH	s	σ
rómski novorodenci -D	77	3045,71	350,44	39,94
nerómski novorodenci -D	75	3139,47	393,92	45,49
	n	PD	s	σ
rómski novorodenci -D	77	49,35	1,9	0,22
nerómski novorodenci -D	75	49,52	2,13	0,25

Tabuľka č.5

Porovnanie priemerného obvodu hlavy a hrudníka rómskych a nerómskych chlapcov-novorodencov v okrese Kežmarok v roku 2009

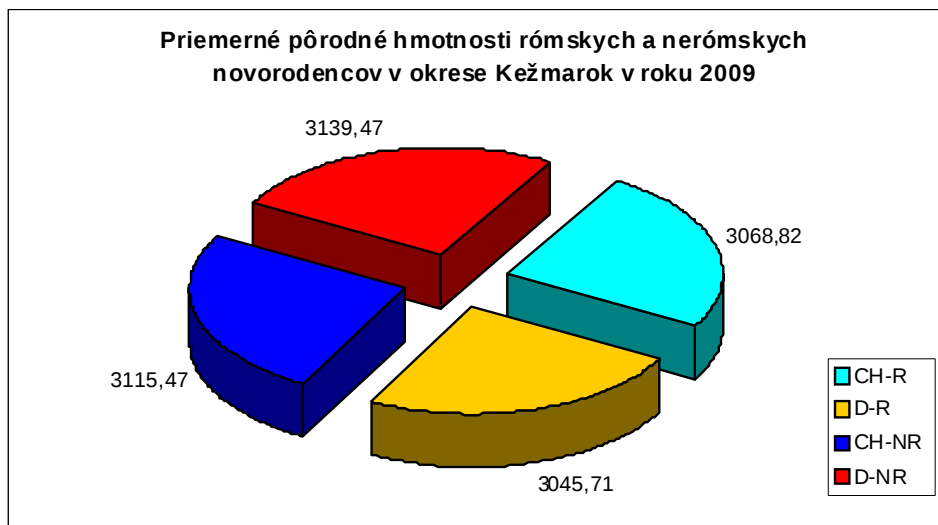
	n	obvod hlavy (cm)	s	σ
rómski novorodenci CH	72	32,59	3,43	0,41
nerómski novorodenci -CH	64	33,35	2,86	0,37
	n	obvod hrudníka (cm)	s	σ
rómski novorodenci CH	72	33,28	2,44	0,29
nerómski novorodenci -CH	64	34,09	2,57	0,32

Tabuľka č.6

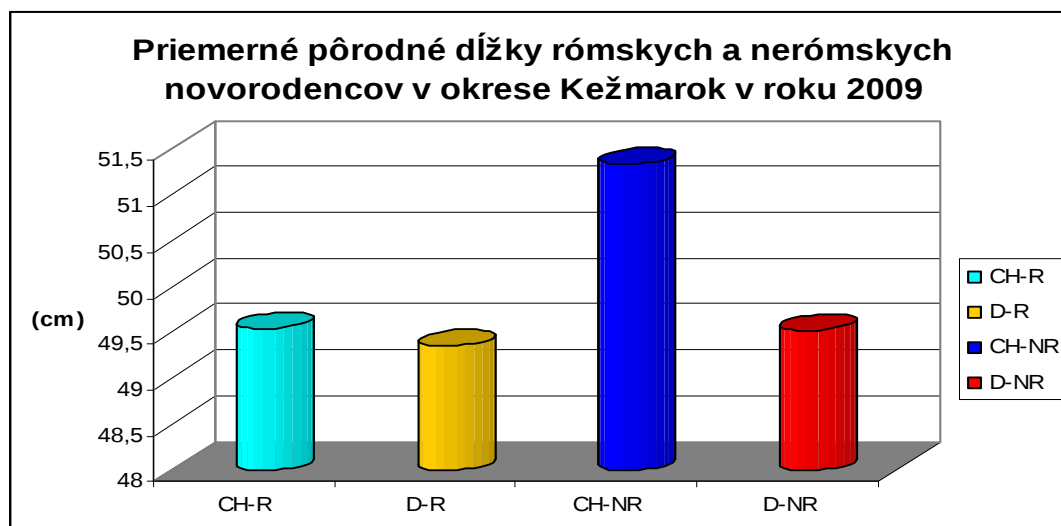
Porovnanie priemerného obvodu hlavy a hrudníka rómskych a nerómskych dievčat - novorodencov v okrese Kežmarok v roku 2009

	n	obvod hlavy (cm)	s	σ
rómski novorodenci -D	77	32,20	1,9	0,22
nerómski novorodenci -D	75	33,25	2,13	0,25
	n	obvod hrudníka (cm)	s	σ
rómski novorodenci -D	77	32,47	2,61	0,3
nerómski novorodenci -D	75	33,56	2,29	0,27

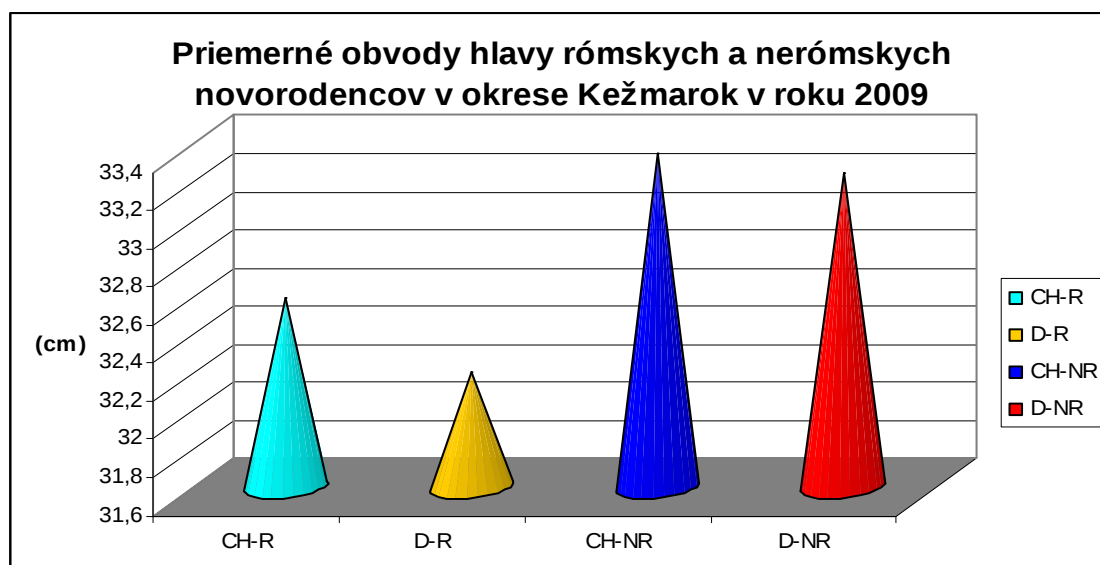
Graf 1



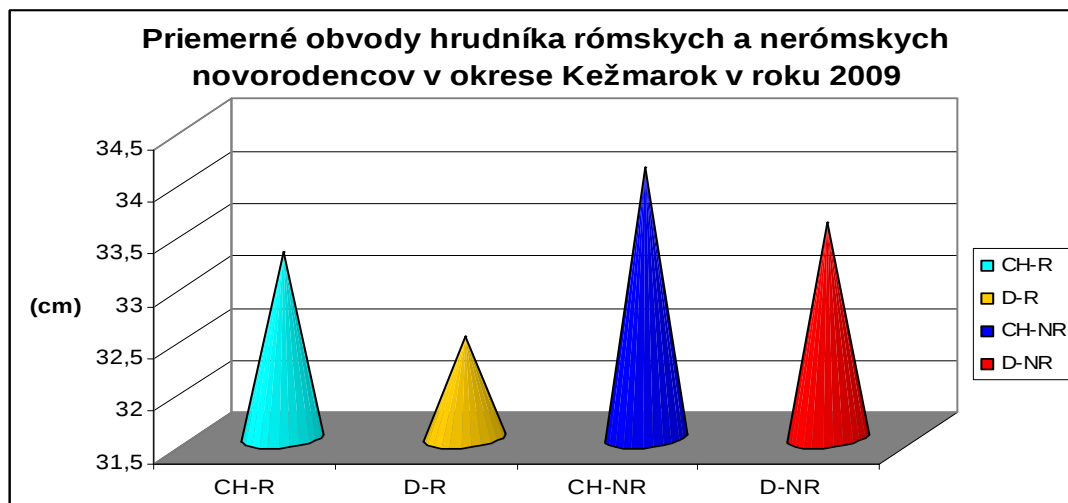
Graf 2



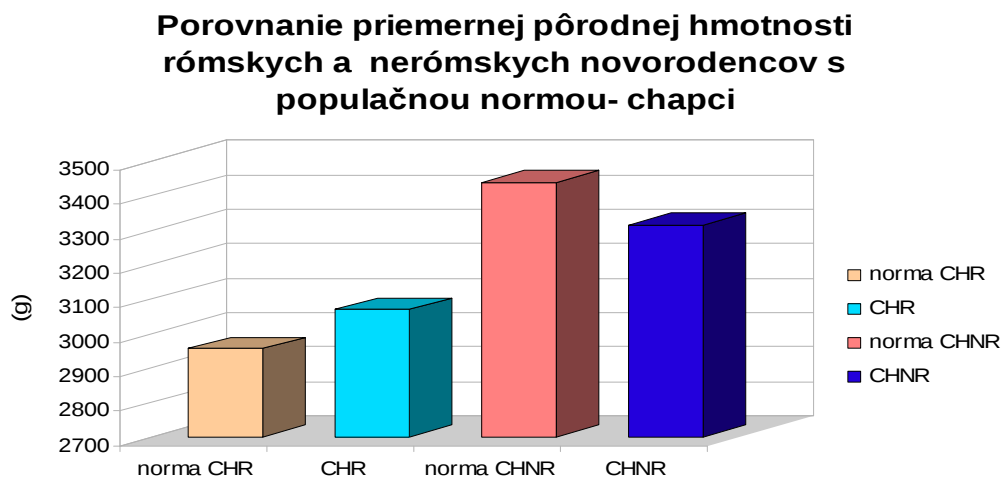
Graf 3



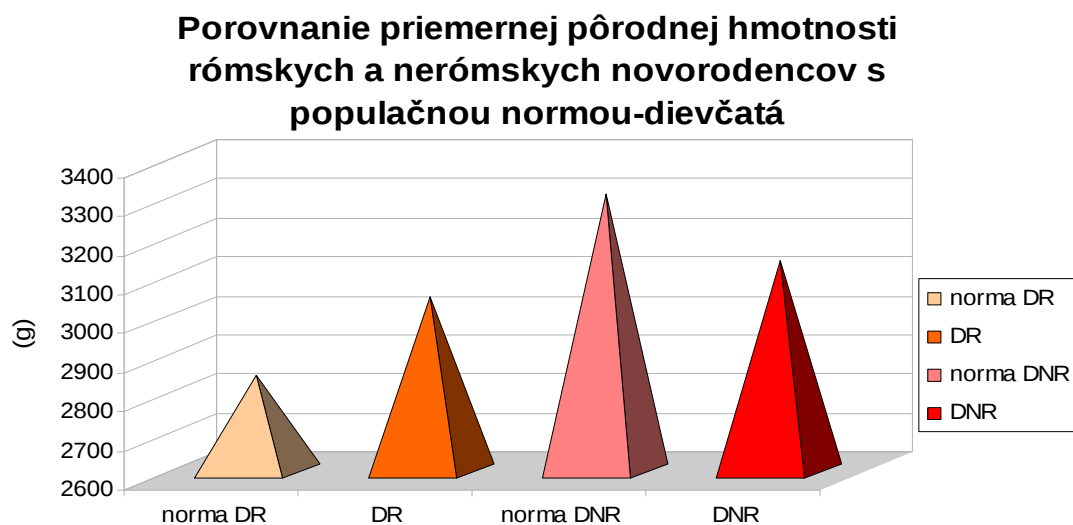
Graf 4



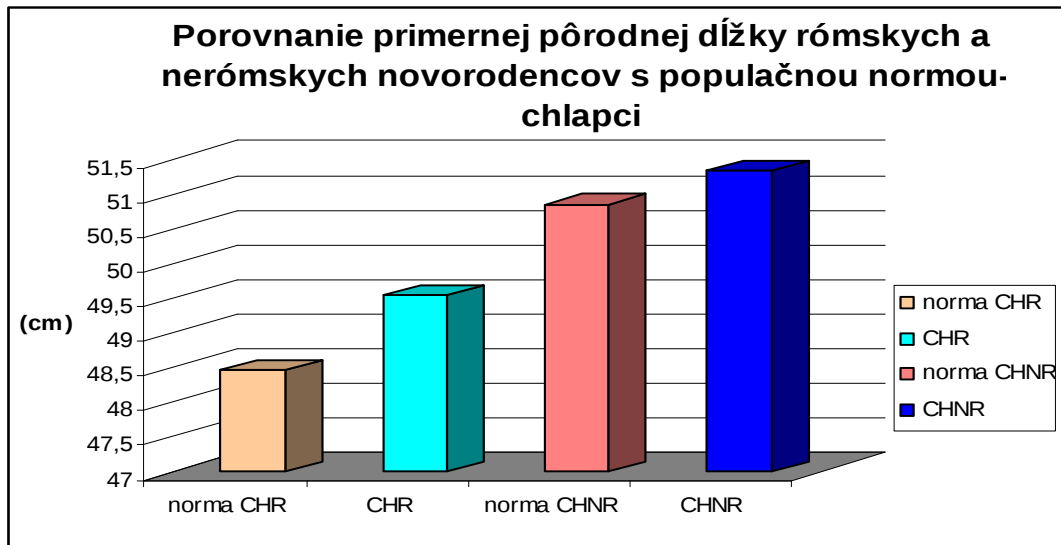
Graf 5



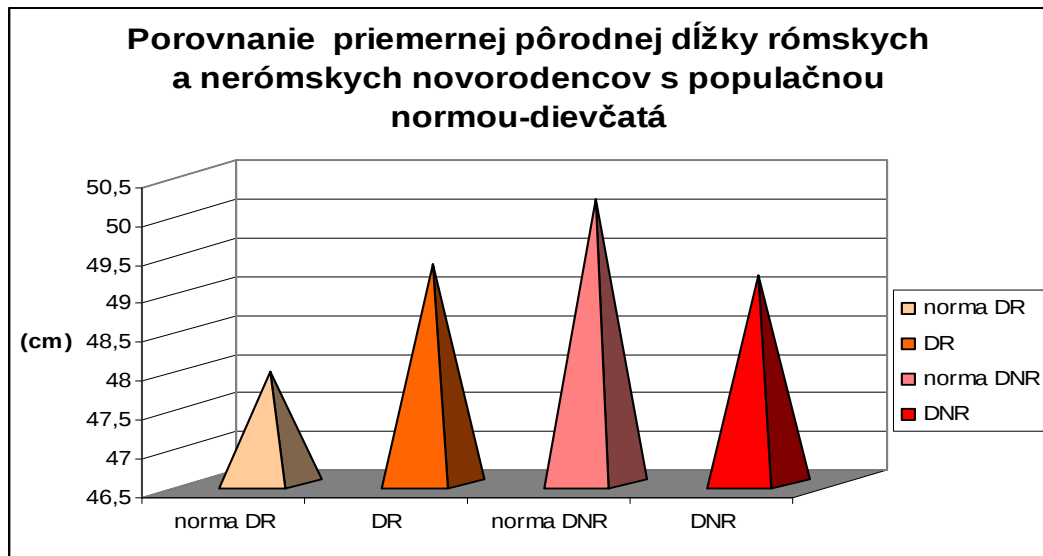
Graf 6



Graf 7



Graf 8



Výsledky

Rôzne faktory pôsobiace počas inrauternínneho vývinu plodu ovplyvňujú jeho normálny rast a vývin, taktiež jeho popôrodnú adaptáciu na nové prostredie. Antropológovia sa so svojimi metrickými a opisnými prístupmi spolu s matematicko-štatistickými metódami snažia zachytiť patologický vývin plodu a posúdiť tak vplyvy jednotlivých faktorov na celkovú pôrodnú hmotnosť a dĺžku novorodencov.

Realizáciou výskumu v okrese Kežmarok sme zistili, že priemerná pôrodná hmotnosť sledovaných rómskych novorodencov bola 3056,88 g (chlapci-3068,82g, dievčatá- 3045,71 g). U nerómskych novorodencov boli hodnoty priemernej pôrodnej hmotnosti o niečo vyššie, konkrétne išlo o 71,54 g, pričom celková hmotnosť predstavovala 3128,42 g, z toho 3315, 47 g u chlapcov a 3139,47 u dievčat. Intersexuálne rozdiely v pôrodnej hmotnosti rómskych novorodencov svedčia o tom, že chlapci boli o 23,11 g ťažší ako dievčatá, kým u nerómskych novorodencov boli chlapci o niečo ľahší z dôvodu väčšieho zastúpenia dievčat v sledovanom súbore na základe štatistického vyhodnotenia. Priemerné hodnoty pôrodnej hmotnosti

rómskych detí s vyznačením smerodajných odchýlok a ich porovnanie s nerómskymi deťmi sú zaznamenané v tabuľkách č. 1, č.3 a č.4. Celkovo môžeme konštatovať, že nerómski novorodenci, prevažne chlapci majú vyššie hodnoty pôrodnej hmotnosti a pôrodnej dĺžky ako nerómski. Na tento stav poukazuje aj graf č.1 a graf č.2. Na základe populačnej normy vypracovanej podľa Pospíšila a celkovej priemernej pôrodnej hmotnosti a priemernej pôrodnej dĺžky stanovenej pre Slovenskú republiku, špecializovanú pre novorodencov rómskeho i nerómskeho pôvodu sme prišli k záveru, že v skúmanom súbore bola priemerná pôrodná hmotnosť nerómskych chlapčenských novorodencov o 324,53 g nižšia v porovnaní s normou pre slovenskú populáciu. U nerómskych dievčat bola o 170,53 g nižšia v porovnaní so slovenskou normou. V prípade detí rómskeho pôvodu dosiahli priemerné pôrodné hmotnosti nižšie hodnoty. Na tento stav poukazuje graf 5.

Priemerná pôrodná dĺžka rómskych novorodencov dosiahla 49,44 cm (u chlapcov 49,54 cm, u dievčat 49,35 cm). Chlapci boli v priemere o 0,19 cm dlhší ako dievčatá. Nerómski novorodenci merali 50,18 cm, z toho chlapci 51,33 cm a dievčatá 49,20 cm. Z nameraných výsledkov sa nakoniec zistilo, že nerómski chlapci mali o 2,13 cm väčšiu pôrodnú dĺžku než dievčatá. Ak sme porovnali údaje z nášho súboru s populačnou normou vypracovanou pre Slovenskú rómsku a nerómsku populáciu, dospeli sme k záveru, že nerómski chlapci mali o 0,48 cm väčšiu pôrodnú dĺžku ako bola stanovená norma, kým dievčatá dosiahli o 0,97 cm menšiu pôrodnú dĺžku oproti norme. U rómskych detí dosiahli chlapci o 1,08 cm a dievčatá o 1,4 cm väčšiu pôrodnú dĺžku než je stanovená norma pre Slovákov Rómov. Na prípadné odchýlky od stanovenej normy týkajúcej sa priemernej pôrodnej dĺžky poukazuje graf 5, 6, 7,8.

Porovnávaním obvodu hlavy a obvodu hrudníka sme prišli k záveru, že nerómski novorodenci oproti rómskym vykazujú vyššie hodnoty v týchto spomínaných parametroch. Priemerné hodnoty obvodov hlavy a hrudníka rómskych i nerómskych detí s vyznačením smerodajných odchýlok, variačného rozpätia sú zaznamenané v tabuľkách č. 4 a č.5. Graf č.3 predstavujúci priemerné obvody hlavy poukazuje na to, že nerómsky chlapci majú o 0,10 cm väčší obvod hlavy ako dievčatá a u nerómskych detí je obvod hlavy o 0,39 cm väčší u chlapcov ako u dievčat.

Z grafu č.4 môžeme taktiež vyčítať vyššie hodnoty v prospech chlapcov, t.j o 0,53 cm viac u nerómskych detí a o 0,81 cm u nerómskych chlapcov.

Záver

Na základe nášho výskumu sme dospeli k záveru, že rómski novorodenci dosahujú nižšie hodnoty vo všetkých sledovaných antropometrických parametroch oproti nerómskym deťom, t.j. v priemernej pôrodnej hmotnosti, pôrodnej dĺžke a obvode hlavy a hrudníka. Nižšie hodnoty môžu byť vyvolané v dôsledku rôznych nepriaznivých činiteľov ovplyvňujúcich vývin plodu počas vnútromaternicového (intrauterínneho) vývinu, taktiež patogénov ohrozujúcich zdravie matky. Sú to predovšetkým socioekonomické podmienky, v ktorých sa daná rodina nachádza, zo strany matky je to taktiež toxémia, hypertenzia, obličkové faktory, hypoxémia, malnutrícia, chronické ochorenia, anémia (kosáčiková), rôzne druhy liekov, fajčenie a drogy, karencia príjmu potravy alebo jej zložiek. Medzi najčastejšie faktory ohrozujúce intrauterínnu rastovú retardáciu plodu patria predovšetkým chromozómové aberácie, chronické infekcie plodu (CMV, rubeola, syfilis, toxoplazmóza, herpes), familiárne dysautómie, radiačné poškodenia, viacplodová gravidita a aplázia pankreasu.

Údaje v našom výskume boli spracované za rok 2009 z dôvodu rekonštrukcie Nemocnice Dr. Vojtecha Alexandra v Kežmarku, n.o a taktiež kvôli vysokej pôrodnosti rómskeho obyvateľstva v tomto okrese, ktorá predstavuje cca 1000 pôrodov ročne.

Literatúra

BERNASOVSKÝ, I., BERNASOVSKÁ, J. 1999. Antropology of Romanies (Gypsies). *Auxological and Anthropogenetical study*. Brno : NAUMA and Universitas Masarykiana, 1999, 78 s. ISBN 80-86258-05-X.

BERNASOVSKÝ, I., JURÍČKOVÁ, J., FERÁK, V. 1994. Population genetic study in Gypsies (Roms) from Slovakia: Distribution of blood group genetic markers. In *Anthropol. Sci.*, ISSN 1994, vol. 102, no. 4, p. 409-419.

HORÁKOVÁ M., NEŠČÁKOVÁ, E. 2000. Pôrodná hmotnosť a dĺžka novorodencov na Slovensku v závislosti od prírastku telesnej hmotnosti matky počas gravidity. In *Bull.Slov.antropol.Spoloč.* ISSN 2000, č. 3, p. 26-27.

KUBÁLKOVÁ, J., FERÁKOVÁ, E., POLÁKOVÁ, H., BERNASOVSKÁ, J., RUŽBACKÝ, R., BERNASOVSKÝ, I. 2001. Genetická variabilita polymorfných lokusov detekovaných v rómskej populácii Slovenska. In *Bull.Slov.antropol.Spoloč.* ISSN 2001, č. 4, p. 96-100.

KALAYDJIEVA, L., GRESHAM, D., CALAFELL, F. 2001. Genetic studies of the Roma (Gypsies): a review. In *BMC Med Genet.* ISSN 1471-2350 , 2001, vol. 2, no. , p. 5–18.

POSPÍŠIL, M., 2002: *Biológia človeka 2*: Bratislava, Univerzita Komenského v Bratislave, 2002, 263 s. ISBN 80-223-1542-7

ŠAŠINKA, M., ŠAGÁT, T., KOVÁCS, L., 2007: *Pediatrics*. Bratislava, Herba, 2007, 727 s. ISBN 978-80-89171-49-1

Zdravie človeka ako predmet vedeckého poznávania medicínskej geografie

Health of Population: Scientific Subject of Medical Geography

Jozef Mládek

Abstract: Health of population is often defined as a combination of the physical, mental and social welfare. Genetic predisposition, environmental conditions and health care are considered determinants of health. Human geography studies the health of population as an important dimension of the quality of life. Medical geography studies the relations between health of population and geographical environment. The aim of these contribution is to present some medical geography possibilities to study the mortality and morbidity of population.

Key words: medical geography, mortality, morbidity, health of population, congenital malformations, infant mortality.

Kľúčové slová: medicínska geografia, mortalita, morbidita, zdravie človeka, vrodené vývojové chyby, dojčenská úmrtnosť.

1. Úvod

Zdravie človeka sa často definuje ako kombinácia fyzického, duševného a sociálneho blaha. Niekedy sa táto prepojenosť, podmienenosť označuje ako trojuholník zdravia. Za determinanty zdravia sa považujú biológia človeka (genetické danosti), životné prostredie, životný štýl a zdravotná starostlivosť.

Z takýchto predstáv kategórie zdravie človeka vyplýva jej komplexnosť, vzájomná väzba ako zložiek, tak i determinantov. Potom je prirodzené, že o poznávanie jednotlivých aspektov zdravia sa usiluje veľký súbor vedných disciplín, najmä biologických vedných odborov (antropológia, genetika, biochémia), medicínskych vied (epidemiológia, farmakológia, hygiena), spoločenských vied (psychológia, kulturológia, sociológia) a mnoho ďalších.

Medzi týmito vednými disciplínami si určitú pozíciu hľadá i geografia. Humána geografia hodnotí zdravie obyvateľstva ako veľmi významnú dimenziu kvality života (ďalšími dimenziami sú vzdelanostná, bezpečnostná, environmentálna, materiálneho komfortu, vybavenosti bytov). Jednoznačná je orientácia medicínskej geografie, ktorá venuje hlavnú pozornosť poznávaniu vzťahu medzi geografickým prostredím a zdravím človeka. Predmetom štúdia sú tie javy a procesy v krajinnej sfére, ktoré ovplyvňujú ľudské zdravie ako základnú dimenziu kvality života. Z takýchto vymedzení vyplýva medziviedná pozícia medicínskej geografie. Využíva metodické nástroje a poznatkovú bázu ako medicínskych vied, tak i dielčich geografických disciplín. Podobne ako v mnohých iných vedných disciplínach sa i v medicínskej geografii orientuje poznávanie na tzv. negatívne ukazovatele zdravia z mortality a morbidity. Interpretácie priestorového rozloženia mortality a morbidity a ich vzťahov so zložkami geografického prostredia predstavujú veľmi náročnú vedeckú problematiku.

Ako ovplyvňuje chorobnosť obyvateľstva (najmä niektoré typy ochorenia) znečistené ovzdušie, voda, pôda? Ovplyvňuje chorobnosť, resp. úmrtnosť obyvateľstva jeho vzdelanostná úroveň? Sú rozdiely v zdravotnom stave obyvateľstva podľa jeho národnosti, podľa jeho

náboženského vyznania? Ako sa prejavuje socioekonomická vyspelosť obyvateľstva na jeho zdravotnom stave?

To je len niekoľko otázok, ktoré si kladie medicínska geografia a na ktoré v rámci svojho výskumného programu hľadá odpovede.

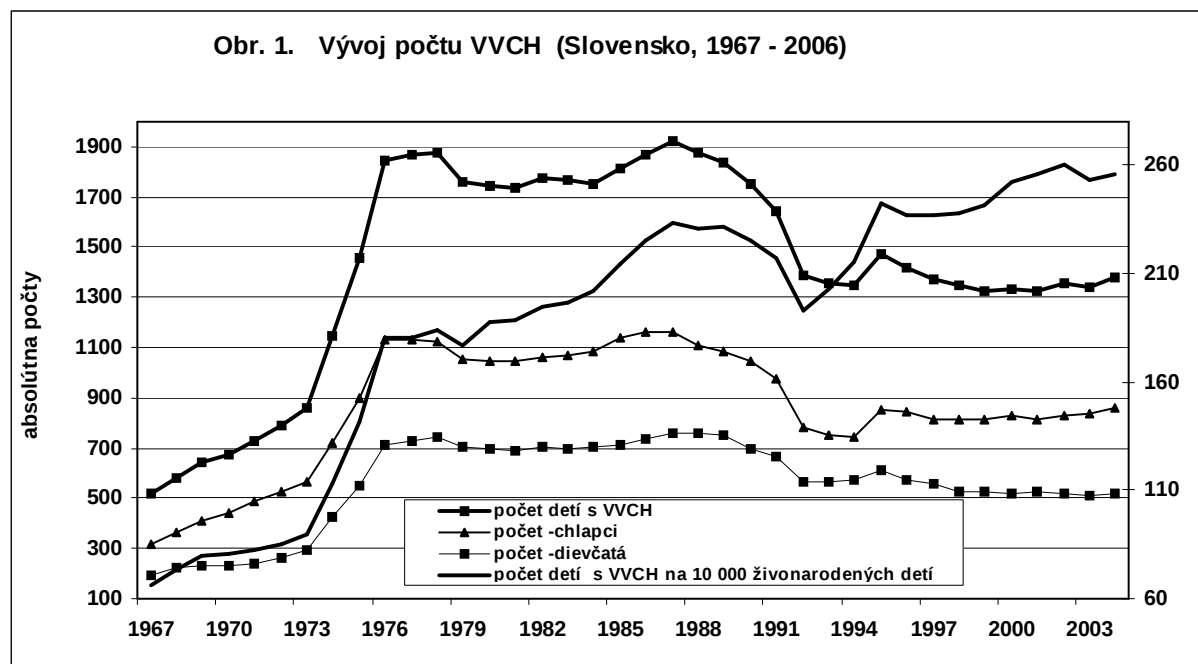
Vedecký program medicínskej geografie sa orientuje do troch oblastí poznávania: mortality, morbidity a podmienok zdravotníckej starostlivosti.

2. Morbidita

Jeden z významných indikátorov zdravotného stavu populácie predstavujú informácie o výskyte vrodených vývojových chýb (VVCH, príčina č. 17). Ide o postnatálne zistené odchýlky vnútromaternicového vývoja, ktoré presahujú normálnu fenotypovú variabilitu danej štruktúry alebo funkcie. Tieto vývojové anomálie sú jednou z najčastejších príčin novorodeneckej úmrtnosti, tvoria 30% príčin samovoľných potratov embrií a postihujú až 75% mŕtvonarodených plodov. Ich následky spravidla nie je možné odstrániť a často sú takto postihnuté deti odkázané na osobitnú rodinnú alebo spoločenskú starostlivosť (Böhmer, D., Luha, J., Martináková, J. 2010). Aj z tohto dôvodu sa pri poznávaní problematiky morbidity a mortality venuje VVCH veľa pozornosti.

Medicínska geografia sa orientuje na poznávanie časového vývoja a priestorového rozmiestnenia výskytu VVCH na Slovensku. Okrem priestorového rozmiestnenia výskytu VVCH sa za podstatnú úlohu považuje poznávanie vzťahov, resp. závislostí s jednotlivými zložkami prírodnej a socioeconomickej geografickej sféry.

Pri hľadaní príčin výskytu VVCH sa zistilo, že geneticky podmienené ochorenia a syndrómy sa na nich podieľajú približne 25 % (Böhmer, 2003, in Martináková 2009). Z toho možno usúdiť, že faktory prostredia (teratogény) predstavujú väčšiu časť príčin. Medzi nimi sa nachádzajú i príčiny, ktoré predstavujú niektoré zložky geografického prostredia.

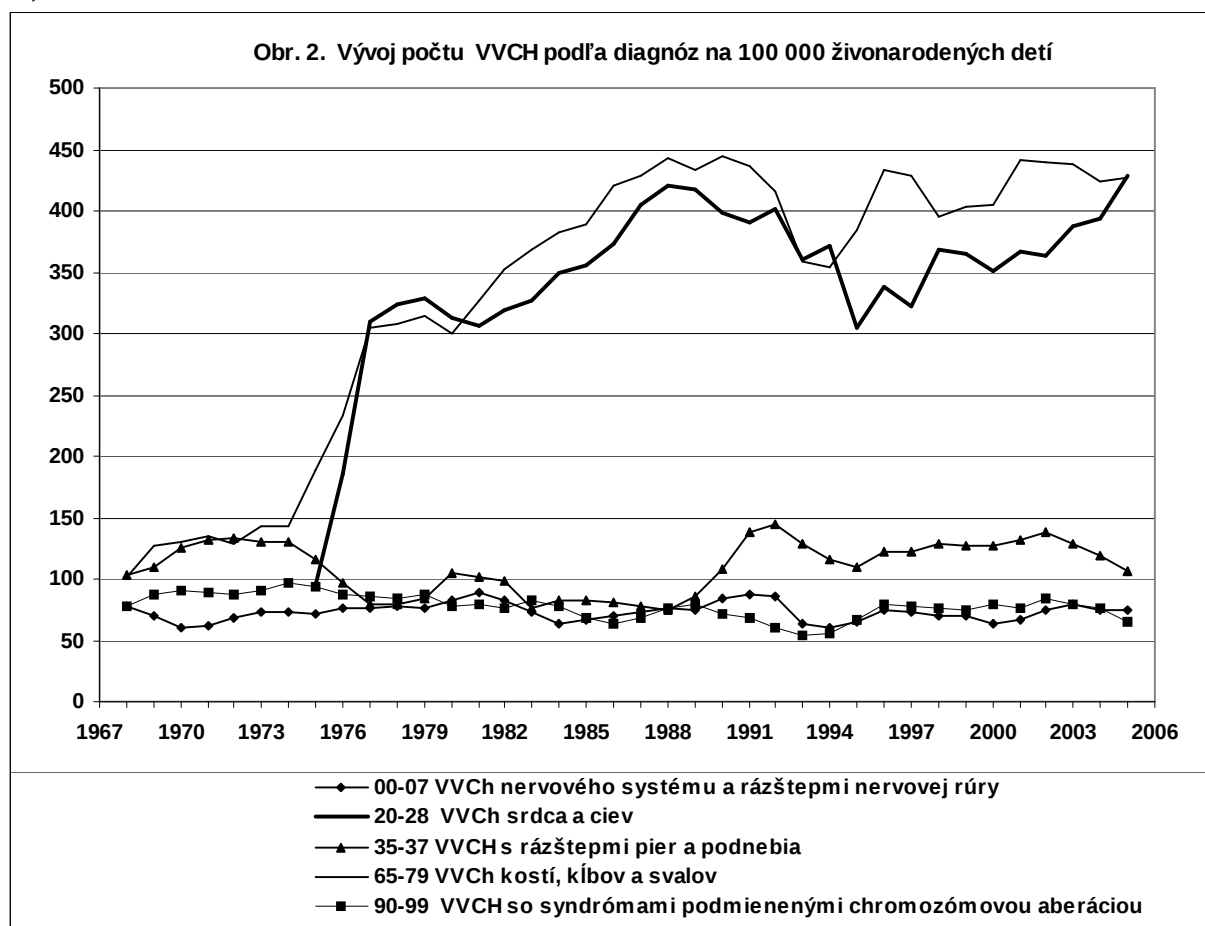


Zdroj: Ústav zdravotníckych informácií v Bratislave

Vývoj početnosti incidence VVCH možno reálne hodnotiť od roku 1967. Problémom sú však zmeny v metodike zisťovania a evidencie, ktoré sa uskutočnili najmä v rokoch 1976 a 1994. Skokové zmeny, ktoré zobrazuje krivka na obr. 1 je možné vysvetliť iba zmenenou metodikou incidence. Porovnateľné sú údaje za posledných 15 rokov a podľa nich sa početnosť VVCH n Slovensku stabilizovala na úrovni 1300-1400 hlásených prípadov. Ak však hodnotíme relatívne údaje (počet VVCH na 10 000 živonarodených) potom sa ukazuje rastúci trend incidence z úrovne 210 na hodnotu 260 hlásených prípadov a to je veľmi významný poznatok (efekt výrazného poklesu pôrodnosti).

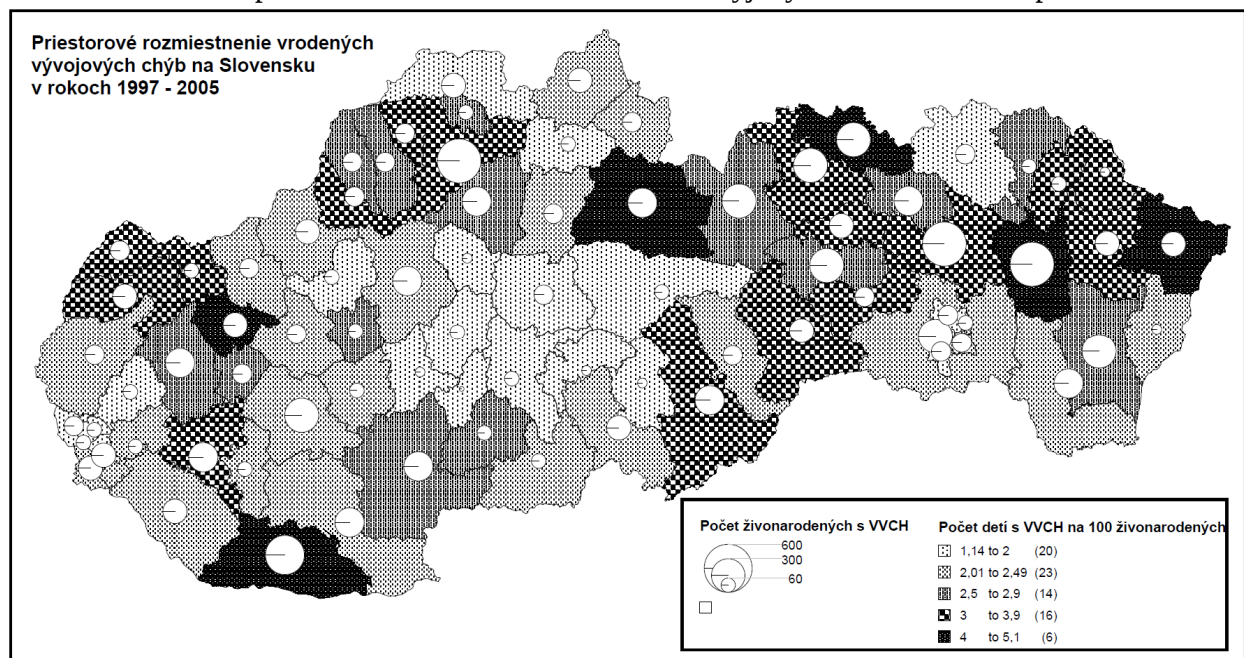
V celom sledovanom období je výskyt VVCH vyšší u chlapcov a to na úrovni 1,5 - 1,6 násobku výskytu u dievčat (Obr. 1).

Ak sledujeme výskyt VVCH podľa jednotlivých diagnóz (Obr. 2), potom v celom sledovanom období sa častejší výskyt ukazuje u dvoch diagnóz - VVCH srdca a ciev (20-28) a VVCH kostí, kĺbov a svalov (65-79). Podstatne menšie zastúpenie majú nasledujúce 3 diagnózy - VVCH z rásťmi pier a podnebia (35-37), VVCH nervového systému a rásťmi nervovej rúry (00-07) a VVCH syndrómy podmienené chromozómovou aberáciou (90-99).



Zdroj: Ústav zdravotníckych informácií v Bratislave

Priestorové rozmiestnenie incidence VVCH bolo sledované za dlhšie obdobie (1997-2005) podľa okresov Slovenska. Údaje za takéto obdobie znižujú pravdepodobnosť výkytu náhodných hodnôt za relatívne malé územné jednotky. Výsledky sú zobrazené na Obr. 3. Na úrovni okresov sú dosť veľké rozdiely výskytov a kartografická interpretácia poskytuje pomerne pestrú mozaiku. Pozoruhodné sú najmenšie hodnoty incidence v troch veľkomestských aglomeráciách - bratislavskej, košickej a banskobystricko-zvolenskej. V okolí Bratislavy dosahujú nízke hodnoty výskytu aj ďalšie 4 okresy a dokonca v stredoslovenskej oblasti je to až ďalších 8 okresov. Na druhej strane predstavujú rozsiahlejšiu oblasť s vyššími hodnotami výskytu VVCH takmer všetky okresy na východe Slovenska. Celkom výrazná je vyššia úroveň výskytu v okresoch stredného Slovenska a v páse okresov od Skalice a Myjavy cez Galantu po Komárno.



Zdroj: Ústav zdravotníckych informácií v Bratislave

3. Mortalita

Pri štúdiu úmrtnosti obyvateľstva sa môžu uplatniť niektoré špecifické pohľady, metódy a techniky poznávania, vlastné geografii obyvateľstva, resp. medicínskej geografii. Sú dobre známe poznatky o vývojových trendoch procesov úmrtnosti, zákonitosti podľa veku a pohlavia, vzťahu starnutia populácie a úmrtnosti, vyjadrenie úmrtnostných pomerov pomocou úmrtnostných tabuliek a z nich stanovených ukazovateľov stredných dĺžok života a ďalšie.

Mimoriadny význam sa prisudzuje štúdiu dojčenskej a novorodeneckej úmrtnosti. Dojčenská úmrtnosť (koeficient dojčenskej úmrtnosti - počet zomretých dojcát na 1000 živonarodených) sa často považuje za jeden z ukazovateľov socioekonomickej vyspelosti populácie (kvalita života, úroveň zdravotníckej starostlivosti a vzdelanostná úroveň).

V dlhodobom vývoji populácie SR pozorujeme klesajúci trend dojčenskej úmrtnosti. V priebehu 20. stor. poklesol zo 160-180‰ na 8-10‰. Vo vojnových rokoch (1. i 2. sv. vojna) však došlo k výraznému zvýšeniu dojčenskej úmrtnosti, kedy koeficient prevýšil úroveň 170‰. Po 2. svetovej vojne dochádza k prudkému poklesu dojčenskej úmrtnosti v dôsledku napredovania medicíny, zlepšovania úrovne zdravotníctva, nových objavov v medicíne, ktoré umožnili lepšiu

starostlivosť o rodiace ženy ako aj skoré diagnostikovanie a efektívne liečenie ochorení u dojčiat. Do r. 1955 klesol sledovaný koeficient na približne 40‰. Od 60. rokov 20. stor. dochádza k spomaleniu poklesu koeficientu dojčenskej úmrtnosti, až v 90. rokoch nastáva jeho prudší pokles na úroveň 8,6‰ v roku 2000 a na 5,7‰ v roku 2009. Tento trend poukazuje na výrazné zlepšenie zdravotnej starostlivosti nielen o dieťa, ale aj o matku počas celého tehotenstva. V porovnaní s európskym priemerom má Slovensko úmrtnosť dojčiat nižšiu takmer o 2‰, ale väčšina štátov EÚ dosahuje úroveň okolo 4 - 5 ‰.

Na úrovni okresov sledujeme výraznejšie rozdiely v úrovni koeficientu dojčenskej úmrtnosti. Na jednej strane identifikujeme viaceré okresy najmä západného a severného Slovenska, netvoriace kompaktné územie, ktoré majú koeficient dojčenskej úmrtnosti nižší ako 5‰ (napr. Skalica, Senica, Piešťany, Šaľa, Komárno, Pezinok, Myjava, Trenčín, Prievidza, Banská Bystrica, Bratislava I, II, III, Dunajská Streda, Nové Zámky). Opačným extrémom sú okresy prevažne východného Slovenska, kde prevyšuje koeficient dojčenskej úmrtnosti 10‰ (Košice-okolie, Trebišov, Prešov, Michalovce, Kežmarok, Bardejov, Košice II, Gelnica, Svidník, Sobrance, Stropkov, Revúca). Vysoká úroveň dojčenskej úmrtnosti v týchto okresoch sa spája aj s vyšším podielom rómskeho etnika, u ktorého je úmrtnosť vyššia v dôsledku nedostatočnej hygieny a starostlivosti o dieťa. Istú úlohu tu zohráva aj nižšia dostupnosť zdravotníckych služieb v niektorých okresoch.

Explanácia takéhoto priestorového rozloženia a rozdielov ako poznatkov o mortalite, tak morbidite je mimoriadne náročná úloha. Príčiny možno hľadať v mnohostranných väzbách samotných javov s celým súborom biologických, kultúrnych, ekonomických, historických faktorov, ktoré sa diferencovane prejavujú v časovom vývoji a v ich veľkej regionálnej diferencovanosti. Z geografického aspektu a z geografických faktorov sa núka identifikácia urbánneho faktora, resp. stupňa urbanizácie. Možno predpokladať, že v urbánom prostredí sa uplatňuje vplyv dobrého vybavenia medicínskou infraštruktúrou, informovanosti obyvateľstva a pod. Dá sa taktiež predpokladať vplyv stupňa ekonomického rozvoja (napr. prostredníctvom úrovne nezamestnanosti obyvateľstva). Núka sa tiež porovnať intenzitu výskytu VVCH s národnostnou štruktúrou obyvateľstva, ďalej so vzdelanostnou štruktúrou obyvateľstva a ďalšími faktormi.

Niektoré z možných súvislostí priestorových incidencií VVCH, charakteristík mortality a geografického prostredia sú iba naznačené. Ich ďalšie poznávanie vyžaduje aplikácie ďalších geografických metód a techník, medzi inými využitie metód regresnej analýzy.

Núka sa i pohľad na priestorovú diferencovanosť mortality a morbidity cez environmentálnu optiku. Kvalita životného prostredia, najmä jeho prírodných zložiek sa vo všeobecnosti považuje za vplyvný faktor morbidity a mortality obyvateľstva. Oveľa zložitejšie je exaktné vyjadrenie vplyvu jeho jednotlivých zložiek. Ide o vyjadrenie negatívneho pôsobenia znečisteného ovzdušia, znečistenej pitnej vody, namerného hluku, kontaminovaných pôd a ďalších.

4. Záver

Štúdium zdravia obyvateľstva predstavuje jeden z veľmi komplikovaných vedeckých programov, čo môže byť dôvodom participácie viacerých vedných disciplín na jeho realizácii. Medzi tieto disciplíny sa zaraďuje i medicínska geografia so svojim programom poznávania vplyvov geografického prostredia na zdravie obyvateľstva.

Zdravie obyvateľstva, resp. jeho morbidita a mortalita sú v multikauzálnych vzťahoch s mnohými determinantmi zdravia a často sa veľmi komplikovane identifikuje práve ten z nich, ktorý rozhodujúcou mierou ovplyvňuje zdravotný stav obyvateľstva.

Náročnosť medicínsko-geografického poznávania spočíva v potrebe zvládnutia metodickéj a poznatkovej bázy dvoch samostatných vedných odborov. Jednou z možností intenzívnejšieho rozvoja výskumných programov je príprava a realizácia medziodborového štúdiijného programu pre vysokoškolských študentov. Núka sa takáto možnosť predovšetkým pre doktorandské štúdium.

Literatúra

- BANÍKOVÁ, G. 2001. Úmrtnosť obyvateľstva Slkovenska – priestorová diferencovanosť a príčinné súvislosti. Diplomová práca. Prírodovedecká fakulta UK Bratislava.
- BÖHMER, D., LUHA, J., MARTINÁKOVÁ, J. 2009. Distribúcia vrodených vývojových chýb v rokoch 1997-2005. Forum statisticum Slovaca, 5. s. 24-30.
- KRAJČÍR, A. 1980. Medicínsko geografický pohľad na rozšírenie novotvarov na Slovensku na báze úmrtnosti. Geografický časopis XXXII, 4. s. 262-273.
- MARTINÁKOVÁ, J. 2009. Časová a priestorová diferenciácia vrodených vývojových chýb na Slovensku. Diplomová práca. Prírodovedecká fakulta UK Bratislava.
- MICHALSKI, T. 2005. Changes in the Demographic and Health Situation Among Post-Communist Members of the European Union. Wydawnictwo Bernardinum. Pelplin.
- MLÁDEK, J., KUSEDOVÁ, D., MARENČÁKOVÁ, J., VAŇO, B. 2006. Demogeografická analýza Slovenska. Univerzita Komenského Bratislava.
- PULLMANOVÁ, M. 2007. Zdravie obyvateľstva, mortalita a morbidita obyvateľstva Slovenska. Diplomová práca. Prírodovedecká fakulta UK Bratislava.
- UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE. 2006. Atlas obyvateľstva Slovenska.
- ÚSTAV ZDRAVOTNÍCKYCH INFORMÁCIÍ V BRATISLAVE, 1998-2006. Zdravotníctvo v štatistických údajoch, vrodené chyby na Slovensku.

Jozef Mládek, Prof., DrSc.

Katedra humánnej geografie a demogeografie,
Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského,
Mlynská dolina,
842 15 Bratislava,
mladek@fns.uniba.sk

ESSPROS – účel „choroba a zdravotná starostlivosť“

ESSPROS – function sickness and health care

Alexandra Petrášová

Abstract:

The aim of the article is to give a view on social protection system – functions *sickness and health care* for the Slovak Republic in comparison with the Member States of the European Union in compliance with ESSPROS Methodology and using data of New Cronos Database.

In the EU 27 social protection expenditure on function *sickness and health care* accounted for 7.5% of GDP in 2008. The EU-27 average masks major disparities between Member States. Social protection expenditure as a percentage of GDP was 8,1% and more in 2008 in the Netherlands, France, Ireland, Germany and about 3.5% in Romania and Lithuania.

Key words: ESSPROS Methodology, expenditure and receipts on social protection, functions *sickness and health care*.

Kľúčové slová: Metodika ESSPROS, výdavky a príjmy na sociálnu ochranu, účel *choroba a zdravotná starostlivosť*.

JEL classification: I38

1. Úvod

Článok 2 **Dohody Európskej únie** stanovuje podporu vysokej úrovne sociálnej ochrany a rozvoja ekonomickej a sociálnej previazanosti členských štátov ako úlohu Spoločenstva. Z dôvodu monitorovania vývoja sociálnej ochrany v členských štátoch EÚ, Európska komisia vyžaduje dostupnosť k aktuálnym a podrobným údajom a informáciám o systémoch, súčasnóm stave a rozvoji sociálnej ochrany v členských štátoch. Jedným zo základných nástrojov štatistického sledovania sociálnej ochrany je **Európsky systém jednotných štatistík sociálnej ochrany**.

Cieľom tohto príspevku je poskytnúť pohľad na systém sociálnej ochrany v účely *choroba a zdravotná starostlivosť* v Slovenskej republike v roku 2008 v porovnaní s členskými štátmi EÚ využitím údajov z databázy EUROSTATu New Cronos.

2 Základné ukazovatele na dávky v účele *choroba/zdravotná starostlivosť* v roku 2008

V roku 2008 priemerné výdavky dosiahli v rámci systému sociálna ochrana na účel „choroba a zdravotná starostlivosť“ 7,5 % z HDP v EU-27 krajinách (*Tabuľka 1*).

Podľa ESSPROS metodiky do účelu *choroba/zdravotná starostlivosť* sú zahrnuté peňažné zaopätrenie a podpora v súvislosti s telesným alebo duševným ochorením, s výnimkou invalidity; zdravotná starostlivosť na zachovanie, obnovu alebo zlepšenie zdravotného stavu chránených osôb bez ohľadu na pôvod ochorenia.

Percentuálny podiel výdavkov na dávky (zo všetkých výdavkov na dávky) na účel *choroba/zdravotná starostlivosť* predstavoval za EU27 hodnotu 29,7 %, v Slovenskej republike 32,5 % a v Írsku (s najmladšou populáciou v EÚ) 40,9 %. Veľmi významné sú

rozdiely medzi jednotlivými EÚ krajinami ak porovnávame ukazovatele v PPS a v Eur a v Eurách v stálych cenách roku 2000 na obyvateľa.

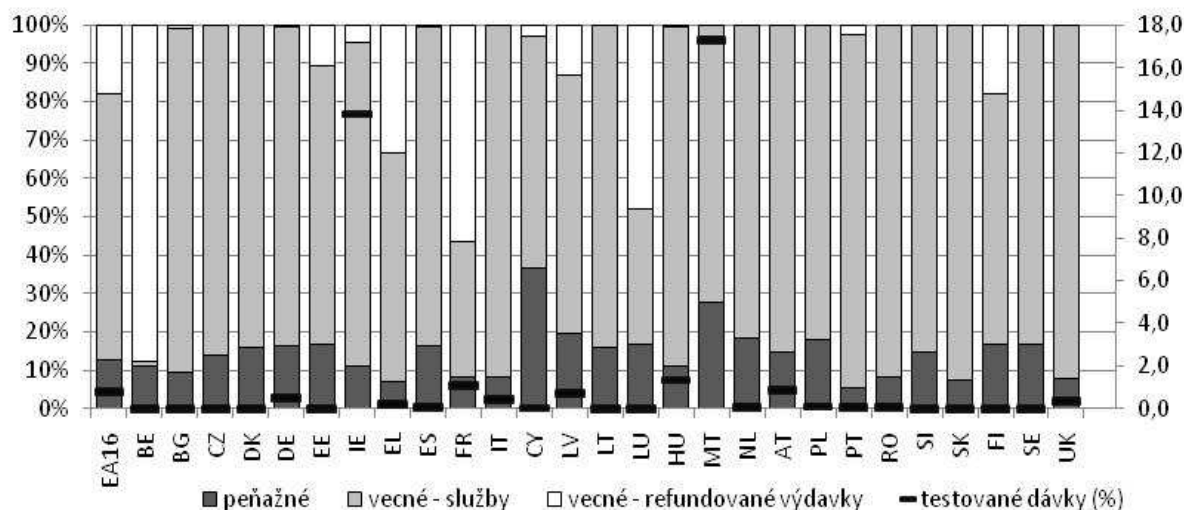
Tabuľka 1 Základné ukazovatele výdavkov na sociálnu ochranu – účel choroba/zdravotná starostlivosť v krajinách EÚ, 2008

	Výdavky na účel choroba/zdravotná starostlivosť					v tom podľa typu dávok %			z toho
	% HDP	% zo všetkých dávok	PPS na obyvateľa	Euro na obyvateľa	Euro na obyvateľa (stále ceny 2000)	peňažné	vecné - služby	vecné - refundované výdavky	
EU27	7,5	29,7	1 881	1 881	1 642	:	:	:	:
EU15	7,7	29,8	2 147	2 252	2 000	:	:	:	:
EA16	7,8	29,6	2 297	2 386	2 002	12,5	69,5	18,0	0,8
BE	7,6	28,4	2 183	2 434	2 022	11,2	0,9	87,9	0,0
BG	4,4	29,4	472	205	140	9,4	89,7	0,9	0,0
CZ	6,0	33,3	1 217	857	717	13,8	86,2	0,0	0,0
DK	6,7	23,3	2 027	2 856	2 458	15,8	84,2	0,0	0,0
DE	8,1	30,5	2 340	2 455	2 184	16,4	83,3	0,3	0,5
EE	4,8	32,4	815	579	401	16,9	72,5	10,6	0,0
IE	8,5	40,9	2 874	3 466	2 676	11,0	84,3	4,7	13,8
EL	7,3	29,0	1 699	1 530	1 189	6,8	59,8	33,4	0,2
ES	6,8	30,8	1 761	1 634	1 256	16,2	83,5	0,3	0,0
FR	8,7	29,8	2 357	2 648	2 277	8,1	35,5	56,4	1,1
IT	7,0	26,4	1 782	1 831	1 483	8,1	91,9	0,0	0,4
CY	4,4	24,6	1 068	966	768	36,8	60,1	3,1	0,0
LV	3,7	29,5	522	371	218	19,6	67,3	13,1	0,7
LT	4,6	29,4	719	444	352	15,9	84,1	0,0	0,0
LU	5,0	25,2	3 475	4 039	3 428	16,6	35,5	47,9	0,0
HU	5,6	25,0	906	590	404	11,1	88,4	0,5	1,3
MT	5,5	29,7	1 067	771	649	27,5	72,5	0,0	17,3
NL	8,8	32,8	2 956	3 190	2 665	18,2	81,8	0,0	0,0
AT	7,1	26,1	2 220	2 425	2 069	14,7	85,3	0,0	0,8
PL	4,4	24,4	631	424	346	17,9	82,1	0,0	0,1
PT	6,5	28,0	1 275	1 049	833	5,2	92,5	2,3	0,0
RO	3,5	25,2	426	230	84	8,3	91,7	0,0	0,0
SI	7,1	33,8	1 626	1 310	910	14,5	85,5	0,0	0,0
SK	5,0	32,5	914	605	421	7,3	92,7	0,0	0,0
FI	6,8	26,8	2 004	2 372	2 101	16,9	65,1	18,0	0,0
SE	7,5	26,0	2 306	2 716	2 395	16,9	83,1	0,0	0,0
UK	7,6	33,3	2 199	2 237	1 866	8,0	92,0	0,0	0,4

Zdroj Eurostat-ESSPROS

2. Výdavky podľa typu dávok

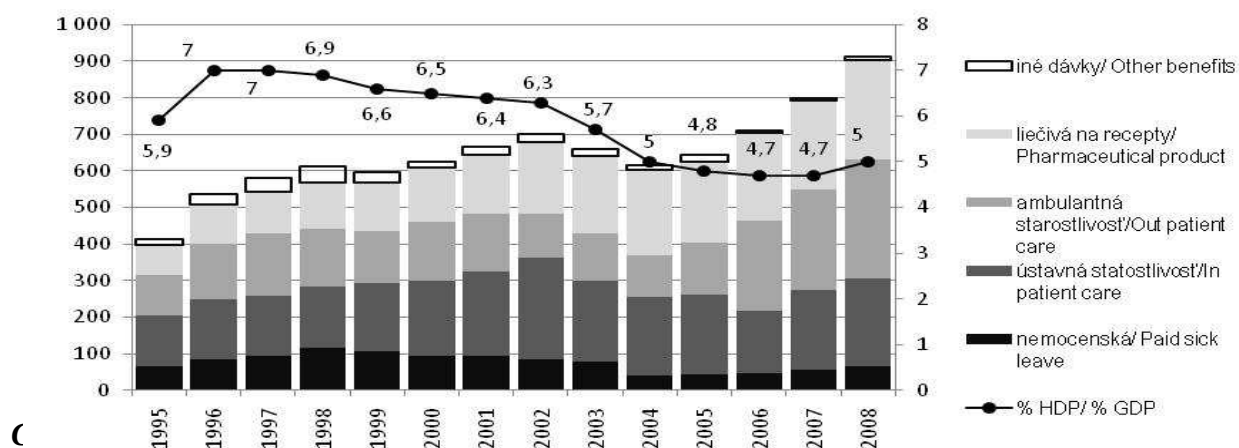
Ak porovnáваме štruktúru vyplácaných dávok podľa formy, priemerné hodnoty pre EU-27 v roku 2008 predstavovali: peňažné dávky 12,5 % (patrili sem najmä dávky nemocenské a ošetrovanie člena rodiny), vecné – priamo poskytnuté služby 69,5 % a refundované dávky 18,0 %. Najvyššiu refundáciu nákladov na zdravotnú starostlivosť vykázalo Belgicko, Francúzsko a Luxemburg.



Graf 1 Štruktúra dávok podľa typu v účele choroba/zdravotná starostlivosť, 2008

Najvyšší podiel testovaných dávok (nárok na dávku má len poberateľ po preukázaní, že jeho príjem, resp. majetok je nižší ako stanovená suma) v tomto účele vykázali Malta a Estónsko. V 16 štátoch EÚ boli všetky dávky v tomto účele vyplácané ako netestované.

3. Výdavky podľa špecifických dávok



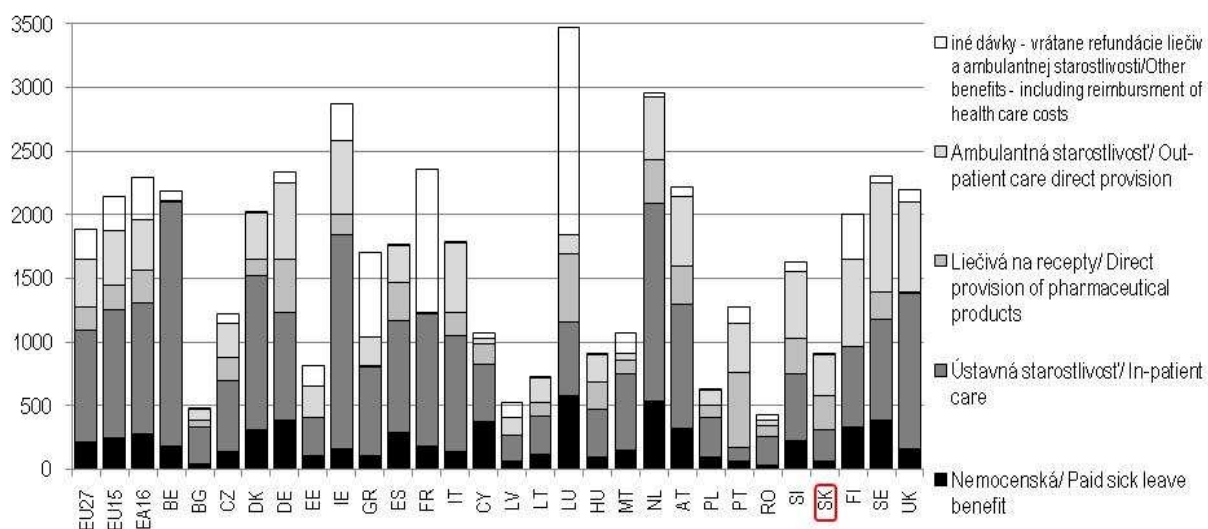
Ak sledujeme časové rady výdavkov na účel choroba/zdravotná starostlivosť v Slovenskej republike, najvyššie % y HDP dosiahli výdavky v rokoch 1996 a 1997 (7,0 % z HDP). V roku 2004 sa legislatívnym opatrením znížili výdavky na nemocenské dávky, prvých 10 dní platil nemocenské zamestnávateľ a zamestnanci si pri krátkodobej pracovnej neschopnosti vyberali dovolenky.

Tabuľka 2 Výdavky na jednotlivé dávky v účele choroba/zdravotná starostlivosť v krajinách EÚ v PPS na osobu, 2008

	Nemocenská	Ústavná starostlivosť	Liečivá na recepty	Ambulantná starostlivosť	Iné vecné dávky
EU27	218,3	876,7	176,6	382,4	227,3
EU15	247,7	1 002,4	192,7	435,4	268,6
EA16	278,3	1 033,6	247,5	403,4	333,9
BE	178,5	1 920,1	0,0	11,7	72,4
BG	44,0	282,9	60,3	84,5	0,6
CZ	141,3	556,4	181,0	262,8	75,6
DK	310,5	1 208,4	128,4	370,4	8,9
DE	382,7	844,3	428,4	596,7	88,3
EE	105,0	298,2	3,8	251,3	157,2
IE	159,2	1 680,1	167,4	575,1	292,2
GR	109,6	698,8	2,0	230,6	657,9
ES	284,3	886,6	300,9	285,0	4,1
FR	186,2	1 031,1	0,0	10,5	1 129,1
IT	136,0	917,5	182,7	538,6	7,6
CY	377,4	447,6	156,3	50,8	35,4
LV	59,8	209,1	0,8	139,8	112,4
LT	114,1	305,2	103,3	196,3	0,3
LU	578,2	575,9	535,3	149,2	1 635,8
HU	95,0	371,9	223,6	207,6	8,3
MT	145,9	609,0	101,4	53,3	157,3
NL	531,7	1 555,1	343,0	490,6	35,1
AT	325,7	970,4	299,1	550,3	75,0
PL	99,9	304,3	96,6	116,4	13,3
PT	65,8	105,1	584,8	389,5	130,0
RO	35,1	227,2	75,3	53,1	35,6
SI	222,4	525,8	276,2	532,8	68,5
SK	65,7	241,1	274,3	322,9	9,5
FI	336,6	632,1	0,0	678,8	356,9
SE	389,4	784,1	217,1	861,3	53,7
UK	157,8	1 223,2	9,8	706,0	102,6

Zdroj Eurostat-ESSPROS

Veľké rozdiely medzi štátmi EÚ možno pozorovať pri vyjadrení výdavkov v PPS na osobu v roku 2008 na konkrétne špecifické dávky. Napr. výdavky na liečivá sú nulové v Belgicku, Francúzsku a Fínsku. Najnižšie výdavky na nemocenské dávky boli v Bulharsku (44,0 PPS na obyvateľa) a najvyššie vo Švédsku (389,4 PPS na obyvateľa). Výdavky na ústavnú starostlivosť boli dominantné v Belgicku, Dánsku, Írsku, Taliansku a Spojenom kráľovstve. Výdavky na liečivá boli dominantné hlavne v Portugalsku. Po oddelení špeciálnej ambulantnej starostlivosti poskytovanej v ambulanciách nemocníc a jej zahrnutí do výdavkov na ambulantnú starostlivosť (v súlade s metodikami ESSPROS a zdravotníckych účtov) v Slovenskej republike najvyšší podiel dosahujú výdavky na ambulantnú starostlivosť. Iné dávky boli významné hlavne v Luxembursku a vo Francúzsku.



Záver

Článok poukazuje na veľké rozdiely vo výdavkoch systémov sociálnej ochrany v účele „choroba a zdravotná starostlivosť“ v členských štátoch Európskej únie. Analýza s využitím polročne aktualizovanej databázy MISSOC a ESSPROS kvalitatívnych informácií podľa programov môže umožniť lepšie pochopiť túto rozdielnosť a jej efektivitu.

Poznámky:

¹⁾ Štandarda kúpnej sily (PPS): nezávislá jednotka od národnej meny, ktorá odstraňuje skreslenie rozdielov v úrovni cien. PPS hodnoty sú odvodené z parít kúpnej sily (PPPs), ktoré sú získané ako vážené priemery relatívnych cien s ohľadom na homogénny kôš tovarov a služieb, porovnateľný a reprezentatívny pre každý členský štát

Skratky

EU-15: Belgicko (BE), Dánsko (DK), Nemecko (DE), Grécko (GR), Španielsko (ES), Francúzsko (FR), Írsko (IE), Taliansko (IT), Luxembursko (LU), Holandsko (NL), Rakúsko (AT), Portugalsko (PT), Fínsko (FI), Švédsko (SE) a Spojené kráľovstvo (UK).

EU-27: EU15 rozšírené o Bulharsko (BG), Českú republiku (CZ), Estónsko (EE), Cyprus (CY), Lotyšsko (LV), Litvu (LT), Maďarsko (HU), Maltu (MT), Poľsko (PL), Rumunsko (RO), Slovinsko (SI) a Slovensko (SK).

EA -16 zahŕňa: BE, DE, GR, ES, FR, IE, IT, LU, NL, AT, PT, FI, CY, MT, SI a SK.

ESSPROS – Európsky systém integrovanej štatistiky sociálnej ochrany (European System of the Social PROtection Statistics)

Literatúra

[1] EK, ESSPROS MANUAL, kat. číslo: KS-RA-07-027-EN-N, dostupný na webe:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product_details/publication?p_product_code=KS-RA-07-027

[2] Alexandra Petrášová, Social protection in the European Union, EK, kat. číslo: KS-SF-08-048-EN-N, dostupné na webe:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-SF-08-046/EN/KS-SF-08-046-EN.PDF

[3] Alexandra Petrášová, Sociálna ochrana v Európskej únii, číslo: 600-0146/2008, dostupné na webe:

http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek_600/Socialne_statistiky/Socialne_statistiky/Socialna_ochrana/SO_2008_20090109.pdf

[4] Alexandra Petrášová, ESSPROS – Výdavky a príjmy na sociálnu ochranu, 2007-2008, dostupné na webe:

http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek_600/Socialne_statistiky/Socialne_statistiky/Socialna_ochrana

[5] **Európska komisia – EUROSTAT** - databáza

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/social_protection/introduction

[6] **Európska komisia**, MISSOC databáza

http://ec.europa.eu/employment_social/social_protection/missoc_tables_en.htm

Adresa autora:

Alexandra Petrášová, Ing., Mgr., PhD.

Tomášiková 10/E

821 02 Bratislava

alexandra.petrasova@statistics.sk

Skúsenosti z aplikácie klasifikačných systémov ošetrovateľstva v manažmente podvýživy seniorov

Experiences from application of the nursing classification systems in management of elderly malnutrition

Ľubica Poledníková, Zuzana Poláková

Abstract: In contribution we focused on the malnutrition of the elderly and the use of the nursing classification systems. The research objective was to find the differences in activities of nurses in the control cohort and the experimental cohort of geriatric patients with malnutrition, with using the selected set of classification system of nursing interventions and without its using and to verify using of the selected sets of the classification system of nursing outcomes in the selected facility. Experiment was the main research method. We used the Student's t-test in two modifications for analysis. The significant differences in documented activities were found between the control cohort and the experimental cohort after the use of the NIC classification system. Comparing the first and last measurements in the NOC level, we found the significant differences in the most of the indicators of the selected sets.

Key words: malnutrition, mininutritional assessment, nursing classification systems.

Kľúčové slová: podvýživa, mininutričné posudzovanie, klasifikačné systémy ošetrovateľstva.

Jel classification: C10, C12, I10.

1 Úvod

Malnutrícia je jeden z vážnych problémov geriatrického veku. Ako uvádzajú zahraničné štúdie, viac ako 40% hospitalizovaných pacientov je malnutričných, pričom najväčšia prevalencia je u starších pacientov a malých detí. Podľa Krajčíka (2008) malnutrícia je tiež problém v zariadeniach dlhodobej starostlivosti, kde výskum ukazuje prevalenciu 54% u novoprijatých a 23 až 85% u ostatných obyvateľov týchto zariadení [1]. Cestou riešenia tohto problému je tímová práca zdravotníkov, t.j. lekárov, asistentov výživy alebo nutričných terapeutov a sestier.

Nástroj k vyššej efektivite práce sestry vidíme v rozvoji a používaní štandardizovaného jazyka v ošetrovateľstve, ktorý charakterizuje novú éru v ošetrovateľskej vede. Štandardná terminológia aplikovaná cez klasifikačné systémy ošetrovateľstva - Klasifikačný systém ošetrovateľských diagnóz – NANDA (The North American Nursing Diagnosis Association), Klasifikačný systém ošetrovateľských intervencií – NIC (Nursing Interventions Classification) a Klasifikačný systém výsledkov ošetrovateľstva – NOC (Nursing Outcomes Classification) spája ďalších poskytovateľov starostlivosti a v konečnom dôsledku je aj ukazovateľom efektivity ošetrovateľskej starostlivosti [2].

2 Ošetrovateľský manažment pri ošetrovateľskej diagnóze - Nevyvážená výživa: menej než je potreba tela 00002 (názov a kód diagnózy podľa NANDA I.)

Jednotlivé kroky ošetrovateľského procesu a klasifikačné systémy NANDA, NIC a NOC predstavujú systémový prístup, ktorý možno použiť pri aplikácii starostlivosti o pacienta s nedostatočnou výživou.

Posudzovanie (1. krok) - zahrňuje zber dát – subjektívnych a objektívnych údajov o pacientovi a ich validizáciu a stáva sa východiskom pre stanovenie ošetrovateľskej diagnózy. Pri zisťovaní výživových problémov seniorov sa sestry zameriavajú na posúdenie stavu a

spôsobu výživy. Na presnejšie zhodnotenie rizika malnutrície alebo na dokázanie jej existencie môže sestram poslúžiť tzv. Mini Nutritional Assessment (MNA) obsahujúci dva súbory otázok, ktoré sú doplnené objektívnymi ukazovateľmi stavu výživy.

Ošetrovateľská diagnóza (2. krok) - Nevyvážená výživa: menej než je potreba tela 00002, bola zaradená do systému ošetrovateľských diagnóz v roku 1975 a upravená v roku 2000. Podľa NANDA I. (2007/2008) patrí do 2. domény – Výživa, triedy – Prijímanie potravy, ako aktuálna ošetrovateľská diagnóza. Je definovaná ako „stav, pri ktorom príjem živín nestačí metabolickým potrebám“ [3].

Výstupný krok (3. krok) – predstavuje stanovenie cieľov a očakávaných výsledkov a deje sa vo fáze plánovania v rámci ošetrovateľského procesu. Tento krok využíva klasifikačný systém NOC, ktorého ošetrovateľské výsledky vybrané vzhľadom na stanovenú ošetrovateľskú diagnózu slúžia ako kritériá, voči ktorým sa posudzuje úspech ošetrovateľskej intervencie. Vhodné výsledky z NOC v súčasnej klasifikácii sú nasledovné: Nutričný stav: biochemické merania 1005, Nutričný stav: energia 1007, Nutričný stav: príjem jedla a tekutín 1008, Nutričný stav: príjem živín 1009. Výber vhodných výsledkov a ukazovateľov v rámci jednotlivých výsledkov závisí od individuálnych potrieb a charakteristík liečeného pacienta.

Ošetrovateľské činnosti (4. krok) - predstavujú špecifické správanie alebo činnosť, ktorú sestra robí, aby implementovala ošetrovateľskú intervenciu, ktorá asistuje pacientovi, aby sa pohyboval smerom k želanému výsledku. Ošetrovateľské činnosti sú na konkrétnej úrovni konania. Pre implementáciu intervencie je potrebných niekoľko činností. Vzhľadom k tomu, že naša pozornosť sa zameriava na podvyživených pacientov alebo tých, ktorí sú vo vysokom riziku podvýživy, uvádzame činnosti, ktoré zahŕňa intervencia Nutričná terapia 1120 [4]. Nutričná terapia je určená pre jednotlivcov, ktorí nedokážu uspokojiť svoje nutričné potreby normálne prostredníctvom jedenia nutrične vyváženej diéty. Táto intervencia vhodne zahŕňa monitorovacie a vzdelávacie aktivity ako aj podporovanie k adekvátnej výžive alebo poskytovanie adekvátnych živín.

3 Výskum aplikácie NIC a NOC pri nevyváženej výžive: menej než je potreba tela

Materiál a metódy

Ako hlavnú výskumnú metódu sme použili experiment s aplikáciou vybraných súborov klasifikačného systému ošetrovateľských intervencií NIC a výsledkov ošetrovateľstva NOC.

Výskumu sa zúčastnilo 140 respondentov (70 párov), ktorí boli v čase výskumu hospitalizovaní na Doliečovacom oddelení vo Fakultnej nemocnici v Nitre. Respondenti boli do výskumu vyberaní zámerne na základe určujúcich kritérií: vek nad 65 rokov, potvrdené riziko malnutrície a malnutrícia: stanovené mininutričným posudzovaním (Mini Nutritional Assessment - MNA); prítomnosť minimálne jedného určujúceho znaku a jedného alebo viacerých súvisiacich faktorov diagnózy nevyvážená výživa: menej než je potreba tela.

Výsledky a diskusia

Vo výskumnej vzorke respondentov $n = 140$ (pacienti doliečovacieho oddelenia) bolo zastúpených 40,00 % (56) mužov a 60,00 % (84) žien. Experimentálnu skupinu tvorilo 64,28 % (45) žien a 35,72 % (25) mužov. Kontrolná skupina bola v zastúpení 55,72 % (39) žien a 44,28 % (31) mužov. Vekový priemer v experimentálnej skupine respondentov bol 78,15 rokov vo vekovom rozpätí 65 – 96 rokov. V kontrolnej skupine bol vekový priemer 77,87 rokov v rovnakom vekovom rozpätí. Respondenti boli prijatí na doliečovacie oddelenie z domu alebo boli preložený z iných oddelení nemocnice. Vo výskumnom súbore respondentov $n = 140$ bolo najviac 27,86 % (39) prijatých z domu; 24,29 % (34) bolo preložených z traumatologického oddelenia; 23,57 % (33) bolo preložených z internej kliniky a 14,28 % (20) z neurologickej kliniky. Z chirurgického oddelenia prišlo 5,71 % (8) a z neurochirurgie 4,29 % (6) pacientov. Priemerný počet dní hospitalizácie respondentov oboch skupín (kontrolná a experimentálna skupina) bol 13, 63 v rozpätí 10 až 26 dní.

Pre výskumný zámer nás zaujímala skutočnosť realizácie a zaznamenávania činností vybraného súboru klasifikačného systému NIC. Vo vybranom zariadení (doliečovacie oddelenie FN v Nitre) sme uskutočnili komparáciu kvantitatívnych parametrov prostredníctvom Studentovho t-testu, použili sme dvojvýberový t-test s rovnosťou rozptylov pre porovnanie zhody stredných hodnôt dvoch nezávislých súborov, experimentálnej a kontrolnej skupiny. V experimentálnej skupine sme overovali vykonané a zaznamenané činnosti vybraného súboru klasifikačného systému ošetrovateľských intervencií: Nutričná terapia 1120, ktorý zahŕňa 28 činností sestry. V kontrolnej skupine sme posudzovali činnosti sestier v rámci bežnej rutinnej praxe na vybranom pracovisku. Pre možnosť porovnania sme zaznamenané činnosti aplikované u pacienta posudzovali v kontextových jednotkách kategorizovaných podľa položiek vybraného súboru klasifikačného systému NIC.

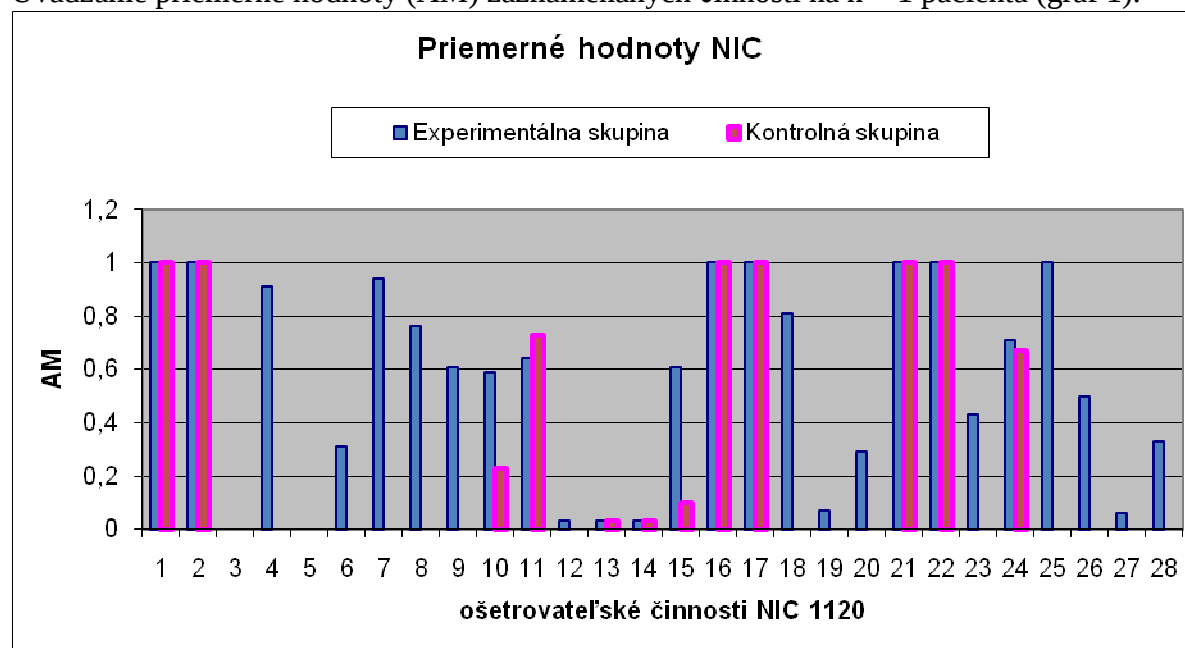
V **hypotéze 1** sme predpokladali, že použitím vybraného súboru klasifikačného systému NIC „Nutričná terapia 1120“ u geriatrických pacientov s nevyváženou výživou – menej ako je potreba tela bude vyšší počet dokumentovaných ošetrovateľských činností v experimentálnej skupine v porovnaní s kontrolnou skupinou na vybranom pracovisku. Z výsledkov vyplýva, že medzi skupinami je štatisticky významný rozdiel ($P = 0,004$), výsledky sú v prospech experimentálnej skupiny (tabuľka 1). Na základe uvedeného môžeme konštatovať, že hypotéza 1 **sa potvrdila**.

Tabuľka 1 Komparácia výsledkov v úrovni NIC 1120 sumár

Skupiny	N	NIC		T-test	
		AM	SD	t	p
experimentálna	70	17,16	2,36	3,02	0,004
kontrolná	70	8,40	1,14		

Vysvetlivky: AM – aritmetický priemer. SD – štandardná odchýlka

V grafe 1 prezentujeme početnosť ošetrovateľských činností vybraného súboru klasifikačného systému NIC „Nutričná terapia 1120“ v položkách NIC 1 až 28 v experimentálnej skupine a početnosť ošetrovateľských činností v kontrolnej skupine. Uvádžeme priemerné hodnoty (AM) zaznamenaných činností na $n = 1$ pacienta (graf 1).



Graf 1 Komparácia výsledkov v úrovni NIC

V experimentálnej skupine ($n = 70$) boli realizované všetky ošetrovateľské činnosti vybraného súboru NIC až na NIC3 a NIC5 vzhľadom k tomu, že nie je v kompetencii sestier určovať počet kalórií a typ živín, ktoré sú potrebné pre uspokojenie nutričných potrieb (NIC3) a ani vyberať výživové doplnky (NIC5); tieto kompetencie spadajú do povinností lekára a asistenta výživy.

V kontrolnej skupine respondentov ($n = 70$) na rozdiel od experimentálnej skupiny nebolo realizovaných 16 ošetrovateľských činností vybraného súboru NIC.

U všetkých pacientov ($n=140$) sestry uskutočnili nasledovné činnosti:

NIC 1 – Skompletizuj nutričné posudzovanie.

NIC 2 – Monitoruj príjem jedla/tekutín.

NIC 16 – Zaisti, aby bola progresívna terapeutická diéta k dispozícii.

NIC 17 – Poskytuj potrebnú výživu v rámci obmedzení predpísanej diéty.

NIC 21 – Zabezpeč príjemnú a relaxačnú atmosféru v prostredí.

NIC 22 – Podávaj jedlo atraktívnym, príjemným spôsobom.

Bez rozdielu v priemeroch medzi skupinami boli realizované ošetrovateľské činnosti NIC13 ($AM = 0,03$) a NIC14 ($AP = 0,03$) a NIC11 mal vyšší priemer v kontrolnej skupine ($AM = 0,73$) oproti experimentálnej ($AM = 0,64$). Z komparácie činností v oboch skupinách je zrejmé, že sestry v bežnej praxi nepokladajú za dôležité zaznamenávať všetky činnosti, ktoré pri starostlivosti o pacientov vykonali. Dokumentovanie ošetrovateľskej starostlivosti je nástrojom právnej ochrany a zlyhanie dokumentácie dát môže mať negatívne zákonné dôsledky [5]. Pre ošetrovateľstvo je významné sledovať rozdiel v dokumentovaných (vykonaných) činnostiach v rámci NIC (celý súbor) pri ošetrovateľskej diagnóze nevyvážená výživa – menej ako je potreba tela, vzhľadom k tomu, že ich použitie je zdôvodnené princípmi ošetrovateľstva, ktoré je založené na dôkazoch - EBN (Evidence-Based Nursing - ošetrovateľstvo založené na dôkazoch) a preto by mali byť súčasťou ošetrovateľského plánu u pacientov s podvýživou. Autorky Ackley, Ladwig (2008) zdôrazňujú, že používanie činností, ktoré boli validizované praxou – EBP (Evidence-Based Practice - prax založená na dôkazoch) vedú k lepším výsledkom u pacienta [6].

V hypotéze 2 sme predpokladali, že s použitím vybraných súborov klasifikačného systému NOC budú medzi opakovanými meraniami rozdiely v jednotlivých ukazovateľoch súborov NOC 1009, 1008, 1007, 1005. Sestry v experimentálnej skupine hodnotili výsledky sledované u pacienta prostredníctvom definovaných kritérií na Likertovej stupnici tak, aby odrážali stav výživy pacienta pri vstupnom a výstupnom meraní. Pre analýzu vybraných súborov klasifikačného systému výsledkov ošetrovateľstva NOC v experimentálnej skupine na porovnanie vstupného merania (prvý deň hospitalizácie) a výstupného merania (posledný deň hospitalizácie) sme použili Studentov t-test pre dva závislé súbory. Porovnáваме hodnoty AM prvých (vstupných) meraní a posledných (výstupných) meraní u $n = 70$ pacientov experimentálnej skupiny. Uvádžame následné porovnania výsledkov pre závislé (párové) výbery t – testu, hladina významnosti v rozpätí: $p < 0,001$, $p < 0,05$ (tabuľky 2, 3, 4, 5). Veľmi nízke hodnoty P uvádzame ako $P < 0,001$.

Tabuľka 2 Komparácia výsledkov v úrovni NOC Nutričný stav: Príjem živín 1009

Ukazovatele súboru	1. meranie			posledné meranie			T-test	
	n	AM	SD	n	AM	SD	t	P
100901	70	3,19	0,49	70	4,14	0,73	6,34	< 0,001
100902	70	2,99	0,67	70	4,17	0,78	6,91	< 0,001
100903	70	2,90	0,62	70	3,52	0,80	5,92	< 0,001
100904	70	3,19	0,49	70	4,14	0,73	6,34	< 0,001

V ukazovateľoch vybraného súboru **NOC Nutričný stav: Príjem živín 1009** sú v skupine respondentov $n = 70$ štatisticky významné rozdiely vo všetkých ukazovateľoch (100901 príjem kalórií, 100902 príjem proteínov, 100903 príjem tukov a 100904 príjem karbohydrátov), vyjadrené $p < 0,001$.

Tabuľka 3 Komparácia výsledkov v úrovni NOC Nutričný stav: Príjem jedla a tekutín 1008

Ukazovatele súboru	1. meranie			posledné meranie			T-test	
	n	AM	SD	n	AM	SD	T	p
100801	68	2,90	0,58	70	4,10	0,83	14,59	< 0,001
100802	2	4,00						
100803	68	3,16	0,70	70	4,29	0,81	12,43	< 0,001
100804	50	2,60	1,06	18	2,13	0,99	2,17	< 0,001
100805	17	2,06	0,50	5	1,67	0,58	1,00	< 0,001

V ukazovateľoch vybraného súboru **NOC Nutričný stav: Príjem jedla a tekutín 1008** sme zaznamenali štatisticky významné rozdiely, vyjadrené $p < 0,001$ v 4-roch ukazovateľoch vybraného súboru (NOC 100801 príjem jedla orálne, NOC 100803 príjem tekutín orálne, NOC 100804 príjem tekutín intravenózne a NOC 100805 príjem výživy intravenózne). Z daného súboru sme nemohli zisťovať signifikanciu v ukazovateli 100802 príjem sondou na kŕmenie, vzhľadom k tomu, že obaja respondenti ($n = 2$) prešli na iný spôsob stravovania a nebolo možné vytvoriť pár (kritérium pre použitie párového testu).

Tabuľka 4 Komparácia výsledkov v úrovni NOC Nutričný stav: Energia 1007

Ukazovatele súboru	1. meranie			2. meranie			T-test	
	n	AM	SD	n	AM	SD	t	P
100701	70	1,83	0,88	70	2,43	1,10	5,91	< 0,001
100703	70	3,41	0,97	70	3,43	0,99	0,45	0,655
100704	70	3,89	0,73	70	3,97	0,81	0,85	0,126
100705	70	3,71	0,84	70	4,29	0,90	4,99	< 0,001

V ukazovateľoch vybraného súboru **NOC - Nutričný stav: Energia 1007** sú štatisticky významné rozdiely v 2 ukazovateľoch (NOC 100701 výkonnosť a NOC 100705 odolnosť voči infekcii), vyjadrené $p < 0,001$. Bez signifikantných rozdielov po opakovanom meraní sa javí druhý (NOC 100703 sila zovretia ruky) a tretí ukazovateľ (NOC 100704 liečenie tkanív).

Tabuľka 5 Komparácia výsledkov v úrovni NOC Nutričný stav: Biochemické merania 1005

Ukazovatele súboru	1. meranie			2. meranie			T-test	
	n	AM	SD	n	AM	SD	t	P
100501	70	4,06	0,87	70	3,90	0,94	3,05	0,016
100514	70	4,30	0,95	70	4,59	0,71	3,00	0,003
100503	70	4,01	0,84	70	4,04	0,67	0,37	0,713
100504	70	4,04	0,86	70	4,06	0,65	0,09	0,931
100507	70	4,47	0,72	70	4,66	0,51	2,50	0,012

V ukazovateľoch vybraného súboru **NOC - Nutričný stav: Biochemické merania 1005** sú štatisticky významné rozdiely v 3 ukazovateľoch (NOC 100514 sérový kreatinín, NOC 100507 glykémia, NOC 100501 sérový albumín) vyjadrené $p < 0,05$. Bez signifikantných rozdielov po opakovanom meraní sa javia 2 ukazovatele (NOC 100503 hematokrit, NOC 100504 hemoglobín).

Vzhľadom na prevahu tých ukazovateľov klasifikačného súboru NOC, v ktorých sa vyskytli signifikantné rozdiely v opakovaných meraniach (všetky ukazovatele NOC 1009, 1008, dva ukazovatele NOC 1007 a tri ukazovatele NOC 1005) môžeme konštatovať, že

druhá hypotéza, v ktorej sme predpokladali, že s použitím vybraných súborov klasifikačného systému NOC sú v opakovaných meraniach rozdiely v jednotlivých ukazovateľoch súborov NOC 1008, 1009, 1007, 1005, sa **potvrdila**. Ukazovatele zastúpené v jednotlivých vybraných súboroch poukazujú na zmenu vo výžive za kratší alebo dlhší čas trvania nutričnej intervencie, ktorá je v rukách celého nutričného tímu, v ktorom významnú úlohu zohráva aj sestra. Podľa autorov McFarland, McFarlane (1997) vo väčšine prípadov sú očakávané výsledky pacienta dlhodobé, so zlepšením po niekoľkých mesiacoch [7]. Napriek tomuto dlhému času sú ošetrovateľské intervencie prínosom pri uspokojovaní nutričných potrieb a v koordinácii aktivít nutričnej starostlivosti na ktorejkoľvek úrovni deficitu .

4 Záver

Výsledky výskumu nás vedú k záveru o efektívnosti použitia vybraných súborov klasifikačných systémov NIC a NOC pri nevyváženej výžive – menej ako je potreba tela. Klasifikačný systém ošetrovateľských výsledkov nadväzuje na klasifikačný systém ošetrovateľských intervencií vzhľadom k tomu, že sa snaží zistiť či a do akej miery boli aplikované ošetrovateľské intervencie účinné. Výsledky opisujú stavy pacienta, ktoré sú riadené, pričom sa očakáva, že budú ovplyvnené intervenciami. Uvedomujeme si, že nie všetky výsledky sú rovnako dosiahnuteľné u všetkých pacientov a nemožno ich pripisovať iba ošetrovateľskej starostlivosti, pretože sestra zvyčajne pracuje v tíme. Aj vlastné telesné a duševné mechanizmy pacienta, účasť rodiny a prispievanie ostatných zdravotníckych pracovníkov treba v konečnom efekte brať do úvahy.

5 Použitá literatúra

- [1] MARTINICKÝ, D. 2008. Možnosti riešenia malnutrície u geriatrického pacienta. In: *Kompendium medicíny*, VII. slovenský geriatrický kongres a 34. Gressnerove dni, 2008, č.15, s. 16.
- [2] VÖRÖSOVÁ, G., BOLEDOVIČOVÁ, M., MESÁROŠOVÁ, J. 2004. Štandardná terminológia a klasifikačné systémy v ošetrovatelstve. In: *Ošetrovatelstvo a pôrodná asistencia*. ISSN 1336-183X, 2004, roč. 2, č. 5, Suplementum s. VIII–XII.
- [3] HERDMAN, T.H. et al. 2007. *NANDA International. Nursing Diagnoses: Definitions and Classification 2007 – 2008*. 7th ed. Philadelphia : NANDA International 2007. 343 p. ISBN 978-0-9788924-0-1.
- [4] BULECHEK, G.M., BUTCHER, H.K., McCLOSKEY DOCHTERMAN, J. 2008. *Nursing Interventions Classification (NIC)*. 5th ed. Missouri U.S.A. : Mosby, Inc., 2008. p. 516 ISBN 978-0-323-05340-2.
- [5] KOZIEROVÁ, B., ERBOVÁ, G., OLIVIERIOVÁ, R. 1995. *Ošetrovatelstvo 1., 2.* 1. vyd. Martin : Osveta, 1995. 1474 s. ISBN 80-217-0528-0.
- [6] ACKLEY, B.J., LADWIG, G.B. 2008. *Nursing Diagnosis Handbook*. 7th ed. St. Louis : Mosby, 2008. 937 p. ISBN 978-0-323-04826-2.
- [7] McFARLAND, G.K., McFARLANE, E.A. 1997. *Nursing Diagnosis & Interventions. Planning for Patient Care*. 1st ed. Missouri U.S.A. : Mosby, 1997. 590 p. ISBN 0-8151-7026-2.

Adresa autorov:

Ľubica Poledníková, PhD., PhD.

Ružová, 101; 94901 Nitra

lpolednikova@ukf.sk

Katedra ošetrovatelstva, FS VaZ, UKF v Nitre

Zuzana Poláková, Ing., PhD.

Tr. A. Hlinku 2; 949 76 Nitra

zuzana.polakova@uniag.sk

Katedra štatistiky a operačného výskumu,
FEM, SPU Nitra

Basic overview of Slovak LTC system

Základný prehľad o slovenskom systéme dlhodobej starostlivosti

Marek Radvanský – Viliam Páleník¹

Abstract:

This overview is based on published wider paper of authors about Slovak Long term care system and describes basic overview of Slovak Long-Term Care System, it's heterogeneity and complexity. Analysis is focused on assessment, availability, management, organisation, and integration of the LTC in Slovakia. It is based on information gathered till March 2010.

Keywords: Long term care, Slovakia

Abstrakt:

Tento prehľad je založený na publikácii autorov zameranej na slovenský systém dlhodobej starostlivosti a obsahuje základný prehľad slovenského systému dlhodobej starostlivosti, vrátane jeho heterogenity a komplexnosti. Analýza je zameraná na hodnotenie, dostupnosť, riadenie, organizáciu a komplexnosť systému dlhodobej starostlivosti na Slovensku. Založená je na informáciách zhromaždených k marcu 2010.

Keywords: Long term care, Slovakia

Kľúčové slová: Dlhodobá starostlivosť, Slovensko

Jel classification: I11, J14,

Introduction

Long term care is provision of complex medical, nursing and custodial services for a long term period, in some cases as a permanent care. Slovak legislation does not define term “long term care” as a combination of social and health services provided on a regular and long term base. Also in public perception these two systems of care are strictly divided. Health care is legally and also formally provided by the state and social care including care of elderly, disabled or chronically ill people is partly provided by state, regions, charity and private institutions [2], [4].

Integration of the social care and medical care in the Slovak Republic is not systematically regulated by the national legislation. Besides it, the approach to the Long Term Care (LTC) system as a long-term social and medical care in Slovakia has gone through several major changes during last 15 years. In 2005 a proposition of an act on the long term care and integration of persons with disabilities was presented by the Ministry of Health with a conception of integrated LTC system. This act was not approved and conception was changed back to providing separate social and medical services.

¹ Authors are employees at Institute of Economic Research, Slovak Academy of Sciences, Šancova 56, 811 05 Bratislava

Nowadays single parts of the LTC system are included in several regulations and acts. The LTC is interpreted in two ways of needs – social care and medical care. This includes the LTC from the point of view of disabled persons and problems of their needs and their social inclusion. The second part is related to a care for older and elderly people with chronic diseases. Main principles are continuously incorporated in several national health-care and social strategies [1].

1. Assessment of LTC needs in Slovakia

Formal LTC services in Slovakia are provided in wide types of facilities. Services are provided according to the level of person disability (ADL). Entitlement to receive services is general, conditioned by the disability level. There is an assessment to determinate the kind and amount of provided benefits. The assessment is being carried out by an advisory committee comprised of physicians and social workers by the necessity. Each patient is assessed individually according to a set of strict guidelines, which are given by a special legislation. Results of this assessment will be used for selection of the most suitable type of the LTC provided. The expenditures on social services are usually covered by local or regional administration with co-payment of reliant person [3].

The level of reliance of a patient is being considered according to the 6 grade scale. The Act No. 448/2008 on social care defines 12 criteria (e.g. eating, drinking, sitting, walking, hygiene, washing, orientation, ...) where the individual score of a particular personal activity is assessed by points 0-10. Total sum gives the degree of reliance according to the table 1.2:

Table 1.2

Degrees of reliance of a patient on care of other person

<i>Degree of reliance</i>	<i>Total points</i>	<i>Average time of reliance (hours/day)</i>	<i>Average time of reliance (hours/month)</i>
I.	105 – 120	0	0
II.	85 – 104	2 – 4	60 – 120
III.	65 – 84	4 – 6	120 – 180
IV.	45 – 64	6 – 8	180 – 240
V.	25 – 44	8 – 12	240 – 360
VI.	0 – 24	More than 12	More than 360

Source: Ministry of Labour, Social Affairs and Family

The advisory committee is established by the municipality or region in a form of a contract with an assessment physician and social worker. The assessment physician scores the health status of the patient according to the above mentioned table. When the degree is II. – VI., the patient is assessed as reliant to assistance.

Social and family situation of the patient is afterwards being assessed by the social worker according to the 4 criteria (e.g. self service, household activities, basic social activities, supervision) and result is a written statement. Based on the medical assessment and social statement, an expert report is issued, which states a proposal of a most suitable social service for the patient.

2. Available LTC services

Institutional LTC is provided in following facilities (medical related):

- Medical facilities, which include:
 - o 1. Facilities of institutional medical care,
- Facilities of ambulatory medical care, which includes

- o 2. Stationary (facility designated to short-term care with medical care),
 - o 3. Agency of home nursing care,
 - o 4. Movable hospice (home palliative care).
 - Facilities of institutional medical care (licences are approved by self-governing region):
 - o 5. hospital:
 - general,
 - specialized – licences approved by the Slovak Ministry of Health
 - o 6. Sanatorium,
 - o 7. Hospice (palliative care),
 - o 8. Nursing care house.
1. Facility of institutional medical care is designated to provide medical care to persons whose state of health requires continuously medical care with anticipated staying in bed in medical facility longer than 24 hours.
 - 1.2. Stationary is designated to give ambulatory medical care to persons whose state of health requires repetitively day ambulatory medical care always link-up with institutional or ambulatory medical care.
 - 1.3. Agency of home nursing care provides complex home nursing care and assistance to persons by whom it is anticipated that their state of health will not require continuous medical care in any institutional healthcare facility, or to persons which refused given institutional medical care facility
 - 1.4. Mobile hospice is home based palliative care provided by a professional employee of the hospice.
 - 1.5. Hospital continuously provides a requisite medical care and specialized medical care with a link-up with ambulatory care and pharmaceutical care in hospital pharmacy.
 - a. At a general hospital an institutional medical care is given in different specialized departments
 - a.b. At a specialized hospital an institutional medical care is given mostly in one specialized medical field, possibly also in departments linked-up with main specialized medical field
 6. At a sanatorium a specialized medical care is given, with orientation mainly on health disorders of chronic character with prolonged progress of treatment.
 - 6.7. At a hospice a medical care is given to patients with incurable and also advanced and active progressive disease, which usually leads to death (palliative care). Aim of medical care given in hospice is to improve quality of life, reduction of suffering ill persons and stabilization of their health status. Part of hospice also might be used as a facility for providing ambulatory medical care including home based medical care in the residence of ill person.
 - 6.8. At a nursing care house a continuous nursing care and rehabilitation is provided to persons, which health status does not require continuous medical care provided by the physician. This includes providing necessary linked-up ambulatory medical care with orientation to providing nursing care. Part of this facility can be used as nursing stationary.

Ambulatory care is provided as a primary care and a specialized medical care. Primary medical care is given to geriatric patients via the network of practical medicine doctors for adults, who cooperate with specialists in relevant medical areas. Necessary part of primary medical care are agencies providing home nursing care, which provide complex medical care mainly to group of geriatrics patients, which is usually provided in cooperation with nursing care provided by organs of state social care.

A specialized ambulatory care is provided to geriatric patients on request of a practical doctor for adults by specialist in area of geriatric care and specialists in other areas. A specialized ambulatory geriatric care includes preventive and dispensary care provided under current legal regulations. Geriatric ambulatory care also provided care for patients with dementia. Ambulatory care for gerontopsychiatric patients is provided via the net of gerontopsychiatric departments and daily stationeries that are being established (as nowadays there is rather a lack of them).

Facilities and services of a long-term social care (according to the act 448/2008 on the Social services) providing social services related to LTC are described in part five of the Act on the Social services. This part is about services provided to solve a poor social situation arisen due to a heavy disability and worsen health due to reaching the retirement age. Slovakia has very elaborate and wide system of social care facilities. In future, it is planned to simplify this system and also integrate them with medical facilities of the LTC.

Institutions of social care provide general social consulting and social rehabilitation and also accommodation in facilities with long term care. Other provided services in social care facilities are (besides daily stationary and facility of supported housing) laundering, cleaning and cooking. Specific services are listed below, together with the description of particular facilities. Facilities for persons reliant on help from other person and for retired are:

- Facility of supported living, where a social service is provided to person reliant on another person's help or reliant on supervision, under which they can lead independent life. At the facility is mainly supervising provided, social care, accommodation and conditions for cooking.
- Facility for seniors provides a social service to pensioner or to person, which reach retirement age and is reliant on other person's help and who needs help in this kind of facility from other serious reason. At facility for seniors, there are, besides basic social services, nursing care and spare-time and cultural activities provided.
- Facility of nursing care provides a social service to adult person for shorter period, reliant on help of other person and it is not possible to provide another service. At the facility of nursing care a physical help from other person, nursing care and basic social services are provided.
- Rehabilitation centre provides a social service to person reliant on help of other person, who is sightless, deaf or which is strong hearing-impaired. In the rehabilitation centre also physical help from other person is provided. If only ambulatory care is provided in a rehabilitation centre, there is no need to provide cooking, accommodation, ironing and laundering in this type of facility. If an accommodation is provided, this can be done only for selected period. In rehabilitation centre it is given also social consulting to family or person who secures help to person reliant on help in home environment, from purpose to help in rehabilitation.
- House of social services provides a social service to person reliant on help of other person and level of their reliance is at least V (from six-grade scale), or person, which is blind or practically blind and level of their reliance is at least III. At the house of social services there is a provided physical help from other person, nursing care, personal equipment, allowances given by ordinance. In this type of facilities also children can be treated (with education and other necessary services).
- Specialized facilities provide a social service to person reliant on help of other person and level of their reliance is at least V and also has medical disease, usually Parkinson disease, Alzheimer disease, pervasive development disorder, sclerosis multiplex, schizophrenia, dementia, blind-deafness and AIDS. In the specialized facility it is provided besides basic social care a help from other person, nursing care, personal

equipment, allowances given by ordinance. In this type of facilities also children can be treated (with education and other necessary services).

- Daily stationary provides a social care to person reliant on help of other person, but their need of reliance is only for a part of a day. In the daily stationary it is provided a help of other person, cooking, work and social therapy, leisure activities. In this facility it is also given social consulting or help to family or person, which secures help to person reliant on help in home environment, for a purpose to help in rehabilitation.

Other complementary and home social services

- Nursing care is a social service provided to persons reliant on help of other person and level of their reliance is at least II and is reliant on daily activities about self-care, activities of treating household and basic social activities. Range of activities is provided on the base of decision of the social advisory committee and it is set by the municipality in hours. Minimal range of social nursing care cannot be less than the set level of reliance.
- Transport care is a social service provided to person with heavy disability, reliant on individual transport with motor vehicle or person with disability and limited movement or orientation.
- Guide care is a social service provided to person who is practically blind or blind and person with a mental disability. Reading can be also provided to blind persons.
- Interpreting is a social care provided to deaf people in gesture language, sign or tactile language.
- Other social complementary services like procurement of personal assistance, interpreting and help on administration etc. Important secondary type of help is lending of aid tools.

Informal home care is provided usually via family member or close person and is not covered with any legal agreement and the family member gets social contribution for home care according to the Act. No. 447/2008 on financial allowances.

Quality assurance of services is mandatory for all facilities providing the long-term care; there is also formal home care is included.

Who is eligible?

The legitimacy to use selected type of social and medical help is determined by type of a care receiver. The legislation distinguishes between receiving the LTC independently from social and medical care and by the type of provided care.

On basis of the current legislation, LTC services are assigned by the individual needs of patient health status. Health status is considered by the medicine doctor – specialist. Every citizen has a right to receive individual plan and its periodic medical examination. Expenditures are covered by the obligatory health insurance with possible excess of receiver.

Persons with heavy disability has right to receive financial support to selected services (transport, modification of housing etc.) according to the act No. 447/2008.

The assessment of needs is provided under the act No. 448/2008 to persons, which are in unfavourable social or health situation, or as prevention of social exclusion. Examination of person with a serious disability or in an unfavourable health status to get the social care (also linked with the LTC) is performed by a medical examiner, who will determine also the level of disability (ADL). The individual needs, family background and living conditions are assessed by the social worker. Based on the medical expertise and social expertise a common expertise on social reliance is elaborated, which will define the level of reliance to assistance, the level of disability and proposal of the needed social services.

Which services?

In previous parts we have described types of provided medical and social care. Overview of the usual types and length of provided services in selected facilities are presented in Table 1.

Table 1

Overview of the provided social and medical services in the Slovak Republic

	Type of services			Length of Service			Institutional or home	
	Medical care	Social care	Nursing care	Daily care	Short term	Long Term	Institutional care	Home care
Facilities of institutional medical care	x				x		x	
Daily/Nursing stationary		x	x	x			x	
Agency of home nursing care	x			x				x
Mobile hospice	x		x	x				x
Hospital (general, specialized)	x				x		x	
Ambulatory (primary, specialized)	x			x			x	
Sanatorium	x		x		x	x	x	
Hospice	x		x		x	x	x	
Nursing care facility		x	x		x		x	
Facility of supported living		x				x	x	
Facility for seniors		x	x			x	x	
Rehabilitation centre		x	x	x	x		x	
House of social services		x	x	x	x	x	x	
Specialized facilities	x	x	x		x	x	x	
Other complementary social services		x		x				x

Source: Authors

3. Management and organisation (role of the particular participants)

Persons of every age with a long-term dependence on help of third persons need the LTC. Without this help they cannot perform common daily activities (like eating, dressing, personal hygiene, communication with social environment etc.). This concerns persons with chronic somatic or psychiatric diseases, with health, sense, mental or psychiatric disabilities.

Key part in the LTC is family and closeness to the patient/client, which provides long-term care and which are back influenced with provided care. The LTC consist of different shares of medical (nursing) care and social (nursing, housekeeping, social contacts etc.) care.

The LTC is provided at home (as informal care of family, relatives and close to patient or formal – professional nursing care or personal assistance). It can be also provided in community facilities (daily stationeries, rehab centres, care – management provided by municipalities). Another part is long-term institutional care at facilities providing long term care. Several facilities providing long-term care facilities of integrated social and medical care will be created. Also new integrated facilities will be built-up.

Besides providing services the key part of the LTC is also the financial aid and contributions (at children contribution to their parents) to caring, personal assistance and compensation of social consequences of clients' disability.

Objective of the LTC for individuals reliant on help of other person is to secure the best possible quality of life with as much independency as possible and social and work integration, satisfaction and human dignity. General legislation on LTC is created at all levels of state administration. Main providers are the Ministry of Health and Ministry of Labour, Social Affairs and Family.

Only local and regional administration can effectively take responsibility to provide LTC to abandoned persons without ability to apply for care. From this reason, social services are managed at several levels. The exact division of tasks between various level of administration is mentioned in the Act No. 448/2008 on Social services.

The Ministry of Labour, social affairs and family is eligible to determine national priorities and keep supervision on providers of social services.

Municipalities (local administration) develop and approve community plans of social services in their own territory and they are governing institutions in proceedings about reliance to social services in facilities for seniors, facilities of nursing care, daily stationeries and reliance on nursing care and transport services. They are also responsible for funding of these services in the own region. Municipalities also sign contracts about providing social care and contributions.

Self-governing regions (regional administration) manages and approves conception of social services development in their territory and is a governing institution in proceedings about reliance to social services in a facility of supported housing, a rehabilitation facility, in a house of social services and in a specialized facility. They are also responsible for funding of these services in the own region. Regional administration also signs contract about providing financial contribution to help of other person (if this person is reliant on this kind of help) and financial support to non-public organization providing social services to such person. Main responsibility of local and regional administration is the capacity planning of the social facilities.

Main governmental institution covering medical services is the Ministry of Health. Ministry of Health provides supervising on medical facilities and medical services provided in the Slovak Republic. The ministry also determines national priorities and strategies in medical field. Some duties are transferred to regional administration with responsibility and financial subsidies from central government.

Supervision and inspection of the social services providers is a responsibility of the Ministry of Labour and social affairs. The ministry is also eligible for awarding fines for violations. Control of level of provided social services and financial management is controlled by the local or regional administration.

4. Integration of LTC

Main problem in Slovak LTC system is that social and health services are not really integrated nowadays. Integration of medical and social part of LTC system will be the next objective. Despite this, since January 2009, integrated care providers can be established, if they fulfil requirements for providing both types of services.

Conclusions

This article was written as part of research project ANCIEN (Assessment of Needs of Care in European Nations) on Institute of Economics, Slovak Academy of Sciences within 7th EU Framework Programme. This project is devoted to estimation of Long Term Care (LTC) Needs in EU member States. Main focus is put on the estimation of demand side for future needs, which involves assessing number of people demanding certain form of LTC and in the same time forecasting future capacities providing such services (including home nursing

care). The LTC is provided at home (as informal care of family, relatives or friends of and close to patient or formal – professional nursing care or personal assistance). It can be also provided in community facilities (daily stationeries, rehab centres, care – management provided by municipalities). Another part is long-term institutional care at facilities providing long term care. Several facilities providing long-term care facilities of integrated social and medical care will be created. Also new integrated facilities will be built-up. Besides providing services the key part of the LTC is also the financial aid and contributions (at children contribution to their parents) to caring, personal assistance and compensation of social consequences of clients' disability. Social and family situation of the patient is afterward being assessed by the social worker according to the 4 criteria (e.g. self service, household activities, basic social activities, supervision) and result is a written statement. Based on the medical assessment and social statement, an expert report is issued, which states a proposal of a most suitable social service for the patient. Main problem in Slovak LTC system is that social and health services are not really integrated nowadays. Focus of this work is not only on the institutional long term care providers, but also on home and ambulant formal and informal forms of care. This paper describes main determinants of long time care in Slovakia and it is usable to compare it with other EU countries.

Literature:

- [1] RADVANSKÝ, Marek - PÁLENÍK, Viliam. The Slovakian long-term care system : contribution to WP 1 of the ANCIEN projekt. In ENEPRI research report (Brussels) [online], 2010, no. 86, p. 1-23. ANCIEN project the 7th FP health-2007-3.2.2.
- [2] VAŇO, B., BLEHA, B.: Population projection of districts in Slovakia until 2025, Infostat, Bratislava, 2008.
- [3] RADVANSKÝ, Marek: Long-term care in Slovakia (in Slovak) . Forum Statisticum Slovaca, 2010, No 1, pp. 117- 125.
- [4] The 2009 Ageing Report, European Commision.

Contact to authors:

Marek Radvanský
Institute of Economic Research
Slovak Academy of Sciences
Sanova 56
811 05 Bratislava
Marek.Radvansky@savba.sk

Viliam Páleník
Institute of Economic Research
Slovak Academy of Sciences
Sanova 56
811 05 Bratislava
Viliam.Palenik@savba.sk

ZÁKLADNÉ PRINCÍPY ZHLUKOVACEJ ANALÝZY BASIC PRINCIPLES OF CLUSTER ANALYSIS

Mária Vojtková

Abstract: Cluster analysis is a set of mathematical and statistical techniques used to identify groups or clusters. The aim of this paper is to outline basic principles of distribution of the statistical set of objects into clusters so that objects belong to the same cluster have been close, similar and objects belonging to different clusters have been distant, different.

Key words: Cluster analysis, Similarity measures, Clustering procedures, Clustering methods, Interpretation of clusters.

Kľúčové slová: zhluková analýza, miery podobnosti, zhlukovacie postupy, zhlukovacie metódy, interpretácia zhlukov.

JEL classification: C38.

1. Úvod do zhlukovej analýzy

Zhluková analýza predstavuje súbor matematických a štatistických techník využívaných na identifikáciu skupín tzv. zhlukov. Cieľom tohoto príspevku je priblížiť metodológiu rozdelenia objektov štatistického súboru do zhlukov tak, aby objekty patriace do toho istého zhuku si boli blízke, podobné a objekty patriace do rôznych zhlukov si boli vzdialené, odlišné.

Základnú úlohu zhlukovej analýzy môžeme matematicky sformulovať nasledovne: ide o zoskupenie objektov X_i ($i=1,2,\dots,n$) do zhlukov $C_1, C_2, \dots, C_q$ ($2 \leq q \leq n$) tak, aby objekty patriace do toho istého zhuku si boli blízke, podobné a objekty patriace do rôznych zhlukov si boli vzdialené, odlišné. V porovnaní s inými metódami sú predmetom zhlukovej analýzy objekty (štatistické jednotky, pozorovania), a nie premenné (štatistické znaky, ukazovatele). Neskôr boli metódy zhlukovania použité aj na premenné, čo znamenalo aplikáciu špecifického prístupu faktorovej analýzy v tejto oblasti [Khattree, R. and Naik, D. N., 2000, Stankovičová I., Vojtková M. 2007].

2. Miery vzdialenosti

Pri charakterizovaní podobnosti jednotlivých objektov sa najčastejšie používajú miery vzdialenosti, ktoré sú tiež označované ako miery nepodobnosti objektov vzhľadom k opačnej interpretácii ich hodnôt. Vysoké hodnoty mier vzdialenosti charakterizujú odlišné objekty, zatiaľ čo pri ostatných mierach podobnosti je interpretácia opačná (ich vysoká hodnota poukazuje na závislosť a teda podobnosť objektov).

V tomto príspevku si bližšie popíšeme iba tie miery vzdialenosti, ktoré poskytuje štatistický softvér Statgraphics Centurion. Máme k dispozícii súbor n objektov, z ktorých každý je charakterizovaný k znakmi. Vzdialenosť medzi objektami i a j môžeme určiť ako:

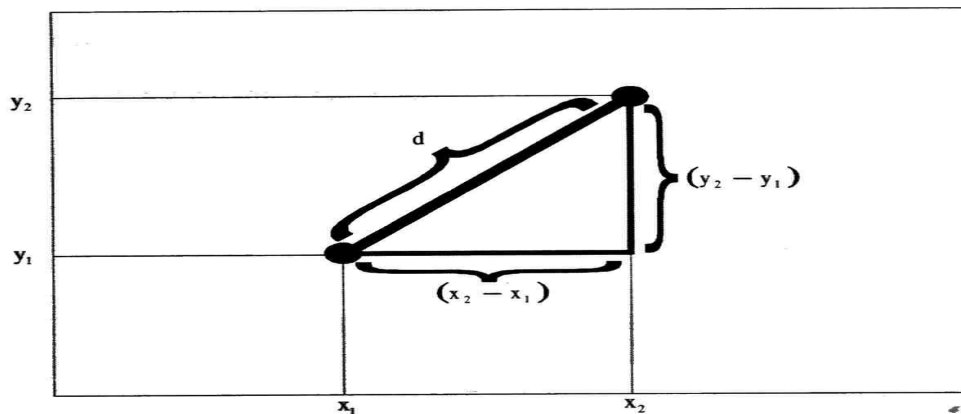
a. Euklidovská vzdialenosť

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - X_{jk})^2}, \quad (1)$$

kde X_{ik} je hodnota k-tej premennej pre i-ty objekt,

X_{jk} je hodnota k-tej premennej pre j-ty objekt.

Táto miera sa dá ľahko vypočítať, predpokladá však ortogonálny súradnicový systém, t.j. nekorelovateľnosť premenných. Jej nevýhodou je výrazný vplyv absolútnej výšky vstupných údajov. Z hľadiska geometrického si môžeme Euklidovskú vzdialenosť v dvojrozmernom priestore odvodiť z Pytagorovej vety (Obrázok 1), podľa ktorej štvorec nad preponou pravouhlého trojuholníka sa rovná súčtu štvorcov nad odvesnami tohto trojuholníka.



Obrázok 1: Grafické znázornenie výpočtu Euklidovskej vzdialenosti

b. štvorcová Euklidovská vzdialenosť

$$d_{ij} = (X_{ik} - X_{jk})^2 \quad (2)$$

c. Hammingova vzdialenosť (Manhattan distance, city-block distance)

$$d_{ij} = \sum_{k=1}^n |X_{ik} - X_{jk}| \quad (3)$$

Podobne ako Euklidovská vzdialenosť vyžaduje nekorelovanosť premenných a využíva sa hlavne pre alternatívne dáta.

Okrem týchto mier existuje ešte celý rad iných [Stankovičová I., Vojtková M. 2007, Húsek D., Řezánková H., Snášel V., 2007] avšak presný predpis použitia ktorejkoľvek z mier podobnosti nepoznáme. Dôležitým rozhodnutím je, aké hodnoty jednotlivých premenných použiť. Môžeme použiť pôvodné napozorované hodnoty alebo štandardizované hodnoty. Vzdialenosti medzi pozorovaniami sa totiž môžu meniť spolu so zmenou mierky.

Výhodou štandardizovaných hodnôt je porovnateľná variabilita jednotlivých premenných.

3. Zhlučovacie postupy

Prvotný dôvod použitia zhlučkovej analýzy je nájsť skupiny podobných objektov vo vybraných dátach. Tieto skupiny objektov sú obvykle zaraďované do zhlukov. Výsledné zhluky tvoria systém, ktorý je buď hierarchický alebo nehierarchický.

Hierarchické postupy nevyžadujú a priori poznať počet zhlukov na začiatku analýzy, čo je ich hlavná výhoda oproti nehierarchickým postupom. Ich nevýhodou je, že objekt, ktorý už bol zaradený do jedného zhľuku na určitej úrovni zhľukovania, nemôže byť znovuzaradený do iného na ďalšej úrovni zhľukovania. Hierarchické zhľukovacie postupy sú relatívne rýchle, ale nie sú vhodné na analýzu veľkých výberov. Hierarchické postupy umožňujú úplnú a

podrobnú analýzu štruktúry skúmaných vstupných dát. Dajú sa pomerne jednoducho znázorniť aj graficky pomocou tzv. hierarchického stromu, čiže **dendrogramu**, v ktorom je presne znázornená postupnosť rozkladov na jednotlivých zhlukovacích úrovniach.

Nehierarchické zhlukovacie postupy vychádzajú z požiadavky apriórnej znalosti o počte zhlukov na začiatku analýzy. Ide väčšinou o iteračné postupy, ktoré sa obvykle začínajú zadáním počiatočného rozkladu súboru, ktorý sa postupne vylepšuje. Tieto postupy si preto väčšinou vyžadujú expertné znalosti danej problematiky. Výsledky rôznych štúdií poukazujú na to, že v prípade použitia náhodne vybraného počiatočného rozkladu súboru, algoritmy nepracujú dobre. Môžu obsahovať paralelné i sekvenčné postupy, s ktorými je možné sa bližšie oboznámiť v literatúre [Aldenderfer M. S., Blashfield R. K., 1985], [Anil J. K., Dubes R., 1988], [Khattri N., Naik D. N., 2000].

Avšak hierarchické postupy sa niekedy používajú ako počiatočné (prieskumné) riešenie zhlukovania, ale výsledné riešenie je doplnené nehierarchickým postupom v ďalšej analýze. Z tohoto pohľadu môžeme hierarchické a nehierarchické postupy považovať za vzájomne sa dopĺňajúce a nie protichodné.

4. Zhlukovacie metódy

Hierarchický aglomeratívny zhlukovací postup jednotlivých metód môžeme rozčleniť do niekoľkých krokov [Sharma S., 1996]:

1. Vypočítame maticu D vhodných mier vzdialeností.
2. Začneme proces rozkladu od n zhlukov, z ktorých každý obsahuje jeden objekt.
3. Prezrieme maticu D a nájdeme dva zhluky C_h a $C_{h'}$, ktorých vzdialenosť d_{ij} je minimálna.
4. Spojíme zhluk C_h a $C_{h'}$ do nového q-teho zhluku. V matici D vynecháme riadok a stĺpec reprezentujúci vzdialenosť zhlukov C_h a $C_{h'}$ a nahradíme ho novým reprezentujúcim ich spoločnú vzdialenosť od ostatných zhlukov podľa typu zvolenej metódy. Rozmer matice sa zníži o 1.
5. Postup opakujeme od kroku 3, až kým nedôjde k spojeniu všetkých objektov do jedného zhluku.

Pri popise jednotlivých metód sa opäť zameriame predovšetkým na zhlukovacie metódy, ktoré sa nachádzajú v spomínanom štatistickom softvéri Statgraphics Centurion.

A. Metóda najbližšieho suseda (nearest-neighbor)

Táto metóda bola prvýkrát popísaná Sneathom v roku 1957. Patrí medzi historicky najstaršie a najjednoduchšie metódy. Vytvára zhluky podľa pravidla, že objekty budú priradené k existujúcim zhlukom, ak posledné členy existujúceho zhluku budú na tej istej úrovni podobnosti ako objekty, o ktorých sa uvažuje, že by mali byť do zhluku zaradené. Kritériom pre spájanie zhlukov je minimum zo všetkých možných q medzizhlukových vzdialeností objektov.

Vzdialenosť medzi novými zhlukmi sa určí:

$$D(C_h, C_{h'}) = \min d_{ij} \quad (4)$$

V metóde najbližšieho suseda predstavuje túto vzdialenosť minimálna vzdialenosť medzi všetkými možnými párami pozorovaní v týchto dvoch zhlukoch, teda vzdialenosť medzi najbližšími príslušníkmi skupín.

Táto metóda hľadá dvojicu najpodobnejších (najbližších) objektov. Jej nevýhodou je, že má tendenciu k reťazeniu alebo vytvára dlhé zhluky, a teda často aj vzdialené objekty sa môžu stretnúť v rovnakom zhluku, pokiaľ väčší počet ďalších objektov vytvorí medzi nimi reťaz.

B. Metóda najvzdialenejšieho suseda (furthest-neighbor)

Táto metóda je založená na opačnom princípe ako predchádzajúca. Je založená na spájaní tých objektov do jedného zhluku, medzi ktorými je minimálna vzdialenosť medzi ich najvzdialenejšími prvkami.

Vzdialenosť medzi novými zhlukmi sa počíta ako maximum z možných medzizhlukových vzdialeností (**Chyba! Nenašiel sa žiaden zdroj odkazov.**).

$$D(C_h, C_{h'}) = \max d_{ij} \quad (5)$$

Táto metóda hľadá dvojicu najnepodobnejších (najvzdialenejších) objektov. Jej výhodou je, že vytvára menej početné, konzistentné a dobre izolované zhluky. Nežiadúci efekt reťazenia pri nej odpadá.

C. Metóda priemernej vzdialenosti (group average)

Uvedená metóda predstavuje kompromis oproti dvom predchádzajúcim metódam, ktoré sú založené na extrémnych mierach vzdialenosti medzi zhlukmi. Kritériom pre spájanie je opäť minimum z q možných medzizhlukových vzdialeností objektov, pričom vzdialenosť medzi zhlukmi je definovaná ako priemer z týchto medzizhlukových vzdialeností objektov:

$$D(C_h, C_{h'}) = \frac{1}{n_h n_{h'}} \sum_i \sum_j d_{ij}, \quad (6)$$

kde n_h a $n_{h'}$ sú počty objektov v zhluku C_h a $C_{h'}$

Dva zhluky sa zoskupujú do nového zhluku, ak je medzi nimi priemerná minimálna vzdialenosť. Jej použitie často vedie k podobným výsledkom ako pri metóde najvzdialenejšieho suseda.

D. Centroidná metóda (centroid)

Do jedného zhluku sa spájajú také dva zhluky, medzi ktorými je najmenšia vzdialenosť ich centroidov (ťažísk), pričom centroid je vlastne priemer ukazovateľov v jednotlivých zhlukoch. Vzdialenosť medzi novými zhlukmi je určená ako štvorec euklidovskej vzdialenosti ich centroidov:

$$D(C_h, C_{h'}) = d_{ij}^2(\overline{X}_{Ch}; \overline{X}_{Ch'}) \quad (7)$$

Jej nevýhodou je tzv. inverzia, čiže spojenie nového objektu so zhlukom môže byť na hierarchicky nižšej úrovni ako predchádzajúci spoj vedúci ku vzniku zhluku.

E. Mediánová metóda (median)

Táto metóda je obdobou centroidnej metódy s tým rozdielom, že namiesto vzdialenosti medzi centroidmi zhlukov používa vzdialenosť medzi mediánmi zhlukov. Do jedného zhluku sa spájajú také dva zhluky, medzi ktorými majú mediány najmenšiu vzdialenosť.

$$D(C_h, C_{h'}) = d_{ij}(Me_{Ch}, Me_{Ch'}) \quad (8)$$

Jej výhodou oproti predchádzajúcej metóde je, že sa snaží odstrániť rozdielne váhy, ktoré centroidná metóda dáva rôzne veľkým zhlukom.

F. Wardova metóda (Ward)

Táto metóda je v praxi najpoužívanejšia. Je založená na odlišnom princípe ako všetky vyššie spomínané metódy. Pri tejto metóde sa nepočítajú vzdialenosti medzi zhlukmi, ale zhluky sa formujú maximalizáciou vnútrozhlukovej homogenity. Mierou homogenity je vnútrozhluková suma štvorcov odchýlok od priemeru zhluku (ESS = error sums of squares)

$$ESS = \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{j=1}^k (X_{ij} - \overline{X}_{ij})^2, \quad (9)$$

kde n_t je počet objektov v zhluku C_t ,

$\overline{X_{ij}}$ - priemer hodnôt znaku X_j v zhluke C_i .

Algoritmus zabezpečuje, aby sa pri spájaní na každom kroku dosiahol minimálny prírastok ESS. Táto metóda vedie k vytvoreniu zhlukov relatívne rovnakej veľkosti a tvaru, čiže má tendenciu odstraňovať malé zhluky.

G. Metóda k-priemerov (k-means)

Táto metóda patrí medzi nehierarchické zhlučovacie metódy a má celý rad modifikácií, ale jej základná schéma spočíva v nasledujúcich krokoch [Sharma S., 1996]:

1. Výber k počiatočných zhlukových centroidov alebo bodov, pričom k je počet apriórne určených zhlukov.
2. Zaradenie každého objektu do zhliku, ku ktorému je najbližšie.
3. Znovuzaradenie alebo premiestnenie každého objektu do jedného z k zhlukov podľa určeného pravidla.
4. Ukončenie premiestňovania alebo znovuzaradovania objektov, ak určené pravidlo dosahuje požadované kritérium. Inak sa vrátime na krok 2.

Tento klasifikačný systém bol vypracovaný Mac Queenom. Počiatočných k objektov môže byť určených náhodne, ale môžu byť zadane aj na základe skúseností experta. Algoritmus určuje centroidy skupín ako aritmetické priemery všetkých objektov v danom zhluke pre každý ukazovateľ. Na základe výpočtu euklidovských vzdialeností pre každú triedu určuje vzdialenosť vo vnútri triedy. Stáva sa, že v prvotne určených triedach môžu byť objekty, ktoré ležia bližšie k stredu inej skupiny, než do ktorej boli zaradené. Uskutočňuje sa preto alokácia na základe euklidovských vzdialeností a objekty sa preradia podľa minimálnej vzdialenosti od ťažiskového bodu. Ak sa priblížia stredy dvoch tried k sebe bližšie, ako je dopredu určené kritérium, združia sa tieto dve triedy do jednej a počet k priemerov sa zmenší. A naopak, ak sa vyskytuje určitý objekt ležiaci ďalej od všetkých k priemerov, než je zadane určitým kritériom, je považovaný za nové ťažisko triedy a počet k priemerov sa zväčší.

Tento prístup má výhodu v tom, že vo vnútri konzistentného systému, založeného na mierach v euklidovskom priestore zavádzame triedenie, v ktorom „vzdialenejší“ objekt od určitých prirodzených tried vytvára skupiny s jedným alebo viacerými členmi.

5. Interpretácia zhlukov

Pri formulácii záverov o výsledkoch a kvalite zhlučovania vždy treba brať do úvahy vecnú stránku problematiky a dôkladne posúdiť, či výsledky zhlukovej analýzy majú praktický zmysel, či sú interpretovateľné a pre prax prijateľné.

Netreba zabudnúť na význam (dôležitosť) uvažovaných premenných, ktorý si často vyžaduje potrebu aplikovať systém váh pri premenných, ak nie sú rovnako významné pri riešení problému viacrozmerného hodnotenia. Ak sú premenné rovnako významné, potom sú ich váhy rovné jednej.

6. Literatúra

- [1] ALDENDERFER, M. S. - BLASHFIELD, R. K. 1985. Cluster analysis. Beverly Hills: SAGE.
- [2] ANIL, J. K. – DUBES, R. 1988. Algorithmus for clustering data. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice hall.
- [2] HEBÁK, P., a kol. 2005. Vícerozměrné statistické metody (3). Informatorium: Praha.
- [3] HÚSEK, D. - ŘEZÁNKOVÁ, H. - SNÁŠEL, V. 2007. Shluková analýza dat. Professional Publishing: Praha.

-
- [4] KHATTREE, R. – NAIK, N. D. 2000. Multivariate Data Reduction and Discrimination with SAS[®] Software. First edition, Cary, NC: SAS Institute Inc.
- [5] SHARMA, S. 1996. Applied Multivariate Techniques. John Wiley & Sons, Inc.: New York.
- [6] STANKOVIČOVÁ, I. - VOJTKOVÁ, M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition.

Adresa autora:

Mária Vojtková, Ing. PhD.
Katedra štatistiky, FHI, Ekonomická univerzita
Dolnozemska 1/b
852 35 Bratislava
maria.vojtkova@euba.sk

ZHLUKOVANIE KRAJÍN EURÓPY PODĽA PRÍČIN SMRTI CLUSTERING EUROPEAN COUNTRIES BY CAUSES OF DEATH

Mária Vojtková

Abstract: The level of mortality is one of the basic demographic indicators indicating the maturity of the company. Qualitative characteristics of mortality are the causes of death. In this paper, we focused on classification (clustering) of European countries under the primary cause of death. The application part deals with a specific clustering method - Ward's method, and to characterize the similarity of the objects we used one from a distance rates. Clustering is enriched in an exploratory analysis of causes of death.

Key words: Causes of death, The classification of countries in Europe, Cluster analysis.

Kľúčové slová: príčiny smrti, klasifikácia krajín Európy, zhluková analýza.

JEL classification: C38, P46.

1. Úvod

Úroveň úmrtnosti je jedným zo základných demografických ukazovateľov poukazujúci na vyspelosť danej spoločnosti. Premietajú sa do nej mnohé demografické, sociálne a kultúrne skutočnosti ako socio - ekonomické podmienky spoločnosti, životný štýl populácie, odborná lekárska starostlivosť, kvalita životného prostredia, rodinné prostredie, atď.

Kvalitatívnou charakteristikou úmrtnosti sú príčiny smrti. Príčina smrti je podľa Svetovej zdravotníckej organizácie (WHO - World Health Organization) všeobecne definovaná ako „úraz alebo choroba, ktorá zapríčinila sled okolností vedúcich priamo k úmrtiu alebo okolnosti úrazu alebo násila, ktoré zapríčinili smrteľné zranenie“. ¹ V Slovenskej republike sa od roku 1994 pri kategorizácii príčin smrti uplatňuje 10. revízia Medzinárodnej klasifikácie chorôb (MKCH - 10). ²

V tomto príspevku sme sa zamerali na klasifikáciu (zhlukovanie) vybraných krajín Európy podľa prvej príčiny smrti. Klasifikácia je základná ľudská pojmová aktivita. Jej základným predpokladom je, že máme k dispozícii údaje o určitých objektoch (krajinách EÚ), ktoré sa viac či menej navzájom líšia, takže môže existovať niekoľko skupín týchto objektov. Cieľom je klasifikovať všetky objekty patriace do analýzy, pričom podávame prehľad širokej palety metód a postupov. Pre tento druh metód sa u nás vo všeobecnosti vyskytli aj názvy ako združovacia analýza, zoskupovacia analýza, trsová analýza, prípadne analýza hniezd, no názov zhluková analýza najviac vystihuje konečný cieľ metódy, a tiež zodpovedá anglickému názvu Cluster Analysis, ktorý v roku 1939 R. C. Tryon prvýkrát použil pre metódu rozkladu množiny objektov na niekoľko navzájom sa vylučujúcich podmnožín.

Jednou z možností je uplatniť postup, ktorý sa označuje ako hierarchické zhlukovanie. V aplikačnej časti sa zaoberáme jednou z konkrétnych zhlukovacích metód a to Wardovou metódou, pričom na charakterizovanie podobnosti objektov sme použili jednu z mier

¹ <http://www.udzs.sk/buxus/docs//dokumenty/PriruckaCertifikacie.pdf>

² http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek_200/Klasifikacie/3miestny_MKCH_10.rtf

vzdialenosti. Samotné zhľukovanie je doplnené exploračnou analýzou jednotlivých príčin smrti.

2. Zhľuková analýza a prehľad mier vzdialenosti

Zhľuková analýza bola vyvinutá mimo štatistiky v odvetviach ako vzdelávanie, biológia a psychológia. Keďže neexistovala dostatočná výmena informácií medzi vednými odbormi, tie isté metódy boli často objavené viackrát. Rovnaké techniky, duplicitne objavené nesú preto rôzne pomenovania. K určitému zjednoteniu v segmente došlo až potom, ako si „zhľukovní analytici“ začali čítať navzájom svoju literatúru [Stankovičová I., 2001].

Zhľuková analýza nekladie žiadne predpoklady na údaje, pričom zhľuky charakterizujú významné vzťahy, súvislosti alebo asociácie v údajoch. Zhľukovanie sa môže robiť na hierarchickom aglomeratívnom (zlučovacom) princípe, divíznom (rozkladovom) princípe, na nehierarchickom princípe, fuzzy princípe, princípe samoorganizujúcich sa máp alebo na princípe hustoty rozdelenia pravdepodobnosti modelu alebo mriežky. Na riešenie rozličných problémov sa využívajú rôzne metódy zhľukovania.

Zhľuky sa môžu tvoriť na základe podobnosti jednotlivých objektov zhľukovania. Existuje niekoľko mier podobnosti medzi objektmi (krajínami Európy), pričom voľba medzi nimi závisí okrem iného na sledovaných znakoch, ktorých hodnoty nám charakterizujú objekt. Tieto miery boli rozdelené do 4 základných skupín [Stankovičová I., Vojtková M. 2007],:

1. miery vzdialenosti,
2. asociačný koeficient,
3. korelačný koeficient,
4. pravdepodobnostné miery podobnosti.

V našom príspevku sme sa zamerali na miery vzdialenosti, ktoré sa používajú najčastejšie vo všetkých štatistických balíkoch programov. Vo všeobecnosti podobnosť (vzdialenosť) dvoch objektov X , Y zistíme pomocou reálnej nezápornej funkcie d , ktorá má uvedené vlastnosti:

- a. pozitivita: $d(X, Y) \geq 0$ (1)
- $d(X, Y) = 0$ ak $X = Y$ (2)
- b. symetrie: $d(X, Y) = d(Y, X)$ (3)
- c. trojuholníková nerovnosť: $d(X, Y) \leq d(X, Z) + d(Y, Z)$ (4)

Ostatné miery podobnosti sa používajú v rôznych špecifických prípadoch a podrobnejšie sú uvedené v literatúre [Hair J. F. and col., 1992], [Hebák P. a kol. 2005], [Sharma S., 1996]. Miery vzdialenosti sú tiež označované ako miery nepodobnosti objektov vzhľadom k opačnej interpretácii ich hodnôt. Vysoké hodnoty mier vzdialenosti charakterizujú odlišné objekty, zatiaľ čo pri ostatných mierach podobnosti je interpretácia opačná (ich vysoká hodnota poukazuje na závislosť a teda podobnosť objektov).

Máme k dispozícii súbor n objektov, z ktorých každý je charakterizovaný k znakmi. Najznámejšiu Euklidovskú vzdialenosť medzi objektami i a j môžeme určiť ako:

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - X_{jk})^2}, \quad (5)$$

kde X_{ik} je hodnota k -tej premennej pre i -ty objekt,

X_{jk} je hodnota k -tej premennej pre j -ty objekt.

Táto miera sa dá ľahko vypočítať, predpokladá však ortogonálny súradnicový systém, t.j. nekorelovateľnosť premenných.

Medzi ďalšie miery vzdialenosti patrí štvorec euklidovskej vzdialenosti, Manhattanova (city blok) vzdialenosť, maximálna vzdialenosť, Čebyševova vzdialenosť, Mahalanobisova vzdialenosť a mnohé ďalšie [Húsek D., Řezánková H., Snášel V., 2007].

Presný predpis pre výber miery, ktorá má byť použitá pri zisťovaní podobnosti objektov však neexistuje.

3. Vybrané príčiny smrti

Dôležitou informáciou pri sledovaní príčin úmrtia je základná choroba - prvotná príčina smrti, ktorú lekár uvedie v Zdravotnom certifikáte o príčine úmrtia (The Medical Certificate of Cause of Death). Ide o formulár odporúčaný WHO pre medzinárodné použitie vo väčšine krajín Európy, niekde s miestnymi odporúčaniami.

Predmetom analýzy boli vybrané príčiny smrti sledované v databáze Eurostatu za jednotlivé krajiny EÚ. Keďže väčšina príčin smrti sa značne líši napríklad podľa veku alebo pohlavia, pri analýze sme použili štandardizované miery úmrtnosti na 100 000 obyvateľov počítané na základe štandardnej európskej populácie (podľa WHO). Zamerali sme sa na najčastejšie sa vyskytujúce príčiny smrti v dôsledku:

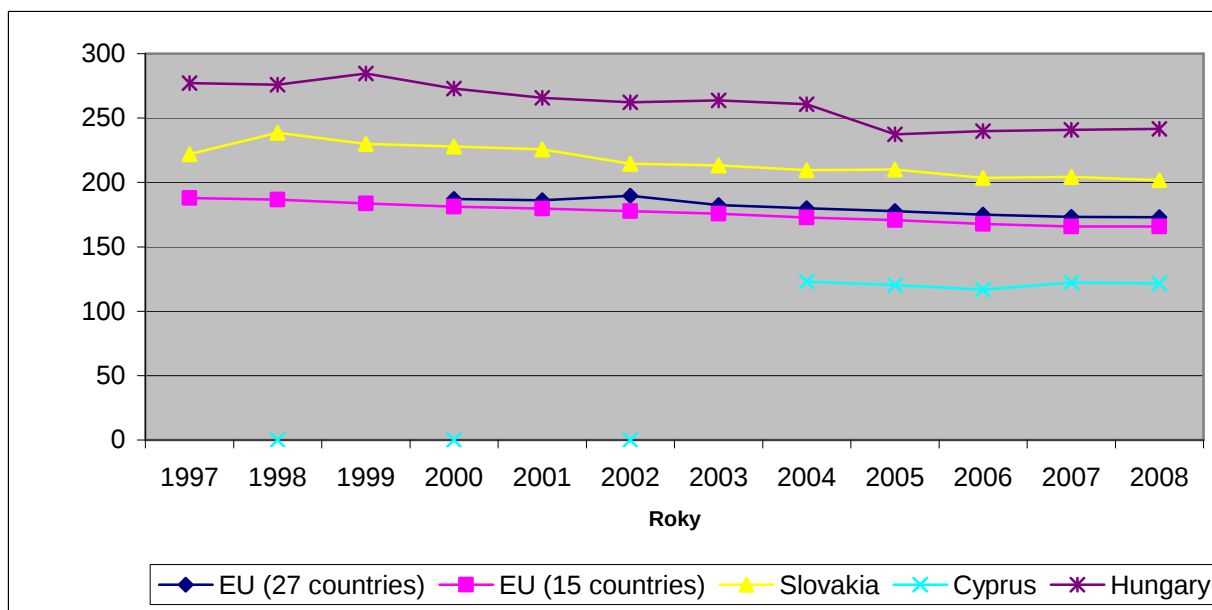
- rakoviny
- ischemickej choroby srdca
- chronických chorôb ako diabetes mellitus, chronické ochorenie pečene, chronické ochorenie dolných dýchacích ciest a cerebrovaskulárne ochorenia.

Pri výbere jednotlivých príčin smrti sme boli čiastočne obmedzení vzhľadom k počtu analyzovaných objektov. Niektoré krajiny EÚ, ktoré nevykazujú údaje za analyzované príčiny smrti sme boli nútení z databázy vynechať. Ide o Belgicko, Dánsko, Taliansko, Luxembursko, Maltu, Švédsko a Veľkú Britániu. Naopak v záujme rozšírenia databázy sme do analýzy zahrnuli kandidujúce krajiny EÚ ako Chorvátsko, Island, Macedónia a tiež nezávislé krajiny Nórsko a Švajčiarsko. Turecko ako ďalšia kandidujúca krajina taktiež patrí medzi krajiny, ktoré uvedené príčiny smrti neuvádzajú.

4. Exploračná analýza vybraných príčin smrti na Slovensku v porovnaní s vybranými krajinami Európy

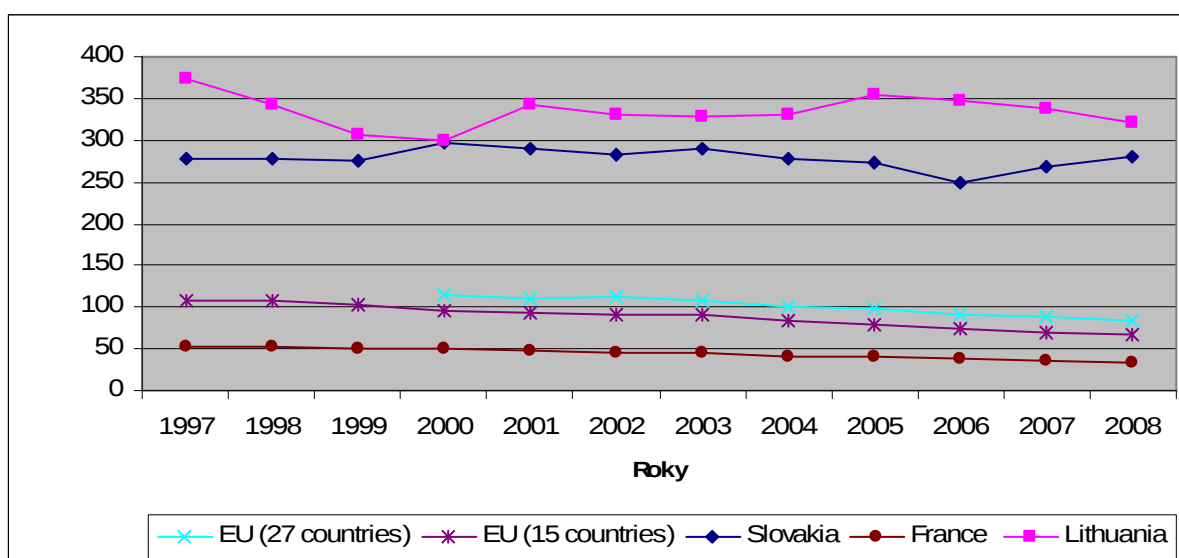
Exploračná analýza vo všeobecnosti je obohatením metód opisnej štatistiky. V našom prípade sa zaoberá opisom hodnôt jednotlivých ukazovateľov príčin smrti pomocou opisných charakteristik a tiež ich grafickou analýzou. Jej cieľom je nájsť zvláštnosti a interpretovať ich v rámci členských i kandidujúcich krajín EÚ. Tento postup si nevyžaduje splnenie žiadnych špecifických podmienok a môže byť podkladom pre zostavenie jednotlivých ligových tabuliek alebo grafickú analýzu vybraných ukazovateľov [Chajdiak J., Komorník J., Komorníková M., 1999].

Prvým sledovaným ukazovateľom bola štandardizovaná miera úmrtnosti (ŠMÚ) na 100 000 obyvateľov spôsobená rakovinou. Celkovo možno na Slovensku pozorovať mierne klesajúcu tendenciu so ŠMÚ na rakovinu, v roku 2008 na úrovni 201,7. Obrázok 1 súčasne znázorňuje vývoj tejto miery v krajine s najnižšou ŠMÚ na rakovinu v roku 2008 (Cyprus – 121,6) a tiež v krajine, ktorá dosiahla najvyššiu ŠMÚ na rakovinu (Maďarsko – 241,7). Nižšie priemerné hodnoty tejto miery v porovnaní so Slovenskom dosahujú aj terajšie členské krajiny EÚ (173) ako aj zakladajúce krajiny EÚ (165,7 krajín). Vo všetkých vybraných krajinách Európy bola dosiahnutá priemerná ŠMÚ na rakovinu 177,7 so štandardnou odchýlkou 26,42, čo signalizuje pomerne nízku variabilitu v rámci vybraných krajín Európy (tabuľka 1).



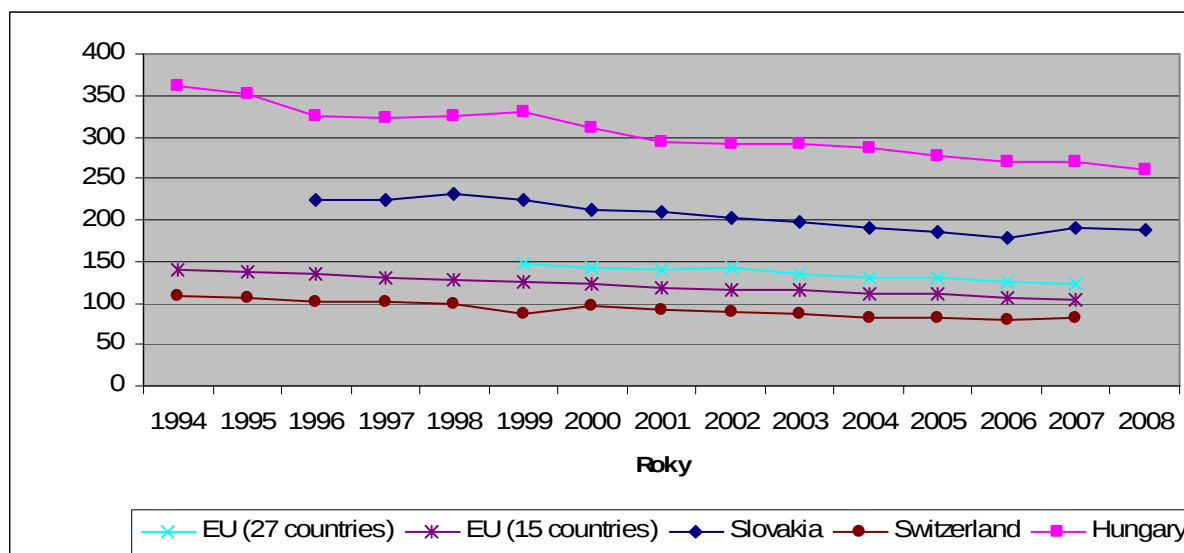
Obrázok 1: Vývoj štandardizovanej miery úmrtnosti na rakovinu vo vybraných krajinách Európy

Ďalším sledovaným ukazovateľom bola ŠMÚ spôsobená ischemickou chorobou srdca. Slovensko (280,5) v roku 2008 dosiahlo 3,3 násobne vyššiu ŠMÚ ako bol priemer za terajšie členské krajiny EÚ (84,1) a 4,2 násobne vyššiu ako priemer za zakladajúce krajiny EÚ (67,3). Priemerná ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca vo všetkých vybraných krajinách Európy bola o niečo vyššia 129,9 so stredne vysokou variabilitou (tabuľka 1). Obrázok 2 znázorňuje vývoj tejto miery na Slovensku v porovnaní s krajinou s najnižšou (Francúzsko), najvyššou (Litva) mierou ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca ako aj priemernými hodnotami zakladajúcich a terajších krajín EÚ. Slovensko je jedinou krajinou na obrázku, v ktorej došlo k rastu tejto miery v rokoch 2007 a 2008, pričom dosiahla nepatrne vyššie hodnoty ako v roku 2004. Zaujímavý vývoj ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca možno pozorovať v Litve, kde v roku 1997 až 2000 došlo k výraznému poklesu tejto miery, pričom jej hodnota v ďalšom období vykazovala striedajúce sa vlny rastu a poklesu.



Obrázok 2: Vývoj štandardizovanej miery úmrtnosti na ischemickú chorobu srdca vo vybraných krajinách Európy

Poslednou sledovanou ŠMÚ bola úmrtnosť spôsobená chronickými ochoreniami. Vývoj tohoto ukazovateľa má väčšinou klesajúcu tendenciu (obrázok 3) s výnimkou Slovenska, kde v roku 2007 došlo k rastu ŠMÚ vplyvom chronických ochorení na úroveň 189,7. V roku 2008 táto miera na Slovensku opäť poklesla (188,1), pričom dosiahla hodnoty nad celkovým priemerom vybraných krajín Európy (147,87) ako aj priemerom terajších (EU 27 - 122,4) a zakladajúcich krajín EÚ (EU 15 - 102,9). Variabilitu tohoto ukazovateľa možno považovať za stredne nižšiu. Najvyššie hodnoty ŠMÚ vplyvom chronických ochorení v roku 2008 opäť dosiahlo Maďarsko (261,4) a najnižšie hodnoty vykázané dosiaľ iba do roku 2007 dosiahlo Švajčiarsko (v roku 2007 - 81,2).



Obrázok 3: Vývoj štandardizovanej miery úmrtnosti na chronické ochorenia vo vybraných krajinách Európy

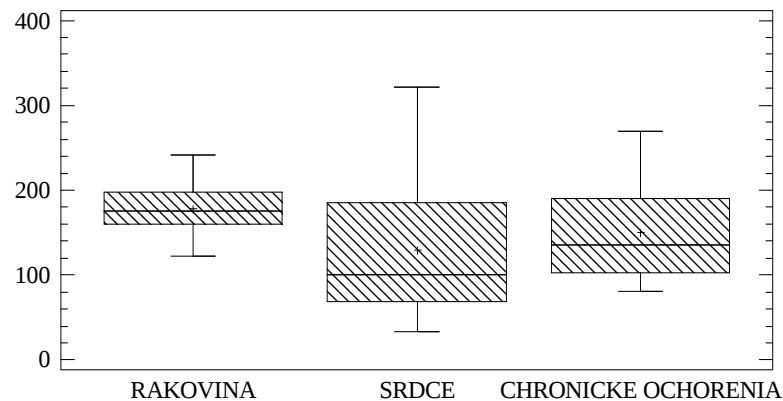
Analýzu vývoja jednotlivých príčin smrti na Slovensku v porovnaní s vybranými krajinami Európy dopĺňa tabuľka opisných charakteristík daného ukazovateľa ako celku (tabuľka 1) založená na poslednom aktuálnom roku 2008.

Tabuľka 1: Opisné charakteristiky štandardizovaných mier úmrtnosti podľa príčin smrti v členských a kandidujúcich krajinách EÚ v roku 2008

Ukazovateľ príčiny smrti	Priemer	Štandardná odchýlka	Minimum	Maximum	Variačný koeficient
RAKOVINA	177,70	26,42	121,6	241,7	14,87
SRDCE	129,90	81,44	33,8	321,3	62,69
CHRONICKÉ OCHORENIA	147,87	58,33	81,2	261,4	39,45

Celkovú analýzu zavŕšil box plot alebo škatuľový graf (obrázok 4), ktorý prehľadne znázorňuje celý rad opisných charakteristík podľa jednotlivých príčin smrti v roku 2008. Box plot sa skladá z obdĺžnika a dvoch úsečiek, vychádzajúcich zo strán obdĺžnika. Vodorovné strany obdĺžnika a vodorovná čiara vo vnútri obdĺžnika predstavujú kvartily ŠMÚ podľa jednotlivých príčin smrti. Spodná strana obdĺžnika predstavuje dolný kvartil, vrchná strana horný kvartil a čiara rozdeľujúca obdĺžnik predstavuje medián. Výška obdĺžnika je potom grafickým vyjadrením kvartilového rozpätia a charakterizuje variabilitu zistených hodnôt. Čím je obdĺžnik užší, tým je variabilita menšia a opačne. Vo vnútri obdĺžnika sa nachádza krížik, ktorý zobrazuje aritmetický priemer. Z oboch strán obdĺžnika vychádzajú úsečky, pričom začiatok spodnej úsečky predstavuje minimálnu hodnotu a koniec vrchnej úsečky predstavuje maximálnu hodnotu ŠMÚ.

Box-and-Whisker Plot



Obrázok 4: Graf opisných charakteristík ŠMÚ podľa príčin smrti v roku 2008

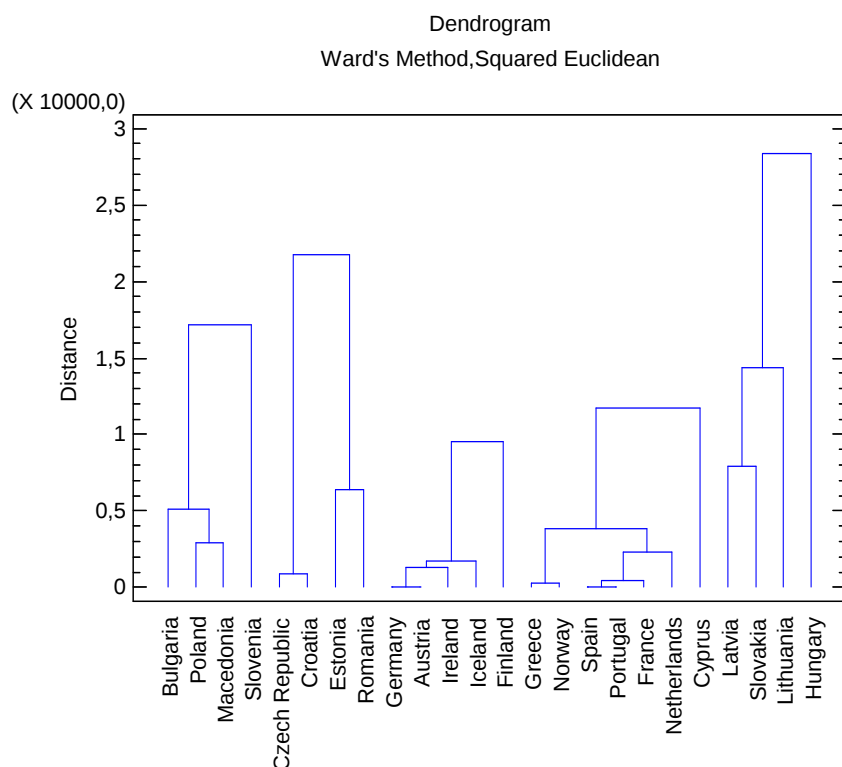
Najnižšie hodnoty ŠMÚ za 50 % vybraných krajín Európy dosiahla ischemická choroba srdca, pričom jej variabilita v porovnaní s ostatnými príčinami smrti je najvyššia. Naopak 50 % krajín Európy dosiahlo najvyššie hodnoty ŠMÚ spôsobené rakovinou s najnižšou variabilitou tohoto ukazovateľa.

5. Aplikácia zhlukovej analýzy na klasifikáciu krajín EÚ podľa vybraných príčin smrti

Naším hlavným cieľom bolo nájsť skupiny (zhluky) krajín Európy, ktoré sa vyznačujú podobnou veľkosťou ŠMÚ podľa jednotlivých príčin smrti. Pri charakterizovaní podobnosti jednotlivých krajín EÚ bola aplikovaná jedna z najbežnejších mier vzdialenosti, konkrétne Euklidovská vzdialenosť. Jej použitie si vyžaduje vzájomnú nekorelovanosť premenných, pričom dôsledkom nesplnenia tohto predpokladu je duplicitnosť analyzovaných informácií obsiahnutých vo vstupných ukazovateľoch, ktorá môže viesť ku značnému skresleniu výsledkov.

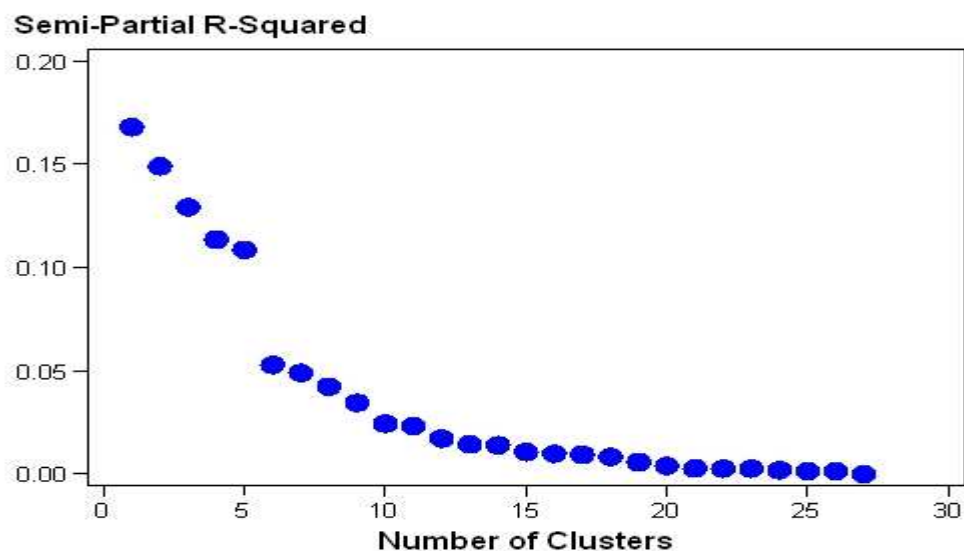
Hľadanie spoločných vlastností pre jednotlivé skupiny krajín sme uskutočnili pomocou jednej z metód zhlukovej analýzy. Zhlukovacia metóda použitá v tejto analýze bola **Wardova metóda**. Pri tejto metóde ide o optimalizačný postup, založený na minimalizácii vnútrozhlukového súčtu štvorcov odchýlok od priemeru zhluku. Spájaním zhlukov do väčších celkov sa tento súčet zvyšuje. Ide o to, aby sa pri spájaní na každom kroku dosiahol minimálny prírastok vnútrozhlukového súčtu štvorcov. Dá sa dokázať, že k minimálnemu prírastku dochádza pri spájaní takých zhlukov, pre ktoré je štvorec vzdialeností medzi ich priermi, vážený harmonickým priemerom rozsahov týchto zhlukov, minimálny. Pre porovnanie kvality zhlukovania boli použité i ďalšie hierarchické metódy, napr. metóda najvzdialenejšieho suseda a metóda priemernej väzby, avšak vzhľadom k rozsahu v cieľovej analýze už budeme hovoriť iba o Wardovej metóde.

Ide o metódu, ktorá je hodnotená rôznymi autormi ako metóda, ktorá vytvára menej početné, konzistentné a dobre izolované zhluky. Výsledkom aplikácie zhlukového algoritmu na danú množinu objektov sú potom zhluky, ktorých grafické zobrazenie pomocou hierarchického stromu obsahujú nasledovný dendrogram (obrázok 5). Z grafického zobrazenia je možné pozorovať rôznu priestorovú štruktúru jednotlivých skupín krajín Európy.



Obrázok 5: Dendrogram zhlukovania krajín Európy podľa ŠMÚ príčin smrti pomocou Wardovej metódy

Dendrogram je graf znázorňujúci postupnosť zhlukovania krajín Európy. Jeden rozmer reprezentujú jednotlivé krajiny Európy a druhý rozmer vzdialenosti medzi nimi. Čiary v poli grafu znázorňujú, ktoré krajiny resp. zhľuky boli spojené a v akej vzdialenosti. Riešiteľ zhľukovej analýzy sa na základe vzdialenosti rozhodne, kde je bod (zvislá čiara) reprezentujúci situáciu, že vnútroskupinová homogenita je najväčšia a vzdialenosť medzi skupinami najväčšia (medziskupinová homogenita najmenšia). Určenie tohto bodu špecifikuje tiež počet zhľukov.



Obrázok 6: Ukazovateľ kvality zhlukovania podľa počtu zhľukov

Na základe dendrogramu a grafu semiparcialného koeficienta determinácie v závislosti od počtu zhlukov (obrázok 6) sme sa ďalej rozhodli krajiny Európy rozdeliť do 5 zhlukov. **Semiparcialný koeficient determinácie** (SPRSQ) je jednou z charakteristík kvality zhlučovania. Jeho nízke hodnoty signalizujú, že boli spojené podobné krajiny. Na grafe závislosti tejto charakteristiky od počtu zhlukov hľadáme výrazný zlom, ktorý informuje o tom, že na danej úrovni môžeme proces zhlučovania zastaviť, pretože ide o podobné skupiny krajín Európy.

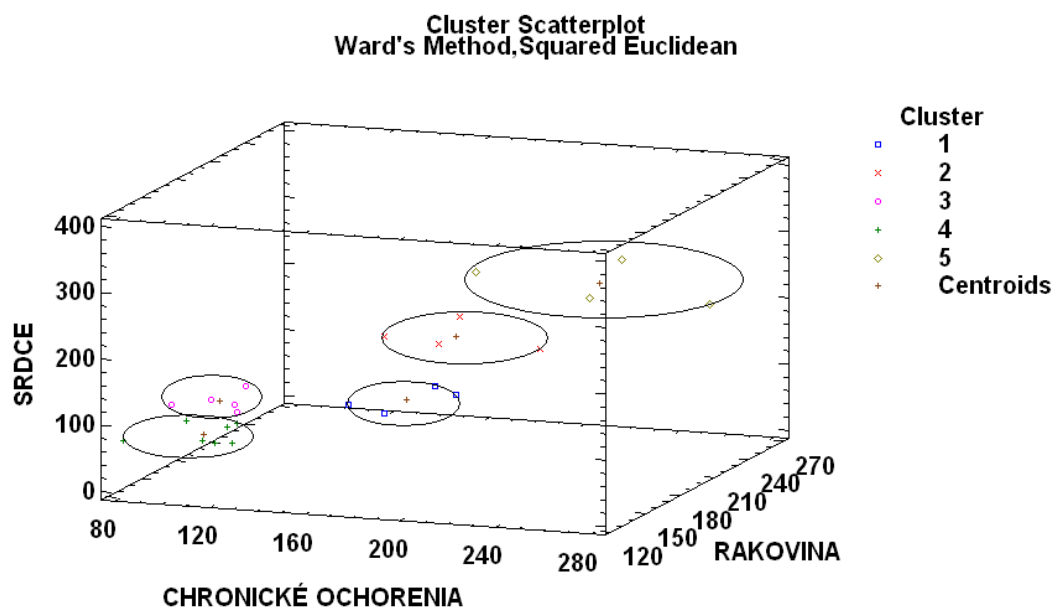
Tabuľka 2: Zhlukové centroidy vybraných príčin smrti podľa Wardovej metódy

Zhluk	RAKOVINA	SRDCE	CHRONICKÉ OCHORENIA
1	187,03	96,95	167,48
2	195,90	187,95	184,05
3	160,46	102,52	102,12
4	157,23	54,74	96,71
5	207,58	270,55	238,78

Výslednú interpretáciu jednotlivých zhlukov je možné uskutočniť na základe veľkosti ich zhlukových centroidov podľa tabuľky 2.

1. zhluk – tvoria krajiny, ktoré vstúpili do EÚ v roku 2004 a 2007 Slovinsko, Poľsko, Bulharsko a kandidátska krajina Macedónsko. Pre tento zhluk krajín je typická stredná priemerná hodnota ŠMÚ na rakovinu a chronické ochorenia, pričom ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca je druhá najnižšia.
2. zhluk – ide o zhluk krajín Česko, Estónsko, Rumunsko a kandidátsku krajinu Chorvátsko, čiže zväčša krajiny strednej a južnej Európy, ktoré vstúpili do EÚ v roku 2004 a 2007. Je to zhluk, ktorý dosahuje druhé najvyššie priemerné hodnoty ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca a chronické ochorenia a rakovinu.
3. zhluk – tvoria prevažne krajiny severnej Európy (Nemecko, Írsko, Fínsko, Island) a Rakúsko. Táto skupina krajín dosahuje druhé najnižšie priemerné hodnoty ŠMÚ na rakovinu a chronické ochorenia a strednú priemernú hodnotu ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca,
4. zhluk – ide o najpočetnejší zhluk, ktorý tvoria prevažne krajiny južnej Európy (Grécko, Španielsko, Portugalsko, Cyprus) a Francúzsko, Holandsko a Nórsko. Je to zhluk, ktorý dosahuje najnižšie priemerné hodnoty všetkých ukazovateľov ŠMÚ podľa sledovaných príčin smrti.
5. zhluk – tvoria dve pobaltské krajiny (Litva, Lotyšsko) a krajiny strednej Európy (Maďarsko a Slovensko). Tento zhluk sa vyznačuje najvyššími priemernými ŠMÚ na ischemickú chorobu srdca, chronické ochorenia a rakovinu.

Vzhľadom k počtu vybraných príčin smrti je možné skonštruovať trojrozmerný graf znázorňujúci priestorovú konfiguráciu rozdelenia jednotlivých vybraných krajín Európy do zhlukov (obrázok 7) podľa príčin smrti.



Obrázok 7: Priestorová konfigurácia krajín Európy podľa vybraných príčin smrti

6. Záver

Skúmať časové zmeny rizika úmrtia na jednotlivé príčiny, alebo hľadať takéto rozdiely medzi podskupinami, si vyžaduje brať do úvahy vzájomnú závislosť týchto rizík. Ak poklesne úmrtnosť na ischemickú chorobu srdca a populácia žije dlhšie, bude vystavená riziku iných príčin, ako sú napríklad nádory. Rozhodnúť o tom, do akej miery je nárast úmrtnosti na rakovinu dôsledkom väčšej vnímavosti populácie na túto príčinu, alebo toho, že ľudia, ktorí by boli predtým zomreli na choroby srdca a ciev prežívajú, aby sa stali obeťou rakoviny nie je ľahké. U nás zvlášť chýbajú výskumy, ktoré by sa zaoberali štúdiom faktorov, ktoré ovplyvňujú pravdepodobnosť úmrtia a úmrtia na rozličné príčiny. Patrí sem štúdium demografických a sociálno-ekonomických znakov (vek, pohlavie, rodinný stav, veľkosť rodiny, vzdelanie a príjem), zdraviu prospešného a škodlivého správania (stravovanie, pohybová aktivita, fajčenie, alkohol, drogy, hazardné vedenie motorových vozidiel) a rôznych druhov zdravotných postihnutí a chorôb. Samotná analýza je ovplyvnená možnosťami získania adekvátnych vstupných údajov umožňujúcich odhalenie podrobnejšej štruktúry dát.

Priestorová konfigurácia podobnosti krajín Európskej únie je podmienená samotnými vybranými ukazovateľmi príčin smrti. Je nutné podotknúť, že nie všetky krajiny EÚ dôsledne a včas informujú o ich hodnotách, čo môže mať za následok čiastočné skreslenie získaných výsledkov. Napriek tomu má analýza inšpiratívny charakter predovšetkým z hľadiska klasifikácie krajín EÚ.

7. Literatúra

- [1] HAIR, J. F. – ANDERSON, R. E. – TATHAM, R. L. – BLACK, W. C. 1992. Multivariate data analysis. New York: Macmillan Publishing Company.
- [2] HEBÁK, P., a kol. 2005. Vícerozměrné statistické metody (3). Informatorium: Praha.
- [3] HÚSEK, D. - ŘEZÁNKOVÁ, H. - SNÁŠEL, V. 2007. Shluková analýza dat. Professional Publishing: Praha.
- [4] CHAJDIK, J. – KOMORNÍK, J. – KOMORNÍKOVÁ, M. 1999. Štatistické metódy. Bratislava: Statis.

- [5] SHARMA, S. 1996. Applied Multivariate Techniques. John Wiley & Sons, Inc.: New York.
- [6] STANKOVIČOVÁ, I. - VOJTKOVÁ, M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition.
- [7] STANKOVIČOVÁ, I. 2001. Zhluková analýza v systéme SAS. In: PRASTAN 2001. Bratislava: SŠDS, s. 171-172. ISBN 80-88946-13-1

Adresa autora (-ov):

Mária Vojtková, Ing. PhD.
Katedra štatistiky, FHI, Ekonomická univerzita
Dolnozemska 1/b
852 35 Bratislava
maria.vojtkova@euba.sk

OBSAH CONTENTS

	Úvod Introduction	1
Bod'a M., Roháčová V.	Meranie efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení v jednotlivých okresoch Slovenskej republiky Measuring efficiency of health care operations in individual districts of the Slovak republic	2
Böhmer D., Luha J., Brašeňová D., Žirko M.	Vek rodičov pri pôrode živonarodených novorodencov s vrodenou vývojovou chybou Parents age at the birth of live-born newborns with congenital anomalies	9
Bunová B., Madarász Š., Bartko D.	Výskyt deglutinačných porúch u pacientov v akútnom štádiu CMP Occurrence of deglutition disorders in patients in the acute stroke	15
Chajdiak J.	Poissonovo rozdelenie – rozdelenia zriedkavých javov Poisson distribution – distribution rare event	24
Chajdiak J.	Základný štatistický rozbor Basic statistical analysis	29
Chajdiak J., Kubovičová K., Luha J.	Frekvencia výskytu depresí u psychologicky vyšetrených pacientov po cievnej mozgovej príhode hospitalizovaných na NK ÚVN SNP-FN Ružomberok v roku 2010 Frequency of post-stroke depression in psychological examined patients hospitalized at NK ÚVN SNP-FN Ružomberok in year 2010	34
Luha J.	Záznam medicínskych dát Entering of medical data	45
Luha J.	Využitie 2x2 kontingenčných tabuliek v medicínskom výskume Use of 2x2 Contingency tables in the medical research	55
Madarász Š., Madarásová E.	Historický vývoj štatistiky: I. História demografie od prvopočiatku po 20. storočie The historic development of statistics: I. The history of the demography from the very beginning to the early 20th century	68
Megyesiová S., Hajduová Z., Andrejkovič M., Bosáková M.	Krajiny EÚ z hľadiska medicínsko-demografických ukazovateľov EU countries in terms of medical-demographic indicators	81
Meluš V., Krajčovičová Z.	Odhad genetického rizika kardiovaskulárnych ochorení v populácii Genetic risk assessment of cardiovascular diseases in population	87
Michalíková I., Čarnogurská J., Bernasovský I., Bernasovská J., Boroňová I.	Antropometrická charakteristika donosených fyziologických rómskych a nerómskych novorodencov v okrese Kežmarok Antropometric indicators in full-term neonates of Romanies (Gypsies) and Non-romanies from Kežmarok	92
Mládek J.	Zdravie človeka ako predmet vedeckého poznávania medicínskej geografie Health of Population: Scientific Subject of Medical Geography	102

Petrášová A.	ESSPROS – účel „choroba a zdravotná starostlivosť“ ESSPROS – function sickness and health care	108
Poledníková L., Poláková Z.	Skúsenosti z aplikácie klasifikačných systémov ošetrovateľstva v manažmente podvýživy seniorov Experiences from application of the nursing classification systems in management of elderly malnutrition	114
Radvanský M., Páleník V.	Základný prehľad o slovenskom systéme dlhodobej starostlivosti Basic overview of Slovak LTC system	120
Vojtková M.	Základné princípy zhlukovacej analýzy Basic principles of cluster analysis	128
Vojtková M.	Zhlukovanie krajín Európy podľa príčin smrti Clustering European countries by causes of death	134
	OBSAH CONTENTS	144

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. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko_nazovakcie.doc**

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 25 €. 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.)

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 (prípadne českom) 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 (prípadne českom) 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 nevynechávajúte. 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 vykonalo:

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

ISSN 1336-7420

Redakčná rada:

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *vedecký tajomník*

členovia:

Ing. František Bernadič
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.
Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Ing. Anna Janusová
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny, PhD.
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
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
Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

Ročník:

VII.

Číslo:

1/2011

Cena výtlačku: 20 EUR

Ročné predplatné: 80 EUR