

2/2014

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

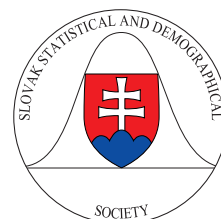


ISSN 1336-7420





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



Naše najbližšie akcie:

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

EKOMSTAT 2014

„Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej, odbornej a hospodárskej praxi“

25. – 30. 5. 2014, Trenčianske Teplice

17. Slovenská štatistická konferencia: “Minulosť, prítomnosť a budúcnosť štatistiky”

18. - 19.9.2014, Bardejovské Kúpele

Aplikácie metód na podporu rozhodovania 2014

október 2014, STU Bratislava

VZ členov SŠDS

november 2014, Bratislava

23. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika

4. – 5. 12. 2014, Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

4. – 5. 12. 2014, Bratislava

Regionálne akcie

priebežne

Slovenská demografická konferencia, Trenčiansky kraj

2015

Slávnostná konferencia 50 rokov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

marec 2018, Slovenská republika

FOREWORD

Dear colleagues,

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

Editors: prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc and PaedDr. Janka Melušová, PhD.

Reviewed by: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof. RNDr. Beáta Stehlíková, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Zuzana Poláková, PhD., Prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., RNDr. Ľubomír Rybanský, PhD. and doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc.

Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.

Editor in chief



Continuation of International Year of Statistics 2013 is initiative The World of Statistics. Informations about this initiative you will find in the first issue bulletin *News from the World of Statistics*, which you will find on <http://www.worldofstatistics.org/files/2014/01/January-22-2014.pdf>.

PREDHOVOR

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,

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

Editori: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc a PaedDr. Janka Melušová, PhD.

Recenzenti: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof. RNDr. Beáta Stehlíková, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Zuzana Poláková, PhD., Prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., RNDr. Ľubomír Rybanský, PhD. a doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc.

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
Šéfredaktor



Pokračovaním Medzinárodného roku štatistiky 2013 je iniciatíva The World of Statistics. Informácie o tejto iniciatíve nájdete v prvom čísle bulletinu *News from the World of Statistics*, ktorý nájdete na <http://www.worldofstatistics.org/files/2014/01/January-22-2014.pdf>.

Grafické metódy v algebrických štruktúrach (D-posetoch)

Ferdinand Chovanec

Vhodným nástrojom na grafické znázorňovanie konečných čiastočne usporiadaných množín (posetov) sú Hasseho diagramy. Ak sú dve konečné algebrické štruktúry izomorfné vzhľadom na reláciu čiastočného usporiadania, resp. ak sú zväzovo izomorfné, potom existujú ich geometricky zhodné Hasseho diagramy. Avšak dve konečné algebrické štruktúry môžu mať zhodné Hasseho diagramy, ale nemusia byť algebricky izomorfné.

V teórii kvantových štruktúr (kvantových logík) je známym faktom, že každá ortoalgebra (ortomodulárny poset, ortomodulárny zväz) sa dá vyjadriť ako zjednotenie svojich maximálnych Booleových podalgebier, nazývaných blokmi (pozri napr. [4]). Ako prvý skúmal blokovú štruktúru ortomodulárnych zväzov R. Greechie a na grafické znázorňovanie ich blokovej štruktúry zaviedol tzv. Greechieho diagramy. To umožnilo konštruovať rozmanité príklady ortomodulárnych štruktúr metódou „zlepovania“ Booleových algebier, ktorá umožnila skonštruovať taký ortomodulárny zväz, na ktorom neexistuje stav (pravdepodobnostná miera) ([1]).

Diferenčné posety (D-posety) [4] sú algebrické štruktúry zovšeobecňujúce kvantové logiky, ako aj mnohohodnotové logiky (MV-algebry). Z. Riečanová v práci [6] dokázala, že každý diferenčný zväz (D-zväz) sa dá vyjadriť ako zjednotenie maximálnych pod-MV-algebier nazývaných tiež blokmi. Konštrukcia diferenčných posetov metódou „zlepovania“ MV-algebier bola prvýkrát popísaná v práci [3] a neskôr zdokonalená v [2], kde bolo navrhnuté podstatné zovšeobecnenie Greechieho diagramov, tzv. zhlukové Greechieho diagramy. Zatiaľ čo zlepovanie Booleových algebier nikdy nedáva distributívny zväz, pri zlepovaní MV-algebier je to možné.

V príspevku budú popísané konštrukcie a grafické znázornenia rôznych diferenčných algebrických štruktúr.

Literatúra

- [1] GREECHIE, R. J.: Orthomodular lattices admitting no states. *J. Combinat. Theory* **10** (1971), 119-132.
- [2] CHOVANEC, F.: Graphic representation of MV-algebra pastings. *Math. Slovaca* **63** (2013), 349-380.
- [3] CHOVANEC, F. – JUREČKOVÁ, M.: MV-algebra Pasting. *Inter. J. Theor. Phys.* **42** (2003), 1913-1926.
- [4] KÓPKA, F. – CHOVANEC, F.: D-posets. *Mathematica Slovaca* **44** (1994), 21-34.
- [5] NAVARA, M.: Constructions of quantum structures. In: *Handbook of Quantum Logic and Quantum Structures: Quantum Structures* (K. Engesser, D. M. Gabbay, D. Lehmanm, eds.) Elsevier, Amsterdam 2007, 335-366.
- [6] RIEČANOVÁ, Z.: Generalization of blocks for D-lattices and lattice ordered effect algebras. *Jour. Theor. Phys.* **39** (2000), 231-237.

Adresa autora:

doc. RNDr. Ferdinand Chovanec, CSc.

Katedra informatiky

Akadémia ozbrojených síl generála Milana Rastislava Štefánika

Liptovský Mikuláš

ferdinand.chovanec@aos.sk

O modernej slovenskej matematike About modern Slovak mathematics

Beloslav Riečan

Abstrakt: Slovenská matematika zaznamenala radikálny vzostup v druhej polovici 20. storočia, čo malo pozitívne dôsledky tak v oblasti vyučovania ako aj v oblasti aplikácií. Vlastnosti, ktoré k tomu prispeli, boli prajnosť, láskavosť a povzbudzovanie. V rukách takých osobností, akými boli Jur Hronec, Otakar Borůvka, Štefan Schwarz, Milan Kolibiar, či Tibor Neubrunn.

Slovenská matematika zaznamenala radikálny vzostup v druhej polovici 20. storočia, čo malo pozitívne dôsledky tak v oblasti vyučovania ako aj v oblasti aplikácií. Pritom prinajmenej dve skutočnosti ma prekvapujú v oblasti slovenskej matematiky ako vedy.

Prvou je skutočnosť, že najväčší skok urobila slovenská matematika v päťdesiatych rokoch. Teda v rokoch zložitého spoločenského vývinu s extrémami v hrdelných procesoch. Tento teror sa dotkol matematiky nielen všeobecne, ale aj na osudoch viacerých slovenských matematikov. Na ilustráciu uveďme hoci Juraja Bosáka (1933– 1987), okrem iného prvého víťaza československej matematickej olympiády.

Druhý fakt nie je taký drastický, ale o to prekvapujúcejší. Vidím ho v tom, že začiatok modernej slovenskej matematiky mi splyva so začiatkom 20. storočia. Nedá sa mi obísť postava Jura Hronca. Najmä preto, že patril medzi vzdelaných predprevratových Slovákov. A takých intelektuálov bolo v tom roku 1919 tak málo, že sa nielen navzájom vyhľadávali, ale vyhľadávali aj mladých, nadaných ľudí a osobitne sa im venovali. A práve táto vlastnosť – prajnosť stála aj v päťdesiatych rokoch pri základoch modernej slovenskej matematiky.

Určitá symbolika je v tom, že aj založenie československej matematickej olympiády je spojené s menom prof. Hronca. Časovo táto udalosť súvisí s prelomom v organizácii slovenských vysokoškolských matematických pracovísk. Zatiaľ čo dovtedy sa matematika ako odbor i učiteľský smer vyučovala na slovenskej technike (dvaja profesori: Jur Hronec a z Brna dochádzajúci Josef Kaucký a dvaja asistenti: Štefan Schwarz a Anton Huťa), teraz vznikli dve osobitné katedry, jedna na technike (pod vedením Schwarza), druhá na univerzite (pod vedením Hronca).

Hronec pôsobil medzi vojnami ako profesor matematiky na brnenskej technike. Preto na bratislavskú katedru matematiky pozval svojich brnenských kolegov (Jan Srb, či Milič Sypták). Ale azda najväčší vplyv na vývin slovenskej matematiky mal z brnenských priateľov prof. Otakar Borůvka. Iste ako medzinárodne uznávaný vedec. Ale pôsobil aj spoločensky. Bol vzorom láskavosti a to bola popri prajnosti v matematických kruhoch druhá najvýraznejšia vlastnosť vedúcich matematikov 50. rokov, ktorá viedla k terajšiemu stavu slovenskej matematickej vedy. Aj v Borůvkovi bol ešte kus predprevratového národovectva. Spomínal ako ho táta priviedol na moravskú hranicu a ukázal mu krajinu, v ktorej žijú bratia Slováci, ktorých život je veľmi ťažký.

Matematika na bratislavskej technike mala v päťdesiatych rokoch nádejnú úroveň. Predovšetkým Štefan Schwarz už uznávaný vedec a mimoriadne schopný pedagóg. Úplne originálne myšlienky prinášal Igor Kluvánek, ktosi ich neskôr priradil medzi najvýznamnejšie matematické výsledky druhej polovice 20. storočia na svete. V československom meradle znamenala prelom učebnica Kluvánek, Mišík, Švec, Matematika I, II. A predsa hlavný smer vo vývine slovenskej matematiky sa dial na Univerzite Komenského. Prečo ?

Na Univerzite Komenského bola vychovávaná nová generácia slovenských matematikov. Svoje výsledky začala prinášať Matematická olympiáda. A nečakané pozitívum priniesla jedna z bežných, unáhlených reforiem: zrušenie gymnázií. V tom čase bola na univerzite zrušená výchova učiteľov. Výsledkom bolo do 30 poslucháčov odboru matematika na Univerzite Komenského. Isteže, neboli to len takí študenti akými boli Pavol Brunovský, Miloš Franek, či Jozef Gruska. Ale vznikla tam fantastická pracovná atmosféra umocnená už spomínanou prajnosťou a láskavosťou. Možno to znie paradoxne, ale to bola aj optimálna cesta k dosahovaniu nových vedeckých výsledkov.

Táto atmosféra korešpondovala aj s atmosférou na katedre matematiky. Popri Antonovi Huťovi, či Michalovi Harantovi to boli Hroncovi mládenci – Milan Kolibiar, Tibor Šalát, Michal Greguš, Valter Šeda, či Tibor Neubrunn. Vo výchove sa výnimočne vynímal Milan Kolibiar. Na jednej strane na prednáškach dokázal otvoriť svoje vlastné matematické myslenie. Na druhej strane výnimočným spôsobom povzbudzoval svojich študentov. Bol aj vedúcim nepovinného odborného študentského krúžku, z ktorého sa prirodzeným spôsobom vyvinul vedecký seminár z teórie zväzov. V tej istej dobe vznikli aj ďalšie vedecké semináre, z ktorých vznikli vedecké školy: teória grúp, dynamické systémy, teória integrálu, teória reálnych funkcií, či teória grafov. V tej istej dobe vznikli aj ústavy SAV, v ktorých našli útočisko mnohí nadaní výskumníci. Vznikli aj matematické centrá vo viacerých slovenských mestách, najmä v Košiciach. Ale kľúčovým bodom bol onen kolibiarovský svet nezištnosti a prajnosti.

Adresa autora:

prof. RNDr. Beloslav Riečan, DrSc.
Inštitút matematiky a informatiky
Fakulta prírodných vied
Univerzita Mateja Bela
Tajovského 40
974 01 Banská Bystrica
beloslav.riecan@umb.sk

**Vyhodnotenie vplyvu geometrického myslenia žiakov
na ich schopnosť riešiť konštrukčné úlohy**
**Evaluation of the influence of Geometrical Thinking of students
for their ability to solve a geometrical construction task**

Eva Barčíková

Abstract: The theoretical framework for this didactical experiment was Piaget's concept of cognitive development, the van Hiele model of levels of geometric development and also the theory of didactical situations. In this paper, we deal with the influence of different levels of Geometrical Thinking of students, who are at about the same level of cognitive development according to Piaget's concepts, on their ability to solve geometric constructional tasks. Through statistical implicative analysis, we evaluated the data obtained from the experiment, which was attended by 81 students. We compared their results and strategies of three given geometric tasks with their level of geometric thinking. The input data consisted of didactic variables based on a priori analysis of given tasks and the results of the Van Hiele test.

Abstrakt: Teoretickým podkladom pre didaktický experiment boli Piagetova koncepcia kognitívneho vývinu, van Hieleho model úrovni geometrického myslenia ako aj Teória didaktických situácií. V článku sa zaoberáme vplyvom rôznej úrovne geometrického myslenia žiakov, ktorý sú na približne rovnakej úrovni kognitívneho vývinu podľa Piagetovej koncepcie, na ich schopnosť riešiť konštrukčné geometrické úlohy. Prostredníctvom štatistickej implikačnej analýzy sme vyhodnotili dáta získané z experimentu, ktorého sa zúčastnilo 81 študentov. Porovnávali sme ich výsledky a stratégie riešenia troch geometrických úloh s ich úrovňou geometrického myslenia. Vstupné dáta tvorili didaktické premenné určené na základe a priori analýzy úloh a výsledky *Van Hieleho testu*.

Key words: geometric constructional tasks, the van Hiele model of levels of geometric development, Statistical implicative analysis, software C.H.I.C.

Kľúčové slová: geometrické konštrukčné úlohy, van Hieleho model geometrického myslenia, implikačná analýza, softvér C.H.I.C..

JEL classification: C38, C88

1. Úvod

Vyučovanie konštrukčných geometrických úloh je obzvlášť náročné na geometrickú predstavivosť a logické myslenie. Z tohto dôvodu majú mnohí žiaci s týmto typom úloh ťažkosti. Pritom práve tieto úlohy poskytujú vhodnú platformu pre rozvoj žiakovho myslenia – geometrického, logického ako aj schopnosti argumentovať. Aby sme lepšie pochopili problémy žiakov s riešením konštrukčných úloh, je vhodné zamyslieť sa nad spôsobom ako žiaci myslia v geometrii. Touto problematikou sa zaoberal napríklad P. M. van Hiele. Jeho koncept modelu geometrického myslenia tvorí teoretický základ pre náš výskum.

Podstatou Van Hieleho modelu je snaha pochopiť spôsob ako sa študenti učia ale aj uvažujú a argumentujú o geometrických útvaroch a vzťahoch medzi nimi. Model obsahuje päť hierarchicky usporiadaných úrovni. Postupom jednotlivými úrovňami sa objekty žiakovho myslenia menia z jednotlivých tvarov a ich vzhladu na triedy útvarov ďalej na vlastnosti útvarov, neskôr na vzťahy medzi týmito vlastnosťami až po deduktívne axiomatické systémy v geometrii. Prechod do vyššej úrovne nezávisí od veku žiaka, ako je to u Piagetových vývinových štádiách, ale skôr od spôsobu učenia sa a od skúseností, ktoré nadobudne žiak v procese vzdelávania sa. Vzťahy medzi objektmi, ktoré sú výsledkom rozvoja myslenia na jednej úrovni, sa neskôr stávajú stavebnými prvkami a základmi pre

rozvoj myslenia na nasledujúcej úrovni. Teda prechod na vyššiu úroveň nie je možný bez zvládnutia nižšej úrovne. Pritom je možné, že žiakovo myslenie je na rôznych úrovniach v rámci rozličných učebných celkov z geometrie. Jednotlivé úrovne totižto môžeme chápať v rámci geometrického myslenia ako celku ale zároveň ich rozlišovať aj v rámci konkrétneho učebného celku. Po preštudovaní literatúry a výskumov zameraných na teóriu van Hieleho modelu úrovni geometrického myslenia (van Hiele, 1957; ; Crowley, M., 1987; Fuys et al., 1988; Jaime, A., & Gutierrez, A. 1995; Mason, M. M., 1998; Pavlovičová, G., 2012; Barčíková, 2013; ...) by sme potom mohli schopnosť riešiť konštrukčné úlohy vzhľadom na jednotlivé úrovne rozdeliť nasledovne:

1. **úroveň** - žiak je schopný porozumieť zadaniu úlohy, načrtnúť situáciu a zvýrazniť dané a hľadané prvky.
2. **úroveň** – žiak vie určiť charakteristické, základné vlastnosti hľadaného útvaru a vie zostrojiť „základné konštrukcie“
3. **úroveň** – žiak vie určiť nutné podmienky existencie hľadaného útvaru ako aj implikácie (resp. ekvivalencie) podmienok stanovených zadáním úlohy vzhľadom na nevyhnutné podmienky existencie hľadaného útvaru. Žiak je zároveň schopný vytvoriť správne konštrukčný predpis a grafickú konštrukciu úlohy.
4. **úroveň** – žiak je schopný overovať správnosť výrokov tvorených v rozbere a uvedomuje si nutnosť svoje tvrdenia overovať a dokazovať. Žiak si uvedomuje nutnosť dôkazu správnosti konštrukcie a diskusie. V diskusii je schopný uvažovať nad kardinalitou množiny riešení a podmienkami riešiteľnosti úlohy. Je schopný uvedomiť si existenciu viacerých tried navzájom zhodných útvarov, ktoré sú riešením úlohy. Žiak je schopný hodnotiť správnosť konštrukčných predpisov a vytvárať vlastné zadania konštrukčných úloh napr. na základe obrázku.
5. **úroveň** - žiak je schopný riešiť konštrukčné úlohy vzhľadom na rôzne axiomatické systémy geometrie.

Navrhnuté rozdelenie podľa jednotlivých úrovni van Hieleho modelu sme ďalej skúmali v didaktickom experimente, ktorý tvoril Van Hieleho test a tri geometrické úlohy.

2. Materiál a metódy

Výskumné úlohy

Pri výbere a spracovaní úloh pre výskum sme postupovali v súlade s Teóriou didaktických situácií (viac v prácach Brousseau, 1997, Rumanová, 2004). Sledovať úroveň myslenia žiakov pri riešení geometrických konštrukčných úloh sme sa rozhodli v rámci adidaktickej situácie – pri samostatnom riešení troch klasických ako aj netradične zadáných úloh. Prvá a tretia úloha boli zadane ako parametrické systémy úloh všetky tri úlohy tvorili spolu gradovaný systém úloh. Druhá a tretia úloha boli, vzhľadom na netradičné zadanie, náročnejšie na geometrickú predstavivosť a logické myslenie. Pritom sme dbali na to, aby úlohy neboli zložité z hľadiska úrovne vedomostí ale zároveň aby bolo možné na základe ich riešenia sledovať myslenie žiakov a diferencovať ich.

Úloha 1 bola štandardne daná konštrukčná úloha. Zvolili sme jednoduchú úlohu s riešiteľnú viacerými spôsobmi (určili sme min. 8 spôsobov). Pri tejto úlohe sme sledovali dosiahnutie úrovni riešenia na základe vyššie uvedeného rozdelenia podľa van Hieleho modelu úrovni geometrického myslenia.

Úloha 2 mala netradičnejšie zadanie určiť na základe konštrukčného predpisu, ktoré prvky boli dané a aký útvar sme mali zostrojiť. V *a posteriori* analýze tejto úlohy sme sledovali schopnosť žiakov sledovať logický postup krokov konštrukcie a schopnosť vyvodit' z neho spätne implikácie (resp. ekvivalencie) podmienok stanovených zadáním úlohy vzhľadom na nevyhnutné podmienky existencie hľadaného útvaru.

Úloha 3 mala tiež netradičný spôsob zadania. Zameriavali sme sa na vyššie myšlienkové pochody žiakov – schopnosť hodnotiť správnosť konštrukcie a schopnosť určiť kardinalitu množiny výsledkov a podmienky existencie vyhovujúcich výsledkov v závislosti od vlastností a vzťahov zadaných prvkov.

V a priori analýze úloh sme po navrhnutí možných žiackych stratégií riešení určili tieto didaktické premenné:

U1 - Žiak urobil náčrt a vyznačil dané prvky.

U2 - Žiak použil vlastnosť, že uhlopriečky sú kolmé, navzájom zhodné a rozpoľujú sa.

U3 - Žiak použil vlastnosť, že štvorec má všetky vnútorné uhly pravé a uhlopriečky ich rozdeľujú na polovicu.

U4 - Žiak urobil rozbor úlohy.

U5 - Žiak urobil konštrukčný predpis.

U6 - Žiak neriešil úlohu 1

U7 - Žiak našiel aspoň 2 riešenia úlohy 1

V1 - Žiak určil, že úlohou bolo zostrojiť štvorec ABCD.

V2 - Žiak načrtol celú konštrukciu

V3 - Žiak načrtol len časť konštrukcie

V4 - Žiak určil, že daná bola priamka p a bod E a polomer a stred vpísanej kružnice.

V5 - Žiak určil niektoré, ale nie všetky dané prvky

V6 - Žiak určil, že daná bola aj veľkosť uhla respektíve iný prvok navyše

V7 - Žiak určil, že úlohou bolo zostrojiť iný útvar ako štvorec.

V8 - Žiak neriešil úlohu 2.

Z1 - Žiak určil ako správnu odpoveď možnosť a).

Z2 - Žiak určil ako správnu odpoveď možnosť b).

Z3 - Žiak určil ako správnu odpoveď možnosť c).

Z4 - Žiak určil ako správnu odpoveď možnosť d).

Z5 - Žiak načrtol obdĺžnik a vyznačil jeho uhlopriečky.

Z6 - Žiak načrtol obdĺžnik, jeho uhlopriečky a kružnicu jemu opísanú.

Z7 - Žiak neriešil úlohu 3.

Z8 - Žiak napísal, že riešenie je nekonečne veľa.

Metódy

Zvolené premenné sú dichotomické – pre každého žiaka nadobúdajú hodnotu 1 ak sa v jeho riešení vyskytujú a 0 ak sa nevyskytujú. Výskyt zvolených didaktických premenných v žiackych riešeniach bol následne kvantitatívne vyhodnotený *štatistickou implikačnou analýzou (SIA)*. SIA je metóda analýzy dát, ktorú vyvinul Régis Gras (*L' implication statistique*, 1996). Popudom k vytvoreniu SIA bol problém vyhodnotenia a štruktúracie vzťahov založených na implikáciách medzi didaktickými situáciami.

Majme populáciu E s n jednotlivcami a množinu V premenných. SIA skúma vzťahy medzi „kvázi-implikáciami“ (asociačnými pravidlami, ďalej R-pravidlami) týchto premenných, čím dáva štatistický význam odpovedi na otázky typu „Do akej miery ak platí premenná b u jednotlivca z populácie E , potom u neho platí aj premenná a ?“. (Bailleul, M., 1999) Na rozdiel od iných metód využívajúcich asociačné pravidlá, sú pri použití SIA dodržané tieto pravidlá:

- Vzťahy medzi premennými sú antisymetrické.
- Asociačné merania sú nelineárne a založené na pravdepodobnostiach.
- Kvalita implikačného vzťahu $a \Rightarrow b$ sa meria na základe „nevierohodnosti“ „veľkého“ počtu kontra-príkladov, ak implikácia $a \Rightarrow b$ platí („Pravidlá v spoločenských vedách sú prijateľné, ak je „málo“ výnimiek.“)
- „Stupeň prekvapivosti“ výskytu malého počtu kontra-príkladov meria *implikačná intenzita* $\phi(a, b)$.

- Pre výskumné vzorky nad 300 jedincov sa používa *entropická implikačná intenzita* $\Phi(a, b)$, ktorá berie do úvahy aj implikácie $b' \Rightarrow a'$.

Hladať a vizualizovať vzniknuté R-pravidlá nám umožňuje Štatistický program *C.H.I.C.* (*Cohesitive and Hierarchical Implicative Classification*). Táto vizualizácia umožňuje používateľovi pochopiť sémantiku jednotlivých R-pravidiel v analýze a posteriori.

Intenzitu medzi jednotlivými premennými alebo množinami premenných definovaných v analýze a priori daného problému znázorňuje *C.H.I.C.* prostredníctvom dvoch stromov a jedného grafu. Na základe implikačnej intenzity a podobnostnej intenzity vytvára softvér orientované a neorientované hierarchické stromy *Implicative tree* a *Similarity tree* (dendrogram). Pri analýze stromu sa sústreďujeme na prvé tri úrovne stromu a významné úrovne (v našom článku zakrúžkované). Signifikantné úrovne znázorňujú konzistentnejšie a stabilnejšie R-pravidlá. Implikačnú intenzitu je možné použiť aj k vytvoreniu orientovaného grafu *Implicative graph*. Podľa R. Couturiera (2008) sa spojenie medzi premennými vytvorí iba vtedy, ak je dosiahnutá určitá používateľom zvolená úroveň (väčšinou väčšia ako 0,5). *Implicative graph* navyše umožňuje rozlišovať farebne 4 hladiny významnosti (vyjadrené percentuálne) znázornených implikácií, pričom pre výskum sú zaujímavé triedy s hladinou významnosti nad 85%. Okrem grafov a stromov softvér poskytuje aj tabuľky vypočítaných hodnôt. Softvér umožňuje aj zohľadnenie doplnkových premenných, ktoré však v grafoch a stromoch nezobrazuje. Najvýraznejší príspevok týchto doplnkových premenných k triedam premenných vyberá na základe najnižšej hodnoty pravdepodobnosti z intervalu (1, 0). (Gras-Peter-Briand-Philippé, 1997; R. Gras and P. Kuntz, 2008; Couturier, R. 2008) Viac o aplikácii tejto metódy v didaktickom výskume je v prácach Rumanová, L. (2006), Rumanová, L., Vallo, D. (2012).

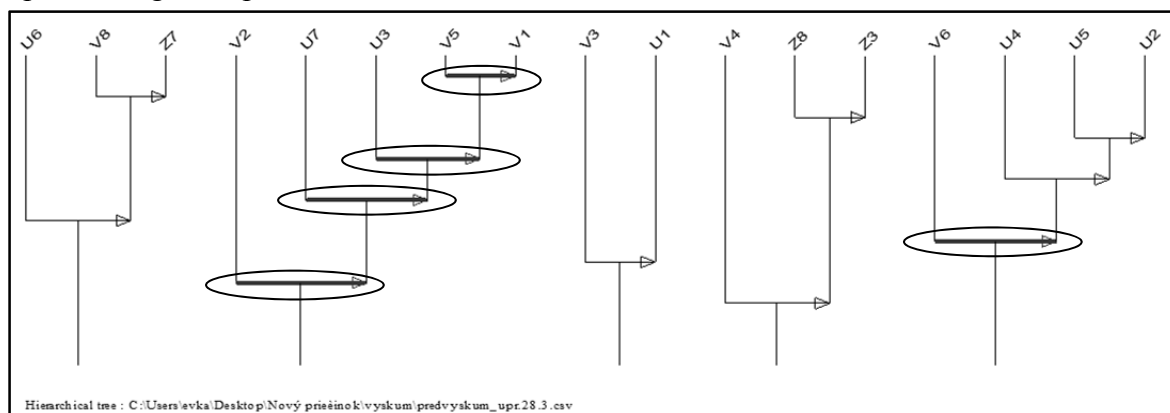
Aby sme mohli sledovať schopnosť riešiť dané úlohy v závislosti od úrovne geometrického myslenia rozdelili sme žiakov podľa ich úrovne myslenia na skupiny *T1 – T4*. Rozdelenie do jednotlivých skupín následne tvorilo doplnkové premenné pre vyhodnotenie úloh 1 až 3 v softvéri *C.H.I.C.* Kritériom pre rozdelenie do skupín boli výsledky *Van Hieleho testu* (VHT), vyvinutého na Univerzite v Chicagu Zalmanom Usiskinom (1982) (ktorý nám na použitie testu udelil povolenie). *Van Hiele test* je štandardizovaný test s 25 otázkami s výberom odpovede. Každá otázka má ako odpoveď ponúkanú jednu správnu možnosť a 4 distraktory. Každá úroveň van Hieleho modelu zodpovedá päťici otázok v teste (1-5, 6-10, 11-15, 16-20, 21-25). Žiak spadá do danej úrovne ak odpovie správne na 4 (Typ chyby I.) respektíve 3 (Typ chyby II.) otázky z príslušnej päťice otázok a tak isto z každej predošlej päťice. (Bližšie o vývine, administrácii a reliabilite testu v Usiskin (1982); Usiskin a Senk (1990)). V našom experimente sme zvolili kritérium hodnotenia podľa Typu chyby II.

Výskumná vzorka

Experimentu sa zúčastnilo 81 žiakov prvého ročníka z troch typov škôl z klasického gymnázia, športového gymnázia a z obchodnej akadémie. Výskumná vzorka bola zvolená tak, aby v nej boli žiaci na približne rovnakom stupni kognitívneho vývinu z hľadiska Piagetovej teórie. Keďže išlo o žiakov 1. ročníka predpokladali sme aj porovnateľnú úroveň vedomostí z geometrie. Vedomosti potrebné na riešenie úloh zodpovedali výkonovému štandardu tematického okruhu *Geometria a meranie* pre 2. stupeň základnej školy. Hoci výskumnú vzorku tvorilo 81 študentov, na vyhodnotenie experimentu sme použili výsledky len od 47 žiakov. Vyhodnocovali sme iba tie vzorky, v ktorých žiak riešil VHT a zároveň aspoň jednu z úloh 1 až 3. Na základe vyhodnotenia VHT sme zaradili žiakov do jednotlivých skupín podľa úrovni geometrického myslenia podľa van Hieleho modelu nasledovne: *T1* - 19 žiakov, *T2* - 13 žiakov, *T3* - 13 žiakov, *T4* - 2 žiaci.

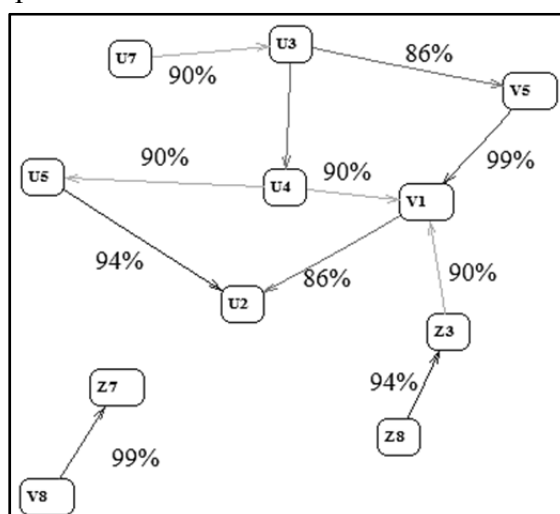
3. Výsledky a diskusia

Po štatistickom vyhodnotení údajov získaných na základe analýzy a priori a vizualizácii výsledkov prostredníctvom softvéru *C.H.I.C.* sme dostali nasledovné stromy podobností a implikácií a graf implikácií:



Obr. 1: Implicative Tree

Ako vidíme zvýraznené sú triedy tvorené premennými $V2, U7, U3, V5, V1$ (úrovne 1, 5, 7 a 11). Najvýraznejší príspevok k tejto triede premenných má doplnková premenná $T3$ s pravdepodobnosťou 0,017. Doplnková premenná $T3$ prispieva tiež k triede premenných $Z8, Z3$ (úroveň 3) a to s pravdepodobnosťou 0, 0925. Zaujímavá pre nás je tiež trieda premenných $V6, U4, U5, U2$ (úrovne 4, 6 a 9), ku ktorým má tiež najvýraznejší príspevok doplnková premenná $T3$ s pravdepodobnosťou 0, 0851. Lepší uhol pohľadu na zobrazené R-pravidlá môžeme získať z grafu implikácií:



Obr. 2: Implicative graph

Ako vidíme, ak žiak našiel aspoň 2 riešenia úlohy 1, potom použil vlastnosť, že štvorec má všetky vnútorné uhly pravé a uhlopriečky ich rozdeľujú na polovicu. Táto implikácia platí na hladine významnosti 90%. Ak žiak našiel 2 riešenia úlohy, pričom použil spomenutý typ riešenia, potom urobil rozbor úlohy (na hladine významnosti 86%) a následne konštrukčný predpis (na hladine významnosti 90 %). Žiaci, ktorí našli 2 riešenia boli schopní určiť v Úlohe 2 aspoň niektoré dané prvky (na hladine významnosti 86 %) a v tomto prípade aj správne určili hľadané prvky (na hladine významnosti 99 %). Zároveň vidíme, že žiaci, ktorí správne riešili Úlohu 3, správne určili hľadané prvky v Úlohe 2 a riešili Úlohu 1 aspoň jedným spôsobom riešenia. Tieto implikácie sú na základe údajov z predošlého stromu typické pre žiakov, ktorých geometrické myslenie je na 3. úrovni podľa van Hieleho modelu. Pre žiakov, ktorých geometrické myslenie je na 1. úrovni, sa javí ako typické R-pravidlo

The diagram shows a two-stage network with two parallel paths. The top path consists of nodes U_4 , U_5 , and U_2 . The bottom path consists of nodes U_1 and U_3 . A vertical line connects the two paths between U_5 and U_2 . The nodes are represented by small circles, and the connections are straight lines.

R-pravidlo „ak žiak urobil rozbor úlohy potom ak urobil konštrukčný predpis, použil riešenie 1“ je typické pre žiakov uvažujúcich na 3. úrovni geometrického myslenia s pravdepodobnosťou 0.0851. Toto zistenie zodpovedá diferencovanému prístupu k riešeniu konštrukčných úloh, že žiak na 3. úrovni vie určiť nutné podmienky existencie hľadaného útvaru ako aj implikácie (resp. ekvivalencie) podmienok stanovených zadaním úlohy vzhľadom na nevyhnutné podmienky existencie hľadaného útvaru. Žiak je tiež schopný vytvoriť správne konštrukčný predpis a grafickú konštrukciu úlohy. Zároveň sa potvrdilo, že žiaci na 4. úrovni myslenia sú schopní uvažovať nad rôznymi spôsobmi riešenia jednej úlohy.

Na základe výsledkov VHT sme zistili, že myslenie žiakov toho istého ročníka, ako aj tej istej triedy, sa nachádza na rôznych úrovniach geometrického myslenia. Vzhľadom na príspevky doplnkových premenných k nájdeným R-pravidlám môžeme konštatovať, že sa prejavil výrazný rozdiel medzi skupinou *T1* a *T3* v schopnosti riešiť geometrické úlohy. Žiaci, ktorých geometrické myslenie je na 2. úrovni, sa na tvorbe R-pravidiel výrazne nepodieľali. Vyššia úroveň geometrického myslenia, podľa van Hieleho modelu geometrického myslenia, sa pozitívne odráža na schopnosti žiakov riešiť štandardné ako aj neštandardné úlohy. U skupiny žiakov, ktorých myslenie je na 3. úrovni (a vyššie), sa v experimente prejavila nie len lepšia úroveň geometrickej predstavivosti a logického myslenia ale aj uvedomovanie si významu jednotlivých fáz riešenia konštrukčnej úlohy. Výraznejšie sa u nich prejavila aj potreba grafického rozboru v netradične zadovaných úlohách. U žiakov, ktorých myslenie je na 1. úrovni geometrického myslenia, podľa van Hieleho modelu geometrického myslenia, sa naproti tomu vyskytol problém urobiť korektný rozbor a konštrukčný predpis úlohy. V tejto skupine žiakov sa tiež prejavil problém s riešením netradične zadovaných úloh vyžadujúcich vyššie myšlienkové pochody. Výsledky výskumu nás utvrdzujú v presvedčení, že geometrická predstavivosť a logické myslenie, ktorých úroveň sa zvyšuje postupom jednotlivými úrovňami van Hieleho modelu, majú úzku súvislosť so schopnosťou riešiť geometrické konštrukčné úlohy.

VAN HIELE, P. M. 1957. *The problem of insight, in connection with Sschool-children's insight into the subject matter of geometry*. English summary (by P. M. van Hiele) of De Problematiek van het Inzicht Gedemonstreerd wan het Inzicht von Schoolkindren in Meetkundeleerstof. (Doctoral dissertation), University of Utrecht.

- FUYS ET AL. 1988. *The Van Hiele Model of Thinking in Geometry Among Adolescents*, National Council of Teachers of Mathematics
- CROWLEY, M. 1987. The van Hiele model of development of geometric thought. In: *Learning and Teaching Geometry, K-12, Yearbook of the National Council of Teachers of Mathematics*. Reston, VA: NCTM 1987. s. 1-16.
- JAIME, A., & GUTIERREZ, A. 1995. Guidelines for teaching plane isometries in secondary school. In: *The Mathematics Teacher*, 88(7), s. 591-597. ISSN-0025-5769
- MASON, M. M. 1998. The van Hiele Levels of Geometric Understanding. In: *The Professional Handbook for Teachers: Geometry*. Boston: McDougal-Littell / Houghton-Mifflin, s. 4.
- PAVLOVIČOVÁ, G. 2012. *Niektoré kľúčové názory na rozvoj matematických predstáv*. Nitra, UKF, s. 82, ISBN 978-80-558-0127-8
- BARCÍKOVÁ, E. 2013. Teaching Isometries Based On Van Hiele Model Of Geometric Thought. In *Slovné a konštrukčné úlohy ako prostriedok rozvoja logického myslenia vo vyučovaní matematiky*, Nitra: FPV UKF, ISBN 978-80-558-0238-1
- BROUSSEAU, G. 1997. *Theory of Didactical Situations in Mathematics*, Kluwer Academic Publishers, AH Dordrecht, The Netherlands
- RUMANOVÁ, L. 2004. Vedia študenti aplikovať nadobudnuté vedomosti pri riešení stereometrického problému? In: *Teórie vyučovania matematiky : zborník príspevkov*. Bratislava : Univerzita Komenského, 2004. - ISBN 80-223-1833-7, S. 101-114.
- USISKIN, Z. 1982, Van Hiele Levels and Achievement in Secondary School Geometry, *University of Chicago, Cognitive Development and Achievement in Secondary School Geometry (CDASSG) Project*
- USISKIN, Z., SENK, S. 1990 Evaluating a Test of van Hiele Levels: A Response to Crowley and Wilson, *Journal for Research in Mathematics Education*, 21, 242-245.
- BAILLEUL, M., 1999. A software for a new data analysis method : CHIC, in Rogerson, A., (editor), *Proceedings of the International Conference on Mathematics Education into the 21st Century : Societal Challenges, Issues and Approaches*, Egypt, Cairo, 34-42
- GRAS, R., BRIAND, H., PETER, P., PHILIPPE, J. 1997. Implicative statistical analysis. In *Proceedings of International Congress I.F.C.S.*, Kobe, Tokyo. Springer-Verlag.
- GRAS, R., SUZUKI, E., GUILLET, F., SPAGNOLO, F. 2008. Statistical Implicative Analysis Theory and Applications, In: *Studies in Computational Intelligence* , Volume 127, ISBN: 978-3-540-78982-6 (Print) 978-3-540-78983-3 (Online)
- RUMANOVÁ, L., VALLO, D. 2012. Evaluation of geometric problem by applying the statistical implicative analysis In: *L'analyse statistique implicative : de l' exploratoire au confirmatoire = Implicative statistic analysis: of an exploratory posture to a confirmatory posture : Internationale Conference Caen, 7-10 novembre 2012*. - Caen : Université de Caen Basse-Normandie, s. 119-127. ISBN 978-2-7466-5256-9
- RUMANOVÁ, L. 2006. Štatistický program C.H.I.C. v didaktickom experimente In: *Technológia vzdelávania*, č. 6 (6.2006), s.9-11. ISSN 1335-003X.

Adresa autora:

Eva Barčíková, PaedDr.
Katedra matematiky FPV UKF v Nitre
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra
eva.barcikova@ukf.sk

Analýza vplyvu silových schopností na špeciálne testovacie vodnopólové cvičenie podľa fáz kondičného programu 10 – 13 ročných vodných pólistov
Analysis of impact of power capability
on the special water polo test exercises by phases conditioning program
from 10 to 13 year-old water polo players

Peter Berlanský, Ján Luha

Abstrakt: Práca je zameraná na riešenie výskumnej úlohy situácie z oblasti športovej edukológie. Analyzujeme overenie efektívnosti kondičného programu so zameraním na rozvoj silových schopností na suchu, jeho vplyv na úroveň zmeny špeciálnej plaveckej rýchlosti ako jednej z neoddeliteľných súčastí športovej prípravy vo vodnom póle. Objektom skúmania boli 10 – 13-roční vodní pólisti KVP Kúpele Piešťany. Zmeny v silových schopnostiach na suchu sme diagnostikovali štandardnými motorickými testami sily, plaveckú rýchlosť testom plaveckej rýchlosti 3x25 metrov kraul, špeciálnu plaveckú rýchlosť meraný hladký úsek plávania s loptou 10 metrov ako súčasť špeciálneho vodnopólového testovacieho cvičenia (ŠVTC).

Abstract: The work is focused on the research tasks of the situation in the field of sports edukológie. We analyze the efficiency of verification conditioning program focusing on the development of strength abilities to drought, its impact on the level of change in the swimming speed special as one of the integral part of sports training in water polo. Object of investigation were 10 to 13-year water polo players KVP Spa Piestany. Changes in strength abilities to drought was diagnosed by standard motor tests force, swimming speed test, the swimming speed of 3x25 meters freestyle, swim-special rate measured smooth stretch swim 10 meters with the ball as part of a special water polo test exercises (SWTE).

Kľúčové slová: silové schopnosti na suchu, špeciálna plavecká rýchlosť, špeciálne testovacie vodnopólové cvičenie (ŠVTC), analýza zmeny výkonu, testovanie.

Keywords: power's ability to dry, special swimming speed special water polo test exercises (STWE), analysis of changes in performance testing.

JEL classification: C1, C12, I1, L83.

1. Úvod

Príspevok prezentuje ďalšie poznatky zo športovej prípravy 10 – 13-ročných hráčov vodného póla KVP Kúpele Piešťany, účastníkov najvyššej slovenskej ligy v žiackych kategóriách prezentujeme výsledkami špeciálneho experimentu pri aplikácii dvoch tréningových postupov (Berlanský, 2012). Vedecké poznatky zo štruktúry športového výkonu vo vodnom póle dokumentujú, že limitujúcim faktorom je vysoká úroveň kondičných schopností, predovšetkým silových (Ramsay et al., 1990; Havlíček, 1993; Štulrajter, Zrubák, Jánošdeák, 1998; Feigenbaum, Wescott, 2000, 2005; Feigenbaum, 2007; Berlanský 2002, 2013; Macejková, 2005; Strešková, 2008; Hamar, Kampmiller, 2009; Putala, Macejková, Matúš 2010; Holas, 2010; Berlanský, Psalman, Ružičková, 2011; Luha, Berlanský 2012, 2013).

Metodika športového experimentu, ktorý realizoval P. Berlanský, bola podrobne popísaná v príspevku Berlanský P., Luha J., Strešková E. (2013) a v príspevku Berlanský P., Luha J. (2013). Postupný jednoskupinový pedagogický experiment a testovanie, súbor 10 – 13-roční vodní pólisti KVP Kúpele Piešťany (n = 20) sme realizovali v podmienkach tréningového procesu v prvom makrocykle roku 2012 počas transformačného a súťažného obdobia v celkovej dĺžke 16 týždňov v 25-metrovom bazéne v hoteli Slňava v Piešťanoch. Testovanie úrovne silových schopností na suchu sme realizovali v telocvični SZŠ v Piešťanoch. Samotné

testovanie trvalo 90 minút. Testovaniu vždy predchádzalo rozcvičenie, rozplávanie a rozcvičenie s loptou. Tréningová jednotka vo vode určená na testovanie plaveckej rýchlosti, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia bola ukončená vyplávaním.

2. Prehľad meraných parametrov:

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

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

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

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

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

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

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

2. Meranie špeciálnych plaveckých schopností: test 3 x 25 metrov kraul (Ružbarský, 2003) a špeciálnym vodnopólovým testovacím cvičením – špeciálna plavecká rýchlosť 10 metrov a úspešnosť zakončenia (Berlanský, Strešková, 2011).

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

(T8) Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie (ŠVTC): Pre naplnenie podstaty obsahovej validity sme vytvorili testovacie cvičenie, v ktorom sme po konzultáciách s trénermi spolu s informáciami z dostupnej literatúry uskutočnili výber činností, ktoré z pohybového obsahu vystihujú typické herné činnosti vo vodnom póle. Aplikovali sme pohybové činnosti simulujúce individuálne HČ hráča vo vodnom póle s využitím silových schopností, ktorých zlepšenie v našom výskume predpokladáme – štart s loptou, 2 metre vedenie lopty kraulom po prvú fotobunku, 10 metrov vedenie lopty kraulom maximálnou rýchlosťou medzi zdvojenými fotobunkami v horizontálnej polohe napojených na digitálnu časomieru, 2 metre vedenie lopty kraulom k méte zakončenia vo vzdialenosti 5 metrov od redukovanej bránky a následné zakončenie. Probandi absolvovali všetky tri kolá, do úvahy sa bral najlepší dosiahnutý čas nameraný digitálnou časomierou a po úspešnom pokuse pri zakončení. ŠVTC sme aplikovali na ploche 25 x 12,5 metra v bazéne, čo je približne polovica vodnopólového ihriska. Pozostávalo z niekoľkých, na seba nadväzujúcich pohybových činností, ktoré predstavujú reťaz herných činností jednotlivca.

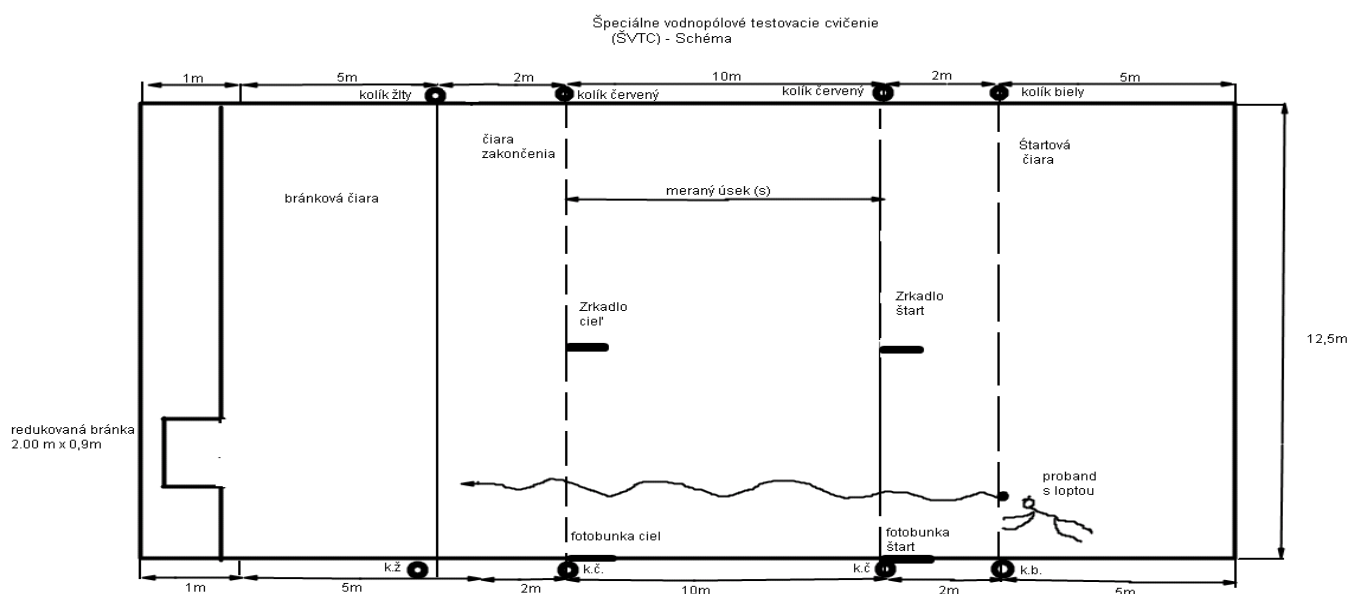
Pomôcky: vodnopólové lopty (6), farebné valčky biele (2) farebné valčky žlté (2) a farebné valčky červené (4), priemer valca = 5 cm a výška valca = 30 cm vyznačujú méty v bazéne, fotobunky s dvomi žiaričmi v horizontálnej polohe napojené na PC (2) umiestnené 12 cm nad hladinou vody v bazéne, zrkadielko (2) situované funkčne oproti na lúče fotobunky umiestnené 12 cm nad hladinou vody v bazéne, píšťalka, zmenšená (redukovaná) vodnopólová brána (rozmery 220 cm x 109 cm) (Schéma 1).

Fázy experimentu:

vstup.....vstupné merania
kontrol.....kontrolné merania
experim.....merania na konci experimentu

V citovanej práci Berlanský P., Luha J., Strešková E. (2013), Berlanský P., Luha J (2013) a Berlanský P., Luha J (2014) sme dokázali pozitívny vplyv kondičného programu po línii „vstup – kontrol - experim“ pomocou exaktného neparametrického párového Wilcoxonovho testu. Taktiež Friedmanov neparametrický test potvrdil tieto výsledky.

Schéma 1 Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie (ŠVTC)



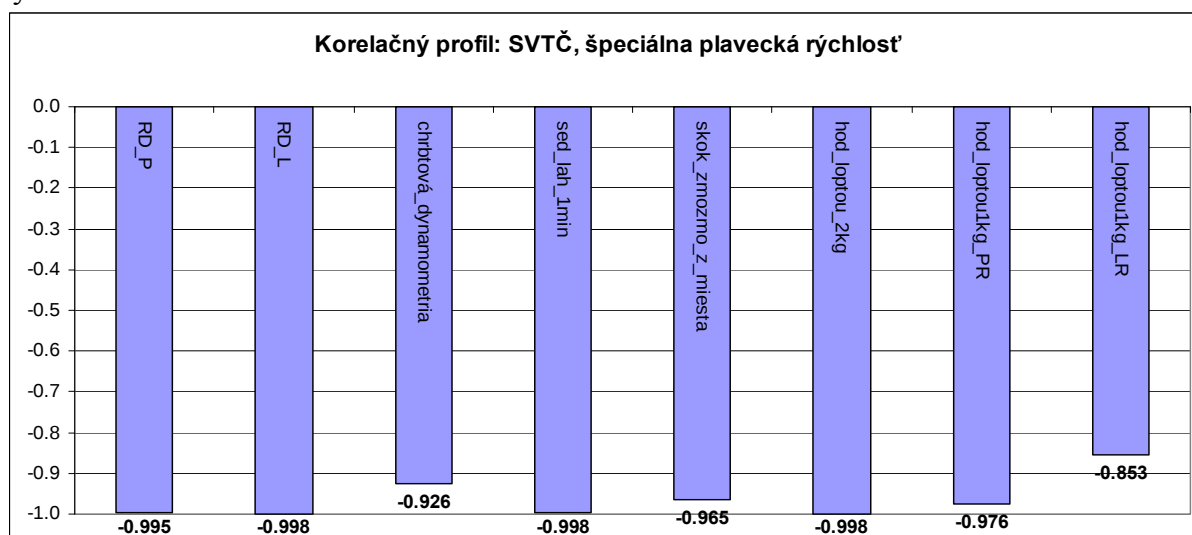
3. Vzťah špeciálnych testovacích vodnopólových cvičení a sledovaných premenných

Výkon vo vode (výkonové parametre vo vode) sme merali pomocou súčasti testu ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (10m plávanie s loptou maximálnym úsilím pomocou horizontálnych zdvojených fotobuniek). Testované parametre silových schopností na suchu, „fyzických“ sledovaných premenných, sme merali: RD P (ručná dynamometria pravá ruka), RD L (ručná dynamometria ľavá ruka), chrbtová dynamometria, sed ľah 1min., skok znožmo z miesta, hod loptou 2kg, hod loptou 1kg PR (hod loptou 1kg pravá ruka) a hod loptou 1kg LR (hod loptou 1kg ľavá ruka). Vzťah výkonových a „fyzických“ sledovaných premenných sme vyjadrili pomocou príslušných priemerných hodnôt uvedených veličín za jednotlivé fázy výskumu (vstup – kontrol – experim). Z tabuľky, ale najmä z grafického vyjadrenia vidno, že skúmaná závislosť je zrejmalá. Uvedenú skutočnosť môžeme podporiť špeciálne vypočítanými korelačnými koeficientami za priemerné hodnoty. Skúmanie vzťahu výkonových a „fyzických“ premenných komplikuje aj závislosť medzi „fyzickými“ premennými, vypočítaná pomocou priemerných hodnôt premenných za jednotlivé fázy výskumu (vstup – kontrol - experim), pričom vstup (vstupné merania), kontrol (merania na konci kontrolného obdobia), experim (merania na konci experimentu). Za preukázaný považujeme vplyv skúmaných premenných na výkon, ale stanoviť ich „poradie“ nie je možné čisto štatistickými metódami, ale musí nastúpiť komplexná odbornosť v danej oblasti. Korelačné koeficienty troch meraní vzťahu sledovaných silových parametrov na suchu a výkonu vo vode, špeciálnej plaveckej rýchlosti, ako súčasti špeciálneho vodnopólového testovacieho cvičenia (ŠVTC) sú v prehľadnej tabuľke 1 a plasticky v grafe korelačného profilu (Obr.1).

Tab.1 Korelačné koeficienty cvičení na rozvoj silových schopností na suchu a špeciálnej plaveckej rýchlosti

špeciálna plavecká rýchlosť	RD_P	RD_L	chrbtová dynamometria	sed_lah_1min	skok_zmozmo_z_miesta	hod_loptou_2kg	hod_loptou1kg_PR	hod_loptou1kg_LR
korel. koef.	-0.995	.998(*)	-0.926	.998(*)	-0.965	.998(*)	-0.976	-0.853
P-hodnota	0.065	0.036	0.247	0.039	0.169	0.036	0.140	0.350

Obr.1 Korelačný profil cvičení na rozvoj silových schopností na suchu a špeciálnej plaveckej rýchlosti



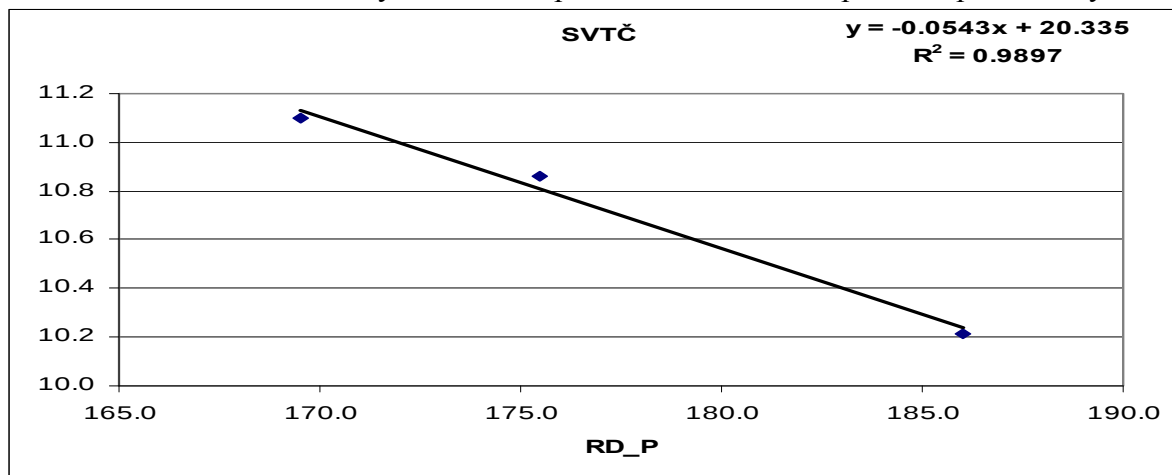
Vzhľadom na malý počet „meraní“ (na výpočet korelačných koeficientov sme použili tri páry priemerov) nie sú niektoré korelačné koeficienty štatisticky významné, ale ich hodnota nám naznačuje silu skúmanej závislosti. Ako sme už naznačili prv, je zrejmy vplyv všetkých skúmaných premenných na výkon, meraný tromi premennými. Prehĺbenie poznania týchto otázok si vyžaduje ešte ďalšie skúmanie. V nasledujúcich tabuľkách a grafoch uvádzame podrobnú analýzu jednotlivých vzťahov sledovaných premenných s výkonovými premennými v jednotlivých fázach experimentu. V grafoch rezentujeme aj regresnú priamku a hodnotu koeficientu R^2 , ktorej hodnota vyjadruje percento variability vysvetlenej regresnou krivkou,

Priemerné namerané hodnoty v teste ručná dynamometria pravá ruka boli pri vstupe 169,50 (N), po kontrolnom období 175,50 (N), na konci experimentu 186,00 (N) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu statickej sily pravej ruky a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu statickej sily pravej ruky a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.2, Obr.2).

Tab.2 Priebeh vzťahu ručná dynamometria pravá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	RD P (N)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť(s)
vstup	169,50	11,10
kontrol	175,50	10,86
experim	186,00	10,22

Obr.2 Priebeh vzťahu ručná dynamometria pravá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

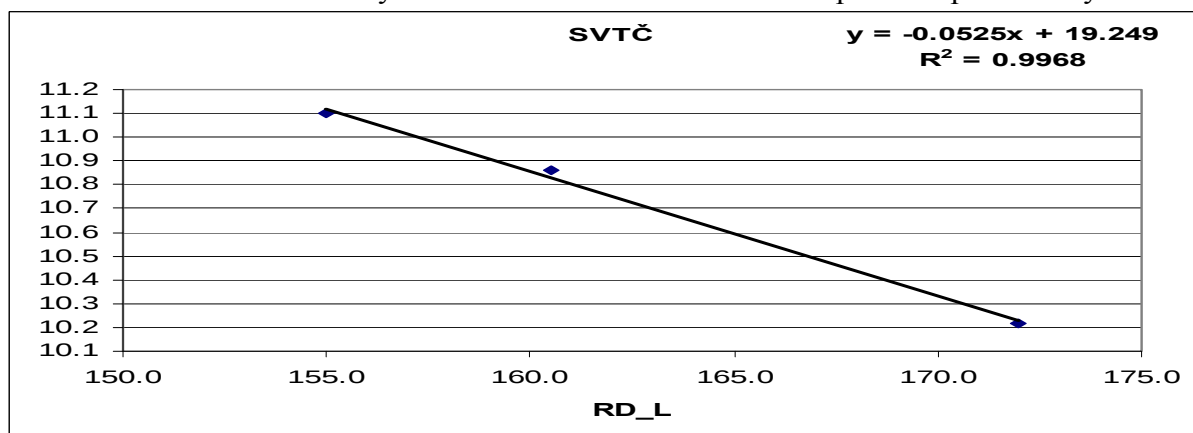


Priemerné namerané hodnoty v teste ručná dynamometria ľavá ruka boli pri vstupe 155,00 (N), po kontrolnom období 160,50 (N), na konci experimentu 172,00 (N) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu statickej sily ľavej ruky a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu statickej sily ľavej ruky a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.3, Obr.3).

Tab.3 Priebeh vzťahu ručná dynamometria ľavá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	RD L (N)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (s)
vstup	155,00	11,10
kontrol	160,50	10,86
experim	172,00	10,22

Obr.3 Priebeh vzťahu ručná dynamometria ľavá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

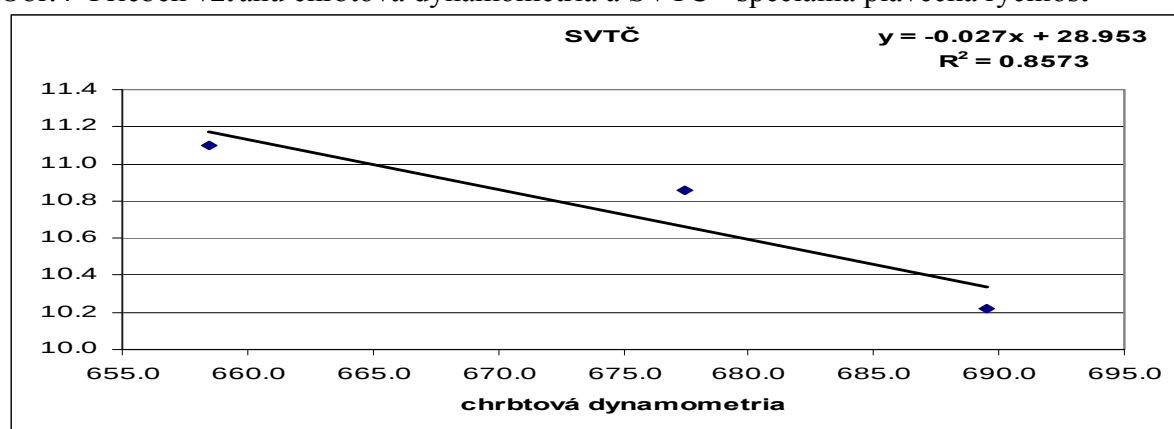


Priemerné namerané hodnoty v teste chrbtová dynamometria boli pri vstupe 658,50 (N), po kontrolnom období 677,50 (N), na konci experimentu 689,50 (N) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu statickej sily chrbta a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu statickej sily chrbta a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.4, Obr.4).

Tab.4 Priebeh vzťahu chrbtová dynamometria a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	chrbtová dynamometria (N)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (s)
vstup	658,50	11,10
kontrol	677,50	10,86
experim	689,50	10,22

Obr.4 Priebeh vzťahu chrbtová dynamometria a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

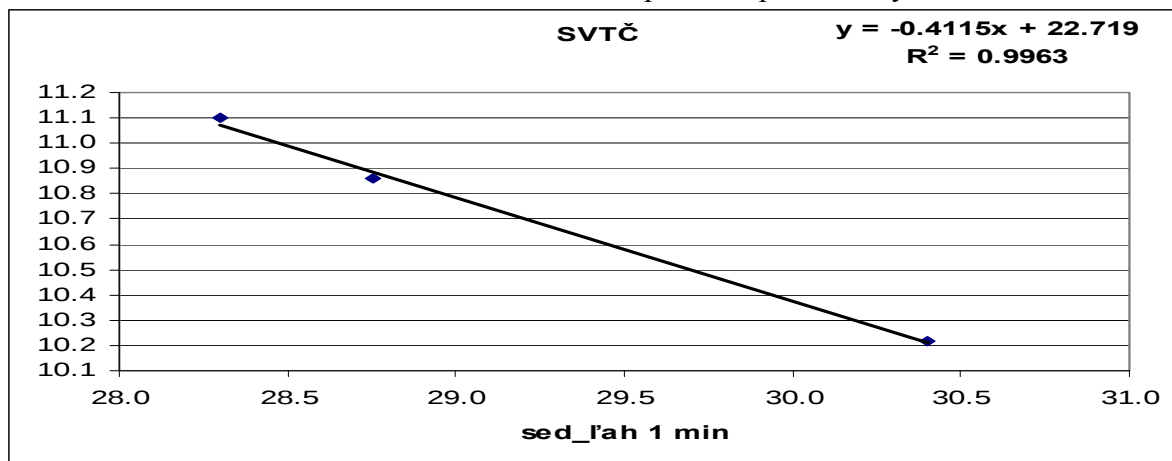


Priemerné namerané hodnoty v teste sed - ľah 1 min. boli pri vstupe 28,30 (počet opakovaní), po kontrolnom období 28,75 (počet opakovaní), na konci experimentu 30,40 (počet opakovaní) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.5, Obr.5).

Tab.5 Priebeh vzťahu sed - ľah 1min. a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	sed ľah 1min.	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (s)
vstup	28,30	11,10
kontrol	28,75	10,86
experim	30,40	10,22

Obr.5 Priebeh vzťahu sed - ľah 1 min. a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

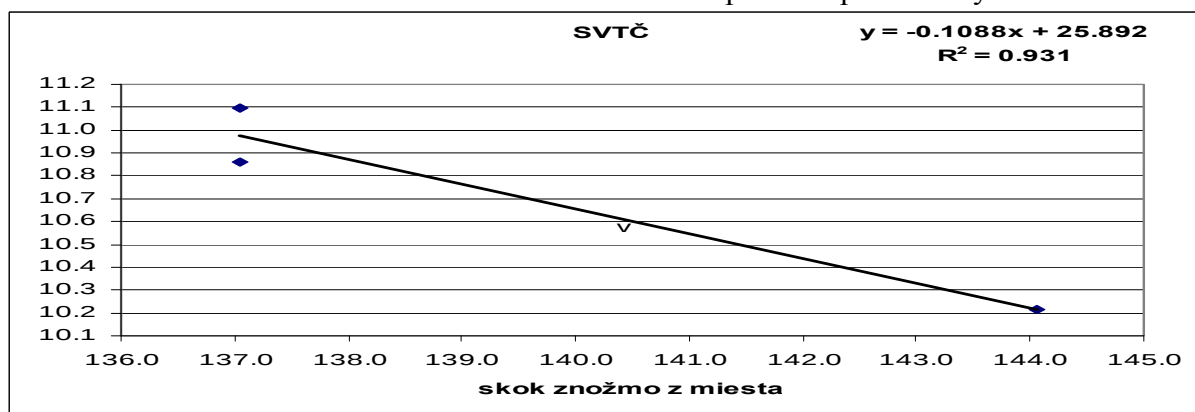


Priemerné namerané hodnoty v teste skok znožmo z miesta boli pri vstupe 137,05 (cm), po kontrolnom období 137,05 (cm), na konci experimentu 144,05 (cm) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu výbušnej sily dolných a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme nezaznamenali zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu výbušnej sily dolných končatín a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.6, Obr.6).

Tab.6 Priebeh vzťahu skok znožmo z miesta a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	skok znožmo z miesta (cm)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (s)
vstup	137,05	11,10
kontrol	137,05	10,86
experim	144,05	10,22

Obr.6 Priebeh vzťahu skok znožmo z miesta a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

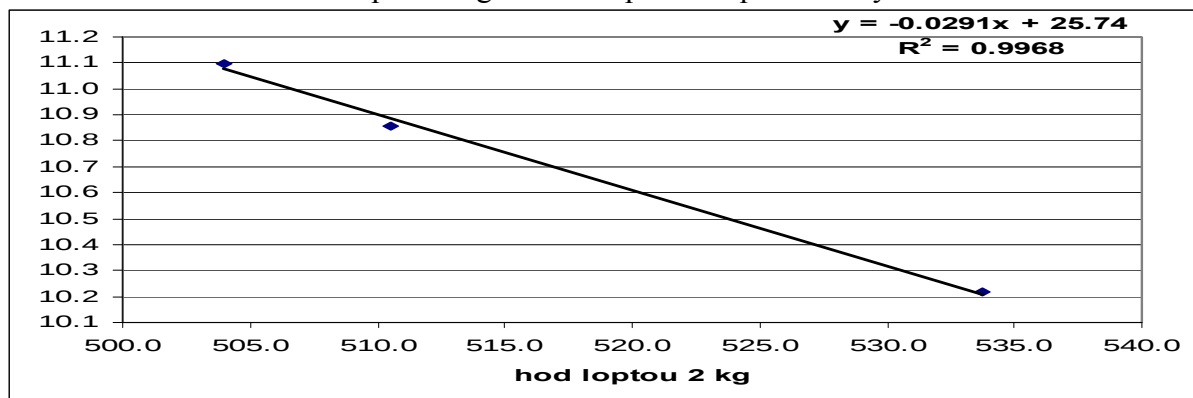


Priemerné namerané hodnoty v teste hod loptou 2kg (cm) boli pri vstupe 504,00 (cm), po kontrolnom období 510,50 (cm), na konci experimentu 533,75 (cm) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu výbušnej sily paží a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu výbušnej sily paží a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.7, Obr.7).

Tab.7 Priebeh vzťahu hod loptou 2 kg a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	hod loptou 2kg (cm)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (s)
vstup	504,00	11,10
kontrol	510,50	10,86
experim	533,75	10,22

Obr.7 Priebeh vzťahu hod loptou 2 kg a ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť

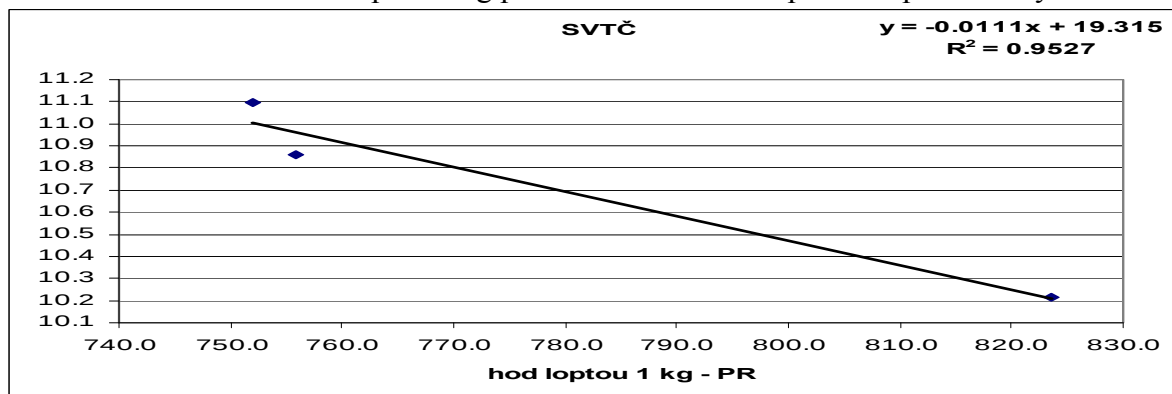


Priemerné namerané hodnoty v teste hod loptou 1 kg pravá ruka (cm) boli pri vstupe 752, 00 (cm), po kontrolnom období 755,75 (cm), na konci experimentu 823,50 (cm) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo výbušnej sily pravej paže a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zlepšenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu výbušnej sily pravej paže a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.8, Obr.8).

Tab.8 Priebeh vzťahu hod loptou 1 kg pravá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	hod loptou 1 kg pravá ruka (cm)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť(s)
vstup	752,00	11,10
kontrol	755,75	10,86
experim	823,50	10,22

Obr.8 Priebeh vzťahu hod loptou 1 kg pravá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

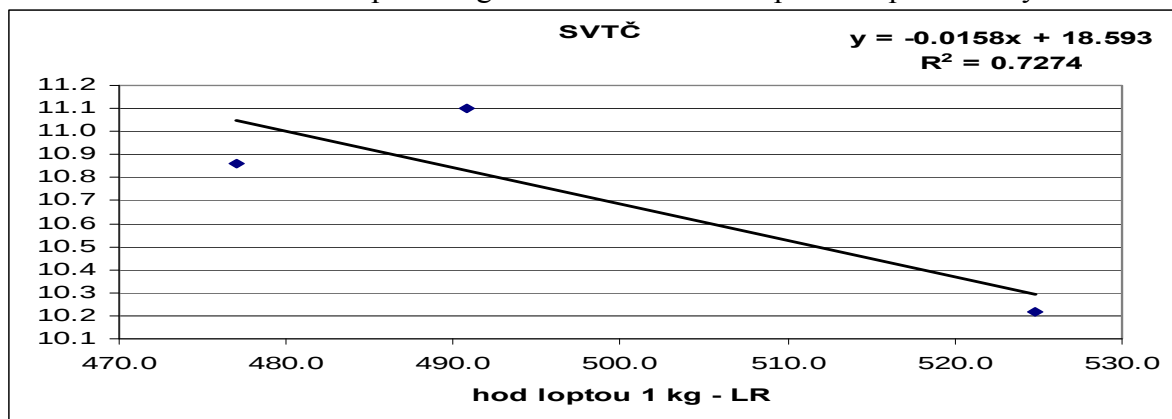


Priemerné namerané hodnoty v teste hod loptou 1 kg ľavá ruka (cm) boli pri vstupe 490,75 (cm), po kontrolnom období 477,00 (cm), na konci experimentu 524,75 (cm) a v teste špeciálna plavecká rýchlosť priemerných nameraných hodnôt pri vstupe 11,10 (s), po kontrolnom období 10,86 (s), na konci experimentu 10,22 (s). Vo vzťahu výbušnej sily ľavej paže a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali určité zhoršenie po kontrolnom období bez vplyvu experimentálneho činiteľa v tréningu. Výraznejšie zlepšenie vo vzťahu výbušnej sily ľavej paže a špeciálnej plaveckej rýchlosti sme zaznamenali po experimentálnom období (Tab.9, Obr. 9).

Tab.9 Priebeh vzťahu hod loptou 1kg ľavá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť

	hod loptou 1kg ľavá ruka (cm)	ŠVTC špeciálna plavecká rýchlosť (s)
vstup	490,75	11,10
kontrol	477,00	10,86
experim	524,75	10,22

Obr.9 Priebeh vzťahu hod loptou 1 kg ľavá ruka a ŠVTC - špeciálna plavecká rýchlosť



4. Diskusia

Domnievame sa, že tieto zmeny nenastali len dôsledkom samotného tréningu vo vode. V experimentálnom období nastali zaťažením vo vode a taktiež aplikáciou zostavy posilňovacích cvičení na suchu v druhom období experimentu.

V našom výskume sa nám podarilo potvrdiť predpoklad, že kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu pozitívne ovplyvnil zmeny všetkých silových schopností a následne sa pozitívne prejavil v zlepšení špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov, ako súčasti nami navrhnutého špeciálneho vodnopólového cvičenia,

Predpokladali sme, že kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu sa významne pozitívne prejaví vo všetkých meraných ukazovateľoch silových schopností vodných pólistov, čo sa nám na základe našich nameraných hodnôt úrovne silových schopností na suchu potvrdilo. Náš výskum potvrdil správnosť tvrdení, ktoré prezentovali vo svojich prácach (Weltman et.al., 1986; Ramsay et al., 1990; Malina, 1994; Feigenbaum, Wescott, 2000, 2005; Berlanský 2001; Ivanič, 2002; Pavlíka a kol., 2002; Feigenbaum, 2005; Fehér, 2006; Krištofovič, 2006; Feigenbaum, 2007; Vince, 2008; Hamar, Kampmiller 2009) o správnosti aplikovania cvičení na rozvoj silových schopností v pohybových a tréningových športových programoch detí a mládeže.

Predpokladali sme, že kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu významne zlepši špeciálnu plaveckú rýchlosť vodných pólistov. Táto skutočnosť sa nám potvrdila na základe testovania špeciálnej plaveckej rýchlosti v nami testovanom súbore. Podľa Maglischa (2003) niektoré štúdie uvádzajú, že najväčšie priemerné zlepšenie

šprintérskej rýchlosti nastane v priebehu desaťtýždňového obdobia, ale keď sa tréning predĺži na jeden rok, k takému výraznému zlepšeniu nedošlo. Počas nášho experimentu počas kontrolného obdobia v trvaní osem týždňov probandi rozvíjali rýchlostné schopnosti len tréningom vo vode. Počas experimentálneho obdobia sme aplikovali okrem tréningu vo vode aj cvičenia na rozvoj silových schopností na suchu, pričom nastalo opätovné výrazné zlepšenie špeciálnej plaveckej rýchlosti. Plavecká poloha vodného pólistu je pri plávaní s loptou je oproti plávaniu bez lopty vyššia, pričom hlava vodného pólistu je nad hladinou vody. Tréning rozvoja silových schopností na suchu u probandov pôsobil na obmedzenú vybranú skupinu svalov, ktoré by mohli obmedzovať plavecký výkon. Určitá svalová skupina nemá silu na to, aby sa plne podieľala na úsilí záberu, čo môže spôsobiť nesprávny mechanizmus záberu. V tomto prípade môže tréning zameraný na slabú svalovú skupinu zvýšiť jej silu a umožniť jej, aby sa lepšie zapojila pri plávaní vo vode. Týmto sa odstráni slabý článok a zlepši sa mechanika záberu vodného pólistu. Taktiež sa nám potvrdilo dávkovanie cvikov proti odporu vlastnou hmotnosťou proti pôsobeniu zemskej príťažlivosti po 15 v danej sérii. Odpočinok medzi sériami sme stanovili na 30 sekúnd. Maglischo (2003) uvádza dĺžku odpočinku medzi sériami 2 až 5 minút. S určitosťou došlo u probandov k zlepšeniu v energetických systémoch, ale z výsledkov nášho výskumu nevieme povedať, do akej miery. Podľa Kampmiller (2000) mladý organizmus nemá ešte vyzreté pufračné (nárazníkové) systémy a veľké množstvo laktátových prostriedkov vedie k destabilizácii a pretrénovanosti organizmu. Pufračné systémy probandov sme nenabúrali obsahom, intenzitou a ani dávkovaním zaťaženia probandov na suchu a vo vode. Myslíme si, že na samotnom výkone v špeciálnej plaveckej rýchlosti sa významnou mierou podieľa štart hráča s loptou a maximálne zrýchlenie plávania s loptou po líniu prvej fotobunky. Náš výskum potvrdil na základe získaných nameraných hodnôt testov plaveckej rýchlosti a špeciálnej plaveckej rýchlosti vodných pólistov pôsobením cvičení na rozvoj silových schopností na suchu ich výrazné zlepšenie.

5. Záver

Úroveň špeciálnej plaveckej rýchlosti vodného pólistu (plávanie maximálnou rýchlosťou s loptou) významnou mierou prispievajú k zefektívneniu prechodu družstva do útoku a protiútoku. Vodné pólo je náročná, bojová, tvorivá a v súčasnosti veľmi zrýchlená a náročná hra, v ktorej sa často mení defenzíva s ofenzívou družstva. Zrýchľuje a spresňuje sa hra. Hráči a družstvo, ako celok, získava jej zlepšením predpoklady pre lepší celkový výkon, a tým aj možnosť pozitívne ovplyvniť výsledok samotného stretnutia.

6. Literatúra

1. BERLANSKÝ, P. 2002. Vplyv strečingu na kĺbovú pohyblivosť a dynamickú silu u mladých vodných pólistov. Rigorózna práca, Bratislava, FTVŠ UK, 2002, 108 s.
2. BERLANSKÝ, P. 2013. Zmeny plaveckej rýchlosti vodných pólistov vplyvom kondičného programu na rozvoj silových schopností. Dizertačná práca. FTVŠ UK, 2013.
3. BERLANSKÝ P., LUHA J. 2012. Štatistická analýza dvoch tréningových postupov vodných pólistov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2012. Bratislava : SŠDS, 2012. ISSN 1336-7420.
4. BERLANSKÝ P., LUHA J. 2014. Analýza vplyvu silových schopností na plaveckú rýchlosť podľa fáz kondičného programu 10 – 13-ročných vodných pólistov . FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2014. Bratislava : SŠDS, 2012. ISSN 1336-7420.

5. BERLANSKÝ P., LUHA J., STREŠKOVÁ E. 2013. Analýza vplyvu kondičného programu na rozvoj silových schopností a plaveckej rýchlosti vodných pólistov FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013. Bratislava : SŠDS, 2013. ISSN 1336-7420.
6. BERLANSKÝ P., PSALMAN V., RUŽIČKOVÁ D. 2011. Vzťah športového výkonu v plávaní a optimálnej úrovne kĺbovej pohyblivosti v spojení so silovým rozvojom 15 až 18 ročných plavcov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2011. Bratislava : SŠDS, 2011. ISSN 1336-7420.
7. FAIGENBAUM, A. D., WESCOTT, W. L. 2000. *Strenght and power for young ahtletes. Champaign*. Human Kinetics, 2000.
8. FAIGENBAUM, A. D., WESCOTT, W. L. 2005. *Young strenght training. Heatly learning*. 2005, 99 p.
9. FAIGENBAUM, A. D. 2007. *Youth Resistance Training*. NSCA Hot Topic Series, 2007.
10. HAVLÍČEK, I. 1993. Zborník vedeckého seminára Spoločnosti pre telesnú výchovu a šport „Nové prístupy k skúmaniu v škol. teles. výchove a športe“. Bratislava : Spoločnosť pre telovýchovu a šport vo vydavateľstve MLADEX spol. s.r.o., 1993, s. 61-69. ISBN 80-85450-16-1.
11. HAMAR, D., KAMPMILLER, T. 2009. Mýty a fakty o silovom tréningu detí a adolescentov. In : Tv a Š, č. 2, 2009, s. 2-6.
12. HOLAS, D. 2010. Sledovanie vybraných kondičných schopností vo vodnom póle. In : Štúdium motoriky človeka vo vodnom prostredí. Vedecký zborník výsledkov výskumu grantovej úlohy VEGA č. 1/0647/08/13. Bratislava : Peter Mačura – PEEM, 2010, s. 166 – 175. ISBN 978-808113-039-7.
13. CHAJDIK J. 2009. Štatistika v Exceli 2007. Bratislava : STATIS, 2009. ISBN 978-80-85659-49-8.
14. KANJI G. K. 2006. 100 Statistical Tests. 3rd Eddition. SAGE 2006.
15. KUBANOVÁ, J. 2008. *Statistické metody pro ekonomickou a technickou praxi*. Bratislava : Statis, Vydání třetí – doplněné, 2008. ISBN 978- 80-85659-47-4.
16. LINDA, B. 2010. *Pravděpodobnost*. Pardubice : Monografie. Univerzita Pardubice, 2010. ISBN 978-80-7395-303-4
17. LUHA J. 1985. Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. Bratislava : Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR, 1985.
18. LUHA J. 2003. Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003. Bratislava : SŠDS, 2003.
19. ISBN 80-88946-32-8.
20. LUHA J. 2005. Viacrozmerné štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. *EKOMSTAT 2005*, Štatistické metódy v praxi. Trenčianske Teplice : SŠDS, 2005.
21. LUHA J. 2010. Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. Bratislava : SŠDS, 2010. ISSN 1336-7420.
22. LUHA J. 2010. Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. Bratislava : SŠDS, 2010. ISSN 1336-7420.

23. LUHA J., BERLANSKÝ P. 2012. Lateralita pri dvoch tréningových postupov vodných pólistov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 5/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
24. LUHA J., BERLANSKÝ P. 2013. Vplyv cvičení na rozvoj silových schopností, pohyblivosti a výkonu vodných pólistov. PHYSIOTHERAPIA SLOVACA 1/2013. Trnava : UCM, 2013. ISSN 1338-1601
25. MACEJKOVÁ, Y. et al. 2005. Didaktika plávania. Bratislava : ICM Agency, 2005, s. 8, 15, 16, 149. ISBN 80-969268-3-7
26. PUTALA, M., MACEJKOVÁ, Y., MATÚŠ, I. 2010. Objectification of strengt parameters monitoring in breastroke style, Bratislava : Faculty of physical education and sport, Departmnt of Outdoor Sports & Swimming. 2010.
27. RAMSAY, J., BLIMKIE, C., SMITH, K. ET AL. 1990. *Strenght effects in preapubescent boys*. Med. Sci. Sports Exerc., 22, 1990, 5: 206-614
28. RIFFENBURG R. H. 2005. Statistics in Medicine, Second Edition. Academic Press. 2005.
29. STEHLÍKOVÁ B., TIRPÁKOVÁ A., POMĚNKOVÁ J., MARKECHOVÁ D. 2009. Metodologie výzkumu a statistická inference. FOLIA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULRURAE MENDELIANAE BRUNENSIS. Brno : Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2009. ISBN 978-80-7375-362-7.
30. STREŠKOVÁ, E. 2008. Rozvoj pohyblivosti pre úpolové športy. Zborník vedeckých a odbornno-metodických príspevkov pri príležitosti vedeckej konferencie konanej dňa 21.05.2008. Bratislava : Peter Mačura PEEM, 2008, s. 44-48. ISBN 978-80-89197-92-7.
31. ŠTULRAJTER, V., ZRUBÁK, A., JÁNOŠDEÁK, J. 1998. Strečing v tréningu futbalistu. Bratislava : FTVŠ UK a SVSTVŠ, 1998. ISBN 80-88901-22-7.

Práca bola podporená grantom VEGA 1/0886/14.

Adresy autorov:

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

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

Hlavní inflační faktory v České republice a jejich změna způsobená hospodářskou krizí

Main inflationary factors in the Czech Republic and their change caused by economic crisis

Anna Dobešová, Lenka Kraváčková

Abstract: This paper investigates main inflation factors in the Czech Republic and identifies their changes caused by onset of the economic crisis. We are focused on regression models without delay, because multivariate time series models may face qualitative problems in the modelling of inflation and monetary transmission. Our results prove that main foreign inflation factors in the Czech Republic are commodity prices, which points out to bounds of the effects of monetary policy actions. The most significant domestic factors have been changed from output and wages to monetary aggregate and to inflation expectations during crisis. Our resulting models are quality and can provide guidance for improvements of multivariate models.

Abstrakt: Článek se zabývá hlavními inflačními faktory v České republice a identifikuje jejich změny způsobené příchodem hospodářské krize. Protože modely mnohorozměrných časových řad se mohou v oblasti modelování inflace a monetární transmise potýkat s kvalitativními problémy, věnujeme se sestavení regresního modelu bez zpoždění. Dle našich výsledků jsou hlavními zahraničními inflačními faktory v České republice ceny komodit, což poukazuje na omezení v účincích monetárněpolitických opatření. Během krize došlo k proměně nejvýznamnějších domácích faktorů z produktu a mezd na měnový agregát a inflační očekávání. Výsledné modely jsou kvalitní a mohou poskytnout vodítko pro vylepšení mnohorozměrných modelů.

Key words: Commodity prices, inflation, inflation factors, regression, structural break.

Klíčová slova: ceny komodit, inflace, inflační faktory, regrese, strukturální změna.

JEL classification: E31, C22

1. Úvod

Článek se zabývá hlavními inflačními faktory v České republice a identifikuje jejich změny způsobené hospodářskou krizí. Naším cílem je lépe poznat pravidla inflačního procesu a sestavit vhodné regresní modely. Modely mnohorozměrných časových řad se mohou v oblasti modelování inflace i v oblasti hodnocení účinků monetární transmise na cenový vývoj potýkat s kvalitativními problémy. Proto se věnujeme sestavení regresního modelu bez zpoždění.

Inflace je významnou makroekonomickou veličinou, která ovlivňuje chování všech tržních subjektů. Současnou ekonomickou teorií je inflace považována za jev negativní, jehož dopady mohou být teoreticky odůvodňovány a vyčíslovány podle konceptu Sidrauskiho (1967) dosazením míry inflace do užitkové funkce tržních subjektů. V modelech nové keynesovské ekonomie, které pracují s moderní dopředu hledící Phillipsovou křivkou, způsobuje inflace odchýlení ekonomiky od potenciálního produktu. Pokud je dosaženo stabilní cenové hladiny, chová se hospodářství jako ideální ekonomika bez nominálních rigidit. Vedle teoretických vysvětlení škodlivosti inflace existují i praktická vysvětlení. Od pravděpodobného vývoje inflace se odvíjí procesy podnikohospodářského plánování a investičního rozhodování. Z makroekonomického pohledu dosahují země s nízkou mírou inflace dobrých hospodářských výsledků (Bernanke a Mishkin, 1997).

Z daných teoretických i empirických důvodů funguje většina centrálních bank současnosti v režimu cílování inflace. Nastavením úrokových měr usilují svou monetární politikou o dosažení stabilní míry inflace ve středním období. Empiricky je však obtížné modelovat zpožděné vlivy úrokových měr na inflaci. Již podle Christiana, Eichenbauma a Evanse (1998) jsou účinky monetární politiky na inflaci slabé a obtížně modelovatelné. Proto se ekonomové snaží konstruovat stále sofistikovanější modely, které umožní inflační vývoj lépe vysvětlit i spolehlivěji předpovídat. Podle výsledků Kumara (2010) při předpovídání makroekonomických agregátů přechod od ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) procesů k VAR (Vector autoregressive) modelům a dále k TVP (Time-Varying Parameter) VAR systémům sice zvýší jejich předpověďací schopnost, avšak pouze o jednotky procentních bodů. Je to způsobené i složitostí celé problematiky, kdy modelujeme vývoj cen celého spotřebního koše.

Dynamické modely mnohorozměrných řad se navíc v inflační oblasti potýkají s častým výskytem tzv. „price puzzle“ efektu (blíže Hanson, 1994), kdy zjištěné účinky monetární politiky na inflaci jsou kladné namísto předpokládaných záporných. Doporučení v takovém případě je do systému zahrnout faktory, které inflaci významně ovlivňují v krátkém období, například komoditní ceny, a tak „price puzzle“ efekt eliminovat. Znalost pravidel cenotvorby umožní říci, které proměnné je vhodné zahrnout.

Z výše uvedených důvodů se v našem článku věnujeme modelování inflačního procesu v České republice. Naším cílem je vysvětlit cenový vývoj na základě nezpožděných faktorů a sestavit vhodný model na základě přiměřeného množství jiných veličin metodou nejmenších čtverců (OLS). Na inflaci může mít vliv velké množství domácích i zahraničních faktorů. Proto i my na začátku analýzy zahrneme 17 vnějších i domácích faktorů. Ty budeme postupně eliminovat, poněvadž na základě empirického principu Occamovy břitvy předpokládáme, že pokud pro nějaký jev existuje více možných vysvětlení, je lépe upřednostňovat to nejméně komplikované. Protože předpokládáme změnu v čase způsobenou příchodem hospodářské krize, rozdělíme pozorovaný vzorek dat na dvě samostatné části.

Sestavené modely nám umožní říci, jaké faktory hrají v cenotvorném vývoji hlavní roli a nakolik je možné inflační vývoj anticipovat. Výhodou nezpožděných regresních modelů je jejich jednoduchost a snadná interpretovatelnost. Pokud budou výsledné modely stabilní s dobrou vysvětlovací schopností, ponesou s sebou jisté výhody oproti mnohorozměrným modelům a při znalosti vývoje vysvětlujících veličin mohou být snadno využity ekonomickými subjekty k odhadu předpokládaného vývoje inflace. Také nabídnou cestu k vylepšení VAR systémů eliminací „price puzzle“ efektu. Prokazatelná strukturální změna v generování inflace v čase má dále dopad na určité aspekty mainstreamové monetární teorie, protože ani neoklasická kvantitativní rovnice peněz, ani Fisherův efekt asymetrie ve vývoji inflace nepředpokládají. Podíl zahraničních faktorů na cenotvorbě ukazuje hranice účinnosti monetární politiky.

Hledáním inflačních faktorů se v současné době věnují i jiní autoři. Mumtaz et al. (2011) pátrali po příčinách, které proměňují roli inflace v hospodářských cyklech. Neely a Rapach (2011) vyčíslovali, nakolik jsou národní inflační míry ovlivněny zahraničními faktory.

2. Data a použité metody

Pro účely modelování jsou použity hodnoty makroekonomických indikátorů v podobě čtvrtletních časových řad vyjádřených jako procentní změny vzhledem ke stejnému období předchozího roku. Zahrnuta jsou pozorování od 1. čtvrtletí 2003 do 3. čtvrtletí 2013.

Data byla získána z databáze Českého statistického úřadu, ARAD (ČNB), European Data Warehouse (ECB) a z databáze OECD a Eurostat tak, aby byly zastoupeny faktory domácí i vnější. Jsou zohledněny faktory měnové, cenové, faktory trhu práce, nabídky a poptávky.

Jsou zahrnuty proměnné úroková sazba 3M PRIBOR, agregát M2, index cen zemědělských výrobců, index cen průmyslových výrobců, domácí ceny pohonných hmot ceny potravin, saldo běžného účtu platební bilance, kurz eura ke koruně a index nominální mzdy (ARAD). Z databáze ČSÚ jsou použity hodnoty vládních výdajů a výdajů na spotřebu a míry inflace. Ze zahraničních databází je použit HDP Německa, Slovenska a České republiky (Eurostat), ceny ropy Brent, míra nezaměstnanosti v ČR (European Data Warehouse) a změny průměrných světových cen zemědělské produkce (OECD).

Pomocí Chowova testu (Chow, 1960) byl identifikován strukturální zlom na třetí čtvrtletí roku 2008. V té době ve světě nastala hospodářská krize. Možností, jak modelovat strukturální změnu v časových řadách je více. Mezi nejpoužívanější patří vložení dummy proměnných do modelu nebo rozdělení řad na menší vzorky. Protože máme dostatek pozorování pro dílčí období, použijeme druhou metodu a sestavíme regresní modely pro období 2003Q01 až 2008Q03 a 2008Q04 až 2013Q03.

Pro T pozorování je lineární regresní model definován takto:

$$y_t = x_t\beta + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kde y_t pro $t \in \{1; T\}$ je regresand, x_t je vektor regresorů o $1 \times p$ rozměrech, β je $p \times 1$ vektor neznámých parametrů a $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Odhad parametrů je proveden metodou OLS v softwaru Gretl 1.9.14. Při odhadu následujeme pravidlo parsimonie.

Modelované řady jsou nestacionární, proto testujeme jejich vzájemnou kointegraci. Test jednotkového kořene ADF může mít u krátkých časových řad sníženou schopnost rozpoznat jednotkové kořeny, proto je v takovém případě vhodné ověřit stacionaritu i KPSS testem (DeJong, 1992).

3. Výsledky

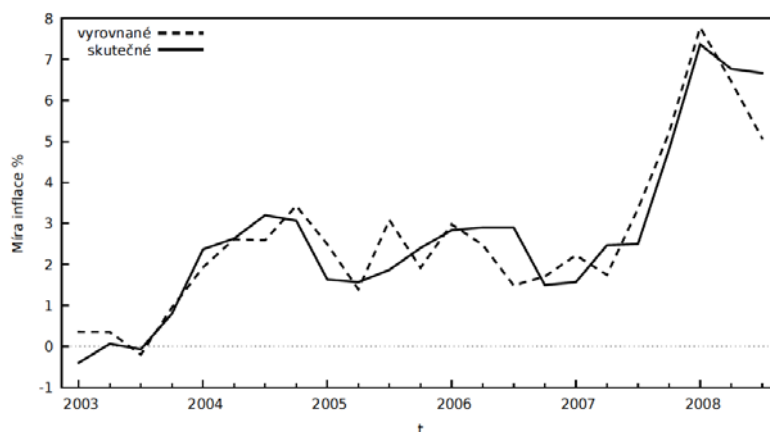
Vývoj inflace v České republice nebyl lineární. Míra inflace se na počátku období nacházela pod cílovaným pásmem (1 – 3 %), zpět do pásma se vrátila až na konci roku 2003. Mezi třetím čtvrtletím roku 2003 a třetím čtvrtletím roku 2004 zaznamenala nárůst v důsledku změn faktorů ovlivňujících ceny potravin a v důsledku změn nepřímých daní. Ve 3. čtvrtletí roku 2007 nastal prudký nárůst, míra inflace opustila cílované pásmo vlivem hospodářského růstu a také vnějších faktorů, cen ropy Brent a cen světové zemědělské produkce. Na počátku roku 2008 dosáhla maxima 7,36 %. V letech 2008 a 2009 došlo k výraznému poklesu míry inflace vlivem hospodářské krize, na konci roku 2009 míra inflace znovu klesla pod spodní hranici cílovaného pásma. Od počátku roku 2010 do konce sledovaného období se míra inflace pohybuje v cílovaném pásmu, po krátkodobém vychýlení nad 3% hranici v roce 2012 postupně klesá.

Testy prokázaly kointegraci modelovaných řad, proto byl k popisu vývoje inflace sestaven stejný model, jako při regresi průřezových dat. Pro období před nástupem krize se podařilo nejlépe popsat míru inflace pomocí následujících faktorů: světové ceny zemědělské produkce, ceny ropy Brent, HDP České republiky a index nominální mzdy (Tab. 1). Směr závislosti jednotlivých faktorů je v souladu s ekonomickou teorií. Pomocí těchto faktorů model vysvětlil 86 % proměnlivosti inflace.

Tab. 1: Regresní model odhadnutý pomocí metody OLS pro období před krizí

Parametr	Koeficient	P-hodnota	T-podíl
Konstanta	-1,979	0,056	-2,045
Cena ropy Brent	0,043	$3,37 \cdot 10^{-5}$	5,474
HDP _{ČR}	0,325	0,004	3,258
Ceny světové zemědělské produkce	0,283	0,001	3,772
Index nominální mzdy	0,328	0,064	1,973
Adjustovaný koeficient determinace	86 %		

V grafu skutečných a vyrovnaných hodnot (Obr. 1) je vidět křivka skutečné míry inflace a míry inflace popsané pomocí výše uvedených faktorů. Hrubý směr vývoje je vysvětlen dobře. Výraznější odchylky lze pozorovat v roce 2005 a 2006. Vzhledem ke komplexnosti spotřebního koše je však inflaci všeobecně těžké modelovat zcela přesně. V rámci pozorované problematiky je výsledný model vhodný, obsahuje adekvátní počet determinantů a chová se stabilně.

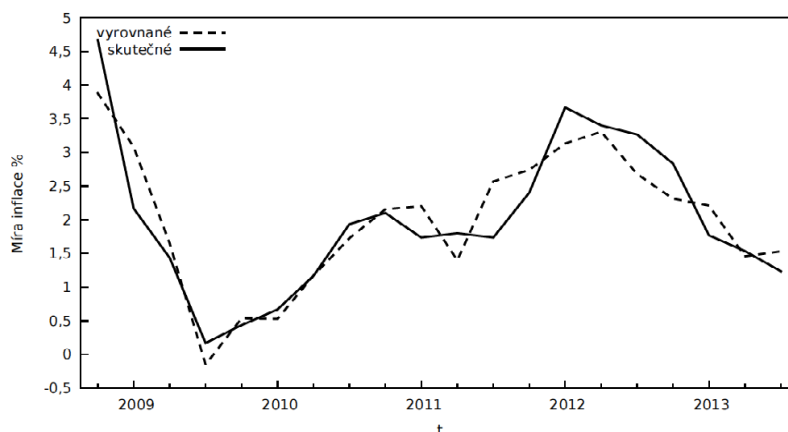
**Obr. 1: Graf skutečných a vyrovnaných hodnot míry inflace v období před nástupem krize**

Pro období během krize závislou veličinu, míru inflace, popsal nejlépe model se čtyřmi vysvětlujícími proměnnými (Tab. 2): ceny světové zemědělské produkce, inflační očekávání subjektů na finančních trzích, peněžní zásoba reprezentovaná agregátem M2 a ceny pohonných hmot. Znaménka koeficientů parametrů modelu odpovídají ekonomické teorii. Koeficient parametru inflačních očekávání je záporný, protože rostoucí cenová hladina není pro období během krize typická. Model prostřednictvím těchto faktorů vysvětlil 79 % proměnlivosti inflace.

Tab. 2: Regresní model odhadnutý pomocí metody OLS pro období během krize

Parametr	Koeficient	P-hodnota	T-podíl
Konstanta	1,065	0,119	1,65
Ceny svět. zem. produkce	0,169	0,002	3,641
Inflační očekávání	-0,495	0,013	-2,837
M2	0,362	$2,25 \cdot 10^{-5}$	6,043
Cena PHM	0,047	0,042	2,225
Adjustovaný koeficient determinace	79 %		

Z grafu na Obr. 2 je patrné, že vyrovnané hodnoty poměrně dobře vystihují vývoj inflace s výjimkou některých hodnot v roce 2011.



Obr. 2: Graf skutečných a vyrovnaných hodnot míry inflace během krize

Z výsledné modely ukázaly, že vnější cenové faktory, ceny ropy Brent a ceny světové zemědělské produkce na inflaci významně působily v obou obdobích (ve druhém období prostřednictvím cen PHM). Domácí faktory se však změnily, inflační působení HDP a mzdového indexu příchodem krize vystřídal vliv inflační očekávání a měnového agregátu M2.

4. Diskuze

Z našich výsledků je patrné, že inflaci je možné dobře vysvětlit na základě nezpožděných faktorů. Výsledné modely jsou stabilní a poměrně kvalitní. Roli v nich hrají především komoditní ceny na světových trzích, které jsou zásahy centrální bankou neovlivnitelné. Toto zjištění je v souladu s výsledky Neelyho a Rapacha (2011), které vypovídají o více než padesátiprocentním vlivu mezinárodních faktorů. Podle Mumtaze et al. (2011) se vlivem zahraničních faktorů stává inflace v posledních dekadách stále méně proticyklickou. Hlavní domácí faktory se s příchodem krize změnily: významným se stal agregát M2 a inflační očekávání. Tento výsledek je ve shodě s Levyho (1981) závěrem, který dokazoval, že během krizí mají na inflaci vliv především měnová báze a inflační očekávání.

Je možné poznamenat, že existují i jiné přístupy k modelování inflace. Například podle Stocka a Watsona (1999) může být inflace lépe předpověděna za pomoci Phillipsovy křivky než na základě komoditních cen. Cílem tohoto článku však bylo sestavit jednoduchý model, sledovat jeho přesnost a určit hlavní cenotvorné faktory v ČR.

5. Závěr

Předmětem předloženého článku bylo identifikovat hlavní inflační faktory v České republice pomocí nezpožděných proměnných. Naše výsledky ukázaly na vliv světových komoditních cen: ropy a zemědělské produkce před krizí i během krize. Z domácích faktorů byly důležité HDP a nominální mzdy před krizí. Během krize se však hlavními domácími inflačními determinanty staly inflační očekávání a měnový agregát, což je v souladu s krizovým vývojem ekonomiky.

Výsledné modely jsou stabilní a v rámci sledované problematiky i s dobrou vysvětlovací schopností. Jejich výhodou oproti modelům mnohorozměrných řad je jasná interpretovatelnost a jednoduchá sestavitelnost. Navíc mohou být s výhodou využity k vylepšení mnohorozměrných modelů. Jak naše výsledky dokazují, je velká část inflace dána vývojem zahraničních faktorů a současně nezpožděnými faktory. To určuje hranice účinnosti

monetární politiky a zároveň vysvětluje nízkou empirickou podporu pro střednědobé působení úrokových měr na inflaci.

Literatura

BERNANKE, B. - MISHKIN, F.S. 1997: Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? In: *The Journal of Economic Perspectives*, roč. 11, č. 2, s. 97 - 116.

DEJONG, D. 1992: Co-integration and Trend-Stationarity in Macroeconomic Time Series: Evidence from the Likelihood Function. In: *Journal of Econometrics*, roč. 52, č. 5, s. 347 - 370.

HANSON, M.S. 2004: The „Price Puzzle - Reconsidered. In: *Journal of Monetary Economics*, roč. 51, č. 6, s. 1385 - 1413.

CHOW, G.C. 1960: Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. In: *Econometrica*, roč. 28, č. 3, s. 591 - 605.

CHRISTIANO, L.J. - EICHENBAUM, M. - EVANS, C.L. 1998: Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In: Taylor, J.B., Woodford M. (eds.): *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: North- Holland, s. 65 - 148.

KUMAR, M. 2010: A time-varying parameter vector autoregression model for forecasting emerging market Exchange rates. In: *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, roč. 3, č. 2, s. 21 - 39.

LEVY, M. 1981: Factors affecting monetary policy in an era of inflation. In: *Journal of Monetary Economics*, roč. 8, č. 3, s. 351 - 373.

MUMTAZ, H. - SIMONELLI, S. - SURICO, P. 2011: International comovements, business cycle and inflation: A historical perspective. In: *Review of Economic Dynamics*, roč. 14, č. 1, s. 176 - 198.

NEELY, C. - RAPACH, D. 2011: International comovements in inflation rates and country characteristics. In: *Journal of International Money and Finance*, roč. 30, č. 7, s. 1471 - 1490.

SIDRAUSKI, M. 1967: Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. In: *American Economic Review*, roč. 5, č. 1, s. 534 - 544.

STOCK, J. - WATSON, M. 1999: Forecasting inflation. In: *Journal of Monetary Economics*, roč. 44, č. 2, s. 293 - 335.

Adresa autorů:

Anna Dobešová, Ing. Bc.
ÚSOV PEF MENDELU
Zemědělská 1, 613 00 Brno
xdobeso5@mendelu.cz

Lenka Kraváčková
ÚSOV PEF MENDELU
Zemědělská 1, 613 00 Brno
xkravack@mendelu.cz

Výber indexu súhlasu žiakov pri hodnotení interakčného štýlu učiteľov Selection of agreement index in evaluation teacher's interaction style by pupils

Lucia Gálová

Abstract: The article focuses on various statistical coefficients for calculation of agreement among raters. The aim is to choose the most suitable index for pupil's agreement in evaluating teacher's interaction style. For illustration ratings of one class ($n = 22$) in the evaluation of mathematics teacher were used. For comparison the percentage agreement, average deviation, Kendall coefficient W and Gwet coefficient AC2 were calculated. Taking into account all the findings, we chose AC2 coefficient as the most applicable index of agreement for reporting to teachers, because it suitably complements the information of simple arithmetic mean.

Abstrakt: Príspevok sa zameriava na štatistické koeficienty vhodné pre výpočet súhlasu posudzovateľov. Cieľom je vybrať vhodný index pre súhlas žiakov pri hodnotení interakčného štýlu učiteľa. Pre ilustráciu bolo vybrané hodnotenie jednej triedy ($n=22$) v hodnotení učiteľa matematiky. Použitý bol percentuálny súhlas, priemerná odchýlka, Kendallov koeficient W a Gwetov koeficient AC2. S prihliadnutím na všetky zistenia sme vybrali koeficient AC2 ako index súhlasu vhodný pre reportovanie učiteľom, ktorý dopĺňa hodnoty aritmetického priemeru.

Key words: score aggregation interrater agreement, teacher interaction style

Kľúčové slová: agregácia skóre, súhlas posudzovateľov, interakčný štýl učiteľa

JEL classification: C10, I29

1. Úvod

Štruktúra dát v edukačnom (pedagogickom, školskom) kontexte je preukázateľne hierarchická. Podľa Dormana (2009) najviditeľnejšou hierarchiou vo vzdelávaní sú tri úrovne školskej hierarchie: študenti, ktorí sú časťou triedy, a trieda, ktorá je časťou školy. Samotný výber analýzy hierarchických dát je potom závislý od výskumníkovho zámeru skúmať dáta na príslušnom stupni hierarchie.

V rámci edukačného výskumu je rozšírená agregácia individuálneho stupňa dát a to jednoducho preto, že školy sú agregátmi ich učiteľov a žiakov a triedy sú zoskupením procesov a ľudí v nich (Burstein, 1975).

V prípade zisťovania interakčného štýlu učiteľa môžeme v podstate hovoriť tiež o agregácii hodnotení žiakov, pričom výsledkom danej agregácie je miera zastúpenia ôsmich charakteristík interakčného štýlu učiteľa – organizátor, napomáhajúci, chápaní, vedúci k zodpovednosti, neistý, nespokojný, karhajúci a prísny. Samotná agregácia sa v danom prípade premieta do aritmetického priemeru hodnotení všetkých žiakov. Na základe toho sa učiteľ dozvie, ako je v priemere vnímaný žiakmi triedy, ktorá ho hodnotila. Je však daná informácia dostatočná a vypovedá naozaj o tom, ako vnímajú žiaci učiteľa v jeho interpersonálnych charakteristikách?

Ak by sme sa vybrali v úvahách smerom, či samotné hodnotenia žiakov neobsahujú v sebe viac informácií (ako len mieru aritmetického priemeru, ktorý, ako vieme, podlieha skresleniam), prišli by sme k rovnakému záveru, ako keby sme postupovali cez vysvetľovanie spôsobov relevantných analýz v hierarchických dátach. V druhom prípade by sme cez viacúrovňovú analýzu dát a popisom rozdielov medzi kompilačnými a kompozičnými

procesmi¹ (napr. LeBreton, Senter, 2008) dospeli k záveru, že žiacke hodnotenie interakčného štýlu učiteľa je tvorené priemerom jednotlivých hodnotení žiakov a samotný výsledok hodnotenia by mal zahŕňať vo svojej definícii aj podmienku podielu jednotlivých hodnotení, ktorá je kontrolovateľná pomocou štatistických indexov súhlasu.

Z daného dôvodu boli realizované prvé analýzy súhlasu žiakov (aj spoľahlivosti žiakov) (Gálová, Vašíčková, 2014) v hodnotení interakčného štýlu učiteľa žiakmi, pričom bolo zistené, že spoľahlivosť hodnotenia interakčného štýlu učiteľa žiakmi je vysoká a súhlas žiakov nie je vždy prítomný v jednotlivých charakteristikách.

Keďže pre vyjadrenie súhlasu je možné využiť viacero indexov, predmetom tejto štúdie je vybrať taký index súhlasu, ktorý by bol vhodný pre konečné reportovanie učiteľovi. Daná informácia by dopĺňala samotný aritmetický priemer, a tak poskytovala relevantnejšie závery z hodnotenia.

2. Metódy

Analýzy indexov súhlasu boli realizované ako sekundárna analýza na hodnoteniach žiakov jednej triedy (n=22) interakčného štýlu učiteľa matematiky. Samotné dáta boli zozbierané v rámci projektu NÚCEMu s názvom „Hodnotenie kvality vzdelávania na základných a stredných školách v SR v kontexte prebiehajúcej obsahovej reformy vzdelávania“ (2010-2013), kde bol okrem iných meraní skúmaný aj interakčný štýl učiteľa prostredníctvom Dotazníka interakčného štýlu učiteľa (Gavora, Mareš, 2002).

Pri výbere štatistických indexov súhlasu² sme do úvahy brali povahu dát (kardinálna úroveň) a počet hodnotiteľov (viac ako 2). Z dostupných indexov sme vybrali štyri indexy, ktoré sa medzi sebou líšia aj z hľadiska výpočtu, aj z hľadiska interpretácie.

Ako jeden z najjednoduchších indexov súhlasu bol vybraný percentuálny súhlas, ktorý sa počíta ako podiel súhlasu a súčtu súhlasu a nesúhlasu. Druhým koeficientom je priemerná odchýlka (Average Deviation), ktorej výpočet zameraný na položku determinuje mieru v akej sa každé hodnotenie odlišuje od priemeru (alebo mediánu), a súčet absolútnych hodnôt odchýlok je delený ich počtom (Burke, Dunlap, 2002). Ako tretí koeficient bol vybraný Kendallov koeficient W, ktorý porovnáva zoradenie hodnotení medzi hodnotiteľmi. Štvrtým indexom je Gwetov druho-stupňový koeficient AC2, ktorý je odhadom celkovej pravdepodobnosti súhlasu za podmienky, že tu nie je prítomný náhodný súhlas, a zároveň berie do úvahy aj chybnú klasifikáciu (Gwet, 2001). Výpočet indexov prebiehal prostredníctvom vzorcov, ako aj online kalkulačkom a tiež v štatistickom programe SPSS 19.0.

3. Výsledky

Analýza bola zameraná priamo na skúmanie súhlasu medzi žiakmi pri hodnotení interakčného štýlu učiteľa matematiky. V tabuľke 1 prezentujeme výsledky jednotlivých vybraných koeficientov ako indexov súhlasu žiakov v hodnotených charakteristikách učiteľa matematiky.

¹ Kompilačné procesy sú založené na predpoklade, že existujú zjavné rozdiely medzi agregovanými a neagregovanými dátami. Kompozičné procesy sú založené na predpoklade, že dáta na nižšej úrovni sú nevyhnutne ekvivalentné konštruktú na vyššej úrovni, a je preto dôležité demonštrovať, že dáta na nižšej úrovni sú v zhode (LeBreton, Senter, 2008).

² Indexy súhlasu chápeme ako štatistické ukazovatele súhlasu posudzovateľov, ktorého odhady sa využívajú na zistenie, či skóre získané od hodnotiteľov je univerzálne alebo ekvivalentné v termíne jeho absolútnej hodnoty (Kozłowski, Hattrup, 1992 In: Fleenor, Fleenor, Grossnickle, 1996).

Tab. 1: Hodnoty indexov súhlasu žiakov³

	AM	%	AD	W	AC2
Organizátor	2,60	0,92	0,63	0,46	0,77
Napomáhajúci	2,48	0,86	0,83	0,56	0,55
Chápajúci	2,60	0,79	0,81	0,57	0,31
Vedie k zodpovednosti	2,35	0,89	0,75	0,44	0,66
Neistý	0,79	0,89	0,71	0,5	0,74
Nespokojný	1	0,93	0,59	0,43	0,82
Karhajúci	0,78	0,88	0,57	0,63	0,69
Prísny	1,62	0,92	0,59	0,23	0,75

Legenda: AM – aritmetický priemer, % – percentuálny súhlas, AD – priemerná odchýlka, W – Kendallov koeficient W, AC2 – Gwetov koeficient AC2

V prvom stĺpci hodnoty aritmetického priemeru vyjadrujú, do akej miery sú zastúpené jednotlivé charakteristiky u učiteľa matematiky. V najnižšej miere je zastúpená charakteristika karhajúci (AM = 0,78) a najvyššie je zastúpená charakteristika organizátor a chápajúci (AM = 2,60). V prípade percentuálneho súhlasu si môžeme všimnúť, že žiaci sa najviac zhodovali v prípade charakteristiky nespokojný a najmenej v prípade charakteristiky chápajúci. Pri indexe priemernej odchýlky, kde nižšie hodnoty znamenajú vyšší súhlas, bol najvyšší súhlas zaznamenaný pri charakteristike karhajúci a najnižší pri charakteristike napomáhajúci. V prípade Kendallovho koeficientu W bol najvyšší súhlas zaznamenaný pri charakteristike karhajúci a najnižší pri charakteristike prísny. No a nakoniec pri použití Gwetovho koeficientu AC2 bol najvyšší súhlas zaznamenaný pri charakteristike nespokojný a najnižší súhlas pri charakteristike chápajúci.

4. Záver

Cieľom daného článku bolo vybrať vhodný index súhlasu pri posudzovaní hodnotenia žiakov interakčného štýlu učiteľa. Na posúdenie súhlasu existuje viacero indexov, pričom výber vhodného indexu nie je podmienený len typom dát a počtom posudzovateľov, ale aj výskumníkovým zámerom, čo chce daným indexom vyjadriť.

Žiacke hodnotenie interakčného štýlu učiteľa vyjadrené jednoduchým aritmetickým priemerom môže zásadne redukovať relevantnosť danej informácie, nakoľko jednou z charakteristík tejto miery centrálnej tendencie je fakt, že je ovplyvniteľný extrémnymi hodnotami. Na doplnenie informácie tak môžu významne poslúžiť indexy súhlasu, ktoré vyjadrujú mieru súhlasu. Indexov súhlasu existuje viacero a môžu sa medzi sebou odlišovať vo výsledných hodnotách, čo sa nám ukázalo aj v prevedených analýzach. Za danými rozdielmi stojí samotný výpočet indexov.

Najvyššie hodnoty súhlasu boli prítomné v prípade percentuálneho súhlasu, ktorého použitie je „príťažlivé“ z dôvodu jednoduchého výpočtu a aj interpretovateľnosti (Stemler, 2004). Percentuálny súhlas sa však spája s prítomnosťou dvoch hlavných obmedzení. Jedným z nich je, že nie je vyjadriteľný v štandardnom rozpätí od 0 ± 1 , a druhým, že percentuálny súhlas neberie do úvahy náhodný súhlas. Občas je tiež jeho použiteľnosť pri posudzovacích škálach nevhodná, pretože ak je počet možností odpovedí nízky, môže to viesť k nadhodnotenému odhadu súhlasu medzi posudzovateľmi (Stemler, 2004). V našom prípade

³ Štatistická signifikancia bola vo všetkých prípadoch nižšia ako 0,05, okrem jedného prípadu, a to najnižšej hodnoty pri koeficiente AC2.

sme mali 5 bodovú posudzovaciu škálu, a tak mohlo dôjsť k nadhodnoteniu miery daného súhlasu.

Ako druhý index bola vybraná priemerná odchýlka, ktorej prednosťou je, že miera variability je interpretovateľná v jednotkách pôvodnej škály (Burke, Finkelstein, Dusig, 1999), a zároveň je ľahko vypočítateľná. Interpretácia indexu však môže pôsobiť zavádzajúco, nakoľko vyšší súhlas je definovaný nižšími hodnotami bližšie k 0. Taktiež daný index neberie do úvahy náhodný súhlas žiakov.

Tretí index bol Kendallov koeficient W, ktorý predstavuje neparametrickú alternatívu dvojfaktorovej analýzy rozptylu a je v blízkom vzťahu s Friedmanovým testom. Pri detailnejšom pohľade na hodnoty tohto koeficientu zistíme, že vychádzajú najnižšie v porovnaní s ostatnými hodnotami iných indexov súhlasu (i keď daný index neberie do úvahy aj náhodný súhlas). Tento výsledok je možné vnímať ako podhodnocovanie.

Ako posledný bol vybraný Gwetov koeficient AC2, ktorého prednosťou je, že zohľadňuje aj náhodný súhlas a zároveň je pri jeho výpočte eliminovaná kritika, ktorá bola vznesená ku Cohenovmu koeficientu kappa, z ktorého v podstate koeficient AC2 vychádza.

Ktorý z uvedených indexov je však najvhodnejší? Keďže našim cieľom je poskytnúť spätnú väzbu učiteľovi, ktorá by bola zrozumiteľná a jasne by vypovedala, ktoré charakteristiky žiaci vnímajú zhodne a ktoré nezhodne, a tiež je pre nás dôležité uvádzať relevantné hodnoty a nenadhodnocovať či podhodnocovať súhlas žiakov, ako najvhodnejší index vnímame Gwetov koeficient AC2. S primeraným vysvetlením by dopĺňal hodnoty aritmetického priemeru, a tak podával relevantnú informáciu pre učiteľa.

Literatúra

- BURKE, M. J., FINKELSTEIN, L. M., DUSIG, M. S. 1999. On Average Deviation Indices for Estimating Interrater Agreement. In: *Organizational Research Methods*. roč. 2, č. 1. S. 49-68
- BURKE, M. J., DUNLAP, W. P. 2002. Estimating Interrater Agreement with the Average Deviation Index: A User's Guide. *Organizational Research Methods*, Vol. 5, No. 2, Apr. 2002. s. 159 - 172
- BURSTEIN, L. 1975. *Data Aggregation in Educational Research: Application*. A paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Washington, D.C., April 1975.
- DORMAN, J. P. 2009. Partitioning the variance in scores on classroom environment instruments. In: *Australian Journal of Educational & Developmental Psychology*. č. 9, 2009. s. 18-31.
- FLEENOR, J. W., FLEENOR, J. B., GROSSNICKLE, W. F., 1996. Interrater Reliability and Agreement of Performance Ratings: A Methodological Comparison. In: *Journal of Business and Psychology*, Volume 10, No. 3, Spring 1996. Human Sciences Press, Inc. Springer Netherlands, 1996. ISSN 1573-353X s. 367-380
- GAVORA, MAREŠ, 2002. Dotazník interakčného štýlu učiteľa. In: Gavora, P., Mareš, J., den Brok, P. (2003). Adaptácia Dotazníka interakčného štýlu učiteľa. *Pedagogická revue*, 55, č. 2, s. 126-145.
- GÁLOVÁ L., VAŠÍČKOVÁ, S. 2014. Interakčný štýl učiteľa: existuje zhoda medzi žiakmi? In: konferencia *Současná škola – „dílňa lidskosti“?* Uherský Brod, Muzeum J. A. Komenského, 27.-28. marec 2014, v tlači.
- GWET, K. 2001. *Handbook of Inter-Rater Reliability. How to Estimate the Level of Agreement Between Two or Multiple Raters*. USA: Advanced Analytics

LEBRETON, J. M., SENTER, J. L. 2008. Answers to 20 Questions About Interrater Reliability and Interrater Agreement. *Organizational Research Methods* 2008; 11; 815.

STEMLER, S. E. 2004. A comparison of consensus, consistency, and measurement approaches to estimating interrater reliability. In: *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 9(4), 2004. ISSN 1531-7714.

Vedecký článok bol spracovaný v rámci projektu ESF, ŠR: *Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania*. ITMS kód Projektu: 26140130030; ITMS kód Projektu: 26110130546

Adresa autora:

Lucia Gálová, PhDr., PhD.

Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania

Žehrianska 9, 85107 Bratislava

lucia.galova@nucem.sk

**Štatistická analýza inventára vybraného súboru hrobov
zo stredovekého cintorína v Krásne**
**Statistical analysis of the Inventory of Selected Graves
from Medieval Cemetery in Krásno**

Stanislava Gogová

Abstract: Medieval cemetery in Krásno uncovered 1609 medieval graves from 11. – 15th century. Funeral inventory consisted mainly of personal jewellery represented by S-shaped earrings and rings of various types, and, to a lesser extent, also by clips and buckles. 163 coins of various proveniences were also found in the cemetery as the special part of inventory. Using Cluster Analysis on the selected graves we identified the similarity of grave inventory.

Abstrakt: Stredoveký cintorín v Krásne odkryl 1609 stredovekých hrobov z 11. – 15. storočia. Pohrebný inventár bol reprezentovaný najmä osobným šperkom reprezentovaným esovitými záušnicami a prsteňmi rôznych typov, v menšej miere boli zastúpene spony, pracky. Špeciálnu časť tvorili mince rôznej proveniencie, ktoré boli na cintoríne zastúpene v počte 163 kusov. Na základe zhlukovej analýzy sme vyčlenili podobnosť hrobovej výbavy na vybranom súbore hrobov.

Key words: Krásno, medieval cemetery, funeral inventory, Cluster Analysis, The Kendall coefficient of concordance.

Kľúčové slová: Krásno, stredoveký cintorín, pohrebná výbava, zhluková analýza, Kendallov korelačný koeficient.

JEL classification: C19

1. Úvod

Archeologický výskum kostolného cintorína v Krásne, ktorý prebiehal počas niekoľkých etáp v rokoch 1952 – 1954 pod vedením Oldřicha Krupicu, odkryl 1609 stredovekých hrobov. Z tohto počtu 114 hrobov ležalo pod náhrobnými kameňmi a asi 365 hrobov patrilo do novoveku. Geograficky sa lokalita nachádza na ostrohu Chrib, ktorý je najsevernejším výbežkom pohoria Trábeň, vbiehajúcim do ľavostrannej terasy Nitry. Najväčšia časť pohrebiska v Krásne je datovaná do stredovekej fázy pochovávaní (11. – 15. storočie). Charakter nálezov v hroboch z konca 11. až 15. storočia je v podstate identický s nálezmi na iných súvekých pohrebiskách. V hroboch sa nachádza predovšetkým osobný šperk reprezentovaný najmä esovitými záušnicami a prsteňmi rôznych typov. V priebehu 13. storočia sa mení štruktúra ozdobných predmetov v hrobovom inventári. V ženskom kroji sa od prelomu 13. a 14. storočia objavujú spony a čelenky. V mužských hroboch pracky a postupne i celé pásové garnitúry. Popri uvedených predmetoch zostávajú naďalej v obľube staršie, konzervatívnejšie šperky, minimálne do záveru 13. storočia. Používanie šperkov ovplyvňoval okrem výrobných možností aj sociálny status a ekonomické pomery vtedajšieho spoločenstva. Výraznú väčšinu rôznych typov šperkov nosili prevažne príslušníčky ženského pohlavia. S mužskou časťou populácie sa spájajú prevažne niektoré typy prsteňov a opaskové pracky. Cieľom našej práce bola analýza výskytu týchto šperkov v hrobovej výbave.

2. Materiál a metódy

Podobnosť hrobov na základe hrobového vybavenia sme analyzovali pomocou zhlukovej štatistiky. Analýza zhlukov (Cluster analysis, CLU) patrí medzi metódy, ktoré sa zaoberajú vyšetrovaním podobností viacrozmerných objektov, t.j. objektov, pri ktorých je zmerané väčšie množstvo premenných. Pojem analýza zhlukov zahŕňa množstvo rôznych algoritmov a metód zoskupovania objektov podobného druhu do príslušných kategórií.

Metódy zhlukovej analýzy môžeme rozdeliť na dve veľké skupiny a to hierarchické a nehierarchické. V ďalšom sa budeme venovať hierarchickým metódam. Hierarchické zhlukovacie metódy začínajú výpočtom podobnosti, resp. vzdialenosti medzi objektmi (Voľba vhodnej zhlukovacej procedúry súvisí so zvoleným spôsobom vyjadrenia metriky). Základná myšlienka v analýze zhlukov je podobnosť objektov. Táto podobnosť sa používa ako kritérium tvorby zhlukov. Medziobjektová podobnosť môže byť meraná rozličnými spôsobmi, ktoré sa dajú obyčajne zaradiť do jednej z troch základných skupín a to miery korelácie, miery vzdialenosti a miery asociácie. Každá z nich predstavuje zvláštny pohľad na podobnosť, ktorá závisí na objektoch a type dát. Keďže v našom prípade sme sledovali kvalitatívne znaky, ako mierou podobnosti objektov (hrobov) sme zvolili Kendalov koeficient korelácie.

Kendallov korelačný koeficient τ je mierou závislosti dvoch premenných založenou na meraní závislosti medzi poradiami [1]. Vyjadruje rozdiel medzi pravdepodobnosťou, že hodnoty dvoch premenných sú v rovnakom poradí oproti pravdepodobnosti, že ich hodnoty nie sú v rovnakom poradí. Jeho bodový odhad určíme nasledovne. Nech $((X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n))$ je náhodný výber zo spojitého dvojrozmerného rozdelenia. Nech $R_1, R_2, \dots, R_n$ sú poradia premenných $X_1, X_2, \dots, X_n$ a $Q_1, Q_2, \dots, Q_n$ sú poradia premenných $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$. Výberový Kendallov korelačný koeficient τ_n je definovaný vzťahom

$$\tau_n = \frac{1}{n \cdot (n-1)} \sum_{(i,j): i \neq j} \text{sign}(R_i - R_j) \cdot \text{sign}(Q_i - Q_j), \text{ kde}$$

$$\text{sign}(x) = \begin{cases} 1, & \text{ak } x > 0, \\ 0, & \text{ak } x = 0, \\ -1, & \text{ak } x < 0. \end{cases}$$

Ak platí $R_i = i$ pre $i = 1, \dots, n$, potom

$$\tau_n = \frac{2}{n \cdot (n-1)} \sum_{(i,j): i > j} \text{sign}(Q_i - Q_j).$$

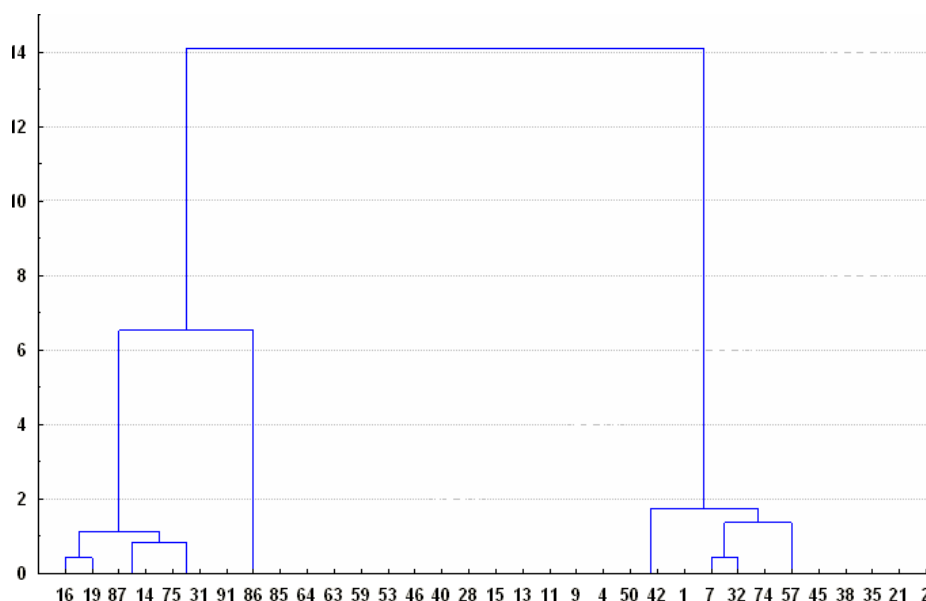
Kendallov koeficient dáva lepšie výsledky ako Spearmanov koeficient. Je lepší aj ako test nezávislosti, pretože je citlivý na niektoré druhy závislostí, ktoré nemôžu byť zachytené Spearmanovým koeficientom. Kendallov koeficient na rozdiel od Spearmanovho vyjadruje silu závislosti skúmaných premenných. Vo všeobecnosti Kendallov koeficient dáva menšie absolútne hodnoty ako Spearmanov koeficient.

Po zvolení miery podobnosti, resp. vzdialenosti medzi objektmi bolo potrebné ďalej zvoliť aj samotnú metódu zhlukovania – t. j. určiť pravidlo, na základe ktorého budú objekty zhlukované. Existujú viaceré pravidlá spájania (metóda najbližšieho suseda, metóda najvzdialenejšieho suseda, metóda skupinových priemerov, Wardova metóda a i., ktoré sa líšia konkrétnym postupom a môžu viesť k rôznym výsledkom, sú však matematicko-štatisticky rovnocenné. Pre účely nášho šetrenia sme zvolili Wardovu metódu. Wardová metóda sa od ostatných metód odlišuje tým, že nie je založená na optimalizácii vzdialeností medzi zhlukmi, ale na optimalizácii homogenity zhlukov a to minimalizáciou zvyšovania chyby sumy štvorcov odchýliek bodov zhlukov od centroidu (priemeru). Inými slovami metóda minimalizuje vnútrozhlukový rozptyl, teda sa spájajú zhluky, kde dochádza k minimálnemu nárastu chyby sumy štvorcov.

3. Výsledky a diskusia

Ako už bolo uvedené, predmetom analýzy bol vybraný súbor hrobov zastúpený hrobovým inventárom, najmä osobným šperkom (záušnica, prsteň, náhrdelník) a mincou zo stredovekého cintorína v Krásne. Zhlukovú analýzu sme realizovali v programe

STATISTICA. Po zadání údajov sme najskôr vypočítali medzi jednotlivými objektami a hrobmi Kendallov koeficient τ . Použitím metódy zhukovej analýzy sme dostali dendrogram (obr. 1).



Obr. 1: Dendrogram

Vytvorili sa 2 hlavné zhuky hrobov na základe hrobovej výbavy zosnulých jedincov (obr.1). Prvý zhuk dokumentuje zastúpenie záušnice a mince v hrobe s ojedinelým výskytom náhrdelníka, ktorý bol zastúpený u ženského a detského jedinca. Pri druhom zhuku ktorý predstavuje prsteň a minca, ojedinele aj záušnicu, naopak dominuje mužské pohlavie. Najväčší podiel v hrobovej výbave má záušnica, ktorá na základe analýzy patrila výlučne ženskému a detskému jedincovi.

Minca z uzavretých hrobových celkov mala v pertaktovanom období významnú funkciu datovacieho prostriedku a zároveň sa dá považovať za odraz sociálneho postavenia pochovaného a súčasne za doklad výrazných premien v oblasti pohrebného rítu. Mince sa v hroboch vyskytovali ako obolus mŕtvych – teda ide o pohrebný zvyk ukladania mince k mŕtvemu. Tradície vkladania mince k mŕtvemu siahajú až k starovekým národom. Príchodom kresťanstva dochádza k ústupu pohanských zvykov dávať do hrobov milodary (nádoby so stravou, potraviny, nástroje, zbrane). Namiesto nich dávajú k mŕtvemu mincu, ktorá mala slúžiť na získanie potrebných vecí v posmrtnom živote.

4. Záver

Zhuky hrobov zodpovedajú predstavám hrobovej výbavy stredovekého človeka v 11.až 15. storočí. Analýzou sa vytvorili dva hlavné zhuky hrobov, ktoré reprezentuje osobný šperk, a to hlavne záušnica a prsteň v spojení s mincou. Kombinácia šperku a mince môže signalizovať vyššie postavenie v danej spoločnosti.

Literatúra

MARKECHOVÁ, D - TIRPÁKOVÁ, A. – STEHLÍKOVÁ, B.: 2011. Základy štatistiky pre pedagógov, UKF Nitra, 405 s. - ISBN 978-80-8094-899-3

GREEN, W. H. 1997. *Econometric Analyses*. London: Prentice – Hall, 1997. 1076 s. ISBN 0-13-7246659-5.

KANDEROVÁ, M. 2004. Metódy prognózovania sezónnosti v ekonomických časových radoch. In: *ACTA FACULTATIS AERARI PUBLICI*. 2004, č. 1. Banská Bystrica : Fakulta financií UMB, 2004, s. 53 – 60.

GOGOVIÁ, S.: 2013. Kostolný cintorín v Krásne. Tribečské spoločenstvo vo vrcholnom stredoveku. Hradec Králové 2013. 128s. ISBN978-80-7435-274-4.

KRUPICA, O. 1978. Stredoveké Krásno. In: *Západné Slovensko*. 1978, č.5, s. 169 – 333.

KRUPICA, O. 1981. Stredoveké Krásno II. In: *Západné Slovensko*. 1981, č.8, s. 90-229.

Adresa autora:

Stanislava Gogová, PhDr.,PhD.

Katedra muzeológie, FF UKF Nitra

Hodžova 1, 949 01 Nitra

sgogova@ukf.sk

Analýza tržieb z ekonomických činností v oblasti sekcie L
Činnosti v oblasti nehnuteľností – rok 2010
Analysis of revenues from economic activities in Section L
Real estate activities – 2010

Jozef Chajdiak

Abstrakt: V príspevku sa analyzuje regresný model $TRZBY = a * ON^b * MAJ^c$ v triedach podnikov divízie 68 Činnosti v oblasti nehnuteľností. K analýze sa použilo členenie divízie do štyroch tried podnikov s nenulovými tržbami a osobnými nákladmi. Vypočítal sa odhad parametrov linearizovanej verzie modelu a na ich základe aj odhad pôvodnej verzie modelu. V závere sa posudzujú ekonomické aspekty tried.

Abstract: This paper analyzes the regression model $TRZBY = a * ON^b * MAJ^c$ enterprise division in classes 68 Real estate activities. Was used to analyze the breakdown of the division into four classes of enterprises with non-zero sales and personnel costs. Calculate the estimate of the parameters of the linearized version of the model and on the basis of an estimate of the original version of the model. In conclusion, consider the economic aspects of the classes.

Kľúčové slová: regresný model, divízia, trieda, tržby, osobné náklady, majetok

Key words: regression model, division, class, sales, personnel costs, property

JEL: C4

1. Súbor údajov

Za rok 2010 máme k dispozícii vybrané údaje o firmách z divízie 68 Činnosti v oblasti nehnuteľností, sekcie L – Činnosti v oblasti nehnuteľností v členení na triedy: trieda 6810 - Kúpa a predaj vlastných nehnuteľností; trieda 6820 - Prenájom a prevádzkovanie vlastných alebo prenajatých nehnuteľností; trieda 6831 - Realitné kancelárie a trieda 6832 - Správa nehnuteľností na základe poplatkov alebo zmlúv. Z firiem sme vybrali údaje o majetku (MAJ), osobných nákladoch (ON) a tržbách r01+r05 (TRZBY). Súbor sme očistili od nulových objemov majetku, osobných nákladov a tržieb. Pre potreby ďalšej analýzy sme vypočítali prirodzené logaritmy tržieb, osobných nákladov a majetku.

2. Prvotná analýza – opisné štatistiky a bodové grafy

Prvým krokom analýzy je výpočet opisných štatistík pre jednotlivé triedy, konkrétne:

N – rozsah triedy (počet firiem v triede),

Minimum

Maximum

Priemer – priemerná hodnota,

Medián – prostredná hodnota,

STD - smerodajná odchýlka,

SUM – úhrn hodnôt.

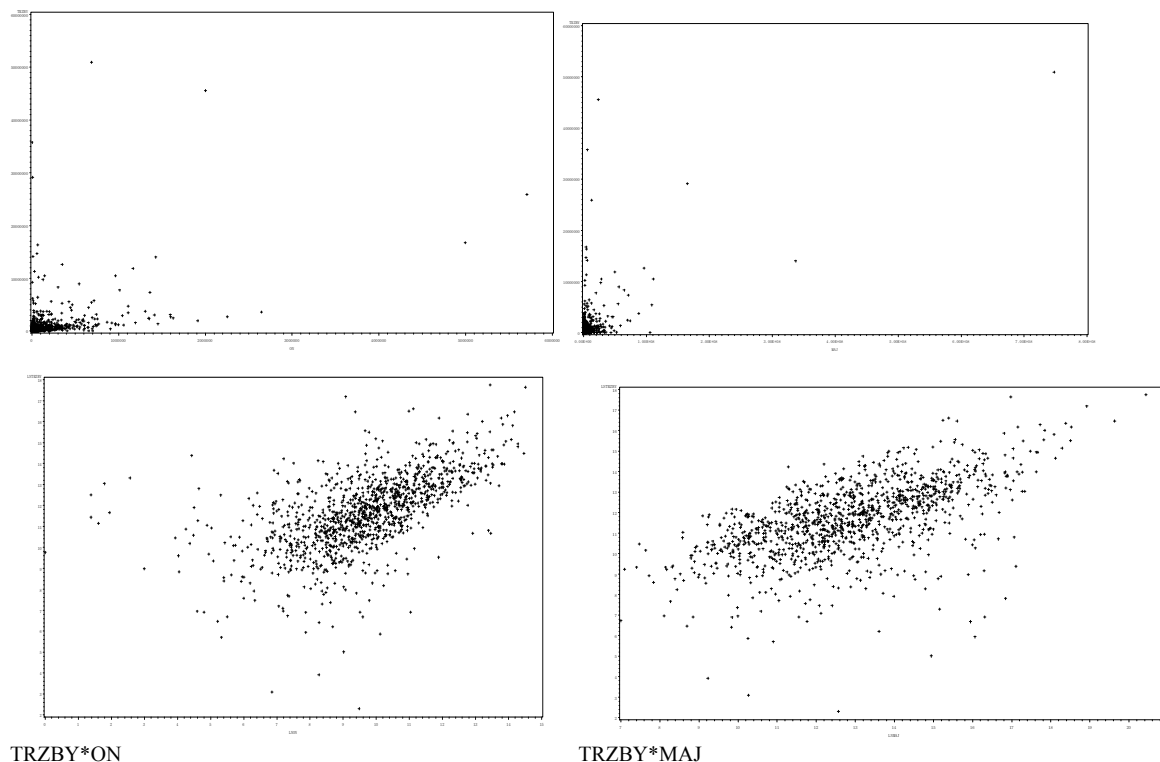
Vypočítané hodnoty sú na nasledujúcom obr.1.

SKNACE2	Variable	N	Minimum	Maximum	Mean	Median	Std Dev	Sum
68100	TRZBY	45	78	10210722	708007	128544	1723898	31860295
	ON	45	301	2251879	108865	13151	352218	4898925
	MAJ	45	806	48621517	4040563	942496	9142863	181825343
	LNTRZBY	45	4	16	12	12	2	522
	LNON	45	6	15	10	9	2	437
68200	LNMAJ	45	7	18	13	14	2	592
	TRZBY	1213	10	50951761	556858	121510	2474778	675469232
	ON	1213	1	2003092	73168	16466	183463	88752228
	MAJ	1213	102	747721339	3626032	378555	25351945	4398376242
	LNTRZBY	1213	2	18	12	12	2	14136
68310	LNON	1213	0	15	10	10	2	11718
	LNMAJ	1213	7	20	13	13	2	15596
	TRZBY	852	10	9259487	212335	42470	652463	180909299
	ON	852	3	2645564	26451	7361	107031	22536558
	MAJ	852	5	43761298	1197233	47861	4093644	1020042681
68320	LNTRZBY	852	2	16	11	11	2	9137
	LNON	852	1	15	9	9	2	7565
	LNMAJ	852	2	18	11	11	2	9567
	TRZBY	416	510	35772524	596456	113673	2497596	248125525
	ON	416	4	5707605	125050	20320	424152	52020799
68320	MAJ	416	889	105967220	2628563	247532	9062263	1093482225
	LNTRZBY	416	6	17	12	12	2	4856
	LNON	416	1	16	10	10	2	4146
	LNMAJ	416	7	18	12	12	2	5191

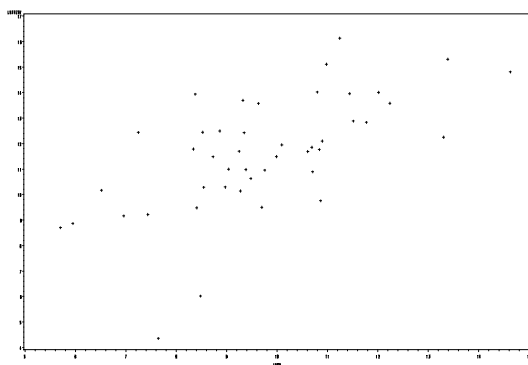
Obr. 1 Opisné štatistiky pre triedy SKNACE

Variable	N	Minimum	Maximum	Mean	Median	Std Dev	Sum
TRZBY	2526	10	50951761	449867	82997	2046839	1136364351
ON	2526	1	5707605	66591	12471	230014	168208510
MAJ	2526	5	747721339	2649931	198065	18174508	6693726491
LNTRZBY	2526	2	18	11	11	2	28650
LNON	2526	0	16	9	9	2	23866
LNMAJ	2526	2	20	12	12	2	30946

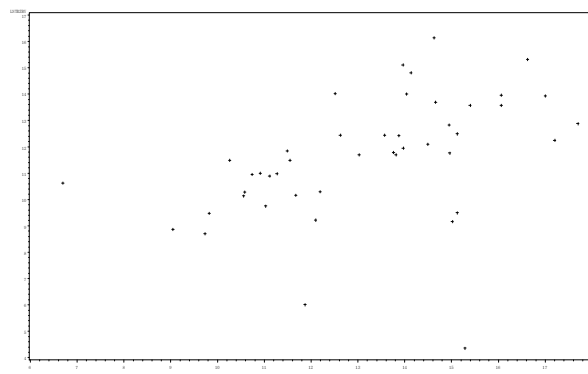
Obr.2 Opisné štatistiky pre divíziu 68 Činnosti v oblasti nehnuteľností



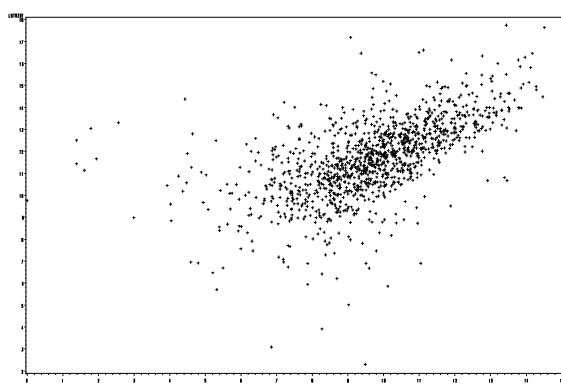
Obr.3 Bodový graf pôvodnej a logaritmizovanej verzie



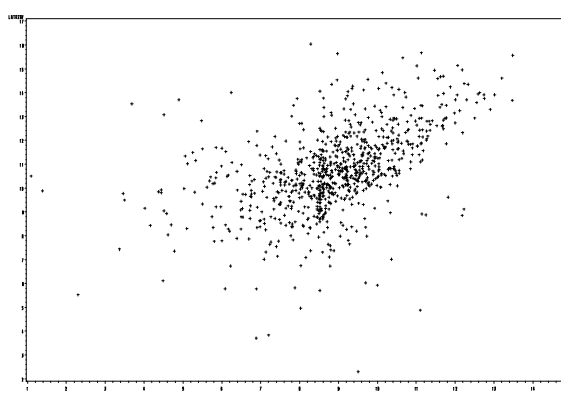
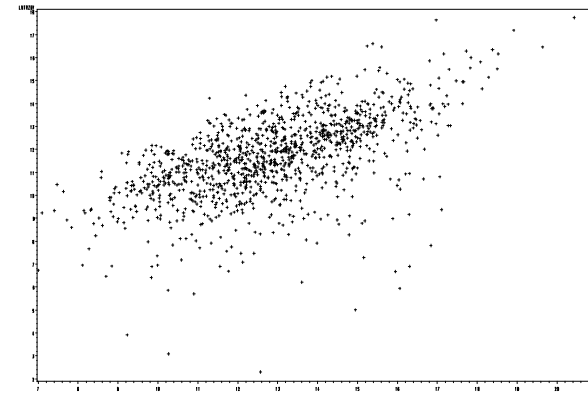
Trieda 68.10 LN(TRZBY)*LN(ON)



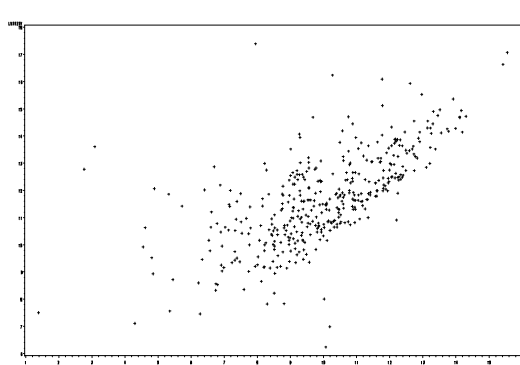
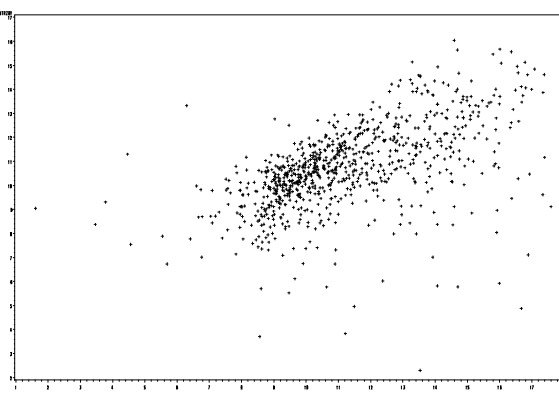
LN(TRZBY)*LN(MAJ)



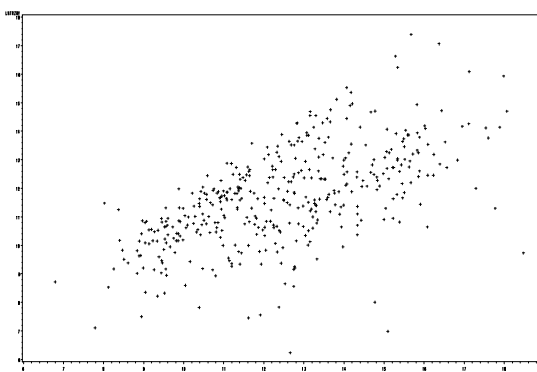
Trieda 68.20



Trieda 68,31



Trieda 68.32



Obr.4 Bodový graf linearizovanej verzie

Na obr.4 sme linerizovali povodnú verziu na lineárnu. V rozdelení uvedených hodnôt môžeme pozorovať hyperbolické rozdelenia (rozdiel medzi hodnotou mediánu a priemeru).

3. Regresný model

K odhadu parametrov modelu $TRZBY = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$ sme túto funkciu linearizovali na tvar $LN(TRZBY) = LN(a) + b \cdot LN(ON) + c \cdot LN(MAJ)$

Pomocou funkcie REG (v SAS-e) alebo nástroja REGRESSION (v Exceli) odhadneme parametre linearizovanej funkcie $LN(a)$, b a c a podiel vysvetlenej variability modelom (R^2). Následne sa vrátíme do funkcie $TRZBY = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$ a vypočítame očakávané hodnoty tržieb,

Postup výpočtu:

Východiskový model: $TRZBY = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$

Logaritmizácia: $LN(TRZBY) = LN(a) + b \cdot LN(ON) + c \cdot LN(MAJ)$

Nájdenie parametrov: $LN(TRZBY) = LN(\text{číslo_a}) + (\text{číslo_b}) \cdot LN(ON) + (\text{číslo_c}) \cdot LN(MAJ)$

Hodnota R^2 linearizovaného modelu sa rovná 0,4857

Dependent Variable: LNRZBY					
Analysis of Variance					
		Sum of	Mean		
Source	DF	Squares	Square	F Value	Pr > F
Model	2	4102.42924	2051.21462	1191.14	<.0001
Error	2523	4344.74775	1.72206		
Corrected Total	2525	8447.17699			
Root MSE					
		1.31227	R-Square	0.4857	
Dependent Mean					
		11.34216	Adj R-Sq	0.4852	
Coeff Var					
		11.56986			
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	3.74040	0.15804	23.67	<.0001
LNON	1	0.38677	0.01556	24.85	<.0001
LNMAJ	1	0.32221	0.01269	25.40	<.0001

Obr.5 Výstup linearizovaného modelu $TRZBY = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$ firiem divízie 86 SK NACE v roku 2010

Konkrétny regresný model má tvar:

$LN(TRZBY) = LN(a) + b \cdot LN(ON) + c \cdot LN(MAJ)$

resp.

$LN(TRZBY) = 3,74040 + 0,38677 \cdot LN(ON) + 0,32221 \cdot LN(MAJ)$. Hodnota R^2 nadobúda v tomto prípade 0,4852.

Po odlogaritmovaní má model tvar:

$TRZBY = e^{3,74040} \cdot ON^{0,38677} \cdot MAJ^{0,32221}$

4. Ekonomické aspekty

Pôvodný model $TRZBY = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$ sa pri transformácii nahradil zlogaritmovaním tvarom pôvodného modelu s dopadom na optimálne riešenie, ktoré sa mohlo posunúť.

Pri interpretácii modelu nás môže zaujímať súčet exponentov v regresnej rovnici. V prípade, že je väčší ako 1, ide o efektívny model, ktorý produkuje navyše objem tržieb.

V prípade, že je menší ako 1, ide o neefektívny model, ktorý produkuje menej, ako pri súčte exponentov rovnom 1.

V prípade časti L - Činnosti v oblasti nehnuteľnosti máme súčet $(0.38677+0.32221 = 0,70898)$, ktorý reprezentuje málo efektívne hospodárenie.

Literatúra:

CHAJDIK, J. a kol.: Štatistický analytický systém. Bratislava, Statis 1993

CHAJDIK, J.: Štatistika jednoducho. 3 vydanie. 2010. Bratislava, Statis 2010

CHAJDIK, J.: Štatistika v Exceli 2007. Bratislava, Statis 2010

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

Štatistická analýza vybraných ukazovateľov konkurencieschopnosti na súbore podvojne účtujúcich podnikov SR

Adresa autora:

Jozef Chajdiak, doc., Ing., CSc.

Ústav manažmentu STU

Vazovova 5

Bratislava

Jozef.Chajdiak@stuba.sk

**Využití statistických metod při vyhodnocení výzkumu
zaměřeného na rozvoj logického myšlení jedince
Statistical methods used in the evaluation of research
focused on the development of logical thinking of individual**

Vlastimil Chytrý

Abstract: The research described here is focused on how to handle test of logical thinking and the development of mathematical thinking through playing games. In detail, we focused not only on its own processing test of logical thinking, but also the description of the statistical methods used in determining whether the pupils had progressed in their logical thinking.

Abstrakt: Výzkum zde popsáný je zaměřený na způsob zpracování testu logického myšlení a rozvoj tohoto myšlení pomocí hraní matematických her. Podrobně jsme se zaměřili nejen na zpracování vlastního testu logického myšlení, ale také na popis statistických metod využitých při zjišťování toho, zda u žáků došlo k progresi v oblasti jejich logického myšlení.

Keywords: tests of normality, nonparametric tests, factor analysis, cluster analysis

Klíčová slova: testy normality, neparametrické testy, faktorová analýza, shluková analýza

JEL classification: C12, C14

1. Úvod

V minulosti se již o vymezení pojmu logické myšlení pokoušelo několik autorů. Karl Albrecht (1984) například tvrdí, že základem logického myšlení je sekvenční myšlení. Oproti tomu Labouvie (1992) vychází z přesvědčení, že důležitým faktorem při logickém uvažování je komplexní řešení problému, které vyžaduje nejen sledování systematického logického myšlení charakteristikou formálních operací, ale také výběr a interpretaci vlastního prostoru, z něhož toto logické myšlení vychází.

Těchto pojetí bychom našli značné množství. Problém je v tom, že tato ojetí si do jisté míry odporují nebo nejsou dostatečně výstižná. Docházíme tak k závěru, že přesně definovat a následně pak ve výzkumu „změřit“ logické myšlení jako celek, není možné. Z tohoto důvodu problematiku nadále zúžíme a budeme chápat logického myšlení takto:

Logické myšlení je proces, ve kterém jedinec odhlíží od obsahu jednotlivých sdělení a důsledně využívá jednotlivých úsudků a jejich řetězení k tomu, aby z výchozích předpokladů získal platný závěr.

Logické myšlení v tomto pojetí je součástí matematického s tím rozdílem, že matematické myšlení předpokládá navíc ještě znalosti dalších matematických faktů, postupů, metod atd. Nadále jsme se zaměřili na sestavení testu odpovídajícího tomuto pojetí logického myšlení a popsání skutečnosti, zda je možné na základě střednědobého výzkumu dosáhnout statisticky významného zlepšení v úrovni logického myšlení jedince.

2. Sestavení testu logického myšlení

Test pro „změření“ úrovně logického myšlení je možné zacílit na dvě, dle našeho názoru, nejdůležitější složky logického myšlení, kterými jsou schopnost abstrakce (abstraktní myšlení) a schopnost správného usuzování.

Vzhledem ke skutečnosti, že s abstrakcí se žáci setkávají nejen v aritmetice (hledání číselných zákonitostí), ale také v geometrii (hledání geometrických zákonitostí), byly do testu zařazeny položky z obou těchto oblastí. Námi sestavený test, který obsahuje 22 položek, sice

byl pro jednoduchost nazván testem „logického myšlení“, ale je zaměřen především na schopnost abstrakce a schopnost správného usuzování.

Při sestavování testu „logického myšlení“ jsme vycházeli ze standardizovaných testů, jako je test kognitivních schopností, Wechslerův test inteligence a Anthauerův test struktury inteligence ISR. Tyto testy se sice nazývají testy inteligence, ale jsou děleny na mnoho částí, mezi které zapadá také testování logického myšlení.

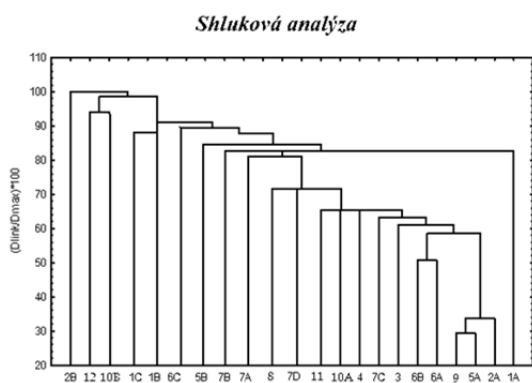
Z těchto testů jsme vždy vybírali pouze ty položky, které odpovídají našemu, výše zmíněnému, pojetí logického myšlení a vytvářeli k nim příslušné analogie zapadající do jednotlivých oblastí - oblastmi se myslí schopnost abstrakce v oblasti aritmetiky (dále jen SAA), schopnost abstrakce v oblasti geometrie (dále jen SAG) a schopnost správného usuzování (dále jen SSU). Celý tento test byl následně konzultován s odborníky z oblasti psychologie.

3. Zpracování testu logického myšlení a ověření jeho reliability

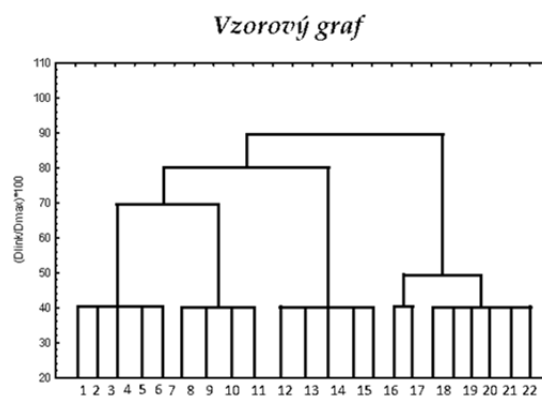
Pro vyhodnocení testu z hlediska úrovně logického myšlení respondenta je nutné získat hodnotící ukazatel, což by principiálně bylo možné třemi způsoby.

Prvním z těchto způsobů je faktorová analýza, jejíž primární funkcí je redukce zadaných proměnných za předpokladu jejich vzájemných závislostí. Hodnoty získané na základě faktorové analýzy jsou obtížně interpretovatelné, a proto jsme od této metody ustoupili.

Druhou myslitelnou možností je shluková analýza (Cluster analysis, CLU), což je metoda zabývající se vyšetřováním podobností vícerozměrných objektů a jejich dělení do tříd (shluků). K posuzování podobnosti jednotek slouží různé typy metrik ve vícerozměrných prostorech. Snahou je nalezení maximálních shluků navzájem významně korelujících položek dotazníku. Výsledný obraz získaný touto analýzou však nemá podobu, která by byla dobře interpretovatelná.



Obr. 1: Získané hodnoty CLU



Obr. 2: Vzorová ukázka

Další nevýhodou této metody je, že je provedena jen na základě „numerické podobnosti jednotlivých položek“ a nikoli na základě jejich věcného obsahu.

Třetí možností kvantifikování úrovně logického myšlení je obsahová analýza směřující k sestavení hodnotícího vektoru, kdy jeho každá složka popisuje jednu ze zkoumaných oblastí (SAA, SAG, SSU).

Nadále jsme tedy hodnotili úroveň logického myšlení jedince pomocí hodnotícího vektoru ve tvaru (SAA, SAG, SSU), kde SAA je průměr hodnocení jednotlivých položek z oblasti hledání číselných zákonitostí, SAG je průměr hodnocení jednotlivých položek z oblasti hledání geometrických zákonitostí a SSU je průměr hodnocení jednotlivých položek z oblasti schopnosti správného úsudku. Protože každá z odpovědí byla hodnocena alternativně (0 – špatná odpověď, 1 – správná odpověď), je aritmetický průměr odpovědí z jednotlivých oblastí

vhodným odhadem pravděpodobnosti toho, že žák správně odpoví na položku z dané oblasti. Bude-li mít žák hodnotící vektor (0,73; 0,20; 0,50), pak první složka tohoto vektoru vypovídá o skutečnosti, že žák je schopný například na položky z oblasti hledání číselných zákonitostí správně odpovědět s pravděpodobností 73 %.

Pro vlastní šetření jsme využili právě tento způsob hodnocení logického myšlení, jelikož zde lze zhodnotit nejen vlastní zlepšení či zhoršení, ale také jednotlivé oblasti, ve kterých k této změně došlo.

Ověření reliability testu proběhlo dvěma způsoby. Prvním způsobem bylo využití dělení testu (Split-half reliability), kdy se testové položky rozdělí na dvě přibližně stejné části.

Nevýhoda podstatného snížení hodnoty koeficientu korelace u Split-half reliability se koriguje použitím Spearman-Brownova vzorce, který stanovuje reliability pro celý nezkrácený test.

$$r_{x,x'} = \frac{m \cdot r'_{x,x'}}{1 + (m-1) \cdot r'_{x,x'}} \quad (1)$$

Vzhledem ke skutečnosti, že naše dělení odpovědí na položky v testu logického myšlení je dichotomické, je možné využití metody Kudery a Richardsona číslo 21, které odpovídá vzorec ve tvaru:

$$KR_{21} = \frac{K}{K-1} \cdot \left[1 - \frac{AP \cdot (K-AP)}{K \cdot S^2} \right], \quad (2)$$

kde K představuje počet položek dané zkoumané oblasti (například u hledání číselných zákonitostí je $K=6$), AP je aritmetický průměr jednotlivých získaných hodnot v dané oblasti a S^2 je rozptyl daného souboru. Na základě tohoto vzorce se náš test ukázal dostatečně reliabilní.

4. Srovnání pretestu a posttestu

Námi popsany výzkum byl realizovaný v roce 2013. Tento výzkum byl zaměřený nejen na sestavení testu logického myšlení, ale také na rozvoj tohoto myšlení. Respondenti byli náhodně rozděleni do experimentální (108 respondentů) a kontrolní (106 respondentů) skupiny.

Před začátkem experimentu žáci experimentální i kontrolní skupiny sepsali pretest logického myšlení. Po ukončení experimentu, který spočíval ve hraní matematických nebo logických her po dobu třinácti týdnů, sepsaly obě skupiny také posttest.

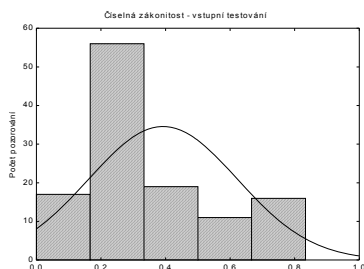
Naším cílem bylo zjistit, zda žáci experimentální skupiny dosáhnou statisticky lepšího výsledku než žáci kontrolní skupiny.

Pro ověření vhodnosti kontrolní skupiny byla stanovena následující věcná hypotéza a k ní také adekvátní nulová hypotéza:

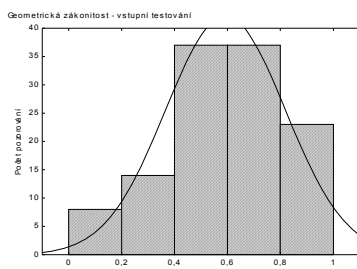
H_{1a}: *Úroveň logického myšlení u experimentální a kontrolní skupiny v pretestu je shodná.*

H_{0a}: *Mediány hodnot u všech tří složek hodnotícího vektoru jsou si rovny.*

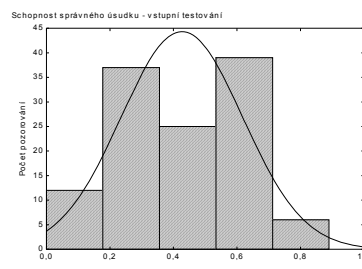
Ověření normality (popíšeme pouze pro experimentální skupinu, jelikož výsledky u kontrolní skupiny byly totožné) je možné odhadnout z histogramů odpovídajících všem složkám hodnotícího vektoru pro pretest u experimentální skupiny.



Obr. 3: SAA – vstupní test



Obr. 4: SAG – vstupní test



Obr. 5: SSU – vstupní test

Z grafů je patrné, že se nejedná o normální rozdělení. Pro jistotu jsme vše ověřili na základě Shapiro – Wilkova testu normality. Ve všech oblastech testu logického myšlení (SAA, SAG, SSU) došlo k zamítnutí nulové hypotézy H_0 o normálním rozdělení četností na jednoprocenní hladině významnosti. Z tohoto důvodu jsme nadále vycházeli ze statistických metod odpovídajících datům neparametrického charakteru.

Pro ověření hypotézy H_{0a} jsme využili Mann-Whitney test.

Tab. 1: Výkonnost v testech logického myšlení u experimentální a kontrolní skupiny pro žáky základní školy

Zkoumané Oblasti	Součet pořadí		U	Z	p-level	N-platných	
	Skupina 1	Skupina 2				Skupina 1	Skupina 2
SAA	6344,5	6795,5	1514	-1,36	0,174	108	106
SAG	6272,0	6868,0	1442	-1,74	0,082	108	106
SSU	6478,5	6661,5	1648	-0,65	0,518	108	106

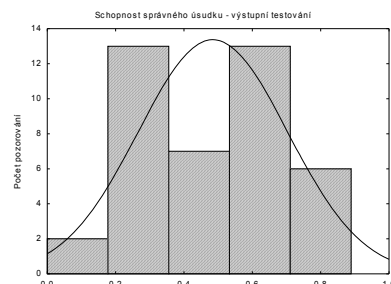
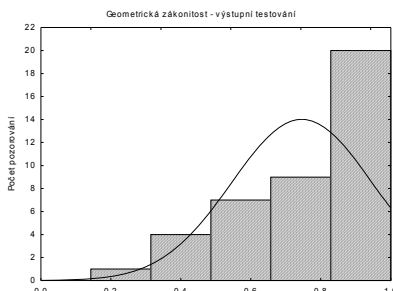
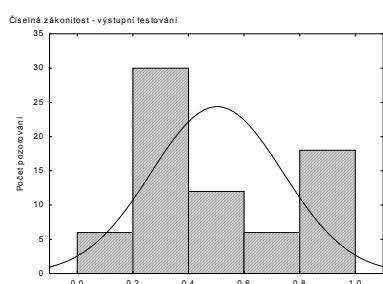
Nulovou hypotézu o rovnosti mediánů nelze zamítnout u žádné ze složek hodnotícího vektoru. Potvrzuje se tak věcná hypotéza H_{1a} . Kontrolní skupinu lze tedy považovat za vhodnou, jelikož žáci této skupiny dosahují přibližně stejných hodnot v testech logického myšlení jako žáci experimentální skupiny.

Analogicky jsme postupovali také v případě ověření skutečnosti, zda je možné pozitivně ovlivnit úroveň logického myšlení žáků. Zde jsme testovali statisticky významný rozdíl mezi pretestem a posttestem u experimentální a kontrolní skupiny. Byly sestaveny následující hypotézy:

H_{1b} : *Střednědobým působením na žáka za pomoci matematických nebo logických her lze docílit pozitivních změn v úrovni jeho logického myšlení.*

H_{0b} : *Mediány hodnot ve všech zkoumaných oblastech ve vstupním a výstupním šetření pro experimentální skupinu jsou sobě rovny.*

Ověření normality výstupního testování proběhlo opět na základě Shapiro – Wilkova testu normality, kterému předcházelo sestavení histogramů. Nulová hypotéza H_0 o normálním rozdělení četností byla zamítnuta ve všech zkoumaných oblastech.



Obr. 6: SAA – výstupní test Obr. 7: SAG – výstupní test Obr. 8: SSU – výstupní test

Ověření hypotézy H_{0b} proběhlo na základě Wilcoxonova testu pro párové hodnoty, kdy získané hodnoty jsou uvedeny v následující tabulce:

Tab. 2: Hodnoty p -level Wilcoxonova testu pro párové hodnoty

	Četnost experimentální a kontrolní skupiny		p -level experimentální a kontrolní skupiny	
VS_SAA & VY_SAA	72	99	0,017046	0,114
VS_SAG & VY_SAG	72	99	0,000002	0,147
VS_SSU & VY_SSU	72	99	0,020023	0,833

Hodnoty odpovídající četnostem respondentů nejsou stejné, jako u tabulky 1, jelikož někteří z respondentů nepsali posttest z důvodu nemoci.

Nulovou hypotézu o rovnosti mediánů lze u experimentální skupiny zamítnout v oblasti hledání geometrických zákonitostí na hladině významnosti jednoho procenta a v oblastech hledání číselných zákonitostí a schopnosti správného úsudku na hladině významnosti pěti procent. Ve všech oblastech se tak potvrzuje věcná hypotéza H_{1b} o pozitivní změně v úrovni logického myšlení. U kontrolní skupiny nelze zamítnout nulovou hypotézu ani v jedné ze zkoumaných oblastí. Výkonnost ve vstupním a výstupním testu logického myšlení je tak pro kontrolní skupinu přibližně stejná. Je tedy zřejmé, že je možné na základě hraní her pozitivně ovlivnit úroveň logického myšlení jedince.

5. Závěr

Na základě několikaměsíčního šetření jsme u žáků experimentální skupiny shledali statisticky významný rozdíl v úrovni jejich logického myšlení v oblastech odpovídajících jejich schopnosti abstrakce v oblasti aritmetiky a schopnosti správného úsudku na pětiprocentní hladině významnosti a v případě schopnosti abstrakce v oblasti geometrie na jednaprocentní hladině významnosti. U žáků kontrolní skupiny nebyl shledán statisticky významný rozdíl ani v jedné ze zkoumaných oblastí. Lze tak získat přesvědčení, že na základě hraní vhodných matematických nebo logických her je možné dojít k pozitivnímu posunu v úrovni logického myšlení.

Zajímavým zjištěním byl také výrazný posun v úspěšnosti práce s negací zjištěný posttestem u experimentálních skupin (například u kvantifikovaného výroku vzrostla úspěšnost odpovědí na ZŠ o více než 30%). Tento fakt byl podle našeho názoru způsoben tím, že v průběhu experimentu byl kladen velký důraz na používání logického jazyka. Domníváme se, že na úroveň logického myšlení jedince má významný vliv právě způsob jeho vyjadřování. Toto naše tvrzení koresponduje s výzkumy, které provedl Pimm (1987).

Literatura

[1] ALBRECHT, K. *Brain building: easygames to develop your problem-solving skills*. 1. Owl Books Ed. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, c1984, xiii, 92 p. ISBN 01-308-1034-7.

[2] LABOUVIE-VIEF, G. (1992) A neo-Piagetian perspective on adult cognitive development. In R.J. STERNBERG & C.A BERG (eds) *Intellectual Development*, New York, Cambridge University, Press.

[3] PIMM, D. *Speaking Mathematically: Communication in Mathematics Classrooms*. London: Routledge, 1987.

Adresa autora

Vlastimil Chytrý, Mgr, Ph.D.

Katedra matematiky a ICT, PF UJEP v Ústí nad Labem

Hoření 13

400 11 Ústí nad Labem

vlastimil.chytry@ujep.cz

Vývoj vybraných mzdových ukazovateľov v Slovenskej republike a v krajinách V4

Development of the selected indicators of wage in the Slovak Republic and in the V4 countries

Natália Jeleňová, Ľubica Černá

Abstract: The aim of this paper is to highlight the trends of development of basic wage indicators in Slovakia. We explore the extent to which the average wage sufficient economic indicators. Examine whether the average wage increases and living standards. We will explain what is the difference between super gross average wage, the gross average wage and the net average wage. We point to the importance of introducing measurement wages and median and mode.

Abstrakt: Cieľom príspevku je poukázať na tendencie vývoja základných mzdových ukazovateľov v SR. Skúmame, do akej miery je priemerná mzda dostatočným ekonomickým ukazovateľom. Skúmame, či s rastom priemernej mzdy rastie aj životná úroveň. Vysvetlíme si aký je rozdiel medzi super hrubou priemernou mzdou, hrubou priemernou mzdou a čistou priemernou mzdou. Poukazujeme na dôležitosť zavedenia merania mzdy aj mediánom a modusom.

Key words: cluster analysis average wage, super gross average wage, minimum wage, median, mode, time series

Kľúčové slová: priemerná mzda, super hrubá priemerná mzda, minimálna mzda, medián, modus, časové rady

JEL classification: E24.

1. Úvod

Z podnikového hľadiska je mzda odmenou za prácu a cenou podnikového výrobného faktora – cenou živej práce [2]. Zákonník práce [6] definuje mzdu ako peňažné plnenie alebo plnenie peňažnej hodnoty (naturálna mzda) poskytované zamestnávateľom zamestnancovi za prácu. Faktory, ktoré ovplyvňujú výšku miezd sú zložitosť a náročnosť práce, skutočný pracovný výkon, mimoriadne pracovné podmienky a trhovú cenu práce. Štatistický úrad SR každoročne uverejňuje údaje o ukazovateľoch ekonomického vývoja SR. Zverejňujú sa údaje o priemernej hrubej mesačnej mзде zamestnancov podľa odvetví, podľa času, indexy nominálnych a reálnych mesačných miezd podľa odvetví a podľa času. Výsledky závisia od použitej metodiky. V nasledujúcich častiach budeme skúmať, či používaný ukazovateľ priemerná mzda je aj dostačujúcim ukazovateľom. V príspevku sme sledovali aj vývoj minimálnej mzdy v štátoch V4 za obdobie 2007-2014. Pri porovnávaní vybraných dát sme použili metódy korelácie časových radov.

2. Materiál a metódy

Pojem celková cena práce je definovaný v § 130 ods. 5 ZP tvorí ju mzda vrátane náhrady mzdy a náhrady za pracovnú pohotovosť a osobitne v členení preddavok poistného na zdravotné poistenie, poistné na nemocenské poistenie, poistné na starobné poistenie, poistné na invalidné poistenie, poistné na poistenie v nezamestnanosti, poistné na garančné poistenie, poistné na úrazové poistenie, poistné do rezervného fondu solidarity a príspevok na starobné dôchodkové sporenie, ktoré platí zamestnávateľ.

Minimálna mzda je štátom administratívne stanovená minimálna úroveň príjmu, ktorý je zamestnávateľ povinný zamestnancovi poskytnúť za jeho vykonanú prácu [1]. Každý

zamestnanec má v zmysle § 119 ods. 1 ZP nárok na mzdu najmenej vo výške minimálnej mzdy. Inštitút minimálnej mzdy upravuje zákon č. 663/2007 Z. z. o minimálnej mzde v znení neskorších predpisov.

Každým rokom sa v podmienkach Slovenskej republiky zvyšuje minimálna mzda (MM) ako dôsledok ekonomických a sociálnych zmien. Zmena MM je výsledkom sociálneho dialógu. V prípade ak sa sociálni partneri nedohodnú, v takomto prípade sa určuje najnižšie prípustné navýšenie minimálnej mzdy ako index medziročného rastu priemernej mesačnej nominálnej mzdy zamestnanca v hospodárstve Slovenskej republiky zverejneného Štatistickým úradom Slovenskej republiky za kalendárny rok, ktorý predchádza kalendárnemu roku, v ktorom sa predkladá návrh na úpravu sumy minimálnej mzdy. Vývoj rastu MM je v tab.1.

Tabuľka 1: Vývoj minimálnej mzdy pre prvý stupeň náročnosti práce v období 2008-2014

Rok	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Min. mesačná mzda	268,87 (8100 Sk)	295,50	307,70	317	327,20	337,70	352,00
Min. hod. mzda v €	1,54	1,698	1,768	1,822	1,880	1,941	2,023
Medziročný absol. nárast v €		26,63	12,2	9,3	10,20	10,50	14,30
Medziročný % nárast		9,9	3,89	3,02	3,22	3,21	4,23
MM/PMM	37,19	39,69	40,01	40,33	40,65	40,59	

Poznámka: PMM priemerná mesačná mzda

Zdroj: Vlastné spracovanie podľa ŠÚ SR

V ďalšom sme analyzovali vývoj minimálnej mzdy v štátoch V4 (tab. 2). Tento vývoj zo štatistického hľadiska charakterizuje časový rad.

Tabuľka 2: Vývoj minimálnej mzdy v krajinách V4 v období 2007-2014

	SR	ČR	PL	MR
2007	217	296	246	261
2008	268,8	328	262,5	262,8
2009	295,5	308	281	270
2010	307,7	313,68	338,87	278
2011	317	324,5	314,4	268,6
2012	327,2	310,23	336	295,63
2013	337,7	312,01	376,6	340,55
2014	352	308,7	399,05	332

Zdroj: Vlastné spracovanie podľa Eurostat.

Ak sledujeme viaceré časové rady, zaujíma nás, či medzi týmito časovými radmi neexistujú také súvislosti, ktoré by dovoľovali vysvetliť zmeny v jednom časovom rade zmenami v druhom časovom rade. Tieto súvislosti môžeme popísať pomocou koeficientov korelácie časových radov. Jednou z možností ako merať tesnosť závislosti časového radu je metóda diferencií [3]. Princípom tejto metódy je výpočet diferencií: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. Koeficienty korelácie medzi diferenciami analyzovaných časových radov charakterizujú miery tesnosti medzi reziduálnymi zložkami týchto radov. Koeficient korelácie medzi diferenciami dvoch časových radov vypočítame podľa vzťahu:

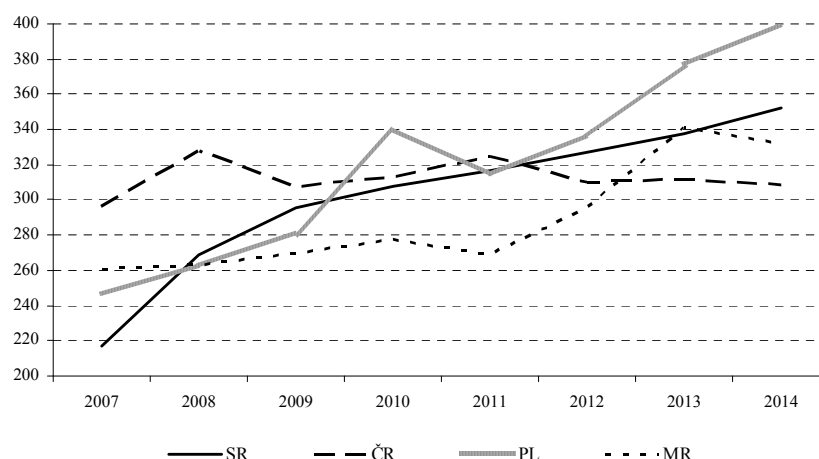
$$r_{\Delta x_t \Delta y_t} = \frac{\frac{\sum \Delta x_t \Delta y_t}{n} - \frac{\sum \Delta x_t}{n} \cdot \frac{\sum \Delta y_t}{n}}{\sqrt{\left\{ \frac{\sum \Delta^2 x_t}{n} - \left(\frac{\sum \Delta x_t}{n} \right)^2 \right\} \left\{ \frac{\sum \Delta^2 y_t}{n} - \left(\frac{\sum \Delta y_t}{n} \right)^2 \right\}}} \quad (1)$$

Korelačný koeficient nadobúda hodnoty z intervalu $\langle -1, 1 \rangle$. Jeho hodnoty interpretujeme nasledovne: ak $r \doteq 1$, potom medzi znakmi X a Y existuje kladná lineárna závislosť, t.j. veľkým hodnotám znaku X zodpovedajú veľké hodnoty znaku Y a naopak. Ak $r \doteq -1$, potom medzi znakmi X a Y existuje záporná korelácia (výrazne protikladný vzťah). Veľkým hodnotám znaku X zodpovedajú malé hodnoty znaku Y a naopak. V prípade lineárnej nezávislosti je hodnota koeficienta korelácie $r = 0$. Hodnoty znakov X a Y sú v tomto prípade rozptýlené nezávisle od seba. Hodnota koeficienta korelácie môže byť rovná 0 aj v prípade, že medzi znakmi X a Y je iná štatistická súvislosť ako lineárna

3. Výsledky a diskusia

Analyzovali sme vývoj minimálnej mzdy v štátoch V4, konkrétne mieru tesnosti väzby medzi minimálnou mzdou štátov V4 v období 2007-2014 (tab. 2). Tento vývoj sme znázornili aj na grafe 1.

Obrázok 1: Vývoj minimálnej mzdy v krajinách V4 v období 2007-2014



Podľa vzťahu (1) sme vypočítali hodnotu koeficienta korelácie medzi časovými radmi minimálnych miezd Slovenska (SR), českej republiky (ČR), Poľska (PL) a Maďarska (MR). Hodnoty koeficientov korelácie medzi časovými minimálnymi miezdami v štátoch V4 v rokoch 2007-2014 sú uvedené v nasledujúcej korelačnej matici (tab.3).

Tab.3: Koeficienty korelácie pre prvé absolútne diferencie minimálnej mzdy v krajinách V4 v období 2007-2014

	SR	ČR	PL	MR
SR	1			
ČR	0,5467	1		
PL	-0,0666	-0,1406	1	
MR	-0,2454	-0,2717	0,5105	1

Zdroj: Vlastné vyhotovenie

Na základe vypočítaných hodnôt koeficientov korelácie (tab.3) môžeme povedať, že medzi časovými radmi minimálnej mzdy Slovenska a Česka je mierna štatisticky významná korelačná závislosť a rovnako ako medzi Poľskom a Maďarskom.

V ďalšom sme analyzovali priemernú hrubú mesačnú mzdu (HMM) v hospodárstve SR pomocou základných štatistických charakteristík (modus, medián a aritmetický priemer) [4]. Pri výpočte priemernej mzdy určuje dolnú hranicu minimálnej mzdy, ktorá je každý rok upravovaná. Inštitút minimálnej mzdy upravuje zákon č. 663/2007 Z. z. o minimálnej mzde v znení neskorších predpisov. Minimálna mzda nesmie byť podľa Zákonníka práce nižšia ako minimálna mzda ustanovená osobitným predpisom. Horná hranica neexistuje. Pomocou príkladu poukážeme na nedostatky tohto ukazovateľa.

Predpokladajme, že spoločnosť zamestnáva s trinásť zamestnancov (tab. 4). Hrubá mzda dvoch zamestnancov v roku 2012 činila 2 000 € na osobu. Jeden dostal hrubú mzdu vo výške 1 400 €. Dvaja zamestnanci mali hrubú mzdu vo výške 530 €. Piaty dostávajú hrubú mzdu 352 €. Traja dostali hrubú mzdu 420 €. Hrubá mzda je mzda bez odrátania daní, zdravotného a sociálneho poistného a iných zrážok. A je k nej pripočítaný daňový bonus na dieťa, v prípade, že ma na neho zamestnanec nárok. Je dohodnutá v pracovnej zmluve medzi zamestnancom a zamestnávateľom.

Tabuľka 4: Prípadová štúdia - mzdy usporiadané vzostupne

Pracovník	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Mzda	352	352	352	352	352	420	420	420	530	530	1400	2000	2000

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z údajov, uvedených v tabuľke 4, môžeme vypočítať, že priemerná hrubá mzda je 729,23 €, pričom medián je 420 €. Inými slovami 50% zamestnancov zarábalo viac a 50% zarábalo menej ako 420 € v hrubej mzde. Modus má hodnotu 352 €.

Ďalej porovnajme situáciu, keď namiesto mediánu z hrubej mzdy vypočítame medián z čistej mzdy (tab. 5). Vychádzame z toho, že zamestnanec si bude uplatňovať mesačne nezdaniteľnú položku a neuplatňuje si daňový bonus. Po odpočítaní všetkých povinných odvodov, daní, všetkých dobrovoľných odvodov, dostávame z hrubej mzdy čistú mzdu.

Tabuľka 5: Medián z čistej mzdy za rok 2012

	Zamestnanec	Zamestnávateľ
Hrubá mzda	703 €	
- odvody ZP (4%)	- 28,12 €	- zamestnávateľ (10%) 70,30 €
- odvody SP (9,4%)	- 66,08 €	- zamestnávateľ (25,2%) 177,15 €
Základ dane (hrubá mzda - odvody - NČZD t.j. 303,72)	$(703 - 94,2 - 303,72) = 305,08$	
- DAŇ 19 %	$(19 \% \text{ z } 305,08) - 57,97 \text{ €}$	
Čistý príjem	550,83 €	

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pripomínáme, že superhrubá mzda, je zhodný pojem s pojmom celková cena práce, ktorú zamestnávateľ povinne vyčísluje na výplatnom lístku zamestnanca. Ide o celkovú cenu práce, ktorá vymedzuje mzdu na účely ceny práce a ukladá zamestnávateľovi povinnosť vykazovať na doklade o vyúčtovanej mzde, ktorým je výplatný lístok zamestnanca, osobitne všetky sumy poistného, s cieľom informovať zamestnanca o skutočných nákladoch zamestnávateľa na jeho

zamestnávanie, teda o celkovej cene práce. Pojem celková cena práce je definovaný v § 130 ods. Zákonníka práce. Výška superhrubej mzdy je 950,45 € (hrubá mzda 703 € + odvody do ZP platené zamestnávateľom 70,30 € + odvody do SP platené zamestnávateľom 177,15 €). To znamená, že mesačné náklady zamestnávateľa na prácu zamestnanca nachádzajúceho sa v strede skúmaného súboru sú 950,45 €. Zamestnancovi po zaplatení odvodov do zdravotnej a sociálne poisťovne a dane z príjmu zostane 550,83 €, teda len 58% jeho celkovej ceny práce. Z tejto analýzy vidíme, že polovica zamestnancov v SR má čistú mzdu 550,83 €, ak si uplatňuje nezdaniteľnú časť základu dane a neuplatňuje si daňový bonus na dieťa.

Aby sme vedeli najlepšie posúdiť mzdovú situáciu, pomôžeme si zasa ukážkou mzdovej situácie v prípadovej štúdií. Platovú situáciu znázorňuje tab. 6. Pri výpočte čistej mzdy vychádzame opäť z toho, že zamestnanec si bude uplatňovať mesačne nezdaniteľnú položku, zamestnanec si neuplatňuje daňový bonus na maloleté dieťa.

Tabuľka 6: Mzdová situácia prípadovej štúdie

	Hrubá mzda	Čistá mzda	Super hrubá mzda
Priemerná mzda	729 €	569,8 €	985,59 €
Medián mzdy	420 €	352,32 €	567,84 €
Modus mzdy	352 €	304,63 €	475,89 €

Zdroj: Vlastné spracovanie

Údaje z tab. 6 ukazujú hrubú priemernú mzdu v prípadovej štúdií v roku 2012 vo výške 729 €, priemerne zamestnanec dostane na výplatu 569,8 € pričom jeho cena práce t.j. super hrubá mzda dosahuje výšku 985,59 €. Takže zamestnanec priemerne dostane 58 % z jeho ceny práce. Medián hrubej mzdy je 420 €. Ak zamestnanec dostal v čistom viacej ako 352,32 € patril do lepšie zarábajúcej polovice zamestnancov. Modus hrubej mzdy je 352 €. Najčastejšie zamestnanci modelovej firmy dostali v čistom mzdu v hodnote 304,63 €, t.j. zamestnávateľ a mesačne stoja 475,89 €.

4. Záver

Pri porovnaní napr. s ostatnými krajinami EÚ by sme odporučili ešte okrem porovnania priemernej mzdy aj porovnanie modusu a mediána, ale taktiež aj super hrubej mzdy, pretože každá krajina má iné daňové zaťaženie a až porovnaním celkovej ceny práce, by sme videli najlepšie mzdovú situáciu v rámci EÚ. Myslíme si, že okrem priemernej mzdy Slovenska, by sa mal porovnávať aj medián mzdy a taktiež modus. Pretože medián toho prezrádza už oveľa viac, keďže rozdeľuje príjmy na dva rovnako početné celky, čo znamená, že polovica obyvateľstva zarába menej ako medián mzdy, kým druhá polovica zarába viac. A modus hrubej mzdy by nám ukázal, akú mzdu v hrubom na Slovensku zarábajú zamestnanci najčastejšie. Taktiež navrhujeme, aby Štatistický úrad udával aj modus mzdy.

5. Literatúra

- [1] DINGA, J. - ĎURANA, R. (2013): Minimálna mzda – účinný nástroj na zvyšovanie nezamestnanosti. [cit. 2014-04-07]. Dostupné na internete: http://www.iness.sk/media/file/pdf/publikacie/Minimalna%20mzda_Final.pdf
- [2] MAJTAN, Š. (2007): Podnikové hospodárstvo. Bratislava: Sprintvfra. ISBN 978-80-89085-79
- [3] SEGER, J.: Statistické metódy pro ekonomy průmyslu. SNTL, Praha 1988, 512 s.

- [4] MARKECHOVÁ, D. – TIRPÁKOVÁ, A. – STEHLÍKOVÁ, D. (2011): Základy štatistiky pre pedagógov, Nitra 2011. ISBN 978-80-8094-899-3
- [5] GERBERY, D. (2010): Príjmová nerovnosť s SR. Bratislava Inštitút pre výskum práce a rodiny. [cit. 2014-04-07]. Dostupné na internete: http://www.sspr.gov.sk/IVPR/images/IVPR/vyskum/2010/Gerbery/Prijmova_nerovnost.pdf
- [6] Zákonník práce, Zákon č. 311/2001 Z. z. - úplné znenie

Adresa autorov:

Ing. Natália Jeleňová
Externý doktorand
Katedra matematiky
FPV UKF
Trieda A. Hlinku 1
949 74 Nitra
natalia.jelenova@gmail.com

Doc. Ing. Ľubica Černá, PhD.
Katedra manažmentu
Pedagogická fakulta
Katolícka univerzita v Ružomberku
Nábr. Jána Pavla II 15
058 01 Poprad
lubica.cerna@ku

Kontextuálne premenné školskej úspešnosti žiaka The Contextual Variables of Academic Achievement of Pupil

Zuzana Juščáková

Abstract: When attempting to evaluate schools work it is important to consider factors, which cannot be controlled or affected by school personnel. Our task was to determine such factors called contextual variables define data acquisition methods and propose complex methodology for testing reasonability of particular contextual variable. Numerous variables were followed on a sample of 2600 students from 36 high schools in Slovak republic. This paper shows an outline of methodology and first results of assessing the relationship of academic achievement and intellectual abilities, motivation and socio-economic and cultural background.

Abstrakt: V hodnotení práce školy je dôležité prihliadať na tie faktory prospievania žiaka, ktoré škola neovplyvňuje. Našou úlohou bolo tieto kontextuálne premenné vytipovať, určiť metódy získavania dát a navrhnúť metodológiu overovania opodstatnenosti kontextuálnej premennej školskej úspešnosti. Vo výbere 2 600 žiakov z 36 stredných škôl Slovenska sme sledovali viaceré premenné. Príspevok prináša náčrt metodológie skúmania vzťahu intelektového potenciálu žiaka, motivácie žiaka a socioekonomického a kultúrneho statusu žiaka ku jeho školskej úspešnosti a prvé výsledky.

Key words: Quantitative Methods, Edumetric, Contextual Variables, Noncognitive Personal Characteristics, Academic Achievement.

Kľúčové slová: kvantitatívne metódy, edukometria, kontextuálne premenné, nekognitívne osobnostné charakteristiky, školská úspešnosť.

JEL classification: I00, C00, C1.

1. Úvod

Vonkajšie sprievodné aspekty edukácie sú javy, ktoré ovplyvňujú školskú úspešnosť žiaka, ale samotná inštitúcia, kde sa vzdelávanie odohráva, na tieto javy vplyv nemá. V príspevku školy na vzdelávacom výkone žiaka tieto javy zohrávajú rolu vonkajších kontextuálnych premenných. Ak chceme hodnotiť výkon školy, musíme odhad nárastu školskej úspešnosti jej žiakov očistiť od vplyvu vonkajších kontextuálnych premenných.

Ako dokážeme, že daná premenná je kontextuálna premenná školskej úspešnosti? Logická úvaha založená na všeobecnej skúsenosti je určite dôležitá. Štatisticky overujeme, či je medzi danou premennou a školskou úspešnosťou aspoň minimálna korelácia (Tab. 1).

Ako overíme, že ide o vonkajšiu kontextuálnu premennú? Opäť je primárna logická úvaha. Následne sa musíme presvedčiť, že počas obdobia stráveného v škole, ktoré chceme hodnotiť, zmena výsledkov školskej úspešnosti a kontextuálna premenná nemajú štatisticky významný vzťah (Tab.2). Tiež je vhodné ukázať, že na zmenu kontextuálnej premennej v čase škola nepôsobí (Tab.3).

Pripúšťame rôzne nekognitívne charakteristiky žiaka ako vonkajšie kontextuálne premenné: dochádzka žiaka do školy, prítomnosť na vyučovaní resp. zdravotný stav žiaka; príslušnosť k rovesníckej skupine a jej charakteristiky, či spôsob trávenia voľného času; ale aj intelektový potenciál žiaka; vnútornú motiváciu žiaka k učeniu a výkonu; socioekonomický a kultúrny status žiaka. Vo výbere 2 600 žiakov 36 stredných škôl SR sledovaných od prvého po tretí ročník v rokoch 2010 – 2013 chceme overiť posledné tri premenné:

- **Intelektový potenciál žiaka** bol meraný dvakrát, na vstupe 2010 a na výstupe 2013 Testom všeobecných schopností¹ (TVS – verbálny, nonverbálny a numerický), Testom priestorových schopností² (TPS) a jednorázovo na vstupe 2010 Testom študijných predpokladov³ (TŠP).
- **Motivácia žiaka k výkonu a učeniu** bola zisťovaná tiež na vstupe 2010 a na výstupe 2013 Dotazníkom výkonovej motivácie⁴ (DMV) a Dotazníkom motivácie k učeniu⁵ (M2).
- **Socioekonomický a kultúrny status žiaka** pokrýva bazálne prvky rodinného zázemia žiaka, nezachytáva však črty výchovy, vzťahy v rodine a emocionálne charakteristiky, ktoré, ako predpokladáme, majú tiež vplyv na školskú úspešnosť žiaka, meriame ho štandardizovaným dotazníkom ESCS⁶. Žiaci nášho výberu boli oslovení raz, v roku 2011.

Školskú úspešnosť zastupujú dáta celoštátnych meraní z Testovania deviatakov (T9), prospech na vysvedčeníach počas troch rokov strednej školy a meranie v simulovanej maturite (MM) pripravené len pre náš štatistický výber.

2. Intelektový potenciál

Na skúmanie vzťahu intelektového potenciálu a školskej úspešnosti žiaka sme použili priemernú hodnotu vstupného a výstupného merania. V prípade Testu študijných predpokladov sme mali k dispozícii len jedno vstupné meranie.

Tab.1.1 Korelácie premenných školskej úspešnosti a intelektového potenciálu

Pearson Correlation	TVS verbálny	TVS nonverbálny	TVS numerický	TPS	TŠP
Známka zo SJL na v 9.ročníku ZŠ	-.429**	-.369**	-.315**	-.048	-.473**
Známka z MAT na v 9.ročníku ZŠ	-.441**	-.467**	-.429**	-.180**	-.477**
Úspešnosť v T9 zo SJL	.453**	.363**	.327**	.179**	.433**
Úspešnosť v T9 z MAT	.499**	.504**	.487**	.323**	.481**
Priemer všetkých známok	-.385**	-.375**	-.290**	-.117**	-.391**
Priemer známok zo SJL a M	-.410**	-.427**	-.370**	-.171**	-.420**
Odhad theta SJL na výstupe v MM	.524**	.427**	.378**	.176**	.499**
Odhad theta MAT na výstupe v MM	.385**	.432**	.494**	.362**	.384**

Tab. 2.1 Korelácie progresu žiaka a premenných intelektového potenciálu

Pearson Correlation	TVS verbálny	TVS nonverbálny	TVS numerický	TPS	TŠP
Posun žiaka v SJL 2010-2013	.095**	.088**	.104**	.013	.085**
Posun žiaka v MAT 2010-2013	-.006	.052*	.118**	.102**	-.011

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

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

Rozdiel priemerných úspešností v TVS₂₀₁₀ a TVS₂₀₁₃ bol štatisticky významný a predpokladáme, že nárast schopností bol rovnomerný pre každého žiaka (Obr.1), $r=0,607$. Obdobne TPS₂₀₁₀ a TPS₂₀₁₃, $r=0,563$, ale so slabšou rovnomernosťou pre každého žiaka, kde u časti žiakov konštatujeme výrazné zlepšenie.

¹ ©Psychodiagnostika a.s. Bratislava

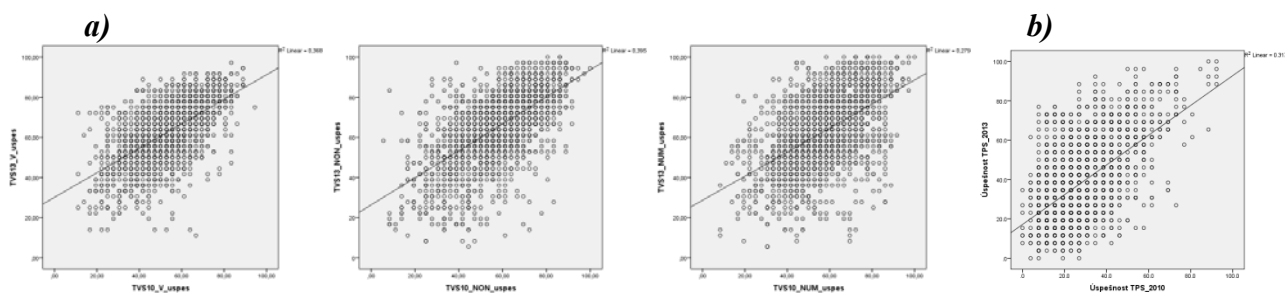
² ©Juščáková, VEGA 1/1407/04

³ ©Scio, CZ

⁴ ©Psychodiagnostika a.s. Bratislava

⁵ ©I.Pavelková, PF UK Praha

⁶ ©OECD, PISA



Obr. 1. Závislosť výkonu vstupného a výstupného merania a) TVS b) TPS

Príčinu zmeny hodnôt kontextuálnej premennej očakávame z dvoch hlavných dôvodov:

1. pôsobenie osobnostného zrenia žiaka a 2. pedagogické pôsobenie školy. V druhom prípade premenná stráca šancu byť vonkajšou kontextuálnou premennou. Ak sa ukáže, že vzťah školskej úspešnosti a kontextuálnej premennej sa mení v čase, mali by sme pripustiť, že škola môže mať na kontextuálnu premennú vplyv. Potom nepôjde o vonkajšiu kontextuálnu premennú.

Tab 3.1 Korelácie hodnôt intelektového potenciálu a prospechu zo slovenského jazyka a literatúry, matematiky a priemeru všetkých známok na polročných a koncoročných vysvedčeníach a) v 1.ročníku; b) v 3. ročníku SŠ.

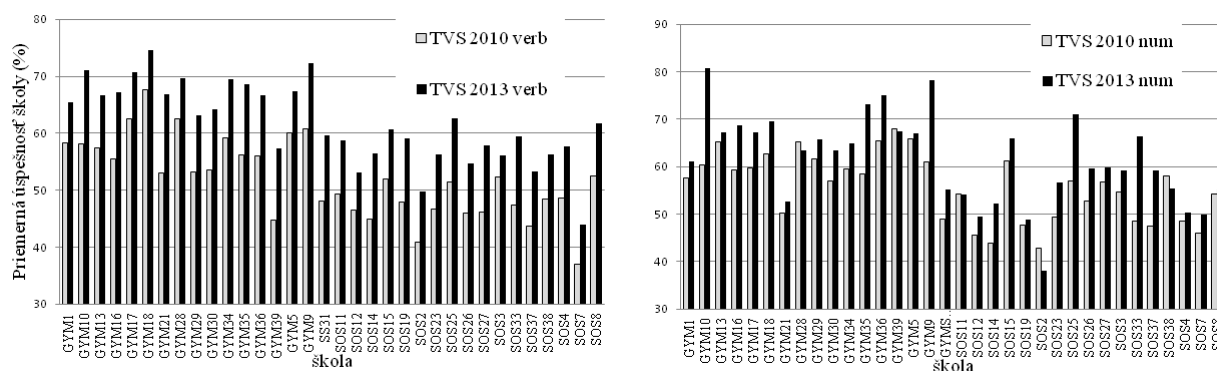
a) TVS₂₀₁₀ a TPS₂₀₁₀

Pearson Correlation	TVS verbálny	TVS non verbálny	TVS numerický	TPS
SJL11	-.298**	-.261**	-.214**	-.049*
MAT11	-.278**	-.360**	-.324**	-.168**
Priem11	-.341**	-.329**	-.233**	-.093**
SJL12	-.319**	-.260**	-.218**	-.071**
MAT12	-.257**	-.334**	-.300**	-.154**
Priem12	-.319**	-.307**	-.217**	-.092**

b) TVS₂₀₁₃ a TPS₂₀₁₃

Pearson Correlation	TVS verbálny	TVS non verbálny	TVS numerický	TPS
SJL31	-.313**	-.266**	-.242**	-.084**
MAT31	-.286**	-.345**	-.283**	-.168**
Priem31	-.324**	-.328**	-.264**	-.099**
SJL32	-.324**	-.288**	-.248**	-.091**
MAT32	-.305**	-.388**	-.323**	-.212**
Priem32	-.324**	-.343**	-.268**	-.123**

Testovanie korelačných koeficientov Fisher r-to-z transformáciou ukázalo, že všetky rozdiely medzi patričnými dvojicami korelačných koeficientov (napr. -.298 a -.313) nie sú štatisticky významné.



Obr. 2 Vstupno-výstupné rozdiely priemerných hodnôt a) vo verbálnom b) v numerickom subteste TVS

Logicky predpokladáme, že škola kultivuje intelektový potenciál žiaka. Zaujímá nás, či sú v tomto pôsobení medzi školami rozdiely. Obr.2 naznačuje, že rozdiely v náraste

schopností medzi školami môžeme očakávať. Overujeme preto, či dáta pochádzajú z normálneho rozdelenia, a tiež, či rozdelenia sú normálne vo vnútri skupín, teda škôl.

Tab. 3.c Normalita dát v jednotlivých premenných intelektového potenciálu

	TVS verbálny	TVS nonverbálny	TVS numerický	TPS
Priemer	9,5011	7,4740	5,8719	10,3308
Medián	8,3333	8,3333	5,5556	7,6923
Šikmosť	-,066	-,185	-,360	,381
Špicatosť	1,359	1,602	1,136	,332

V delení súboru podľa škôl konštatujeme, že niektoré školy v niektorých premenných nevykazovali dostatočné normálne rozloženie dát, ale nešlo o príliš veľkú asymetriu, preto sme sa v porovnávaní škôl spoliehali na robustnosť analýzy ANOVA, keďže aj po vylúčení 5 až 11% škôl, ktoré nepreukázali normálne rozloženie dát podľa skúmaných premenných, analýza ANOVA poukázala na signifikantné rozdiely nárastu všeobecných schopností a priestorovej predstavivosti medzi školami, a to aj v delení na gymnáziá a stredné odborné školy, aj medzi gymnáziami navzájom.

Tab. 3d Porovnanie veľkosti zmeny výsledkov meraní intelektového potenciálu v 2010 a 2013 agregovaných priemerov podľa školy metódou ANOVA pre všetky školy spolu

ANOVA		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Rozdiel úspešností TVS ₂₀₁₃₋₂₀₁₀ verbálny	Between Groups	9623,707	35	274,963	1,786	,003
	Within Groups	294505,896	1913	153,950		
	Total	304129,603	1948			
Rozdiel úspešností TVS ₂₀₁₃₋₂₀₁₀ nonverbálny	Between Groups	28301,320	35	808,609	4,246	,000
	Within Groups	362961,760	1906	190,431		
	Total	391263,080	1941			
Rozdiel úspešností TVS ₂₀₁₃₋₂₀₁₀ numerický	Between Groups	76413,335	35	2183,238	9,374	,000
	Within Groups	443004,912	1902	232,915		
	Total	519418,247	1937			
Rozdiel úspešností TPS ₂₀₁₃₋₂₀₁₀	Between Groups	60541,083	34	1780,620	7,046	,000
	Within Groups	475889,710	1883	252,730		
	Total	536430,793	1917			

3. Motivácia

Na skúmanie vzťahu motivácie a školskej úspešnosti žiaka sme použili priemernú hodnotu vstupného a výstupného merania (Tab. 1.2).

Zmeny motivácie medzi dvoma meraniami 2010 a 2013 sú rôzne, podľa typu motivácie. Potreba prestíže klesla, ale nie štatisticky významne. Morálna motivácia poklesla štatisticky významne (Tab. 2.2).

Tab.1.2 Korelácie premenných školskej úspešnosti a premenných motivácie

Pearson Correlation	Potreba prestíže	Morálna motivácia	Výkonové správanie	Podporujúca anxiozita	Brzdíaca anxiozita	MV
Známka zo SJL na v 9.roč. ZŠ	.086**	-.107**	-.095**	.079**	-.094**	-.095**
Známka z MAT na v 9.roč. ZŠ	.083**	-.074**	-.075**	.044	-.022	-.073**
Úspešnosť v T9 zo SJL	-.051*	-.009	.020	-.019	-.037	.028
Úspešnosť v T9 z MAT	-.017	-.049	.041	.046	-.106**	.052*
Priemer všetkých známok	.045	-.150**	-.245**	.038	-.066**	-.201**
Priemer známok zo SJL a MAT	.042	-.129**	-.225**	.025	-.050*	-.179**
Odhad θ_{SJL} na výstupe v MM	-.073**	.012	.060*	-.010	.019	.081**
Odhad θ_{MAT} na výstupe v MM	.048	.002	.059*	.062*	-.040	.088**

Tab. 2.2 Korelácie progresu žiaka a premenných motivácie

Pearson Correlation	Potreba prestíže	Morálna motivácia	Výkonové správanie	Podporujúca anxiozita	Brzdíaca anxiozita	MV
Posun žiaka v SJL	-.026	.027	.015	-.013	.034	.031
Posun žiaka v MAT	.042	.033	.021	.029	.043	.053

V oboch prípadoch – potreby prestíže a morálnej motivácie - v súbore pozorujeme viacero žiakov s príliš rozdielnymi hodnotami v 2010 a 2013 ($r=0,462$; $r=0,456$). Na rozdiel od potreby prestíže a morálnej motivácie, výkonové správanie žiakov merané dotazníkom M2₂₀₁₀, M2₂₀₁₃ a výkonnej motivácie (MV) žiakov podľa DMV₂₀₁₀ a DMV₂₀₁₃ sa štatisticky významne zlepšili a to rovnomernejšie u všetkých žiakov ($r=0,524$; $r=0,558$). Štatisticky významne sa zmenila aj anxiozita. U podporujúcej stúpol priemer, ale zmena je u rôznych žiakov rôzna ($r=0,457$), v prípade brzdiacej anxiozity pozorujeme štatisticky významný pokles a so silnejšou zhodou ($r=0,617$).

Tab. 3.2a Korelácie školskej úspešnosti v 1.ročníku SŠ a meraniami M2₂₀₁₀ a DMV₂₀₁₀

Pearson Correlation	Potreba prestíže	Morálna motivácia	Vytrvalosť v práci	Výkonové správanie	Anxiozita podporujúca	Anxiozita brzdiaca	Výkonová motivácia
SJL_11	.048*	-.091**	-.060**	-.149**	.068**	-.060*	-.117**
MAT_11	.059*	-.045	-.049*	-.114**	.041	.002	-.080**
PRIEMER_11	.044	-.116**	-.090**	-.174**	.046*	-.052*	-.146**
SJL_12	.028	-.103**	-.077**	-.161**	.069**	-.067**	-.127**
MAT_12	.054*	-.039	-.066**	-.113**	.034	-.019	-.082**
PRIEMER_12	.048*	-.109**	-.094**	-.181**	.061**	-.081**	-.145**

Tab 3.2b Korelácie školskej úspešnosti v 3.ročníku SŠ a meraniami M2₂₀₁₃ a DMV₂₀₁₃

SJL_31	.007	-.147**	-.103**	-.188**	.004	-.043	-.157**
MAT_31	-.058*	-.092**	-.138**	-.207**	-.041	.019	-.185**
PRIEMER_31	.008	-.141**	-.132**	-.233**	.007	-.036	-.201**
SJL_32	.030	-.132**	-.131**	-.205**	-.002	-.038	-.189**
MAT_32	-.025	-.086**	-.142**	-.230**	-.041	.008	-.199**
PRIEMER_32	.001	-.147**	-.152**	-.263**	-.009	-.037	-.232**

Vzťah potreby prestíže a školskej úspešnosti v matematike slabne štatisticky významne. Aj ďalšie zmeny sa týkali iba matematiky: zosilnel vzťah školskej úspešnosti v matematike

k vytrvalosti v práci, k výkonovému správaniu, k anxiózite podporujúcej výkon a k výkonovej motivácii. Vzťahy premenných motivácie k školskej úspešnosti v slovenskom jazyku a literatúre sa štatisticky významne nezmenili.

Normalitu dát sme overovali podobne, ako v prípade premenných intelektového potenciálu. Tabuľka 3.2c zachytáva porovnanie gymnázií po vylúčení gymnázia, ktoré malo rozloženie dát so šikmosťou a špicatosťou menšou (väčšou) ako -2 (2).

Tab. 3.2c Porovnanie veľkosti zmeny výsledkov meraní vybraných aspektov motivácie žiaka v 2010 a 2013 agregovaných priemerov podľa školy metódou ANOVA pre gymnáziá

ANOVA		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Rozdiel skóre výkonového správania M2 ₂₀₁₃₋₂₀₁₀	Between Groups	727,234	16	45,452	1,176	,281
	Within Groups	35832,292	927	38,654		
	Total	36559,525	943			
Rozdiel skóre výkonovej motivácie DMV ₂₀₁₃₋₂₀₁₀	Between Groups	2242,501	16	140,156	,628	,863
	Within Groups	187814,714	842	223,058		
	Total	190057,215	858			

Medzi všetkými školami navzájom sa preukázali štatisticky významné rozdiely v zmene výkonového správania a výkonovej motivácie. Vo vnútri skupiny gymnázií konštatujeme, že medzi školami niet v zmene výkonovej motivácie žiakov rozdielu.

4. Socioekonomický a kultúrny status

Na skúmanie vzťahu socioekonomického a kultúrneho statusu a školskej úspešnosti žiaka sme použili subindexy ESCS a index ESCS vypočítané štandardnou metodikou OECD.

Tab. 1.3 Korelácie premenných školskej úspešnosti a premenných ESCS

Pearson Correlation	Bohatstvo domácnosti	Kultúrne vybavenie domácnosti	Domáce vzdelávacie prostriedky	Knihy	Najvyššie vzdelanie rodičov	Hlavné zamestnanie matky	Hlavné zamestnanie otca	Najvyššie zamestnanie rodičov	Index ESCS
Známka zo SJL na v 9.roč. ZŠ	,054*	-,155**	-,084**	-,247**	-,197**	-,182**	-,147**	-,184**	-,194**
Známka z MAT na v 9.roč. ZŠ	,027	-,120**	-,079**	-,218**	-,197**	-,157**	-,139**	-,169**	-,183**
Úspešnosť v T9 zo SJL	-,017	,158**	,100**	,238**	,185**	,154**	,139**	,162**	,179**
Úspešnosť v T9 z MAT	,018	,106**	,079**	,193**	,205**	,169**	,157**	,190**	,206**
Priemer všetkých známok	,053*	-,095**	-,034	-,160**	-,165**	-,105**	-,134**	-,138**	-,140**
Odhad theta _{SJL} na výstupe v MM	-,060*	,098**	,058*	,259**	,195**	,152**	,163**	,179**	,182**
Odhad theta _{MAT} na výstupe v MM	,040	,070**	,070**	,195**	,198**	122**	,137**	,156**	,171**

Tab. 2.3 Korelácie progresu žiaka a premenných ESCS

Posun žiaka v SJL 2010-2013	-,003	-,040	-,014	,021	,029	,035	,032	,047*	,040
Posun žiaka v MAT 2010-2013	,038	,010	,015	,041	,064*	-,003	,029	,028	,038

V prípade ESCS máme k dispozícii jedno meranie a po logickej úvahe prijímame názor, že ide o premennú, ktorá v čase 3 rokov sa zväčša nemení, navyše, zotrvačnosť jej pôsobenia na školskú úspešnosť eliminuje vplyv prípadnej zmeny. Taktiež vplyv školy na túto premennú logicky vylučujeme.

5 Záver

Intelektový potenciál, a socioekonomický a kultúrny status majú významný vzťah k školskej úspešnosti žiaka strednej školy. Musíme však pripustiť, že škola môže mať vplyv na rozvoj intelektového potenciálu žiaka, teda rozvoj všeobecných schopností je súčasťou príspevku školy na progrese žiaka.

Význam motivácie v tomto zmysle bude potrebné znovu overiť, ale výkonová motivácia žiaka v našom výskume sa ukázala ako vhodná vonkajšia kontextuálna premenná v skupine gymnazistov.

Stabilnou vonkajšou kontextuálnou premennou v tomto význame je socioekonomický a kultúrny status žiaka.

Nielen v hodnotení výkonu školy v modelovaní príspevku školy na progrese žiaka by bolo vhodné poznať vstupné hodnoty intelektového potenciálu a motivácie žiaka. Znalosť týchto nonkognitívnych kontextuálnych premenných pri vstupe žiaka na strednú školu by mohla zefektívniť pedagogické pôsobenie školy.

Článok vznikol s podporou ESF projektu „Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania“ (ITMS kód: 26110130546 a 26140130030).

Literatúra

JUŠČÁKOVÁ, Z. a kol. 2013. 2013. Indikátory kvality vzdelávania v hodnotení škôl. Bratislava: NÚCEM. ISBN 978-80-89638-16-1.

KOPÁČIK, M. 2014. Správa zo štatistického spracovania Testu všeobecných schopností, Vstupné a výstupné meranie aktivity 4.1, *Interný dokument*. Bratislava: NÚCEM. <http://www.nucem.sk/>

KOLKOVÁ, M., IVICA, L. 2013. Čo odhaduje tzv. pridaná hodnota školy? In *Hodnotenie kvality vzdelávania. Súčasný stav a perspektívy*. Zborník z konferencie. Bratislava : NÚCEM, ISBN 9-788-089-638-11-6.

KUSÁ, Z., JUŠČÁKOVÁ, Z. 2013. Socioekonomický a kultúrny status žiaka strednej školy. In *Hodnotenie kvality vzdelávania. Súčasný stav a perspektívy*. Zborník z konferencie. Bratislava : NÚCEM, ISBN 9-788-089-638-11-6.

VASILOVÁ, I. 2013. Správa zo vstupno-výstupného merania motivácie dotazníkmi DMV a M2. *Interný dokument*. Bratislava: NÚCEM. <http://www.nucem.sk/>

Adresa autora:

Zuzana Juščáková, PhD.

Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania

Žehrianska 9, 851 07 Bratislava

zuzana.juscakova@nucem.sk

Aplikace modelů volatility při predikci Value at Risk Applications of volatility models for Value at Risk forecasting

Václav Klepáč

Abstract: The aim of the article is to highlight the use of one-dimensional and multidimensional models of volatility in market risk estimates for linear portfolio, assembled from two stock companies listed on the Prague stock exchange. The work consisted of in sample testing of almost 250 functional settings of the combined ARMA-GARCH models for different innovation specs and error terms, from January 2010 to March 2014. For the estimation of two-dimensional portfolio model with time varying conditional correlations, we have used DCC-GARCH approach. The results clearly shows a higher one day ahead predictive power obtained from historical simulation than from DCC-GARCH based model.

Abstrakt: Cílem článku je poukázat na možnost aplikace jednorozměrných a vícerozměrných modelů volatility při odhadech tržního rizika u lineárního portfolia sestaveného ze dvou akciových titulů společností kótovaných na Burze cenných papírů Praha. Práce sestávaly z in sample testování zhruba 250 funkčních specifikací kombinovaných modelů ARMA-GARCH pro různé varianty inovací a rozdělení. Pro odhad dvourozměrného modelu s v čase varibilní podmíněnou korelací jsme zvolili přístup DCC-GARCH. Z výsledků plyne, že při modelování ztráty VaR portfolia je výhodnější modelovat časové řady pro výpočet VaR separátně. Přístup historické simulace poskytl kvalitnější odhad, než vícerozměrný DCC-GARCH model, který výrazněji nadhodnocoval pro out of sample období (únor až březen 2014) rizikovost portfolia.

Key words: ARMA-GARCH, DCC-GARCH, historical simulation, Monte Carlo method, Value at Risk.

Klíčová slova: ARMA-GARCH, DCC-GARCH, historická simulace, metoda Monte Carlo, Value at Risk.

JEL classification: C32, C58, G17.

1. Úvod

Článek se zabývá aplikací vícerozměrných a jednorozměrných modelů volatility při jedno denním odhadu rizikové metriky Value at Risk¹ na datové základně výnosů likvidních titulů akciového trhu v časovém horizontu leden 2010 až duben 2014 společností kótovaných na BCPP: společnosti ČEZ, a. s. a Komerční banka, a.s.

Volatilita ve smyslu směrodatné odchylky výnosů investičního instrumentu nebo portfolia je důležitým vstupním parametrem pro oceňování rozličných typů derivátů² a stanovení metriky Value at Risk. Nepřesný odhad volatility může podhodnotit nebo nadhodnotit míru rizika, čímž dochází k nadhodnocení nebo podhodnocení hodnoty kontraktů a potenciální možné ztráty. Třída těchto modelů nabízí přístupy, které v závislosti na svojí technické vyspělosti poskytují řešení pro různé charakteristické vlastnosti časových řad výnosů. Kromě shlukování a v čase proměnlivé volatility nebo korelace tyto poskytují řešení pro nenormální rozdělení výnosů a pákový efekt.

¹ "Hodnota v riziku" – maximální možná ztráta při daném jednostranném kvantilu zisku nebo ztráty.

² Kontrakty, jejichž hodnota je odvozena od tzv. podkladového instrumentu.

Modelování VaR u portfolií s sebou přináší nutnost měřit vzájemnou závislost mezi jednotlivými rizikovými faktory, v našem případě výnosy. V závislosti na změně cen jednotlivých instrumentů se mění i jejich aktuální závislost. Klíčový význam získává měření v čase proměnlivé korelace v problematice statistické arbitráže, ale i tvorbě prognóz, kdy je pro nás esenciální znalost možného vzájemném pohybu výnosů — zejména pro účely zajišťování pozic a měření efektů z diverzifikace portfolií.

2. Modely volatility a měření Value at Risk

Modely pro měření VaR zahrnují zejména parametrické (specifické rozdělení výnosů) a neparametrické přístupy. Základním neparametrickým přístupem je historická simulace, kdy přeneseme extrémní hodnoty ztráty na základě historických dat do současnosti. Bližší specifikací parametrických modelů získáváme třídu podmíněných modelů s v čase konstantní volatilitou, a nepodmíněných modelů založených na v čase proměnlivé volatilitě. K jejímu zachycení využíváme např. jedno a vícerozměrných modelů GARCH nebo kombinace ARMA-GARCH. Kombinací těchto přístupů je přístup historické filtrované simulace, blíže viz Barone-Adesi (1999).

Pro odhady VaR portfolia v poslední době autoři v zahraničí využívají přístupy založené na modelech Constant Conditional Correlations GARCH (Bollerslev, 1990) a Dynamic Conditional Correlations GARCH (Engle, 2002). Engle dospěl k názoru, že model založený na dynamické korelaci nabízí nejkvalitnější odhady pro různé tržní situace a úrovně volatility. Aplikace dalších z četných druhů modelů jako je např. BEKK (Bekk a kol., 1990) nebo VEC (Bollerslev, 1988) je pro účely měření rizik rozsáhlejších portfolií o desítkách instrumentů méně vhodná vzhledem k vysokému počtu odhadnutých parametrů.

3. Lineární, nelineární modely volatility a odhad VaR

Základním modelem³ využívaným k zachycení proměnlivé volatility časových řad je ARCH model. Tento poprvé popsal Engle (1982) pro variantu ARCH(q), při $i=1,2,..q$, ve tvaru:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (1)$$

kde σ_t^2 značí podmíněný rozptyl a ε chybu, kde $\omega > 0$ a $\alpha_i \geq 0$ pro $\sigma_t^2 > 0$. Bollerslev (1986) zobecnil tento model do podoby GARCH(1,1). V obecné podobě GARCH(p,q), pak můžeme značit:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \quad (2)$$

přičemž $1 \leq t \leq T$ a $\varepsilon_0 = 0$. Kladný podmíněný rozptyl zaručují podmínky $\omega > 0$, $\alpha_i > 0$, pro $i=1,2,..,q$ a $\beta_i \geq 0$, pro $i=1,2,..,p$. Pro účely modelování výnosů finančních aktiv můžeme vyjádřit model založený na procesu AR(p) výnosů s normální inovací následovně:

$$r_t = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i} + \sigma_t \varepsilon_t, \quad (3)$$

kde $\sigma_t \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ a r_t značí výnosy v čase t . Složitější proces ARMA(p,q)-GARCH(p,q), zde také s normálně rozdělenou chybou:

$$r_t = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i} \sigma_{t-i} + \sigma_t \varepsilon_t, \quad (4)$$

kde $\sigma_t \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$. Rozvojem modelu GARCH o zachycení pákového efektu volatility vznikl model GARCH-GJR(1,1) definovaný Glostenen, Jagannathanem a Runkleem (1993):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 [1 - I(\varepsilon_{t-1} > 0)] + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} > 0) + \beta_1. \quad (5)$$

³ Vzhledem k rozsahu studie uvádíme pouze vybrané modely v základních tvarech. Rozdíl mezi GJR a NGARCH modelem spočívá ve změně hodnoty parametrů v modelu APARCH.

V tomto nelineárním modelu zastupuje I umělou proměnnou, která slouží jako proměnné. I dosahuje hodnoty 1 při $\varepsilon_{t-1} < 0$ a hodnoty 0 při $\varepsilon_{t-1} > 0$. Klíčovou oblastí finanční ekonometrie je modelování závislosti mezi časovými řadami a jejich výnosy. Vícerozměrné modely volatility jsou založené na rozkladu podmíněné kovarianční matice na podmíněné standardní odchylky a korelace. Jejich zástupcem je například Bollerslevovův (1990) model: CCC-GARCH(p,q) nebo jeho Englem (2002) zobecněná forma DCC-GARCH(p,q) pro podmíněnou, regresním modelem popsanou, v čase variabilní korelaci.

Takto specifikovaný model při odhadu zahrnuje dva kroky. V prvním pro každou ze sérií výnosů r_t^i odhadneme pomocí modelu GARCH podmíněnou volatilitu σ_t^i , jejíž hodnoty ukládáme do diagonální matice $D_t^{i,i} = \sigma_t^i$. Standardizovaná rezidua pak mají podobu.. $v_t = D_t^{-1}(r_t - \mu)$. Empirická kovarianční matice konstantní podmíněné korelace v modelu CCC odpovídá vztahu $R = \sum_{t=1}^T (v_{t-1} \cdot v'_{t-1})$. Ve druhém kroku zobecníme model CCC pro zachycení dynamické korelace do podoby DCC(p,q)⁴:

$$Q_t = R + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot (v_{t-1} \cdot v'_{t-1} - R) + \sum_{j=1}^q \beta_j \cdot (Q_{t-1} - R). \quad (6)$$

Pro účely stanovení VaR byly vytvořeny metody, které se s různým stupněm úspěchu daří aplikovat do praxe. Základní historická simulace výpočtu VaR neklade předpoklady na rozdělení rizikových faktorů. Konkrétně seřadíme historická data, o počtu N , výnosů od nejmenšího k největšímu a odvodíme požadovaný kvantil q , resp. pořadí požadované hodnoty z celkového počtu pozorování. Následně odečteme hodnotu s tímto pořadím v seřazených datech. Obecný tvar funkce VaR pro období $t+1$ založený na odhadu volatility je pro zvolenou hustotu ztráty q z distribuční funkce p :

$$VaR = \sigma_{t+1} \cdot p(q). \quad (7)$$

Pro portfolio složené ze dvou lineárních pozic je hodnota VaR:⁵

$$VaR = \sqrt{VaR_1^2 + VaR_2^2 + 2 \cdot Corr_{1,2} \cdot VaR_1 \cdot VaR_2}. \quad (8)$$

Při modelování VaR na základě DCC uvažujeme v našem případě VaR jako prostý součet VaR obou instrumentů. Závislost vzájemného vývoje volatility, resp. vliv diverzifikace je již obsažen v odhadech volatility. Dopředná predikce VaR na základě modelu ARMA-GARCH pro období $t+1$ na bázi složeného odhadu střední hodnoty výnosu r a volatility σ :⁶

$$VaR_{t+1} = r_{t+1|t} + \sqrt{\sigma_{t+1|t}^2} \cdot p(q). \quad (9)$$

4. Metodika zpracování dat

Data časových řad cen akcií společnosti ČEZ, a. s. a Komerční banka, a. s. a byly získány z databáze Patria Online. V tab. č. 1 prezentujeme souhrnné statistiky logaritmické difference cen (výnosů), pro období od 4. ledna 2010 do 1. dubna 2014. Pro srovnání přidáváme i výnosy indexu PX.⁷ Ze srovnání plyne, že výnosy Komerční banky jsou variabilnější a s vyšším rozpětím, než výnosy ČEZ, které zase vykazují vyšší špičatost.

⁴ Nastavení modelu DCC(1,1) se podle literatury jeví jako dostatečné.

⁵ Prostým součtem bychom dospěli k odhadu VaR při úplné závislosti mezi složkou 1 a 2. Rozsáhlejší portfolia pracují při výpočtech s rozměrnými korelačními maticemi.

⁶ Jedná se o zkrácenou podobu vztahu, takto zahrnuje i možné varianty AR-GARCH nebo MA-GARCH.

⁷ Zpracování dat jsme prováděli v prostředích R a MATLAB. Portfolio chápeme v prosté podobě, kdy jsou váhy obou společností 50/50%. Neměříme absolutní hodnotu cen, resp. VaR, ale pouze výnosovou podobu.

Tab. 1: Elementární statistické charakteristiky časových řad akciových titulů a indexu PX

Statistika	PX	ČEZ	KB
Aritmetický průměr	0,00	0,00	0,00
Směr. odchylka	0,01	0,01	0,02
Špičatost	-1,22	-0,98	-0,47
Šikmost	-0,29	-0,30	-0,15
Minimum	-0,06	-0,09	-0,11
Maximum	0,07	0,06	0,08

Při zpracování vycházíme z postupu, kdy rozdělíme soubor dat na dvě období: in sample (do února 2014) a out of sample (od února do konce března 2014), kde testujeme přesnost modelů odhadnutých v in sample úseku. Realizovaný postup prací:

1. Identifikace vhodného modelu podmíněné střední hodnoty procesu pomocí ACF a PACF z časové řady výnosů.
2. Testování různých funkčních forem kombinovaného modelu ARMA-GARCH pro různé specifikace inovace: AGARCH, APARCH, EGARCH, GJR, NARCH, NAGARCH a rozdělení: normální, t, Hansenovo zešikmené t, Gram-Chalier, GED. Testujeme zároveň modely pro různé řady zpoždění AR složky (do 4. řádu). Dále provádíme diagnostické ověření vhodnosti modelu pomocí informačních kritérií AIC, BIC vypočtených z logaritmicke věrohodnostní funkce.
3. Prognóza volatility a střední hodnoty z ARMA-GARCH procesu pro jedno denní odhady VaR na 95%ní hladině významnosti na základě nejkvalitnějších jednorozměrných modelů. Před každým odhadem $t+1$ model zkalibrujeme pro data z období leden 2010 až t .
4. Odhad modelu DCC-GARCH a simulace volatility a VaR bez kalibrace modelu.
5. Srovnání přesnosti odhadů VaR pro období out of sample na základě vizuálního zhodnocení překročení výnosů přes hranici VaR pro historickou simulaci, ARMA-GARCH a DCC-GARCH.

5. Výsledky

Z průběhu časových řad cen za celé je období patrná nestacionarita obou časových řad – tento předpoklad potvrzujeme testem KPSS i ADF. Po výpočtu logaritmicke difference provádíme odhad modelem ARMA-GARCH pro zhruba 250 kombinací nastavení modelů. Z testování a filtrace vhodných modelů pomocí maximálních hodnot log-věrohodnostní funkce, a minimálních hodnot AIC a BIC je patrných několik společných jevů.

Na hodnotu informačních kritérií má zásadní vliv rozdělení chyby (řádově desítky procent v rozdílu hodnot). Z tohoto pohledu nejkvalitnější modely obsahují chyby s GED, t-zešikmeném rozdělení, t-rozdělení. Normální rozdělení nelze pro žádný z testovaných modelů upřednostnit, to se samé se týká základního modelu GARCH. Nelineární/asymetrické modely poskytují kvalitnější výsledky. Pro doplnění jsme provedli i testování vícerozměrné normality. Skrze test⁸ na základě Mahalanobisovy vzdálenosti jsme dospěli k závěru, že výnosy nejsou normálně rozdělené, v podobě dvou i jednorozměrné časové řady.

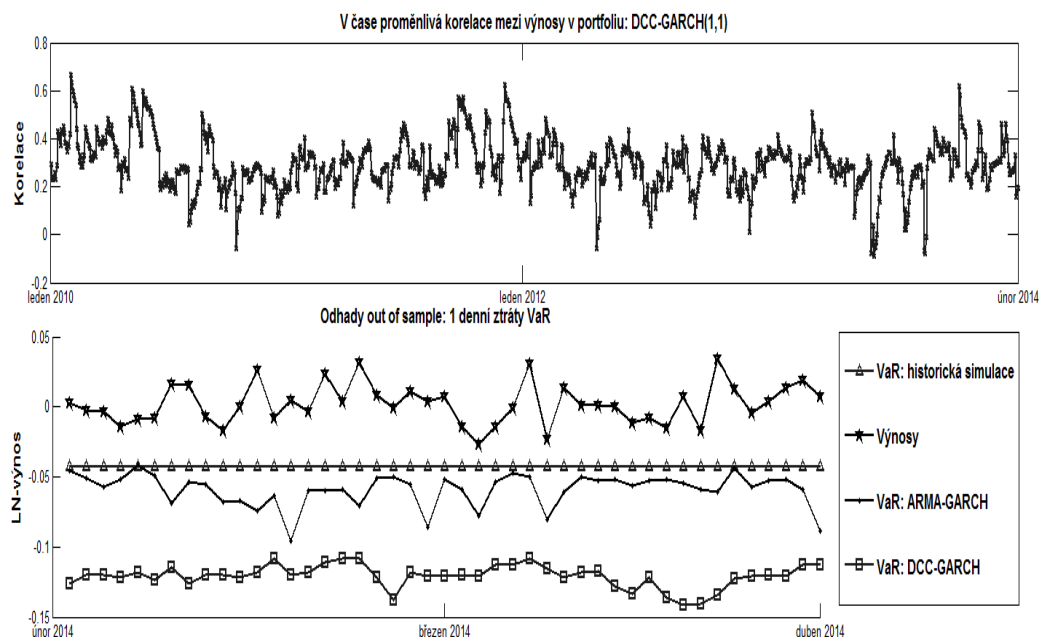
⁸ Dostupné z: <http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/2746-mulnortest>.

Pro modely inovace NAGARCH a NARCH nejvyšších hodnot log-věrohodnosti dosahují modely založené na Gram-Chalier rozdělení – pro ostatní modely jsou však výsledky horší.

Různé kombinace hodnot $p > 1$ a $q > 1$ v modelu GARCH(p, q) mají pouze dílčí vliv na hodnoty informačních kritérií – v řádu jednotek procent. Pro naše účely lze tvrdit, že model s p a q rovné 1 jsou dostatečné. To samé nelze říct o nastavení modelu podmíněného průměru ARMA. V tomto směru se jako nepřijatelnější projevuje model ARMA(3,1), což odpovídá detekovanému řádu zpoždění AR na grafu ACF a PACF pro základní data výnosů. Finální podoba modelů odhadnutá na datech od ledna 2010 do února 2014 na jejichž základě jsme vypočítali portfolio VaR pro období únor 2014 až konec března 2014: *ARMA(3,1)-NGARCH(1,1)-GED* pro Komerční banku a *ARMA(3,1)-GJR(1,1)-GED* pro společnost ČEZ.

Před každým dílčím odhadem jsme rekalibrovali model ARMA-GARCH na posledních známých empirických datech a získané hodnoty posloužili k odhadu volatility, střední hodnoty a následně i VaR.

Zástupcem vícerozměrného modelu volatility je simulační přístup DCC-GARCH(1,1) na základě GED rozdělení⁹. Výsledky výpočtů levostranného VaR pro 5%ní hustotu ztráty vykresluje Obr. 1 (graf dole) pro případ všech modelových přístupů, spolu s grafem podmíněné, dynamické korelace pro období in sample mezi výnosy ČEZ a Komerční banky (graf nahoře).



Obr. 1: Výstup in sample dynamické korelace mezi výnosy akciových titulů ČEZ a Komerční banky spolu s odhady ztrát VaR pro jejich portfolio

Z grafu dole je patrné, že nejvyšší odchylku ze všech odhadů metrik VaR od řady výnosů má linie simulace Monte Carlo pro DCC-GARCH – tento model nadhodnocuje riziko. Podstatným výsledkem pro další práci je zjištění, že modely kalibrované období před

⁹ Studie obvykle využívají základní filtr AR(1) – pro náš případ je vhodnější AR(3). Úskalím modelového přístupu DCC-GARCH je zatím omezená funkcionalita SW doplňků pro složku GARCH. Doplňky pro jednorozměrné modely volatility nabízejí vyšší užitnou hodnotu. Simulovali jsme celkově 1000 realizací volatility pomocí odhadnutého modelu DCC-GARCH(1,1)-GED, jednotlivé body přepočteného VaR jsou průměrem pro daný okamžik.

odhadem poskytují bližší odhad rizika, než modely které prognózují období těsně od hranice konce in sample, resp. delší období. Překvapivě nejbližší hodnotě výnosů je přímka historické simulace. Obecně je ale reálná kolísavost výnosů portfolia nižší, než hodnota VaR při dané úrovni rizika. Hodnota VaR by měla teoreticky za každých 100 dní zachytit maximálně 5 průniků výnosů skrze hranici ohraničenou VaR modelem. Důvodem nadhodnocení rizika – neexistence výše definovaného průniku, může být několika, měsíční všeobecné snížení variability kurzů akcií na českém burzovního trhu.

6. Závěr a diskuse

V článku jsme se zabývali aplikací modelů volatility při odhadu metriky portfolio VaR na datech společností ČEZ, a. s. a Komerční banka, a. s. Z variantního srovnání několika set kombinací nastavení jednorozměrných ARMA-GARCH procesů a vícerozměrného modelu DCC-GARCH(1,1) jsme zjistili, že pro odhad out of sample v období: únor až březen 2014 se nejlépe osvědčilo užití jednorozměrných modelů volatility, spolu se základním přístupem historické simulace. Z výsledků soudíme, že všechny výsledné modelové přístupy nadhodnotily míru rizika, což není z pohledu praxe pozitivní skutečnost. Výsledky mohou být ale částečně zkresleny snížením kolísavosti na finančních trzích oproti základním datům.

Náš další výzkum je možné směřovat do oblasti aplikace dalších vícerozměrných modelů volatility při odhadech VaR, CVaR nebo užití ARMA-GARCH pro historickou filtrovanou simulaci odhadu VaR.

7. Poděkování

Príspevek vznikl díky podpoře projektu Interní grantové agentury PEF MENDELU č. 36/2014.

Literatura

- BABA, Y., ENGLE, R.F., KRAFT, D., KRONER, K. 1990, Multivariate simultaneous generalized ARCH, In: *unpublished manuscript*, University of California, San Diego
- BARONE-ADESI, G., GIANNPOULOS, K., VOSPER, L. 1999. VaR without Correlations for Non-Linear Portfolios, In: *Journal of Futures Markets*, roč. 19, s. 583-602.
- BOLLERSLEV, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. In: *Journal of Econometrics*, roč. 31, s. 307-327.
- BOLLERSLEV, T., ENGLE, R.F., WOOLDRIGE, J. M. 1988. A capital asset pricing model with time-varying covariances. In: *Journal of Political Economy*, roč. 96: s.116–131.
- BOLLERSLEV, T. 1990, Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, In: *Review of Economics and Statistics*, roč. 72, s. 498-505.
- ENGLE, R. F. 1982. Autogressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. In: *Econometrica*, roč. 50, 987-1008.
- ENGLE, R.F. 2002. Dynamic Conditional Correlation - A Simple Class of Multivariate GARCH Models, In: *Journal of Business and Economic Statistics*, roč. 20, č. 3, s. 339-350.

Adresa autora:

Václav Klepáč, Ing
ÚSOV PEF MENDELU
Zemědělská 1, 613 00 Brno
xklepac@mendelu.cz

**Prvé skúsenosti s modelovaním tzv. pridanej hodnoty
na slovenských dátach**
**Value Added Modeling – The First Application on Data
from Slovak Students**

Mária Kolková, Pavol Kaclík

Abstract: Use of value added models in education is more reasonable way of assessing how students in school achieve the learning goals, than just comparing plain results from national tests (e. g. T9). This paper describes the first experience with using value added models on data from National Leaving Certificate Testing (external part) and T9 Testing in The Slovak Language and Literature. Furthermore, issues of meeting the simple linear regression model assumptions are presented and several solutions to this problem are discussed.

Abstrakt: Tzv. pridaná hodnota ako spôsob hodnotenia príspevku školy na dosiahnutí vzdelávacích cieľov svojich žiakov je v zahraničí považovaná za spravodlivejší prístup ako hodnotenie školy na základe jej výsledkov v jednorazových vedomostných testoch. V článku predstavíme prvé skúsenosti s modelovaním tzv. pridanej hodnoty zo slovenského jazyka a literatúry na Národnom ústave certifikovaných meraní vzdelávania. Používame pri tom prioritne dáta z celonárodných meraní Testovanie 9 a Externá časť maturitnej skúšky a zo štatistických metód lineárnu regresnú analýzu. V článku poukazujeme na problémy, ktoré pri modelovaní vznikajú, a hľadáme možnosti, ako ich odstrániť.

Key words: value added, simple linear regression model, linearity, normality of residuals, heteroscedasticity, principal component analysis, latent variable regression.

Kľúčové slová: tzv. pridaná hodnota, jednoduchý lineárny regresný model, linearita, normalita rezíduí, heteroskedasticita, analýza hlavných komponentov, regresia latentných premenných.

JEL classification: I21

1. Úvod

V oblasti hodnotenia výsledkov škôl vznikla za posledné desaťročia v zahraničí významná vlna záujmu o modely tzv. pridanej hodnoty (ďalej TPH). Ide o modely, ktorých úlohou je odmerať prírastok vo vedomostiach žiakov, ktorý vznikol vďaka pôsobeniu školy za isté obdobie (porov. [5], s. 17). Navrhnuté boli mnohé štatistické modely, od jednoduchších až po komplexné a zložité. Ich prehľad je uvedený napr. v [5]. Záujem o ne – tak vo sfére výskumnej ako aj v oblasti školskej politiky štátu – je logický, pretože tento nástroj dáva nádej na spravodlivejšie hodnotenie škôl v porovnaní s modelmi, ktoré nehodnotia prírastok vedomostí, ale ich aktuálny stav.

Pri modelovaní TPH na Národnom ústave certifikovaných meraní vzdelávania (NÚCEM) sme začali najjednoduchším regresným modelom: jednoduchou lineárnou regresiou. Model bol použitý napr. pri zavádzaní TPH v Anglicku; dokumentované je to v [7]. Založený je na výsledkoch tých istých žiakov v dvoch časovo oddelených meraniach. Vstupné výsledky slúžia ako prediktor výstupných meraní. Za TPH školy na žiaka sa považuje rozdiel medzi jeho reálnym výsledkom a výsledkom predikovaným modelom, teda rezíduum lineárneho regresného modelu. TPH školy je určená ako aritmetický priemer z TPH školy na jej žiakov.

V článku využívame najskôr archívne dáta z celonárodných meraní. Prírastok vo vedomostiach sa pokúšame merať za obdobie strednej školy, preto za vstupné dáta

považujeme výsledky v Testovaní 9 zo SJL (T9) v šk. roku 2007/2008 a ako výstupné nám poslúžili výsledky tých istých žiakov v Externej časti maturitnej skúšky zo SJL (EČMS) v šk. roku 2011/2012.

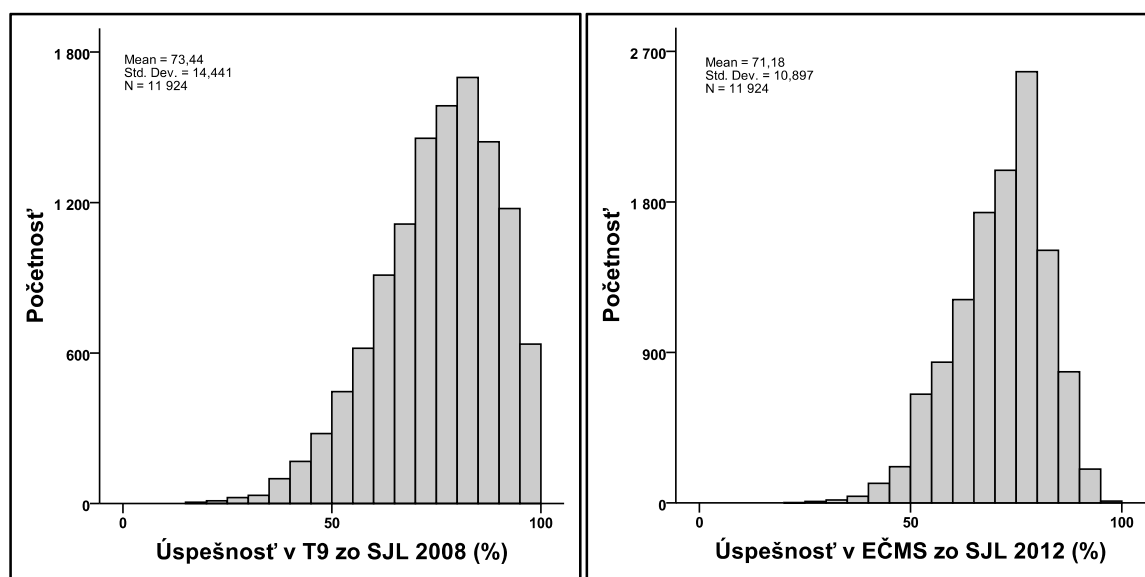
2. Popis dát

Výsledky z T9 a zároveň EČMS boli dostupné pre 11 924 intaktných žiakov gymnázií a 25 412 intaktných žiakov ostatných stredných škôl (SŠ). Pri modelovaní TPH sme postupovali oddelene pre tieto dve skupiny. V článku sme sa zamerali na skupinu gymnazistov. Charakteristiky rozdelení ich úspešností v T9 a EČMS sú v tab. 1 a graficky sú zobrazené na obr. 1.

Tab. 1: Charakteristiky rozdelenia úspešností žiakov v T9 2008 a EČMS 2012 zo SJL

Test	N	Min.	Max.	Priemer	s.d.	Rozptyl	Šikmosť	Špicatosť
T9 (%)	11 924	15	100	73,44 (0,132)	14,4	208,6	-0,569 (0,022)	0,110 (0,045)
EČMS (%)	11 924	20,31	98,44	71,18 (0,100)	10,9	118,7	-0,541 (0,022)	0,177 (0,045)

Výsledky žiakov v T9 boli určené na základe testu, ktorý obsahoval 20 otázok s výberom možnosti (správna bola jedna zo štyroch možností). Test mal dva varianty, ktoré sa odlišovali poradím položiek. Za správnu odpoveď žiak získal bod. Testové skóre žiaka bolo súčtom získaných bodov (max. 20 bodov). Testu sa zúčastnilo 54 574 žiakov, z nich 2 744 bolo zdravotne znevýhodnených.



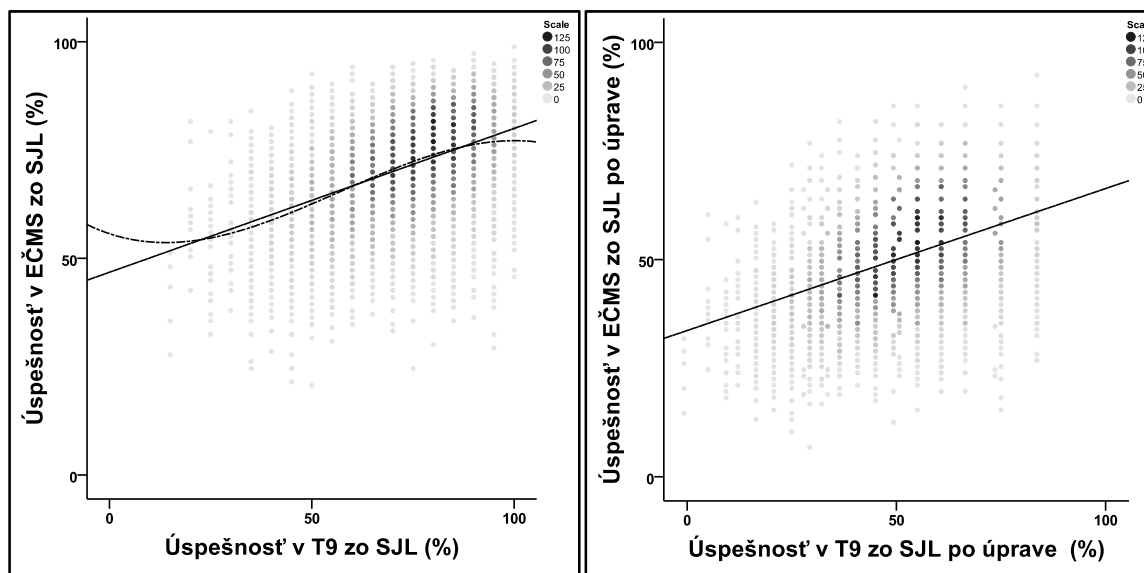
Obr. 1: Histogram rozdelenie úspešností žiakov v T9 a EČMS

V EČMS bol žiak ohodnotený na základe testu so 64 otázkami organizovanými do blokov obsahujúcich 8 otázok. V bloku bolo prvých 5 otázok s výberom možnosti (správna jedna možnosť zo štyroch), zvyšné 3 boli otázky s krátkou odpoveďou. Dva varianty testu sa odlišovali poradím položiek. Správna odpoveď znamenala 1 bod, celkový výsledok žiaka vznikol sčítaním získaných bodov (max. 64 bodov). Testu sa zúčastnilo 56 501 maturantov, z toho 1 030 zdravotne znevýhodnených.

3. Predpoklady jednoduchého lineárneho regresného modelu

Základným predpokladom jednoduchej lineárnej regresie je nezávislosť rezíduí. V prípade uvažovaných dát je zrejma ich hierarchická štruktúra: žiaci sú organizovaní v triedach a triedy v školách. Je logické očakávať napr. od žiaka dobrej školy, že jeho rezíduum bude kladné, a teda rezíduá žiakov jednej školy nepovažovať za nezávislé, čo jednoduchý lineárny regresný model nemusí zohľadňovať. Je preto namieste uvažovať o hierarchickom lineárnom modelovaní [4]. S modelmi sme sa oboznamovali len postupne, začali sme najjednoduchším. V tejto časti postupne vyhodnotíme, nakoľko dáta splňajú predpoklady lineárneho regresného modelu: linearitu vzťahu, normalitu rezíduí a homoskedasticitu rezíduí. Tieto zistenia môžu byť užitočné aj pri použití zložitejších modelov.

Na posudzovanie linearitu sme najskôr použili Pearsonov korelačný koeficient ($R = 0,440$) – spolu s grafom zobrazujúcim závislosť vstupného a výstupného merania (graf na obr. 2 vľavo) – a s ním súvisiaci koeficient determinácie ($R^2 = 0,194$). V porovnaní s dátami analyzovanými v [7] (s. 35) je naša hodnota nižšia ako najnižšia (0,25) z tam uvedených hodnôt, pre ktorú pripúšťajú, že je nedostačujúca. Pritom všetky hodnoty R^2 sa na Slovensku vo vlnách¹ 2005 – 2009 až 2009 – 2013 pohybujú od 0,158 po 0,194.



Obr. 2: Vzťah medzi výsledkami vstupného a výstupného testu pred a po úprave

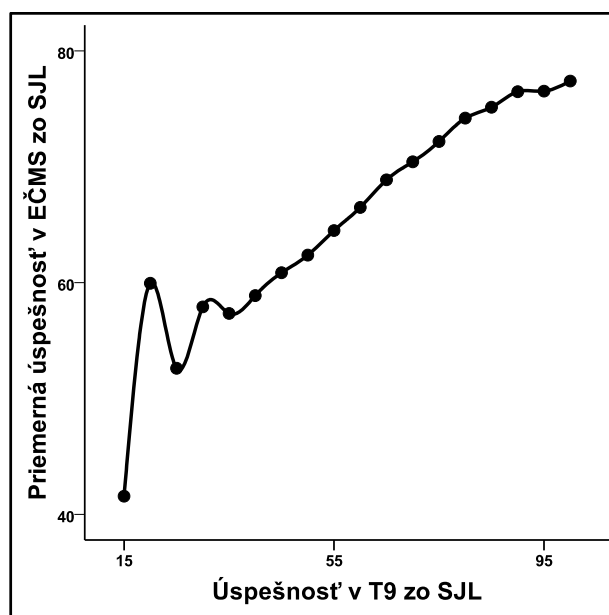
Keď sme experimentálne skúsili do modelu pridať aj kvadratický a kubický člen, došlo len k veľmi miernemu zvýšeniu R^2 (o 0,004), hodnota MSE klesla z 95,747 na 95,249. Toto hodnotíme ako minimálne zlepšenie. Vysvetlením môže byť, že takmer na celom rozsahu údajov T9 polynómy 1. a 3. stupňa nadobúdajú veľmi podobné hodnoty (graf na obr. 2 vľavo).

Na sledovanie linearitu sme použili tiež graf priemerov v EČMS podľa úspešností v T9 (obr. 3). V ľavej časti grafu krivka „kmitá“, čo môže byť spôsobené tým, že priemery z EČMS pre 15 %-nú až 25 %-nú úspešnosť v T9 boli určené z výsledkov menej ako 40 žiakov. V tejto časti preto nevieme dosť dobre určiť trend. V strednej časti grafu sa trend zdá byť lineárny. V závere sa rast mierne spomalí.

¹ Vlnou 2005 – 2009 nazývame dvojicu výsledkov v Testovaní 9 zo SJL v r. 2005 a EČMS zo SJL v r. 2012. Analogicky v nasledujúcich rokoch.

Pri analýze podobných výsledkov žiakov SŠ sme si všimli ešte jeden zaujímavý úkaz. V tomto prípade žiaci bez straty bodu v T9 (so 100 %-nou úspešnosťou) dopadli v priemere v EČMS horšie (59,36 %), ako žiaci s 95 %-nou úspešnosťou v T9 (65,57 %). Rozdiel je štatisticky významný ($t = 3,204$; $df = 358$), vecná významnosť je mierna (Cohenovo $d = 0,412$). Spomalený rast v pravej časti grafu na obr. 3 teda môže byť spôsobený nejakým skrytým javom, ktorého zdroj však nie je v trende – závislosti výsledku v EČMS od výsledku v T9². Rozhodli sme sa modelovať trend zatiaľ lineárne, trend však nie je jednoznačný.

Ďalším predpokladom použitia modelu lineárnej regresie je normalita rezíduí. Výsledkom modelu sú zľava zošikmené rezíduá (šikmosť $-0,530$, s.e. $0,022$). Špicatosť nadobúda hodnotu $0,440$ (s.e. $0,045$). Ako sa dalo očakávať, pri takejto veľkosti súboru, Kolmogorov-Smirnov test s Lillieforsovou úpravou normalitu rezíduí zamietne ($D=0,052$, $df=11\,924$), rovnako Anderson-Darlingov ($AD=43,253$) a Ryan-Joinerov ($RJ=0,992$).



Obr. 3: Priemerná úspešnosť v EČMS

Inšpirovaní T. Žoľtakom z Inštitutu badań edukacyjnych vo Varšave sme sa rozhodli tento problém riešiť pomocou ekvipercilovej úpravy [8]. Úspešnosť žiaka u bola transformovaná na u' pomocou vzťahu:

$$u' = F^{-1} \left(\frac{\text{Rank}(u) - 0,5}{11924} \middle| 50, s \right), \quad (1)$$

kde $\text{Rank}(u)$ je poradie úspešnosti u (poradie v prípade rovnakých hodnôt je určené ako ich priemerná pozícia) a F je distribučná funkcia normálneho rozdelenia so strednou hodnotou 50 a rozptylom s^2 . Transformáciu sme vykonali pre úspešnosti v T9 aj EČMS. Po ekvipercilovej úprave sa výrazne zlepšila šikmosť ($-0,040$) a špicatosť tiež klesla ($0,209$). Klesli hodnoty štatistík testov normality ($D=0,025$; $AD=3,891$; $RJ=1,000$). Čo sa týka linearity, koeficient R^2 sa mierne zhoršil (z $0,194$ na $0,182$), graf priemerov zostal veľmi podobný, zmenu nepovažujeme za významnú. Kvôli predstave, čo ekvipercilová úprava spôsobila, uvádzame graf závislosti upravených úspešností (obr. 2 vpravo). Zníženie R^2 spôsobilo „roztiahnutie“ dát v hornej časti grafu. Ekvipercilová transformácia pomohla

² V Poľsku používajú na modelovanie TPH polynómy vyššieho stupňa – porov. [8].

dosiahnuť rozdelenie rezíduí viac sa podobajúce normálnemu, hoci testy normality stále zamietajú.

Jednou z možností na overenie predpokladu homoskedasticity je graf rezíduí voči nezávislej premennej. Pre množstvo dát je graf málo prehľadný, neodhaľuje prípadnú heteroskedasticitu, preto ho ani neuvádzame. Najvyšší rozptyl dosahujú rezíduá pre 35 %-nú úspešnosť v T9 (151,888), najnižší pre 65 %-nú úspešnosť (84,965). Ich podiel je 1,788. Breusch-Paganov test (B-P test) homoskedasticitu zamietol ($\chi^2=24,373$; $df=1$). Po ekvipercilovej úprave sa podiel maximálneho a minimálneho rozptylu ešte zväčší (2,619), dokonca začne mať stúpajúcu tendenciu so vzrastajúcou hodnotou nezávislej premennej. Aj štatistika B-P testu významne podrastla ($\chi^2=50,283$; $df=1$). Ekvipercilová úprava problém heteroskedasticity neodstránila.

4. Lineárny regresný model so zahrnutím kontextuálnych premenných

V predchádzajúcom zostal otvorený predovšetkým problém heteroskedasticity. Ak sa tento nevyrieši, parametre modelu odhadnuté metódou najmenších štvorcov stratia optimálne vlastnosti a intervalové odhady a štatistické testy sa stanú viac-menej nepoužiteľnými. Jednou z príčin heteroskedasticity môže byť aj vynechanie niektorej podstatnej vysvetľujúcej premennej. V tejto časti načrtujeme riešenie, ktoré nám umožnili dáta získané v ESF projekte realizovanom na NÚCEM v rokoch 2010 - 2013³.

Počas neho žiaci prvých ročníkov 38 stredných škôl v šk. roku 2010/2011 riešili okrem iných aj Test všeobecných schopností⁴ (TVS) s verbálnym, numerickým a non-verbálnym subtestom, Test študijných predpokladov⁵ (TŠP) s verbálnou, kvantitatívnou a analytickou oblasťou. Vyplnili tiež dotazník⁶ o socio-ekonomickom a kultúrnom statuse, z ktorého sme vypočítali index ESCS žiaka (I_{ESCS}). Výsledky týchto meraní sme prepojili s T9 zo SJL z roku 2010 ($T9_{2010}$), čím sme získali databázu údajov využiteľných pre rozšírenie jednoduchého lineárneho regresného modelu pre výpočet TPH o kontextuálne premenné charakterizujúce intelektový potenciál žiaka a jeho rodinné zázemie, na ktoré má škola len minimálny alebo žiaden vplyv. Ako výstupné meranie sme využili test Malá maturita zo slovenského jazyka a literatúry (MM), ktorý riešili žiaci v treťom ročníku (2012/2013), a ktorý formou i obsahom simuloval EČMS. Výsledky všetkých uvedených testov a dotazníka sme mali od 1 355 žiakov.

Výsledkom regresnej analýzy s univariantnou lineárnou regresnou funkciou $MM = f(T9_{2010})$ je nepotvrdená normalita rezíduí (Shapiro-Wilkov, Anderson-Darlingov, D'Agostinov, Chen-Shapiro test) na vzorke žiakov gymnázií (tab. 2), heteroskedasticita rezíduí (B-P test) na vzorke žiakov SŠ (tab. 3) a 15,3 %, resp. 12,6 % vysvetlenej variability. Zahrnutím indexu ESCS do regresnej funkcie sa normalitu rezíduí síce nepodarilo zamietnuť ani jednému z použitých testov normality, ale podiel vysvetlenej variability závisle premennej v oboch prípadoch vzrástol len o asi 1 %. Je isté, že úspešnosť žiaka v MM musí ovplyvňovať okrem ESCS aj ďalšia významná premenná, ktorú sme do modelu zatiaľ nezahrnuli. V ďalšom sme sa preto zamerali na intelektový potenciál žiaka (TVS a TŠP).

Úspešnosti v subtestoch TVS a TŠP spolu s výsledkami T9 vykazujú známky významnej multikolinearity (0,088** - 0,542**). Originálne premenné sme preto podrobili

³ Projekt Hodnotenie kvality vzdelávania na ZŠ a SŠ v kontexte prebiehajúcej obsahovej reformy vzdelávania (aktivita 4.1 Indikátory kvality vzdelávania na škole).

⁴ © Smith and Whetton 1988 (na Slovensku upravila Jurčová, Psychodiagnostika, 1993)

⁵ © SCIO® 2010

⁶ © PISA, OECD 2009

analýze hlavných komponentov (PCA), ktorej výsledkom bola sada ortogonálnych a nekorelovaných latentných premenných [6]:

- premenná $T9_{2010}$ a tri premenné TVS-VS, TVS-NS a TVS-non-VS zodpovedajúce úspešnostiam vo verbálnom, numerickom a non-verbálnom subteste TVS poskytli dve latentné premenné F_{TVS-V} a F_{TVS-O} vysvetľujúce 75 % celkového rozptylu, z ktorých prvá charakterizuje z väčšej časti verbálne myslenie.
- premenná $T9_{2010}$ a tri premenné TŠP-VO, TŠP-KO a TŠP-AO zodpovedajúce úspešnostiam vo verbálnej, kvantitatívnej a analytickej oblasti TŠP poskytli dve latentné premenné $F_{TŠP-V}$ a $F_{TŠP-O}$ vysvetľujúce 67 % celkového rozptylu, z ktorých prvá opäť charakterizuje viac-menej verbálnu oblasť intelektu.

Tab. 2: Štatistiky regresnej funkcie $MM = f(\text{Regresor}(y))$ pre gymnáziá

Regresor(y)	Štatistika				Breusch-Paganov test		t-test	Normalita rezíduí
	N	R ²	R	s. e.	χ^2	p	p(ESCS)	
$T9_{2010}$	766	0,153	0,391	0,109	2,544	0,111	-	×
$T9_{2010}, I_{ESCS}$	609	0,161	0,402	0,107	2,480	0,115	0,022	✓
F_{TVS-V}, F_{TVS-O}	709	0,324	0,569	0,096	2,772	0,096	-	✓
$F_{TVS-V}, F_{TVS-O}, I_{ESCS}$	609	0,328	0,572	0,096	0,927	0,336	0,279	✓
$F_{TŠP-V}, F_{TŠP-O}$	718	0,278	0,527	0,099	8,158	0,004	-	✓
$F_{TŠP-V}, F_{TŠP-O}, I_{ESCS}$	609	0,284	0,533	0,099	3,608	0,057	0,286	✓

Tab. 3: Štatistiky regresnej funkcie $MM = f(\text{Regresor}(y))$ pre SŠ

Regresor(y)	Štatistika				Breusch-Paganov test		t-test	Normalita rezíduí
	N	R ²	R	s. e.	χ^2	p	p(ESCS)	
$T9_{2010}$	1005	0,126	0,356	0,127	11,406	0,001	-	✓
$T9_{2010}, I_{ESCS}$	746	0,134	0,369	0,130	6,225	0,013	0,003	✓
F_{TVS-V}, F_{TVS-O}	930	0,202	0,450	0,123	6,256	0,012	-	✓
$F_{TVS-V}, F_{TVS-O}, I_{ESCS}$	746	0,220	0,469	0,124	2,61	0,106	0,040	✓
$F_{TŠP-V}, F_{TŠP-O}$	933	0,235	0,484	0,121	1,371	0,242	-	✓
$F_{TŠP-V}, F_{TŠP-O}, I_{ESCS}$	746	0,245	0,495	0,122	0,408	0,523	0,075	✓

Zahrnutie intelektových vlastností žiakov (u gymnazistov F_{TVS-V} , F_{TVS-O} a u žiakov SŠ $F_{TŠP-V}$, $F_{TŠP-O}$) do regresnej funkcie k prostej úspešnosti v $T9_{2010}$ spôsobí odstránenie heteroskedasticity rezíduí a prispeje k ich normalite. Ak k nim do regresnej funkcie pridáme aj rodinné zázemie a sociálne pomery (I_{ESCS}), rozptyl náhodnej zložky bude homoskedasticitný aj vtedy, ak tomu tak predtým nebolo. Treba však podotknúť, že regresný koeficient pri I_{ESCS} bol významný len v jednej regresnej funkcii s latentnými premennými. Na úspešnosť v MM má socio-ekonomický a kultúrny status žiakov gymnázií pravdepodobne menší vplyv ako u žiakov SŠ. Z regresnej analýzy po zahrnutí intelektových vlastností žiaka do regresnej funkcie možno tiež vyčítať, že výsledky TVS sú z hľadiska úspešnosti v MM pre gymnazistov významnejšie ako úspešnosť v TŠP. U žiakov SŠ je to naopak.

Zohľadnenie oblasti výkonu žiakov vyššie spomínaného výberu projektových dát v slovo-logických úlohách (F_{TVS-V} , $F_{TŠP-V}$) ako aj oblasti jeho výkonu

v numericko-abstraktných úlohách (F_{TVS-O} , F_{TSP-O}) produkuje homoskedasticitné s normálnym rozdelením.

5. Záver

Hoci princíp modelovania TPH sa zdá jednoduchý a myšlienka uskutočniť ho je lákavá, praktické prevedenie nesie so sebou množstvo problémov (porov. [1], [3]). Jednoduchý lineárny regresný model v tomto prípade nie je postačujúci.

Približne 19 % variability úspešnosti žiakov slovenských škôl v EČMS 2012 je vysvetlená variabilitou úspešnosti tých istých žiakov v T9 2008 jednoduchým lineárnym regresným modelom s jednou vysvetľujúcou premennou, čo je veľmi málo. Nízky súvis medzi vstupným (T9) a výstupným meraním (EČMS) môže byť spôsobený rôznymi konštruktmi testov. Sme si vedomí – v súlade s Juščákovou a kol. [2] (s. 40) – že základom modelovania TPH sú kvalitné testy, navyše dostatočne si zodpovedajúce na vstupe a výstupe. Vývoj testov na NÚCEM prebieha zatiaľ súčasne s vývojom modelu TPH. Prepojenie testov bude v budúcnosti potrebné posilniť. Dôvodom nízkej miery vysvetlenej variability môže byť tiež až 4-ročný časový odstup medzi testovaním T9 a EČMS (porov. [2], s. 42) a odlišná forma testov – okrem počtu položiek sa odlišujú aj percentom uzavretých položiek v teste (100% v T9 oproti 62,5% v EČMS). Navyše, hodnoty nezávislej premennej by mali byť určené aspoň s 10-krát menšou chybou ako hodnoty závislej premennej, čo pri meraniach T9 a EČMS splnené nie je. Je to však prirodzené, keďže v prípade závislej i nezávislej premennej ide o testové skóre tých istých žiakov. Dokonca vyššia chyba merania je v prípade T9 (reliabilita v T9 je $KR-20 = 0,627$ a v EČMS Cronbachovo $\alpha = 0,801$; rozptyly sú v tab. 1). Ďalej, pri jednoduchom lineárnom modeli s jedinou nezávislou premennou T9 odhalil Durbin-Watsonov test (D-W test) autokoreláciu rezíduí. Môže to naznačovať, že v modeli chýba dôležitá premenná.

Výsledok žiaka v EČMS neovplyvňuje len jeho úspešnosť spred štyroch rokov v T9. Sú tu aj ďalšie faktory, ktoré majú zásadný podiel na úspechu či neúspechu žiaka vo výstupnom teste EČMS. Predpokladáme, že pôjde najmä o ekonomické a sociálne podmienky, v ktorých žiak žije, jeho schopnosti, motiváciu, atď. Prvotným experimentálnym zahrnutím ďalších charakteristík (I_{ESCS} , F_{TVS-V} , F_{TVS-O} , F_{TSP-V} , prípadne F_{TSP-O}) sa v pri projektových dátach podarilo zvýšiť percento vysvetlenej variability takmer 2-násobne, taktiež D-W test nezamietol, že rezíduá nie sú autokorelované. Predpokladáme tiež, že aj z hľadiska riešenia heteroskedasticity by zahrnutie niekoľkých významných kontextuálnych premenných do regresného modelu mohlo byť správnym krokom, čo naznačujú aj naše prvé zistenia prezentované v článku.

Okrem práce s kontextuálnymi premennými ďalšie zlepšenie môže priniest použitie hierarchických lineárnych modelov. V ďalšom výskume plánujeme ísť týmto smerom. Cieľom je dosiahnuť dostatočne spoľahlivé odhady TPH. Len takéto totiž budú spravodlivejšie ako doterajšie výsledky v samotných meraniach T9 a EČMS.

6. Literatúra

- [1] BALLOU, D., 2002. Sizing Up Test Scores. In: *Education Next* [online]. Roč. 2, č. 2, s. 10 – 15 [cit. 2013-08-27]. Dostupné na internete: <http://educationnext.org/sizing-up-test-scores>
- [2] JUŠČÁKOVÁ, Z. a kol., 2013. *Indikátory kvality vzdelávania v hodnotení škôl*. Bratislava: NÚCEM.
- [3] KORETZ, D., 2008. A Measured Approach: Value-Added Models Are a Promising Improvement, but No One Measure Can Evaluate Teacher Performance [online]. In:

- American Educator*. Roč. 32, č. 3, s. 18 – 27, 39 [cit. 2013-12-10]. Dostupné na internete: <http://www.aft.org/pdfs/americaneducator/fall2008/koretz.pdf>
- [4] KREFT, I. G. G a B. YOON, 1994. Are Multilevel Techniques Necessary? An Attempt at Demystification [online]. Článok prezentovaný na *Annual Conference of the American Educational Research Association*, 4. – 8. apríl 1994. New Orleans, LA. [cit. 2014-4-8]. Dostupné na internete: <http://eric.ed.gov/?id=ED371033>
- [5] OECD, 2008. *Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD.
- [6] RAMZAN, S. a M. I. KHAN, 2010. Dimension Reduction and Remedy of Multicollinearity Using Latent Variable Regression Methods [online]. In: *World Applied Sciences Journal*. Roč. 8, č. 4, s. 404 – 410 [cit. 2014-02-13]. Dostupné na internete: [http://www.idosi.org/wasj/wasj8\(4\)10/3.pdf](http://www.idosi.org/wasj/wasj8(4)10/3.pdf)
- [7] TAYLOR FITZ-GIBBON, C., 1997. *Final report : Feasibility studies for a national system of Value Added indicators* [online]. Durham, Englad: University of Durham [cit. 2013-9-9]. Dostupné na internete: <http://www.cem.org/attachments/publications/CEMWeb009%20Feasibility%20Study%20Nat%20System%20VA%20Indicators.pdf>
- [8] ŽÓLTAK, T., 2013. *Statystyczne modelowanie wskaźników edukacyjnej wartości dodanej – podsumowanie polskich doświadczeń. Raport tematyczny z badania* [online]. Varšava: Instytut badań edukacyjnych [cit. 2014-02-14]. Dostupné na internete: <http://www.ibe.edu.pl/images/publikacje/ibe-raport-modelowanie-wskaznikow-ewd.pdf>

Článok vznikol s podporou ESF projektu „Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania“ (ITMS kód: 26110130546 a 26140130030).

Adresa autorov:

RNDr. Mária Kolková, PhD.
Národný ústav certifikovaných meraní
vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko:
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
maria.kolkova@nucem.sk

Ing. Pavol Kaclik
Národný ústav certifikovaných meraní
vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko:
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
pavol.kaclik@nucem.sk

Porovnání metod pro 305-denní aproximaci normované laktace Comparison of standardize 305-day-lactation approximation

Jaroslav Marek, Radko Rajmon, Tomáš Haloun

Abstract: This contribution deals with problem of 305-day yield estimation, when a need arises to choosing suitable function for approximation of lactation curve. A linear regression model is used for estimation of unknown parameters of several approximations.

Abstrakt: Příspěvek pojednává o problému odhadu celkového 305-denního nádoje, kde je potřebné zvolit vhodnou funkci pro aproximaci laktační křivky. Lineární regrese je použita pro odhady neznámých parametrů aproximačních funkcí.

Key words: 305 days yield estimation, approximation of lactation curve, nonlinear regression

Klíčové slová: odhad 305-denního nádoje, aproximace laktační křivky, nelineární regrese.

JEL classification: Q1, C00

1. Úvod

Cílem příspěvku je prozkoumat kvalitu funkcí, navržených různými autory, pro aproximaci laktační křivky na základě měření nádojů při měsíčních kontrolách užitkovosti.

Pro posouzení produkčního výkonu zvířat a ekonomického hodnocení je třeba znát odhad normované laktace, který nám poskytnou studované modely.

2. Měření

Dojivost krav se v průběhu laktace mění. Vzniká potřeba z diskrétních hodnot změřených nádojů při měsíčních kontrolách užitkovosti nalézt předpis explicitně dané funkce pro celý 305 denní průběh laktace. Přesněji je třeba popsat závislost nadojeného mléka na době od otelení krávy.

K výpočtu využijeme datový soubor obsahující měsíční kontroly užitkovosti u 5300 laktací 3046 dojnic holštýnského typu z kravínů v Agro Záhoří. Datový soubor obsahuje údaje o celém chovu v období od r. 2001 do r. 2013. Informace o laktačním cyklu jsou např. tyto:

číslo dojnice: 43539, datum narození: 20.11.1997, datum otelení: 4.3.2006, pořadí laktace: 7, změřené denní nádoje: | 41,20 | 42,00 | 39,60 | 35,20 | 26,20 | 30,80 | 30,60 | 28,40 | 23,20 | 20,60 | 23,00 | 22,40 | 20,40 | 19,00 | z měsíčních kontrol užitkovosti: | 23.3.2006 | 24.4.2006 | 24.5.2006 | 26.6.2006 | 25.7.2006 | 23.8.2006 | 25.9.2006 | 24.10.2006 | 23.11.2006 | 20.12.2006 |. Rozdíl dní mezi dnem měření denního nádoje a dnem otelení budeme značit x . Změřené nádoje v těchto dnech budou značeny jako vektor $\mathbf{Y}$.

3. Aproximující funkce

Očekávejme, že lze pomocí funkce f vysvětlit závislost vysvětlované proměnné Y na vysvětlující proměnné x v modelu (1) takto:

$$Y = f(\boldsymbol{\beta}, x) + \varepsilon \quad (1)$$

Náš problém tedy vlastně spočívá v odhadu hodnot vektorového parametru $\boldsymbol{\beta}$ na základě metod nelineární regrese, viz [1], [2], [3]. Postup bude popsán v následující kapitole. Kvůli pozdějším výpočtům budeme vektorový parametr $\boldsymbol{\beta}$ rozepisovat následovně:

$$\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)' \quad (2)$$

Nyní uvedeme několik funkcí, které různí autoři navrhli pro aproximaci laktačních křivek, viz [5], [6], [7]:

Gaines (1927)

$$f(\beta, x) = \beta_1 \exp(-\beta_2 x), \quad (3)$$

Nelder (1966)

$$f(\beta, x) = \frac{x}{\beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 x^2}, \quad (4)$$

Wood (1967)

$$f(\beta, x) = \beta_1 \exp(\beta_2 \ln(x)) \exp(-\beta_3 x), \quad (5)$$

Papajezić – Boder (1988)

$$f(\beta, x) = \frac{\beta_1 \exp(\beta_2 \ln(x))}{\cosh(\beta_3 x)}, \quad (6)$$

McMillan (1970), Schaeffer (1977)

$$f(\beta, x) = \beta_1 \exp(-\beta_2 x)(1 - \exp(-\beta_3(x - \beta_4))), \quad (7)$$

Ning-Yang (1983)

$$f(\beta, x) = \beta_1 \exp\left(\frac{-\beta_2 x}{1 - \exp(-\beta_3(x - \beta_4))}\right), \quad (8)$$

Zelínková – Marek (2010)

$$f(\beta, x) = \beta_1 + \frac{2\beta_2\beta_3}{(x - \beta_3)^2 + \beta_4^2}. \quad (9)$$

4. Numerická studie

Dojnice- č. laktace / nádoj	Y_{i1}	Y_{i2}	Y_{i3}	Y_{i4}	Y_{i5}	Y_{i6}	Y_{i7}	Y_{i8}	Y_{i9}	Y_{i10}	Y_{i11}
43539-7	41,2	42,0	39,6	35,2	26,2	30,8	30,6	28,4	23,2	20,6	23,0
43560-6	34,6	31,2	32,8	31,0	29,8	27,6	32,2	27,4	22,6	-	-
411503-1	35,6	38,9	41,5	41,3	38,0	38,4	39,6	41,4	39,5	37,5	32,0
411896-1	37,2	45,2	44,2	37,0	39,4	37,6	38,2	34,2	34,9	24,6	-
411905-1	25,0	42,7	31,0	35,5	35,3	34,2	34,9	33,3	30,0	26,6	23,1
411921-1	31,3	35,7	27,1	26,6	26,9	30,6	28,0	27,4	22,9	20,0	13,7
411572-1	52,4	50,0	43,8	51,1	49,3	45,6	50,9	45,5	44,7	39,8	42,0
411578-1	46,0	39,1	37,1	39,6	44,1	41,6	37,1	39,0	34,2	30,1	-
411583-1	43,6	36,1	38,7	38,5	39,5	42,1	35,1	36,0	32,3	27,4	-
411587-1	47,6	52,2	52,4	50,0	43,4	41,0	-	-	-	-	-
411605-1	43,8	39,4	37,3	39,6	39,9	38,8	35,8	35,2	26,9	31,2	26,0
411898-1	40,2	33,6	39,2	37,8	36,7	32,2	27,4	29,6	25,6	-	-

Tab. 1: Denní nádoje z měsíčních kontrol užítkovosti několika dojnic na různých laktacích

Neznámé parametry aproximujících nelineárních funkcí můžeme linearizací modelu získat pomocí metody nejmenších čtverců. Tento přístup je popsán např. v [1] a [2]. Při výpočtu je třeba zvolit kvalitní počáteční řešení, které je dostatečně blízko jeho skutečné hodnotě. V této souvislosti se konstruuji tzv. linearizační oblasti, viz [3]. Této problematice v tomto příspěvku prostor věnovat nebudeme. Nicméně budeme prezentovat u každé studované funkce použité počáteční řešení a získaný odhad. Tyto hodnoty mohou posloužit čtenáři, který by v praxi neznámé parametry zvolené aproximující funkce hledal, jako jeho počáteční řešení.

<i>Dojnice- č.laktace / den kontroly</i>	t_{i1}	t_{i2}	t_{i3}	t_{i4}	t_{i5}	t_{i6}	t_{i7}	t_{i8}	t_{i9}	t_{i10}	t_{i11}
43539-7	19	51	81	114	143	172	205	214	244	271	325
43560-6	237	265	294	326	356	389	418	447	480	-	-
411503-1	16	40	72	102	130	166	194	226	254	283	313
411896-1	29	60	91	119	150	180	211	241	272	303	-
411905-1	17	52	76	108	138	166	202	230	262	290	319
411921-1	43	71	103	131	160	190	222	257	285	314	343
411572-1	43	67	99	129	157	193	221	253	281	310	340
411578-1	21	53	88	112	144	174	202	238	266	298	-
411583-1	28	60	95	119	151	181	209	245	273	305	-
411587-1	32	63	94	124	155	185	-	-	-	-	-
411605-1	41	76	100	132	162	190	226	254	286	314	343
411898-1	35	70	94	126	156	184	220	248	280	-	-

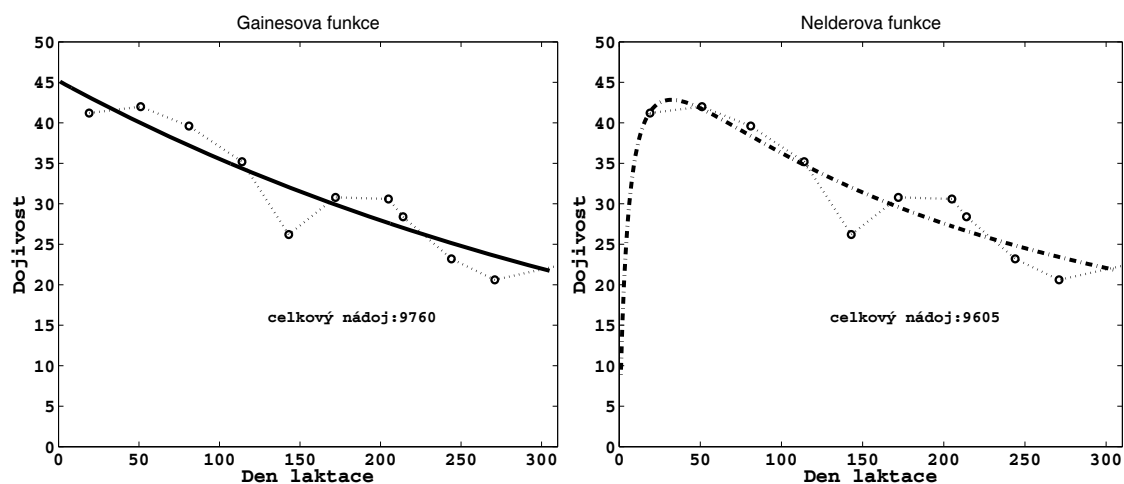
Tab. 2: Dny měsíčních kontrol užítkovosti několika dojníc na různých laktacích

Získané odhady budeme číselně prezentovat pouze pro první dojnici uvedenou v tab. 1. Pro tuto dojnici uvedeme počáteční řešení a vypočtený odhad neznámých parametrů:

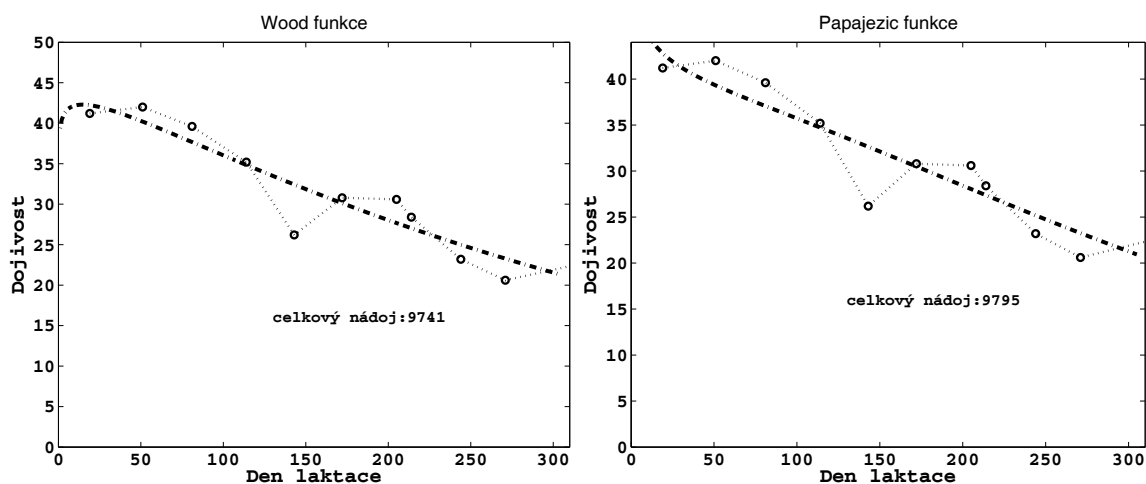
funkce	počáteční řešení	odhad
Gaines	$\beta^0 = (45, 0.002)$	$\hat{\beta} = (45.19, 0.0024)$
Nelder	$\beta^0 = (0.09, 0.02, 0.005)$	$\hat{\beta} = (0.0949, 0.0174, 0.0001)$
Wood	$\beta^0 = (5, 0.8, 0.02)$	$\hat{\beta} = (39.492, 0.0408, 0.0028)$
Papajezic	$\beta^0 = (35, 0.06, -0.007)$	$\hat{\beta} = (52.96, -0.0714, -0.0036)$
McMillan	$\beta^0 = (40, 0.05, -8, 0.005)$	$\hat{\beta} = (47.02, 0.37, 12.10, 0.0026)$
Ning-Yang	$\beta^0 = (20, -0.3, -0.1, 0.7)$	$\hat{\beta} = (24.51, -17.13, -0.02, -266.76)$
Marek- Zelínková	$\beta^0 = (14, -98.8, 41)$	$\hat{\beta} = (19.6, -636.3, 17.7)$

Tab. 3: Počáteční řešení a odhad neznámých parametrů regresní funkce u dojnice č. 43539 na její 7. laktaci.

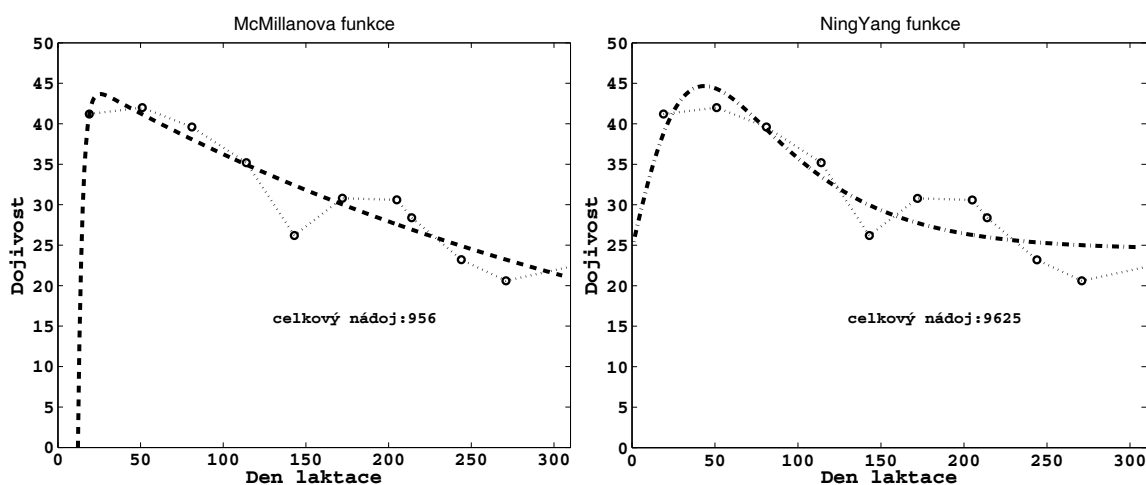
Následující obrázky obsahují měřená data u dojnice č. 43539 ze 7. laktace a průběh odhadnutých aproximujících funkcí.



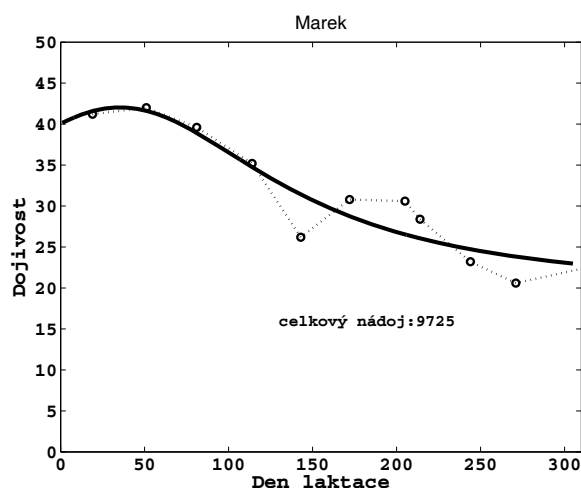
Obr. 1: Měření z měsíčních kontrol užítkovosti u dojnice č. 43539 na 7. laktaci
a aproximace této laktace Gainesovou a Nelderovou funkcí



Obr. 2: Měření z měsíčních kontrol užítkovosti u dojnice č. 43539 na 7. laktaci
a aproximace této laktace Woodovou a Papajezic-Boderovou funkcí



Obr. 3: Měření z měsíčních kontrol užítkovosti u dojnice č. 43539 na 7. laktaci
a aproximace této laktace McMillanovou a Ning-Yangovou funkcí



Obr. 4: Měření z měsíčních kontrol užítkovosti u dojnice č.43539 na 7. laktaci
a aproximace této laktace funkcí Zelinkové - Marka

5. Kvalita modelů

Karush v r. 1963, viz [8], uvedl 4 interakční možnosti mezi matematikou a empirickou vědou:

- přímé použití bez matematické inovace, matematický model se považuje za adekvátní obraz reality,
- invenční použití: odvození nových či modifikace existujících modelů,
- modelování v situacích, kdy matematická reprezentace není známa,
- tvorba teorií různých stupňů abstraktnosti.

V první kapitole jsme uvedli 7 různých nelineárních funkcí pro modelování denního nádoje v průběhu 305-denního laktačního cyklu. Můžeme si položit otázku, který model je nejlepší.

Pro zvolenou dojnici třeba druhá funkce. Pro stejnou dojnici na jiné laktaci bude lepší třeba čtvrtá funkce. Jak to můžeme rozhodnout? K rozhodnutí můžeme porovnat hodnoty indexů determinace nebo reziduální součty čtverců u navržených modelů. Je takový přístup ale dostatečný?

V našem případě jsme ve zvláštní situaci — máme k dispozici sedm odlišných modelů. Všechny modely — hypotézy — ověříme na datech naměřených k tomuto účelu.

V knize [4] je o modelování uvedeno:

Úloha testovacího modelu pro všechny alternativy nespočívá v přímé odpovědi na danou úlohu, není v demonstrování pravdy ale ve vypočítání pravděpodobnosti, která je podkladem pro naše rozhodnutí, zda model jevu přijmeme nebo zavrhneme. V silně negativním případě daný model zamítneme definitivně, v pozitivním případě model přijmeme. Je ale důležité si uvědomit, že jiná data model mohou zamítnout (falzifikovat). Tato skutečnost silně relativizuje pojem pravdy v empirických vědách. Výsledkem statistického testu je tedy číslo, které statistik interpretuje ve své řeči, tj. zjišťuje pravděpodobnost chyby, které se dopouštíme, když přijímáme nevhodný model anebo když zamítáme vhodný model. Žádná matematika nedává experimentátorovi do rukou pravdu, odborník se musí sám rozhodnout, zda jeho hypotéza je přijatelná.

Hypotézy, ktoré matematik(a) využíva pri konstrukci matematických modelů popisujících jisté (aspekty) jevů, mohou vzniknout induktivně nebo deduktivně. Vhodnost modelu se posilňuje nejen induktivním ověřováním na co největším počtu případů, ale zejména jejich infiltrováním do existujících teorií, což jim zajistí deduktivní potvrzení.

Pro posouzení vhodnosti navržených modelů určíme pro zvolené dojnice indexy determinace a odhad 305-denního normovaného nádoje, viz tab. 4 a 5.

Dojnice - laktace/ index determinace	Gaines	Nelder	Wood	Papajevic	McMillan	Ning- Yang	Marek- Zelinková
43539/7	0,930	0,941	0,932	0,921	0,937	0,920	0,940
43560/6	0,806	0,812	0,822	0,823	neodhadnuto	0	0,834
411503/1	0,291	0,693	0,729	0,750	0,737	0	0,761
411896/1	0,732	0,863	0,863	0,857	0,875	0	0,857
411905/1	0,411	0,801	0,800	0,790	0,833	0	0,755
411921/1	0,800	0,800	0,823	0,836	0,817	0,747	0,870
411572/1	0,719	0,714	0,724	0,743	0,719	0,640	0,747
411578/1	0,705	0,705	0,705	0,745	0,733	0,556	0,760
411583/1	0,741	0,728	0,756	0,796	0,741	0,496	0,830
411587/1	0,682	0,970	0,983	0,983	0,984	0,017	0,992
411605/1	0,879	0,871	0,893	0,909	0,907	0	0,917
411898/1	0,861	0,862	0,882	0,894	0,893	0,828	0,896

Tab. 4: Indexy determinace pro studované funkce a pro data z tab. 1 a 2

Dojnice- laktace/odhad celk. Nádoje	Gaines	Nelder	Wood	Papajevic	McMillan	Ning- Yang	Marek- Zelinková
43539/7	9760	9605	9741	9795	956	9625	9725
43560/6	11551	7981	8283	8969	neodhadnuto	9123	9663
411503/1	11773	11707	11792	11820	11845	11748	11863
411896/1	11537	12258	11305	11393	8183	11361	11503
411905/1	9856	10234	9872	9911	-47992	9749	10008
411921/1	8607	8403	8391	8527	$-\infty$	8235	8609
411572/1	14619	14550	14551	14626	14619	14390	14617
411578/1	11902	14084	11899	11913	11894	11958	11895
411583/1	11421	12705	11351	11394	11421	∞	11402
411587/1	13897	16104	12475	12404	12600	13382	13312
411605/1	11520	13113	11353	11483	11468	10922	11515
411898/1	10334	10392	10131	10207	10209	10070	10209

Tab. 5: Odhady celkových nádojů pro studované funkce u zvolených dojnic

6. Závěr

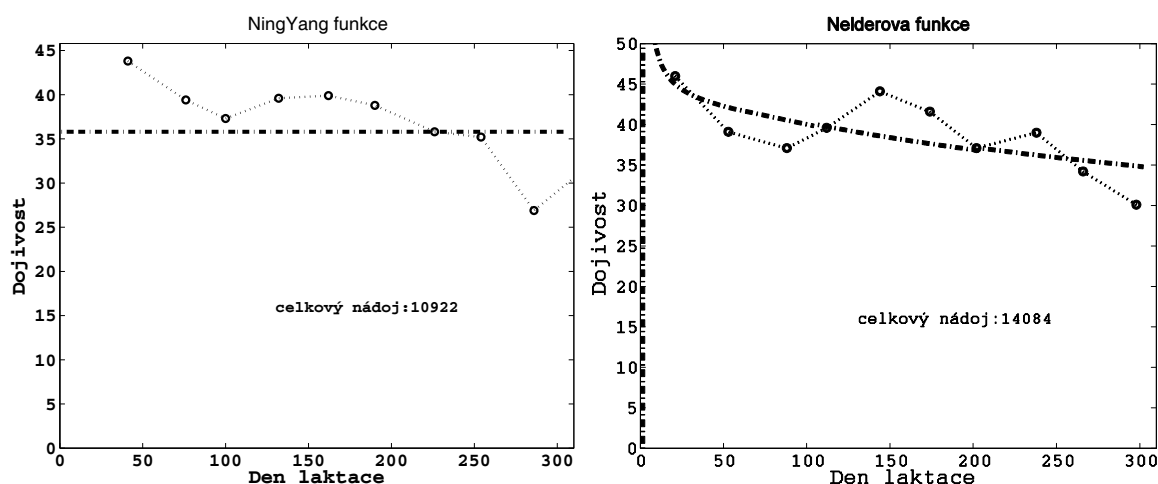
Získané indexy determinace u dojnice č. 43539 (viz obr. 1, 2, 3 a 4) jsou vysoké u všech modelů, což nám neumožňuje vybrat nejvhodnější aproximální funkci.

Ovšem na obr. 3 je vidět, že odhadnutá McMillanova funkce nabývá na intervalu $(0,15)$ záporných hodnot. Tato skutečnost tento model diskvalifikuje, viz také tab. 5. Na obr. 2 vpravo bylo vidět, že Papajezicova funkce má na začátku laktace konvexní průběh, což neodpovídá skutečnosti. Funkce Gainesova má (vždy) klesající průběh, ve skutečnosti ale vrchol laktačního cyklu nenastává na jeho začátku.

U jiných krav zjišťujeme nejvyšší hodnoty indexu determinace, viz tab. 3, u funkce Woodovy, Nelderovy, Marka-Zelínkové.

Na dalším obrázku 5 vlevo demonstrujeme, jak se Ning-Yangova funkce dokázala nevhodně vypořádat s průběhem laktace u dojnice č. 411605 pouze konstantním průběhem. Vpravo je průběh laktace dojnice č. 411578 zdánlivě kvalitně aproximované Nelderovou funkcí. Ovšem na začátku laktace aproximující funkce značně překročí hodnotu 50 a poskytne tak značně nahoru vychýlený odhad 305 denního nádoje 14084 litrů, viz tab. 5. Tyto skutečnosti obě funkce diskvalifikují.

Analýza měřených nádojů u laktačních cyklů dojníc zvolených pro testování modelů a výsledky tab. 3 vedou k rozhodnutí použít pro výpočet celkového nádoje u celého chovu funkci Woodovu. Alternativou by mohla být funkce Marka-Zelínkové, která ale není obecně známá.



**Obr.5: Dojnice č. 411605 s aproximací funkcí Ning-Yangovou
a dojnice č. 411578 s aproximací funkcí Nelderovou**

7. Poděkování

Autoři děkují Zdeňku Kováři ze Záhoří za spolupráci a čas, který věnoval přípravě datového souboru.

Literatura

- [1] KUBÁČEK, L. – KUBÁČKOVÁ, L. 2003. Statistika a metrologie. Olomouc : Vydavatelství Univerzity Palackého v Olomouci, 2003. 307 s. ISBN 80-244-0093-6.
- [2] Kubáček, L. 1995. On a linearization of regression models. In: Applications of Mathematics (1) 40, 1995, s. 61-78
- [3] WIMMER, G. – PALENČÁR, R. – WITKOVSKÝ, V. 2002. Spracovanie a vyhodnocovanie meraní. Bratislava: VEDA, 2002. 187 s. ISBN80-224-0734-8
- [4] WIMMER, G. – ALTMANN, G. – HŘEBÍČEK, L. – ONDREJOVIČ, S. – WIMMEROVÁ S. 2003. Úvod do analýzy textov. Bratislava : Vydavatelství Slovenskej akadémie vied, 2003. 350 s. ISBN 80-224-0756-9.

- [5] LEON-VELARDE, C. U. – McMILLAN, I. – GENTRY, R. D. – WILTON, J. W. 1995. Models for estimating typical lactation curves in dairy cattle. In: Journal of Animal Breeding and Genetics, 112, 1995, s. 333–340. doi: 10.1111/j.1439-0388.1995.tb00575.x
- [6] GOŁEBIEWSKI, M. – BRZOZOWSKI, P. – GOŁEBIEWSKI, Ł. 2011. Analysis of lactation curves, milk constituents, somatic cell count and urea in milk of cows by the mathematical model of Wood. In: Acta Veterinaria Brno, (1) 2011, s. 73-80
- [7] ZELÍNKOVÁ, G. – MAREK, J. 2010. Dependence of milk yield, fat: protein ratio and somatic cell counts. In: Proceedings of XI. Middle-European Buiatrics Congress, Brno, 2010
- [8] KARUSH, W. 1963. On the use of mathematics in behavioral reseach. V. Garvin (ed.), Natural language and the computer. New York : McGraw-Hill, 1963. s. 67-83

Adresy autorů:

Jaroslav Marek, Mgr. Ph.D.
Univerzita Pardubice
Fakulta elektrotechniky a informatiky,
katedra matematiky a fyziky
náměstí Čs. legií 565, 530 02 Pardubice
jaroslav.marek@upce.cz

Radko Rajmon, doc. MVDr. Ph.D.
Česká zemědělská univerzita v Praze
Fakulta agrobiologie, potravinových
a přírodních zdrojů, katedra veterinárních
disciplín
Kamýcká 129, 165 21 Praha 6 - Suchdol
rajmon@af.czu.cz

Tomáš Haloun, MVDr.
Česká zemědělská univerzita v Praze
Fakulta agrobiologie, potravinových
a přírodních zdrojů, katedra veterinárních
disciplín
Kamýcká 129, 165 21 Praha 6 - Suchdol
tomashaloun@email.cz

Analýza žiackych prístupov k riešeniu slovných úloh **Analysis of pupils' approaches to solving of word problems**

Eva Mokráňová, Eva Barčíková

Abstract: In this paper, we deal with context word problems and didactical research on this issue. We present a statistical evaluation of student's solutions of one task from our experimental collection of word problems. In this research we focused on student's ability to solve word problems and also their strategies of solving. We evaluated the obtained data through statistical implicative analysis by using software C.H.I.C.

Abstrakt: V článku sa venujeme problematike kontextových slovných úloh a vyhodnoteniu didaktického výskumu zameraného na túto problematiku. Uvádzame štatistické vyhodnotenie žiackych riešení jednej z úloh z experimentálnej zbierky slovných úloh. Vo výskume sme sa zameriavali na schopnosť žiakov riešiť tento typ úloh ako aj ich stratégie riešenia. Získané dáta sme vyhodnotili pomocou štatistickej implikačnej analýzy s využitím softvéru C.H.I.C.

Key words: context word problems, phase of solution of word problems, Statistical implicative analysis.

Kľúčové slová: slovné kontextové úlohy, fázy riešenia slovných úloh, štatistická implikačná analýza.

JEL classification: C38, C88

1. Úvod

Slovné úlohy majú vo vyučovaní matematiky na základných a stredných školách nezastupiteľné miesto. Riešenie slovných úloh je súčasťou takmer každého tematického celku vo vyučovaní matematiky. V súčasnosti sa kladie veľký dôraz na medzipredmetové vzťahy – prepájanie matematiky s inými prírodnými vedami. Poznatky jednotlivých vied a vedných odborov nie sú brané ako izolované poznatky, ale naopak, navzájom sa prelínajú a veľmi často spolu úzko súvisia.

Matematika by nemala byť len teoretická abstraktná veda, ale mala by žiakov pripraviť na riešenie problémov z bežného života a v ich budúcej praxi.

Očakáva sa, že prepojenie matematiky s reálnym svetom má mnoho výhod, ako je napríklad zvýšenie porozumenia matematickým pojmom študentmi (De Lange 1996, Steen a Forman 1995), motiváciu k učeniu sa matematiky (National Academy of Sciences 2003) a pomáha študentom aplikovať matematiku na skutočné problémy, a to najmä tie, ktoré vznikli na pracovisku (NRC 1998).

Úlohy, v ktorých je závislosť medzi danými a hľadanými číslami vyjadrená slovnou formuláciou nazývame slovnými úlohami. V slovných úlohách treba na základe vhodne zvolenej úvahy zistiť, aké početové operácie musíme s danými číslami urobiť, aby sme našli čísla, ktoré máme vypočítať a odpovedať nimi na zadanú otázku. Opis toho, o čo v slovnej úlohe ide, spolu s číselnými údajmi nazývame podmienkou a opis toho, čo máme vypočítať, nazývame otázkou. Tematika slovných úloh čerpá z technickej praxe, prírodných vied, prípadne je to zábavná matematika. (Šedivý, 1990).

Riešenie slovných úloh môžeme rozdeliť na tieto fázy: (upravené podľa Blažková a kol., 1996)

I. Porozumenie textu

Je dôležité, aby žiak pochopil úlohu správne. Musí si uvedomiť, ktoré údaje sú dané, ktoré sú neznáme a v akom vzájomnom vzťahu sú dané údaje k neznámym údajom.

II. Analýza podmienok riešenia

Žiak si musí klásť otázky: „Je možné splniť požiadavky úlohy?“, „Postačujú zadané údaje k určeniu neznámych údajov?“, „Nachádzajú sa v zadaní nadbytočné údaje?“

Pri úlohách o pohybe je veľmi dôležité, aby si žiak vedel situáciu načrtnúť a do obrázka zapísať všetky údaje, ktoré môže získať zo zadania.

III. Matematizácia reálnej situácie vyjadrenej textom úlohy

Slovnú úlohu transformujeme na matematickú úlohu. Matematizácia reálnej situácie vyžaduje nájsť vzťahy medzi zadanými a neznámymi údajmi. Matematickou formuláciou podmienok úlohy získame matematickú úlohu, ktorú potom riešime.

IV. Odhad výsledku

Ešte pred riešením úlohy by sa mal žiak pokúsiť odhadnúť výsledok (napr. určiť aspoň rád predpokladaného výsledku) a určiť, v akých jednotkách bude výsledok vyjadrený.

V. Riešenie

V tejto fáze žiak rieši úlohu. Je dôležité, aby pozorne kontroloval každý krok a presvedčil sa, že zvolený postup je správny.

VI. Skúška správnosti – overenie riešenia

Žiak musí overiť správnosť svojho riešenia vzhľadom k zadaniu úlohy. Skúške podrobujeme nielen riešenie matematickej úlohy, ale celý proces matematizácie slovnej úlohy. Overujeme, či vypočítaný údaj vyhovuje danému číselnému údaju. Taktiež zisťujeme správnosť použitej jednotky fyzikálnej veličiny vo výsledku.

VII. Odpoveď

Žiak výsledok svojho riešenia slovne interpretuje formuláciou odpovede v kontexte reálnej situácie.

2. Materiál a metódy

V rámci didaktického experimentu bola vytvorená zbierka slovných úloh s reálnym kontextom a následne boli úlohy z tejto zbierky testované v praxi. Testovania úloh sa zúčastnilo 12 základných škôl. Cieľom nášho didaktického experimentu bolo overiť schopnosť žiakov riešiť kontextové slovné úlohy, pričom sme sa zameriavali na jednotlivé fázy riešenia slovných úloh. V ďalšej časti uvádzame výsledky kvantitatívneho vyhodnotenia jednej z úloh. Úloha bola zameraná na rovnomerný priamočiary pohyb typu spiatočná cesta. Zadanie úlohy bolo:

„Misionár na Kube navštívil v nedeľu osadu, ktorá je súčasťou jeho farnosti. Do osady šiel autom priemernou rýchlosťou $50 \frac{\text{km}}{\text{h}}$. Cesta mu trvala pol hodinu. Auto sa však pokazilo, preto mu domáci požičali na cestu domov koňa, ktorý sa pohyboval priemernou rýchlosťou $15 \frac{\text{km}}{\text{h}}$. Ako dlho trvala misionárovi cesta domov a ako ďaleko je osada od jeho domu?“

Úlohu sme podrobnejšie vyhodnocovali využitím štatistickej implikačnej analýzy, prostredníctvom štatistického softvéru *C.H.I.C (Classification Hiérarchique Implicative et Cohésitive)*. Štatistická implikačná analýza je metóda analýzy dát, ktorú vyvinul Régis Gras (L' implication statistique, 1996). Prioritne bola táto metóda vytvorená pre analýzu štruktúry vzťahov založených na implikáciách medzi didaktickými situáciami. Táto štatistická metóda skúma vzťahy medzi „kvázi-implikáciami“ (asociačnými pravidlami) premenných, zvolených v analýze a priori didaktického experimentu. Nájsť a vizualizovať vzniknuté asociačné pravidlá nám následne umožňuje štatistický program *C.H.I.C*. Na základe implikačnej intenzity a podobnostnej intenzity vytvára softvér orientované a neorientované hierarchické stromy *Implicative tree* a *Similarity tree* a orientovaný graf

Implicative graph. Pri tvorbe stromov a grafov *C.H.I.C.* vyberá v každej úrovni triedenia tie triedy premenných, ktoré majú najvyššiu implikačnú intenzitu (alebo intenzitu podobnosti podľa typu stromu). V každom ďalšom kroku počíta množiny nových tried z tých, ktoré už vytvoril. V hierarchických stromoch sú pre a posteriori analýzu skúmanej úlohy významné hlavne prvé tri úrovne a signifikantné úrovne, ktoré softvér znázorňuje červenou farbou (my sme ich zvýraznili zakrúžkovaním). (Gras, R. a kol, 2008)

V a priori analýze skúmanej úlohy sme zvolili tieto didaktické premenné:

P1 – žiak spravil úplný zápis úlohy

P2 – žiak použil matematický zápis úlohy (označil neznámu iným znakom ako je značka fyzikálnej veličiny)

P3 – žiak spravil kompletný náčrt situácie a doplnil do neho všetky údaje zo zadania

P4 – žiak zostavil jednu rovnicu, kde dal do rovnosti dráhy

P5 – žiak vypočítal rovnicu numericky správne

P6 – žiak spravil postupný výpočet pre dráhy numericky správne

P7 – žiak vypočítal čas, ku ktorému priradil správnu jednotku

P8 – žiak uviedol čas v hodinách a minútach

P9 – žiak dopočítal dĺžku dráhy numericky správne

P10 – žiak priradil dráhe správnu jednotku

P11 – žiak uviedol dráhu v kilometroch

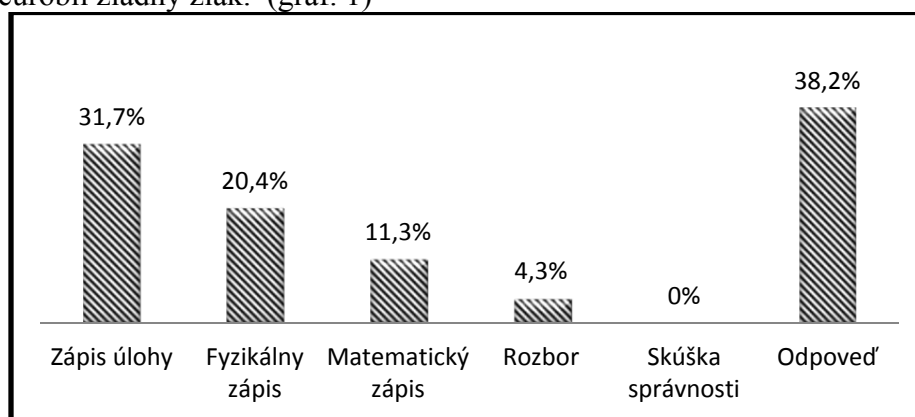
P12 – žiak spravil matematickú skúšku správnosti

P13 – žiak napísal slovnú odpoveď na obe otázky

Každej premennej je priradená pravdivostná hodnota 1, ak sa vyskytuje v žiakovom riešení, a 0, ak sa nevyskytuje v žiakovom riešení.

3. Výsledky a diskusia

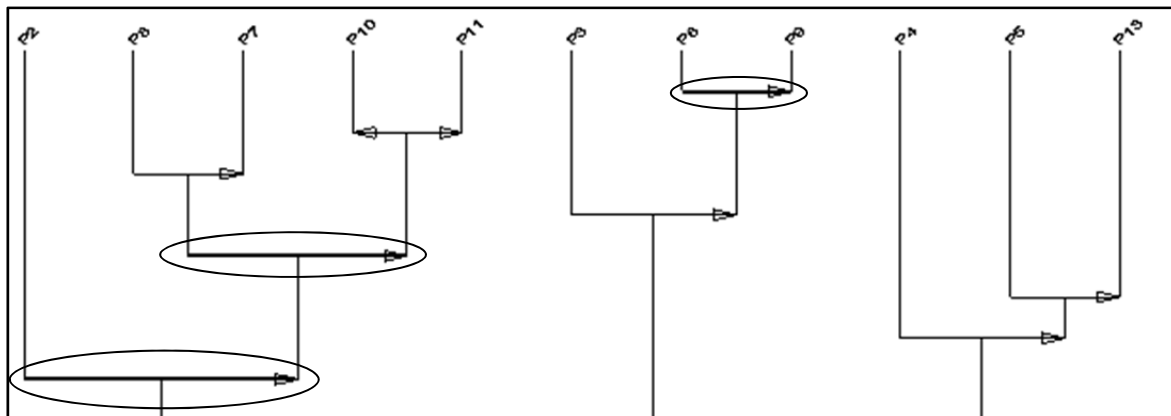
Skúmanú úlohu riešilo 186 žiakov. Z tohto počtu len 31,70 % žiakov urobilo zápis úlohy, pričom väčšina žiakov uprednostnila fyzikálny zápis. Prekvapivý je percentuálny počet žiakov, ktorí urobili aj rozbor úlohy (len 4,30 %). Odpoveď uviedlo 38,20 % avšak skúšku správnosti neurobil žiadny žiak. (graf. 1)



Graf 1: Početnosť výskytu jednotlivých fáz riešenia úlohy

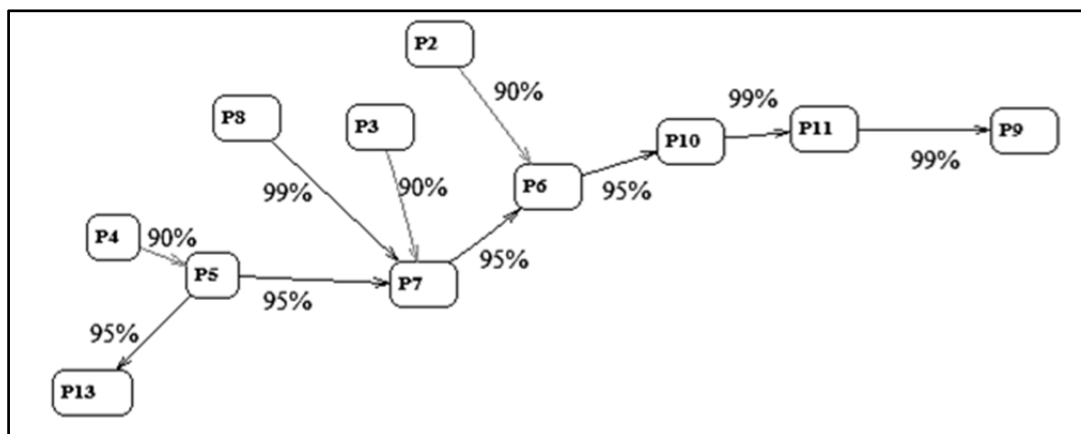
Vzhľadom na početnosť vzorky a na to, že pri použití klasickej teórie bola kohézia medzi premennými výrazne blízka 1, sme pre nájdenie asociačných pravidiel použili *entropickú implikačnú intenzitu*. (na základe Gras, R., Kunz, P. 2008) Ako vidieť z grafu 2 strom implikácií je rozdelený na tri samostatné skupiny: *skupinu I.* $P2 \rightarrow \{(P8 \rightarrow P7) \leftrightarrow (P10 \leftrightarrow P11)\}$; *skupinu II.* $\{P3 \rightarrow (P6 \rightarrow P9)\}$ a *skupinu III.* $\{P4 \rightarrow (P5 \rightarrow P13)\}$. Skupina I. obsahuje dve signifikantné úrovne ako dve z prvých troch hierarchických úrovní. Asociačné pravidlá tejto

skupiny naznačujú súvislosť medzi schopnosťou zostaviť kompletný matematický zápis a schopnosťou určiť správne jednotky času a dĺžky. Zároveň môžeme povedať, že ak žiaci vedia pracovať s jednotkami času, potom vedia pracovať aj s jednotkami dĺžky a správne ich premieňať. Skupina II. Obsahuje najvyššiu hierarchickú úroveň, ktorá je zároveň aj významná. Z implikácií $P3 \rightarrow (P6 \rightarrow P9)$ môžeme usúdiť, že pokiaľ si tí žiaci, ktorí urobili grafický rozbor úlohy, zvolili postupný výpočet dráhy, tak dráhu aj numericky správne vypočítali. Tieto asociačné pravidlá indukujú vplyv systematickej postupnej analýzy úlohy na správny výpočet.



Graf 2: Implicative tree

Skupina III. Neobsahuje ani významné úrovne ani hierarchicky významné úrovne. Asociačné pravidlo $P4 \rightarrow (P5 \rightarrow P13)$ sa vzťahuje na žiakov, ktorí si zvolili spôsob riešenia pomocou jednej rovnice a nie postupný výpočet dráh. Týchto žiakov bolo len okolo 7% z celkového počtu. Avšak ako môžeme vyčítať z grafu 3, ak si žiak zvolil riešenie pomocou jednej rovnice, potom rovnicu vypočítal aj numericky správne a to na hladine významnosti 90%. Zároveň ak si žiaci zvolili tento postup, potom napísali aj odpoveď na obidve otázky a to na hladine významnosti 95%. Oba grafy (graf 2 a graf 3) znázorňujú, že títo žiaci nepoužili matematický zápis úlohy ani rozbor úlohy. V grafe 2 teda môžeme vidieť jasné rozdelenie žiakov do dvoch skupín (II. a III.) podľa tendencie k systematickému postupnému riešeniu.



Graf 3: Implicative graph

4. Záver

Slovné úlohy patria medzi najčastejšie typy úloh vo vyučovaní matematiky. Sledovali sme schopnosť žiakov riešiť tento typ úloh ako aj ich stratégie riešenia. Zo štatistického vyhodnotenia získaných dát, pomocou implikačnej analýzy, môžeme vysloviť tieto závery:

Pri riešení kontextových úloh o pohybe si viac žiakov volí fyzikálny zápis – zadané aj neznáme údaje zapisujú pomocou fyzikálnych veličín, ktorým priradia fyzikálnu jednotku, ako matematický zápis.

Žiaci, ktorý vedia správne pracovať s jednotkami času, vedia pracovať aj s jednotkami dĺžky.

Systematické riešenie úlohy, v ktorom žiaci využijú rozbor úlohy a riešia úlohu pomocou postupných výpočtov, má pozitívny vplyv na úspešnosť riešenia.

Žiaci, ktorí majú tendenciu systematicky pracovať, vedia urobiť kompletný rozbor úlohy a úlohu riešia postupnými výpočtami. Naproti tomu, žiaci, ktorí majú tendenciu vynechávať niektoré fázy riešenia vynechávajú aj niektoré kroky vo výpočtoch.

V ďalšom výskume by sme sa chceli zaoberať súvislosťou zistených záverov s pohlavím žiakov a s ich klasifikačným hodnotením z matematiky.

Literatúra

- BLAŽKOVÁ, R., MATOUŠKOVÁ, K., VAŇUROVÁ, M. 1996. *Texty k didaktice matematiky pro studium učitelství 1. stupně základní školy 2. část*. Brno: Vydavatelství MU, 1996. ISBN 80–210–0468–1
- DE LANGE, J. 1996. Using and applying mathematics in education. In: A. J. Bishop, K. Clements, C. Keitel, J. Kilpatrick, & C. Laborde (Eds.), *International handbook of mathematics education* (str. 49–97). ISBN: 978-94-010-7155-0 (Print) 978-94-009-1465-0(Online)
- GRAS, R., BRIAND, H., PETER, P., PHILIPPE, J. 1997. Implicative statistical analysis. In *Proceedings of International Congress I.F.C.S.*, Kobe, Tokyo. Springer-Verlag.
- GRAS, R., SUZUKI, E., GUILLET, F., SPAGNOLO, F. 2008. Statistical Implicative Analysis Theory and Applications, In: *Studies in Computational Intelligence*, Volume 127, ISBN: 978-3-540-78982-6 (Print) 978-3-540-78983-3 (Online)
- NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES. 2003. *Engaging schools: Fostering high school students' motivation to learn*. Washington: National Academy Press.
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL (NRC). 1998. *High school mathematics at work: Essays and examples for the education of all students*. Washington: National Academy Press.
- STEEN, L. A., & FORMAN, S. L. 1995. Mathematics for work and life. In: *Prospects for school mathematics*, 75, 222-244.
- ŠEDIVÝ, O., KRIŽALKOVIČ, K. 1990. *Didaktika matematiky pre štúdium učiteľstva I. stupňa ZŠ*. Bratislava: Slovenské pedagogické nakladateľstvo. ISBN 80 – 08 – 00378 – 2

Adresa autorov:

Eva Mokráňová, Mgr.
Katedra matematiky, FPV
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra
eva.mokranova@ukf.sk

Eva Barčíková, PaedDr.
Katedra matematiky, FPV
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra
eva.barcikova@ukf.sk

**Analýza vlivů působících na směnný kurz ghanského cedi
modelem korekce chyby**
An Error Correction Analysis of Exchange Rate Determinants in Ghana

Dennis Nchor

Abstract: This paper investigates the main determinants of the nominal exchange rate in Ghana using an Error Correction Model. The results show that in the short-run, the Ghana cedi depreciates by 3 pesewas for every percentage point increase in the level of inflation, and by 4 pesewas for every billion Ghana cedi increase in public debt. A growth in real GDP by a percentage point causes the cedi to appreciate by 2 pesewas and by 3 pesewas in the case of commodity terms of trade. Every billion increase in the money supply causes the cedi to depreciate by 13 pesewas and appreciates by 25 pesewas for a billion dollar increase in foreign direct investment. A percentage point increase in the nominal interest rate causes the cedi to appreciate by 0.2 pesewas and 97% of the disequilibrium from the previous year is restored annually.

Abstrakt: Článek je zaměřen na výzkum hlavních determinantů působících na nominální směnný kurz ghanského cedi prostřednictvím modelu korekce chyby. Výsledky naznačují, že v krátkodobém výhledu se měna cedi znehodnocuje o 3 pesewa za každé zvýšení inflace o jeden procentní bod a dále o 4 pesewa na každou miliardu zvýšení dluhu veřejných rozpočtů. Růst reálného HDP o jeden procentní bod působí zhodnocení cedi o 2 pesewa a dále o 3 pesewa, pokud se poměr cen vývozu a dovozu změní o jednotku. Zvýšení nabídky po penězích o jednu miliardu vede ke znehodnocení cedi o 13 pesewa, avšak v případě růstu přímých zahraničních investic o miliardu dolarů se cedi v průměru zhodnotí o 25 pesewa. Zvýšení nominální úrokové sazby o procentní bod povede ke zhodnocení cedi o 0,2 pesewa, přičemž 97 % nerovnováhy z předchozího roku se každoročně vyrovná.

Key words: Exchange Rate, Ghana Cedi, Depreciation, Error Correction Model.

Klíčová slova: směnný kurz, ghanský cedi, znehodnocení, model korekce chyby.

JEL classification: C22

1. Introduction

The exchange rate of a country is one of the most important determinants of that country's relative level of economic health. It plays a vital role in that country's level of trade, which is critical to every free market economy and has a correlation with other macroeconomic indicators. It is therefore among the most watched, analyzed and governmentally manipulated economic indicators. Appropriate economic fundamentals are a prerequisite for a stable exchange rate. The Bank of Ghana has made efforts in the past few years to stabilize the domestic currency against major currencies such as the U.S dollar, the British pound and the Euro. Several temporary measures were introduced to stabilize the currency in the 2012 fiscal year. The measures seemed to have served their purpose as they only solved the problem temporarily. This research paper therefore seeks to find out the major determinants of the exchange rate movement in Ghana and to propose alternative permanent solutions to the current spate of cedi depreciation.

From an econometric perspective, cointegration and error correction theory suggest that both long-run and short-run factors play important roles in the determination of exchange rates, Engle and Granger (1987). Bawumia et al (2005) confirmed a long-run equilibrium

relationship between exchange rate, inflation and money supply in Ghana. Siddiqui et al (1996) found that an increase in governmental expenditures in Pakistan leads to depreciation in real exchange rate. Mendoza (1995) noted that terms of trade accounted for 45 to 60 percent of the observed variability in GDP and the real exchange rate. Cushman (1985) and Cushman (1988) found evidence of a positive relationship between US FDI and exchange rate uncertainty.

The first two sections constitute the theoretical part; introduction, literature review and methodology. The second part constitutes the practical part which involves the analysis of data from the model, discussion and conclusion.

1.2 Objective

The main objective of this paper is to evaluate the major determinants of the depreciation of the Ghana cedi and to propose alternative policies to remedy the situation. Several factors influence the exchange rate of a country but the study will focus on a few factors with the aim of estimating both the short-run and long-run relationships.

2. Methodology

The study uses time series data from 1991-2012 which was obtained from the Bank of Ghana, Ghana Statistical Service and the International Financial Statistics. It employs both quantitative and qualitative methods in analyzing the factors determining the exchange rate in Ghana. An Error Correction Model (ECM) was employed to analyze the relationships between the variables in the economy. As will be seen, the versatility of ECMs give them a number of desirable properties: estimation of short and long term effects, easy interpretation of effects, applications to both integrated and stationary time series data and easy estimation with OLS. For purposes of this study, the focus was on time series data that is integrated I(1).

Cointegration Test

Engel Granger cointegration test was used to test the variables for properties of unit roots and all variables were found to contain unit roots and non-stationary. First order differences were then applied to make the variables stationary. The variables were also found to be cointegrated hence the decision to use the Error Correction Model.

A Basic Single Equation Error Correction Model (ECM)

The basic structure of the error correction model is expressed as:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta X_t + \beta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Where EC is the error correction component of the model and measures the speed at which prior deviations from equilibrium are corrected. ΔX_t represents the first order differenced regressors. In the Engle and Granger Two-Step Method the EC component is derived from cointegrated time series.

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_{t-1} + \beta_1 EC_{t-1} \quad (2)$$

β_0 captures the short term effects of X in the prior period on Y in the current period. β_1 captures the rate at which the system Y adjusts to the equilibrium state after a shock. In other words, it captures the speed of error correction.

Step 1:

$$Y_t = \alpha + \beta \Delta X_t + EC_t \quad (3)$$

The cointegrating vector EC is measured by taking the residuals from the regression of Y_t on X_t

$$EC_t = Y_t - \beta X_t - \alpha \quad (4)$$

Step 2:

Regress changes on Y on lagged changes in X as well as the equilibrium errors represented by EC.

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t - \beta_1 EC_{t-1} \quad (5)$$

3. Analytical Framework

Variable Description

Nominal Exchange Rate (EXR). This refers to the amount of U.S dollars per unit of the Ghana cedi (US\$/GHS).

Inflation (INF). This refers the percentage changes in the consumer price index. It is the annual average of price changes in the economy. It is expressed in percentage (%).

Public Debt (PD). This refers to the annual amount of domestic and external borrowing. It is expressed in billions of Ghana cedis (GHS).

Foreign Direct Investment (FDI). This refers to an investment made by a company or entity based in one country, into a company or entity based in the Ghanaian economy expressed in billions of united state dollars (US\$).

Current Account Deficit (CAD). This refers to the sum of the balance of trade (goods and services exports less imports), net income from abroad and net current transfers. It is expressed in billions of Ghana Cedis (GHS).

Nominal Interest Rate (NIR). This refers to the annual average interest rate set by the Bank of Ghana not accounting for inflation. It is expressed in percentage (%).

Real GDP Growth (RGDPG). This refers to the annual average growth in the economy expressed in percentage (%).

Terms of Trade (TOT). This refers to the ratio of export prices to import prices.

Money Supply (MS). This is expressed in billions of Ghana cedis (GHS). M2+ was used as a proxy for money supply.

Expected signs of coefficients of the Error Correction Model

The expected model is a regression of the differenced dependent variable on the differenced independent variables and the lagged error term from the model with level variables. This is expressed as:

$$\Delta EXR = \beta_0 - \beta_1 \Delta INF - \beta_2 \Delta PD + \beta_3 \Delta FDI - \beta_4 \Delta CAD + \beta_5 \Delta NIR + \beta_6 \Delta RGDPG + \beta_7 \Delta TOT - \beta_8 \Delta MS - EC \quad (6)$$

Where $\beta_0 > 0, \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 < 0, \beta_5 > 0, \beta_6 > 0, \beta_7 > 0, \beta_8 < 0, EC < 0$

3.1 The Results of the Model

The results are shown in table 3.

Table 3

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
ΔNIR	0.002	0.001	3.042	0.013
ΔRGDPG	0.023	0.004	4.974	0.001
ΔTOT	0.028	0.005	5.236	0.001
ΔFDI	0.254	0.020	13.033	0.000
ΔMS	-0.134	0.010	-13.999	0.000
ΔINF	-0.027	0.009	-3.173	0.011
ΔPD	-0.038	0.004	-10.270	0.000
ΔEC	-0.972	0.102	-9.527	0.000

R-squared	0.966446	Adjusted R-squared	0.940
-----------	----------	--------------------	-------

The ADF test is performed to test for unit roots and stationarity of the residual of the error correction model. The p-value of the test is lower than 0.05 implying the null hypothesis of unit roots is rejected. The residual term is therefore stationary which validates the long-run relationship between the variables. The estimated model is therefore expressed as:

$$\Delta\text{EXR} = -0.03\Delta\text{INF} - 0.04\Delta\text{PD} + 0.25\Delta\text{FDI} + 0.002\Delta\text{NIR} + 0.02\Delta\text{RGDPG} + 0.03\Delta\text{TOT} - 0.13\Delta\text{MS} - 0.97 \quad (7)$$

$$R^2 = 0.97$$

3.2 Interpretation

The R^2 of the error correction model is 0.97 and the adjusted R^2 , 0.94. Using the R square for interpretation, 97% of variation in the exchange rate in Ghana is explained by variation in inflation, public debt, foreign direct investment, real interest rate, real GDP growth, money supply and the terms of trade

In the short-run, a percentage point increase in inflation leads to 3 pesewas depreciation in the Ghana cedi. Every billion cedi increase in public debt leads to a depreciation in the Ghana cedi by 4 pesewas and appreciates by 25 pesewas for every billion dollar increase in foreign direct investment. The currency will depreciate by 13 pesewas for every billion cedi increase in money supply and appreciate by 0.2 pesewas for every percentage point increase in the interest rate. A growth in real GDP by one percentage point leads to an appreciation of the cedi by 2 pesewas. A unit improvement in terms of trade leads to an appreciation of the cedi by 3 pesewas.

The Error correction term of the model (EC) is negative and statistically significant. This validates the long-run relationship between exchange rate and the variables. It shows that 97% of the previous year's disequilibrium is restored annually.

4. Conclusion

Equilibrium exchange rate in Ghana is influenced both in the short run and long run by variables such as the level of public debt, the level of consumer price inflation, the level of foreign direct investments, the total amount of money supply, economic growth, terms of trade and the nominal interest rate. The first three factors were observed to influence the domestic currency negatively. In other words increasing inflation, money supply and public debt lead to cedi depreciation. Foreign direct investment, nominal interest rate, real GDP growth and terms of trade had direct relationship with the exchange rate in which case an increase in each of these variables led to a rise in the value of the domestic currency. The magnitude of effect however varies among the variables.

The error correction model used in the study helped to establish both long run and short run relationships. It also helped to determine the speed at which deviations in the previous year's equilibrium is restored within one year.

References

BAWUMIA, M., ABRADU O. 2003. Monetary Growth, Exchange Rates and Inflation in Ghana: an Error Correction Analysis, Working paper W/P BOG 2003/05, Bank of Ghana.

ENGLE, R. F., GRANGER C. W. J. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrics*.

MENDOZA E.G. 1995. Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations. Vol. 36, No. 1, pp. 101-137

SIDDIQUI, R., AFRIDI, U., MEHMOOD, Z. 1996. Exchange Rate Determination in Pakistan: A Simultaneous Equation Model. *The Pakistan Development Review*, 35(4) part II (winter): pp. 683-692.

Authors' address:

Dennis Nchor, Ing
Mendel University, Brno
Zemědělská 1665/1, Černá Pole
613 00 Brno
dennis_nchor@yahoo.com

Hrozí Eurozóně deflácia Is There Threat of Deflation in Euro area

Peter Obtulovič, Zuzana Poláková

Abstract: Development of inflation expressed by the variation in the average harmonized index of consumer prices raises concerns about disastrous consequences for the process of economic recovery in Slovakia, in the Eurozone and the world. Based on the findings, objective of this paper was forecast of the expected developments in inflation (average annual HICP inflation-Manre, annual HICP inflation - mv12r.) in the Eurozone for the next period (April 2014 - March 2015) with the support of appropriate statistical instrumentary. The forecast of average annual inflation rate in the Eurozone (expressed by increase in the average harmonized index of consumer prices for the last 12 months compared to the average of the previous 12 months - ous HICP - mv12r.) did not confirm drop of this indicator to a negative values. The annual inflation rate (HICP - Manre) will not reach negative values - deflation based on the calculated forecast for the euro area since April 2014 to March 2015.

Abstrakt: Vývoj inflácie vyjadrený zmenami priemerného harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien vyvoláva obavy z katastrofálnych následkov na proces ekonomického oživenia na Slovensku, v Eurozóne a vo svete. Na základe tohoto zistenia cieľom príspevku bol výpočet prognózy očakávaného vývoja inflácie (priemerná ročná miera inflácie HICP-MANR, medziročná miera inflácie HICP - mv12r.) v Eurozóne pre najbližšie obdobie (apríl 2014 – marec 2015) s podporou vhodného štatistického inštrumentária. Prognóza priemernej ročnej miery inflácie v Eurozóne (vyjadrená prírastkom priemerného harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien za posledných 12 mesiacov oproti priemeru predchádzajúcich 12 mesiacov HICP – MV12R) nepotvrdila pokles tohto ukazovateľa do záporných hodnôt. Medziročná miera inflácie (HICP – MANR) nedosiahne záporné hodnoty - defláciu na základe vypočítanej prognózy pre Eurozónu v horizonte od apríla 2014 až do marca 2015.

Key words: deflation, inflation, Combined adaptive models

Kľúčové slová: deflácia, inflácia, kombinované adaptívne modely

JEL classification: E17, E37, E47

1. Úvod

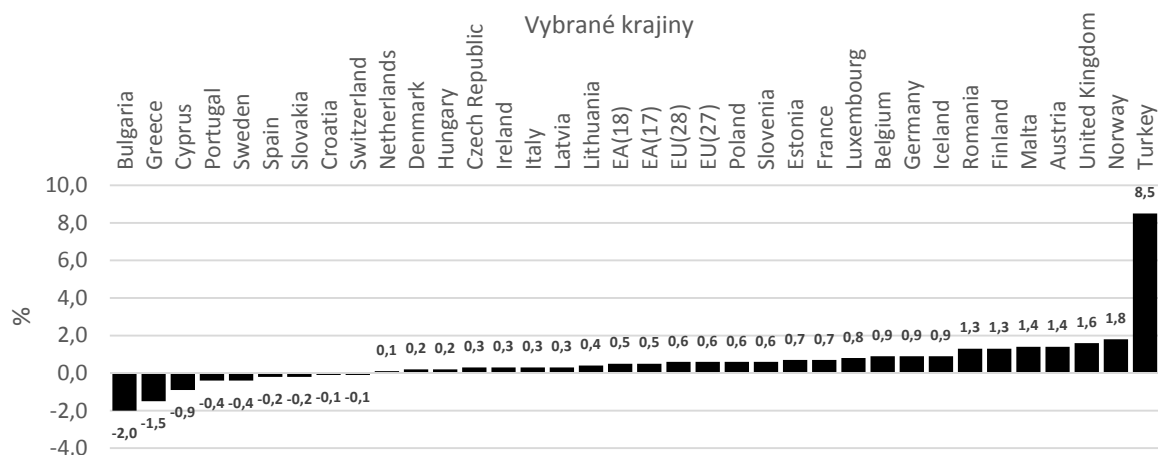
Jediná inštitúcia, ktorá môže defláciu odvrátiť a ku ktorej sa obracajú všetky oči, je ECB. Tá však len vyčkáva a všetkých ubezpečuje, že všetko je v poriadku. Pritom inflácia svojim poklesom v marci dokonca prekvapila aj ekonómov. Medziročná miera inflácie (HICI – MANR) sa v krajinách, ktoré platia eurom v marci znížila na 0,5 percenta z februárových 0,7 percenta (obrázok 1). Analytici si myslia, že ECB podceňuje nebezpečenstvo v podobe deflácie a predpovedajú eurozóne deflačnú špirálu, v akej sa ocitlo Japonsko na konci 90. rokov.

Oproti februáru, kedy podľa Eurostatu vykázali defláciu (HICP – MANR) Bulharsko, Cyprus, Grécko, Švajčiarsko, Chorvátsko, Portugalsko a Slovensko, v marci sa k nim pridali ďalšie dve krajiny Švédsko a Španielsko. V marci 2014 tak stúpol počet krajín so zápornou medziročnou mierou inflácie (%) už na 9.

Priemerná ročná miera inflácie v EU (Európska únia) a EA (Eurozóna, Euro area) (vyjadrená prírastkom priemerného harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien za posledných 12 mesiacov oproti priemeru predchádzajúcich 12 mesiacov HICP – MV12R) dosiahla v marci 2014 hodnotu od 1,0 - 1,2 % obr.2. Inflácia v Eurozóne sa dlhodobo drží na úrovni okolo jedného percenta, pričom ideálna hranica predstavuje asi dve percentá.

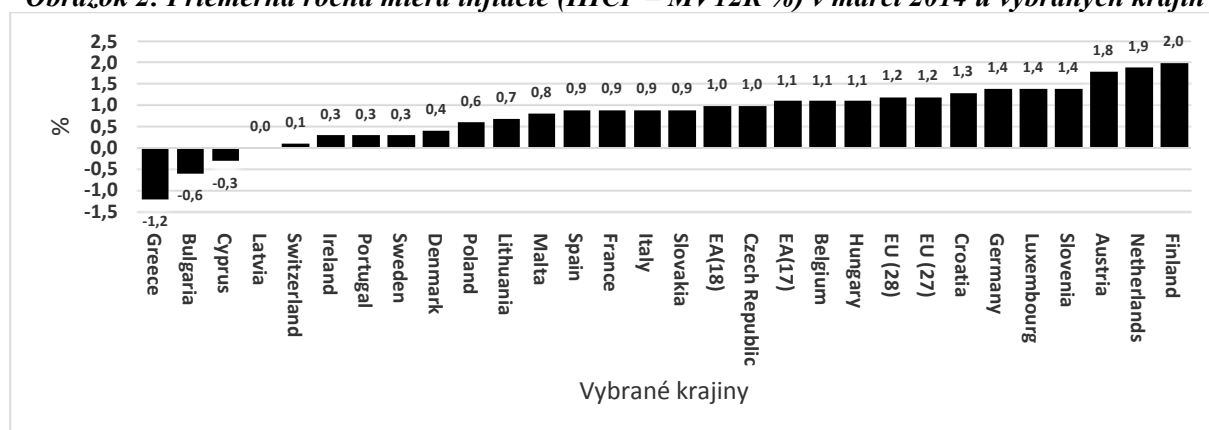
V marci 2014 zápornú priemernú ročnú mieru inflácie (%) vykázali z vybraných analyzovaných krajín sledovaných Eurostatom: Grécko, Bulharsko a Cyprus. Počet krajín aj ich zloženie sa oproti februáru nezmenil

Obrázok 1: Medziročná miera inflácie (HICP – MANR %) v marci 2014 u vybraných krajín



Zdroj: Vlastné výpočty, Eurostat

Obrázok 2: Priemerná ročná miera inflácie (HICP – MV12R %) v marci 2014 u vybraných krajín



Zdroj: Vlastné výpočty, Eurostat

2. Dáta a metodológia

K modelovaniu očakávaného vývoja deflácie v EA(17), EA(18), EU(27) a EU(28) sme použili dáta z databázy Eurostatu o vývoji priemernej ročnej a medziročnej miery inflácie meranej harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien HICP, vo forme mesačných dát v časovom horizonte od januára 2005 do marca 2014.

Poznatky o budúcom vývoji hodnôt časového radu sú pre ekonomické prostredie jednou z dôležitých informácií ovplyvňujúcich strategické rozhodovanie podnikateľských subjektov. Ak zhrnieme poznatky, ktoré sme získali pri výstavbe adaptívnych modelov [5], môžeme zvolenú metodológiu podporiť formuláciou nasledovných vyjadrení:

- výhodou adaptívnych prístupov modelovania časových radov je, že sú flexibilné a rýchlo sa adaptujú na zmeny vo vývoji časového radu. Stochasticky modelujú nielen trendovú zložku, ale aj sezónnu zložku časových radov,
- adaptívne modely sú schopné popísať aj také časové rady, ktoré sa vyvíjajú nepravidelne, s meniacim sa trendom, ale aj s meniacou sa sezónnou zložkou. Použitie klasickej analýzy

časových radov a ich vyrovnanie niektorou vhodnou analytickou funkciou jednoducho nestačí, lebo kvalita predpovedí nedosahuje požadovanú spoľahlivosť,

- praktické aplikácie a z nich získané kvalitné predpovede potvrdzujú vhodnosť adaptívnych prístupov k modelovaniu časových radov, kedy v porovnaní s inými metódami dosahujú najkvalitnejšie výsledky,
- s rozvojom výpočtovej techniky a s aplikáciou vhodného programového spracovania uvedenej metodológie narastá jej použitie, pričom vývoj smeruje k úplnej automatizácii celého procesu výstavby modelu (napr. SAS), čím sa znížia subjektívne zásahy ľudského činiteľa v procese tvorby modelu,
- na druhej strane je potrebné poznamenať, že v procese konštrukcie predpovedí hrá intuícia riešiteľa dokonca rozhodujúcu úlohu,
- praktická aplikácia predloženej metodológie má nevýhodu v tom, že často strácame možnosť jednoduchej interpretácie vypočítaných parametrov výsledných modelov.

K podobným záverom dospeli aj autori monografií [3] a [4] z oblasti využitia adaptívnych modelov k prognózovaniu ekonomických časových radov.

K modelovaniu vývoja HICP MANR, resp. HICP MV12R sme použili prognózovací modul softvérového spracovania v SAS ver. 9.3. Pre každý časový rad zvolených ukazovateľov sme vypočítali v prvom kroku 582 modelov, z ktorých sme na základe výsledkov testov bieleho šumu, jednotkových koreňov a sezónnych jednotkových koreňov, ďalej priebehov autokorelačnej, parciálnej autokorelačnej a inverznej autokorelačnej funkcie, a v neposlednom rade na základe kritérii SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion) a AIC (Akaike Information Criterion) vybrali 3 resp. 4 najlepšie z vypočítaných modelov a prepočítali kombinovaný model, ktorý vo všetkých prípadoch dosahoval najlepšie výsledky.

3. Výsledky a diskusia

Priemerná ročná miera inflácie v EU(27) a EU(28) (vyjadrená prírastkom priemerného harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien za posledných 12 mesiacov oproti priemeru predchádzajúcich 12 mesiacov HICP – MV12R) by mala dosiahnuť v marci 2015 na základe vypočítanej prognózy hodnotu 2,36 % (obrázok 3). V celom časovom horizonte prognózy od apríla 2014 do marca 2015 sme nepotvrdili defláciu (najnižšiu hodnotu inflácie a jej pokles môžeme očakávať do júna 2014 – pre EU(27) 1,15% a pre EU (28) 1,14%. Od júla 2014 až do konca prognózovaného obdobia očakávame rast inflácie.

Obrázok 3. Bodová prognóza HICP –MV12R pre EU(27) vľavo a pre EU(28) vpravo

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01DEC2013	1.5000	1.5121	-0.0121
01JAN2014	1.4000	1.3978	0.002182
01FEB2014	1.3000	1.3511	-0.0511
01MAR2014	1.2000	1.2668	-0.0668
01APR2014	.	1.1689	.
01MAY2014	.	1.1593	.
01JUN2014	.	1.1517	.
01JUL2014	.	1.1971	.
01AUG2014	.	1.2689	.
01SEP2014	.	1.3734	.
01OCT2014	.	1.5203	.
01NOV2014	.	1.6674	.
01DEC2014	.	1.8314	.
01JAN2015	.	1.9963	.
01FEB2015	.	2.1779	.
01MAR2015	.	2.3616	.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	1.4000	1.4045	-0.004519
01FEB2014	1.3000	1.3557	-0.0557
01MAR2014	1.2000	1.2703	-0.0703
01APR2014	.	1.1740	.
01MAY2014	.	1.1492	.
01JUN2014	.	1.1432	.
01JUL2014	.	1.1886	.
01AUG2014	.	1.2588	.
01SEP2014	.	1.3649	.
01OCT2014	.	1.5124	.
01NOV2014	.	1.6598	.
01DEC2014	.	1.8248	.
01JAN2015	.	1.9921	.
01FEB2015	.	2.1763	.
01MAR2015	.	2.3633	.

Zdroj: Vlastné výpočty, SAS 9.3

Priemerná ročná miera inflácie v EA(17) a EA(18) (vyjadrená HICP – MV12R) by mala dosiahnuť v marci 2015 na základe vypočítanej prognózy hodnotu 1,85% pre EA(17) a 1,75% pre EA(18) (obrázok 4).

V celom časovom horizonte prognózy od apríla 2014 do marca 2015 sme nepotvrdili defláciu (najnižšiu hodnotu inflácie a jej pokles môžeme očakávať do júla 2014 – pre EA(17) 1,01% a pre EA(18) 0,90%. Od augusta 2014 až do konca prognózovaného obdobia očakávame na základe vypočítanej prognózy v Eurozóne rast inflácie. Rast bude ale pomalší v porovnaní s EU a bude sa pohybovať pod 2 %.

Obrázok 4. Bodová prognóza HICP –MV12R pre EA(17) vľavo a pre EA(18) vpravo.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	1.3000	1.3397	-0.0397
01FEB2014	1.2000	1.2121	-0.0121
01MAR2014	1.1000	1.1574	-0.0574
01APR2014	.	1.0574	.
01MAY2014	.	1.0325	.
01JUN2014	.	1.0266	.
01JUL2014	.	1.0088	.
01AUG2014	.	1.0837	.
01SEP2014	.	1.1447	.
01OCT2014	.	1.2233	.
01NOV2014	.	1.3198	.
01DEC2014	.	1.4349	.
01JAN2015	.	1.5611	.
01FEB2015	.	1.7005	.
01MAR2015	.	1.8461	.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	1.2000	1.2064	-0.006355
01FEB2014	1.2000	1.0970	0.1030
01MAR2014	1.0000	1.1444	-0.1444
01APR2014	.	0.9645	.
01MAY2014	.	0.9299	.
01JUN2014	.	0.9088	.
01JUL2014	.	0.9026	.
01AUG2014	.	0.9580	.
01SEP2014	.	1.0221	.
01OCT2014	.	1.0967	.
01NOV2014	.	1.1950	.
01DEC2014	.	1.3342	.
01JAN2015	.	1.4622	.
01FEB2015	.	1.5785	.
01MAR2015	.	1.7458	.

Zdroj: Vlastné výpočty, SAS 9.3

V marci 2015 medziročná miera inflácie meraná harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien (HICP – MANR) dosiahne na základe vypočítanej prognózy pre EU(27) 2,99 % (obrázok 5) a pre EU(28) 3,31%. Zápornú hodnotu inflácie a tým aj defláciu na základe HICP – MANR sme na základe vypočítanej prognózy nepotvrdili. V celom prognózovanom horizonte je možné očakávať rast inflácie.

Medziročná miera inflácie (meraná HICP – MANR) dosiahne na konci prognózovaného horizontu na základe vypočítanej prognózy pre EA(17) hodnotu 2,03 % obr. 5 a pre EU(18) 1,59%.

Obrázok 5. Bodová prognóza HICP –MANR pre EU(27) vľavo a pre EU(28) vpravo.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	0.9000	1.1558	-0.2558
01FEB2014	0.8000	0.9368	-0.1368
01MAR2014	0.6000	0.8281	-0.2281
01APR2014	.	0.9202	.
01MAY2014	.	0.9655	.
01JUN2014	.	1.0891	.
01JUL2014	.	1.2444	.
01AUG2014	.	1.3992	.
01SEP2014	.	1.5899	.
01OCT2014	.	1.9566	.
01NOV2014	.	2.1109	.
01DEC2014	.	2.2942	.
01JAN2015	.	2.5691	.
01FEB2015	.	2.7757	.
01MAR2015	.	2.9976	.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	0.9000	1.2223	-0.3223
01FEB2014	0.8000	0.9612	-0.1612
01MAR2014	0.6000	0.8319	-0.2319
01APR2014	.	0.9468	.
01MAY2014	.	1.0273	.
01JUN2014	.	1.1879	.
01JUL2014	.	1.3537	.
01AUG2014	.	1.5816	.
01SEP2014	.	1.7794	.
01OCT2014	.	2.1443	.
01NOV2014	.	2.3539	.
01DEC2014	.	2.5269	.
01JAN2015	.	2.8559	.
01FEB2015	.	3.0770	.
01MAR2015	.	3.3077	.

Zdroj: Vlastné výpočty, SAS 9.3

Zápornú hodnotu a tým aj defláciu na základe HICP – MANR sme na základe vypočítanej prognózy nepotvrdili. V celom prognózovanom horizonte od apríla 2014 do marca 2015 je možné očakávať rast inflácie.

Obrázok 6. Bodová prognóza HICP –MANR pre EA(17) vľavo a pre EA(18) vpravo.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	0.8000	1.0691	-0.2691
01FEB2014	0.7000	0.8893	-0.1893
01MAR2014	0.5000	0.7563	-0.2563
01APR2014	.	0.8830	.
01MAY2014	.	0.9213	.
01JUN2014	.	0.8789	.
01JUL2014	.	0.9589	.
01AUG2014	.	1.1154	.
01SEP2014	.	1.1798	.
01OCT2014	.	1.4946	.
01NOV2014	.	1.5734	.
01DEC2014	.	1.5755	.
01JAN2015	.	1.7505	.
01FEB2015	.	1.8721	.
01MAR2015	.	2.0285	.

DATE	ACTUAL	PREDICT	ERROR
01JAN2014	0.8000	0.8842	-0.0842
01FEB2014	0.7000	0.8402	-0.1402
01MAR2014	0.5000	0.6957	-0.1957
01APR2014	.	0.6814	.
01MAY2014	.	0.6213	.
01JUN2014	.	0.5647	.
01JUL2014	.	0.5859	.
01AUG2014	.	0.7409	.
01SEP2014	.	0.8450	.
01OCT2014	.	1.0838	.
01NOV2014	.	1.1352	.
01DEC2014	.	1.2049	.
01JAN2015	.	1.3083	.
01FEB2015	.	1.4338	.
01MAR2015	.	1.5939	.

Zdroj: Vlastné výpočty, SAS 9.3

Deflácia je pre ekonomiku mimoriadne nebezpečná, pretože investori aj spotrebitelia nie sú ochotní míňať, keďže čakajú na ďalšie zníženie cien. Prezident ECB Mario Draghi 4. apríla 2014 na tlačovej konferencii po zasadnutí Rady guvernérov uviedol [6], že očakáva dlhšie obdobie nízkej inflácie v eurozóne. Ak by však trvalo príliš dlho, ECB je rozhodnutá prijať opatrenia. To predstavuje výraznú zmenu rétoriky šéfa banky v porovnaní s tlačovkou po marcovom zasadnutí Rady guvernérov. Vtedajšie vyjadrenia nebrali riziko nízkej inflácie až tak vážne a zdalo sa, že k prijatiu dodatočných stimulačných opatrení má ECB ďaleko.

4. Záver

Ak máme v závere článku zodpovedať na otázku, či Eurozóne hrozí deflácia v najbližšom období (apríl 2014 až marec 2015), s prihliadnutím k vypočítanej prognóze nie je deflácia pravdepodobná. Priemerná ročná miera inflácie (vyjadrená prírastkom priemerného harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien za posledných 12 mesiacov oproti priemeru predchádzajúcich 12 mesiacov HICP – MV12R) nepotvrdila pokles tohto ukazovateľa do záporných hodnôt. Od minimálnej očakávanej hodnoty inflácie zistenej v júni 2014 pre EU(27) 1,15% a EU(28) 1,14% je možné očakávať rast inflácie až do marca 2015 s očakávanou hodnotou inflácie 2,36 %. Medziročná miera inflácie meraná harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien (HICP – MANR) nedosiahne záporné hodnoty, defláciu na základe vypočítanej prognózy sme nezistili. V celom prognózovanom horizonte od apríla 2014 do marca 2015 je možné očakávať rast inflácie počítaný na základe HICP - MANR. Predložená prognóza je však podľa nášho názoru spojená s určitými rizikami na rok 2014 a v roku 2015 v súvislosti s medzinárodne nestabilnou situáciou na Ukrajine a v Rusku, v dôsledku očakávaného nižšieho rastu zahraničného dopytu. Ďalším rizikom môžu byť prípadné dodatočné konsolidačné opatrenia ECB a reakcia spotrebiteľského prostredia na tieto opatrenia.

Literatúra

- [1] Duren Tyler (2014, February 17). These Six Euroarea Countries Are In Outright Deflation As Eurozone Inflation Slides To Four Year Lows.
- [2] Eurostat (2014)t: Harmonized Indices of Consumer Prices (HICP- mv12r,manr.)
<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&language=en&pcode=teicp000&tableSelection=1&plugin=1->]
- [3] Alt, J.: Moderní metody modelování ekonomických časových řad, GRADA Publishing, Praha 1999 ISBN 80-716-539-4
- [4] Cipra T.(1986): Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii, SNTL/Alfa, Praha s.100 - 203.
- [5] Obtulovič, P., Poláková, Z., Uličná, M.,(2008), Adaptívne modelovanie vybraných ukazovateľov výroby a spotreby mlieka na Slovensku. In: Medzinárodné vedecké dni 2008, Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2008. -- 978-80-552-0061-3. -- s. 1147-1151.
- [6] Hospodárske noviny, (4.4.2014): Riziko deflácie rastie, ECB je už pripravená konať.

Adresa autorov:

Peter Obtulovič, doc., Ing., CSc.
KŠOV, FEM, SPU
Tr. A. Hlinku 2, 94976 Nitra
peter.obtulovic@uniag.sk

Zuzana Poláková, Ing., PhD.
KŠOV, FEM, SPU
Tr. A. Hlinku 2, 94976 Nitra
zuzana.polakova@uniag.sk

Štúdium matematiky v cudzom jazyku ako syntéza matematických a jazykových kompetencií študentov

The study of mathematics in a foreign language as synthesis of mathematical and language competencies of students

Dana Országhová, Radomíra Gregáňová

Abstract: In the paper we deal with the present trend at universities to teach academic subjects in foreign languages. We discuss conditions and possibilities for lecturing mathematics in English. Presented research analysis is based on statistical testing of hypothesis via F -test of the equality of variances of a random variables and the unpaired two samples t -test. We compared the results of exams of mathematics and tried to find significance of differences between study outcomes of students who are studying mathematics in English and in Slovak language.

Abstrakt: V článku sa zaoberáme súčasným trendom na vysokých školách, ktorým je vyučovanie študijných predmetov v cudzom jazyku. Konkrétne hovoríme o predpokladoch a možnostiach výučby matematiky v anglickom jazyku. Prezentovaná výskumná analýza je založená na testovaní štatistických hypotéz, pričom sme použili F -test o rovnosti rozptylov náhodnej premennej a nepárový dvojvýberový t -test. Porovnávali sme výsledné známky na skúške z matematiky a zisťovali sme, či existujú štatisticky významné rozdiely vo výsledkoch medzi študentmi študujúcimi predmet v anglickom a slovenskom jazyku.

Key words: teaching of mathematics, foreign language, study outcomes of mathematics, statistical methods, F -test, unpaired two-sample t -test.

Kľúčové slová: vyučovanie matematiky, cudzí jazyk, výsledky skúšok z matematiky, štatistické metódy, F -test, nepárový dvojvýberový t -test.

JEL Classification: I 21, C 12

1. Úvod

Jazyk ako komunikačný prostriedok má významnú úlohu vo výučbe každého predmetu. Prístup k medzinárodným matematickým webovým stránkam potvrdzuje, že je potrebné, aby súčasný učiteľ ovládal niektorý cudzí jazyk. Výučba predmetu v cudzom jazyku je nevyhnutne spojená s ďalším vzdelávaním pedagógov nielen vo vlastnom odbore. Praktické skúsenosti s výučbou odborných predmetov v cudzom jazyku má každá univerzita. Jej začiatky sa realizovali prostredníctvom zahraničných lektorov a odborníkov. Vzťahy zahraničnej spolupráce pretrvávajú a výučba sa rozširuje aj o domácich pedagógov, ktorí vyučujú odborný predmet v cudzom jazyku. Výučba je organizovaná pre tú časť študentov, ktorí majú potrebné jazykové znalosti.

Zvýšený záujem o výučbu cudzích jazykov súvisí s rozšírením možností cestovať do zahraničia. Schopnosť aktívne ovládať cudzí jazyk umožňuje študentom stredných a vysokých škôl absolvovať zahraničné študijné pobyty, prípadne letné pracovné aktivity. Študijné a odborné pobyty vyžadujú nielen ovládanie bežnej komunikácie v cudzom jazyku, ale aj pochopenie odborných pojmov. Realizácia výmenných vzdelávacích a študijných pobytov v rámci medzinárodných projektov je náročná z pohľadu ovládania odborného cudzieho jazyka nielen študentmi, ale aj učiteľmi vysokých škôl.

Vzájomné vzťahy matematiky s cudzím jazykom sú na prvý pohľad menej viditeľné a málo rozvíjané. Vo vzdelávacej praxi zaznamenávame vzájomné súperenie prírodovedných a humanitných disciplín vzhľadom na rozsah hodín výučby, s čím je spojený následne aj obsah výučby. Pre výučbu matematiky v cudzom jazyku na vysokej škole je potrebná všeobecná jazyková príprava študentov aj pedagógov a nevyhnutná je aj odborná jazyková

príprava z matematiky. Výučba matematiky v cudzom jazyku predstavuje určitú špecializáciu, preto sa zatiaľ realizuje len pre vybrané skupiny študentov s kvalifikovaným pedagógom-odborníkom ([4]).

Otázkam vyučovania matematiky je stále venovaná veľká pozornosť, hovoríme o zvyšovaní kompetencií nielen študentov, ale aj moderného učiteľa matematiky. Požiadavky na kvalitné matematické vzdelanie sú stále aktuálne. Vyučovanie matematiky na jednej strane sprostredkúva konkrétne učivo, na druhej strane rozvíja logické myslenie. Vo vyučovaní matematiky je nutné uplatňovať správne logické postupy, ktoré použijeme v riešení matematických úloh, ale aj v praxi ([2], [3]).

Katedra matematiky vyučuje na Fakulte európskych štúdií a regionálneho rozvoja na Slovenskej poľnohospodárskej univerzite (SPU) v Nitre v 1. ročníku bakalárskeho stupňa štúdia predmet Matematika v slovenskom aj anglickom jazyku, ktorý študenti končia skúškou. Hlavným cieľom výučby tohto predmetu je naučiť študentov matematický aparát a metódy riešenia matematických a aplikačných úloh, ktoré majú uplatnenie v odborných predmetoch. Riešením úloh s prvkami aplikácie vplyvame na:

- motiváciu študentov študovať aj teoretické metódy z matematiky,
- rozvoj tvorivosti študentov,
- trvácnosť vedomostí,
- spájanie matematickej teórie a jej praktického použitia.

2. Materiál a metódy

Ako teoretický zdroj materiálu pre príspevok sme použili odborné príspevky a publikácie ([1], [6]), ktoré sa zaoberajú použitím štatistických metód v pedagogickom výskume. Ďalším zdrojom materiálu boli skúsenosti a poznatky z výučby predmetu Matematika v 1. ročníku bakalárskeho štúdia na SPU v Nitre. Motiváciou pre napísanie príspevku bolo hľadanie odpovede na otázku, či sú významné rozdiely medzi študijnými výsledkami študentov, ktorí študujú predmet matematika v anglickom jazyku a výsledkami skúšok študentov študujúcich predmet v slovenskom jazyku.

Matematická štatistika nám poskytuje nástroje, pomocou ktorých sme zisťovali odpoveď na uvedenú otázku. Na testovanie hypotéz sme sa rozhodli použiť t -test, ktorý sa často používa na porovnanie, či sa výsledky namerané v jednej skupine významne líšia od výsledkov nameraných v druhej skupine. Pred realizáciou t -testu sa zvyčajne overuje, či majú obidva náhodné výbery rovnaký rozptyl, na čo sa používa F -test (poznáme, že existujú aj modifikácie t -testu pre výbery s rôznymi rozptylmi).

V priebehu posledných dvoch akademických rokov bol Katedrou matematiky realizovaný prieskum na Fakulte európskych štúdií a regionálneho rozvoja SPU v Nitre so zameraním na študijné výsledky z predmetu Matematika v študijných programoch *Európske rozvojové programy* (bakalársky) a *European Development Programs* (bachelor). Cieľom bolo porovnať úroveň vedomostí z matematiky u študentov študujúcich matematiku v anglickom jazyku a študentov študujúcich tento predmet v slovenskom jazyku.

Pri štatistickom vyhodnotení výsledkov prieskumu bol použitý nepárový dvojvýberový t -test s rovnosťou rozptylov. Stručne uvedieme princíp a hlavné vzťahy použitej metódy. Nech $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ je náhodný výber zo základného súboru s normálnym rozdelením $N(\mu_1, \sigma_x^2)$ a nech $(Y_1, Y_2, \dots, Y_m)$ je náhodný výber zo základného súboru s normálnym rozdelením $N(\mu_2, \sigma_y^2)$. Predpokladáme, že výbery sú nezávislé a je opodstatnený predpoklad o rovnosti rozptylov σ_x^2, σ_y^2 . Testujeme nulovú hypotézu $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ oproti dvojstrannej alternatívnej hypotéze $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$.

Ako testovacie kritérium použijeme štatistiku

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_p^2 \cdot \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} \quad (1)$$

Jednotlivé symboly v testovacom kritériu vyjadrujú:

- výberové priemery
$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_i \quad (2)$$

- výberové rozptyly
$$S_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad S_y^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (3)$$

- spoločný rozptyl
$$S_p^2 = \frac{(n-1)S_x^2 + (m-1)S_y^2}{n+m-2} \quad (4)$$

Kritickou oblasťou je množina

$$W_\alpha = (-\infty, -t_\alpha(n+m-2)) \cup (t_\alpha(n+m-2), \infty), \quad (5)$$

kde $t_\alpha(n+m-2)$ sú kritické hodnoty Studentovho t -rozdelenia s $n+m-2$ stupňami voľnosti.

Ak $t \in W_\alpha$ (t. j. ak $|t| > t_\alpha(n+m-2)$), tak hypotézu H_0 zamietame na hladine významnosti α ; ak $t \notin W_\alpha$, tak nulovú hypotézu H_0 nemôžeme zamietnuť na hladine významnosti α .

Ak testujeme hypotézu H_0 o rovnosti stredných hodnôt μ_1, μ_2 oproti jednostrannej alternatívnej hypotéze $H_1: \mu_1 > \mu_2$, tak hypotézu H_0 zamietame na hladine významnosti α , ak hodnota testovacieho kritéria $t \in W_\alpha$, kde $W_\alpha = (t_{2\alpha}(n+m-2), \infty)$.

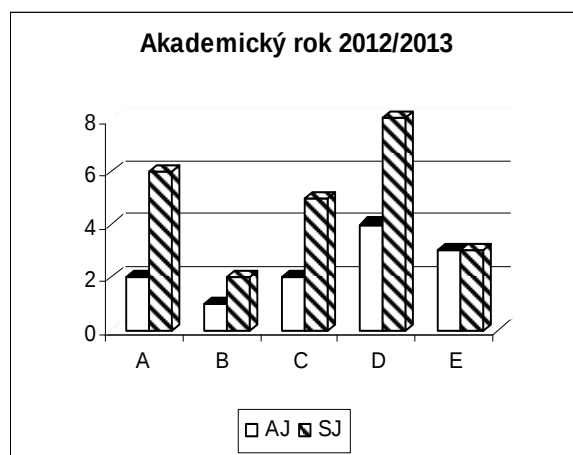
V prípade jednostrannej alternatívnej hypotézy $H_1: \mu_1 < \mu_2$ má kritická oblasť vyjadrenie v tvare $W_\alpha = (-\infty, -t_{2\alpha}(n+m-2))$.

3. Výsledky a diskusia

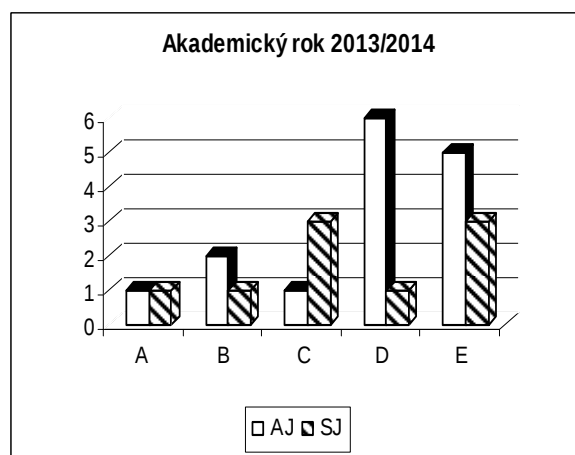
Vyučovanie matematiky na SPU v Nitre má dlhoročnú tradíciu. Matematika poskytuje aparát a metódy, ktoré majú aplikáciu vo vedeckej aj odbornej činnosti v rôznych oblastiach. Obsah, metódy a formy uplatňované v matematickom vzdelávaní na vysokých školách sa menia podľa aktuálnych požiadaviek odborných katedier, nových vzdelávacích trendov a praxe. Dobrý vzťah študentov k matematike je podmienený mnohými faktormi a je potrebné vytvárať ho už od základnej školy.

Uvedený predmet Matematika (vyučovaný na Fakulte európskych štúdií a regionálneho rozvoja) má nasledovný systém hodnotenia: počas semestra píše študenti dva priebežné testy a odovzdávajú seminárnu prácu (za tieto aktivity môžu získať spolu 40 bodov) a následne absolvujú skúšku vo forme písomného testu za 60 bodov. Výsledky skúšok sú hodnotené štandardnou stupnicou A(1), B(1,5), C(2), D(2,5), E(3), FX(4). Pozorovaným znakom je teda hodnotenie úrovne vedomostí študenta z matematiky. Výber sme uskutočnili jednorazovým štatistickým zisťovaním. Možnosť výsledného hodnotenia FX(4) na skúške sme vynechali. Počty študentov v jednotlivých akademických rokoch sú uvedené v tabuľkách s ďalšími výsledkami. Prehľad o známkach na skúške sme spracovali v grafickej podobe (Obr. 1, Obr. 2, Obr. 3), kde AJ označuje vyučovanie v anglickom jazyku a SJ označuje vyučovanie v slovenskom jazyku. Výpočet jednotlivých výberových charakteristík sme realizovali prostredníctvom nástrojov tabuľkového procesora MS Excel 2003. V tabuľkách kritických

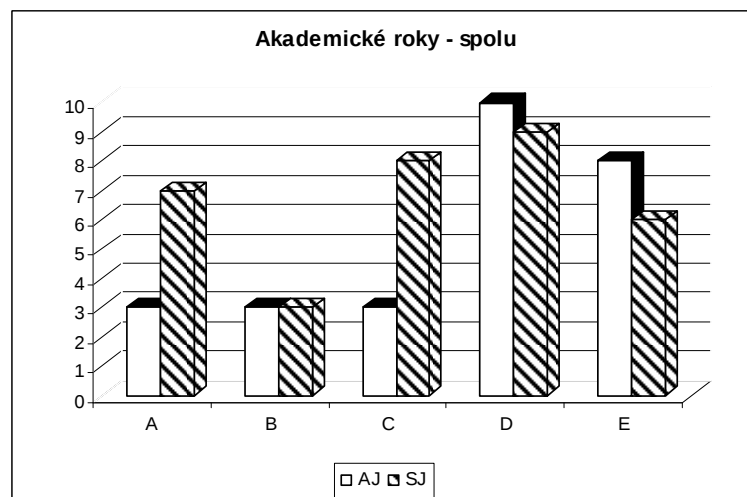
hodnôt Studentovho t -rozdelenia sme vyhľadali príslušnú kritickú hodnotu ([5]). Získané výsledky sú usporiadané podľa jednotlivých období v tabuľkách (pozri Tab. 1, Tab. 2, Tab. 3).



Obr. 1: Známkový rozloženie 2012/2013



Obr. 2: Známkový rozloženie 2013/2014



Obr. 3: Známkový rozloženie – akademické roky spolu

Formulácia testovaných hypotéz:

- nulová hypotéza H_0 : študenti vyučovaní v anglickom jazyku dosahujú rovnakú úroveň vedomostí z matematiky ako študenti vyučovaní v slovenskom jazyku,
- alternatívna hypotéza H_1 : študenti vyučovaní v anglickom jazyku dosahujú horšiu úroveň vedomostí z matematiky než študenti vyučovaní v slovenskom jazyku.

Tab. 1: Vyhodnotenie údajov a výsledky v akademickom roku 2012/2013

Akademický rok 2012/2013	Mathematics (AJ)	Matematika (SJ)
Početnosť	12	24
Aritmetický priemer známok	2,21	2,00
F-test ($\alpha = 0,05$)	0,889 > 0,05	
t-test = 0,42	t-test < t-crit.	
t-crit.: 1,69	0,42 < 1,69	

Tab. 2: Vyhodnotenie údajov a výsledky v akademickom roku 2013/2014

Akademický rok 2013/2014	Mathematics (AJ)	Matematika (SJ)
Početnosť	15	9
Aritmetický priemer známok	2,40	2,22
F-test ($\alpha = 0,05$)	0,666 > 0,05	
t-test = 0,546	t-test < t-crit. 0,546 < 1,717	
t-crit.: 1,717		

Tab. 3: Vyhodnotenie údajov a výsledky v akademickom období 2012 - 2014

Akademické roky - spolu	Mathematics (AJ)	Matematika (SJ)
Početnosť	27	33
Aritmetický priemer známok	2,24	2,06
F-test ($\alpha = 0,05$)	0,784 > 0,05	
t-test = 0,116	t-test < t-crit. 0,116 < 1,672	
t-crit.: 1,672		

Pre jednotlivé skúmané obdobia (akademické roky 2012/2013, 2013/2014 samostatne a akademické roky 2012 – 2014 spolu) sme dospeli k rovnakému záveru: vypočítaná hodnota testovacieho kritéria t neprekročila kritickú hodnotu z tabuliek, preto testovanú hypotézu H_0 nemôžeme zamietnuť na hladine významnosti $\alpha = 0,05$. Teda pomocou dvojvýberového nepárového t -testu bolo preukázané, že výučba matematiky v anglickom jazyku nezhoršuje študentom výsledné známky zo skúšky z matematiky. Pre úspešné zloženie skúšky je potrebné, aby študenti pochopili význam hlavných pojmov, postupy výpočtu a vedeli ich použiť v úlohách. Predpokladáme, že uvedené zistenia sú podmienené aj tým, že symbolické zápisy v matematike sú špeciálnym nástrojom, ktorý je použiteľný bez ohľadu na to, či sa matematika vyučuje v anglickom alebo v slovenskom jazyku.

4. Záver

Na univerzity prichádzajú absolventi stredných škôl, ktorí majú dobré základy z jedného, prípadne z viacerých cudzích jazykov. K elitným absolventom patria študenti bilingválnych gymnázií, ktorí už na strednej škole získavajú vedomosti z rôznych odborných predmetov v cudzích jazykoch. Súčasná odborná a vedecká prax vyžaduje, aby vzdelaný človek vedel komunikovať aj v cudzom jazyku. Okrem bežnej spoločenskej komunikácie je potrebné, aby bol schopný v cudzom jazyku prezentovať odborné vedomosti. Znalosť cudzích jazykov sa v súčasnosti stáva výhodou pre každého človeka, ktorý hľadá uplatnenie na trhu práce. Aj preto výučba predmetov v cudzom jazyku predstavuje vhodný priestor pre spojenie jazyka a odborných poznatkov v príslušnom predmete.

V príspevku sme sa zamerali na jednu oblasť vzdelávacieho procesu – vyučovanie matematiky v anglickom jazyku. Špecifické postavenie cudzieho jazyka vo výučbe iných predmetov a vzdelávacích obsahov je známe aj prostredníctvom metódy CLIL (Content and Language Integrated Learning). Vo vyučovaní sa majú dosiahnuť dva hlavné ciele; jeden je zameraný na predmet, tému alebo tematický celok a druhý cieľ je zameraný na jazyk.

Na Slovenskej poľnohospodárskej univerzite v Nitre sa pre vybrané študijné programy realizuje výučba matematických predmetov (a aj ďalších) v anglickom jazyku. Zistili sme, že štúdium matematiky v anglickom jazyku nezhoršuje študentom prospech a dosahujú výsledky porovnateľné s výsledkami študentov, ktorí absolvujú výučbu matematiky v slovenskom jazyku. Vo vybranej skupine študentov sme testovali štatistické hypotézy a pomocou nich

sme overili, že neexistujú štatisticky významné rozdiely vo výsledných známkach na skúške medzi študentmi študujúcimi matematiku v anglickom a slovenskom jazyku.

Literatúra

- [1] MARKECHOVÁ, D. – STEHLÍKOVÁ, B. – TIRPÁKOVÁ, A. 2011. *Štatistické metódy a ich aplikácie*. Nitra, UKF, 2011, 534 s. ISBN 978-80-8094-807-8.
- [2] ORSZÁGHOVÁ, D. – GREGÁŇOVÁ, R. – MATUŠEK, V. 2013. *K aktuálnym matematickým kompetenciám vo vysokoškolskom vzdelávaní v ekonomických a technických odboroch*. Nitra, SPU, 2013. s. 141. 1. vydanie. ISBN 978-80-552-1017-9.
- [3] ORSZÁGHOVÁ, D. – MATUŠEK, V. – PECHOČIAK, T. – BARANÍKOVÁ, H. – DRÁBEKOVÁ, J. 2013. *Matematika s aplikáciami. 1. časť*. 1. vyd. Nitra, Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2013. 312 s. ISBN 978-80-552-1093-3.
- [4] ORSZÁGHOVÁ, D. 2003. Perspektívy výučby matematiky v anglickom jazyku. In: *Kulturológia v procese osvojovania cudzích jazykov* (Zborník vedeckých prác z medzinárodnej konferencie Katedry jazykov). Nitra, SPU, 2003, s. 303-308. ISBN 80-8069-179-7.
- [5] Tabuľka Studentovho t -rozdelenia. [cit. 03.03.2014]. Dostupné na internete http://www.kmt.zcu.cz/person/Kohout/info_soubory/letnisem/tabulky.htm
- [6] VRÁBELOVÁ, M. – MARKECHOVÁ, D. 2001. *Pravdepodobnosť a štatistika*. Nitra, UKF, 2001. 199 p. ISBN 80-8050-429-6.

Adresa autorov:

Dana Országhová, Doc., RNDr., CSc.
Katedra matematiky FEM SPU Nitra
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
Dana.Orszaghova@uniag.sk

Radomíra Gregáňová, Mgr., PhD.
Katedra matematiky FEM SPU Nitra
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
radomira.greganova@uniag.sk

Výzkum a modelování přidané hodnoty škol jako náhodných efektů škol¹ The Added Value Research and Modelling as Random Effects of Schools

Roman Pavelka

Abstract: This paper describes some issues regarding methodological requirements for valid conclusions from school effectiveness research studies. These requirements include suitable school data with multilevel statistical modelling of hierarchical data structures. The conceptual framework discussed in this paper shows that student outcomes are influenced by a number of different factors operating at different levels within the educational system, including student factors, family factors, and school factors. The paper highlights basic concepts of multilevel statistical models and explains how these can model the school, class and student level data. Some practical examples of parameter estimates of multilevel statistical models based on real school data are provided at the end of this paper. These school data were provided from the NUCEM project of the Assessing the Quality of Education.

Abstrakt: Článek popisuje některé problémy týkající se metodických požadavků pro správné závěry výzkumných studií o efektivitě škol. Tyto požadavky zahrnují vhodná data ze škol s víceúrovňovým statistickým modelováním na hierarchických datových strukturách. Koncepční rámec diskutovaný v tomto dokumentu ukazuje, že výsledky studentů jsou ovlivněny řadou různých faktorů, které působí na různých úrovních v rámci vzdělávacího systému, včetně faktorů studentů, rodinného zázemí a faktorů škol. Příspěvek upozorňuje na základní koncepty víceúrovňových statistických modelů a vysvětluje, jak lze modelovat data školy, třídy a studentů. V závěru tohoto příspěvku jsou uvedeny praktické příklady odhadů parametrů víceúrovňových statistických modelů založených na reálných datech škol. Tato data reálných škol byla poskytnuta z projektu NUCEM o hodnocení kvality vzdělávání.

Key words: School effectiveness, Multilevel statistical modelling, Assessing the Quality of Education, Hierarchical data structures.

Klíčová slova: efektivita školy, víceúrovňové statistické modelování, hodnocení kvality ve vzdělávání, hierarchické datové struktury.

JEL classification: C13, C18.

1. Úvod

Princip hodnocení efektivity fungování vzdělávacího systému, škol, učitelů a vzdělávání studentů a žáků je založen na posouzení toho, o kolik se zvýší během sledované doby měřitelné výstupy vzdělávání, jako jsou znalosti či dovednosti. Přitom jde o to, aby bylo co nejlépe rozlišováno, jak tomuto nárůstu přispěje škola či jednotliví učitelé. Toto zároveň znamená dokázat co nejlépe očistit skutečný příspěvek školy, resp. učitelů od jiných faktorů, které mají vliv na žákovo učení². K oddělení příspěvků škol k výkonnosti studentů a žáků od kontextuálních faktorů, které jsou mimo působení třídních orgánů nebo školních institucí, se podle OECD používají metody nazývané jako modelování přidané hodnoty školy³.

¹ Příspěvek vznikl za podpory ESF projektu NÚCEM *Zvyšovanie kvality vzdelávania na ZŠ a SŠ s využitím elektronického testovania* (kód ITMS projektu 26110130546 a 26140130030).

² RYŠKA, R. 2008. *Modelování přidané hodnoty ve vzdělávání*. Shrnutí. Výstup projektu LS0602: Zjišťování přidané hodnoty. Praha: UK PdF, 17 s. ISSN nepřiděleno. [online]. 05-08-2008 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <<http://www.strediskovzdelavacipolitiky.info/download/VAM%20shrnuti%202008.pdf>>. s. 2.

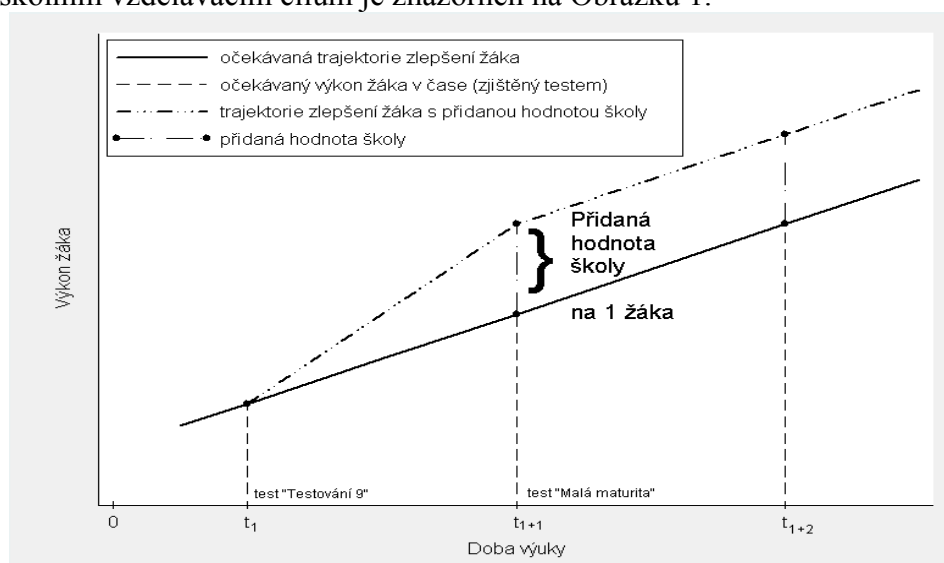
³ OECD. 2008. *Introduction. OECD. Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <<http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>>. s. 11.

Cílem článku je seznámení s použitou metodikou a prvními výsledky daného výzkumu.

2. Nástin koncepce přidané hodnoty školy

Příspěvek přidané hodnoty školy je podle OECD⁴ definován jako „*the contribution of a school to students' progress towards stated or prescribed education objectives (e.g. cognitive achievement). The contribution is net of other factors that contribute to student's educational progress*“. Uvedená definice je v české verzi vyjádřena jako: „*příspěvek školy k pokroku žáka vůči předem určeným školním vzdělávacím cílům. Příspěvek je očištěná hodnota od jiných faktorů, které také přispívají k pokroku žáka v učení*“. V důsledku participace mnoha zemí na projektu modelování přidané hodnoty ve vzdělávání vznikla velká variantnost v používání tohoto způsobu modelování a statistických analýz k analyzování školní výkonnosti. Proto se zvyšuje význam definování jak přidané hodnoty, tak modelování přidané hodnoty ke zřetelnému vymezení od ostatních typů statistických analýz.

Příspěvek přidané hodnoty školy⁵ jako příspěvek školy k pokroku žáka vůči předem určeným školním vzdělávacím cílům je znázorněn na Obrázku 1.



Obr. 1: Přidaná hodnota školy jako příspěvek k pokroku žáka

Samotné modely přidané hodnoty jsou definovány zprávou OECD následující formulací, podle níž modely zjišťování přidané hodnoty jsou „*třídou statistických modelů, které se užívají k určení odhadu příspěvku školy k žákově učení měřenému pomocí trajektorií testových skóre*“⁶.

3. Hierarchický charakter pořízených dat

Pro účely této studie byla použita data z měření školní výkonnosti žáků a studentů realizovaného v rámci projektu Hodnocení kvality vzdělávání (dále jako „HKV“), který zajišťoval Národní ústav certifikovaných měření vzdělávání (dále jako „NUCEM“). Soubor

⁴ OECD. 2008. *Introduction. OECD. Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <<http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>>. s. 12.

⁵ RAUDENBUSH, S. W. 2004. *What Are Value-Added Models Estimating and What Does This Imply for Statistical Practice?* In: *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, Vol. 29, No. 1, Value-Added Assessment Special Issue (Spring, 2004), pp. 121-129. s. 129.

⁶ OECD. 2008. *Introduction. OECD. Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <<http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>>. s. 17.

dat obsahuje záznamy o školní výkonnosti 1 771 žáků a studentů včetně příslušných kontextuálních proměnných. Jako počáteční měření výkonnosti je uvažováno měření Testování 9 (dále jako „T9“), v němž byla sledována úspěšnost v Slovenském jazyku a literatuře (dále jako „SJL“) z roku 2010. Závěrečné měření výkonnosti žáků a studentů bylo realizováno v roce 2013 pod názvem Malá maturita (dále jako „MM“), v němž byla opět sledována úspěšnost v SJL. Uvedené výsledky výkonnosti žáků a studentů byly sbírány včetně informací o sociálněekonomickém pozadí žáků a jejich rodičů, motivaci žáků k učení a sociálním klimatu ve třídě a škole. Ukázka struktury dat je znázorněna v Tabulce 1.

Tab. 1: Ukázka dat o výkonnosti žáků a studentů pořizovaných v rámci projektu HKV

Škola	Třída	Index žáka	Výsledky testů	ID žáka	Kód třídy	Kód školy	TPS	Motivace	Potřeba výkonu	Bohatství	ESCS	Knihy
		i	y_{ij}				$x_{ij,1}$	$x_{ij,2}$	$x_{ij,3}$	$x_{ij,10}$	$x_{ij,11}$	$x_{ij,19}$
Kód školy	3A	1	32	A2d3f4g5h	xxx0013A	xxx001	45,36	48,23	1	11	45,36	1
		2	64	A2d3f4g6h	xxx0013A	xxx001	58,36	46,36	2	12	85,23	2
		...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
		N_1-1	58	A2d3f4g8h	xxx0013A	xxx001	25,36	58,69	2	15	96,32	0
		N_1	63	A2d3f4g9h	xxx0013A	xxx001	85,36	47,25	1	09	25,58	1
	4A	1	32	A2d3f5g5h	xxx0014A	xxx001	24,12	26,34	2	12	37,36	2
		...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
		N_2-1	58	A2d3f6g5h	xxx0013A	xxx001	48,3	28,21	1	15	85,6	0
		N_2	63	A2d3f7g5h	xxx0013A	xxx001	69,36	15,36	1	13	25,36	1

Při pořizování dat se nejprve vybírají vzorky jednotek vyšší úrovně (například školy) a pak přichází na řadu výběr z vybraných jednotek vyšší úrovně, tj. vybírají se žáci ze škol. V takovém případě individuální pozorování nejsou obecně nezávislá. Žáci stejné školy mají silnou tendenci být v některých společných vlastnostech velmi podobní. Tato tendence k silné podobnosti žáků je způsobena zejména tím, že danou školu navštěvují žáci srovnatelného socioekonomického postavení nebo například tím, že konkrétní škola se vyznačuje dalšími vlastnostmi, které mají stejnou hodnotu pro všechny její žáky. Důsledkem výše uvedené hierarchie dat je skutečnost, že průměrná korelace (vyjádřená pomocí tzv. vnitrotřídního koeficientu korelace) mezi proměnnými měřeními na žácích ze stejné školy bude vyšší než průměrná korelace mezi proměnnými měřeními na žácích z různých škol.

Tab. 2: Vnitrotřídní koeficient korelace (bodový a intervalový odhad)

Průměrná korelace proměnných žáků různých škol	Vnitrotřídní koeficient korelace
0,136	0,429

Nerespektování víceúrovňového charakteru pořizovaných dat při statistickém modelování přidáné hodnoty škol může dojít ke vzniku tzv. *Robinsonova efektu*, který vzniká v rámci dat agregovaných za větší celky⁷. Může ale také vzniknout i známý *Simpsonův paradox* popsany ve většině učebnic věnovaných analýze kategoriálních dat⁸. Souhrnně se tyto efekty⁹ nazývají *ecological fallacies* a jejich možná řešení *ecological inference*.

⁷ ROBINSON, W., S. 1950. *Ecological Correlations and the Behaviour of Individuals*. In: American Sociological Review Vol. 15, No. 3 (Jun., 1950), pp. 351-357.

⁸ HAVRLANT, L. 2013. *Simpsonův paradox — Matematika polopatě*. [online]. 22-05-2013 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <<http://www.matematika.cz/simpsonuv-paradox>>.

⁹ SOUKUP, P. 2006. *Proč užívat hierarchické lineární modely?*. In: Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2006, Vol. 42, No. 5: 987–1012. [online]. 21-01-2006 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <http://sreview.soc.cas.cz/uploads/fad08138afdabed4309104945d7a7ff2dcc967f8_613_09soukup28.pdf>.

4. Princip modelování přidané hodnoty školy jako náhodných efektů škol

Jednoúrovňové modely (modelování na úrovni žáků a studentů)

Jednoúrovňové modely jsou představovány lineárními regresními modely, které zpravidla nabývají tvaru mnohonásobné lineární regrese. Vztahy popsané takovými modely mezi výkony studentů a žáků a ostatními (vysvětlujícími) proměnnými na úrovni studentů a žáků popisovaly studie^{10,11,12}, které se zabývaly efektivitou edukačního systému. Nevýhodou uvedených studií je skutečnost, že ignorovaly způsoby, jakým byli žáci a studenti alokováni do jednotlivých škol¹³. To má za následek dva problémy. Prvním z nich je, že výsledné statistické závěry, například významnosti testů, nejsou dostatečně objektivní a jsou obvykle příliš optimistické. Druhým nedostatkem je, že se do statistického modelu nedají začlenit školy. Proto lze velmi málo říci o vlivu škol na výkony studentů a žáků.

Víceúrovňové (hierarchické) modely (na úrovni žáků a studentů a na úrovni škol)

Nejjednodušší model spojuje výkony žáků a studentů k jednotlivým školám. Je-li $y_{ij(t)}$ skóre úspěšnosti i -tého žáka v j -té škole ze SJL, pak model vyjadřující příspěvek (β_j) j -té školy a odchylku (e_{ij}) i -tého žáka vůči skóre úspěšnosti $y_{ij(t)}$ ze SJL lze vyjádřit ve tvaru:

$$y_{ij(t)} = \beta_j + e_{ij} = \beta_0 + u_j + e_{ij}. \quad (1)$$

Skóre úspěšnosti $y_{ij(t)}$ lze rozložit do celkového průměru (β_0) a do odchylky (u_j), které jsou označovány jako školní „rezidua“ a jsou specifické pro každou školu. Předpokladem modelu (1) je nezávislost a normalita složek u_j a e_{ij} . Proto celkový rozptyl modelu (1) je dán výrazem:

$$\text{var}(y_{ij(t)} - \beta_0) = \text{var}(u_j + e_{ij}) = \sigma_u^2 + \sigma_e^2, \text{ cov}(\sigma_u^2, \sigma_e^2) = 0. \quad (2)$$

Relativní velikost rozptylu mezi školami měří koeficient meziškolní korelace, který současně je roven velikosti korelace skóre úspěšnosti mezi 2 žáky stejné školy, a je definován ve tvaru $\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_e^2)$. Odhad u_j je založen na diferencích mezi pozorovanými skóry $y_{ij(t)}$ (pro všechny žáky a studenty j -té školy) a nenáhodnými parametry modelu, což v případě modelu (1) představuje absolutní člen β_0 . K odhadu u_j je využita regresní rovnice ve tvaru

$$u_j = \alpha_1(y_{1j(t)} - \beta_0) + \alpha_2(y_{2j(t)} - \beta_0) + \dots + \alpha_{n_j}(y_{n_jj(t)} - \beta_0), \quad (3)$$

kde regresní koeficienty $\{\alpha_j\}$ jsou odvozeny z náhodných parametrů σ_u^2, σ_e^2 . V modelu (1) jsou požadované odhady náhodných příspěvků j -té školy u_j dány formulí:

$$\hat{u}_j = \frac{n_j \sigma_u^2}{n_j \sigma_u^2 + \sigma_e^2} \tilde{y}_j, \quad \tilde{y}_j = \frac{\sum_i (y_{ij} - \beta_0)}{n_j}. \quad (4)$$

Pokrok ve vzdělání žáka na konci sledovaného období, a tedy odhad přidané hodnoty ve vzdělávání, lze získat zavedením výsledků v předešlém období $y_{ij(t-1)}$ do modelu (1) ve tvaru:

$$y_{ij(t)} = \beta_{0j} + \beta_{1j} y_{ij(t-1)} + e_{ij} = (\beta_0 + u_{0j}) + (\beta_1 + u_{1j}) \cdot y_{ij(t-1)} + e_{ij}, \quad (5)$$

β_0 a β_1 jsou celkové průměry, u_{0j} a u_{1j} jsou náhodné odchylky specifické pro každou školu.

¹⁰ COLEMAN, J., CAMPBELL, E., HOBSON, C., McPARTLAND, J., MOOD, A., WEINFELD, F., YORK, R. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: US Government Printing Office, 1966. Catalog No. FS 5.238:38001. 80 pp.

¹¹ JENCKS, C. S., SMITH, M., ACKLAND, H., BANE, M. J., COHEN, D., GINTIS, H., HEYNS B., MICHOLSON S. (1972). *Inequality: A reassessment of the effect of family and schooling in America*. New York: Basic Books, 1972. 399 pp.

¹² RUTTER, M., MAUGHAN, B., MORTIMORE, P., OUSTON, J., SMITH, A. (1979). *Fifteen thousand hours*. London: Open Books, 1979. 279 pp.

¹³ GOLDSTEIN, H. 1997. *Methods in School Effectiveness Research*. In: School Effectiveness and School Improvement. London: Swets & Zeitlinger, 1997. Vol. 8, No. 4, pp. 369-395.

Odhady přidané hodnoty školy jako odhady náhodných efektů školy u_j

Odhadovaná přidaná hodnota j -té školy je ve víceúrovňovém lineárním modelu (5) definována jako lineární kombinace náhodných efektů u_{0j} a u_{1j} a testových výsledků žáků j -té školy $y_{ij(t-1)}$ v předcházejícím období ve tvaru

$$u_{0j} + u_{1j} \cdot y_{ij(t-1)}, \quad (6)$$

Odhady parametrů nejjednoduššího víceúrovňového modelu (1) zaznamenává Tabulka 3.

Tab. 3: Odhad parametrů víceúrovňového (hierarchického) modelu podle (1)

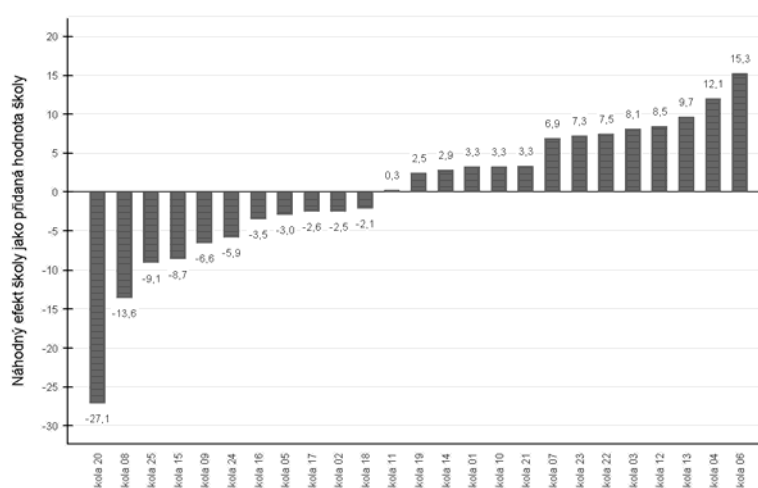
Fixed Parameters					
$y_{ij(t)}$	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
β_0	56,159	2,026	27,720	0,000	52,188 60,130
Random-effects Parameters					
hierarchy: skola	level	Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
$\text{var}(u_i)$	2	100,487	29,141	56,920	177,400
$\text{var}(e_{ij})$	1	125,614	4,252	117,552	134,230

Odhadované hodnoty parametrů víceúrovňového modelu dle (5) zaznamenává Tabulka 4.

Tab. 4: Odhad parametrů víceúrovňového (hierarchického) modelu podle (5)

Fixed Parameters					
$y_{ij(t)}$	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
β_1	0,298	0,027	10,963	0,000	0,244 0,351
β_0	33,580	1,754	27,720	0,000	30,142 37,017
Random-effects Parameters					
hierarchy: skola	level	Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
$\text{var}(u_{1j})$	2	0,009	0,004	0,001	0,017
$\text{var}(u_{0j})$	2	21,619	2,860	16,034	27,225
$\text{var}(e_{ij})$	1	109,527	3,721	102,234	116,820

Odhady příspěvku školy (přidaná hodnota školy¹⁴) k pokroku žáka vůči předem stanoveným školním vzdělávacím cílům jako odhady náhodných efektů školy jsou ilustrovány na Obrázku 2.



Obr. 2: Odhady náhodných efektů školy jako přidané hodnoty školy

¹⁴ RAUDENBUSH, S. W. 2004. *What Are Value-Added Models Estimating and What Does This Imply for Statistical Practice?* In: Journal of Educational and Behavioural Statistics, Vol. 29, No. 1, Value-Added Assessment Special Issue (Spring, 2004), pp. 121-129. s. 129.

5. Záver

Koncept pridané hodnoty školy odhadovaný na základě náhodných efektů školy dovoluje odhalit vliv školy na výsledky v úspěšnosti žáků a studentů školy. Náhodné efekty školy u_{0j} a u_{1j} mohou být statisticky modelovány pouze s využitím víceúrovňových (hierarchických) modelů, které dokáží zachytit efekty na úrovni školy. Složitější konstrukce víceúrovňových lineárních modelů (s kontextuálními proměnnými) mohou modelovat příspěvky škol např. pro jednotlivé zřizovatele škol, pro velikostní kategorie škol, za regiony a pro další kategorie škol.

Literatura

- [1] COLEMAN, J., CAMPBELL, E., HOBSON, C., McPARTLAND, J., MOOD, A., WEINFELD, F., YORK, R. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: US Government Printing Office, 1966. Catalog No. FS 5.238:38001. 80 pp.
- [2] GOLDSTEIN, H. 1997. *Methods in School Effectiveness Research*. In: School Effectiveness and School Improvement. London: Swets & Zeitlinger, 1997. Vol. 8, No. 4, pp. 369-395.
- [3] HAVRLANT, L. 2013. *Simpsonův paradox — Matematika polopatě*. [online]. 22-05-2013 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <<http://www.matematika.cz/simpsonuv-paradox>>.
- [4] JENCKS, C. S., SMITH, M., ACKLAND, H., BANE, M. J., COHEN, D., GINTIS, H., HEYNS B., MICHOLSON S. (1972). *Inequality: A reassessment of the effect of family and schooling in America*. New York: Basic Books, 1972. 399 pp.
- [5] OECD. 2008. Introduction. OECD. *Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <<http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>>.
- [6] RAUDENBUSH, S. W. 2004. *What Are Value-Added Models Estimating and What Does This Imply for Statistical Practice?* In: Journal of Educational and Behavioural Statistics, Vol. 29, No. 1, Value-Added Assessment Special Issue (Spring, 2004), pp. 121-129.
- [7] ROBINSON, W., S. 1950. *Ecological Correlations and the Behaviour of Individuals*. In: American Sociological Review Vol. 15, No. 3 (Jun., 1950), pp. 351-357.
- [8] RUTTER, M., MAUGHAN, B., MORTIMORE, P., OUSTON, J., SMITH, A. (1979). *Fifteen thousand hours*. London: Open Books, 1979. 279 pp.
- [9] RYŠKA, R. 2008. *Modelování pridané hodnoty ve vzdělávání. Shrnutí. Výstup projektu LS0602: Zjišťování pridané hodnoty*. Praha: UK PdF, 17 s. [online]. 05-08-2008 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <<http://www.strediskovzdelavacipolitiky.info/download/VAM%20shrnuti%202008.pdf>>.
- [10] SOUKUP, P. 2006. Proč užívat hierarchické lineární modely? In: Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2006, Vol. 42, No. 5: 987–1012. [online]. 21-01-2006 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <http://sreview.soc.cas.cz/uploads/fad08138afdabed4309104945d7a7ff2dcc967f8_613_09_soukup28.pdf>.

Adresa autora:

Roman Pavelka, Ing., PhD.
Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
tel.: +421 232 782 602
Roman.Pavelka@nucem.sk

**Vplyv hospodárskej krízy na štrukturálnu zamestnanosť
v podnikoch Slovenska**
**Effects of the economic depression on structural employment
in companies in Slovakia**

Zuzana Poláková, Zlata Sojková

Abstract: In this paper we will discuss the development of employment in companies by sectors in Slovakia. Time series contains data on the number of employed in agriculture (agriculture, hunting, forestry and fishing), industry (excluding construction), construction and services (wholesale and retail trade, hotels and restaurants, transport, storage, financial and insurance activities, real estate activities, public administration and defense, education, health and social services and other activities) from 2004 to 2012. Using a linear model with dummy variables point out the impact of the economic depression and the continued development of employment in the sector.

Abstrakt: V príspevku je analyzovaný vývoj zamestnanosti v podnikoch podľa sektorov v rámci celého Slovenska. Časový rad obsahuje údaje o počte zamestnaných v pôdohospodárstve (poľnohospodárstvo, poľovníctvo, lesníctvo a rybolov), priemysle (okrem stavebníctva), stavebníctve a službám (veľkoobchod a maloobchod, hotely a reštaurácie, dopravu, skladovanie, finančné a poisťovacie činnosti, činnosti v oblasti nehnuteľností, verejná správa a obrana, školstvo, zdravotníctvo a sociálne služby a ostatné činnosti) od roku 2004 do roku 2012. Pomocou lineárneho modelu s dummy premennými poukážeme na vplyv hospodárskej krízy a ďalší vývoj zamestnanosti v sektorech.

Key words: Employment, sector, firm, economic depression, development

Kľúčové slová: Zamestnanosť, sektor, podnik, hospodárska kríza, vývoj

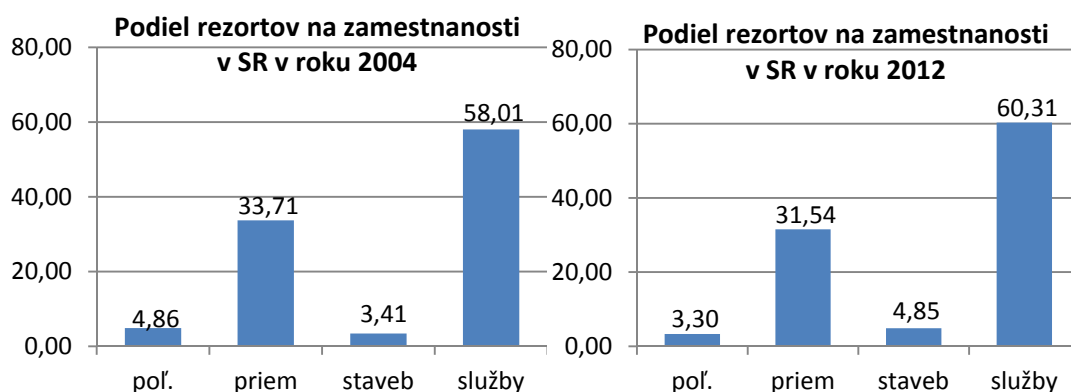
JEL classification: C20

1. Úvod

Tak ako vo všetkých krajinách, aj na Slovensku je jednou z najviac diskutovaných tém hospodárska kríza. Počiatky krízy majú pôvod v USA, avšak v dôsledku prepojenosti finančných trhov a ich jednotlivých segmentov zasiahla celosvetové hospodárstvo, nevynímajúc slovenské. V Európe sa kríza prejavila s oneskorením v roku 2009. Došlo k prepadu hospodárskeho rastu a k poklesu vývoja reálneho HDP. Kríza zasiahla celý pracovný trh, čoho výsledkom bol znížený dopyt po pracovnej sile. Dôsledky krízy pretrvávajú dodnes. Kríza spôsobila zvrát rastu zamestnanosti takmer vo všetkých oblastiach, ktorý sa dosiahol od roku 2000. Treba poznamenať, že zlepšenie od spomínaného roku bolo väčšinou štrukturálne. Nástup krízy mal v prvej etape charakter finančnej krízy a následne prerástol do recesie s rozsiahlym vplyvom takmer na všetky odvetvia hospodárstva (http://www.upsvar.sk/media/medialne-spravy/dosah-a-vplyv-krizy-v-roku-2009.html?page_id=13267).

2. Vývoj podielu zamestnanosti v sektorech

Už dlhodobo je najnižšia zamestnanosť v podnikoch zameraných na *poľnohospodárstvo, lesníctvo a rybárstvo* a v podnikoch súvisiacich so *stavebníctvom*. Počas celého analyzovaného obdobia bola zamestnanosť v pôdohospodárstve veľmi nízka a celý čas mierne klesala (zo 4,8% v roku 2004 na 3,3% v roku 2012). Naopak v stavebníctve bola zamestnanosť najnižšia zo všetkých sektorov, ale počas sledovaného obdobia mierne vzrástla (z 3,41% v roku 2004 na 4,85% v roku 2012)(obrazok 1).



Obrázok 1: Podiel rezortov na zamestnanosti v SR

Zdroj: RegDat, vlastné výpočty

Približne tretinovým podielom na zamestnanosti SR sa podieľali podniky *priemyselnej výroby a spracovania* (okrem stavebníctva). Priebeh zamestnanosti je dynamický, do roku 2008 mal klesajúcu tendenciu (z 33,71% v roku 2004 na 32,45% v roku 2008)(tabuľka 1).

Tabuľka 1: Podiel sektorov na zamestnanosti v SR

SR	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Pôdoh.	4,86	4,56	4,05	3,76	3,46	3,88	3,33	3,30	3,30
Priem.	33,71	33,68	32,54	32,52	32,45	33,52	32,08	31,88	31,54
Staveb.	3,41	3,57	3,45	3,43	3,63	4,72	5,04	5,08	4,85
Služby	58,01	58,18	59,96	60,29	60,45	57,89	59,55	59,74	60,31

Zdroj: RegDat, vlastné výpočty

V roku 2009 došlo k miernemu nárastu o 1,07 p.b. a v ďalších rokoch znova k poklesu na 31,54% v roku 2012. Podobný vývoj je v sektore *služieb*, kde je podiel zamestnanosti najvyšší a pohybuje sa od 58,01% v roku 2004 do 60,31% v roku 2012. Jeho vývoj bol od začiatku obdobia do roku 2008 mierne stúpajúci (v roku 2008 60,45%). V roku 2009 nastal štrukturálny zlom (podiel služieb klesol na 57,89%). V tomto roku stúpila miera nezamestnanosti na Slovensku o 51,5%, čo sa prejavilo hlavne v sektore služieb, priemyslu a čiastočne aj v pôdohospodárstve (tabuľka 1).

Tabuľka 2: Nárast / pokles zamestnanosti v sektoroch v rámci SR

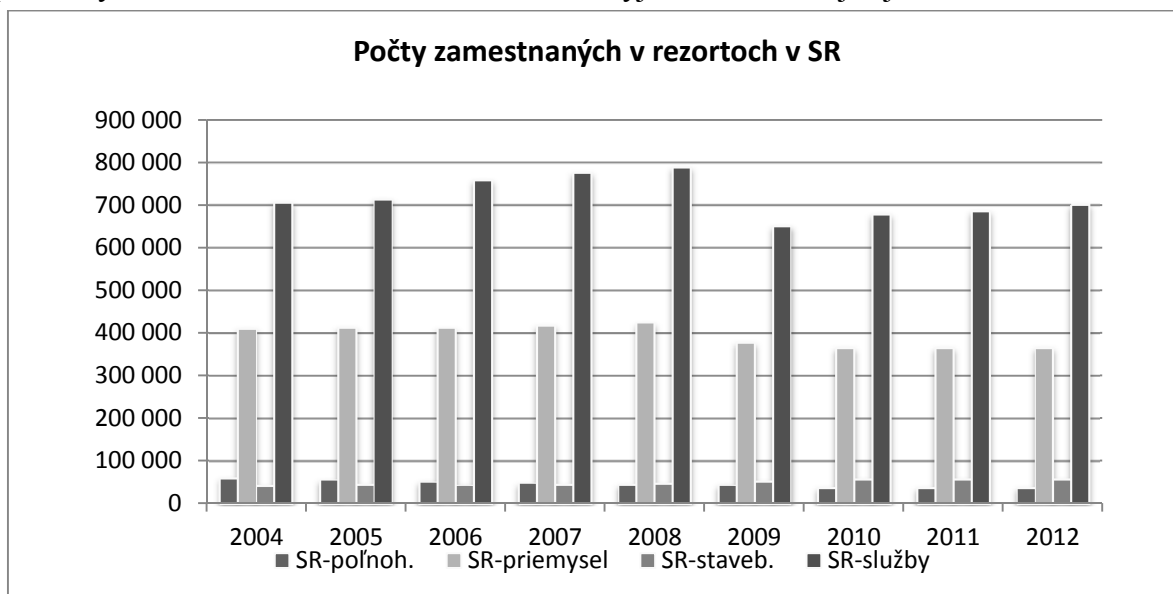
SR – reťaz. I (%)	pôdohosp.	priem.	staveb.	služby
2005/2004	-5,48	0,56	5,17	0,95
2006/2005	-8,52	-0,44	-0,59	6,25
2007/2006	-5,49	1,56	0,50	2,30
2008/2007	-6,47	1,37	7,21	1,81
2009/2008	-3,61	-11,06	5,80	-17,45
2010/2009	-13,10	-3,23	7,75	4,05
2011/2010	-0,09	0,11	1,55	1,14
2012/2011	0,98	0,07	-3,36	2,12

Zdroj: RegDat, vlastné výpočty

Hoci percentuálne zastúpenie zamestnanosti v sektoroch v rámci Slovenska sa v roku 2012 oproti roku 2004 veľmi výrazne nezmenilo, rapídne klesali počty zamestnancov medziročne. Ak sa zameriame na porovnanie počtu zamestnaných vo všetkých rokoch sledovaného časového radu, tak zistujeme, že napríklad v pôdohospodárstve dochádzalo k poklesu počtu

aktívnych pracovníkov každým rokom. Napríklad v roku 2006 oproti roku 2005 klesol počet pracovníkov o 8,52% (tabuľka 2). Paradoxne v roku 2009 oproti roku 2008, kedy sa naplno prejavila hospodárska kríza, bol pokles relatívne nízky (o 3,61%). Najvýraznejší pokles sa prejavil v roku 2010 oproti roku 2009 (o 13,1%). Naopak v roku 2012 oproti 2011 po prvýkrát zamestnanosť v pôdohospodárstve stúpala, hoci veľmi nepatrne (o 0,98%). V stavebníctve je situácia opačná, kde každým rokom zamestnanosť stúpala, najviac v roku 2006 oproti roku 2005 (o 6,25%). Veľmi negatívne zasiahla kríza práve tento sektor, keď v roku 2009 oproti roku 2008 klesla zamestnanosť až o 17,45%. V ďalších rokoch postupne veľmi miernym tempom zamestnanosť stúpala. Z pohľadu medziročného porovnania sú zaujímavé aj sektory priemyslu a stavebníctva. Kým v priemysle nastalo výrazné prepúšťanie zamestnancov hlavne v roku 2009 oproti roku 2008 (-11,06%) a tiež v ďalšom období (-3,23%), tak v stavebníctve naopak práve v roku 2009/2008 došlo k nárastu zamestnanosti (o 5,8%). Ďalší významný nárast bol v roku 2010 oproti roku 2009 (7,75%).

Zaujímavý je napríklad rok 2009/2008 tým, že rapidný nárast nezamestnanosti zasiahol všetky sektory, okrem stavebníctva (nárast o 5,8%). Pomalým doznievaním krízy by sme očakávali, že sa vývoj v zamestnanosti bude uberať pozitívnym smerom, ale stalo sa tak v roku 2010/2009 len v sektore stavebníctva (nárast o 7,75%) a služieb (nárast o 4,05%). Tieto nárasty sú na úkor veľmi výrazného poklesu zamestnanosti v pôdohospodárstve (o 13,1%) a miernejšieho poklesu v priemysle (o 3,23%). V roku 2012/2011 po prvýkrát počas celého obdobia rokov 2004 až 2012 dochádza k nárastu zamestnanosti v pôdohospodárstve a to o 0,98%. Zaujímavá je situácia v stavebníctve (-3,36%), kde bol doterajší vývoj relatívne pozitívny. Priebeh zamestnanosti v absolútnom vyjadrení naznačuje aj obrázok 2.



Obrázok 2: Počty zamestnaných v rezortoch v SR

Zdroj: RegDat, vlastné výpočty

Vo všetkých sektoroch sme analyzovali vývoj zamestnanosti pomocou lineárneho modelu s umelou premennou týkajúcou sa zmeny počtu zamestnaných nástupom hospodárskej krízy a premennou týkajúcou sa zmeny tendencie ďalšieho vývoja. Hospodárska kríza sa **pôdohospodárstva a stavebníctva** výrazne nedotkla, ako sme popísali už vyššie. Rovnica modelu pre sektor **pôdohospodárstva** má tvar:

$$62\,754,4 - 3567,8 \cdot t - 11\,195,14 \cdot D + 1960,3 \cdot Dt$$

$$(2,01E-07) \quad (0,0007) \quad (0,093) \quad (0,065)$$

$$(R^2 = 0,977)$$

kde t je časová premenná, D je umelá premenná týkajúca sa hospodárskej krízy, Dt je interakčný člen pre zmenu smernice.

Modelom je popísaný štrukturálny zlom nástupom hospodárskej krízy a jej vplyv na ďalší vývoj zamestnanosti v pôdohospodárstve.

Sektor *stavebníctva* je popísaný nasledovným modelom:

$$40568,4 - 1201,8 * t - 7751,1 * D + -133,7 * Dt$$

$$(2,38E-06) \quad (0,065) \quad (0,235) \quad (0,886)$$

$$(R^2 = 0,964)$$

Sektor *služieb* kríza zasiahla najvýraznejšie (Sig.F 0,000124). Model, ktorým popisujeme vývoj zamestnanosti má nasledovný tvar:

$$y = 681\,198,2 + 22\,782,8 * t - 116\,839,2 * D - 7\,384,1 * Dt$$

$$(7,33E-09) \quad (0,00038) \quad (0,012) \quad (0,174)$$

$$(R^2 = 0,979)$$

Od roku 2004 ročne stúpala zamestnanosť v priemere o 22 782 ľudí. Hospodárska kríza v roku 2009 spôsobila pokles počtu zamestnancov v službách v priemere o 116 839, tj. na 564 359 zamestnancov. Trend ďalšieho vývoja zamestnanosti v sektore sa prejavil priemerným ročným rastom zamestnanosti o 7384, ročný rast je približne o 15400 zamestnancov (obrázok 2).

Vývoj zamestnanosti v *priemysle* sme tiež zhodnotili prostredníctvom lineárneho modelu s umelou premennou a interakčným členom pre zmenu smernice. Každým rokom v priemysle mierne stúpal počet zamestnancov v priemere o 3 148 až do roku 2009, kedy do pozitívneho dovtedajšieho vývoja zasiahla hospodárska kríza, hlavne čo sa týka tendencie ďalšieho vývoja. Rovnica modelu má tvar:

$$y = 406\,512,6 + 3\,148,2 * t - 12\,899,6 * D - 6\,403,3 * Dt.$$

$$(1,56E-09) \quad (0,044) \quad (0,374) \quad (0,026)$$

$$(R^2 = 0,986)$$

Kríza spôsobila prepád zamestnanosti v priemysle približne o 11% (tabuľka 2), nie je to však signifikantný pokles. Významná je zmena trendu ďalšieho vývoja zamestnanosti, priemerný ročný pokles predstavuje v priemere 3255 zamestnancov, po roku 2010 vývoj skôr stagnuje.

3. Záver

Hospodárska kríza nepredstavuje len obyčajné slovné spojenie, sú to dva pojmy majúce ničujúci dopad na životy bežných ľudí, ktorých mnohokrát privádzajú až na pokraj biedy, vedú k politickej nestabilite, či znižujú ekonomický rast krajiny (Bittner, M. - Soroková, T., 2010). Životy bežných ľudí ovplyvnila kríza najmä v zmysle straty zamestnania.

Od roku 2004 miera nezamestnanosti každoročne klesala až do roku 2009, kedy sa v plnej miere prejavila hospodárska kríza, ktorá veľmi negatívne ovplyvnila zamestnanosť v celej Európe, nevynímajúc Slovensko. Na Slovensku stúpala miera nezamestnanosti až o 51,5%. Z pohľadu vývoja štrukturálnej zamestnanosti v slovenských podnikoch hospodárska kríza najviac ovplyvnila sektor služieb, kde v období rokov 2008 – 2009 došlo k poklesu zamestnanosti až o 17,45%. V pôdohospodárstve síce každoročne zamestnanosť postupne klesala, ale v roku 2009 až 2010 klesla až o približne 13%. V sektore priemyslu bol pokles asi 11%-ný. Jediný sektor stavebníctva vplyv hospodárskej krízy negatívne nepocítil, v období krízy došlo dokonca k nárastu zamestnanosti o 5,8% (tabuľka 2).

Podľa Kárásza (2009) hospodársky rast očakávaný v roku 2010 nebude dostatočný na to, aby vyvolal nárast zamestnanosti znamenajúci vylepšenie situácie na trhu práce. S takýmto vývojom zamestnanosti možno do istej miery počítať až neskôr. Tento nárast bude však značne pod úrovňou, ktorá bola v rokoch 2005-2008. Toto tvrdenie môžeme na základe nami zrealizovaných analýz len potvrdiť.

Literatúra

- [1] BITTNER, M. - SOROKOVÁ, T. 2010. Ekonomicko-sociálne dôsledky dopadu finančnej a hospodárskej krízy na obyvateľstvo SR. In: International Scientific Conference Trends and Innovative Approaches in Business Processes "2010", The13th.
- [2] KÁRÁSZ, P. 2009. Vplyv globálnej ekonomickej krízy na vývoj hospodárstva Slovenska so zreteľom na trh práce, Bratislava, október 2009. Dostupné na internete: http://www.euractiv.sk/fileadmin/images/Microsoft_Word_-_PK__studia2.pdf.
- [3] SIHELSKÝ, J. 2009. Dosah a vplyv krízy v roku 2009. Dostupné na internete: <http://www.skmagazine.eu/sk/article/read/465/dosah-a-vplyv-krizy-v-roku-2009>

Príspevok je súčasťou riešenia výskumného projektu VEGA 1/1213/12 Variantné prístupy merania konkurencieschopnosti regiónov.

Adresa autorov:

Zuzana Poláková, Ing., PhD.
KŠOV, FEM, SPU
Tr. A. Hlinku 2, 94976 Nitra
zuzana.polakova@uniag.sk

Zlata Sojková, prof. Ing., CSc.
KŠOV, FEM, SPU
Tr. A. Hlinku 2, 94976 Nitra
zlata.sojkova@uniag.sk

Arteriálny stiffness
staronový rizikový faktor cievnych mozgových príhod?
Arterial stiffness
old-new risk factor for ischemic stroke?

Jana Rohaľová, Štefan Madarász, Peter Koleda

Abstract: Stroke is one of the leading cause of death and invalidization of patients in the productive age. That is the reason why the primary prevention of cerebrovascular diseases is so important. For its improvement is needed mainly identification of new risk factors and the development of new diagnostic methods for the identification of the persons with higher risk of stroke. One of the newer accepted risk factors is just arterial stiffness.

In our work we examined in the group of 102 patients arterial stiffness /expressed by Aix and PWV/, classical and also modern and considered risk factors of stroke. We managed to demonstrate that Aix as a parameter of arterial stiffness has increased and abnormal levels in the group of patients without clinical evidence of atherosclerosis, or only in the early stages, while the values of PWV have according to our results increased or pathological levels in the group of patients with clear clinical manifestations of atherosclerosis. They point out, that increased or pathological value of Aix is a sign of beginning atherosclerosis, while PWV is an advanced feature of ATS, as claimed by the majority of published work so far. According to the correlation matrix in patients with pathological values of Aix and PWV were not confirmed significant correlations with other risk factors. Correlation coefficients of pathological values PWV and Aix with thickness of the IMT complex right and left are insignificant.

Abstrakt: Cievne mozgové príhody (CMP) sú jednou s vedúcich príčin smrti a invalidizácie ľudí v produktívnom veku. A to je dôvod, prečo je primárna prevencia cerebrovaskulárnych ochorení tak dôležitá. Na jej zlepšenie je dôležitá identifikácia nových rizikových faktorov a vyvinutie nových diagnostických metód na identifikáciu osôb s vysokým rizikom vzniku CMP. Jedným z novšie uznaných rizikových faktorov je práve arteriálny stiffness /tuhosť cievnej steny/. V našej práci sme v skupine 102 vyšetrovali arteriálny stiffness /vyjadrený pomocou Aix a PWV/, klasické ale aj modernejšie, novšie uznávané a zvažované rizikové faktory CMP. Podarilo sa nám preukázať, že Aix ako parameter arteriálnej tuhosti má zvýšené a patologické hodnoty v skupine pacientov bez klinického prejavu aterosklerózy, alebo len v počiatočných štádiách, zatiaľ čo hodnoty PWV sú podľa našich výsledkov zvýšené až patologické v skupine pacientov s jasnými klinickými prejavmi aterosklerózy. Poukazujú na to, že zvýšená, alebo patologická hodnota Aix je známkou začínajúcej aterosklerózy, kým PWV je znakom rozvinutej ATS, tak ako to tvrdí aj väčšina dosiaľ publikovaných prác. Podľa korelačných matíc sa u pacientov s patologickými hodnotami Aix a PWV nepotvrdili významné korelácie s ostatnými sledovanými rizikovými faktormi. Korelačné koeficienty patologických hodnôt PWV a Aix s hodnotami hrúbky príslušného IMT komplexu vpravo aj vľavo sú nevýznamné.

Key words: cerebrovascular diseases, arterial stiffness, atherosclerosis, pulse wave velocity, augmentation index.

Kľúčové slová: cerebrovaskulárne ochorenia, arteriálna tuhosť, ateroskleróza, rýchlosť pulzovej vlny, augmentačný index.

JEL classification: I10.

1. Úvod

V minulosti boli cievy považované len za pasívne „potrubie“ na vedenie krvi, v súčasnosti už ale vieme, že sa jedná o zložitý komplex, ktorý sa aktívne zúčastňuje na kardiovaskulárnych procesoch (Frolich et al., 1991). Technologické pokroky poskytli možnosť priamej, neinvazívnej vizualizácie tepien s vysokou presnosťou, čím došlo k otvoreniu obzorov pre štúdium arteriálnej tuhosti naprieč populáciou (Riley et al., 1992).

V posledných rokoch sa objavilo veľa prác zaoberajúcich sa neinvazívnym meraním arteriálnej tuhosti, ktorých veľkou výhodou je, že už ambulantne možno určiť stav artérií a riziko kardiovaskulárneho a cerebrovaskulárneho postihnutia.

Meranie „tuhosti cievnej steny“ sa už dnes v niekoľkých štátoch používa v rámci skríningu a určovania celkového kardiovaskulárneho rizika, ako aj v rámci medicínskych a farmakologických štúdií a to pri sledovaní ich efektu na stav cievnej steny (Wöstmann, 2008).

Meranie arteriálnej tuhosti určuje schopnosť arteriálnej steny sa rozširovať alebo kontrahovať, v závislosti od kontrakcie alebo dekontrakcie myokardu (Dobrin, 1978).

Z pohľadu neurológa je najdôležitejšie, že zvýšená arteriálna tuhosť je spojená s vyšším rizikom cievnej mozgovej príhody, hlavne zvýšený centrálny pulzový tlak je nepriaznivým faktorom, ktorý podporuje remodeláciu extra a intrakraniálnych tepien, tvorbu a ruptúru plakov a vznik lézií v bielej hmote mozgovej.

S vekom tepny progresívne tuhnú, rozširujú sa a predlžujú sa a cievna stena hrubne. Tieto zmeny sú navyše urýchľované arteriálnou hypertenziou (O'Rourke, 1982). Platí, že čím vyššia je arteriálna tuhosť, tým je vyšší aj centrálny systolický TK. Arteriálna tuhosť závisí od štruktúry tepien a je v inverznom vzťahu k arteriálnej distenzibilite. Tepna je tým tuhšia, čím obsahuje viac kolagénu a menej elastínu. Tento pomer sa mení, ako už bolo spomínané, hlavne vekom, kedy pribúda kolagén a stráca sa elastín (Safar et al., 2008).

Arteriálna tuhosť závisí okrem veku aj od ďalších faktorov, ako je napr. aktuálny TK – čím vyšší je TK, tým vyššia je tuhosť. (Glagov, 1993). Mení sa aj v závislosti od životného štýlu a prítomnej farmakoterapie. Zvýšené parametre sa vyskytujú pri chýbaní fyzickej aktivity, obezite, fajčení, zvýšenej aktivite sympatika, hypercholesterolémií, naopak zlepšujú sa pri redukcii hmotnosti, zvýšenej fyzickej aktivite, nízkom prijme sodíka, zvýšenom prijme omega-3 mastných kyselín a u žien po menopauze pri náhradnej hormonálnej terapii (Laurent, 2007).

Arteriálny stiffness (vyjadrený Aix a PWV) je podľa posledných výskumov nezávislým a samostatne využiteľným rizikovým faktorom kardiovaskulárnych a cerebrovaskulárnych ochorení (a teda aj cievnych mozgových príhod). Presne to sme chceli preukázať v našej práci, a to vyšetrením rizikových faktorov CMP (s dôrazom na vyšetrenie arteriálneho stiffnessu) a zisťovaním ich vzájomných korelácií. Spojitivnenie Aix sa považuje za indikátor endoteliálnej dysfunkcie, zvýšenie rýchlosti PWV sa považuje za kvantitatívny parameter rozvinutej aterosklerózy. Hodnoty PWV > 12 m/s u osôb stredného veku sú ekvivalentom poškodenia cieľových orgánov, a to aj pri chýbaní akýchkoľvek klinických príznakov (Guidelines for Management of Arterial Hypertension, 2007). Dôsledkom je excesívny nápor pulzovej energie na mikrocirkuláciu, ktorá sa začne remodelovať a v mozgu môže mať za následok mikrovaskulárnu ischémiu (hl. v oblasti bielej hmoty). Z pohľadu neurológa je najdôležitejšie, že zvýšená arteriálna tuhosť je spojená s vyšším rizikom cievnej mozgovej príhody.

2. Súbor pacientov

Náš súbor tvorilo 102 pacientov hospitalizovaných na neurologickej klinike ÚVN FN Ružomberok a to nielen po cievnych mozgových príhodách ale aj mladších pacientov, ešte bez klinických prejavov aterosklerózy (teda v možnom štádiu endoteliálnej dysfunkcie). Okrem arteriálneho stiffnessu sme vyšetrovali klasické uznávané rizikové faktory a to

systolický a diastolický tlak krvi, hladinu cholesterolu, LDL, triacylglycerolov, BMI, a modernejšie, novšie uznávané a zvažované rizikové faktory ako hrúbka intimomediálneho komplexu karotíd (IMT), hladiny CRP, vitamínu D, kreatinínu a mineralogram (hladiny sodíka, vápnika, magnézia, kalcia a chloridov).

Najmladší pacient mal 22, najstarší 90 rokov. Vyšetrovali sme výskyt 17 premenných: vek, BMI, cholesterol, LDL, TG, glukóza, kreatinín, vitamín D, Ca, Mg, CRP, sTK, dTK, hrúbka IMT dx et l.sin., Aix, PWV.

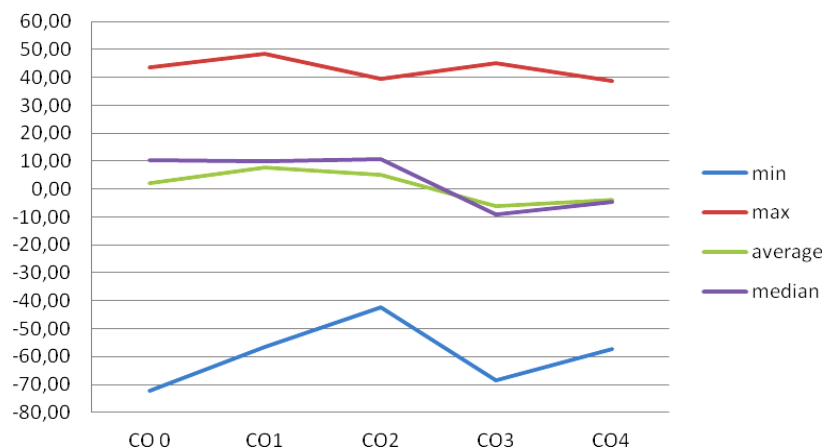
Tab. 1: Charakteristiky súboru

	vek min.	vek max.	vek	ženy	muži
CO 0	22	87	52,75	56,3%	43,7%
CO 1	46	84	64,03	65,5%	34,5%
CO 2	54	90	71,47	76,7%	23,3%
CO 3	64	90	76,33	66,6%	33,3%
CO 4	44	84	65,7	10,0%	90,0%

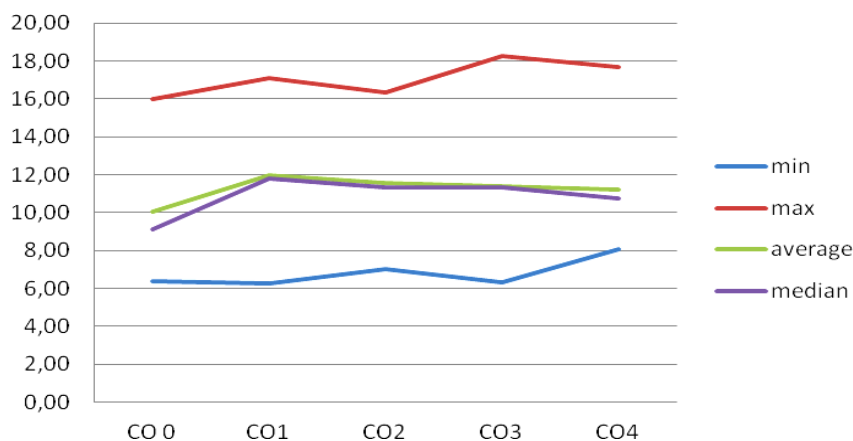
3. Hypotézy

Aby sme dosiahli svoj cieľ, stanovili sme si niekoľko hypotéz. V prevej hypotéze sme chceli preukázať, že vyšetrovanie arteriálneho stiffness má význam v rámci primárnej prevencie CVO a KVO ako ďalší rizikový faktor, ktorý poukazuje na prítomnosť AT zmien a pomôže pri včasnom vyhľadávaní rizikových pacientov. Pri overovaní tejto hypotézy sme si pacientov rozdelili do 5 skupín CO 0-4 (CO – cievne ochorenia) – a to podľa sledovaných klinických prejavov aterosklerózy, pričom výskyt (stupeň) ATS sme vyjadrovali podľa počtu nami sledovaných klinických prejavov aterosklerózy (t.j. IM, CMP, ICHDKK, AH). Preto CO 0 - žiadne klinické prejavy, CO 1 – aspoň 1 zo sledovaných klinických prejavov ATS (IM, CMP, ICHDKK a AH), CO 2 – aspoň 2 zo sledovaných klinických prejavov ATS (IM, CMP, ICHDKK a AH), CO 3 - aspoň 3 zo sledovaných klinických prejavov ATS (IM, CMP, ICHDKK a AH), CO 4 – výskyt všetkých štyroch sledovaných klinických prejavov ATS.

V jednotlivých skupinách CO 0-4 sme vyšetrovali sledované parametre aterosklerotického procesu a to Aix a PWV. V dostupnej literatúre sa uvádza, že v prítomnosti aterosklerózy je zvýšené PWV (Aix zvýšené byť nemusí). V našom súbore by to malo byť v určitom stupni prítomné v skupine pacientov CO 2-4. To sú totiž pacienti, ktorí už majú rozvinuté klinické prejavy ATS. V štádiu endotelovej dysfunkcie (teda pred-stupňa aterosklerózy) je podľa dostupných faktov zvýšené Aix. Jeho zvýšená hodnota signalizuje zvýšené riziko vývoja ďalších fáz aterosklerotického procesu, ale ešte nie aterosklerózu. Takéto hodnoty by mali byť nájdené v súbore pacientov CO 0, event. CO 1, ktorí ešte nemajú klinické prejavy ATS, alebo majú len začínajúce zmeny a predpokladá sa u nich buď neprítomnosť žiadnych ATS zmien, ale endotelová dysfunkcia, event. počiatočné štádia aterosklerózy. Grafy č. 1,2 zobrazujú charakteristiku parametrov Aix a PWV v jednotlivých skupinách CO 0-4.

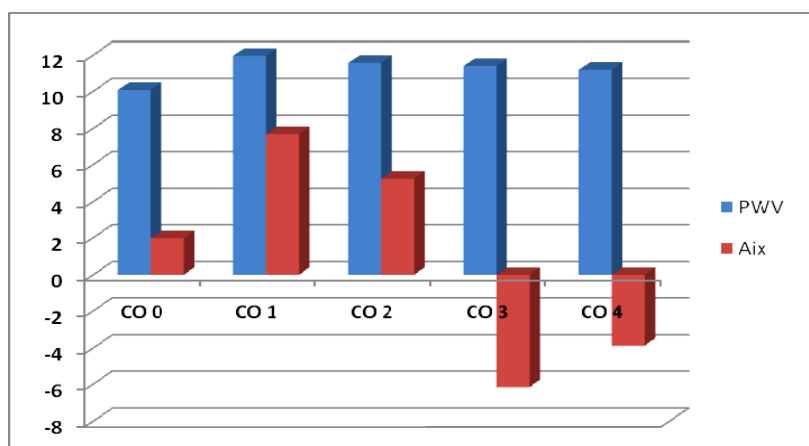


Graf. č.1 Rozptyl hodnôt Aix v skupinách CO 0-4 (od -10 do +10 zvýšená hodnota, nad +10 jednoznačne patologická hodnota)



Graf. č.2 Graf rozptylu hodnôt PWV v skupinách CO 0-4 (9,7-12 m/s zvýšená hodnota, nad 12 m/s jednoznačne patologická hodnota)

Pri tejto hypotéze sme vychádzali z tvrdenia, že v štádiu endoteliálnej dysfunkcie je zvýšené Aix, kým v štádiu aterosklerózy je zvýšené PWV. Následne sme kontingenčnými tabuľkami zobrazili samostatne Aix aj PWV a ich zastúpenie v jednotlivých skupinách CO 0-4. To ukazuje graf č. 3.

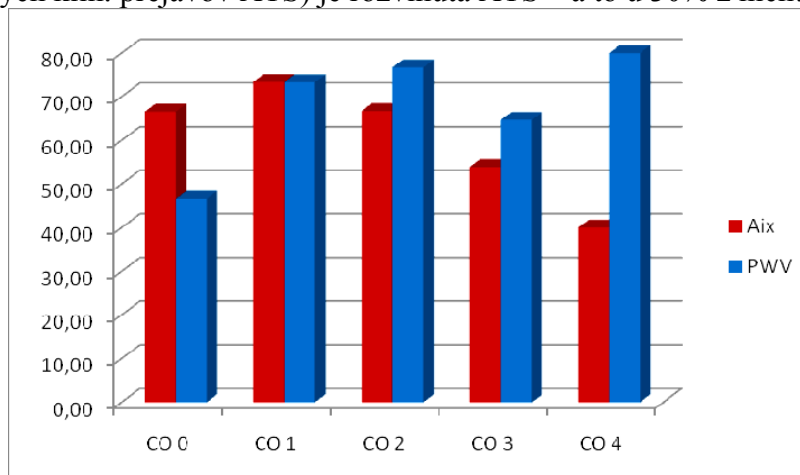


Graf č. 3 Priemerné hodnoty PWV a Aix v jednotlivých skupinách CO 0-4

V skupine CO 0 – teda bez klinických prejavov bolo 15 pacientov, z toho 53,3% už malo patologické hodnoty Aix (napriek tomu, že zatiaľ nemali žiadne klinické prejavy ATS). V skupine CO 1, teda s aspoň 1 zo sledovaných klinických prejavov ATS bolo 28 pacientov, z toho až 56,7% malo patologické hodnoty Aix. V skupine CO 2 bolo 27 pacientov, z toho 50,0% malo patologické hodnoty Aix, v skupine CO 3 bolo 17 pacientov, z toho 35,3% malo patologické hodnoty Aix a v skupine CO 4 (teda mali prítomné všetky 4 sledované klinické prejavy ATS) bolo 10 pacientov, z toho 30,0% malo patologické hodnoty Aix. Vzhľadom k tomu, že známka endotelovej dyfunkcie je už zvýšené Aix, znamená to, že v skupine CO 0 bez klinických prejavov ATS až 66,6% pacientov už malo známky endotelovej dysfunkcie!!!!

Ohľadne PWV - v skupine CO 0 – teda bez klinických prejavov bolo 15 pacientov, z toho 33,3% už malo patologické hodnoty PWV (napriek tomu, že zatiaľ nemali žiadne klinické prejavy ATS), ďalších 13,3% malo hodnoty zvýšené. Graf č. 16 zobrazuje zastúpenie hodnôt PWV v tejto skupine. V skupine CO 1 bolo 28 pacientov, z toho 43,3% malo patologické hodnoty PWV, 30,0% malo hodnoty PWV zvýšené. V skupine CO 2 je 27 pacientov, z toho 30,0% malo patologické hodnoty PWV, zvýšené hodnoty malo 46,7%, v skupine CO 3 je 17 pacientov, z toho 41,2% malo patologické hodnoty PWV a v skupine CO 4 (teda mali prítomné všetky 4 sledované klinické prejavy ATS) je 10 pacientov, z toho síce len 10,0% malo patologické hodnoty PWV, ale až 70,0% malo zvýšené hodnoty PWV. Rovnako ako s Aix, aj tu vidíme v skupine CO 0 až 46,6% zvýšenie PWV aj napriek tomu, že vyšetřovaní pacienti nemali zatiaľ žiadne klinické prejavy ATS.

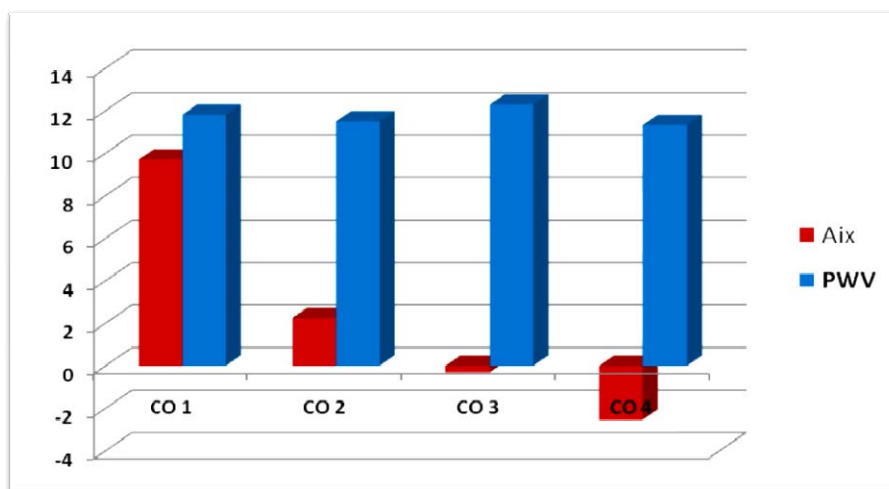
Výskyt zvýšených a patologických hodnôt Aix a PWV v skupinách Co 0-4 ukazuje graf. č. 4. Súhrnom môžeme povedať, že výskyt zvýšených a patologických hodnôt Aix je výraznejšie ZVÝŠENÝ v sk. CO 0-2 (v sk. CO 1 - 73,4%), kým v skupine CO 3-4 už dochádza k jeho postupnému poklesu. Alarmujúci bol výsledok v skupine CO 0, kde až 53,3%!!!! pacientov už malo patologické hodnoty Aix, napriek tomu, že zatiaľ nemali žiadne klinické prejavy ATS. Ak berieme v úvahu nie len patologické, ale aj zvýšené hodnoty, tak by sme mohli povedať, že spolu až 66,6%!!!! pacientov v skupine CO 0 malo známky ENDOTELIÁLNEJ DYSFUNKCIE!!! ZVÝŠENÝ výskyt zvýšených a patologických hodnôt PWV by mal byť teoreticky v skupinách CO 1-4, lebo je považovaný za marker už rozvinutej ATS. Naše výsledky toto tvrdenie podporujú, lebo v skupine CO 4 má vyše 70% pac. Patologické alebo zvýšené hodnoty PWV. Rovnako je ZVÝŠENÝ výskyt patologických a zvýšených hodnôt PWV aj v sk. CO 1-3. Zarážajúce ale je, že v sk. CO 0 má viac ako 30%!!!! pacientov patologické hodnoty PWV a až 46,6%!!!! pacientov má zvýšené hodnoty PWV. Znamená to, že aj u pacientov, ktorých sme nepovažovali za rizikových pre vznik CMP (a sú zatiaľ bez bežných klin. prejavov ATS) je rozvinutá ATS – a to u 30% z nich!!!!



Graf č. 4 Výskyt patologických a zvýšených hodnôt Aix a PWV v skupinách CO 0-4 (%)

V druhej hypotéze sme predpokladali pozitívnu koreláciu patologického nálezu arteriálneho stiffnessu u pacientov, u ktorých sa vyskytujú aj ďalšie rizikové faktory. Túto hypotézu sme sa snažili dokázať výpočtom korelácií jednotlivých sledovaných rizikových faktorov (vek, BMI, cholesterol, LDL, TG, glykémia, kreatinín, vitamín D, Ca, Mg, CRP) s patologickými hodnotami PWV a Aix. Podľa korelačných matíc sa u pacientov s patologickými hodnotami Aix a PWV nepotvrdili významné korelácie s ostatnými sledovanými rizikovými faktormi. Konkrétne medzi Aix a sTK (0,35) a Aix a PWV (0,515) je stredná miera závislosti, s ostatnými rizikovými faktormi je Aix v slabej závislosti a s kreatinínom je v nezávislosti. PWV je s ostatnými RF v slabej závislosti, okrem veku, cholesterolu, LDL, glykémie, vitamínu D, Ca, Mg a CRP, s ktorými je v nezávislosti.

V tretej hypotéze, sme predpokladali, že u pacientov, ktorí prekonalí TIA a NCMP budú hodnoty arteriálneho stiffness patologické – keďže CMP je klinickým prejavom ATS. Pri overovaní tejto hypotézy sme z celého súboru pacientov vybrali len tých, ktorí prekonalí CMP. Zároveň boli títo pacienti podľa výskytu klinických prejavov ATS členmi v niektorej zo skupín CO 1-4. Použili sme jednofaktorovú analýzu rozptylu ANOVA. Podľa výsledkov sme zistili, že úrovne faktora CO (1-4) neovplyvňujú variabilitu faktorov Aix a PWV ($p > 0,05$). Viac nám ale povedali priemerné hodnoty Aix, pretože v skupinách CO 1-4 u pacientov po CMP majú tieto hodnoty klesajúcu tendenciu (graf. č.5), čo podporuje tvrdenia, že Aix je včasným markerom vzniku počiatkových zmien v rámci aterosklerózy. Čo sa týka PWV, vo všetkých skupinách CO 1-4 sú hodnoty PWV viac menej vyrovnané (graf č.5), čo by mohlo znamenať, že stupeň ATS postihnutia, tak ako to potvrdzujú aj ostatné hypotézy, nemá vplyv na hodnotu PWV, ale skôr, že hodnota PWV je zvýšená už od vzniku aterosklerózy, bez ohľadu na jej klinické prejavy.



Graf. č. 5 Priemerné hodnoty Aix a PWV v skupinách CO 1-4 u pacientov po CMP

4. Záver

Cievne mozgové príhody sú stále jednou z hlavných príčin invalidizácie, a to nielen v našej republike, ale celosvetovo. Aby sme efektívne dokázali znížiť prevalenciu a tým aj morbiditu a mortalitu na CMP, je základom primárna prevencia. Efektívna primárna prevencia je založená na poznaní rizikových faktorov a ich skríningu. Cieľom našej práce je upozorniť na možnosť vyšetřovania tzv. tuhosti cievnej steny v primárnej prevencii. Tuhosť cievnej steny (arteriálny stiffness), určite nie je novinkou posledného obdobia. Naopak, je to pojem známy už niekoľko desiatok rokov. Bolo publikovaných množstvo prác vyzdvihujúcich možnosti a potenciál tohto rizikového faktora. Napriek tomu nedošlo k jeho širšiemu využitiu v praxi

a v našich končinách je to širokej verejnosti pojem vyslovene neznámy. Vyšetrovanie tuhosti cievnej steny má vysoký potenciál k rozsiahlemu využitiu v praxi, hlavne pre jeho neinvazivitu a jednoduchosť vyšetrenia. Existuje niekoľko prístrojov, ktoré využívajú rôznu metodiku pri vyšetrovaní arteriálnej tuhosti. Spoločné majú to, že je to vyšetrenie časovo nenáročné a je možné realizovať ho v ktoromkoľvek zdravotníckom zariadení či ambulancii. Vzhľadom k výsledkom našej práce, a hlavne s ohľadom na možnosť zachytenia včasných fáz aterosklerózy ako vedúcej príčiny cerebrovaskulárnych ochorení, by ideálnou situáciou bolo zákonné zavedenie skriningového vyšetrenia arteriálneho stiffness v celej populácii v určitom stanovenom veku (napr. v 40.-tom roku veku). Podľa výsledkov vyšetrenia tuhosti cievnej steny by pacient mohol byť informovaný o „stave svojich ciev“ a o možnostiach preventívneho zásahu na zníženie rizika vzniku cerebro a kardiovaskulárnych ochorení. Doteraz sa ako sledovaný rizikový faktor najčastejšie používalo bežne meranie krvného tlaku, čo je rovnako ako vyšetrenie arteriálnej tuhosti nenáročné na realizáciu. Viaceré vedecké práce však uvádzajú, že vyšetrenie arteriálnej tuhosti lepšie vyjadruje poškodenie ciev aterosklerózou a hlavne preukáže poškodenie cievnej steny ešte v počiatočných štádiách, keď hodnoty bežne používaných rizikových faktorov (aj krvného tlaku) ešte nie sú patologické. To sme potvrdili aj v našej práci. Kto nevidel človeka, doposiaľ vitálneho, v produktívnom veku s náhle vzniknutou cievnu mozgovou príhodou s ťažkým postihnutím hybnosti, reči a výrazným znížením kvality života, si asi ťažko predstaví ako výrazne to zasiahne do života pacienta aj jeho príbuzných. Faktom ostáva, že cievne mozgové príhody vždy zasiahnu spoločnosť nielen ľudsky, ale aj finančne. Preto by sme rutinné vyšetrenia rizikových faktorov cerebrovaskulárnych a kardiovaskulárnych príhod nemali brať na ľahkú váhu a mala by im byť venovaná taká pozornosť, akú si zaslúžia.

Zoznam skratiek

AH	Arteriálna hypertenzia
Aix	Augmentačný index
BMI	Body mass index
CMP	Cievny mozgová príhoda
CO	Cievne ochorenia
CRP	C-reaktívny proteín
dTK	Diastolický tlak krvi
ICHDKK	Ischemická choroba dolných končatín
IM	Infarkt myokardu
IMT	Intimomediálny komplex (hrúbka)
PWV	Pulse wave velocity
sTK	Systolický tlak krvi
TAG	triacylglyceroly

Literatúra

1. Dobrin PB. Mechanical properties of arteries. *Physiol Rev* 1978;58:397-460.
2. Frohlich ED, Apstein C, Armstrong ML et al. Target organ consequences in hypertension: pathogenesis and prevention. *Hypertension* 1991;18(Suppl. I):I-143-5.
3. Glagov S, Zarins CK, Masawa et al. Mechanical functional role of non-atherosclerotic intimal thickening. *Front Med Biol Eng.* 1993;5:37–43.
4. Guidelines for the management of arterial hypertension 2007, *European Heart Journal* (2007): 1462-1536
5. Laurent S, Cockcroft J, Van Bortel L et al. Abridged version of the expert consensus document on arterial stiffness. *Artery Research* 2007, 1:2-12.

6. O'Rourke MF. *Arterial Function in Health and Disease*. Edinburgh, Churchill, 1982, pp 27-32
7. Riley WA, Barnes RW, Evans GW et al. Measurement of arterial distensibility in the Atherosclerosis Risk in Communities (ARIC) cohort. In: Borgatti E, ed. Follow-up and prevention of atherosclerotic plaque. Torino, Italy: Centra Scientifico Editore, 1992:45-54.
8. Safar ME, Blacher J. Carotid versus brachial pulse pressure in elderly persons. *J Am Coll Cardiol* 2008, 51:2440-2441.
9. Wöstmann X, László W. „Arterial stiffness“ - nezávislý rizikový faktor kardiovaskulárných ochorení v ambulancii praktického lekára. 2008. in.: http://www.arteriograf.cz/soubory/sesit_final.pdf

Práca je podporená projektom EU Mechanizmy a nové markery vzniku a priebehu cirkulačných porúch mozgu ITMS 26220220099.

Adresa autorov:

Jana Rohal'ová, MUDr., PhD.
Neurologická klinika ÚVN SNP FN
Ul. g. Miloša Vesela 21, 03426 Ružomberok
rohalovaj@gmail.com
Peter Koleda, MUDr.
NK ÚVN SNP FN Ružomberok
Ul. gen. Miloša Vesela 21
03401 Ružomberok
koledap@uvn.sk

Štefan Madarász, MUDr., PhD.
Neurologická klinika ÚVN SNP FN
Ul. g. Mloša Vesela 21, 03426 Ružomberok
madaraszs@gmail.com

Analýza dostupnosti ZZS **Analysis of the availability of EMS**

Jitka Slováková, Jaroslav Marek

Abstract: Time availability of IZS plays crucial role in resolving critical situations. The article focuses on Emergency medical services (EMS) that is one of the basic establishments within the Joint Rescue Service of the Czech Republic.

The article is tried to identify factors that influence the arrival time of emergency medical services. The statistical analysis is made on real data from the Olomouc region from the year 2009. The calculation revealed that the arrival time was not significantly different in different calendar days, different months of the year or different times of the day.

Abstrakt: Časová dostupnost IZS hraje důležitou roli při řešení krizových situací. Příspěvek je zaměřen na zdravotnickou záchrannou službu (ZZS), která je jednou ze složek integrovaného záchranného systému České republiky. Článek se snaží identifikovat faktory, které ovlivňovaly dobu dojezdu v Olomouckém kraji v r. 2009. Analýza dat ukázala, že doba dojezdu není ovlivněna kalendářním dnem, měsícem roku ani různou denní dobou.

Key words: EMS in the Czech Republic, statistical analysis of time availability

Klíčové slová: ZZS v České republice, statistická analýza doby dojezdu ZZS

JEL classification: I10, C00

1 Úvod

1.1 Současný stav

Stávající doba dojezdu výjezdových týmů zdravotnické záchranné služby je stanovena v ČR na 20 minut od přijetí tísňové výzvy. Tento časový limit je zakotven ve vyhlášce č.374/2011 Sb., o zdravotnické záchranné službě [2]. Dříve stanovený limit dojezdu zdravotnické záchranné služby nebyl dodržován v České republice přibližně u 1970 obcí a cca pro 1 300 000 obyvatel [3].

Zřizovatelem zdravotnické záchranné služby jsou v České republice jednotlivé kraje, které odpovídají za organizaci a zajištění činnosti záchranné služby ve svém územním obvodu [1]. Tato skutečnost ovlivňuje dobu dojezdu zdravotnické záchranné služby. Konkrétně v Olomouckém kraji je v současnosti provozováno 15 výjezdových stanic.

Cílem článku je najít distribuční funkci popisující dobu dojezdu a analyzovat faktory ovlivňující dostupnost zdravotnické záchranné služby v Olomouckém kraji.

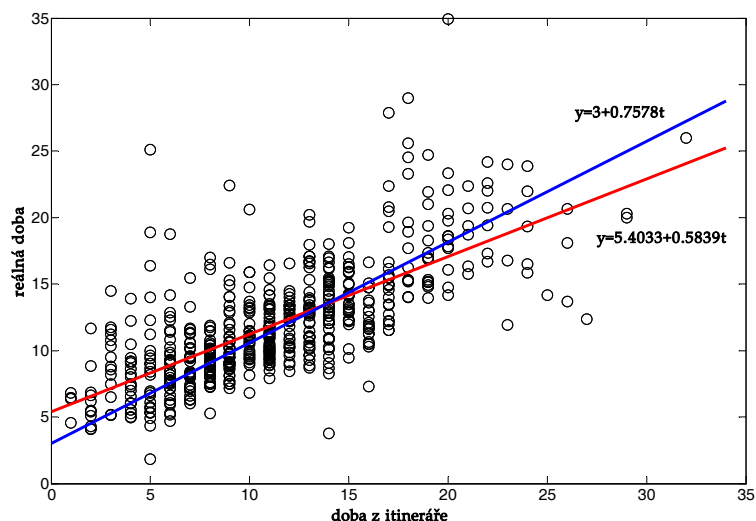
2 Dostupnost složek IZS

V této části příspěvku ukážeme, u kolik procent obyvatel Olomouckého je splněn časový limit 20 minut pro dojezd zdravotnické záchranné služby.

Pro posouzení časové dostupnosti zdravotnické záchranné služby resp. přednemocniční neodkladné péče, která je poskytována při stavech bezprostředně ohrožující život postiženého [2] byla vytvořena mapa pomocí geografického informačního systému ArcView GIS 3.2.

Komplikací pro vykreslení úplné mapy byla skutečnost, že do některých sídel nebyl v průběhu analyzovaného kalendářního roku realizován žádný výjezd. Pro taková sídla byla doba dojezdu stanovena pomocí regresní analýzy známých výjezdů. Z očekávaných časů dojezdu získaných z routeplanner Škody Mladá Boleslav [4] ze všech 15

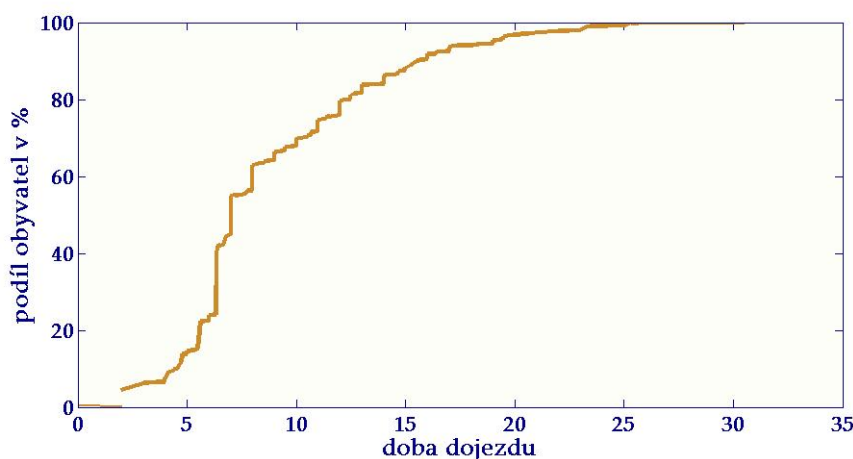
výjezdových míst Olomouckého kraje do všech katastrálních území, byl vybrán nejkratší čas a ten určil, ke které výjezdové stanici vybrané sídlo, resp. katastr přináleží. Viz obrázek 1, na kterém jsou vykresleny body o souřadnicích odpovídajících době dojezdu z itineráře a skutečné době dojezdu. Dále jsou zde vykresleny dvě regresní přímky modelující popsanou závislost. U jedné aproximace je fixován absolutní člen na očekávanou dobu 3 minut do odjezdu sanitky z výjezdového místa. Druhá přímka je získána pomocí aproximace obecnou přímku.



Obr. 1: Vztah mezi skutečnou dobou dojezdu a očekávanou dobou dojezdu dle routeplanneru

Na základě regresní přímky mohla být dopočítána doba dojezdu u do malých sídel, do kterých výjezd nebyl v r. 2009 realizován.

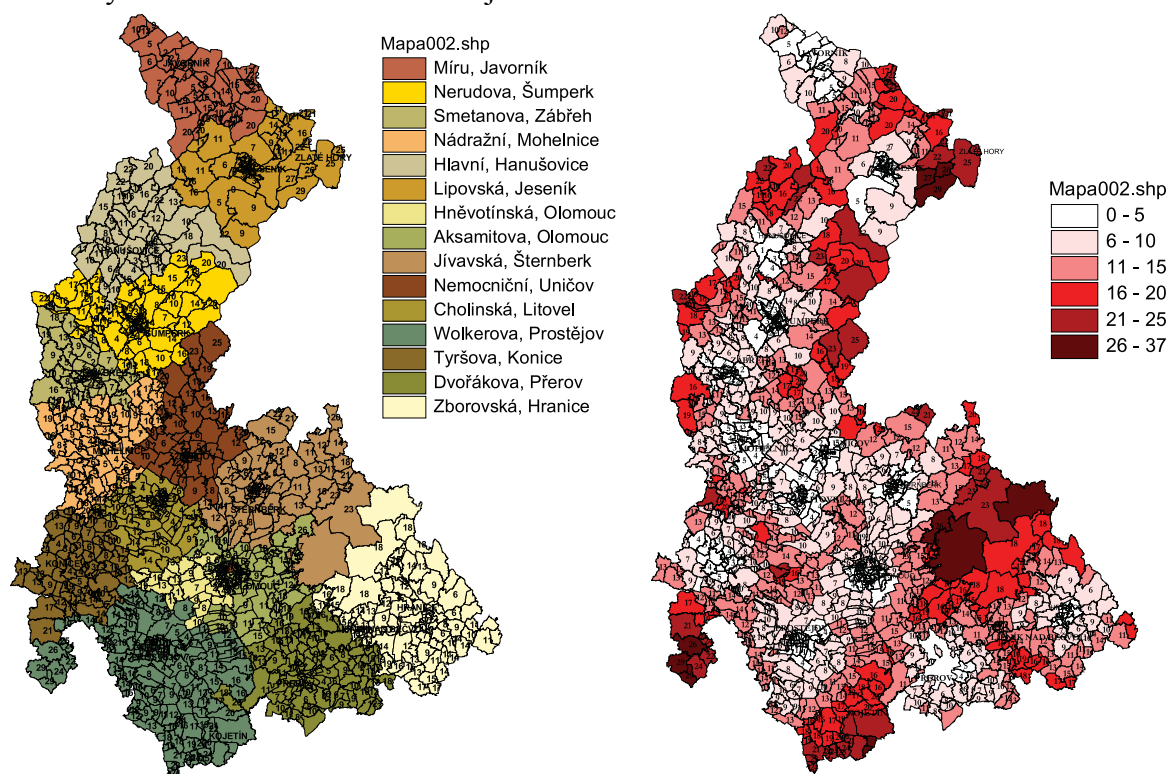
Na obr. 2 je zobrazena distribuční funkce, která zobrazuje procentní podíl obyvatelstva, pro který je v čase uvedeném na vodorovné ose dostupná přednemocniční neodkladná péče.



Obr. 2: Distribuční funkce pro dobu dojezdu

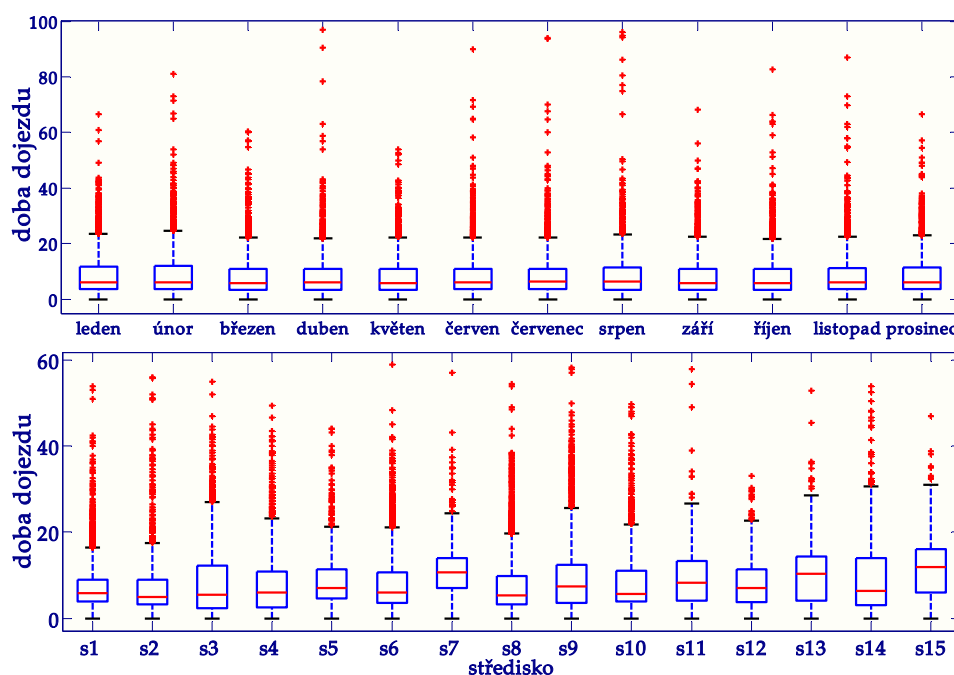
Střední hodnota doby dojezdu je $\bar{y} = 9$ min. Je zřejmé, že stanovená doba dojezdu 20 minut není splněna jen u cca 5 % obyvatel kraje.

Na obrázku 3 vpravo jsou oblasti s nejdelší dobou dojezdu znázorněny černě. Jde o sídla v horských oblastech a na hranici kraje.



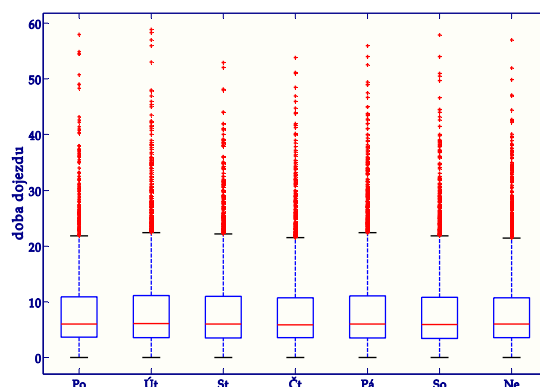
Obr. 3: Doba dojezdu z výjezdových míst v sídlech Olomouckého kraje

Dále bylo zjišťováno, zda faktor roční doby a tedy jednotlivé měsíce v roce nějak ovlivňují poskytování PNP, viz obr. 4.



Obr. 4: Faktor kalendářního měsíce a faktor střediska

Obdobně byl zkoumán vliv dne v týdnu.

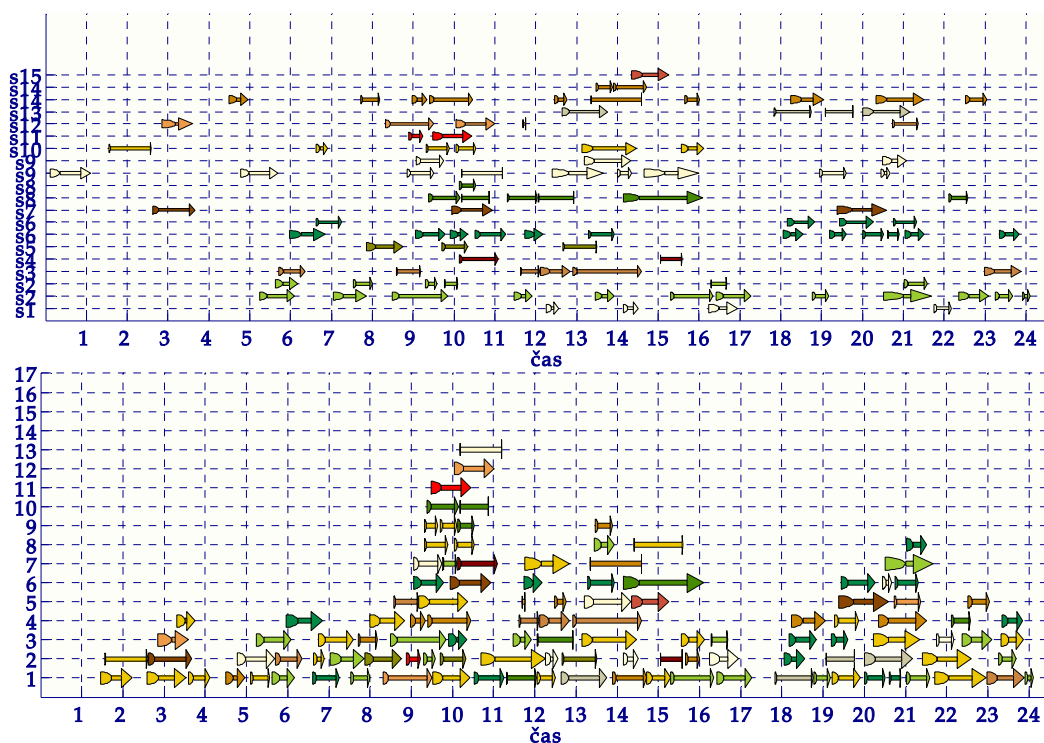


Obr. 5: Faktor dne v týdnu

Rozdíly u doby dojezdu v různých kalendářních měsících ani dnech v týdnu nebyly statisticky významné. Významně odlišné ale byly střední doby dojezdu u různých výjezdových míst, kterých je v Olomouckém kraji celkem 15, viz obrázek 4. Doba dojezdu výjezdového místa je dána kvalitou silniční sítě ve spádovém území výjezdového místa. Výjezdové místo ozn. s7, s14 a s15 jsou výjezdová místa Konice, Jeseník a Javorník. V jejich spádovém území se nachází regiony vybarvené v mapě na obr. 3 černě.

Hypotézy o shodě středních hodnot byly testovány pomocí Kruskal-Wallisova testu při zvolené hladině významnosti 5 %.

Dále byla analyzována kapacita výjezdových středisek v průběhu dne. Počty výjezdů se během dne liší. Na obr. 6 jsou znázorněny pomocí šipového grafu výjezdy ze dne 1. 6. 2009.



Obr. 6: Počty výjezdů v různých časech dne 1. 6. 2009

Šíp je tvořen křídélkem, dříkem a hrotem. Tyto části postupně znázorňují dobu dojezdu na místo zásahu, dobu setrvání na místě zásahu a dobu do předání pacienta do zdravotnického zařízení resp. dobu do návratu na výjezdové místo.

4 Závěr

Cílem článku bylo pomocí zmapovat časovou dostupnost zdravotnické péče a provést analýzu faktorů ovlivňujících dobu dojezdu složek IZS na místo zásahu. Prokázalo se, že nejvíce ovlivňuje dobu dojezdu faktor střediska, který je ovlivněn kvalitou komunikací v jeho spádovém území.

Literatura

- [1] Zákon č. 372/2011 Sb., o zdravotních službách a podmínkách jejich poskytování, ve znění pozdějších předpisů. Praha: Ministerstvo zdravotnictví, 2011.
- [2] Zákon č. 374/2011 Sb., o zdravotnické záchranné službě, ve znění pozdějších předpisů. Praha: Ministerstvo zdravotnictví, 2011.
- [3] Ministerstvo zdravotnictví České republiky (MZ) : Krizová připravenost [online]. 2008, 15. 12. 2008 [2010-01-13]. URL: <<http://www.mzcr.cz/Odbornik/Pages/862-dotazy.html>>.
- [4] Zdravotnická záchranná služba Olomouckého kraje [online]. 2010 [2011-03-05]. Současný stav PNP u ZZS OK. URL: <<http://www.zzsok.cz/soucasnyStav.php>>.
- [5] WEINBERG, Jan. Osobní sdělení. Zdravotnická záchranná služba Olomouckého kraje, Olomouc, Aksamitova 8, 15. 3. 2010.
- [6] Rozhovor měsíce. MUDr. Michael Fischer, náměstek Olomouckého kraje, časopis Olomoucký kraj, ročník 9, číslo 2, únor 2010, str. 2.
- [7] JORDAN, Hannah, et al. Distance, rurality and the need for care: access to health services in South West England. *International Journal of Health Geographics*. 2004, 3, s. 1-9. Dostupný také z WWW: <<http://www.ij-healthgeographics.com/content/3/1/21>>.
- [8] Letkovičová, Mária: Priestorová štúdia, alebo príde sanitka včas? *Konferencia 3.statistické dny v Hradci Králové*, 2009.
- [9] ŠVERDÍK, Michal. Záchranka přijede od sousedů. *MF DNES*. 2009, s. 1-2.
- [10] Škoda Mladá Boleslav: Routeplanner [online]. Mladá Boleslav: 2006, [cit. 2013-01-07]. Dostupný také z WWW: <<http://www.skodaauto.com/mossce/services/routeplanner/default.htm>>.

Adresy autorů:

Ing. Jitka Slováková, Ph.D.
Oddělní vědy a výzkumu
Fakultní nemocnice Olomouc
I. P. Pavlova 6
775 20 Olomouc
e-mail: jitka.slovakova@centrum.cz

Mgr. Jaroslav Marek, Ph.D.
Univerzita Pardubice
Fakulta elektrotechniky a informatiky
Studentská 95
532 10 Pardubice
e-mail: jaroslav.marek@upce.cz

Ktoré faktory sú dôležité pri posudzovaní sociálnej inklúzie na základných školách?¹

Which factors are important for assessment of social inclusion in primary schools?

Kristína Sotáková, Roman Pavelka, Elena Tomková

Abstrakt: Článok opisuje prvotné výsledky merania sociálnej inklúzie na základných školách. Analyzuje pilotné meranie z hľadiska faktorov, ktoré by mohli ovplyvňovať inkluzívne postoje žiakov na ZŠ.

Abstract:

The article describes initial results of the measurement of the social inclusion in primary schools. It analyzes a pilot measurement in terms of factors that could affect the inclusive attitude of pupils.

Key words: social inclusion, pupils with special educational needs, questionnaire of emotional, cognitive and behavioral components of attitudes, analysis of variance.

Kľúčové slová: sociálna inklúzia, žiak so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami, dotazník emocionálnej, kognitívnej a behaviorálnej zložky postoja, analýza rozptylu.

JEL classification: I21, I24, Z13

1. Úvod

Princíp školskej inklúzie predpokladá vzdelávanie žiakov bez ohľadu na ich fyzické, intelektuálne, emocionálne, sociálne a iné predpoklady. V mesiacoch marec – apríl 2014 sme v rámci výskumu sprievodných aspektov kvality vzdelávania na základných školách administrovali dotazník sociálnej inklúzie (autor P. Rosenbaum). Cieľom monitorovania bolo zistiť úroveň inklúzie, resp. pripravenosti na inklúziu vzhľadom na žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami (ďalej len skratkou ŠVVP), ktorí sú začlenení do bežnej triedy základnej školy, a to na emocionálnej, kognitívnej a behaviorálnej škále. V príspevku oboznamujeme čitateľa s prvotnými analýzami merania sociálnej inklúzie na základných školách.

2. Použité metódy

Pilotné meranie bolo realizované na vzorke siedmich škôl Bratislavského kraja. Prvé výsledky boli získané pomocou pilotného administrovania dotazníka (N = 375). V príspevku analyzujeme vplyvy jednotlivých triediacich faktorov, ktoré by sa mohli podieľať na odlišnostiach v odpovediach.

Dotazník bol preložený² a adaptovaný z anglického originálu do slovenského jazyka a administrovaný elektronicky v 5. a 8. ročníkoch ZŠ na Slovensku. Obsahuje 36 položiek, ktoré sú rovnomerne rozdelené do troch skupín zodpovedajúcich jednotlivým zložkám ľudského postoja – emocionálnej, kognitívnej a behaviorálnej. Každá z položiek dotazníka ponúka odpoveď na 5 stupňovej škále. Kvôli bezpečnému porozumeniu výrazu "žiak so

¹ Príspevok vznikol za podpory ESF projektu NÚCEM *Zvyšovanie kvality vzdelávania na ZŠ a SŠ s využitím elektronického testovania* (kód ITMS projektu 26110130546 a 26140130030)

² Pôvodný dotazník: Rosenbaum, P.: „Chedoke-McMaster Attitudes Towards Children with Handicaps (CATCH)“

ŠVVP", boli v úvode dotazníka niekoľkými vetami opísané 3 základné typy žiakov so ŠVVP pomocou krátkeho príbehu: žiak so zdravotným znevýhodnením, žiak s poruchami učenia/správania, žiak zo sociálne znevýhodňujúceho prostredia. Po prečítaní jednotlivých príbehov respondent uvedie, či má skúsenosť so žiakom, ktorý sa podobá niektorému chlapcovi z príbehu a rozhodne sa, o ktorom z nich bude dotazník vyplňať. Dotazník bol v tomto bode variantný: ak žiak uviedol, že pozná žiaka z príbehu, v ďalšej otázke vybral ten typ, ktorý pozná. Ak takého žiaka nepozná, v ďalšej otázke si mohol vybrať, ku ktorému typu sa bude v dotazníku vyjadrovať. Úvodné položky dotazníka identifikovali respondenta z hľadiska pohlavia, ročníka a školy.

Na posúdenie odlišnosti postojov v jednotlivých skupinách respondentov sme použili jednoduchú analýzu rozptylu pomocou softvéru SPSS 19 (procedúra One-Way ANOVA). Overovali sme, či sa žiaci líšia vo svojich postojoch v rámci faktorov: pohlavie, typ žiaka so ŠVVP a skúsenosť so žiakom so ŠVVP. Predpoklady pre použitie testu ANOVA boli splnené (normalita dát). Výsledky boli overené aj Welschovým a Brown-Forsytheovým testom. V prípade, že neboli splnené predpoklady testu ANOVA, pre analýzu použili sme neparametrické testy (Kruskal-Wallisov a mediánový).

3. Namerané výsledky

V rámci rozlíšenia skupín žiakov, ktorí poznajú, resp. nepoznajú žiakov so ŠVVP sa ukázali významné odlišnosti v afektívnej a behaviorálnej škále a aj celkovom skóre (pozri tabuľku č.1). Žiaci, ktorí nepoznajú žiakov so ŠVVP vyjadrili inkluzívnejší postoj na rovine emócií (afektívna rovina) a na rovine správania sa (behaviorálna rovina) ako žiaci, ktorí žiakov so ŠVVP poznajú.

Tab. 1: Priemerné skóre troch zložiek postoja žiakov, ktorí poznajú/nepoznajú žiaka so ŠVVP, overené testom ANOVA

otázka: Poznáš niekoho, kto sa podobá na jedného z chlapcov z príbehu?									
odpoveď		N	Priemerné skóre	Smerodajná odchýlka	Štandardná chyba merania	95% Konfidenčný interval priemeru		ANOVA	
						od	do	F	Sig.
afektívna škála	nie	114	36,91	6,35	0,59	35,73	38,09	7,33	0,01
	áno	261	34,89	6,77	0,42	34,07	35,72		
	Spolu	375	35,51	6,70	0,35	34,83	36,19		
behaviorálna škála	nie	114	36,82	8,72	0,82	35,20	38,43	18,06	0,00
	áno	261	32,54	9,05	0,56	31,44	33,65		
	Spolu	375	33,84	9,15	0,47	32,91	34,77		
kognitívna škála	nie	114	36,02	5,65	0,53	34,97	37,07	3,25	0,07
	áno	261	34,77	6,38	0,39	33,99	35,55		
	Spolu	375	35,15	6,19	0,32	34,52	35,78		
celkové skóre	nie	114	109,75	18,30	1,71	106,35	113,14	12,48	0,00
	áno	261	102,21	19,30	1,19	99,85	104,56		
	Spolu	375	104,50	19,29	1,00	102,54	106,46		

V rámci rozlíšenia skupín žiakov podľa pohlavia sa ukázali významné odlišnosti v afektívnej škále a v celkovom skóre – chlapci boli v odpovediach inkluzívnejší (pozri tabuľku č.2).

Ďalším významným faktorom, ktorý ovplyvnil odpovede respondentov sa ukazuje výber žiaka daného typu ŠVVP. Výber žiaka podľa typu ŠVVP bol nerovnomerný (pozri obrázok č.1.). Pri tomto výbere neboli splnené predpoklady pre test rozptylu ANOVA (výbery nepochádzali z normálneho rozdelenia), preto na vyhodnotenie odlišností odpovedí vzhľadom na sledované faktory sme použili neparametrické testy pre viac nezávislých výberov (Kruskal

– Wallis a mediánový test). Výsledky týchto neparametrických testov uvádzame v tabuľke č.3.

Tab. 2: Priemerné skóre troch zložiek postoja žiakov podľa pohlavia overené testom ANOVA

faktor: chlapec/dievča									
odpoveď		N	Priemerné skóre	Smerodajná odchýlka	Štandardná chyba merania	95% Konfidenčný interval priemeru		ANOVA	
						od	od	F	Sig.
afektívna škála	chlapec	187	36,51	6,63	,48	35,55	37,46	8,50	0,00
	dievča	188	34,51	6,64	,48	33,56	35,47		
	Spolu	375	35,51	6,70	,35	34,83	36,19		
behaviorálna škála	chlapec	187	34,52	8,88	,65	33,24	35,80	2,04	0,15
	dievča	188	33,17	9,40	,69	31,82	34,52		
	Spolu	375	33,84	9,15	,47	32,91	34,77		
kognitívna škála	chlapec	187	35,47	6,52	,48	34,52	36,41	0,97	0,32
	dievča	188	34,84	5,84	,43	34,00	35,67		
	Spolu	375	35,15	6,19	,32	34,52	35,78		
celkové skóre	chlapec	187	106,49	19,52	1,43	103,68	109,31	4,01	0,05
	dievča	188	102,52	18,91	1,38	99,80	105,24		
	Spolu	375	104,50	19,29	1,00	102,54	106,46		

Tab. 3: Priemerné skóre troch zložiek postoja žiakov podľa typu žiaka so ŠVVP overené Kruskal-Wallisovým a mediánovým testom

Faktor: typ žiaka zo ŠVVP			
		N	priemerné poradie
afektívna škála	zdravotný postih	73	229,57
	porucha učenia a správania	223	186,07
	soc. znevýhodnenie	79	155,03
	Spolu	375	--
behaviorálna škála	zdravotný postih	73	235,90
	porucha učenia a správania	223	170,89
	soc. znevýhodnenie	79	192,03
	Spolu	375	--
kognitívna škála	zdravotný postih	73	210,93
	porucha učenia a správania	223	193,74
	soc. znevýhodnenie	79	150,59
	Spolu	375	--
celkové skóre	zdravotný postih	73	233,35
	porucha učenia a správania	223	180,26
	soc. znevýhodnenie	79	167,94
	Spolu	375	--

Test Statistics^{a,b}

	afektívna škála	behaviorálna škála	kognitívna škála	celkové skóre
Chi-Square	18,157	19,944	13,337	16,625
df	2	2	2	2
Asymp. Sig.	,000	,000	,001	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: typ

Test Statistics^d

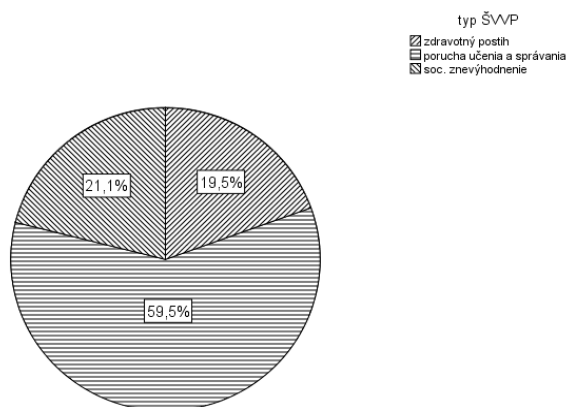
	afektívna škála	behaviorálna škála	kognitívna škála	celkové skóre
N	375	375	375	375
Median	35,0000	34,0000	35,0000	104,0000
Chi-Square	11,945 ^a	10,441 ^b	9,434 ^c	9,506 ^a
df	2	2	2	2
Asymp. Sig.	,003	,005	,009	,009

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 35,2.

b. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 35,4.

c. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 34,3.

d. Grouping Variable: typ



Obr. 1: Rozloženie žiakov podľa faktoru „typ žiaka so ŠVVP“

4. Záver

V našich prvotných analýzach pilotného merania sa ukázali niektoré faktory, ktoré determinujú postoje ku žiakom so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami. Štatisticky významné boli faktory: pohlavie, osobná skúsenosť so žiakom so ŠVVP a typ znevýhodnenia. Kvôli pomerne malej veľkosti pilotnej vzorky ($N = 375$) nebolo možné využiť hierarchický prístup v analýze faktorov. V rámci celej vzorky (pribl. 5000 žiakov) budeme analyzovať takisto vplyv veku (ročníka), to, či sa žiak sám pokladá za žiaka so ŠVVP a či má niekoho znevýhodneného v rodine vrátane jednotlivých zložiek postoja žiakov.

Literatura

- [1] FAZIO, R. H., OLSON, M. A. 2003. *Attitudes: Foundation, Functions, and Consequences*. In: *The Sage Handbook of Social Psychology*, London, 139-160 pp.
- [2] ARMSTRONG, R. W., 1986. *Attitudes Toward Disabled Children: A New Measure*. Open Access Dissertations and Theses. Paper 1171. Dostupný z : <http://digitalcommons.mcmaster.ca/opendissertations/1171/>
- [3] ROSENBAUM, P., L., ARMSTRONG, R., W., and KING, S., M. 1985: *Children's Attitudes Toward Disabled Peers: A Self-Report Measure*. In: *Journal of Pediatric Psychology*, Volume 11, Issue 4.. 517 – 530 pp.

Kristína Sotáková, PaedDr., PhD.
 Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania
 Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
 pracovisko Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
 tel.: +421 232 782 624
Kristina.Sotakova@nucem.sk

Roman Pavelka, Ing., PhD.
 Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania
 Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
 pracovisko Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
 tel.: +421 232 782 602
Roman.Pavelka@nucem.sk

Elena Tomková, PhDr.
 Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania
 Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
 pracovisko Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
 tel.: +421 232 782 629
Elelena.Tomkova@nucem.sk

Vybrané kvantitatívne prístupy v lingvistike založené na frekvencii jazykových jednotiek Selected Quantitative Approaches in Linguistics Based on Frequency of Language Units

Peter Szabo

Abstract: This paper deals with basic quantitative approaches applied in linguistics. They are mainly associated with the research of frequency of linguistic units. We present three Zipf's laws and Guiraud's formula for calculating the concentration of wealth and vocabulary dictionary which were modified by Mistrík and Těšitelová – prominent linguists who are largely a cause of the introduction of statistical methods in linguistics in the Czech Republic and Slovakia.

Abstrakt: V príspevku uvádzame základné kvantitatívne prístupy, ktoré sa uplatňujú v jazykovede. Sú spojené hlavne s výskumom frekvencie jazykových jednotiek. Patria sem napríklad tri Zipfove zákony, Guiraudov vzorec pre výpočet bohatstva slovníka a koncentrácie slovníka, ktoré modifikovali významní jazykovedci Mistrík a Těšitelová, ktorí sa z veľkej časti zapríčinili o zavedenie štatistických metód do lingvistiky v podmienkach Česka a Slovenska.

Key words: quantitative linguistics, statistical linguistics, frequency, statistical methods.

Kľúčové slová: kvantitatívna lingvistika, štatistická lingvistika, frekvencia, štatistické metódy.

JEL classification: C01

1. Úvod

Koncom devätnásteho storočia a najmä v dvadsiatom storočí sa začali uplatňovať niektoré matematické metódy aj v lingvistike. Termínom matematická lingvistika sa definuje hraničná vedná disciplína medzi matematikou a jazykovedou, resp. označuje sa ňou časť lingvistiky, v ktorej sa aplikujú matematické metódy. Za čas vzniku matematickej lingvistiky sa berie rok 1957, kedy sa konal VIII. Medzinárodný lingvistický kongres v nórskej metropole Oslo. Vzhľadom na to, že v matematickej lingvistike prevažuje používanie štatistických metód, sa jej hovorí aj štatistická lingvistika. Iný matematický prístup k lingvistike označuje algebrická lingvistika, ktorá sa s využitím formálnej logiky snaží o exaktný popis funkčnej hodnoty tých jednotiek, s ktorými sa operuje pri analýze prirodzených jazykov (Černý, 1996).

V príspevku uvedieme niektoré kvantitatívne prístupy v lingvistike – meranie frekvencie jazykových jednotiek, Markovov proces, Zipfove zákony. V súčasnosti poskytuje možnosti kvantitatívneho výskumu v jazykovede korpusová lingvistika.

2. Frekvencia jazykových jednotiek

Od začiatku vývoja matematickej lingvistiky sa zameriavala pozornosť na frekvenciu (početnosť) jazykových jednotiek. Rôzne jazykové jednotky nemajú rovnakú frekvenciu. Týka sa to všetkých jazykových rovín od hlások, foném a písmen, cez slová, slovesné kategórie až po syntaktické konštrukcie, vety a súvetia. V češtine a slovenčine sa napríklad často vyskytujú samohlásky *a*, *e* a nízku frekvenciu majú spoluhlásky *f* alebo *x*. Ako uvádza Černý, frekvenciu hlások zohľadňoval aj Samuel Morse, ktorý jednoduché symboly priradil v angličtine najfrekvencovanejšiemu písmenu *e* a zložité symboly priradil, naopak, písmenám, ktorých frekvencia je nízka.

V roku 1898 bol publikovaný Slovník početností výskytu nemeckého jazyka, ktorého autorom bol F. W. Kädig. Skúmaných bolo 11 miliónov slov a výsledky boli nasledovné: prvých 15 výrazov s najvyššou frekvenciou pokrývalo približne štvrtinu celého slovného materiálu bežného nemeckého textu, prvých 66 slov s najvyššou frekvenciou pokrývalo takmer polovicu materiálu nemeckého textu a nakoniec, prvých 320 výrazov už predstavovalo tri štvrtiny textu. Išlo v podstate o prvý frekvenčný slovník národného jazyka, hoci autorovým zámerom bolo spracovať slovník z dôvodov potrieb stenografie (Černý, 1996).

Štúdium frekvencie jazykových jednotiek umožňuje zisťovať, či existuje nejaká štatistická pravidelnosť, ktorá riadi ich používanie. V lingvistike sa tento postup uplatnil vo všetkých rovinách jazyka – v gramatike, v lexike, vo fonetike, pričom boli vytvorené modely o frekvencii javov v jazyku. Štatistické pravidelnosti pritom môžu byť platné pre všetky jazyky a sú nezávislé od komunikanta (Vaňko, 1999). Ondruš a Sabol (1981) uvádzajú fakty, že vo zvukovej rovine jazyka v spisovnej slovenčine a tiež v iných jazykoch je najčastejšie spojenie konsonantu a vokálu (CV). Súvisí to aj s počtom slabík v slove. V jednoslabičných slovách zaberá spojenie CV približne 50% prípadov, pri viacslabičných slovách je toto spojenie približne v štvrtine prípadov. Častá je napríklad slabika CVC (konsonant – vokál – konsonant), ktorá sa vyskytuje v 26% prípadov. Zistili tiež, že konsonanty sa v spisovnej slovenčine vyskytujú viac na začiatku slov. Pomer samohlások a spoluhlások na začiatku slova je 1 ku 1,25 a na konci slov 1 ku 1,03.

Ďalším príkladom v inom jazyku je angličtina, kde po spoluhláske *q* bude takmer určite nasledovať samohláska *u* a približne tretina slabík má v tomto jazyku štruktúru konsonant – vokál – konsonant (CVC) (Crystal, 1991, in Vaňko, 1999).

Podľa frekvenčných slovníkov slovenčiny a češtiny sa najčastejšie vyskytujú krátke slová (napr. tvary slovesa *byť*, spojky *a*, *že* a predložky *na*, *v*, *s*, *z*).

3. Markovov proces

Dôležitým míľnikom z hľadiska skúmania frekvencie jazykových jednotiek bolo dielo A. A. Markovova „Príklad štatistického výskumu textu Eugena Onegina...“ Markov skúmal pomocou štatistických metód výskyt ruských samohlások a spoluhlások a najmä stupeň pravidelnosti, s akou po sebe nasledujú v danom texte. Záver výskumu bol taký, že v každej časti výpovede je možné s určitou pravidelnosťou predvídať, ktoré jazykové jednotky budú ďalej nasledovať. V matematike a v jazykovede bol popísaný jav ako Markovov proces. Jeho podstata je taká, že hovorenie je proces, ktorý spočíva v tom, že k jednotlivým jazykovým jednotkám už vysloveným neustále postupne pripájame nové jednotky, a to podľa pravidiel ich relatívnej frekvencie, ktorá je pre daný jazyk záväzná. Od Markovovho procesu vedie priama cesta k teórii pravdepodobnosti, k matematickej štatistike a k teórii informácie.

V štyroch jazykoch (C. Shannon v angličtine, R. L. Dobrušin v ruštine, W. Meyer-Eppler v nemčine a P. Novák v češtine) bol realizovaný nasledujúci experiment (Černý, 1996). Dáme do urny lístočky so všetkými písmenami, ktoré sa v jazyku vyskytujú. Po výbere jedného lístka z urny zapíšeme príslušné písmeno, lístok vrátíme späť do urny a pokračujeme vo výbere. Týmto spôsobom získavame text, ktorý sa nepodobá vôbec výrazu v danom jazyku. Pokiaľ prihladneme na relatívnu frekvenciu jednotlivých písmen v jazyku (vrátane frekvencie medzery), výsledky sú o niečo lepšie, ale stále sa skutočnému jazyku nepodobajú. Ak vezmeme do úvahy pravdepodobnosť výskytu písmen v závislosti od predchádzajúceho písmena, výsledok sa znova zlepši, pri zvážení relatívnych početností trojíc písmen sú výsledné výrazy viac podobné skutočným výrazom v jazyku (tab. 1). Ďalšie experimenty preukázali, že pri uplatnení kritéria pravdepodobnosti výskytu na tridsiatich dvoch po sebe idúcich písmen sa získaný text v podstate rovná skutočnému textu daného jazyka.

Tab. 1: Napodobňovanie českého, anglického a nemeckého textu podľa teórie pravdepodobnosti (Černý, 1996)

Za nesprávneho predpokladu, že všetky písmená majú rovnakú frekvenciu	
čeština	d'j mrgučxýd'yaýweaožá
angličtina	xfoml rxkhrjff juj zlpwcfwkkyj
nemčina	aiobnin tarsfneoulpiitdregedcoads
S prihliadnutím na relatívnu frekvenciu jednotlivých písmen	
čeština	žia ep atndi zéuořmp
angličtina	ocro hli rgwr nmielwis eu ll
nemčina	er agepterprteiningeit gerelen re
S prihliadnutím na relatívnu frekvenciu dvojíc písmen	
čeština	lí di oneprá sguluvicéchupsv
angličtina	on ie antsoutinys are t inctore
nemčina	billunten zugen hin se sch wel
S prihliadnutím na relatívnu frekvenciu trojíc písmen	
čeština	dves a vaše miléklár
angličtina	in no ist lat whey cratict froure
nemčina	eist des nich in den plassen kann

4. Zipfove zákony

Americký jazykovedec George Kingsley Zipf sa koncom dvadsiatych a začiatkom tridsiatych rokov dvadsiateho storočia zaoberal relatívnou frekvenciou hlások. Zistil pritom, že hlásky a ich triedy vystupujú v rôznych textoch toho istého jazyka s rovnakou frekvenciou, vo všetkých jazykoch vystupujú neznelé hlásky asi dvakrát častejšie ako znelé hlásky a čím je obťažnejšie artikulovať hlásku, tým má menšiu frekvenciu. Jeho najvýznamnejšie výsledky sú formulované do Zipfových zákonov.

Prvý Zipfov zákon je formulovaný ako

$$r \cdot f = k,$$

kde r vyjadruje tzv. rank, teda poradie slova pri usporiadaní slov od najvyššej frekvencie po najnižšiu, f vyjadruje frekvenciu daného slova a k je konštanta. Teda násobok poradia slova a jeho frekvencie je konštantný. Zipf overoval svoje teórie na rôznych textoch, napr. na románe Jamesa Joyca Ulysses, kde zistil súčiny $r \cdot f$ približne v rozmedzí od 26000 do 28000 (Černý, 1996).

Prvý Zipfov zákon overovali v nedávnej minulosti Kraviarová a Zimmerman (2010) na náučnom texte. Analyzované boli tri podkapitoly monografie Juraja Rusnáka Textúry elektronických médií (Vývoj a súčasný stav). Zistili pritom, že hodnoty k pre slová s rankom r od 6 do 53 sa pohybujú v intervale (1007;1488) a majú malý rozptyl.

Jedným z kritikov prvého Zipfovho zákona bol francúzsky matematik B. Mandelbrot, ktorý formuloval tzv. harmonický zákon

$$P_r = \frac{P}{r},$$

kde r je rank slova, P_r je príslušná početnosť a P je konštanta pre každý text. Ďalej Mandelbrot vyjadril kanonický zákon ako

$$P_r = P(r + \rho)^{-B} \text{ alebo } \log P_r = \log P - B \log(r + \rho),$$

kde P, B a ρ sú parametre textu, P_r je príslušná početnosť a R je celkový počet rôznych slov. Pre $B = 1$ a $\rho = 0$ dostávame harmonický zákon, ktorý je špeciálny prípad kanonického zákona (Mandelbrot, 1964, in Těšitelová, 19922).

Druhý Zipfov zákon vyjadruje vzťah medzi frekvenciou slova, ozn. a , a počtom rôznych slov s danou frekvenciou, ozn. b ,

$$a \cdot b^2 = k.$$

Čím je frekvencia slova nižšia, tým viac slov má danú frekvenciu.

Tretí Zipfov zákon sa týka vzťahu medzi frekvenciou slova a počtom jeho významov.

$$\frac{m}{\sqrt{f}} = k,$$

kde m je počet významov daného slova, f je frekvencia daného slova a k je konštanta. Jeho platnosť overovala pre český jazyk M. Těšitelová, ktorá zistila, že platí pre formálne slová ako predložky, ale nie pre substantíva.

5. Bohatosť slovníka

P. Guiraud sa v polovici dvadsiateho storočia pokúsil o vyjadrenie tzv. bohatstva slovníka. Sformuloval dva vzťahy, jeden platný pre všetky slová a druhý platný pre plnovýznamové slová. Vychádza z predpokladu, že pre bohatosť slovníka sú dôležité slová s nízkou frekvenciou.

Prvý vzťah pre všetky slová a druhý pre plnovýznamové slová sú dané nasledovne:

$$R = \frac{V}{\sqrt{N}}, \quad R = \frac{V}{\sqrt{2N}},$$

kde R je bohatosť, V je počet rôznych slov v slovníku a N je dĺžka textu (počet všetkých slov). Podľa M. Těšitelovej však tento vzťah platí skôr pre analytické jazyky (medzi ktoré patrí i francúzština), ale nie pre flexívne jazyky ako čeština či slovenčina.

P. Guiraud tiež zaviedol vzorec pre výpočet tzv. koncentrácie slovníka

$$C = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{50} f_i,$$

teda ide o pomer celkovej frekvencie prvých päťdesiatich najčastejších slov v texte k dĺžke textu N . Jozef Mistrík pre slovenčinu a Marie Těšitelová pre češtinu tento vzorec ďalej modifikovali, formula M. Těšitelovej pre koncentráciu slovníka je

$$K = 100 \frac{\sum_{i=1}^{10} N_i}{N},$$

teda berie do úvahy súčet frekvencií prvých desiatich najfrekventovanejších slov, N je dĺžka textu.

6. Frekvenčné slovníky slovenčiny a češtiny a korpusová lingvistika

Cieľom lexikálnej štatistiky je kvantifikovanie slovnej zásoby a jej zložiek, a to buď daného jazyka, určitého textu, diela, autora a podobne. Vytvárajú sa menšie frekvenčné zoznamy a rozsiahle frekvenčné slovníky.

V Československu vyšli v šesťdesiatych rokoch dva slovníky – český a slovenský. Autorom slovenského frekvenčného slovníka bol Jozef Mistrík (1969) a autormi českého slovníka boli J. Jelínek, J. V. Bečka a M. Těšitelová (1961). Jedným z problémov je stanovnej lexikálnej jednotky, ďalším je rozsah a štruktúra korpusu. Černý (1996) popisuje niektoré rozdiely v definovaní lexikálnych jednotiek a rozdiely vo výbere a množstve textov. Medzi

ďalšie frekvenčné slovníky, ktorých autorom je Jozef Mistrík, patria aj Retrográdny slovník slovenčiny (1976) a Frekvencia tvarov a konštrukcií v slovenčine (1985).

Slovenský národný korpus je elektronická databáza slovenských textov od roku 1955. Dajú sa v ňom vyhľadávať jazykové informácie na rôzne výskumné alebo učebné ciele. V súčasnosti viaceré korpusové celky obsahujú miliardy slov. Korpusová lingvistika je odbor matematickej, konkrétne počítačovej lingvistiky. Na veľkom množstve reálnych textov, v ktorých sa slová a jazykové javy nachádzajú v prirodzených kontextoch, sú zisťované jazykové fenomény. Jazykový materiál takého rozsahu poskytuje možnosti na objektívne skúmanie jazyka a na druhej strane otvára nové otázky v lingvistike a v oblasti matematiky a informatiky, akými sú teória pravdepodobnosti a zákon veľkých čísel (Šimková, 2011). Zoznamy slov, kolokácie, frekvencia slov sa môžu používať napr. pri automatickej kontrole pravopisu a gramatiky, strojovom preklade textov, v systémoch na rozpoznávanie jazykov a podobne (korpus.juls.savba.sk/what.html). Základné informácie o Slovenskom národnom korpuse sú obsiahnuté napr. v článku Frekvencia slov a tvarov v slovenčine, ktorého autorkou je Mária Šimková (2011).

7. Záver

V príspevku sme načrtli základné kvantitatívne prístupy, ktoré sa uplatňujú v jazykovede. Tie sú spojené hlavne s výskumom frekvencie jazykových jednotiek. Uviedli sme tri Zipfove zákony, ktoré formulujú vzťah medzi poradím jazykových jednotiek pri usporiadaní od najčastejšie sa vyskytujúcich po najmenej často sa vyskytujúce a ich frekvenciou, vzťah medzi frekvenciou slova a počtom rôznych slov s danou frekvenciou a vzťah medzi frekvenciou slova a počtom jeho významov. Guiraud formuloval vzorec pre výpočet bohatstva slovníka a koncentrácie slovníka, ktoré modifikovali významní jazykovedci Mistrík a Těšitelová, ktorí sa z veľkej časti pričínili o zavedenie štatistických metód do lingvistiky v podmienkach Česka a Slovenska.

Použitie štatistických metód v lingvistike nie je obmedzené len na zisťovanie frekvencie jazykových jednotiek pre potreby tvorby frekvenčných slovníkov. Dôkazom toho je publikácia Úvod do analýzy textov autorského kolektívu G. Wimmer, G. Altmann, L. Hřebíček, S. Ondrejovič a S. Wimmerová (2003), v ktorej sú detailne popísané možnosti štatistického výskumu rôznych typov textov. Štatistické metódy vo fonetickom výskume sú predmetom publikácie J. Volína (2007).

V súčasnosti je možné realizovať kvalitné výskumy na základe elektronických národných korpusov. Tým je následne umožnené javy v jazyku aj vhodne modelovať. Touto problematikou sa zaoberajú napr. Horecký, Sokolová (2003).

Literatúra

- ČERNÝ, J. 1996. *Dějiny lingvistiky*. Olomouc: Votobia.
- HORECKÝ, J. – SOKOLOVÁ, J. 2003. *Modelovanie a lingvistika*. Nitra: Garmond.
- KRAVIAROVÁ, M. – ZIMMERMAN, J. 2010. Zipfov zákon v náučnom texte. In: *Jazyk a kultúra*, roč. 1, č. 2, http://www.ff.unipo.sk/jak/2_2010/kraviarova_zimmermann.pdf.
- MISTRÍK, J. 1969. *Frekvencia slov v slovenčine*. Bratislava: SAV.
- MISTRÍK, J. 1976. *Retrográdny slovník slovenčiny*. Bratislava: Univerzita Komenského.
- MISTRÍK, J. 1985. *Frekvencie tvarov a konštrukcií v slovenčine*. Bratislava: Veda.
- ONDRUŠ, Š. – SABOL, J. 1987. *Úvod do štúdia jazykov*. Bratislava: SPN.
- ŠIMKOVÁ, M. 2011. Frekvencia slov a tvarov v súčasnej slovenčine. In: *Slovenská reč*, roč. 76, č. 5 – 6, s. 322 – 333.
- TĚŠITELOVÁ, M. 1992. *Quantitative Linguistics*. Praha: Academia.

- VANĚKO, J. 1999. *Komunikácia a jazyk*. Nitra: Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre.
- VOLÍN, J. 2007. *Statistické metody ve fonetickém výzkumu*. Praha: EPOCH.
- WIMMER, G. – ALTMANN, G. – HŘEBÍČEK, L. – ONDREJOVIČ, S. – WIMMEROVÁ, S. 2003. *Úvod do analýzy textov*. Bratislava: Veda.

Adresa autora:

Peter Szabo, Mgr., PhD.
Katedra masmediálnej komunikácie a reklamy
Filozofická fakulta
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra
pszabo@ukf.sk

Korelácia a elaborácia vo výskume nákladov v chove včiel Correlation and Elaboration in Research of Beekeeping Costs

Edita Szabová, Michal Levický

Abstract: In this paper we focus on correlation analysis of beekeeping costs in Slovakia. In the evaluation of the questionnaire survey we focused on items related to the number of hives, cuprous average yield for apiculture 2012 season, the number of honey festivals in 2012, the cost of managing the hive, honey costs, energy costs, the amount of sugar needed for bee feeding (in kilograms) and the cost of drugs. The aim of this paper is to highlight the impact of other variables in the bivariate relationship and a precise analysis of the dependence of the two cardinal variables using partial correlations.

Abstrakt: V príspevku sa zameriavame na korelačnú analýzu nákladov v chove včelstiev na Slovensku. Vo vyhodnotení dotazníkového šetrenia sme sa zamerali na položky týkajúce sa počtu včelstiev, priemerného medného výnosu za včelársku sezónu 2012, počet medobraní v roku 2012, náklady na spravovanie úľa, náklady na med, náklady na energie, množstvo cukru potrebného na zakrmovanie včiel (v kilogramoch) a náklady na liečivá. Cieľom príspevku je poukázať na vplyv ďalších premenných v biviačnom vzťahu a precizovať analýzu závislosti dvoch kardinálnych premenných pomocou parciálnych korelácií.

Key words: correlation analysis, elaboration, partial correlation, beekeeping costs.

Kľúčové slová: korelačná analýza, elaborácia, parciálne korelácie, náklady na chov včiel.

JEL classification: C10

1. Úvod

Závislosť dvoch kardinálnych premenných sa často vo výskumoch vyhodnocuje na základe hodnoty Pearsonovho korelačného koeficienta, testu významnosti korelačného koeficienta či na základe intervalu spoľahlivosti pre korelačný koeficient. Pearsonov korelačný koeficient však nezohľadňuje to, či je závislosť dvoch premenných ovplyvnená ďalšími premennými a či po odstránení vplyvu ďalších premenných ostáva zachovaná závislosť medzi dvomi pôvodne skúmanými premennými. Podľa de Vausa (2002) je potrebné si pri analýze vzťahu dvoch premenných položiť niekoľko otázok: 1. Aká je povaha tohto vzťahu, je kauzálny alebo nie? Pokiaľ je tento vzťah kauzálny, je priamy alebo nepriamy? 3. Ak je tento vzťah nepriamy, akým mechanizmom premenná X ovplyvňuje premennú Y ? 4. Pokiaľ je vzťah medzi premennými X a Y nekauzálny, ako sa dá modelovať?

Metódu na odhalenie vplyvu tretej premennej rozpracovali v polovici 20. storočia Patricia Kendallová a Paul Lazarsfeld a nazvali ju elaboráciou (precizovanie, rozpracovanie). Elaborácia znamená do vzťahu medzi dvomi premennými zaviesť tretiu premennú a zhodnotiť jej pôsobenie, čo umožňuje aj lepšie porozumieť vzťahu medzi dvomi premennými. Vzťah medzi dvomi premennými X a Y sa v elaborácii nazýva *zero-order* (vzťah nultého rádu) a po zavedení tretej premennej (nazýva sa aj testová premenná) sa vzťah medzi premennými X a Y označuje *first-order* (vzťah prvého rádu). V procese elaborácie pre kvalitatívne premenné zavádzame tretiu premennú a vytvárame podmienené kontingenčné tabuľky a podmienené miery závislosti pre kvalitatívne znaky, pre kvantitatívne premenné je možné vypočítať parciálne korelácie. Pôsobenie tretej premennej posúdime na základe porovnania koeficienta korelácie nultého rádu a prvého rádu. Tu môžu nastať nasledujúce prípady: 1. Parciálne korelácie sú omnoho slabšie ako korelácie nultého rádu a nie sú štatisticky významné. To znamená, že medzi premennými X a Y je falošný vzťah alebo tretia premenná Z je intervenujúcou premennou. 2. Parciálne korelácie sú slabšie, ale sú štatisticky

významné. To znamená, že vzťah medzi premennými X a Y je čiastočne zdanlivý či čiastočne nepriamy aj priamy. 3. Korelácie nultého rádu a parciálne korelácie sú približne rovnaké. To znamená, že pôvodný vzťah nie je ovplyvnený treťou premennou.

V príspevku sa zameriame na elaboráciu v analýze nákladov na chov včelstiev na Slovensku. Bolo náhodne vybraných 155 včelárov, ktorým bol predložený dotazník. Týkal sa predovšetkým ekonomického aspektu chovu včiel – počet včelstiev, forma podnikania, typ rámika včelieho úľa, náklady na med, cukor, ktorý je potrebný na zakrmovanie včiel, náklady na energie, na liečivá a pod. Údaje sme spracovali v programe SPSS.

2. Korelačná analýza ukazovateľov chovu včelstiev na Slovensku

V tab. 1 sú uvedené základné popisné charakteristiky pozorovaných premenných. Najvyššie náklady pri chove včelstiev na Slovensku sú na spravovanie úľov a na med, náklady na liečivá sú oproti týmto nákladom minimálne. Všetky náklady, ktoré nie sú zahrnuté v konkrétne menovaných nákladoch, priemerne činia ešte približne 4137 eur za sezónu. Priemerné množstvo cukru, potrebného na zakrmovanie jedného včelstva, je 23,65 kg. Náklady na spravovanie úľa sa pohybujú od 25 do 50 000 eur za sezónu, náklady na med od 30 do 45 000 eur za sezónu. Samozrejme, môžeme predpokladať, že tieto náklady závisia od počtu včelstiev.

Tab. 1: Popisné štatistiky ekonomických ukazovateľov chovu včiel

	Počet včelstiev	Priemerný výnos	Počet medobraní	Náklady na spravovanie úľa	Náklady na med	Ostatné náklady	Náklady na energie	Množstvo cukru v kg	Náklady na liečivá
N	155	155	155	145	123	86	134	154	153
AM	1,94	21,78	2,42	2339,5034	2055,3902	4137,2674	479,3358	23,65	110,6993
SD	,931	10,953	1,006	5196,91289	4347,64205	7906,91468	768,95580	103,828	163,95154
MIN	1	2	1	25,00	30,00	40,00	5,00	2	4,00
MAX	4	55	6	50000,00	40000,00	55000,00	5000,00	1200	1100,00

Závislosť uvedených premenných budeme posudzovať na základe výsledku párových korelačných koeficientov pre každú dvojicu premenných. Ide o kardinálne premenné, preto použijeme Pearsonov koeficient korelácie. V SPSS získame vo výstupe hodnotu korelačného koeficienta r a p – hodnotu testu významnosti korelačného koeficienta (v SPSS označenej ako Sig.). Testuje sa pritom nulová hypotéza $H_0: \rho = 0$ oproti alternatívnej hypotéze $H_1: \rho \neq 0$.

Z celkového počtu respondentov 155 iba 72 malo platnú odpoveď pre každú z premenných zakomponovaných do korelačnej analýzy. Tabuľka 2 obsahuje výstupnú zostavu programu SPSS. Korelačné koeficienty, pri ktorých sa preukázala štatistická významnosť na hladine významnosti $\alpha = 0,05$, resp. $\alpha = 0,01$, sú v tabuľke vyznačené *, resp. **. Pri korelačnej analýze, do ktorej vstupujú viac ako dve premenné, je vhodné upraviť hladinu významnosti α tzv. Bonferonniho korekciou. Bonferonniho korekciou upravená hladina významnosti má tvar $\alpha^* = \frac{2\alpha}{k(k-1)}$, kde k je počet premenných vstupujúcich do korelačnej analýzy. V našom prípade $\alpha^* = 0,00139$. Aj po Bonferonniho korekcii sú korelačné koeficienty označené ** štatisticky významné.

Korelačnou analýzou deviatich premenných sme získali nasledujúce výsledky (tab. 2): Premenné náklady na spravovanie úľa, náklady na med, náklady na energie, náklady na

liečivá a ostatné náklady silne korelujú s premennou počet včelstiev. Čím viac má včelár včelstiev, tým jeho náklady stúpajú. Priemerný medný výnos v roku 2012 však nezávisel od nákladov na spravovanie úľa, na energie, na liečivá ani od ostatných nákladov. Priemerný medný výnos na jedno včelstvo za včelársku sezónu v roku 2012 závisel od počtu medobraní v tomto roku. Náklady na spravovanie úľa, na energie, na med, na liečivá a ostatné náklady sú navzájom závislé.

Tab. 2: Interkorelácie medzi ekonomickými ukazovateľmi chovu včiel

		Počet včelstiev	Priemerný medný výnos na včelstvo	Počet medobraní 2012	Náklady na spravovanie úľa	Náklady na med	Ostatné náklady	Náklady na energie	Množstvo cukru v kg	Náklady na liečivá
Počet včelstiev	<i>r</i>	1,0000	,1236	-,1119	,5158**	,4305**	,5191**	,6087**	,1845	,6313**
	<i>Sig.</i>		,3011	,3492	,0000	,0002	,0000	,0000	,1208	,0000
Priemerný medný výnos na včelstvo	<i>r</i>	,1236	1,0000	,4907**	,2022	,2179	,1038	,0615	-,0538	,0714
	<i>Sig.</i>	,3011		,0000	,0885	,0660	,3855	,6078	,6534	,5510
Počet medobraní 2012	<i>r</i>	-,1119	,4907**	1,0000	-,0385	-,0407	-,0773	-,1820	-,0148	-,1131
	<i>Sig.</i>	,3492	,0000		,7482	,7342	,5186	,1261	,9015	,3443
Náklady na spravovanie úľa	<i>r</i>	,5158**	,2022	-,0385	1,0000	,8684**	,5295**	,8352**	,0027	,5231**
	<i>Sig.</i>	,0000	,0885	,7482		,0000	,0000	,0000	,9823	,0000
Náklady na med	<i>r</i>	,4305**	,2179	-,0407	,8684**	1,0000	,5245**	,7846**	-,0530	,4967**
	<i>Sig.</i>	,0002	,0660	,7342	,0000		,0000	,0000	,6583	,0000
Ostatné náklady	<i>r</i>	,5191**	,1038	-,0773	,5295**	,5245**	1,0000	,5954**	-,0171	,6127**
	<i>Sig.</i>	,0000	,3855	,5186	,0000	,0000		,0000	,8866	,0000
Náklady na energie	<i>r</i>	,6087**	,0615	-,1820	,8352**	,7846**	,5954**	1,0000	-,0115	,7237**
	<i>Sig.</i>	,0000	,6078	,1261	,0000	,0000	,0000		,9239	,0000
Množstvo cukru v kg	<i>r</i>	,1845	-,0538	-,0148	,0027	-,0530	-,0171	-,0115	1,0000	,0588
	<i>Sig.</i>	,1208	,6534	,9015	,9823	,6583	,8866	,9239		,6235
Náklady na liečivá	<i>r</i>	,6313**	,0714	-,1131	,5231**	,4967**	,6127**	,7237**	,0588	1,0000
	<i>Sig.</i>	,0000	,5510	,3443	,0000	,0000	,0000	,0000	,6235	

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

b. Listwise N=72

3. Elaborácia

Z riešenej problematiky ekonomických ukazovateľov chovu včiel na Slovensku sme si následne vybrali čiastkový problém, a tým je závislosť medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá. V súvislosti s analógiou u človeka, aj u včiel sme predpokladali, že pokiaľ majú potrebné živiny, sú viac imúnne voči nepriaznivým podmienkam. Tým pádom by sa mala ukázať skôr negatívna závislosť v tom zmysle, že ak je vysoká spotreba medu ako základnej zložky potravy, tým by mala byť nižšia spotreba liečiv.

Na základe korelačnej analýzy (tab. 2) sme zistili vysokú hodnotu korelačného koeficienta medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá, táto hodnota bola 0,4967 a bola štatisticky významná ($p = 0,0000$). Súčasne sme ale pozorovali vysokú korelovanosť premenných, ktoré referujú o nákladoch (vrátane nákladov na liečivá), s počtom včelstiev. Vysoká bola aj vzájomná korelovanosť premenných súvisiacich s nákladmi navzájom medzi sebou. Pokúsime sa o detailnejší pohľad na tieto závislosti výpočtom parciálneho koeficienta korelácie. Ide o korelačný koeficient dvoch premenných, pričom sa eliminuje vplyv inej premennej.

Najskôr sa pozrime na vplyv premennej počet včelstiev na koreláciu medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá (tab. 3). Premenná náklady na med kladne a silnejšie koreluje s

premennou náklady na liečivá ($r = 0,524, p = 0,000$) a s o niečo menšou silou ($r = 0,423, p = 0,000$) koreluje s premennou počet včelstiev. Premenná náklady na liečivá zase silnejšie ako s premennou náklady na med ($r = 0,524, p = 0,000$) koreluje s premennou počet včelstiev ($r = 0,625, p = 0,000$). Pokiaľ sa zaoberáme závislosťou premenných náklady na liečivá a náklady na med, ale eliminujeme pritom vplyv počtu včelstiev, získavame korelačný koeficient nižší ($r = 0,368, p = 0,000$) ako v prípade, že vplyv premennej počet včelstiev neberieme do úvahy. Hodnota korelačného koeficienta sa znížila z 0,524 na 0,368, čo je značný posun v sile závislosti smerom nižšie (závislosť je však stále štatisticky významná). Tým sme zistili, že premenná počet včelstiev má značný vplyv na korelovanosť premenných náklady na med a náklady na liečivá.

Tab. 3: Korelácia medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá s odstránením vplyvu premennej počet včelstiev

Control Variables			Náklady na liečivá	Náklady na med	Počet včelstiev
-none ^a	Náklady na liečivá	Correlation	1,000	,524	,625
		Significance (2-tailed)	.	,000	,000
		df	0	120	120
	Náklady na med	Correlation	,524	1,000	,423
		Significance (2-tailed)	,000	.	,000
		df	120	0	120
	Počet včelstiev	Correlation	,625	,423	1,000
		Significance (2-tailed)	,000	,000	.
		df	120	120	0
Počet včelstiev	Náklady na liečivá	Correlation	1,000	,368	
		Significance (2-tailed)	.	,000	
		df	0	119	
	Náklady na med	Correlation	,368	1,000	
		Significance (2-tailed)	,000	.	
		df	119	0	

a. Cells contain zero-order (Pearson) correlations.

Pokiaľ berieme do úvahy vplyv všetkých ostatných nákladov v chove včiel na korelovanosť premenných náklady na med a náklady na liečivá, získavame hodnotu korelačného koeficienta $r = -0,068$. Koeficient vyšiel záporný, čo naznačuje negatívnu, ale takmer nulovú korelovanosť. Koeficient korelácie nie je štatisticky významný ($p = 0,584$). To znamená, že odstránením vplyvu korelovanosti s ostatnými nákladovými položkami náklady na med a náklady na liečivá od seba vôbec nezávisia a v základnom súbore je korelácia nulová.

V prípade, že eliminujeme vplyv všetkých ďalších nákladov a zároveň aj vplyv počtu včelstiev, získavame nasledujúce výsledky korelačnej analýzy nákladov na med a nákladov na liečivá (tab. 4). V korelačnej analýze vypočítame koeficient parciálnej korelácie, pričom odstránime vplyv počtu včelstiev aj ostatných nákladových položiek na korelovanosť nákladov na med a nákladov na liečivá. Získavame tak hodnotu $r = -0,029, p = 0,817$. Vo výberovom súbore je hodnota parciálneho korelačného koeficienta záporná, teda korelácia je negatívna, ale je takmer nulová. V základnom súbore je korelácia medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá nulová, teda medzi uvedenými premennými nie je žiadna závislosť.

Tab. 4: Korelácia medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá s odstránením vplyvu ostatných premenných súvisiacich s nákladmi a zároveň odstránením vplyvu počtu včelstiev

Control Variables			Náklady na liečivá	Náklady na med
Počet včelstiev & Náklady na spravovanie úľa & Ostatné náklady & Náklady na energie & Množstvo cukru v kg	Náklady na liečivá	<i>r</i>	1,000	-,029
		<i>Sig.</i>	.	,817
		<i>df</i>	0	65
	Náklady na med	<i>r</i>	-,029	1,000
		<i>Sig.</i>	,817	.
		<i>df</i>	65	0

4. Záver

V príspevku sme sa zaoberali precizovaním analýzy závislosti dvoch premenných odstránením vplyvu tretej premennej v procese elaborácie. Vplyv ostatných premenných na hodnotu korelačného koeficienta sme posudzovali podľa parciálnych korelácií. Analýzou závislosti medzi nákladmi na med a nákladmi na liečivá, pričom sme odstránili vplyv ďalších premenných na vzťah medzi nimi, sme získali výsledky uvedené v tabuľke 5. Sú v nej prehľadne zosumarizované výsledky korelačnej analýzy s uvedením 95-percentného intervalu spoľahlivosti pre korelačný koeficient premenných náklady na med a náklady na liečivá. Vidíme, že kontrolou vplyvu ďalších premenných môžeme predísť nesprávnym záverom o závislostiach medzi premennými.

Tab. 5: Zhrnutie korelačnej analýzy premenných náklady na med a náklady na liečivá a elaborácie

Skúmané premenné:	Odstránenie vplyvu premennej:	Hodnota koeficienta korelácie	<i>p</i> – hodnota	Interval spoľahlivosti pre koeficient korelácie
Náklady na med & náklady na liečivá		0,524	0,000	(0,382; 0,642)
Náklady na med & náklady na liečivá	Počet včelstiev	0,368	0,000	(0,204; 0,512)
Náklady na med & náklady na liečivá	Náklady na energie & Náklady na spravovanie úľa & Množstvo cukru & Ostatné náklady	-0,068	0,584	(-0,3; 0,171)
Náklady na med & náklady na liečivá	Počet včelstiev & Náklady na energie & Náklady na spravovanie úľa & Množstvo cukru & Ostatné náklady	-0,029	0,817	(-0,264; 0,209)

Literatúra

DE VAUS, D. 2002. *Surveys in Social Research*. London: Taylor & Francis.

HENDL, J. 2006. *Přehled statistických metod zpracování dat*. Praha: Portál.

Confidence Interval For Correlations. [online]. <http://samba.fsv.cuni.cz/~soukp6as/JSB029/cviceni2/ConfidenceIntervalForCorrelation.xls>

Lekce 9. Jak odhalit vliv třetí proměnné – elaborace. [online]. Dostupné na http://is.muni.cz/el/1423/podzim2004/SOC418/Lekce_9_elaborace.doc?fakulta=1423;obdobi=2962;kod=SOC418

Adresy autorov

Edita Szabová, PaedDr.
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Fakulta prírodných vied
Katedra matematiky
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra
edita.szabova@ukf.sk

Michal Levický, Ing., PhD.
Slovenská poľnohospodárska univerzita
v Nitre
Fakulta ekonomiky a manažmentu
Tr. A. Hlinku 2
mlevicky@gmail.com

**Porovnanie vnímania pojmov ideálny festival a Bažant Pohoda 2013
generáciou Y a generáciou X**
**Comparison of Perception of the Terms Ideal Festival and Bazant Pohoda
by Generation X and Y**

Edita Szabová, Katarína Miháliková

Abstract: The contribution is focused on comparison of perception of two concepts by generation X (37-48 years) and generation Y (19-36 years). These concepts were ideal festival and Festival Bažant Pohoda 2013 in terms of event marketing as a product of culture and education. The aim is to find out for which generation the actual event is closer to the ideal. We used the semantic differential method, which was evaluated by descriptive statistics methods and by statistics *D*.

Abstrakt: Príspevok je zameraný na porovnanie vnímania dvoch pojmov generáciou X (37 – 48 rokov) a generáciou Y (19 – 36 rokov) – ide o pojmy ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013 v zmysle marketingového eventu ako produktu v oblasti kultúry a vzdelávania. Cieľom je zistiť, u ktorej generácie sa viac priblíži skutočný event k ideálnemu. Použili sme metódu sémantického diferenciálu, ktorý bol vyhodnotený metódami popisnej štatistiky a pomocou štatistiky *D*.

Key words: Ideal Festival, Bazant Pohoda, semantic differential, *D* statistics.

Kľúčové slová: ideálny festival, Bažant Pohoda, sémantický diferenciál, štatistika *D*.

JEL classification: C02, M3

1. Úvod

Príspevok sa zaoberá aplikáciou metódy sémantického diferenciálu a jej vyhodnotením pomocou štatistiky *D* v event marketingovom výskume. Výskum uvedený v príspevku je zameraný na to, ako vnímajú ideálny festival a festival Bažant Pohoda dve generácie – generácia X (37 – 48 rokov) a generácia Y (18 – 36 rokov). Cieľom výskumu je zistiť, u ktorej generácie sa viac približuje pojem festival Bažant Pohoda pojmu ideálny festival. Hlavná hypotéza výskumu znie nasledovne: „Generácia X vníma pojem festival Bažant Pohoda 2013 tak, že sa vo väčšej miere približuje pojmu ideálny festival.“

Dáta sémantického diferenciálu vyhodnotíme pomocou metód popisnej štatistiky. Určenie lineárnej vzdialenosti medzi pojmami ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013 budeme posudzovať prostredníctvom *D* – štatistiky. Vzorec na jej výpočet je $D_{AB} = \sqrt{\sum_{i=1}^k d_i^2}$, kde d_i – rozdiel priemerných hodnôt v *i*-tej škále. Čím je vyššia hodnota štatistiky D_{AB} , tým je väčšia vzdialenosť medzi pojmami. Naopak, vyššie hodnoty štatistiky *D* znamenajú väčšie rozdiely medzi dvomi pojmami (Džupina – Fandelová – Markechová – Tirpáková, 2013, s. 46-47).

2. Popis výskumného problému, výskumného súboru a metódy výskumu

Festival Bažant Pohoda 2013 bol trojdňový event, ktorý sa uskutočnil v dňoch 11. – 13.7. 2013. Primárne ide o hudobný festival s množstvom sprievodných podujatí. Festival Bažant Pohoda nie je určený len mladým ľuďom a študentom, čomu nasvedčuje aj program.

Výskumný súbor tvorilo 90 respondentov, z čoho 40 patrilo do generácie X (37 – 48 roční) a 50 do generácie Y (19 – 36 roční). Výskumu sa zúčastnili muži aj ženy zo všetkých ôsmich krajov Slovenska. Mužov bolo 44, čo predstavuje približne 49%, žien bolo 46, čo tvorí

približne 51% všetkých respondentov. Pre generáciu X je podľa Kotlera a Armstronga (2004, s. 183) charakteristické, že ide o slabé populačné ročníky. Ľudia z tejto generácie vyrastali v období ekonomickej recesie, a preto sa u nich vyvinulo obozretné ekonomické správanie. Oblubujú nižšie ceny a pre marketingových odborníkov sú obťažnou skupinou, pretože nemajú radi marketingové frázy sľubujúce jednoduchý úspech. Pri nakupovaní sa riadia prevažne svojim rozumom, no ovplyvňuje ich seriózna reklama. Táto generácia si váži hodnoty a nie je materialistická. Zaujíma sa o svet okolo seba, vrátane ochrany životného prostredia a podporu sociálne slabších skupín. Generácia Y je prvá generácia, ktorá vyrastala obklopená digitálnym svetom. Moderné technológie sú pre ňu úplne prirodzené a jej členovia dobre rozumejú počítačom. Používajú ich pri učení, komunikácii, práci a inde. Príslušníci sú vnímaví, bystrí a poctiví. Chcú sa na reklame baviť, ale nesmie sa im vysmievat'. Podporujú ochranu životného prostredia a rôzne iné užitočné aktivity (Kotler – Armstrong, 2004, s. 184).

Cieľom výskumu bolo zodpovedať na výskumné otázky:

- Ako vníma generácia Y pojmy ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013?
- Ako vníma generácia X pojmy ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013?
- U ktorej generácie sa viac približuje pojem festival Bažant Pohoda 2013 k pojmu ideálny festival?

Hypotéza výskumu znie nasledovne: „Generácia X vníma pojem festival Bažant Pohoda 2013 tak, že sa vo väčšej miere približuje pojmu ideálny festival.“

Metódou získavania dát bol sémantický diferenciál, ktorý zaradujeme k štandardizovaným metódam kvantitatívneho výskumu (Gavora a kol., 2010). Táto metóda umožňuje merať individuálne významy určených pojmov u jednotlivých osôb. Autorom metódy je americký profesor Charles Osgood, ktorý vytvoril sémantický diferenciál pozostávajúci z 50 prídavných mien a ich opozít. Krajné body tvorí dvojica prídavných mien (antoným) a respondent voľbou zo sedembodovej škály vyjadruje mieru vlastnosti daného pojmu. Jednotlivé pojmy sa posudzujú z hľadiska troch faktorov, a to faktora hodnotenia, faktora sily a faktora aktivity (Kollárik – Sollárová a kol., 2004, s. 54). Počet stupňov škál bol sedem, pričom vychádzame z pôvodného sémantického diferenciálu Charlesa Osgooda. Počet bipolárnych adjektív bol 21, z toho 15 adjektív pochádza z pôvodného sémantického diferenciálu a zvyšných 6 bolo doplnených podľa predmetu záujmu. Adjektíva sme usporiadali do formy bipolárnej škály, pričom sme pozitívne prídavné mená nedávali len na jednu stranu, aby sme zamedzili stereotypným odpovediam. Zostavili sme dva rovnaké profily – prvý pre pojem ideálny festival a druhý pre Bažant Pohoda 2013.

3. Výsledky výskumu

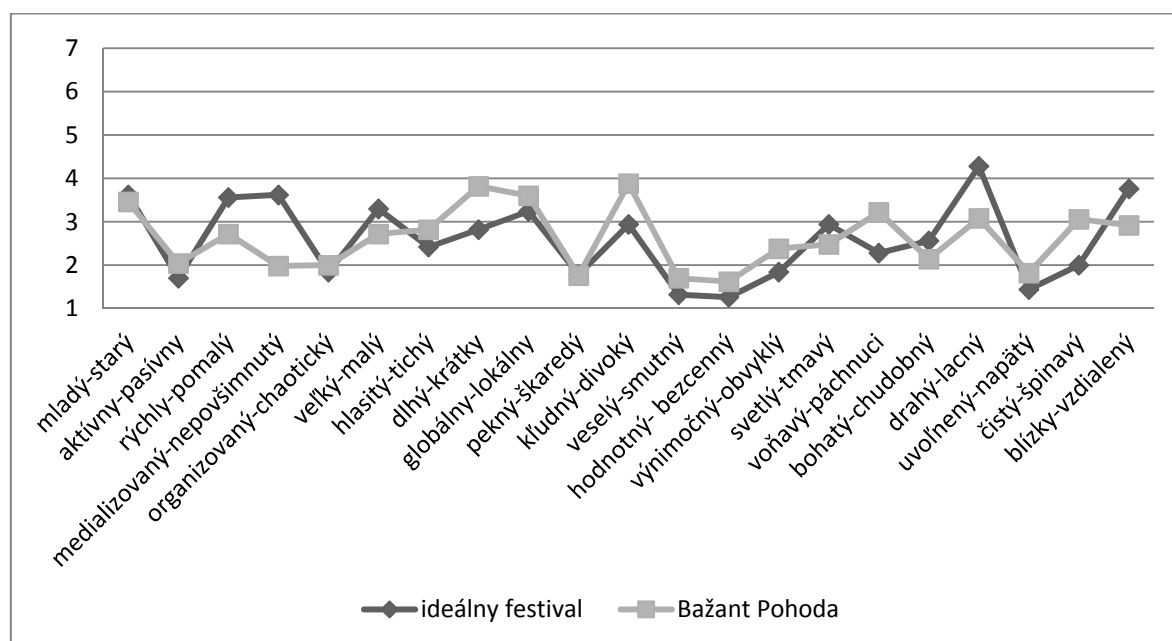
Najprv sa budeme podrobnejšie venovať generácii Y a jej vnímaniu pojmov ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013 (tab. 1, graf 1).

Respondenti patriaci do generácie Y vnímajú ideálny festival ako aktívny, organizovaný, pekný, veselý, hodnotný, výnimočný, uvoľnený a čistý. Hodnoty aritmetických priemerov blízke 4 naznačujú neutralitu na osi protikladných dvojíc adjektív. V prípade ideálneho festivalu ide o dvojice rýchly – pomalý, medializovaný – nepovšimnutý, drahý – lacný a blízky – vzdialený. Čo sa týka smerodajných odchýlok ideálneho festivalu, tak najväčšie odchýlky boli pri adjektívach svetlý – tmavý. Zaznamenali sme tu najväčšie kolísanie hodnotení v rámci skupiny. Naopak, veľmi podobne bol ideálny festival hodnotený pri adjektívach veselý – smutný. Zaznamenali sme tu rovnorodosť odpovedí.

Tab. 1: Vnímanie pojmov ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013 generáciou Y

	ideálny festival		Bažant Pohoda 2013	
	AM	SD	AM	SD
dimenzia aktivity				
mladý – starý	3,620	1,384	3,460	1,746
aktívny - pasívny	1,700	0,922	2,040	1,341
rýchly - pomalý	3,560	1,416	2,720	1,266
medializovaný - nepovšimnutý	3,620	1,340	1,980	1,049
organizovaný - chaotický	1,840	1,206	2,000	1,442
dimenzia sily				
veľký – malý	3,300	1,269	2,720	1,266
hlasitý – tichý	2,420	1,097	2,820	1,244
dlhý – krátky	2,820	1,244	3,820	1,307
globálny - lokálny	3,240	1,582	3,600	2,010
dimenzia hodnotenia				
pekný - škaredý	1,780	1,269	1,760	1,193
kľudný - divoký	2,940	1,333	3,880	1,728
veselý - smutný	1,320	0,705	1,700	1,118
hodnotný- bezcenný	1,260	0,912	1,620	1,147
výnimočný - obvyklý	1,840	1,239	2,380	1,810
svetlý –tmavý	2,940	1,605	2,480	1,500
voňavý - páchnuci	2,280	1,550	3,220	1,514
bohatý - chudobný	2,560	1,373	2,140	1,312
drahý – lacný	4,280	1,297	3,080	1,339
uvoľnený - napätý	1,440	1,042	1,820	1,211
čistý - špinavý	2,000	1,483	3,060	1,793
blízky - vzdialený	3,760	1,436	2,920	1,521

Pozn. AM – aritmetický priemer, SD – smerodajná odchýlka

**Graf 1: Vnímanie pojmov ideálny festival a Bažant Pohoda generáciou Y**

Festival Bažant Pohoda 2013 bol hodnotený generáciou Y ako aktívny, organizovaný, medializovaný, pekný, veselý, hodnotný, uvoľnený. Najväčšia zhoda pri hodnotení nastala pri

adjektívach medializovaný – nepovšimnutý. Naopak, najmenej sa zhodli respondenti pri adjektívach globálny – lokálny.

Najväčšie rozdiely medzi ideálnym festivalom a festivalom Bažant Pohoda sa pri generácii Y ukázali pri dvojiciach adjektív rýchly – pomalý, medializovaný – nepovšimnutý, dlhý – krátky, kľudný – divoký, voňavý – páchnuci, drahý – lacný, čistý – špinavý. Festival Bažant Pohoda 2013 bol v porovnaní s ideálnym festivalom rýchlejší, medializovanejší, kratší, divokejší, viac páchnuci, drahší, špinavší.

Vnímanie pojmov ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013 budeme charakterizovať aj u generácie X (tab. 2, graf 2).

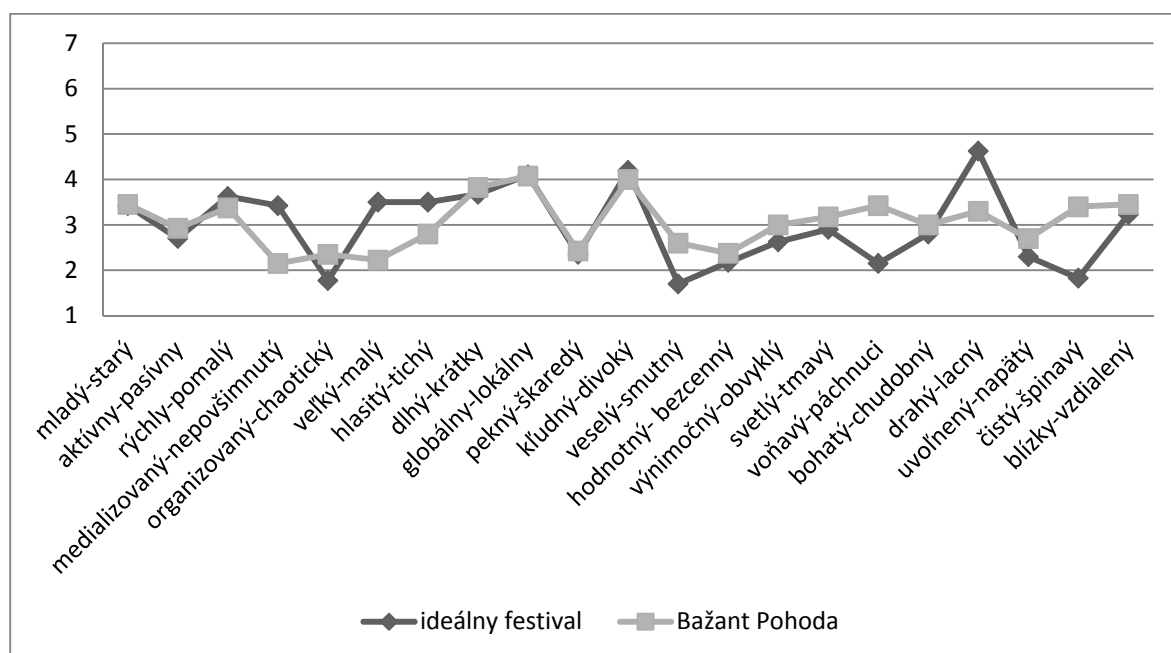
Respondenti patriaci do generácie X vnímajú ideálny festival jednoznačne ako organizovaný, veselý a čistý. Neutrálny postoj k ideálnemu festivalu majú v dvojiciach adjektív rýchly – pomalý, veľký – malý, hlasitý – tichý, dlhý – krátky, globálny – lokálny, kľudný – divoký. Vyhranenejší názor majú na to, že ideálny festival by mal byť lacný. Čo sa týka smerodajných odchýlok, tak najviac sa respondenti zhodovali pri adjektívach rýchly – pomalý a kolísanie hodnotení sme zaznamenali pri adjektívach globálny – lokálny.

Najvýraznejšie rozdiely sa preukázali pri dvojiciach adjektív medializovaný – nepovšimnutý, veľký – malý, hlasitý – tichý, veselý – smutný, voňavý – páchnuci, drahý – lacný, čistý – špinavý. Festival Bažant Pohoda 2013 bol v porovnaní s ideálnym festivalom vnímaný ako medializovanejší, väčší, smutnejší, drahší, viac páchnuci a špinavší.

Tab. 2: Vnímanie pojmov ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013 generáciou X

	ideálny festival		Bažant Pohoda 2013	
	AM	SD	AM	SD
dimenzia aktivity				
mladý - starý	3,425	1,070	3,450	1,182
aktívny - pasívny	2,700	1,382	2,925	1,191
rýchly - pomalý	3,625	0,940	3,375	1,133
medializovaný - nepovšimnutý	3,425	1,481	2,150	0,853
organizovaný - chaotický	1,775	1,214	2,350	1,256
dimenzia sily				
veľký - malý	3,500	1,673	2,225	1,012
hlasitý - tichý	3,500	1,183	2,800	1,166
dlhý - krátky	3,675	1,349	3,825	1,376
globálny - lokálny	4,100	1,841	4,075	1,034
dimenzia hodnotenia				
pekný - škaredý	2,350	1,314	2,425	1,394
kľudný - divoký	4,200	1,584	4,000	1,183
veselý - smutný	1,700	1,077	2,600	0,995
hodnotný - bezcenný	2,175	1,447	2,375	1,298
výnimočný - obvyklý	2,625	1,278	3,000	1,643
svetlý - tmavý	2,900	1,546	3,175	1,340
voňavý - páchnuci	2,150	1,038	3,425	1,430
bohatý - chudobný	2,800	1,054	3,000	0,975
drahý - lacný	4,625	1,373	3,300	1,503
uvoľnený - napätý	2,300	1,345	2,700	1,308
čistý - špinavý	1,825	1,302	3,400	1,729
blízky - vzdialený	3,225	1,084	3,450	1,830

Pozn. AM – aritmetický priemer, SD – smerodajná odchýlka



Graf 2: Vnímanie pojmov ideálny festival a Bažant Pohoda generáciou X

Pri analýze sémantického diferenciálu pomocou D – štatistiky (tab. 3) sme zistili, že vzdialenosť vo vnímaní ideálneho festivalu a festivalu Bažant Pohoda 2013 je pre generáciu X $D = 2,981$, čo je hodnota nižšia ako u generácie Y, kde sme zistili vzdialenosť $D = 2,981$. Teda vo vyhodnocovaní celého sémantického priestoru sa festival Bažant Pohoda viac približuje ideálnemu festivalu vo vnímaní generácie X. V dimenzii aktivity sme pozorovali vo vnímaní ideálneho festivalu a festivalu Bažant Pohoda väčšie rozdiely v skupine generácie Y ($D = 1,887$), v skupine generácie X sa pojmy ideálny festival a Bažant Pohoda viac približujú ($D = 1,439$). Naopak, v dimenzii sily sa ideálny festival a Bažant Pohoda približovali viac v generácii Y ($D = 1,275$). Podobný trend sme zistili aj v dimenzii hodnotenia, kde vzdialenosť medzi ideálnym festivalom a festivalom Bažant Pohoda bola 2,477, teda menšia ako v generácii X ($D = 2,689$).

Tab. 3: Hodnoty štatistiky D – vzdialenosti vo vnímaní pojmov ideálny festival a Bažant Pohoda generáciou X a Y

	Y	X
celý sémantický priestor	3,365	2,981
dimenzia aktivity	1,887	1,439
dimenzia sily	1,275	1,462
dimenzia hodnotenia	2,477	2,689

4. Záver

Vo výskume sme skúmali vnímanie pojmov dvoma generáciami, konkrétne generáciou Y (v roku 2013 dosahovali jej členovia vek 19 – 36 rokov) a generáciou X (v roku 2013 dosahovali jej členovia vek 37 – 48 rokov). Výskum bol realizovaný metódou sémantického diferenciálu, ktorý obsahoval 15 pôvodných dvojíc adjektív sémantického diferenciálu Charlesa Osgooda a ďalších 6 dvojíc adjektív bolo doplnených na základe toho, že festival Bažant Pohoda 2013 chápeme ako produkt v oblasti kultúry a vzdelávania. Analýza slúžila na zodpovedanie nasledujúcich výskumných otázok: „Ako vníma generácia X pojmy ideálny

festival a festival Bažant Pohoda 2013?“, „Ako vníma generácia Y pojmy ideálny festival a festival Bažant Pohoda 2013?“, „U ktorej generácie sa viac približuje pojem festival Bažant Pohoda 2013 k pojmu ideálny festival?“. Výskum sme vyhodnocovali pomocou metód popisnej štatistiky a pomocou D – štatistiky. Hodnota D – štatistiky pre celý sémantický priestor u generácie Y je $D = 3,365$ a u generácie X $D = 2,981$, čo je hodnota nižšia a značí menšiu vzdialenosť pojmov. Hlavná výskumná hypotéza „Generácia X vníma pojem festival Bažant Pohoda 2013 tak, že sa vo väčšej miere približuje pojmu ideálny festival“ bola na základe nižšej hodnoty D – štatistiky u generácie X potvrdená. Jej potvrdením sme podporili teóriu Kotlera a Armstronga, ktorí sú uznávanými odborníkmi vo svojej oblasti.

Literatúra

DŽUPINA, M. – FANDELOVÁ, E. – MARKECHOVÁ, D. – TIRPÁKOVÁ, A. 2013. Vnímanie sociálnej zodpovednosti a vek. In: *Analýza a výskum v marketingovej komunikácii*. roč. 1., číslo 1, s. 41-51. ISSN 1339-3715.

GAVORA, P. a kol. 2010. *Elektronická učebnica pedagogického výskumu*. [online]. Bratislava: Univerzita Komenského, 2010. Dostupné na: <http://www.e-metodologia.fedu.uniba.sk/> ISBN 978–80–223–2951–4.

KOLLÁRIK, T. – SOLLÁROVÁ, E. 2004. *Metódy sociálnopsychologickej praxe*. Bratislava: IKAR.

KOTLER, P. – ARMSTRONG, G. 2004. *Marketing*. Praha: Grada Publishing.

Adresa autorov:

Edita Szabová, PaedDr.
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Fakulta prírodných vied
Katedra matematiky
Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra
edita.szabova@ukf.sk

Katarína Miháliková (3. ročník)
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Filozofická fakulta
Katedra masmediálnej komunikácie
a reklamy
Drážovská 4, 949 74 Nitra
katarina.mihalikova@student.ukf.sk

Štatistická analýza výsledkov testu z matematiky Statistical analysis of test results in mathematics

Soňa Švecová, Janka Drábeková, Michal Hajdúk

Abstract: The assessment is one of the crucial components of the instruction. The teachers have different ideas regarding the implementation of assessment strategies. Assessment should be objective, it should correspond to the level of knowledge achieved by students in education. We trying to figure out whether the final grade for the exam in the fall semester is right for the level of students' knowledge acquired in the second summer term follow-up on the results of the partial test.

Abstrakt: Hodnotenie je jedným z kľúčových zložiek výučby. Učitelia majú rôzne predstavy, pokiaľ ide o realizáciu hodnotenia. Hodnotenie by malo byť objektívne, malo by zodpovedať úrovni vedomostí študentov dosiahnutých vo vzdelávaní. Snažíme sa zistiť, či výsledná známka na skúške v zimnom semestri je adekvátne k úrovni vedomostí študentov nadobudnutých v druhom nadväzujúcom letnom semestri na výsledkoch z čiastkového testu.

Key words: assessment, research, the level of knowledge

Kľúčové slová: hodnotenie, výskum, úroveň vedomostí

JEL classification: I230

1. Úvod

V celosvetovom ponímaní si hodnotenie udržiava poprednú pozíciu záujmu širokej odbornej aj laickej verejnosti. Žiaci na stredných a základných školách sú testovaní rôznymi štúdiami na štátnej (T9, Maturita) alebo európskej úrovni (PISA, TIMSS). Študenti vysokých škôl síce nepodliehajú zatiaľ medzinárodným štúdiám, ale sú skúšaní a hodnotení rôznymi spôsobmi prostredníctvom svojich vyučujúcich. Rovnako ako povedal George Pólya, že je toľko vyučovacích metód, koľko je dobrých učiteľov [1], je toľko možných spôsobov hodnotenia výsledkov študentov. „Hodnotenie je najdôležitejšou aj najfrekvencovanejšou kategóriou pedagogickej diagnostiky. Otázky hodnotenia sú v súčasnosti jednou z najviac diskutovaných tém, či už v pedagogickej teórii, vo výchovnej praxi, ale rovnako aj medzi širokou verejnosťou“ [2]. Študenti sú najčastejšie hodnotení prostredníctvom známok (A,B,C,D,E,FX) alebo (1;1,5;2;2,5;3,4). Niekedy sa však stretneme so subjektívnym hodnotením učiteľa voči študentovi. V našom výskume sa snažíme zistiť, či výsledná známka na skúške v zimnom semestri je adekvátne k úrovni vedomostí študentov nadobudnutých v druhom nadväzujúcom letnom semestri na výsledkoch z čiastkového testu.

2. Charakteristika skúmaného súboru

Skúmaný súbor tvorilo 173 študentov (130 žien a 43 mužov) prvého ročníka Fakulty ekonomiky a manažmentu (FEM) Slovenskej poľnohospodárskej univerzity v Nitre. Rozsah výučby matematiky na FEM je 2/2 v zimnom aj v letnom semestri 1.ročníka. Jadro učiva predmetu v zimnom semestri tvoria vybrané kapitoly z diferenciálneho počtu funkcie jednej a dvoch reálnych premenných. Študenti úroveň svojich vedomostí preukazujú v skúškovom teste. Test pozostáva zo 6 úloh a až 83% z nich tvoria úlohy z diferenciálneho počtu. Obsah predmetu matematika v letnom semestri nadväzuje na sylabus predmetu zo zimného semestra. Prvá tretina semestra je totiž zameraná na osvojovanie si poznatkov z integrálneho počtu funkcie jednej reálnej premennej. Študenti úroveň svojich nadobudnutých vedomostí preukazujú

v priebežnom zápočtovom teste zameranom na vybrané metódy integrovania. Výsledky priebežného zápočtového testu z predmetu matematika v letnom semestri 2013/2014 sme podrobili štatistickej analýze. Analyzovali sme výsledky testu v siedmich študijných skupinách. Vplyv subjektívneho hodnotenia pedagógov bol eliminovaný vďaka výmene vyučujúcich v skúmaných skupinách počas zimného a letného semestra.

3. Spracovanie výsledkov výskumu

Na začiatku výskumu sme spracovali hodnotenia študentov zo skúšky v zimnom semestri z predmetu matematika (tab.1). Počas výskumu sme vytvorili testové úlohy rovnakého charakteru zamerané na vybrané metódy integrovania. Na konci výskumu sme zaznamenali u každého študenta počet bodov z jednotlivých testových úloh, ktoré vypracoval. V teste boli štyri úlohy (ďalej budeme písať položky). Maximálny počet bodov, ktorý mohol študent získať bol 20 bodov v teste A, aj v teste B.

Testujeme hypotézu:

H_1 : Výsledná známka zo skúšky v prvom semestri súvisí s výsledkami dosiahnutými v teste.

ktorá tvrdí, že výsledná známka zo skúšky v prvom semestri vplýva na úspešnosť výsledku v prvej čiastkovej písomnej práci.

Na tvorbu obrázkov a výpočtov bol použitý štatistický softvér SPSS 21.

Skúmame vzťah známky na konci zimného semestra z predmetu matematika a výsledky testov A a B (Obr. 1). V tabuľke 1 uvádzame početnosti pre jednotlivé známky v závislosti od pohlavia. Vysvetlenie jednotlivých známok: A – výborne (vynikajúce výsledky), B – veľmi dobre (nadpriemerné výsledky), C – dobre (priemerné výsledky), D – uspokojivo (priateľné výsledky), E – dostatočne (výsledky spĺňajú minimálne kritériá), FX – nedostatočne (vyžaduje sa ďalšia práca).

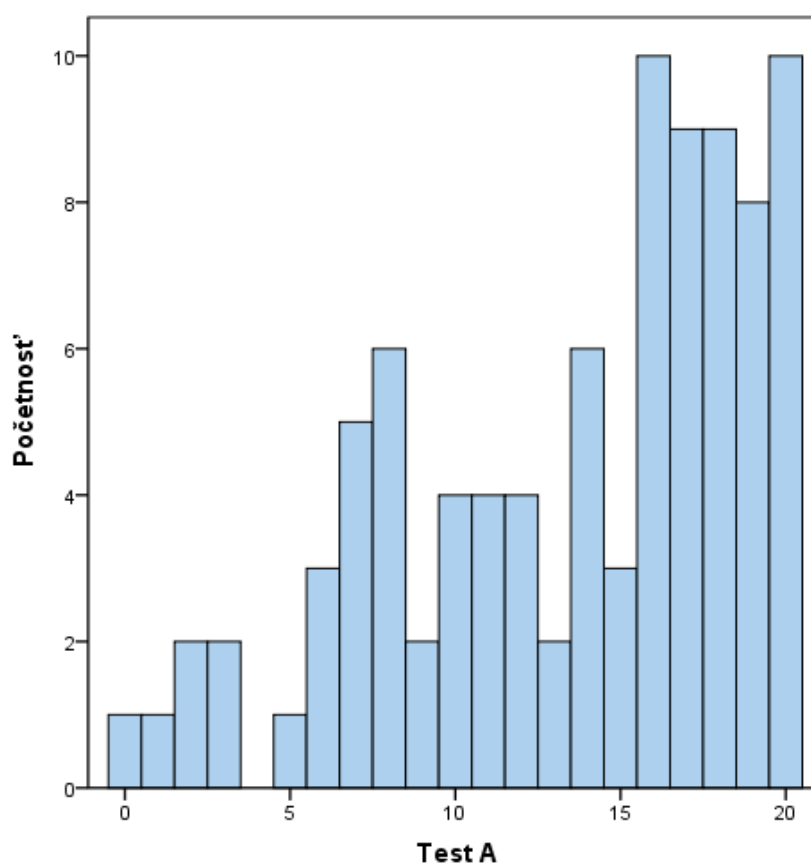
A	B
1. [6b] Vypočítajte neurčitý integrál $\int \frac{4x}{\sqrt[3]{1-x^2}} dx$.	1. [6b] Vypočítajte neurčitý integrál $\int \frac{2+\ln^3 x}{8x} dx$.
2. [6b] Vypočítajte neurčitý integrál $\int 2x \cdot \ln 4x dx$.	2. [6b] Vypočítajte neurčitý integrál $\int 4x \cdot e^{2x} dx$.
3. [6b] Vypočítajte neurčitý integrál $\int \frac{-2x^2 + 5x - 1}{x - 2} dx$.	3. [6b] Vypočítajte neurčitý integrál $\int \frac{3x-5}{x^2-2x-3} dx$.
4. [2b] Odvoďte vzorec pre integrovanie metódou <u>per partes</u> .	4. [2b] Odvoďte vzorce na výpočet integrálu $\int \lg x dx$.

Obr. 1 Ukážka testov A a B

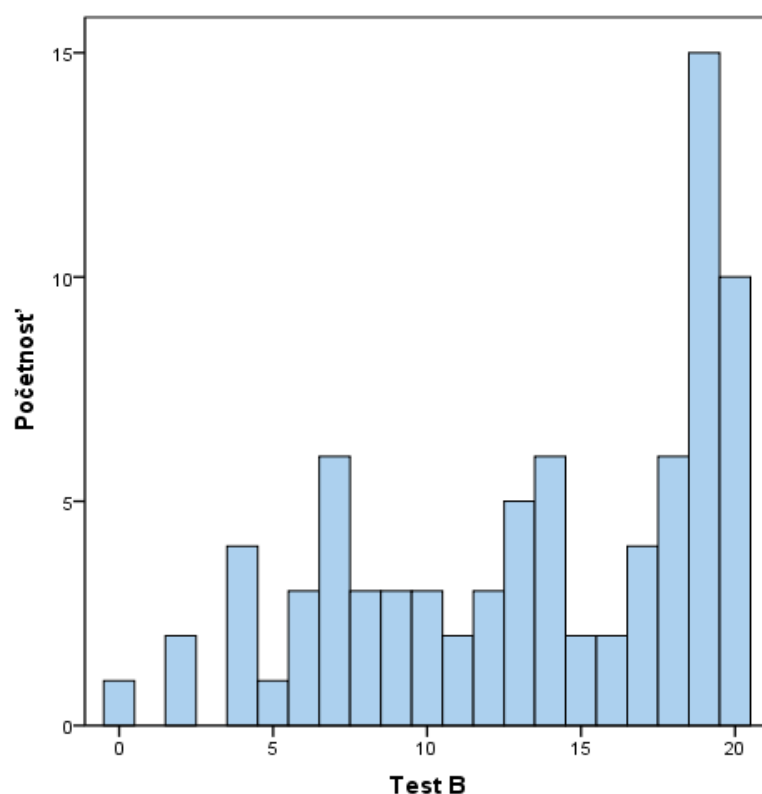
Tab. 1: Početnosti pre jednotlivé známky v závislosti od pohlavia

x ² =8.186, p=.146, V=.218			Známka					Spolu	
			A	B	C	D	E		FX
pohlavie	Muži	N	7	2	7	12	12	3	43
		%	16.3%	4.7%	16.3%	27.9%	27.9%	7.0%	100%
	Ženy	N	33	22	21	26	24	4	130
		%	25.4%	16.9%	16.2%	20.0%	18.5%	3.1%	100%
Spolu	N	40	24	28	38	36	7	173	
	%	23.1%	13.9%	16.2%	22.0%	20.8%	4.0%	100%	

Jednotlivé početnosti na obrázkoch 2 a 3 nás informujú o realnosti výsledkov študentov dosiahnutých v teste A a B.



Obr. 2: Početnosť pre jednotlivé úlohy v závislosti na počte bodov v Teste A



Obr.3: Početnosť pre jednotlivé úlohy v závislosti na počte bodov v Teste B

Celkové skóre v teste A signifikantne korelovalo so známku ($r_s = -.602$, $p < .01$). Skóre v teste B taktiež korelovalo so známku signifikantne ($r_s = -.672$, $p < .01$).

Môžeme teda prijať hypotézu stanovenú na začiatku výskumu, že čím mali študenti lepšie známky v zimnom semestri, tým dosiahli väčší počet bodov v teste.

V tabuľke 2 uvádzame vybrané základné štatistické charakteristiky (aritmetický priemer – M, Medián, smerodajnú odchýlku – SD) pre jednotlivé položky, ktoré sú odlíšené rovnakým kódovaním v celej štatistickej analýze: výsledky testu A štyri položky – 1a, 2a, 3a, 4a, analogicky test B štyri položky – 1b, 2b, 3b, 4b. V tabuľke 3 porovnávame vybrané štatistické charakteristiky vzhľadom na pohlavie študentov.

Tab. 2: Priemery počtu bodov pre jednotlivé položky

	M	Medián	SD
1a	3.55	4.00	2.43
2a	3.92	5.00	2.04
3a	4.98	6.00	1.64
4a	1.02	1.00	.94
1b	3.19	3.00	2.45
2b	4.68	6.00	1.92
3b	4.33	6.00	2.27
4b	1.28	2.00	.83

Tab. 3: Porovnanie vzhľadom na pohlavie študentov

	pohlavie					
	Muži			Ženy		
	M	Medián	SD	M	Medián	SD
1a	2.95	2.00	2.65	3.72	4.00	2.35
2a	3.52	4.00	2.06	4.03	5.00	2.03
3a	4.60	6.00	2.01	5.09	6.00	1.53
4a	.65	.00	.89	1.12	1.50	.93
1b	3.26	5.00	2.70	3.16	3.00	2.37
2b	4.65	6.00	2.35	4.69	6.00	1.74
3b	3.57	5.00	2.63	4.63	6.00	2.07
4b	.96	1.00	.93	1.41	2.00	.75

Nakoľko skóre v jednotlivých testoch nemalo normálne rozloženie, pracovali sme s neparametrickou štatistikou. Prostredníctvom Mann-Whitneyovho U testu sme porovnávali rozdiely medzi mužmi a ženami. Štatisticky významné rozdiely sme zistili v úlohách 4a a 4b. Rozdiel medzi chlapcami a dievčatami v úlohe 3b dosiahol takmer hladinu štatistickej významnosti 0,05 (tab. 4).

Tab. 4 Výsledky Mann – Whitneyov U testu a effect size

	1a	2a	3a	4a	1b	2b	3b	4b
U	600.50	591.00	634.00	516.50	650.00	620.50	503.00	489.00
p	0.24	0.21	0.35	0.04	0.86	0.58	0.06	0.04
r	0.09	0.10	0.07	0.16	0.01	0.04	0.14	0.15

Vypočítali sme koeficient reliability *Cronbachovu alfu* pre test A aj B. Reliabilita testov dosiahla hodnotu $\alpha = .702$ pre test A a pre test B $\alpha = .688$, čo je vzhľadom na počet položiek pomerne vysoká hodnota. V tabuľkách 5,6 uvádzame hodnoty korelácie položky so zvyškom testu a taktiež hodnoty Cronbachovej α po odstránení položky.

Tab. 5 : Test A

$\alpha = .702$	Korelácia položky so zvyškom testu	Cronbachova α po odstránení položky
1a	.579	.595
2a	.589	.567
3a	.567	.596
4a	.309	.735

Tab. 6: TestB

$\alpha = .688$	Korelácia položky so zvyškom testu	Cronbachova α po odstránení položky
1b	.542	.584
2b	.657	.500
3b	.457	.641
4b	.362	.711

V obidvoch testoch konštatujeme, že písomná práca je reliabilná. Vidíme, že v teste A znižuje reliabilitu štvrtá položka, po ktorej odstránení by sa celková reliabilita testu A zvýšila až na .735. V teste B znižuje reliabilitu rovnako štvrtá položka, po ktorej odstránení by sa celková reliabilita testu B zvýšila až na .711. Z obrázku 1 vidieť, že štvrtá úloha v teste A aj v teste B má teoretický charakter, a preto nie sme prekvapení výsledkom, že práve po odstránení štvrtej úlohy v oboch skupinách by došlo k vyššej reliabilite testu. Študenti vždy lepšie zvládajú úlohy výpočtového charakteru. V prvých troch úlohách je to zrejmé a potvrdili nám to aj výsledky v tabuľkách 5,6.

4. Záver

Hlavným cieľom nášho výskumu bolo preskúmanie možnosti vplyvu známky z matematiky na konci zimného semestra na úroveň vedomostí študentov v ďalšom pokračovaní nadobúdania vedomostí v letnom semestri, ktoré sme overili testom a štatisticky spracovali. Na základe uvedených zistení v grafoch a tabuľkách môžeme povedať, že dosiahnutá výsledná známka v zimnom semestri signifikatne súvisí s úrovňou vedomostí študentov v ďalšom pokračovaní predmetu matematika v letnom semestri.

Literatúra

- [1] PÓLYA, G.: Mathematical Methods in Science. Mathematical Association of America, 1977. ISBN 0-88385-600-X
- [2] GONDOVÁ, M.: Všeobecná teória pedagogickej diagnostiky. Banská Bystrica: Univerzita Mateja Bela, 1997. 110 s. ISBN 80-8055-063-8 –X

Adresa autorov:

Soňa Švecová, PaedDr., PhD.
Janka Drábeková, PaedDr., PhD.
Katedra matematiky FEM SPU
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
sona.svecova@uniag.sk
janka.drabekova@uniag.sk

Michal Hajdúk, Mgr.
Katedra psychológie FiF UK
Gondova 2, 814 99 Bratislava
miso.hajduk@gmail.com

**Stručná štatistická analýza sčítania obyvateľstva z roku 1869
v obci Horné Zelenice**
Short Statistical Analysis of the Census 1869 in Village Horne Zelenice

Andrej Trnka

Abstract: The paper deals with property relations with regard to farmed animals in the village of Horne Zelenice in 1869. To the date of 31 December 1869, the first census was conducted in which we may encounter the information on the property relations (description of the house, registration of domestic animals). An interesting part of the census was an indication of religion concerning individual persons. Since the village Horne Zelenice belongs to the municipalities with the Roman Catholic and Protestant confessions, it is possible to characterize the two groups individually. The research results are presented as non-confrontational, describing the facts of the period.

Abstrakt: Článok sa zaoberá štatistickým spracovaním a vyhodnotením sčítania obyvateľstva so zreteľom na chované zvieratá v obci Horné Zelenice v roku 1869. K 31.12.1869 bolo vykonané prvé sčítanie ľudu, v ktorom sa môžeme stretnúť s informáciami o majetkových pomeroch (popis domu, zápis domácich zvierat). Zaujímavou súčasťou sčítania bolo uvedenie vierovyznania jednotlivých osôb. Keďže obec Horné Zelenice patrí k obciam s rímsko-katolíckym a evanjelickým vierovyznaním, je možné charakterizovať obe skupiny samostatne. Výsledky výskumu sú prezentované ako nekonfrontačné, popisujúce skutkový stav v danom období.

Key words: census 1869, statistical analysis.

Kľúčové slová: sčítanie obyvateľstva 1869, štatistická analýza.

JEL classification: C10, N93

1. Sčítanie obyvateľstva 1869

V sčítaní z roku 1869 sa zapisovalo do sčítacích hárkov, ktoré boli vyplňané pre každý dom zvlášť. Prvá strana sčítacieho hárku obsahovala informácie o dome. Druhá a tretia strana sčítacieho hárku obsahovala informácie o ubytovaných osobách. A štvrtá strana sčítacieho hárku (obr. 4) obsahovala informácie o chovaných domácich zvieratách. Z týchto údajov je možné získať pohľad počtu chovaných zvierat v jednotlivých domoch v obci.

2. Analýza chovu hospodárskych zvierat v obci Horné Zelenice

Obec Horné Zelenice je malá obec ležiaca 7 km od okresného mesta Hlohovec a prislúcha do Trnavského kraja. Názov obce Horné Zelenice prešiel viacerými zmenami. V období sledovaného sčítania niesla obec názov Felsőzélle, ale existoval vtedy aj slovenský ekvivalent "Horne Zelenicze". [1]

Podľa sčítacích hárkov bolo v obci 503 obyvateľov. Kvôli vylúčeniu chyby sme tento údaj ešte overili pomocou štatistických tabuliek [2]. V tomto počte nie sú zahrnutí obyvatelia, ktorí boli dlhodobo odcestovaní (vo väčšine prípadov to bola vojenčina...). Bolo obývaných 84 domov, ktoré mali pridelené súpisné číslo. Štyri domy so súpisným číslom neboli do sčítania zahrnuté. Tabuľka 1 zobrazuje počty obyvateľov rozdelených podľa vierovyznania.

Tab. 1: Počet obyvateľov v obci

	Počet obyvateľov RK	Počet obyvateľov EAV	Počet obyvateľov IZR
Počet	204	286	13

Z rozdelenia zobrazeného v tabuľke 1 je vidieť prevažujúci počet obyvateľov evanjelického vierovyznania. Medzi evanjelikmi mal významné postavenie bučiansky zemepán, gróf Karol Zay (nar. 12.2.1797 – Šoproň, zom. 8.10. 1871 – Bučany) [3].

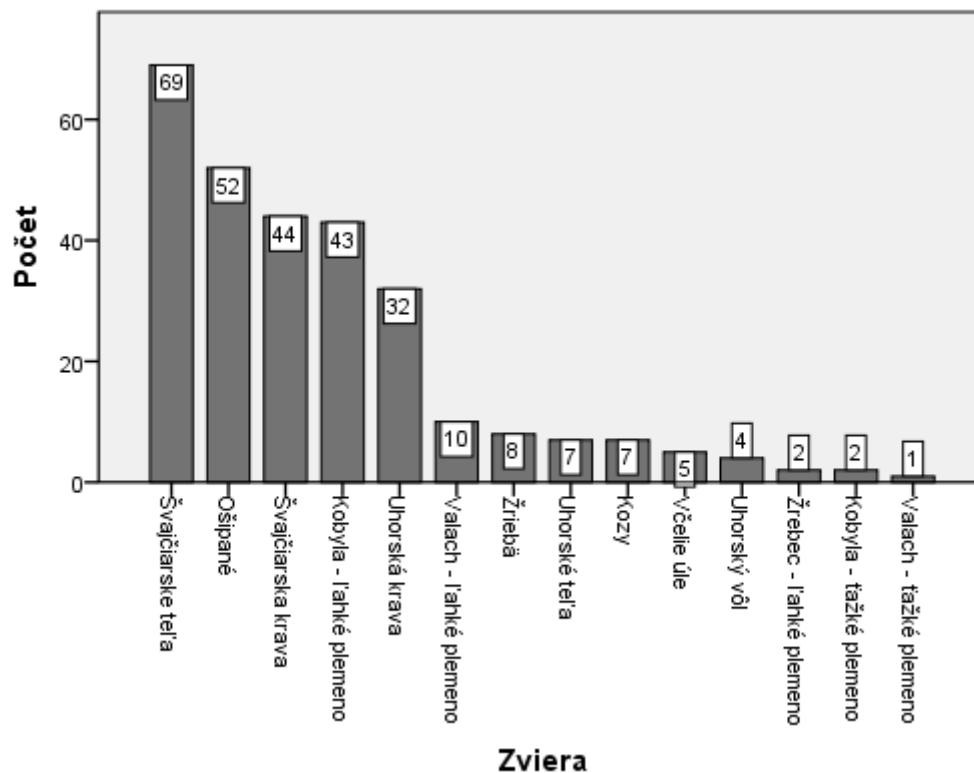
V ďalšom sa budeme zaoberať počtom chovaných zvierat oboch majoritných skupín obyvateľov obce – evanjelikov a katolíkov. V tabuľke 2 sú uvedené aj informácie pre židovské rodiny.

Zo sčítacích hárkov je zrejmé, že ak sa aj jednalo o rodinu zmiešaného vierovyznania, vždy bolo dominantné iba jedno vierovyznanie. Pre lepšie porovnanie majetkových pomerov rodín rozdelených podľa vierovyznania, sme preradili zmiešané rodiny do rodín podľa vierovyznania 1. osoby uvedenej v sčítacom hárku (väčšinou vierovyznanie otca).

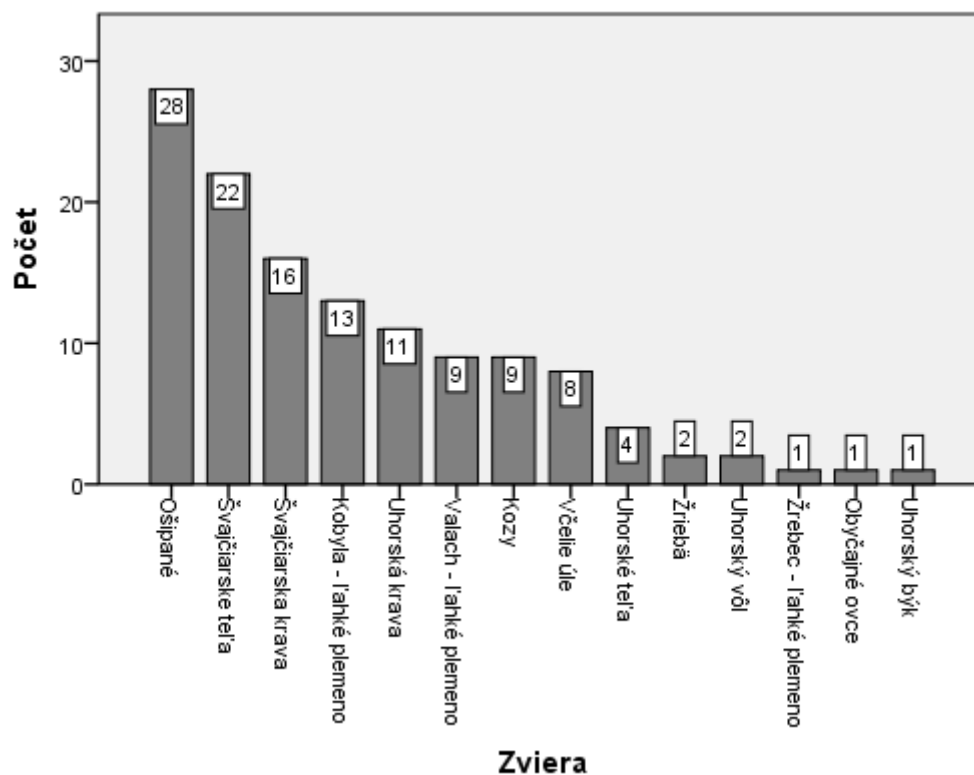
Tab. 2: Počty chovaných zvierat v rodinách podľa vierovyznania

	Vierovyznanie		
	RK	EAV	IZR
Žrebec - ťažké plemeno	0	0	0
Žrebec - ľahké plemeno	1	2	0
Kobyľa - ťažké plemeno	0	2	0
Kobyľa - ľahké plemeno	13	43	1
Valach - ťažké plemeno	0	1	0
Valach - ľahké plemeno	9	10	0
Žriebä	2	8	1
Mulica	0	0	0
Somár	0	0	0
Uhorský býk	1	0	0
Uhorská krava	11	32	2
Uhorský vôl	2	4	0
Uhorské teľa	4	7	0
Švajčiarsky býk	0	0	0
Švajčiarska krava	16	44	0
Švajčiarsky vôl	0	0	0
Švajčiarske teľa	22	69	2
Byvol	0	0	0
Šľachtené ovce	0	0	0
Obyčajné ovce	1	0	0
Kozy	9	7	4
Ošipané	28	52	0
Včelie úle	8	5	0

Grafy 1 – 2 zobrazujú počty chovaných zvierat v rodinách rozdelených podľa vierovyznania. V tomto prípade sa jedná o údaje do ktorých boli pridané aj zmiešané rodiny (údaje sú zobrazené aj v tabuľke 4).



Graf 1: Počty chovaných zvierat v evanjelických rodinách (po pridaní zmiešaných rodín)

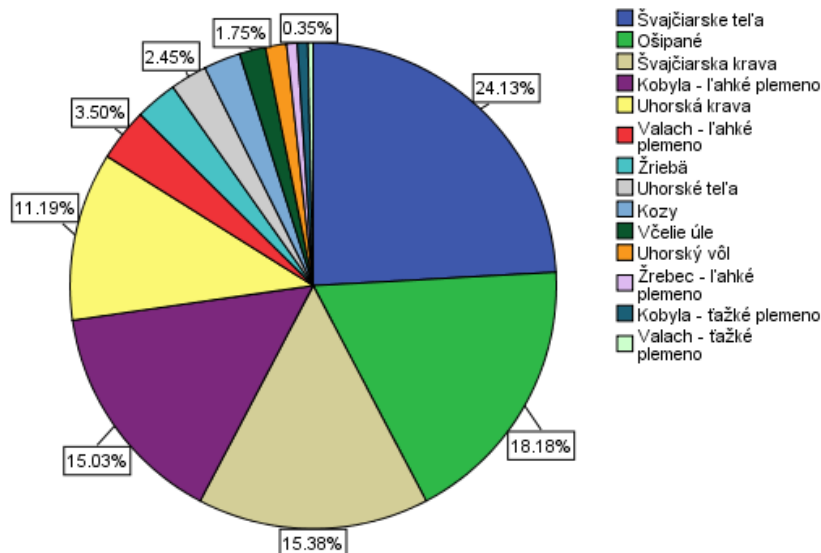


Graf 2: Počty chovaných zvierat v katolíckych rodinách (po pridaní zmiešaných rodín)

3. Záver

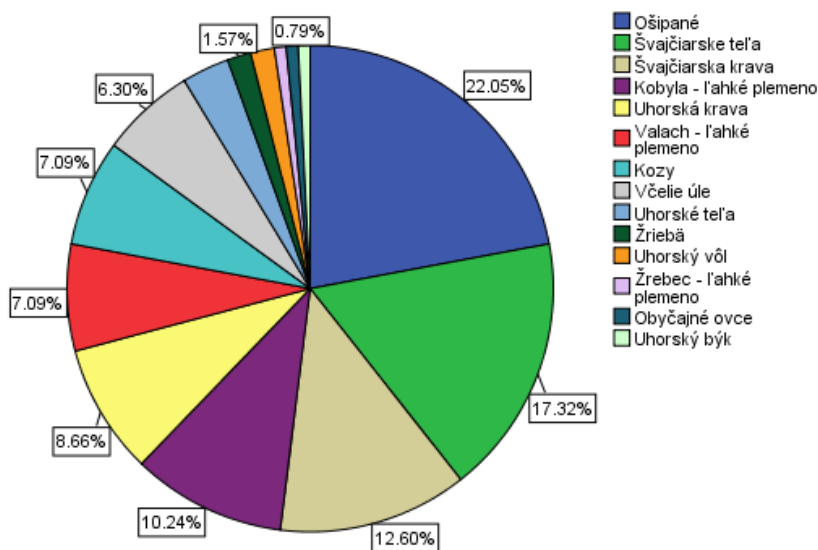
Článok nekonfrontačným spôsobom popisuje majetkové pomery v obci Horné Zelenice podľa sčítania ku 31.12.1869. Z jednotlivých tabuliek a grafov je zjavné, aké zvieratá sa v roku 1869 chovali v obci a tiež akého vierovyznania bolo obyvateľstvo.

Najčastejšie chovanými typmi zvierat v evanjelických rodinách boli švajčiarske teľatá (24%), ošípané (18%) a švajčiarske kravy (15%). Údaje sú zobrazené v grafe 3.



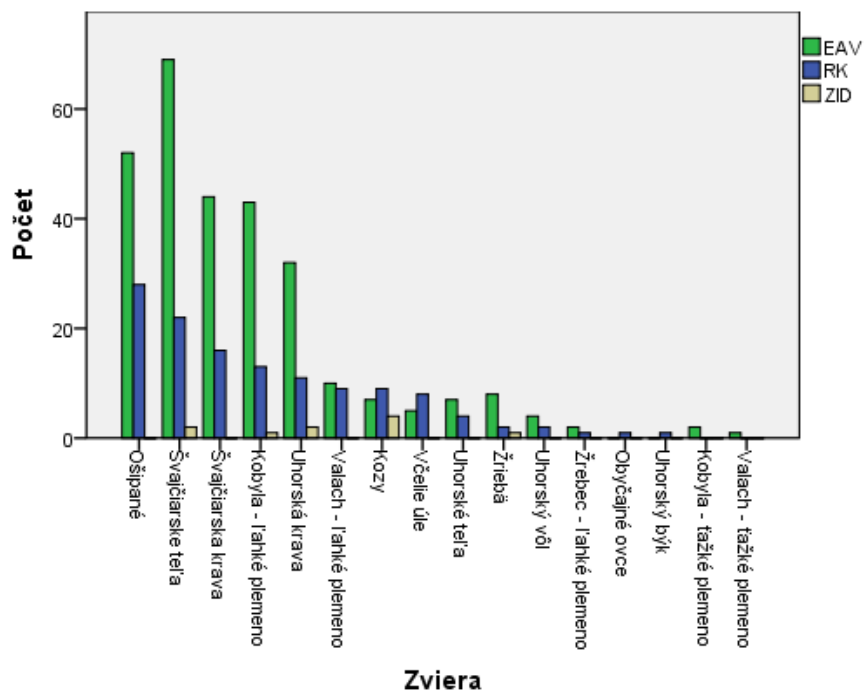
Graf 3: Percentuálne rozdelenie počtu chovaných zvierat v evanjelických rodinách (po pridaní zmiešaných rodín)

V katolíckych rodinách boli najčastejšie chovaným zvierat'om ošípané (22%), švajčiarske teľatá (17%) a švajčiarske kravy (13%). Údaje sú zobrazené v grafe 4.



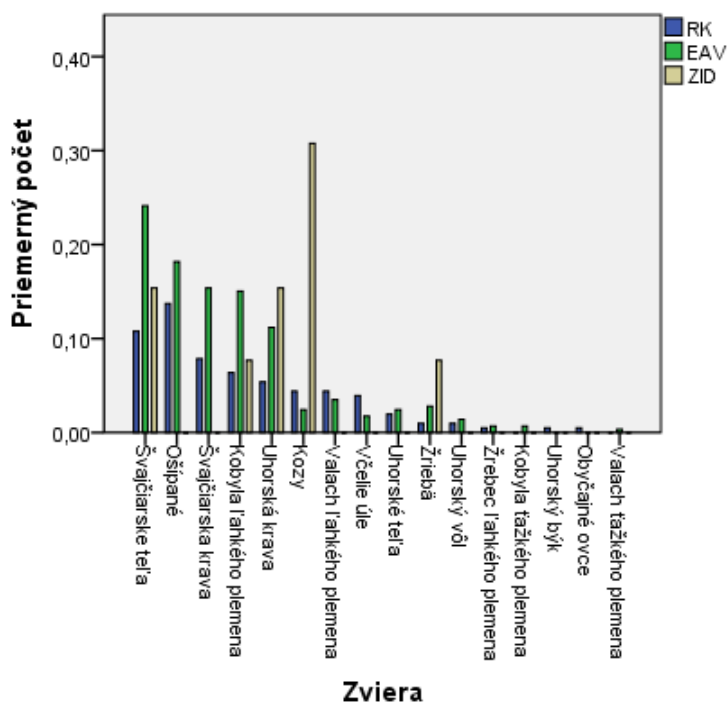
Graf 4: Percentuálne rozdelenie počtu chovaných zvierat v katolíckych rodinách (po pridaní zmiešaných rodín)

Z percentuálneho zobrazenia počtu chovaných zvierat v jednotlivých rodinách nie sú úplne zrejmé celkové pomery chovaných zvierat v obci. Na to, aby sme ich mohli porovnať, musíme použiť absolútne hodnoty (graf 5).



Graf 5: Porovnanie počtu chovaných zvierat v obci Horné Zelenice

Pre objektívnejšie porovnanie môžeme počty chovaných zvierat v jednotlivých rodinách prerátat' na jedného obyvateľa vzhľadom na jeho vierovyznanie (graf 6).



Graf 6: Porovnanie počtu chovaných zvierat v obci na jedného obyvateľa rozdelených podľa vierovyznania

Podľa sčítacích hárkov sa v obci nechovali žrebce ťažkého plemena, mulice, somáre, švajčiarsky býci a voly, byvoly a šľachtené ovce.

Podľa posledného sčítania v roku 2011 má obec Horné Zelenice 673 obyvateľov, z toho 309 katolíkov a 269 evanjelikov. Zvyšný počet obyvateľov tvorí zanedbateľný počet grékokatolíkov (2) a pravoslávnych (1). [4]

PodĎakovanie

Ďakujem RNDr. Ľubomírovi Vidličkovi, CSc. za cenné rady a pripomienky pri písaní článku.

Literatúra

[1] MAJTÁN, M..1998. *Názvy obcí Slovenskej republiky*. Veda, 1998. 600s. ISBN 80-224-0530-2

[2] *Retrospektivní lexikon obcí Československé socialistické republiky 1850-1970*. Federální statistický úřad , 1978. 1186s.

[3] VIDLIČKA, Š. – VIDLIČKA, Ľ. 2008. *Bučany a Bučančania*. Obecný úrad Bučany, 338s. ISBN 978-80-969938-7-1

[4] JUHAŠČÍKOVÁ, I. – ŠKÁPIK, P. – ŠTUKOVSKÁ, Z. 2012. *Základné údaje zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2011: Obyvateľstvo podľa náboženského vyznania*. Štatistický úrad Slovenskej republiky, 2012. 183 s. ISBN 978-80-8121-208-6

Adresa autora:

Andrej Trnka, Ing. Phd.
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave
Fakulta masmediálnej komunikácie
Nám. J. Herdu 2, 917 01 Trnava
andrej.trnka@ucm.sk

**Porovnanie úrovne vedomostí žiakov z tematického okruhu
Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika
Comparison of the level of student knowledge
from Combinatorics, probability, statistics**

Eva Uhrinová

Abstract:

In this paper we present the results of a survey which aim is to determine whether pupils who learned according to the National education program from the 5th to the 9th grade have better knowledge from the thematic unit Combinatorics, Probability and Statistics than pupils from 5th to the 9th grade learned according to the curriculum from 1997.

Abstrakt: V príspevku uvádzame výsledky prieskumu zameraného na zistenie, či žiaci vzdelávaní od 5. roč. do 9. roč. podľa Štátneho vzdelávacieho programu majú lepšie vedomosti z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika ako žiaci vzdelávaní od 5. roč. do 9. roč. podľa učebných osnov z roku 1997.

Key words: Combinatorics, Probability and Statistics, State education program

Kľúčové slová: Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika, Štátny vzdelávací program.

JEL classification: C12, C93

1. Úvod

Podľa Štátneho vzdelávacieho programu (ŠVP) sa začali vzdelávať žiaci 5. ročníka ZŠ v školskom roku 2008/2009. Títo žiaci ukončili základnú školu v školskom roku 2012/2013 a v súčasnosti navštevujú prvý ročník strednej školy.

Zaujímalo nás, či žiaci vzdelávaní od 5. roč. do 9. roč. podľa ŠVP majú lepšie vedomosti z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika ako žiaci vzdelávaní od 5. roč. do 9. roč. podľa učebných osnov z roku 1997.

Keďže štátnym vzdelávacím programom sa navýšili počty hodín, ktoré sa majú venovať tomuto tematickému okruhu a tento tematický okruh sa má preberať v každom ročníku ZŠ a vedomosti z neho sa majú získavať špirálovito v priebehu celého školského roka, predpokladali sme, že žiaci vzdelávaní podľa ŠVP by mali mať významne lepšie vedomosti z tohto tematického okruhu ako žiaci vzdelávaní po starom, teda podľa učebných osnov z roku 1997. Tento náš predpoklad sme overili prieskumom porovnania úrovne vedomostí žiakov vzdelávaných podľa ŠVP a žiakov vzdelávaných podľa učebných osnov z roku 1997.

2. Výskumná vzorka prieskumu

Výskumnú vzorku prieskumu tvorilo spolu 107 žiakov prvého a druhého ročníka Športového gymnázia J. Herdu v Trnave. Sú to žiaci nešportových tried, ktorí študovali na rôznych základných školách v Trnavskom kraji. Výskumnú vzorku sme rozdelili na dve skupiny (Tab.1).

Tab. 1: Výskumná vzorka prieskumu

		Počet žiakov		Počet chlapcov
Skupina 1	1.A	27	54	10
	1.B	27		6
Skupina 2	2.A	27	53	12
	2.B	26		8
Spolu		107		36

Skupina 1, žiaci prvého ročníka Športového gymnázia J. Herdu v Trnave, vzdelávali sa od 5. do 9. ročníka podľa ŠVP, po príchode na strednú školu ešte nepreberali žiadnu tému z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika.

3. Skupina 2, žiaci druhého ročníka Športového gymnázia J. Herdu v Trnave, vzdelávali sa od 5. do 9. ročníka podľa učebných osnov z roku 1997, po príchode na strednú školu ešte nepreberali žiadnu tému z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika. **Realizácia prieskumu**

Stanovili sme si nasledovnú **hypotézu prieskumu**:

H: *Úroveň vedomostí žiakov z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika v skupine 1 je významne vyššia ako úroveň vedomostí žiakov z tohto tematického okruhu v skupine 2.*

Zostavili sme test pozostávajúci z úloh z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika. Jednotlivé úlohy v teste sme vytvorili v súlade so ŠVP a v súlade s úlohami v nových učebniciach ZŠ, ktorých autormi sú Žabka a Černek (Žabka a Černek, 2012).

Test sme dali vypracovať žiakom prvého a druhého ročníka v januári 2014. Žiaci neboli dopredu informovaní o teste. Na vypracovanie testu mali žiaci 45 minút.

Test obsahoval **19 otázok**, z ktorých všetky boli otvorené. Vytvorili sme dve verzie testu, ktoré sa líšili len preusporiadaním otázok.

Obsahová validita testu bola posúdená učiteľmi matematiky. Každá z úloh mala pridelený určitý počet bodov (1 - 2 body). Každý žiak mohol získať maximálne 28 bodov za test.

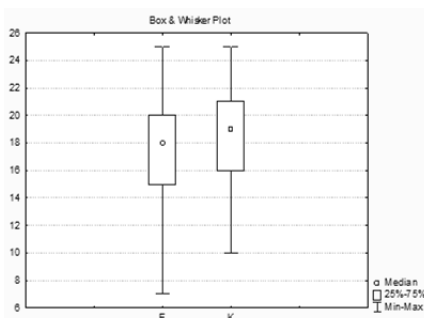
4. Výsledky prieskumu

Vzhľadom na stanovenú hypotézu prieskumu, porovnávame priemerný počet dosiahnutých bodov z testu v skupine 1 a v skupine 2. Popisné štatistiky získaných bodov porovnávaných skupín sme zhrnuli v tabuľke 2.

Tab. 2: Popisné štatistiky výstupného testu

	Počet žiakov	Aritmetický priemer	Priemerná percentuálna úspešnosť	Smerodajná odchýlka	Maximálny počet získaných bodov	Minimálny počet získaných bodov
Skupina 1	54	17,70	62,70 %	4,09	25	7
Skupina 2	53	18,53	66,11 %	3,44	25	10

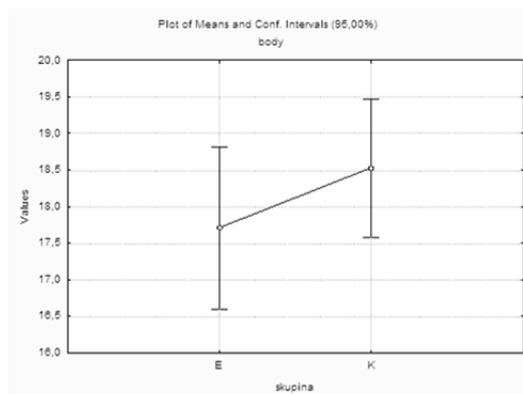
Charakter jednotlivých skupín podľa získaných bodov z testu môžeme vidieť aj na škatuľovom grafe na obrázku 1.



Obr. 1: Škatuľový graf získaných bodov skupiny 1 (E) a skupiny 2 (K)

Žiaci skupiny 2 majú o 3,41% lepšiu priemernú percentuálnu úspešnosť ako žiaci skupiny 1. Skupina 2 je na tom lepšie aj v porovnaní minimálneho počtu bodov (o 3 body), ktoré žiaci získali za test. Naopak, čo sa týka maximálnu počtu bodov, v oboch skupinách bolo dosiahnutých 25 bodov. Maximálny počet bodov za test (28 bodov) sa nepodarilo dosiahnuť ani jednému žiakovi z daných skupín.

Rozdielnosť skupín môžeme vidieť aj na grafickom znázornení priemerného počtu bodov z testu spolu s 95% intervalmi spoľahlivosti dosiahnutých bodov v jednotlivých skupinách na obrázku 2.



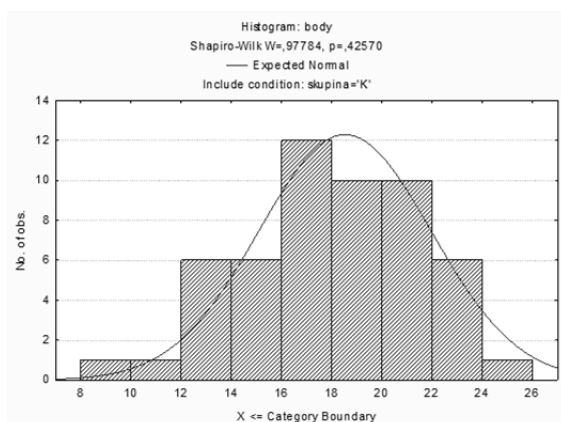
Obr. 2: Graf priemerov skupiny 1 (E) a skupiny 2 (K)

Hypotéza prieskumu teda neplatí. Žiaci skupiny 2 majú v priemere lepšie vedomosti ako žiaci skupiny 1. Overíme, či je medzi priemernými vedomosťami skupín významný rozdiel. Najprv však potrebujeme testovať normalitu získaného počtu bodov v oboch populáciách. Na testovanie normality získaných bodov z testu jednotlivých skupín sme použili **Shapiro-Wilkov W test** (Tab.3).

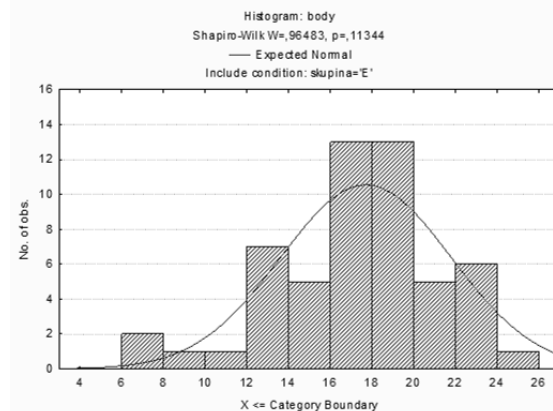
Tab. 3 Výsledky Shapirovho-Wilkovho W testu

	n	hodnota W	p hodnota
Skupina 1	54	0,965	0,113
Skupina 2	53	0,978	0,426

P – hodnoty testu normality (Shapirovho–Wilkovho testu) sú v oboch skupinách väčšie ako 0,05 (Tab. 3), teda nezamietame hypotézu, že dáta pochádzajú z normálneho rozdelenia. Rozdelenie počtu bodov v oboch populáciách **môžeme považovať za normálne**, čo nám vizualizujú aj obrázky 3 a 4.



Obr. 3: Histogram rozdelenia počtu bodov skupiny 1



Obr. 4: Histogram rozdelenia počtu bodov skupiny 2

Keďže rozdelenie počtu bodov v oboch základných súboroch môžeme považovať za normálne, na testovanie stanovenej hypotézy prieskumu sme použili **Studentov dvojvýberový t-test** (Tab. 4). Testovací problém sme si stanovili nasledovne:

H0: Stredné hodnoty skóre testu sú v základných súboroch rovnaké.

(Nie je významný rozdiel vo vedomostiach z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika medzi skupinou 1 a skupinou 2.)

H1: Stredné hodnoty skóre testu sú v základných súboroch odlišné.

(Je významný rozdiel vo vedomostiach z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika medzi skupinou 1 a skupinou 2.)

Tab. 4: Výsledky Studentovho dvojvýberového t-testu

hodnota t	p hodnota	hodnota F	p hodnota
-1,120	0,262	1,412	0,215

Keďže hodnota p (0,262) vo výsledkoch Studentovho t-testu je väčšia ako stanovená hladina významnosti 0,05, hypotézu H0 nezamietame. To znamená, že predpoklad o rovnosti stredných hodnôt je opodstatnený, **pozorované rozdiely** medzi výsledkami testu skupiny 1 a skupiny 2 **nie sú štatisticky významné**. Poznamenajme, že p hodnota F testu je 0,215 a je väčšia ako 0,05, teda bol splnený predpoklad Studentovho dvojvýberového t-testu o rovnosti rozptylov v základných súboroch.

5. Záver

Žiaci z Trnavského kraja vzdelávaní od 5. roč. do 9. roč. podľa ŠVP nemajú lepšie vedomosti z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika ako žiaci vzdelávaní od 5. roč. do 9. roč. podľa učebných osnov z roku 1997.

Dôvodov môže byť niekoľko: učitelia neboli pripravení na reformu školstva, učitelia nemali dostatočné množstvo materiálov na výučbu tohto tematického okruhu, výučbu tohto tematického okruhu ovplyvňuje jeho neoblíbenosť u učiteľov, učitelia na základnej škole neučili žiakov podľa nových učebníc.

Uvedomujeme si, že tento výsledok je istou mierou ovplyvnený aj tým, že žiaci druhého ročníka sú starší a teda ich schopnosť riešiť úlohy z kombinatoriky, pravdepodobnosti a štatistiky môže byť ovplyvnená ich vedomosťami z iných oblastí matematiky, ktoré získali počas prvého ročníka.

Literatúra

ANDĚL, J. 2003. Štatistické metody. Praha: Matfyzpress, 2003, ISBN 80-86732-08-8

GAVORA, P. 2001. Úvod do pedagogického výskumu. Bratislava: UK, 2001, ISBN 80-223-1628-8

ŠTÁTNY VZDELÁVACÍ PROGRAM, Matematika, príloha ISCED 2, 2010. [online]. Bratislava: Štátny pedagogický ústav, 2010. [2011-10-05]. Dostupné na internete: http://www1.statpedu.sk/documents//16/vzdelavacie_programy/statny_vzdelavaci_program/prilohy/Matematika_ISCED_2-3.pdf

Adresa autora:

Eva Uhrinová, PaedDr.

Katedra matematiky FPV UKF

Trieda A. Hlinku 1, 94974 Nitra

eva.uhrinova@ukf.sk

**Využívanie a ekologická stabilita krajiny katastrálneho územia
obce Búč z dlhodobej perspektívy**
**Use and ecological stability of the landscape of the cadastral area
of the municipality Búč in the long term perspective**

Zuzana Zacharová, Zuzana Vitézová

Abstract: Environmental quality of cadastral area of municipality Búč is influenced by the many factors and human interventions. However, these factors have been causing negative development of the quality of environment in the observed area. Through the various ecological and landscaping facilities and measures could occur a gradual increase in the stability and quality of the landscape, what would have reflection also in the longer term on the future generations as well, because territorial preconditions for sustainable development would become more favorable.

Abstrakt: Environmentálnu kvalitu katastrálneho územia (k. ú.) Búč ovplyvňuje množstvo faktorov a ľudských zásahov. Tieto však spôsobujú negatívny vývoj kvality životného prostredia v skúmanom území. Prostredníctvom rozličných ekologických a krajínovotných zariadení a opatrení by mohlo dochádzať k postupnému zvyšovaniu stability a kvality krajiny, čo by malo odraz aj z dlhodobejšieho hľadiska i na budúce generácie, nakoľko územné predpoklady pre trvalo udržateľný rozvoj (TUR) by sa stali priaznivejšími.

Key words: land use, ecological stability of the landscape, development of the acreages of basic categories of land use, coefficients and their interpretations, cadastral area of the municipality Búč, district Komárno.

Kľúčové slová: využívanie krajiny, ekologická stabilita krajiny, vývoj výmer základných kategórií využitia zeme, koeficienty a ich interpretácie, kataster obce Búč, okres Komárno.

JEL classification: C02, Q00, Y10

Úvod

Cieľom príspevku je posúdenie územných predpokladov pre TUR k. ú. obce Búč zhodnotením dôležitých parametrov krajiny, ktorými sú predovšetkým jej využívanie a ekologická stabilita. Environmentálne problémy je potrebné začať riešiť na lokálnej úrovni. Vypracovaniu návrhov však predchádza dôkladný prieskum situácie. Z toho vyplynul náš zámer analyzovať vývoj a zhodnotiť súčasný stav miery využívania a stability krajiny katastra obce Búč.

Pri písaní nášho príspevku sme vychádzali z odbornej literatúry a databázy ŠÚ SR Regdat (údaje o úhrnných hodnotách druhov pozemkov - ÚHDP) [10]. Získané údaje sme spracovali pomocou matematických a štatistických výpočtov, ktoré sme znázornili prostredníctvom tabuliek, diagramov a mapového výstupu v prostredí QGIS (všetky boli vytvorené autormi tohto príspevku). Tieto sme sa snažili interpretovať a navzájom porovnať.

1. Využívanie krajiny záujmového územia

V rámci skúmaného územia dominuje pri využívaní krajiny silný proces intenzifikácie poľnohospodárstva [11]. Intenzívna poľnohospodárska výroba má však významný podiel na pretváraní krajiny, čiže pretrvávajú hrozby neustále sa znižujúcej stability poľnohospodárskych pozemkov (ekosystémov). Zdôrazňuje sa teda potreba vzájomného prepojenia medzi projektmi poľnohospodárskej sústavy a krajinným plánovaním [3].

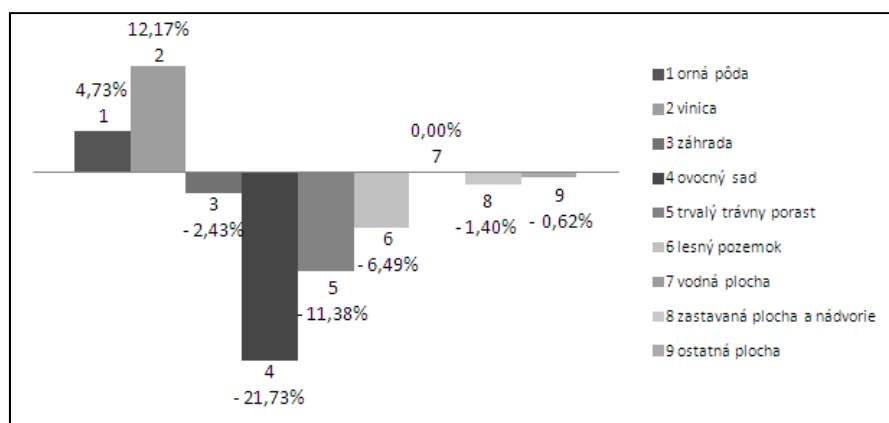
Táto kapitola podáva prehľad o súčasnom stave a dynamike vývoja využívania krajiny riešeného územia k. ú. Búč pomocou výpočtov nasledovných ukazovateľov: výmery základných kategórií využitia zeme a kompozícia krajiny.

1.1 Výmery základných kategórií využitia zeme

Sledovali sme vývoj výmer základných kategórií využitia zeme v k. ú. Búč za obdobie 1996 – 2012 a uvádzame najrozsiahlejšie medziročné zmeny, ktoré nastali v jednotlivých kategóriách: orná pôda +4,62% (2001); -3,07% (2004); +3,07% (2009); vinica -43,44% (2001); +101,38% (2004); +2,13% (2006); -3,37% (2010); záhrada -1,31% (1998); -0,51% (2003); ovocný sad -4,17% (2001); -0,91% (2004); -17,58% (2009); trvalý trávny porast -11,54% (2001); +0,19% (2004); lesný pozemok – jediná zmena -6,49% (2006); vodná plocha – žiadna zmena; zastavaná plocha a nádvorie -0,3% (2001); -2,31% (2004); +0,3% (2007); ostatná plocha -0,8% (2000); +0,39% (2010).

K najväčšiemu medziročnému nárastu teda došlo vo výmere vinice v roku 2004 (o 101,38%) a najväčší medziročný pokles bol takisto vo výmere vinice v roku 2001 (o 43,44%). Rokmi najfrekvencovanejších zmien boli najmä roky 2001 a 2004.

Celkové zmeny výmer základných kategórií využitia zeme v k. ú. Búč za obdobie 1996 – 2012 ilustruje nasledujúci graf (Obr. 1). Zväčšenie nastalo v kategóriách orná pôda a vinica, kategória vodná plocha bola zostala rovnaká a k zmenšeniu došlo v kategóriách záhrada, ovocný sad, trvalý trávny porast, lesný pozemok, zastavaná plocha a ostatná plocha, čo tiež vypovedá o neustálej intenzifikácii poľnohospodárstva v k. ú. Búč. Maximálny nárast sme pozorovali vo výmere vinice o 12,17 %, naopak maximálny pokles vo výmere ovocného sadu až o 21,73 %.



Obr. 1: Zmeny výmer základných kategórií využitia zeme v k. ú. Búč medzi rokmi 1996 a 2012

1.2 Kompozícia krajiny

Pod pojmom kompozícia krajiny sa rozumie zastúpenie jednotlivých tried. Je možné vyjadriť ju indikátorom počet tried. Ide o najjednoduchší spôsob hodnotenia krajinskej diverzity. Pri charakteristike krajinskej kompozície sa uvádzajú spravidla aj nasledovné indikátory: podiel poľnohospodárskej pôdy, podiel ornej pôdy, podiel trvalých trávnych porastov, podiel lesov, podiel urbanizovaných areálov [4].

Tab. 1: Kompozícia krajiny v k. ú. Búč v rokoch 1996 a 2012

Vybrané indikátory kompozície krajiny	1996	2012
podiel poľnohospodárskej pôdy	89,99%	90,17%
podiel ornej pôdy	66,10%	69,23%
podiel trvalých trávnych porastov	6,52%	5,78%
podiel lesov	1,54%	1,44%
podiel urbanizovaných areálov	5,10%	5,03%

Kompozícia krajiny v k. ú. Búč v období rokov 1996 – 2012 bola takmer totožná, čiže vo vývoji nenastali nijaké väčšie zmeny (Tab. 1). Vzhľadom k tomu, že k. ú. Búč je považované za poľnohospodársku oblasť, najrozsiahlejšiu časť územia pokrývajú poľnohospodárske pôdy,

predovšetkým orná pôda. Jedným z negatívnych javov v území je, že dochádza k poklesu podielu ekologicky stabilných plôch (lesov a trvalých trávnych porastov).

Rovnako sme zisťovali pomer izolovaných indikátorov kompozície krajiny v roku 2012 a v roku 1996. Nárast sme zaznamenali v podiele poľnohospodárskej pôdy $+0,20\%$ a v podiele ornjej pôdy $+4,73\%$ (najväčší nárast). Opačný vývoj sme pozorovali v podiele trvalých trávnych porastov $-11,38\%$ (najväčší pokles); v podiele lesov $-6,49\%$ a v podiele urbanizovaných areálov $-1,40\%$.

2. Stabilita krajiny záujmového územia

Ekologická stabilita krajiny je vlastnosť krajiny, ktorá umožňuje trvalé udržiavanie a obnovovanie podmienok jej fungovania autoreguláciou (samostatne, bez zásahov), a to aj vtedy, ak niektoré jej zložky sú nestabilné alebo len málo stabilné [8]. Spravidla je charakterizovaná prostredníctvom jednotlivých ekologicky významných segmentov krajiny [2]. Pre stanovenie ekologickej stability územia sa využívajú rôzne koeficienty. Pre zhodnotenie situácie v katastri obce Búč sme vybrali koeficient ekologickej stability krajiny (KES), koeficient antropického ovplyvnenia krajiny (KAO) a koeficient pôvodnosti kultúrnej krajiny (Kpkk).

2.1 Koeficient ekologickej stability krajiny

KES poskytuje smerodajné informácie o stupni kvality krajiny a životného prostredia [7]. Danou problematikou a stanovením čo najvhodnejšieho vzorca pre výpočet tohto ukazovateľa sa zaoberalo viacero autorov v rôznych obdobiach. Naším zámerom bolo čo najpresnejšie určiť stav krajiny na základe tohto indexu, preto sme uznali za vhodné výpočty realizovať podľa troch metodík a následne výsledky porovnať:

1. KES₁ podľa Míchal (1985):

$$KES_1 = \frac{\text{trvalý trávny porast} + \text{lesný pozemok} + \text{vodná plocha} + \text{ovocný sad}}{\text{orná pôda} + \text{vinica} + \text{záhrada} + \text{zastavaná plocha} + \text{ostatná plocha}} = \frac{\text{Stabilné plochy}}{\text{Nestabilné plochy}} = \frac{S}{N},$$

kde: S - výmera plôch relatívne stabilných; N - výmera plôch relatívne nestabilných [9].

2. KES₂ podľa Miklós (1986):

$$KES_2 = \frac{pa * kpn}{p},$$

kde: pa - výmera jednotlivých prvkov krajiny, kpn - koeficient ekologickej významnosti prvkov, p - výmera k. ú. Celková ekologická stabilita krajiny je potom vypočítaná váženým aritmetickým priemerom plošného zastúpenia jednotlivých prvkov [1,6].

3. KES₃ podľa Löw a kol. (1987) ex Lipský (2000):

$$KES_3 = \frac{(1,5A + B + 0,5C)}{(0,2D + 0,8E)},$$

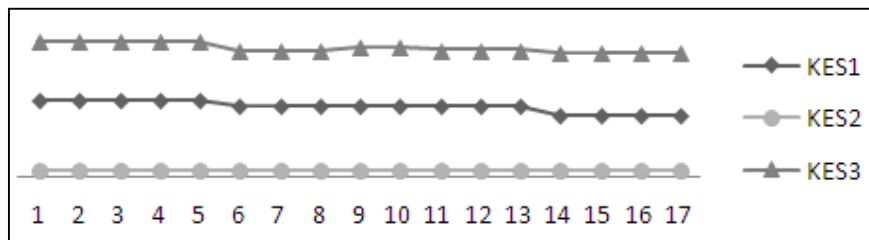
kde: A - lesy, vodné plochy; B - brehové porasty, remízky; C - TTP; D - orná pôda; E - zastavané plochy [7].

Rastúca hodnota KES je vzhľadom k TUR pozitívna. Ak teda hodnota KES rastie, procesy prebiehajúce v krajine sú pozitívne a územné predpoklady pre TUR sa stávajú priaznivejšími.

Tab. 2: Koeficient ekologickej stability krajiny v k. ú. Búč za obdobie 1996-2012

KES	rok 1996	Charakteristika	rok 2012	Charakteristika	Zmena KES v r. 2012 oproti r. 1996 v %
KES ₁	0,29	územie nadpriemerne využívané	0,24	územie nadpriemerne využívané	-19,25%
KES ₂	0,03	výrazne nestabilizovaná krajina	0,02	výrazne nestabilizovaná krajina	-3,52%
KES ₃	0,51	narušená krajina	0,47	narušená krajina	-8,86%

Všetky tri zmeny KES nadobudli zápornú hodnotu, čo znamená, že medzi rokom 1996 a 2012 došlo k zníženiu ekologickej stability krajiny. Na území katastra obce Búč je počas sledovaného obdobia pri všetkých troch KES zastúpená stále len jediná kategória, z čoho vyplýva, že nenastali extrémne zmeny, ani výrazné zhoršenie, ale ani zlepšenie týkajúce sa stability krajiny (Tab. 2, Obr. 2).



Obr. 2: Vývoj koeficientov ekologickej stability krajiny v k. ú. Búč za obdobie 1996 – 2012

1. KES₁ podľa Míchal (1985)

Vo všetkých sledovaných rokoch spadala hodnota KES₁ do intervalu 0,1 - 0,3, čo indikuje krajinu územia nadpriemerne využívanou, so zreteľným narušením prírodných štruktúr. V období 1996 – 2000 však bola krajina o niečo vyváženejšia (takmer mohla byť zaradená o stupeň vyššie - medzi územie intenzívne využívané, hlavne poľnohospodárskou veľkovýrobou).

2. KES₂ podľa Miklós (1986)

Vypočítané KES₂ podľa interpretácie Petrovič (2005) začleňujú záujmové územie vo všetkých sledovaných rokoch iba do jednej kategórie (KES₂ < 0,2) a krajina sa hodnotí ako výrazne nestabilizovaná. Mierne zhoršenie situácie sme zaznamenali od roku 2001.

3. KES₃ podľa Löw a kol. (1987) ex Lipský (2000)

Výsledné výpočty hovoria o narušenej krajine počas sledovaného obdobia 1996 – 2012, nakoľko všetky KES₃ nadobúdajú hodnotu nižšiu ako 1.

Podľa vyššie uvedených výpočtov KES použitím údajov ÚHDP sa zistilo, že všetky tri KES mali v k. ú. Búč najnižšie hodnoty v období 2001 – 2012, kým o niečo vyššie mali ešte v rokoch 1996 – 2000 (Obr. 4), t. j. prelomovým rokom zhoršenia situácie bol rok 2001.

Najpravdepodobnejšími príčinami týchto zmien v stabilite krajiny k. ú. Búč v roku 2001 boli: pokles výmery stabilných plôch (ovocné sady, vinice a trvalé trávne porasty) a rast výmery nestabilných plôch (orná pôda) (Obr. 1). Tieto zmeny v rokoch 2001 i 2004 by sa mohli pripísať postupným zmenám počtu a zamerania predmetov činností poľnohospodárskeho družstva a iných podnikateľských subjektov, zapríčinených predovšetkým spoločenskými zmenami. Jednou z príčin zdvojnásobenia plochy vinice v roku 2004 bolo vysadenie vinohradu s výmerou osemnástich hektárov miestnym súkromným podnikateľom.

Z uskutočnených analýz vyplýva, že z hľadiska zlepšenia stability územia je nevyhnutná realizácia projektov pozemkových úprav formou realizácie konkrétnych opatrení.

2. 2 Koeficient antropického ovplyvnenia krajiny

KAO poskytuje smerodajné informácie o intenzite ľudských zásahov do pôvodnej krajinnej štruktúry. Kupková (2001) navrhuje ukazovateľ KAO, ktorý je vyjadrený vzťahom:

$$KAO = \frac{\text{orná pôda} + \text{zastavaná plocha} + \text{ostatná plocha}}{\text{les} + \text{lúka} + \text{pasienok} + \text{vodná plocha}} = \frac{\text{plochy s vyššou intenzitou využívania}}{\text{plochy s nižšou intenzitou využívania}} = \frac{V}{N}, \quad [7].$$

Rastúca hodnota KAO je vzhľadom k TUR negatívna. Ak teda hodnota KAO rastie, procesy prebiehajúce v krajine sú negatívne a územné predpoklady pre TUR sa stávajú menej priaznivými.

Najväčší medziročný nárast sme zaznamenali v roku 2001, ktorý v porovnaní s predchádzajúcim rokom dosiahol 12,43 %, najväčší pokles v roku 2004 bol 3,08 %. Zmena

KAO v roku 2012 v porovnaní s rokom 1996 dosiahla hodnotu + 13,52 %. Rovnako, ako to bolo pri hodnotách KES, aj pri hodnotení KAO môžeme rok 2001 považovať za začiatok negatívneho vývoja stability krajiny, ktorý pretrvával do konca skúmaného obdobia.

Na základe hodnôt KAO uvádzame kartogram intenzity ľudských zásahov do pôvodnej krajinej štruktúry v jednotlivých k. ú. okresu Komárno za rok 2012 (Obr. 3). Mapa poskytuje možnosť prehľadného porovnania miery využívania krajiny v rovnakom časovom období na okresnej úrovni.

Z údajov, ktoré sme získali z hodnôt KAO znázornených v mape skupinovým triedením a ďalšími výpočtami vyplýva, že k. ú. Búč patrí do triedy 5 - 9,9 s hodnotou KAO 7,99, pričom zo všetkých 41 katastrov je na 28. mieste, čo sa nejaví ako príliš pozitívny jav. Avšak v porovnaní s najnižšou (1,48) a najvyššou (81,27) hodnotou na okresnej úrovni, intenzitu využívania krajiny v k. ú. Búč by sme mohli označiť skôr za priemernú (najmä na základe mediánu, ktorý neberie do úvahy extrémne hodnoty súboru, a ktorý má hodnotu 5,8; variačná šírka znaku je 79,8). Všetky hodnoty KAO boli vyššie ako 1, čo znamená, že v každom k. ú. okresu Komárno prevažujú plochy s vyššou intenzitou antropického využitia.

Napriek prevládajúcej podobnosti medzi hodnotami KAO (medzi intenzitou využívania krajiny v jednotlivých k. ú. nie sú veľké rozdiely) každá hodnota znaku sa vyskytuje len raz. Rozmer zásahu do krajiny ľudskou činnosťou sa preto v každom katastri odlišuje. 68,3% k. ú. má hodnotu KAO nižšiu ako 10, 26,8% k. ú. má hodnotu KAO v rozmedzí 10 – 29,9 a iba jedno k. ú. má hodnotu KAO vyššiu ako 40. Jedno k. ú. má hodnotu KAO vyššiu ako 80.



Obr. 3: Porovnanie intenzity využívania krajiny podľa hodnôt KAO v k. ú. Búč s ostatnými k. ú. okresu Komárno za rok 2012

2. 3 Koefficient pôvodnosti kultúrnej krajiny

Ďalšou metódou na meranie zásahov človeka do pôvodnej krajinej štruktúry, ktoré majú vplyv na jej ekologickú stabilitu, je podľa práce Žigrai (2001) koefficient pôvodnosti kultúrnej krajiny, ktorý má jednoduchú formuláciu:

$$K_{pkk} = \frac{\text{lesný pozemok} + \text{trvalý trávny porast}}{\text{orná pôda}} = \frac{LP+TTP}{OP}, [5].$$

Vývoj vypočítaných hodnôt K_{pkk} v k. ú. Búč za obdobie 1996 – 2012 môžeme sumarizovať nasledovne: najvýraznejšie medziročné zmeny nastali v rokoch 2001 (-13,33%); 2004 (+3,32%); 2006 (-1,37%); 2009 (-2,98%) a 2010 (-0,23%); ostatné zmeny sú zanedbateľné. Výsledná zmena sa v roku 2012 v porovnaní s rokom 1996 klesla o 14,49%.

4. Záver

Krajina k. ú. obce Búč bola po celé sledované obdobie poľnohospodársky intenzívne využívanou, preto má značne oslabené autoregulačné procesy a na obnovu a zvyšovanie

ekologickej stability vyžaduje vysoké vklady dodatkovj energie. Z toho dôvodu je nevyhnutné venovať veľkú pozornosť pravidelným terénnym prieskumom krajiny a ďalšiemu výskumu pre vypracovanie komplexných projektov (pozemkových úprav, MÚSES, krajinnoekologický plán, investičných a i.) vychádzajúcich zo získaných výsledkov. Nemenej dôležitá je následná implementácia návrhov do praxe.

Literatúra

- [1] BAJZÍKOVÁ, E. 2011. *Projekt pozemkových úprav k. ú. Petrova Ves a Primoravské Lúky*. [online]. [citované 2014-03-10]. Dostupné na internete: <http://www.minv.sk/swift_data/source/verejna_sprava/obu_senica/polno_a_lesny/ppu_petrova_ves_a_primoravske_luky/szotspetves.pdf>.
- [2] FRIEDL, M. 2004. *Kostra ekologickej stability v geobiocenologickej databázi*. [online]. [citované 2014-03-9]. Dostupné na internete: <<http://www.uses.cz/data/sbornik04/friedl.pdf>>.
- [3] KOČÍK, K. 2002. Využitie teórie poľnohospodárskych sústav v krajinno-ekologickom plánovaní. In *Acta Environmentalica Universitatis Comenianae (Bratislava)*. ISSN 1335-0285, 2002, roč. XI., Supplement, s. 219-226.
- [4] KOPECKÁ, M. 2011. Indikátory hodnotenia diverzity krajiny. In *Životné prostredie*. ISSN 0044-4863, 2011, roč. XXXXV, č. 4, s. 198-202.
- [5] KOTRLA, M. 2012. *Súčasný stav využitia krajiny vo vybraných územiach Nitrianskeho samosprávneho kraja z hľadiska zhodnotenia ich ekologickej stability*. [online]. [citované 2014-03-02]. Dostupné na internete: <<http://www.slpk.sk/eldo/2012/zborniky/00112/kotrla.pdf>>.
- [6] KRIVOSUDSKÝ, R. 2012. *Hodnotenie zmien krajinnej štruktúry v okolí vodných tokov ako nástroj hodnotenia ekologickej stability rurálnej krajiny*. [online]. [citované 2014-03-02]. Dostupné na internete: <http://mnet.mendelu.cz/mendelnet2012/articles/40_krivosudsky_671.pdf>.
- [7] LABUDA, M. - PAVLIČKOVÁ, K. 2006. Zmeny vo využívaní poľnohospodárskej krajiny a jej ekologickej stability v rokoch 1955 a 1990 na území Myjavskej pahorkatiny. In *Acta Environmentalica Universitatis Comenianae (Bratislava)*. ISSN 1335-0285, 2006, roč. XIV., č. 1, s. 65-75.
- [8] SLOVENSKÁ AGENTÚRA ŽIVOTNÉHO PROSTREDIA, Stredisko environmentálnej výchovy Žilina. 2003. *Pojmy a kľúčové slová*. [online]. [citované 2014-04-10]. Dostupné na internete: <<http://www.sazp.sk/slovak/aprojekty/skk/Pojmy.html>>.
- [9] STRÁNSKÁ, T. 2007. *Využití historických map při vymezování ekologických síti*. [online]. [citované 2014-03-13]. Dostupné na internete: <<http://www.uses.cz/data/sbornik07/Stranska.pdf>>.
- [10] ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. 2014. Regionálna databáza. Výmera územia podľa: územie, typ pôdy pre územie a rok. [online]. Dostupné na internete: <<http://px-web.statistics.sk/PXWebSlovak/>>.
- [11] ZACHAROVÁ, Z. - KRČMÁROVÁ, M. 2013. Zmeny v štruktúre druhov pozemkov pôdneho fondu katastra Búč. In *Forum Statisticum Slovacum*. ISSN 1336-7420, 2013, roč. IX., č. 3, s. 155-160.

Adresy autorov:

Zuzana Zacharová, Ing.
Katedra ekológie a environmentalistiky,
FPV UKF v Nitre
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra
zuzana.zacharova@ukf.sk

Zuzana Vitézová, Mgr.
Katedra matematiky,
FPV UKF v Nitre
Tr. A. Hlinku 1, 949 01 Nitra
zuzana.vitezova@ukf.sk

Zo života SŠDS

From live of SSDS

V. celoslovenská konferencia medicínskej štatistiky „MedStat 2014“ 5th Slovak Conference in Medical Statistics „MedStat 2014“

Štefan Madarász

V dňoch 24. – 25. 4. 2014 sa konala V. Celoslovenská konferencia o štatistike v zdravotníctve „MedStat2014“ s podporou EU grantu ITMS 26220220099.



Obr. č. 1. Promenáda, Ružomberok (foto Madarász, 2013)

Konferenciu organizovali Neurologická klinika ÚVN SNP V Ružomberku, Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, Fakulta zdravotníctva Katolíckej univerzity v Ružomberku, Univerzita sv. CYRILA A METODA v Trnave, Ústredná vojenská nemocnica - FN v Ružomberku, Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej genetiky LFUK a UNB v Bratislave pod záštitou doc. MUDr. Lesňákovej Anny, dekanky FZ KU v Ružomberku.

Konferencia sa uskutočnila v konferenčnej miestnosti Hotela Vila Gross v Ružomberku.



Obr. č. 2. Vila Gross, Ružomberok

Odbornými garantmi podujatia boli doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc. RNDr. Samuel Koróny, PhD. a Ing. Andrej Trnka, PhD. a boli zodpovednými za odbornú úroveň prednášok, ktoré boli publikované vo vedeckom recenzovanom časopise FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2014.

Konferencia bola určená hlavne pre pracovníkov rezortu zdravotníctva a rôznych vzdelávacích inštitúcií v zdravotníctve, účastníkom atestácií, habilitácie, pri získavaní vedeckých titulov, ale aj medicom a študentom vysokých škôl a fakúlt so zameraním na výučbu ošetrovateľstva, verejného zdravotníctva a iné medicínske odbornosti, záujemcom o praktické využitie štatistických metód a softvérových produktov vo svojej výskumnej, či

každodennej práci. Program sa skladal z výučbových prednášok, ilustračných prednášok pozvaných autorov a vedeckých prác prihlásených záujemcov.

Tematické okruhy konferencie zahrnuli prednášky z medicínskej štatistiky, vybrané úlohy štatistiky v Exceli a konzultácie vlastných prác účastníkmi konferencie.

Konferenciu slávnostne otvoril MUDr. Štefan Madarász, PhD. a doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.



Po krátkom otvorení sa ujal slova RNDr. Ján Luha, CSc. a predniesol dve výučbové prednášky „Záznam dát pre analýzu prežívania“ a „Analýza prežívania v SPSS“. V prvej prednáške sa zaoberal s praktickými otázkami záznamu medicínskych dát pre analýzu prežívania. Aplikácie prezentoval na konkrétnych príkladoch a záznam dát ilustroval Exceli. V druhej prednáške oboznámil účastníkov konferencie so základnými úlohami analýzy prežívania. Zdôraznil, že tieto úlohy sú veľmi časté pri štatistickej analýze medicínskych dát.

Obr. č. 3 RNDr. Luha Ján, CSc. Pridnáškach „Záznam dát pre analýzu prežívania“ a „Analýza prežívania v SPSS“

Ďalšie výukové prednášky predniesol doc. Chajdiak, CSc. na tému „Analýza



Obr. č. 4 V popredí z ľava Mgr. Priesolová Viera a doc. Ing. Jozef Chajdiak

závislosti nástroje regresie v Exceli, a prednášky o štatistických grafoch pod názvom Štatistické grafy 1. a Štatistické grafy 2“. V prvej prednáške sa zaoberal postupom riešenia úlohy regresie v exceli a ďalších dvoch prednáškach s postupmi tvorby stĺpcového grafu v Exceli. V nasledujúcej prednáške od autorov **Slováková, J.¹, Marek, J.²** z Univerzity obrany, Fakulty ekonomiky a managementu¹ a Fakulty elektrotechniky a informatiky² z Univerzity Pardubice Mgr. Marek predniesol prednášku pod názvom **Modelování pravděpodobnosti doby dojezdu ZZS**. Príspevok bol zameraný na zdravotnícku záchrannú službu (ZZS), ktorá je jednou zo složiek integrovaného záchranného systému Českej

republiky. Článok sa snažil identifikovať faktory, ktoré ovplyvňovali dobu dojazdu v Olomouckom kraji v r. 2009. Analýza dát ukázala, že doba dojazdu nie je ovplyvnená kalendárnym dňom, mesiacom, rokom ani rôznou denní dobou.

V ďalšom priebehu konferencie prezentovali výsledky svojich prác klinické pracovníčky v ÚVN SNP FN. Prednášku od autorov Danihel, L., Madarász, Š. **Fosfolipáza A₂ asociovaná s lipoproteinmi – nový ukazovateľ vzniku cerebrálneho infarktu**



predniesol dr. Danihel, PhD. z Radiologickej kliniky ÚVN SNP FN Ružomberok. Na základe štatistického hodnotenia výsledkov autori dospeli k záverom, že nový špecifický zápalový ukazovateľ Fosfolipáza A₂ asociovaná s lipoproteinmi (Lp-PLA₂) môže predikovať vznik cerebrálneho infarktu a infarktu myokardu u pacientov s prekonanou ischemickou cievnou mozgovou príhodou, ischemickou chorobou srdca a u pacientov s arteriálnou hypertenziou.

Obr. č. 5 Zľava dr. Danihel, dr. Luha a dr. Koróny

MUDr. Koleda Peter z Neurologickej kliniky v prednáške od autorov Madarász, S., Koleda, P., Kašovič, P., Lopeň, P., Midriak, J., Matulová, M. analyzoval výsledky thrombolýzy u 26 pacientov na Neurologickej klinike ÚVN SNP FN Ružomberok. V hodnotení sa zamerávali na efektivitu liečby pre pacienta, prípadne zhoršenie stavu pomocou NIHSS škály, na výskyt nežiaducich účinkov, na výskyt závažných komplikácií a na výskyt úmrtí v súvislosti s podaním trombolýzy. o výsledkoch trombolýzy pacientov s ischemickou náhlou cievnou mozgovou príhodou. Poukázal na skutočnosť, že jedinou kauzálnou liečbou týchto stavov je trombolytická liečba, ktorá ale nie je vždy metódou, ktorá prebieha bez komplikácií.

Dr. Rohaľová, PhD. z NK ÚVN FN Ružomberok hovorila o význame primárnej prevencii cerebrovaskulárnych ochorení. Poukázala na skutočnosť, že na jej zlepšenie je dôležitá identifikácia nových rizikových faktorov a vyvinutie nových diagnostických metód na identifikáciu osôb s vysokým rizikom vzniku CMP. Jedným z novšie uznaných rizikových faktorov je práve arteriálny stiffness /tuhosť cievnej steny/. V práci od autorov Rohaľová, J., Madarász, Š. a Koleda, P. **„Arteriálny stiffness – staronový rizikový faktor cievnych mozgových príhod?“** autori v skupine 102 pacientov prezentovali výsledky vyšetrenia arteriálneho stiffnessu /vyjadrený pomocou Aix a PWV/. Preukázalo sa, že Aix ako parameter arteriálnej tuhosti má zvýšené a patologické hodnoty v skupine pacientov bez klinického prejavu aterosklerózy, alebo len v počiatočných štádiách, zatiaľ čo hodnoty PWV sú podľa výsledkov zvýšené až patologické v skupine pacientov s jasnými klinickými prejavmi aterosklerózy. Autori poukazujú na to, že zvýšená, alebo patologická hodnota Aix je známkou začínajúcej aterosklerózy, kým PWV je znakom rozvinutej ATS, tak ako to tvrdí aj väčšina dosiaľ publikovaných prác. Podľa korelačných matíc sa u pacientov s patologickými hodnotami Aix a PWV nepotvrdili významné korelácie s ostatnými sledovanými rizikovými

faktormi. Korelačné koeficienty patologických hodnôt PWV a Aix s hodnotami hrúbky príslušného IMT komplexu vpravo aj vľavo sú nevýznamné.

Autori Ďurej, V. a Bieliková, A. oboznámili poslucháčov s **výskytom endoftalmitídy po operácii katarakty na** z Očnej kliniky ÚVN SNP FN Ružomberok.

V nasledujúcej výučbovej prednáške „**Klasifikačné stromy a ich aplikácie v medicíne**“ RNDr. Samuel Koróny, PhD. uviedol výsledky analýzy závislosti podielu hospitalizovaných a nehospitalizovaných detských a dospelých pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od kraja, odboru a roku za obdobie 2009 – 2011 pomocou klasifikačných stromov.



Obr. č. 6 RNDr. Samuel Koróny pri príprave na prednášku

Konferenciu ukončil so svojou výučbovou prednáškou „**Analýza viacnásobných odpovedí pomocou SPSS Statistics**“ Ing. Andrej Trnka, PhD. z UCM v Trnave. Článok popisuje možnosti spracovania tzv. viacnásobných odpovedí (Multi Response). Tento typ odpovedí je charakteristický tým, že proband má možnosť vybrať viaceré odpovede alebo môže odpovedať na jednotlivé vyhlásenia v otázke. Na analýzu takejto odpovede (premennej) nie je vhodné použiť bežné frekvenčné alebo krížové tabuľky. Pomocou SPSS Statistics je možné špecifikovanie sady vyhlásení a jeho následná analýza, ktorá je prehľadnejšia a umožňuje lepšie pochopenie súvislostí.



Obr. č. 7 Z ľava Mgr. Marek J. z Univerzity obrany a Fakulty ekonomiky a managementu z Univerzity Pardubice, Mgr. Priesolová Zuzana z NK ÚVN SNP FN Ružomberok, RNDr. Luha Ján, CSc. z LFUK Bratislava a Bc. Kuchelová Anna z NK ÚVN SNP FN Ružomberok

Záverom je možné povedať, že V. Celoslovenská konferencia medicínskej štatistiky „MedStat2014“, ktorá prebehla podľa vopred stanoveného programu a bola podporená **EU grantom ITMS 26220220099**, dosiahla vysokú odbornú úroveň a zaplnila prázdne miesto v edukačnom systéme v oblasti štatistiky v zdravotníctve.



Európska únia

Práca je podporená projektom EU Mechanizmy a nové markery vzniku a priebehu cirkulačných porúch mozgu ITMS 26220220099

Adresa autora:

Štefan Madarász, MUDr., PhD.
ÚVN SNP FN Ružomberok
ul. Gen. Miloša Vesela 21
03426 Ružomberok
madaraszs@gmail.com

OBSAH CONTENTS

	Predhovor Foreword	1
Ferdinand Chovanec	Grafické metódy v algebrických štruktúrach (D-posetoch) Graphic methods in algebraic structures (D-posets)	3
Beloslav Riečan	O modernej slovenskej matematike About modern Slovak mathematics	4
Eva Barčíková	Vyhodnotenie vplyvu geometrického myslenia žiakov na ich schopnosť riešiť konštrukčné úlohy Evaluation of the influence of geometrical thinking of students for their ability to solve a geometrical construction task	6
Peter Berlanský, Ján Luha	Analýza vplyvu silových schopností na špeciálne testovacie vodnopólové cvičenie podľa fáz kondičného programu 10 – 13 ročných vodných pólistov Analysis of impact of power capability on the special water polo test exercises by phases conditioning program from 10 to 13 year-old water polo players	13
Anna Dobešová, Lenka Kraváčková	Hlavní inflační faktory v České republice a jejich změna způsobená hospodářskou krizí Main inflationary factors in the Czech Republic and their change caused by economic crisis	25
Lucia Gálová	Výber indexu súhlasu žiakov pri hodnotení interakčného štýlu učiteľov Selection of agreement index in evaluation teacher's interaction style by pupils	31
Stanislava Gogová	Štatistická analýza inventára vybraného súboru hrobov zo stredovekého cintorína v Krásne Statistical analysis of the inventory of selected graves from Medieval Cemetery in Krásno	36
Jozef Chajdiak	Analýza tržieb z ekonomických činností v oblasti sekcie L Činnosti v oblasti nehnuteľností – rok 2010 Analysis of revenues from economic activities in Section L Real estate activities – 2010	40
Vlastimil Chytrý	Využití statistických metod při vyhodnocení výzkumu zaměřeného na rozvoj logického myšlení jedince Statistical methods used in the evaluation of research focused on the development of logical thinking of individual	45
Natália Jeleňová, Ľubica Černá	Vývoj vybraných mzdových ukazovateľov v Slovenskej republike a v krajinách V4 Development of the selected indicators of wage in the Slovak Republic and in the V4 countries	51
Zuzana Juščáková	Kontextuálne premenné školskej úspešnosti žiaka The contextual variables of academic achievement of pupil	57

Václav Klepáč	Aplikace modelů volatility při predikci Value at Risk Applications of volatility models for Value at Risk forecasting	64
Mária Kolková, Pavol Kaclík	Prvé skúsenosti s modelovaním tzv. pridanej hodnoty na slovenských dátach Value added modeling – the first application on data from Slovak students	70
Jaroslav Marek, Radko Rajmon, Tomáš Haloun	Porovnání metod pro 305-denní aproximaci normované laktace Comparison of standardize 305-day-lactation approximation	78
Eva Mokráňová, Eva Barčíková	Analýza žiackych prístupov k riešeniu slovných úloh Analysis of pupils' approaches to solving of word problems	86
Dennis Nchor	Analýza vlivů působících na směnný kurz ghanského cedi modelem korekce chyby An error correction analysis of exchange rate determinants in Ghana	91
Peter Obtulovič , Zuzana Poláková	Hrozí Eurozóna deflácia Is there threat of deflation in Euro area	96
Dana Országhová, Radomíra Gregáňová	Štúdium matematiky v cudzom jazyku ako syntéza matematických a jazykových kompetencií študentov The study of mathematics in a foreign language as synthesis of mathematical and language competencies of students	101
Roman Pavelka	Výzkum a modelování přidané hodnoty škol jako náhodných efektů škol The Added Value Research and Modelling as Random Effects of Schools	107
Zuzana Poláková, Zlata Sojková	Vplyv hospodárskej krízy na štruktúrálnu zamestnanosť v podnikoch Slovenska Effects of the economic depression on structural employment in companies in Slovakia	113
Jana Rohal'ová, Štefan Madarász, Peter Koleda	Arteriálny stiffness – staronový rizikový faktor cievnych mozgových príhod? Arterial stiffness - old-new risk factor for ischemic stroke?	118
Jitka Slováková, Jaroslav Marek	Analýza dostupnosti ZZS Analysis of the availability of EMS	126
Kristína Sotáková, Roman Pavelka, Elena Tomková	Ktoré faktory sú dôležité pri posudzovaní sociálnej inklúzie na základných školách? Which factors are important for assessment of social inclusion in primary schools?	131
Peter Szabo	Vybrané kvantitatívne prístupy v lingvistike založené na frekvencii jazykových jednotiek Selected Quantitative approaches in linguistics based on frequency of language units	135

Edita Szabová, Michal Levický	Korelácia a elaborácia vo výskume nákladov v chove včiel Correlation and elaboration in research of beekeeping costs	141
Edita Szabová, Katarína Miháliková	Porovnanie vnímania pojmov ideálny festival a Bažant Pohoda 2013 generáciou Y a generáciou X Comparison of perception of the terms ideal festival and Bazant Pohoda by generation X and Y	147
Soňa Švecová, Janka Drábeková, Michal Hajdúk	Štatistická analýza výsledkov testu z matematiky Statistical analysis of test results in mathematics	153
Andrej Trnka	Stručná štatistická analýza sčítania obyvateľstva z roku 1869 v obci Horné Zelenice Short statistical analysis of the census 1869 in village Horne Zelenice	159
Eva Uhrinová	Porovnanie úrovne vedomostí žiakov z tematického okruhu Kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika Comparison of the level of student knowledge from Combinatorics, probability, statistics	165
Zuzana Zacharová, Zuzana Vitézová	Využívanie a ekologická stabilita krajiny katastrálneho územia obce Búč z dlhodobej perspektívy Use and ecological stability of the landscape of the cadastral area of the municipality Búč in the long term perspective	169
Zo života SŠDS From life of SSDS		
Štefan Madarász	V. celoslovenská konferencia medicínskej štatistiky „MedStat 2014“ 5th slovak conference in medical statistics „MedStat 2014“	176
	Obsah Contents	181

Pokyny pre autorov

Jednotlivé čísla vedeckého recenzovaného časopisu FORUM STATISTICUM SLOVACUM sú prevažne tematicky zamerané zhodne s tematickým zameraním akcií SŠDS. Príspevky v elektronickej podobe prijíma zástupca redakčnej rady na elektronickej adrese uvedenej v pozvánke na konkrétne odborné podujatie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Akceptujeme príspevky v slovenčine, češtine, angličtine, nemčine, ruštinu a výnimočne po schválení redakčnou radou aj inom jazyku. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko_nazovakcie.doc resp. docx**

Forma: Príspevky písané výlučne len v textovom editore MS WORD, verzia 6 a vyššia, písmo Times New Roman CE 12, riadkovanie jednoduché (1), formát strany A4, všetky okraje 2,5 cm, strany nečíslovať. Tabuľky a grafy v čierno-bielom prevedení zaradiť priamo do textu článku a označiť podľa šablóny. Bibliografické odkazy uvádzať v súlade s normou STN ISO 690 a v súlade s medzinárodnými štandardami. Citácie s poradovým číslom z bibliografického zoznamu uvádzať priamo v texte.

Rozsah: Maximálny rozsah príspevku je 6 strán.

Príspevky sú recenzované. Redakčná rada zabezpečí posúdenie príspevku oponentom.

Príspevky nie sú honorované, poplatok za uverejnenie akceptovaného príspevku je minimálne 30 €. Za každú stranu navyše je poplatok 5 €.

Štruktúra príspevku: (Pri písaní príspevku využite elektronickú šablónu: <http://www.ssds.sk/> v časti Vedecký časopis, Pokyny pre autorov.). **Časti v angličtine sú povinné!**

Názov príspevku v slovenskom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Názov príspevku v anglickom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Vynechať riadok

Meno1 Priezvisko1, Meno2 Priezvisko2 (štýl normálny: Time New Roman 12, centrovať)

Vynechať riadok

Abstrakt: Text abstraktu v slovenskom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Abstract: Text abstraktu v anglickom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Kľúčové slová: Kľúčové slová v slovenskom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

Key words: Kľúčové slová v anglickom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

JEL classification: Uviesť kódy klasifikácie podľa pokynov v:

<http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php>

Vynechať riadok a nastaviť si medzery odseku pre nadpisy takto: medzera pred 12 pt a po 3 pt. Nasleduje vlastný text príspevku v členení:

1. **Úvod** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať.)
2. **Názov časti 1** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)
3. **Názov časti 1. . .**
4. **Záver** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)

Vlastný text jednotlivých častí je písaný štýlom Normal: písmo Time New Roman 12, prvý riadok odseku je odsadený vždy na 1 cm, odsek je zarovnaný s pevným okrajom. Riadky medzi časťami a odsekmi nevynechávajú. Nastavte si medzi odsekmi medzeru pred 0 pt a po 3 pt.

5. **Literatúra** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)

[1] Písať podľa normy STN ISO 690

[2] GRANGER, C.W. – NEWBOLD, P. 1974. Spurious Regression in Econometrics. In: Journal of Econometrics, č. 2, 1974, s. 111 – 120.

Adresa autora (-ov): Uved'te svoju pracovnú adresu!!! (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, adresy vpísať do tabuľky bez orámovania s potrebným počtom stĺpcov a s 1 riadkom):

Meno1 Priezvisko1, tituly1 (študenti ročník)
Pracovisko1 (študenti škola1)
Ulica1, 970 00 Mesto1
meno1.priezvisko1@mail.sk

Meno2 Priezvisko2, tituly2 (študenti ročník)
Pracovisko2 (študenti škola2)
Ulica2, 970 00 Mesto2
meno2.priezvisko2@mail.sk

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

vedecký recenzovaný časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

Vydavateľ:

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Redakcia:

Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Fax: 02/39004009

e-mail:

chajdiak@statis.biz
jan.luha@fmed.uniba.sk

Dátum vydania: máj 2014

Registráciu vykonal:

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Dátum registrácie: 22. 7. 2005

Evidenčné číslo: EV 3287/09

Tematická skupina: B1

Periodicita vydávania:

minimálne 2 krát ročne

Objednávky:

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

IČO: 178764

DIČ: 2021504276

Číslo účtu:

IBAN: SK70 0900 0000 0000 1146 9672

ISSN 1336-7420

Redakčná rada:

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *vedecký tajomník*

členovia:

Prof. RNDr. Jaromír Antoch, CSc.
Ing. František Bernadič
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.
Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Prof. RNDr. Gejza Dohnal, CSc.
Ing. Anna Janusová
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Doc. Dr. Jana Kubanová, CSc.
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.
Mgr. Michaela Potančoková, PhD.
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.
Ing. Marek Radvanský, PhD.
Prof. Ing. Hana Řezanková, CSc.
Doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Doc. Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

Ročník: X.

Číslo: 2/2014

Cena výtlačku: 30 EUR

Ročné predplatné: 120 EUR